

## Validación mexicana del instrumento de medición continua de las etapas de cambio en el contexto del ejercicio (URICA-E2)

### Mexican validation of the instrument for continuous measure of the stages of change in the exercise context (URICA-E2)

\*Jorge Zamarripa, \*\*Manuel de la Cruz, \*\*Kathryn Valenzuela, \*\*Andrés Castro-Zamora, \*\*Luis Durazo-Terán

\*Universidad Autónoma de Nuevo León (México), \*\*Universidad Estatal de Sonora (México)

**Resumen.** Debido a las altas tasas de sedentarismo que presenta la población mexicana y las diferencias por género reportadas en otros estudios en las etapas de cambio, es necesario contar con un instrumento fiable y válido para medir las etapas de cambio hacia el ejercicio físico en la población mexicana indistintamente del género. El objetivo de este estudio fue confirmar la estructura factorial y analizar las propiedades psicométricas e invarianza factorial a través de los grupos de género del URICA-E2 en la población adulta mexicana. La muestra estuvo conformada por 871 personas adultas (49.19% hombres, 50.81% mujeres,  $M_{edad} = 33.26$ ;  $DT = 13.99$ ; rango = 18–76 años) habitantes del área metropolitana de Monterrey, Nuevo León y Hermosillo, Sonora, México. Se utilizó una versión del URICA-E2 traducido al español, adaptado al contexto y cultura mexicana. Se evaluó la consistencia interna, la fiabilidad compuesta y la varianza media extraída. De igual forma, se analizó la validez convergente y discriminante del instrumento. El análisis factorial confirmatorio, demostró una estructura de seis factores y los análisis multigrupo apoyaron la invarianza factorial estricta de la versión mexicana del URICA-E2 a través de los grupos de género. Los resultados mostraron una consistencia interna aceptable y brindaron evidencia de la validez convergente y discriminante de la versión mexicana del URICA-E2. La versión mexicana del URICA-E2 es un instrumento válido y fiable que puede ser utilizado en estudios futuros.

**Palabras clave (keywords):** modelo transteórico, etapas de cambio, actividad física, cambio de conducta, México.

**Abstract.** Due to the high rates of sedentary lifestyle that the Mexican population presents and the differences by gender reported in other studies in the stages of change; it is necessary to have a reliable and valid instrument to measure the stages of change towards physical exercise in the Mexican population regardless of gender. The purpose of this study was to confirm the factorial structure and to analyze the psychometric properties and factorial invariance across the URICA-E2 gender groups in the Mexican adult population. The sample consisted in 871 adults (49.19% men, 50.81% women,  $M_{age} = 33.26$ ;  $SD = 13.99$ ; range = 18 - 76 years) inhabitants of the metropolitan area of Monterrey, Nuevo León and Hermosillo, Sonora, Mexico. A version of the URICA-E2 translated into Spanish was used, adapted to the Mexican context and culture. Internal consistency, composite reliability, and average variance extracted were evaluated. Similarly, the convergent and discriminant validity of the instrument was analyzed. Confirmatory factor analysis demonstrated a six-factor structure and multigroup analyzes supported the strict factor invariance of the Mexican version of URICA-E2 across gender groups. The results showed an acceptable internal consistency and provided evidence of the convergent and discriminant validity of the Mexican version of the URICA-E2. The Mexican version of the URICA-E2 is a valid and reliable instrument that can be used in future studies.

**Keywords:** transtheoretical model; stages of change; physical activity; behavior change, Mexico.

## Introducción

Según el Módulo de Práctica Deportiva y Ejercicio Físico (MOPRADEF) del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI, 2020) de México, menos de la mitad de los adultos mexicanos (42.1%) son físicamente activos y sólo la mitad de ellos (54.8%) alcanzan niveles de práctica suficientes para obtener

beneficios a la salud. Es decir, más de tres cuartas partes de la población tienen un estilo de vida sedentario, el cual, está asociado estrechamente con la obesidad. Actualmente, la obesidad está relacionada con numerosos problemas de salud, convirtiéndose en el principal problema de salud pública a nivel mundial.

Para reducir esta problemática, la Organización Mundial de la Salud (*World Health Organization* [WHO, por sus siglas en inglés]) ha lanzado un plan de acción mundial sobre actividad física (WHO, 2018). Sin embargo, se ha demostrado que para la resolución o mejora de los problemas, a menudo requiere que

una persona, un grupo, una organización, una comunidad, un organismo de formulación de políticas o un gobierno, cambien lo que están haciendo (Abraham & Denford, 2020). Bajo esta premisa, las teorías psicológicas pueden ofrecer un apoyo a las personas y profesionales de la salud, para comprender la forma en que una persona puede ser motivada para cambiar un comportamiento problemático.

