



ORIGINAL

# Tú Me Haces Mejor/Peor Persona: Validación del Relational Self-Change Scale en Población Mexicana

## *You Make Me a Better/Worse Person: Validation of the Relational Self-Change Scale in the Mexican Population*

Joaquín Alberto Padilla Bautista<sup>1,a</sup>, Cinthia Cruz del Castillo<sup>b</sup>, y Christian Enrique Cruz Torres<sup>c</sup>

<sup>a</sup> Facultad de Ingeniería y Negocios, Universidad Autónoma de Baja California, México

<sup>b</sup> Universidad Iberoamericana, México

<sup>c</sup> Universidad de Guanajuato, México

Recibido 10 de agosto de 2020; aceptado 8 de junio de 2021

### Resumen

Las relaciones de pareja afectan la diversidad, tamaño y contenido del autoconcepto. El modelo de Mattingly et al. (2014) proveniente de una cultura individualista, se enfoca en explicar las afectaciones en el autoconcepto a partir de una relación romántica. El modelo bidimensional explica el incremento y decremento (dirección) en el tamaño y diversidad del autoconcepto y el cambio positivo o negativo (valencia) en el contenido del autoconcepto. Este modelo proporciona cuatro factores con los que se pueden analizar estos cambios: Expansión, Contracción, Limpieza y Corrupción. Objetivo. Esta investigación busca evidencia de validez y confiabilidad en población mexicana del *Relational Self-Change Scale*, escala que mide el modelo bidimensional propuesto por Mattingly. Método. Se usó una muestra de 210 personas se realizó un análisis factorial exploratorio basado en correlaciones policóricas y el empleo de un análisis de escalamiento multidimensional. Posteriormente se empleó una muestra de 242 participantes se realizó un análisis factorial confirmatorio que permitió contrastar la solución original y la obtenida en esta investigación. Resultados. Los diferentes análisis realizados muestran evidencia de solo dos factores, uno positiva y otro negativo el cual es un modelo más parsimonioso para explicar los cambios en el autoconcepto debido a la relación de pareja. Discusión. Pareciera que la población mexicana, la cual está considerada como una cultura colectivista, tiende a conceptualizar de una manera distinta el fenómeno de la autoexpansión.

**Palabras Clave:** Autoexpansión; Autoconcepto, Pareja, Validación psicométrica; Relación romántica

1 Contacto: Dr. Joaquín Alberto Padilla Bautista- Dirección: Universidad Autónoma de Baja California, Facultad de Ingeniería y Negocios, Guadalupe Victoria. Carretera Estatal No. 3, Gutiérrez, c.p 21720 Mexicali, B.C., teléfono: 5540962222, Dirección electrónica: joaquin.padilla@uabc.edu.mx

## Abstract

**Introduction:** Couple relationships affect the diversity, size and content of the self-concept. The model of Mattingly et al. (2014), coming from an individualistic culture, focuses on explaining the effects of a romantic relationship on self-concept. The two-dimensional model explains the increase and decrease (direction) in the size and diversity of the self-concept and the positive or negative change (valence) in the content of the self-concept. This model provides four factors by which these changes can be analyzed: Self-Expansion, Self-contraction, Self-pruning and Self-adulteration. **Objective.** This research seeks evidence of validity and reliability in the Mexican population of the Relational Self-Change Scale, a scale that measures the two-dimensional model proposed by Mattingly. **Method.** Using a sample of 210 people, an exploratory factor analysis based on polychoric correlations and the use of a multidimensional scaling analysis was performed. Subsequently, using a sample of 242 participants, a conformational factor analysis was carried out to contrast the original solution and the one obtained in this research. **Results.** The different analyses performed show evidence of only two factors, one positive and one negative, which is a more parsimonious model to explain the changes in self-concept due to the couple relationship. **Discussion.** It seems that the Mexican population, which is considered to be a collectivist culture, tends to conceptualize the phenomenon of self-expansion in a different way.

**Keywords:** Self-expansion; Self-concept; Couple; Psychometric validation; Romantic relationship

Para la mayoría de las personas, y en la mayoría de las culturas, la conformación exitosa de una relación de pareja es una de las metas más anheladas, esto ya que una relación de pareja permite una interacción física, psicológica y emocional por un lapso de tiempo definido o indefinido que permite cubrir necesidades e intereses de quienes la conforman (Padilla-Bautista, 2018).

El autoconcepto es una de las variables más importantes de la personalidad, ya que permite crear una imagen cada vez más estable de sí mismo, lo que permite ser más realista y tener mayor conocimiento de las propias habilidades y limitaciones para organizar el propio comportamiento (Shaffer, 2000). Aunque se considera que el autoconcepto es un atributo intrínseco e independiente de los demás, su contenido y dinamismo está determinado en realidad por las interacciones sociales (Cross, Morris & Gore, 2002; Tamayo, 1982). Es dentro de estas interacciones que la pareja ocupa un lugar privilegiado, ya que una relación amorosa permite compartir tiempo y un espacio físico y psicológico de una manera especial afectando la diversidad, tamaño y contenido del autoconcepto (Slotter & Gardner, 2009).

Dentro de una relación de pareja, el autoconcepto de los individuos tiende a sufrir cambios debidos

a la interacción con la otra persona. Un ejemplo de esto es que, en relaciones donde existe satisfacción, suelen escucharse frases como: Si no me casaba con ella seguro hubiera terminado en las drogas; mientras que en relaciones no satisfactorias se pueden escuchar frases como No sé qué pecado cometí para estar pagando todo con esta persona. Es así que una relación de pareja puede brindar cambios deseados o no deseados al autoconcepto de sus integrantes (Mattingly, Lewandowski & McIntyre, 2014).

Los cambios del autoconcepto ocurridos en una relación romántica pueden explicarse bajo un modelo de dos dimensiones (Mattingly et al., 2014), las cuales son Dirección y Valencia, como se puede ver en la Figura 1.

La Dirección refiere al tamaño y diversidad del autoconcepto, por lo que en su parte positiva la persona tendrá un incremento de su autoconcepto, realizando nuevas y diferentes conductas gracias a su relación de pareja. Por el contrario, en la parte negativa se encuentra el decremento, el cual afecta al tamaño y diversidad del autoconcepto. De esta manera, y a modo de ejemplo, una persona puede incrementar su autoconcepto al aprender todo lo relacionado a los buenos hábitos que se necesitan para realizar entrenamientos para maratón, ya que su nueva pareja realiza

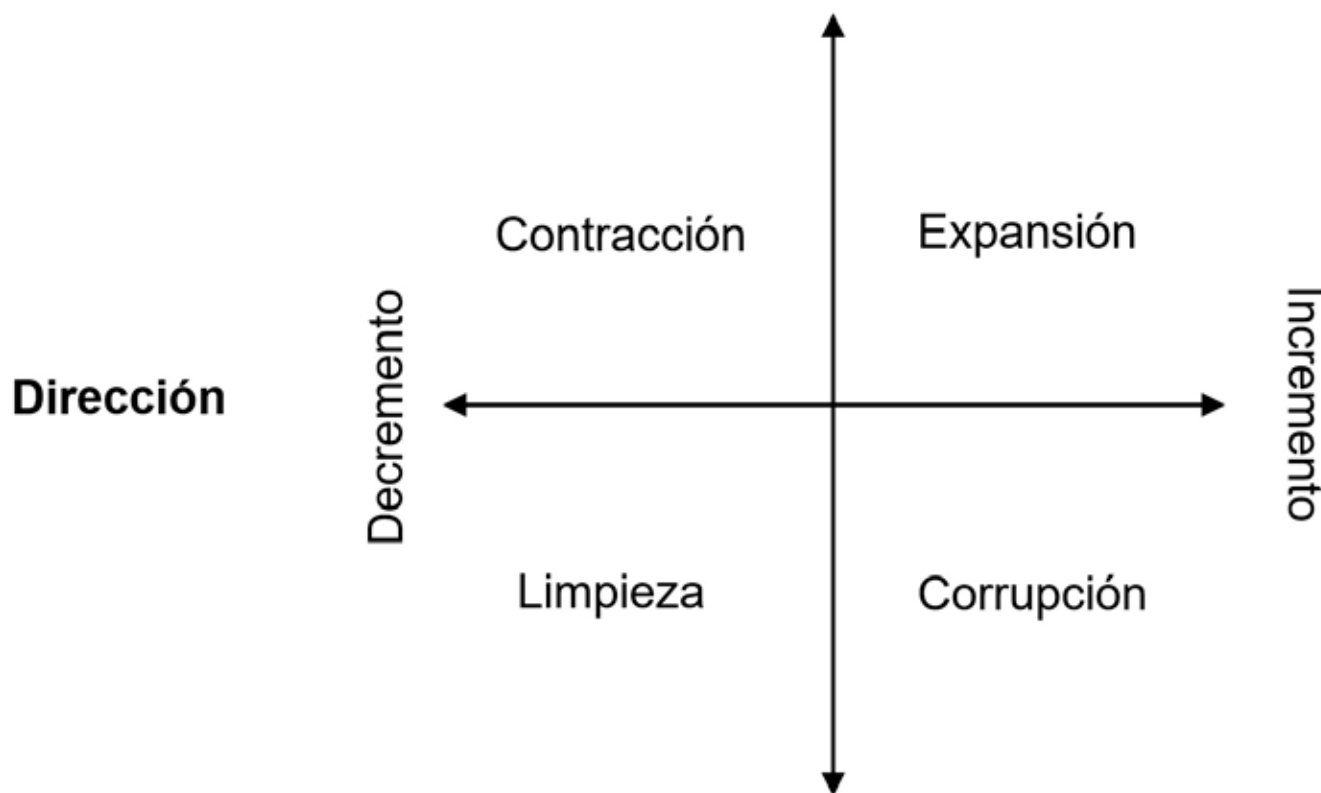


Figura 1. Modelo bidimensional de cambios en el autoconcepto (Mattingly et al., 2014)

esa conducta, o por el contrario puede decrementar su autoconcepto al dejar de realizar entrenamientos que ya hacía debido a que a su nueva pareja no le interesan conductas relacionadas con el entrenamiento físico.

El eje de Valencia se refiere al cambio que puede ser positivo o negativo del contenido. Este es un cambio subjetivo, por lo que incorporar nuevas conductas a la sensación de sí mismo, puede interpretarse como algo positivo o negativo. Siguiendo el mismo ejemplo, una persona que ha aprendido buenos hábitos de entrenamiento (Incremento) se puede sentir muy bien consigo misma (Cualidades positivas) ya que esta nueva conducta le ha traído una mejor salud física y mental. Sin embargo, este incremento puede implicar un malestar, porque al dedicarle tanto tiempo ha descuidado su trabajo o actividades que antes realizaba y le pueden hacer sentir como irresponsable (Incremento de cualidades negativas).

Por otra parte, si se habla del decremento del contenido, este puede referirse a la disminución de las cualidades negativas. Por ejemplo, una persona adicta al ejercicio con afectaciones físicas causadas por su estilo de vida, se sentirá más saludable y mejor consigo misma si deja de hacer ejercicio gracias a su pareja.

En el otro extremo, este decremento puede verse en una persona cuya meta principal era participar de manera profesional en cuestiones atléticas, por lo que este es un decremento de las cualidades positivas, ya que vera sus metas y aspiraciones cuartadas. Es así que la combinación de los ejes de dirección y valencia proporcionan cuatro tipos diferentes de cambios del sí mismo, debido a la interacción con una pareja siendo estos: Expansión, Contracción, Corrupción y Limpieza.

Estos diferentes cambios del sí mismo tienen un impacto directo sobre la calidad de las relaciones los

cuales pueden ser positivos o negativos (Mattingly et al., 2014). También pueden tener una influencia directa o indirecta por parte de la pareja. A continuación, se describen las características de cada uno de ellos.

### *Expansión (Self-Expansion)*

Es la modificación debido al incremento del contenido e incremento de la valencia. Ocurre cuando las personas incorporan aspectos deseables a su autoconcepto, aumentando los aspectos positivos y mejorando sus capacidades (Gordon & Luo, 2011). Todo esto incrementa el tamaño y diversidad del autoconcepto (Aron, Paris & Aron, 1995) y ocurre principalmente en relaciones cercanas donde las personas comienzan a incorporar a su pareja en su propio sentido de sí mismas (Mashek & Sherman, 2004). Estos cambios tienen un impacto positivo en la calidad de las relaciones ya que esta tiende a mejorar (Mattingly et al., 2014). De esta manera se puede conceptualizar a la expansión como el cambio positivo que sucede en un individuo debido a la interacción de pareja, cambio que trae consigo un incremento de sus habilidades y capacidades lo cual permite sentirse mejor consigo mismo y contar con una mejor calidad en la relación.

### *Contracción (Self-contraction)*

Se refiere al decremento de la valencia positiva del contenido del autoconcepto. Al igual que la expansión se enfoca en los atributos positivos, pero en su decremento. Un ejemplo de esto es una persona que comienza a descuidar sus amistades si a su pareja no le agradan, o volverse desconfiado debido a una infidelidad de pareja (Mattingly et al., 2014). Bajo esta misma línea se tiene evidencia de que personas que tienden a sacrificar sus propios intereses y reprimen su expresión emocional manifiestan una mala calidad en la relación (Impett et al., 2012). De esta manera se puede conceptualizar a la Contracción como el cambio negativo que sucede en un individuo a causa de su relación de pareja, derivado de una disminución de

sus atributos positivos, habilidades o capacidades, lo cual le hace sentirse mal consigo mismo y que tiene un impacto negativo en la calidad de su relación

### *Limpieza (Self-pruning)*

Esta dimensión se refiere al decremento del autoconcepto con cualidades negativas. Al contrario de la dimensión de contracción, ésta puede ser definida como la disminución de los atributos, habilidades o capacidades negativas, lo cual implica una mejor sensación consigo mismo (Rusbult, Kumashiro, Stocker & Wolf, 2005). Esta dimensión debe correlacionar positivamente con la calidad en la relación de pareja (Mattingly et al., 2014), ya que las personas que perciben que su pareja les ayuda a acercarse a su yo ideal experimentan una mayor sensación de bienestar (Drigotas, 2002)

Esta mejora en la sensación del mismo a causa de la disminución de los atributos indeseables, puede ser promovida por una influencia directa o indirecta de la pareja. El solo hecho de la convivencia puede inducir a la pareja a dejar de realizar conductas, por ejemplo, la persona que observa a su pareja llevar una forma de vida saludable puede influir en ella para dejar de consumir tabaco y cuidar más de su salud, aún sin una solicitud directa. Esta influencia también se puede dar a través de una solicitud directa por parte de la pareja, por ejemplo, cuando una persona solicita explícitamente el deseo de que su pareja deje de consumir tabaco, algo que ha deseado realizar con anterioridad, pero que no tenía motivación para llevar a cabo, ambas formas permiten eliminar conductas que hacen la persona se sienta mal consigo misma

De esta manera el factor de limpieza se puede definir como el cambio positivo que tiene una persona en su autoconcepto debido a la influencia directa o indirecta de su pareja lo que permite eliminar atributos negativos de sí mismo, implicando lo cual tiene un cambio positivo en el propio individuo y en la calidad de la relación de pareja.

### Corrupción (*Self-adulteration*)

La corrupción refiere al incremento de la valencia negativa al incorporar aspectos indeseables a la sensación del sí mismo. Esta adquisición o intensificación de atributos no deseados suelen estar asociados con una mala calidad en la relación (Mattingly et al., 2014). Un ejemplo es cuando la pareja influye directa o indirectamente para incrementar malos hábitos como fumar o comer comida chatarra.

De esta manera se puede conceptualizar a la corrupción como el cambio negativo que sucede en los individuos debido a la adquisición de atributos negativos del sí mismo, lo cual tiene un impacto en el cambio del propio individuo y tiende a afectar la calidad de la relación.

El fenómeno de la autoexpansión puede considerarse relativamente reciente en el estudio de las relaciones de pareja, (Aron et al., 1995; Aron & Aron, 1996; Mashek & Sherman, 2004), esto si se compara con otros constructos de la psicología social que han sido estudiados por más de 100 años. Su operacionalización mediante las cuatro dimensiones propuestas del Modelo bidimensional de cambios en el autoconcepto debido a la pareja han sido medidas por Mattingly et al., (2014) mediante el *Relational Self-Change Scale* (RSS). Sin embargo, no existe una versión en español de la escala, lo que imposibilita la comparación transcultural, así como identificar si este fenómeno psicológico se presenta en una población distinta de donde surgió la propuesta original. El objetivo de esta investigación es conocer si una versión traducida al español de esta escala presenta medidas validas y confiables para la población mexicana, lo que permitirá realizar investigación en el área de las relaciones interpersonales, contar con evidencia de validez de constructo y dar un paso en la comprobación de un fenómeno que se puede presentar en todo ser humano.

Aunque es un tema novedoso y atractivo para la población mexicana, se debe tomar en cuenta que la teoría y sus autores provienen de Estados Unidos, una cultura identificada como individualista, que se caracteriza por generar personas que priorizan sus

propias necesidades sobre las de las demás, consideran que sus actitudes están por encima de las normas que establece el grupo, y que promueven la independencia, exploración, creatividad, la autosuficiencia, por lo que el individuo crece para sí mismo y para su familia inmediata (nuclear) (Hofstede, 1980; Triandis, 2001). Por su parte, la población en México está orientada hacia el colectivismo, una orientación cultural que se construye a partir de la red social a la que se pertenece, fomenta la conformidad, la obediencia, la confianza en los otros, el interés por el bienestar de las demás personas, así como la dependencia entre los individuos (Gouveia, Andrade, Jesus, Meira & Soares, 2002; Triandis, 1995).

Por lo expuesto, se tiene la hipótesis de que la estructura factorial de la escala pueda ser diferente a la propuesta original debido a las características idiosincráticas de la cultura mexicana. Para llevar a cabo la validación psicométrica se realizó un análisis factorial exploratorio (AFE), un análisis de escalamiento multidimensional (MDS) y un análisis factorial confirmatorio (AFC).

## Método

### Tipo de estudio

Estudio transversal, no intervencionista ya que no se brindó tratamiento a los participantes. Se empleó una muestra no probabilística por conveniencia. El alcance de investigación es descriptivo e inferencial (Clark-Carter, 2019).

### Participantes

Se emplearon dos muestras, la muestra uno para el AFE y el MDS estuvo conformada por 210 participantes, 120 (57.9%) mujeres y 90 (42.9%) hombres. Con edades entre 18 y 40 años con un promedio de 21.4 (DE=3.87). De estas personas 172 (81.9%) reportaron tener una pareja al momento de la aplicación, 38 (18.1%) reportaron no tenerla. Sobre el nivel

de escolaridad. 9 (4.3%) reportaron tener una escolaridad de secundaria, 21 (10%) Bachillerato, 175 (83.3%) licenciatura, y 5 (2.4%) posgrado. Esta cuota permite contar con la cantidad recomendada de al menos 10 respondientes por reactivo necesarios para la validación psicométrica (Osborne et al., 2008).

La segunda muestra analizada para el AFC estuvo conformada por 242 participantes, 145 (59.9%) mujeres y 97 (40.1%) hombres, con edades entre 18 a 40 años con un promedio de 21.1 (DE=3.77). 189 (78.1%) reportaron tener una pareja al momento de la aplicación 53 (21.9%) reportaron no tener pareja. 1 (0.4%) reportó tener una escolaridad de primaria, 6 (2.5%) secundaria, 27 (11.2%) bachillerato, 203 (83.9%) licenciatura, 5 (2.1%) posgrado. Esta muestra es suficiente si se contempla que para cada uno de los parámetros se debe de contar con una cantidad mínima de 20 casos (Jackson, 2003). Los participantes de ambas muestras radicaban en la Ciudad de México.

### Instrumento

Se llevó a cabo una traducción de los 12 reactivos originales propuestos en el RSS (Mattingly et al., 2014) del inglés al español buscando conservar el sentido de lo que se buscaba medir. Posteriormente, dos jueces angloparlantes realizaron una re-traducción del español al inglés. El resultado fue analizado por dos investigadoras expertas en psicometría, quienes realizaron las adaptaciones pertinentes para la cultura mexicana. La escala original contempla siete opciones de respuesta, que van de 1 *not very much* a 7 *very much*. Sin embargo, para esta investigación se empleó una escala lineal de nivel ordinal (Camparo & Camparo, 2013) de cinco puntos, siendo 1= Nada y 5= Mucho. Se eligió esta opción de respuesta ya que la opción *not very much* no representa el extremo del continuo, sino que da por hecho de que los participantes contienen al menos una cantidad del constructo a evaluar, por lo que es importante que los participantes cuenten con una opción que les permita manifestar su falta de interés por el tópico

abordado en el reactivo, así como la posibilidad de no entender lingüísticamente el reactivo, ya fuera por complejidad o desconocimiento de las palabras usadas (Baka et al., 2012), o que no cuenten en realidad con esa dimensión psicológica que se está intentando medir. Asimismo, hay evidencia de que una escala de cinco opciones en el número opciones de respuesta o alternativas de escalas Likert no presenta diferencias significativas con respecto a una versión de siete o diez alternativas (Dawes, 2008; Matas, 2018). Los reactivos fueron acompañados al igual que en la escala original por el encabezado *Por estar con mi pareja...* y la instrucción: Lea cada una de las siguientes frases y marque en el espacio correspondiente qué tanto se presentan las siguientes afirmaciones por estar con su pareja, entre más grande es el número más se presenta esta característica en usted. A los participantes que no contaban con una pareja al momento de la aplicación se les pidió que respondieran, pensando en su última relación. Los reactivos que componen la escala y sus cuatro dimensiones se pueden ver en la Tabla 1.

### Procedimiento

Se solicitó la colaboración de estudiantes, quienes a cambio de un punto en su calificación realizaron aplicaciones con sus familiares y conocidos en sus hogares, facultades y espacios públicos. Se solicitó la participación de mayores de 18 años que brindaran su consentimiento, y el criterio de exclusión es que fueran estudiantes de psicología, esto para evitar realizar investigación con una muestra que tiende a estar sobre estudiada debido a su fácil disponibilidad. Entre los reactivos y con la misma opción de respuesta se agregó el reactivo de anclaje: Por favor, para saber que estás leyendo responde en este reactivo a la opción dos. Se tomó este reactivo como un indicador de que los participantes estaban leyendo con atención y que habían entendido las instrucciones que se habían solicitado, descartándose 54 casos que no respondieron correctamente a este reactivo, los cuales ya están descontados de la muestra final reportada.

**Tabla 1**

Reactivos, puntuaciones mínimas, máximas, media, desviación estándar y sesgo de la muestra empleada para el análisis factorial exploratorio del RSS

	Por estar con mi pareja...	Min.	Max.	Media	DE	Sesgo
Expansión	2.He aprendido muchas cosas nuevas.	1	5	4.2	0.95	-1.14
	6.Me he convertido en una persona más competente y capaz.	1	5	3.5	1.15	-0.50
	12.He agregado cualidades positivas a mi persona.	1	5	3.7	1.13	-0.79
Limpieza	1.Mis malos hábitos han disminuido.	1	5	3.1	1.15	-0.30
	5.Las características negativas de mi persona han disminuido.	1	5	3.1	1.20	-0.29
	10.He sido capaz de perder características negativas de mi persona.	1	5	3.3	1.11	-0.33
Corrupción	4.Mis malos hábitos se han incrementado.	1	4	1.4	0.79	1.44
	7.Tengo más cualidades negativas.	1	5	1.4	0.85	2.39
	9.He aprendido más características indeseables sobre mí.	1	5	2.1	1.15	0.62
Contracción	8.Mis atributos positivos han disminuido.	1	5	1.4	0.93	2.15
	11.Mis cualidades positivas han disminuido.	1	5	1.3	0.74	2.16
	3.Siento que me he vuelto menos competente y capaz.	1	5	1.4	0.82	1.82

### Consideraciones éticas

Se trató de una investigación no intervencionista con datos retrospectivos. Todos los participantes brindaron su consentimiento informado de manera escrita en el cuestionario, afirmando tener más de 18 años al momento de la aplicación. Quienes respondieron participaron voluntariamente. El resguardo de los datos se llevó conforme a la Ley federal de protección de datos personales en posesión de los particulares (Cámara de Diputados del H. Congreso de la Unión, 2010).

### Análisis estadísticos

Para el análisis factorial exploratorio se empleó el programa *Factor Analysis* en su versión 10.9.02, el cual proporciona una matriz de correlaciones policóricas la cual es especial para escalas con respuesta tipo Likert que cuentan con nivel de medición ordinal (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2020). Para la extracción de los parámetros se empleó el método de mínimos cuadrados no ponderados (ULS) para la rotación se empleó Promin, la cual busca la solución más simple y estable sin la necesidad de tomar decisiones basadas en los tamaños de las correlaciones (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2019). El análisis de escalamiento multidimensional se realizó con el módulo de Proxscal de la paquetería de SPSS versión 25. Para el AFC se empleó el programa AMOS en su versión 24 estimando los parámetros mediante el método de máxima verosimilitud, este método al igual que el ULS se adecuan a las variables categóricas y no requieren muestras grandes (N=200), en especial cuando se tienen pocos elementos por cada factor (Byrne, 2016; Hoffmann & Stover, 2013). Se eligió este método debido a que AMOS no cuenta con un modelo diseñado especialmente para medidas policóricas. Todas las confiabilidades se obtuvieron mediante alfa ordinal, (Dominguez-Lara, 2018) McDonald's omega, y alfa de Cronbach (Hayes & Coutts, 2020; Lorenzo-Seva & Ferrando, 2020) calculadas a partir del promedio de la matriz de correlaciones policóricas obtenidas mediante el programa *Factor Analysis*.

La solución del AFE empleando la primera muestra de 210 participantes mostró la existencia de dos factores. La solución factorial, varianza explicada, medias y desviación se pueden ver en la Tabla 2. La prueba de esfericidad de Bartlett's fue 756.8 ( $gl= 66$ ,  $p < .001$ ) y el indicador de adecuación del tamaño de muestra Kaiser-Meyer-Olkin fue justa (.76). Ambos factores explican el 57.67 % de la varianza.

### Resultados

La solución del AFE empleando la primera muestra de 210 participantes mostró la existencia de dos factores. La solución factorial, varianza explicada, medias y desviación se pueden ver en la Tabla 2. La prueba de esfericidad de Bartlett's fue 756.8 ( $gl= 66$ ,  $p < .001$ ) y el indicador de adecuación del tamaño de muestra Kaiser-Meyer-Olkin fue justa (.76). Ambos factores explican el 57.67 % de la varianza.

**Tabla 2**  
Solución factorial de la escala e indicadores descriptivos de los factores del RSS

	Negativo	Positivo
Contracción.11	.886	-.079
Contracción.8	.874	-.04
Corrupción.7	.805	.046
Corrupción.4	.767	-.024
Corrupción.9	.465	.16
Contracción.3	.444	-.013
Expansión.6	.013	.822
Expansión.12	-.054	.765
Limpieza.10	.086	.673
Limpieza.1	.090	.634
Limpieza.5	-.146	.577
Expansión.2	-.139	.542
Min/Max	1/3.6	1.3/5
Media	1.5	3.5
Desviación estándar	0.59	0.79
Sesgo	1.37	-0.50
Varianza explicada	34.5%	23.1%
Alfa ordinal	.85	.82
McDonald's Omega	.76	.80
Alfa de Cronbach	.75	.79

La solución factorial obtenida compuesta por dos factores es distinta a la propuesta original de cuatro. A pesar de que no se agrupan siguiendo los ejes de valencia o contenido si se agrupan siguiendo un orden. El Factor negativo que reúne a los reactivos 11,8,7,4,9 y 3 que refieren a las dimensiones de contracción y corrupción, que contribuyen a que las personas se sientan mal consigo mismas gracias a sus parejas al aumentar los atributos negativos y disminuir las de habilidades o capacidades.

El Factor positivo integra los reactivos 6, 12, 10, 1, 5 y 2 que corresponden a las dimensiones de Expansión y Limpieza enfocándose en un cambio positivo que lleva a las personas a sentirse mejor consigo mismas. A la luz de esta evidencia se decidió utilizar como alternativa y complemento un análisis de escalamiento multidimensional (MDS) el cual es una técnica multivariante creada a finales del siglo XX y que hoy día sigue siendo infrautilizada, este análisis

es una técnica que realiza representación espacial al transformar las preferencias o juicios de similitud realizados por un conjunto de personas sobre objetos o estímulos para posteriormente visualizar los resultados en un espacio multidimensional (Casas, 2012). Se emplea este análisis para conocer de manera gráfica qué tan distantes están los reactivos dentro de las dimensiones obtenidas en el análisis factorial exploratorio, lo que permitiría observar todas las relaciones al mismo tiempo y ver de manera gráfica la solución más parsimoniosa e idiosincrática ya que quien experimenta no impone su criterio (Real, 2001)

El MDS se empleó como procedimiento de validación psicométrica, empleando una transformación de las proximidades a nivel ordinal, una configuración inicial de Torgerson y un máximo de dos dimensiones (Padilla-Bautista, 2020). Para este análisis se empleó la misma muestra de 210 participantes que se empleó para el análisis factorial exploratorio. El análisis mostró un índice de maldad de ajuste (S-Estrés) =.0003 (esperando lo más cercano a 0) y un coeficiente de congruencia de Tucker = .999 (esperado lo más cercano a = 1) siendo ambos indicadores adecuados. Los resultados se pueden ver en la Figura 2.

Los resultados del MDS permiten apreciar que los dos factores obtenidos en el AFE se encuentran separados por el eje abscisas, siendo que el Factor positivo se mantiene del lado positivo y el Factor negativo se mantiene del lado negativo de los datos. Las distancias entre estos dos factores permiten apreciar a simple vista cómo están conformados. Al apreciar los datos con respecto al eje de las ordenadas existe variabilidad dentro de los datos y aunque están concentrados, estos no se concentran en el lado positivo o negativo de manera específica. Esto se podría interpretar como que existe una distinción entre los factores, pero predomina un orden basado solo en lo positivo y en lo negativo.

Con esta evidencia se procedió a realizar dos modelos de ecuaciones estructurales que permitieron contrastar la estructura factorial original del RSS de cuatro factores y la agrupación obtenida en el AFE de dos factores, y de esta manera identificando en este proceso el mejor ajuste de los datos. Para este análisis se empleó la segunda muestra de 242 participantes.



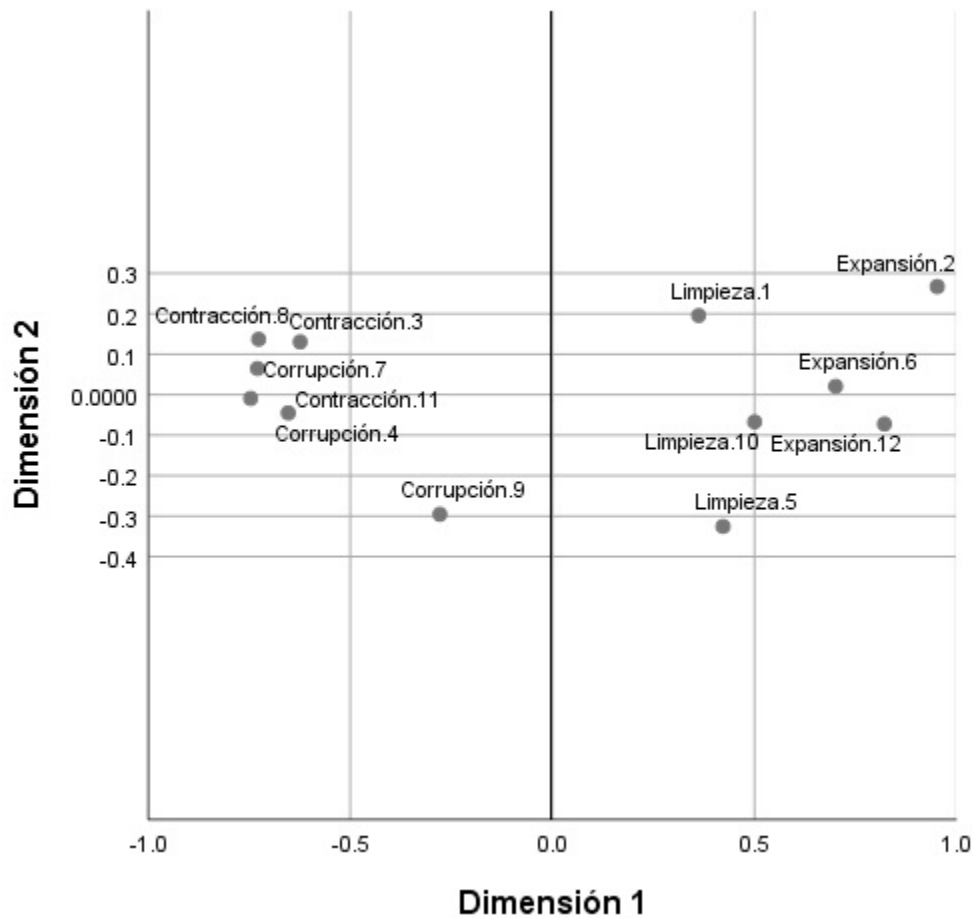


Figura 2. Coordenadas graficadas del análisis de escalamiento multidimensional del RSS.

Se utilizó para la estimación de los parámetros de bondad de ajuste el método de máxima verosimilitud, se emplearon índices adicionales a la Chi cuadrada debido a que esta es muy sensible al tamaño de la muestra, a los supuestos de la curva normal, así como a la linealidad, multinormalidad y aditividad (Iraurgi, Sanz & Martínez-Pampliega, 2014; Kline, 2016). Todos estos índices de ajuste y sus rangos esperados (Bentler, 1990; Byrne, 2016; Escobedo et al., 2016; Hu & Bentler, 1999; Kline, 2016) se pueden observar en la Tabla 3. Los indicadores en general de ambos modelos se mantienen dentro de límites aceptables, excepto para Chi cuadrada, que indicaría discrepancias significativas entre las covarianzas propuestas en los modelos y las observadas en los datos. El indicador RMSEA se mantiene por debajo de .08 como recomiendan Browne y Cudeck (1993), aunque cri-

terios más exigentes como el de Hu y Bentler (1999) proponen que valores por debajo de .06 indicarían que el modelo no podría generalizarse a la población de la cual fue extraída la muestra. Un análisis de los intervalos de confianza muestra que ambos modelos contienen valores que alcanzan .08 en los intervalos más alto, por lo que existe un riesgo de que estos modelos no puedan generalizarse a la población de donde se extrajo la muestra. El índice CFI, que compara el valor Chi<sup>2</sup> del modelo contra un modelo de relaciones nulas, se ubica en ambos modelos cerca, pero debajo del .95 recomendado como un valor mínimo (Hu & Bentler, 1999).

Todas las cargas factoriales fueron significativas ( $C.R's > 4.3$ , valores de  $p < .001$ ) para ambos modelos. Los resultados estandarizados se muestran en la Figura 3.

**Tabla 3**

Índices de ajuste esperados y obtenidos del análisis factorial confirmatorio, para el modelo de cuatro y dos factores del RSS

Índices	Rangos esperados	Modelo de 4 factores	Modelo de 2 factores
Chi cuadrada ( $\chi^2$ )	Lo más pequeño	102.17	117.8
Grados de libertad (DF)	>0	48	53
Significancia de la $\chi^2$	> .05	.001	.001
Discrepancia entre $\chi^2$ y grados de libertad;(CMIN/DF)	< 3	2.1	2.2
Índice de bondad de ajuste (GFI)	.90 - 1	.93	.92
Índice de bondad de ajuste de parsimonia (PGFI)	.5 - .7	.57	.63
Índice de ajuste comparativo (CFI)	.95 - 1	.92	.90
Índice estandarizado residual de la raíz cuadrada media (SRMR)	Lo más cercano a 0	.05	.06
Error cuadrático media de aproximación (RMSEA)	< .08	.06	.07
RMSEA 90% I.C.		.050,.087	.054,.089

Si bien el modelo de cuatro dimensiones presenta indicadores levemente mejores, el programa AMOS indica que es una solución no admisible, debido a que la matriz de covarianzas no es positiva, ya que existen estimaciones de varianza fuera de rango (IBM, 2018). La matriz de covarianzas se puede ver en la Tabla 4. Esta solución no admisible indica que las estimaciones no son confiables, caso que se conoce como Heywood. Estos casos suelen presentarse cuando las

variables latentes no están bien representadas por al menos tres o preferiblemente cuatro indicadores con grandes cargas en estos (IBM, 2018; McDonald, 1985). De esta forma se observa que de los dos modelos presentados el modelo de dos dimensiones tiene un mejor ajuste para explicar el fenómeno de la autoexpansión en la población mexicana, este resultado se suma a la evidencia encontrada en el AFE y el MDS.

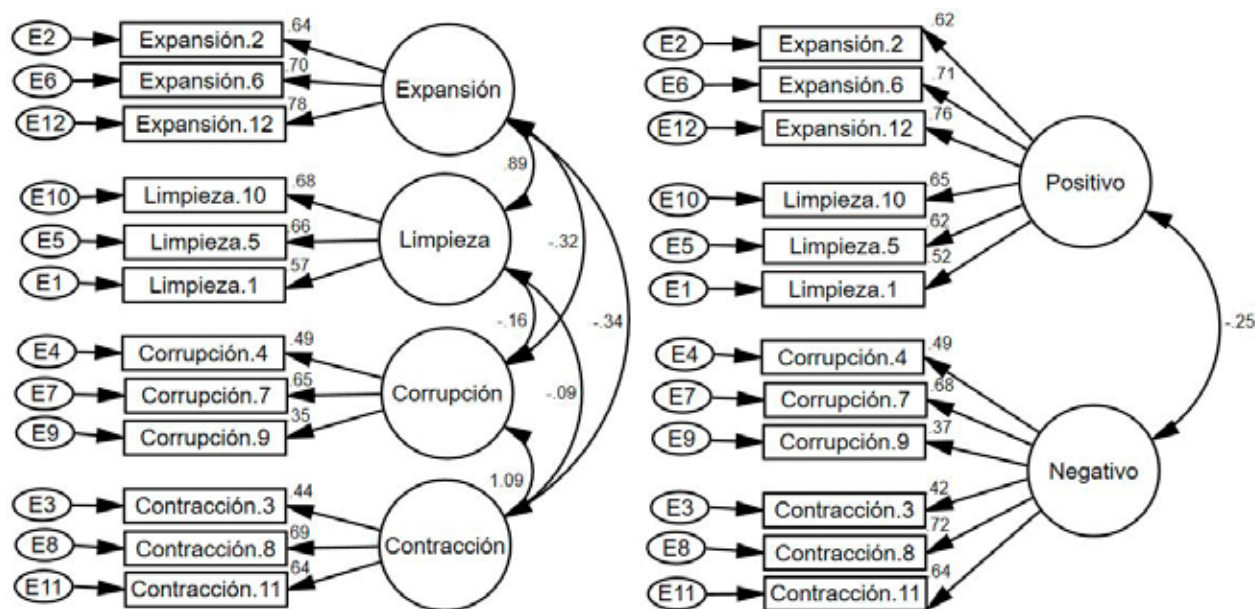


Figura 3. Modelo de cuatro y dos dimensiones del RSS.

**Tabla 4**  
Matriz de covarianzas del modelo de cuatro dimensiones

	Contracción	Limpieza	Expansión	Corrupción
Contracción	.224			
Limpieza	-.035	.640		
Expansión	-.101	.447	.395	
Corrupción	.209	-.051	-.082	.166

Se calcularon los índices de fiabilidad empleando la muestra de 242 participantes para ambos modelos cuyos, los resultados se pueden ver en la Tabla 5. Si bien el criterio de una adecuada confiabilidad suele ser de .7 o mayor, todos los índices de fiabilidad son aceptables si se contempla que los factores cuentan con menos de 10 reactivos (Loewenthal, 2001) y es un estudio exploratorio (Nunnally & Berstein, 1995). Sin embargo, el modelo de dos dimensiones presenta mejores indicadores de fiabilidad.

**Tabla 5**  
Índices de fiabilidad del modelo de cuatro dimensiones

	Alfa ordinal	McDonald's Omega	Alfa de Cronbach
Modelo de cuatro dimensiones			
Expansión	0.78	0.79	0.78
Limpieza	0.71	0.72	0.71
Corrupción	0.62	0.63	0.62
Contracción	0.76	0.78	0.76
Modelo de dos dimensiones			
Positivo	0.83	0.84	0.83
Negativo	0.83	0.84	0.83

## Discusión

Los resultados obtenidos permiten diferentes líneas de discusión, la primera a nivel de hipótesis es que los resultados del modelo de dos dimensiones se pueden explicar en términos culturales, por lo que el modelo bidimensional de cambios en el autoconcepto propuesto por Mattingly et al. (2014) no es aplicable a la cultura mexicana. Esto posiblemente se debe a que el Yo del mexicano es un Yo colectivo (Paris, 1990). Las personas que crecen en culturas colectivistas apren-

den a pensar en términos de “Nosotros” mientras que las personas que crecen en culturas individualistas crecen pensando en términos de “Yo” (Viladot, 2008), lo cual puede dificultar una consciencia más profunda del autoconcepto que permita discriminar entre los diferentes tipos de autoexpansión, sin embargo para corroborar esta hipótesis se debe de realizar una investigación que aborde la relación entre estas variables, se recomienda una investigación de tipo mixta lo que permitiría contar con evidencia cualitativa que permita discutir esta posible relación.

Sobre esta misma línea se puede encontrar que la autoestima, el cual es un concepto autorreferencial empleado con frecuencia en relación del sí mismo (Codina, 2005), y que puede ser interpretado como el amor a uno mismo, se construye a partir de dos fuentes, una interna producto de la autoevaluación, que permite reconocer fortalezas y limitaciones, y otra externa, relacionada con los gestos positivos o negativos de la pareja que vendrán a afectar el valor que una persona se atribuye a si misma (De Mézerville, 2004). Posiblemente la autoexpansión está siendo interpretada de igual manera solo en un sentido positivo y negativo, lo cual sería una interpretación más parsimoniosa que un eje de dos dimensiones y cuatro cuadrantes, esta hipótesis encuentra sustento debido a la evidencia encontrada en el AFE el cual mostro una solución de dos dimensiones, asimismo el MDS mostró que los datos se agrupan en dos grandes categorías que son las mismas encontradas en el AFE y por último el modelo de dos dimensiones del AFC mostro contar con un índice de bondad de ajuste de parsimonia (PGFI) (Escobedo et al., 2016) más adecuado que el modelos de cuatro dimensiones.

No sería la primera vez que se interpreta de esta forma un fenómeno psicológico orientado a las relaciones interpersonales. La inclusión del otro en el yo (Aron, Aron, Tudor & Nelson, 1991), la cual sirve para realizar una medición de cercanía que permite identificar la fusión de dos personas sumergidas en una relación de pareja, se interpreta en su punto más cercano en la población individualista, como la pérdida del yo, y la pérdida de los límites (Aron, Aron & Smollan, 1992), mientras que en población mexicana esa misma escala en su punto más cercano se inter-

preta como interconexión de los yo's, integración de vida y amor, entre otros (Sánchez-Aragón & Díaz-Loving, 1997). Por lo que la relación de pareja en la población mexicana no puede interpretarse simplemente como dos individuos que buscan satisfacer sus necesidades, sino como una unidad en donde ambas partes se afectan mutuamente.

De esta forma, en el modelo de dos dimensiones que tiene evidencia consistente en el AFE en el MDS y en el AFC, podría interpretarse el factor positivo como el cambio positivo que sufren las personas debido a la interacción con su pareja, un cambio que se obtiene al aprender nuevas conductas que incrementan el autoconcepto y al mismo tiempo permite eliminar características indeseables de la persona. En ese sentido la pareja es un potencializador que ayuda a reafirmar lo bueno y eliminar lo malo. El factor negativo por otro lado tiene el efecto contrario, ya que la pareja tiende a incrementar los malos hábitos, así como las características y cualidades negativas, a la par que disminuye la capacidad de las personas, sus atributos y cualidades positivas. Todo esto trae consigo un decremento de la sensación del sí mismo donde la pareja es un potencializador que ayuda a reafirmar lo malo y eliminar lo bueno.

La evidencia en este estudio abre la posibilidad de que la estructura factorial del *Relational Self-Change Scale* sería diferente debido a las características de la cultura mexicana. La solución propuesta por los autores originales no es admisible con este instrumento para población mexicana, por lo que se deben de construir más indicadores para solventar la problemática de la matriz negativa. Sin embargo, debe reconocerse que es difícil discutir los resultados abordándolos desde la postura cultural, ya que no se cuenta con una medida con que permita reafirmar o rechazar esta hipótesis.

Al respecto Dincer, Eksi y Aron (2018) presentan evidencia de validez y confiabilidad del *Relational Self-Change Scale* en población turca, sin embargo, no presentan una medida que permita realizar una comparación transcultural.

Otra línea de discusión está enfocada a la deficiencia del AFC debido a la falta de reactivos, ya que al no contar con más reactivos que permitieran mayor

representatividad y mayores cargas factoriales no se pudo comprobar si la solución de cuatro factores era admisible.

Por último, pero no menos importante, es que al realizar la traducción directa del RSS se puede atravesar por un problema de evidencia de validez de contenido del fenómeno de la Autoexpansión, esto implicaría que este constructo psicológico podría estar incorrectamente definido para la cultura, por lo que los indicadores que se emplean en esta medición no son los más adecuados para la población empleada, por lo que la interpretación de los análisis y la discusión alrededor de estos está seriamente comprometida, esto reafirma la importancia de realizar estudios cualitativos que permitan aceptar o rechazar las conclusiones obtenidas en esta investigación.

### Limitaciones

El problema con la traducción directa de la escala, puede atravesar por un problema de evidencias de validez de contenido del fenómeno. Ya que el fenómeno podría estar incorrectamente definido para la cultura y, por lo tanto, subrepresentado en las dimensiones necesarias dentro de esta cultura. Al no contar con evidencias de validez de contenido para la escala y el fenómeno en una cultura distinta, la estructura factorial y el reflejo de sus dimensiones, queda comprometida. Así como cualquier explicación teórica a la agrupación de los ítems.

El instrumento tiene que ser aplicado a distintas poblaciones de México y distintas poblaciones que hablen español, para conocer si la solución factorial aquí obtenida es consiente. Así mismo se sugiere tener una muestra con distintas edades.

Se debe buscar evidencia de constructo convergente y divergente con otros instrumentos diferentes. También se deben de construir más reactivos para conocer si el fallo en la admisión del modelo de cuatro dimensiones se debía solo a una deficiencia en la cantidad de reactivos.

Por último, se propone realizar una investigación transcultural, administrando junto con este instrumento medidas de cultura.

## Fondos

Ninguno

## Conflicto de intereses

Los autores declaran que no tienen conflicto de intereses.

## Referencias

- Aron, A., Aron, E. N., & Smollan, D. (1992). Inclusion of Other in the Self Scale and the structure of interpersonal closeness. *Journal of Personality and Social Psychology*, 63(4), 596–612. doi: <https://doi.org/10.1037/0022-3514.63.4.596>
- Aron, A., Aron, E. N., Tudor, M., & Nelson, G. (1991). Close Relationships as Including Other in the Self. *Journal of Personality and Social Psychology*, 60(2), 241–253. doi: <https://doi.org/10.1037/0022-3514.60.2.241>
- Aron, A., Paris, M., & Aron, E. N. (1995). Falling in Love: Prospective Studies of Self-Concept Change. *Journal of Personality and Social Psychology*, 69(6), 1102–1112. doi: <https://doi.org/10.1037/0022-3514.69.6.1102>
- Aron, E. N., & Aron, A. (1996). Love and expansion of the self: The state of the model. *Personal Relationships*, 3(1), 45–58. doi: <https://doi.org/10.1111/j.1475-6811.1996.tb00103.x>
- Baka, A., Figgou, L., & Triga, V. (2012). “Neither agree, nor disagree”: A critical analysis of the middle answer category in Voting Advice Applications. *International Journal of Electronic Governance*, 5(3–4), 244–263. <https://doi.org/10.1504/IJEG.2012.051306>
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. In *Psychological Bulletin* (Vol. 107, Issue 2, pp. 238–246). American Psychological Association. doi: <https://doi.org/10.1037/0033-2909.107.2.238>
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136–162). Newbury Park, CA: Sage.
- Byrne, B. (2016). *Structural Equation Modeling with AMOS* (Third edit). Roytledge New Jearsey, N.J. Taylor & Francis group.
- Cámara de Diputados del H. Congreso de la Union. (2010). *Ley federal de protección de datos personales en posesión de los particulares*. <http://www.diputados.gob.mx/LeyesBiblio/pdf/LFPDPPP.pdf>
- Camparo, J., & Camparo, L. B. (2013). The Analysis of Likert Scales Using State Multipoles: An Application of Quantum Methods to Behavioral Sciences Data. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 38(1), 81–101. <https://doi.org/10.3102/1076998611431084>
- Casas, F. M. G. (2012). El análisis de escalamiento multidimensional: una alternativa y un complemento a otras técnicas multivariantes. *La Sociología En Sus Escenarios*, 0(25 SE-Metodología de la investigación social). <https://revistas.udea.edu.co/index.php/ceo/article/view/11450>
- Clark-Carter, D. (2019). *Quantitative psychological research*. USA: Taylor and Francis.
- Codina, N. (2005). El self y sus pluralidades: un análisis desde el paradigma de la complejidad. *Escritos de Psicología*, 7, 24–34. Recuperado de [http://www.escritos-depsicologia.es/descargas/revistas/num7/escritospsicologia7\\_analisis3.pdf](http://www.escritos-depsicologia.es/descargas/revistas/num7/escritospsicologia7_analisis3.pdf)
- Cross, S. E., Morris, M. L., & Gore, J. S. (2002). Thinking about oneself and others: The relational-interdependent self-construal and social cognition. *Journal of Personality and Social Psychology*, 82(3), 399–418. doi: <https://doi.org/10.1037/0022-3514.82.3.399>
- Drigotas, S. M. (2002). The Michelangelo phenomenon and personal well-being. *Journal of Personality*, 70, 79–77. <https://doi.org/https://doi.org/10.1111/1467-6494.00178>
- Dawes, J. (2008). Do data characteristics change according to the number of scale points used? An experiment using 5-point, 7-point and 10-point scales. *International Journal of Market Research*, 50(1), 61–77. doi: <https://doi.org/10.1177/147078530805000106>
- Dincer, D., Eksi, H. & Aron, A. (2018). Two new scales in the field of couples and marriage counseling: The inclusion of other in the self scale and Turkish self-change in romantic relationships scale. *SHS Web conf.* 48, 1-7. doi: <https://doi.org/10.1051/shsconf/20184801053>
- De Mézerville, G. (2004). *Ejes de salud mental. Los procesos de autoestima, dar y recibir afecto y adaptación al estrés*. México. Trillas.
- Dominguez-Lara, S. (2018). Fiabilidad y alfa ordinal. *Actas Urológicas Españolas*, 42(2), 140–141. doi: <https://doi.org/10.1016/j.acuro.2017.07.002>
- Escobedo, M., Hernández, A. J., Estebané, V., & Martínez, G. (2016). Modelos de Ecuaciones Estructurales: Características, Fases, Construcción, Aplicación y Resultados structural equation modeling: features, phases, construction, implementation and results. *Revista Ciencia y Trabajo*, 18(55), 16–22. [https://scielo.conicyt.cl/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0718-24492016000100004](https://scielo.conicyt.cl/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0718-24492016000100004)
- Escobar-Pérez, J., & Cuervo-Martínez, Á. (2008). Validez De Contenido Y Juicio De Expertos: Una Aproximación a Su Utilización. *Avances En Medicina*, 6(September), 27–36

- Gordon, C. L., & Luo, S. (2011). The Personal Expansion Questionnaire: Measuring one's tendency to expand through novelty and augmentation. *Personality and Individual Differences*, 51(2), 89–94. doi: <https://doi.org/10.1016/j.paid.2011.03.015>
- Gouveia, V. V., Andrade, J. M. de, Jesus, G. R. de, Meira, M., & Soares, N. F. (2002). Escala multi-fatorial de individualismo e coletivismo: elaboração e validação de construto. *Psicologia: Teoria e Pesquisa*, 18(2), 203–212. doi: <https://doi.org/10.1590/s0102-37722002000200010>
- Hayes, A. F., & Coutts, J. J. (2020). Use Omega Rather than Cronbach's Alpha for Estimating Reliability. *But... Communication Methods and Measures*, 00(00), 1–24. <https://doi.org/10.1080/19312458.2020.1718629>
- Hoffmann, A. F., & Stover, J. B. (2013). Correlaciones Policóricas Y Tetracóricas En Estudios Factoriales Exploratorios Y Confirmatorios. *Ciencias Psicológicas*, VII(2), 151–164. <https://doi.org/10.22235/cp.v7i1.1057>
- Hofstede, G. (1980). Culture and Organizations. *International Studies of Management & Organization*, 10(4). doi: <https://doi.org/10.1080/00208825.1980.11656300>
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1–55. doi: <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- IBM. (2018). AMOS states that some model variance values are negative. Recuperado de <https://www.ibm.com/support/pages/amos-states-some-model-variance-values-are-negative>
- Impett, E. A., Kogan, A., English, T., John, O., Oveis, C., Gordon, A. M., & Keltner, D. (2012). Suppression sours sacrifice: Emotional and relational costs of suppressing emotions in romantic relationships. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 38, 707–720. <https://doi.org/https://doi.org/10.1177/0146167212437249>
- Iraurgi, I., Sanz, M., & Martínez-Pampliega, A. (2014). Adaptación y estudio psicométrico de dos instrumentos de pareja: índice de satisfacción matrimonial y escala de inestabilidad matrimonial. *Revista de Investigación En Psicología*, 12(2), 177. <https://doi.org/10.15381/rinvp.v12i2.3763>
- Jackson, D. L. (2003). Revisiting sample size and number of parameter estimates: Some support for the N:q hypothesis. *Structural Equation Modeling*, 10, 128–141. [https://doi.org/https://doi.org/10.1207/S15328007SEM1001\\_6](https://doi.org/https://doi.org/10.1207/S15328007SEM1001_6)
- Kline, R. (2016). Principles and practices of structural equation modelling. In *Methodology in the social sciences*. New York and London. The Guilford Press.
- Loewenthal, K. (2001). *An introduction to psychological tests and scales*. New York. The Guilford Press.
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2019). Robust Promin: A method for diagonally weighted factor rotation. *Liberabit: Revista Peruana de Psicología*, 25(1), 99–106. doi: <https://doi.org/10.24265/liberabit.2019.v25n1.08>
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2020). Factor Analysis 10.10.02. [Software de computadora] Universitat Ribira i Virgili. Recuperado de <http://psico.fcep.urv.es/utilitats/factor/Download.html>
- Mashek, D. J., & Sherman, M. D. (2004). Desiring less closeness with intimate others. En D. Mashek & A. Aron (Eds.), *Handbook of closeness and intimacy* (pp. 343–356). Lawrence Erlbaum Associates Publishers. <https://psycnet.apa.org/record/2004-00238-019>
- Matas, A. (2018). Diseño del formato de escalas tipo Likert: Un estado de la cuestión. *Revista Electronica de Investigacion Educativa*, 20(1), 38–47. doi: <https://doi.org/10.24320/redie.2018.20.1.1347>
- Mattingly, B. A., Lewandowski, G. W., & McIntyre, K. P. (2014). “You make me a better/worse person”: A two-dimensional model of relationship self-change. *Personal Relationships*, 21(1), 176–190. doi: <https://doi.org/10.1111/pere.12025>
- McDonald, R. P. (1985). Factor Analysis and Related Methods. *Journal of Educational Statistics*, 308–313. doi: <https://doi.org/10.2307/1164692>
- Osborne, J. W., Costello, A. B., & Kellow, J. T. (2008). *Best Practices in Quantitative Methods*. SAGE Publications, Inc. <https://doi.org/10.4135/9781412995627>
- Padilla-Bautista, J. A. (2018). *Elección de pareja: la búsqueda de la mejor opción* (Tesis de doctorado no publicada). Universidad Nacional Autónoma de México, México Recuperada de [http://oreon.dgbiblio.unam.mx/F/KGUSKLJ1BEGPQT78XNA8H1H5N175HDF33F5MUT3ILY1QE45XVX-61053?func=find-b&request=eleccion+de+pareja+la+busqueda&find\\_code=WRD&adjacent=N&local\\_base=TES01&x=63&y=6&filter\\_code\\_2=WYR&filter\\_request\\_2=&filter\\_code\\_3=WYR&filter\\_req](http://oreon.dgbiblio.unam.mx/F/KGUSKLJ1BEGPQT78XNA8H1H5N175HDF33F5MUT3ILY1QE45XVX-61053?func=find-b&request=eleccion+de+pareja+la+busqueda&find_code=WRD&adjacent=N&local_base=TES01&x=63&y=6&filter_code_2=WYR&filter_request_2=&filter_code_3=WYR&filter_req)
- Padilla-Bautista, J. A. (12 de abril 2020). *Escalamiento multidimensional. Proxscal, Alscal. Validación psicométrica*. [Archivo de video]. Recuperado de <https://youtu.be/C4uOcVrGs24>
- Paris, M. D. (1990). *Crisis e identidades colectivas en América Latina, México*. México: Plaza y Valdés, Universidad Autónoma Metropolitana, Unidad Xochimilco.
- Real, J. E. (2001). *Escalamiento multidimensional*. Madrid: La muralla, S.A.
- Rusbult, C. E., Kumashiro, M., Stocker, S. L., & Wolf, S. T. (2005). The Michelangelo Phenomenon in Close Relationships. En A. Tesser, J. V. Wood, & D. A. Stapel

- (Eds.), *On building, defending and regulating the self: A psychological perspective*. (pp. 1–29). Psychology Press.
- Sánchez Aragón, R., & Díaz-Loving, R. (1997). Medición e implicaciones de la cercanía en el ciclo vital de la pareja. *Revista de Psicología Social y Personalidad*, 13, 1–18.
- Shaffer, D. R. (2000). *Psicología del desarrollo : infancia y adolescencia*. México. Thomson.
- Slotter, E. B., & Gardner, W. L. (2009). Where Do You End and I Begin? Evidence for Anticipatory, Motivated Self-Other Integration Between Relationship Partners. *Journal of Personality and Social Psychology*, 96(6), 1137–1151. doi. <https://doi.org/10.1037/a0013882>
- Tamayo, A. (1982). Autoconcepto, sexo y estado civil. *Revista de La Asociación Latinoamericana de Psicología Social*, 2(2), 3–15.
- Triandis, H.C. (1995). *Individualism and collectivism*. Boulder. Westview Press.
- Triandis, Harry C. (2002). Individualism-Collectivism and Personality. *Journal of Personality*, 69(6), 907–924. doi <https://doi.org/10.1111/1467-6494.696169>
- Viladot, M. (2008). *Lengua y comunicación intergrupala*. Barcelona. Editorial UOC.