En este sentido, Prochaska y DiClemente (1982) presentaron el Modelo Transteórico (*TransTheoretical Model* [TTM, por sus siglas en inglés]) como una forma novedosa, para estudiar como las personas intencionalmente cambian sus conductas problemáticas. Algunos de estos cambios de conducta son: dejar de fumar, aumentar la actividad física o controlar la depresión y la ansiedad, con y sin ayuda terapéutica profesional. Por otra parte, las personas que no han internalizado la necesidad del cambio de conductas problemáticas, no realizarán cambio de forma inmediata. Se ha demostrado que es un problema para los individuos el mantener conductas saludables por largos periodos de tiempo (Lindner & Sciacchitano, 2012). Algunos de los problemas que las personas presentan son: no seguir las indicaciones del médico al tomar un medicamento, no realizar ejercicio físico de forma regular o no consumir productos bajos en grasa.

El TTM, en lugar de considerar a las personas como «no motivadas», las clasifica como personas que necesitan iniciar, detener o modificar un comportamiento en cinco etapas. Estas etapas suelen retomarse en varias ocasiones antes de lograr definitivamente el cambio de conducta o terminar con su problema (DiClemente & Graydon, 2020; Prochaska, DiClemente & Norcross, 1992). Es por lo anterior que, las etapas de cambio representan estados y no rasgos, e indican dónde se encuentra una persona en el proceso de cambiar un comportamiento específico (DiClemente & Graydon, 2020). Las cinco etapas de cambio se identifican como precontemplación, contemplación, preparación, acción y mantenimiento (Prochaska et al., 1992).

La precontemplación es la etapa donde no existe intención alguna de cambiar el comportamiento en un futuro previsible y, por lo general, las personas no son conscientes y se rehúsan a reconocer que tienen un problema de conducta (Prochaska et al., 1992). En el contexto del ejercicio físico, las personas que están en esta etapa son las que no realizan actividad física y, además, no tienen la intención de comenzar

en los próximos seis meses (Marcus & Forsyth, 2009).

La siguiente etapa es la contemplación, en la cual, las personas sí son conscientes de que tienen un problema y están pensando seriamente en cambiar su conducta para superarlo, sin embargo, aún no toman las medidas necesarias para lograrlo (Prochaska et al., 1992). Si es aplicado al contexto del ejercicio físico, son aquellas personas que no realizan actividad física, pero que tienen la intención de comenzar en los próximos 6 meses (Marcus & Forsyth, 2009). Las personas en esta etapa, tienen la seria consideración de resolver el problema en cuestión, no obstante, es poco probable que lo lleve a la práctica.

En la preparación se combinan criterios de intención y conducta. Las personas tienen la intención de actuar en el próximo mes, e incluso, han tomado medidas poco exitosas en el último año (Prochaska et al., 1992). En el contexto del ejercicio físico, se refiere a aquellas personas que tienen la intención de comenzar a realizar ejercicio en el próximo mes. En esta etapa se puede incluir a personas que participan en alguna actividad física, pero no cumplen con los niveles recomendados por la OMS y pueden o no tener la intención de ser más activos físicamente (Marcus & Forsyth, 2009). Los niveles mínimos recomendados por la OMS (2018), son acumular al menos 30 minutos de actividad física de intensidad moderada en cinco o más días de la semana, o al menos 20 minutos de ejercicio vigoroso continuo al menos tres días a la semana.

Los individuos en la etapa de acción modifican su comportamiento, experiencias, o el entorno con el fin de superar sus problemas. La acción implica cambios conductuales más abiertos y requiere del compromiso considerable de tiempo y energía, el cual, tiende a ser más visible y recibe mayor reconocimiento externo (Prochaska et al., 1992). En el contexto del ejercicio físico los individuos, que están en esta etapa, se ejercitan regularmente tres o más veces a la semana por veinte minutos o más, pero lo han estado haciendo por menos de seis meses (Marcus & Forsyth, 2009).

La etapa del mantenimiento se presenta cuando las personas trabajan para prevenir una recaída y consolidar los logros obtenidos durante la acción. La capacidad de permanecer sin el comportamiento problemático y ser capaz de comprometerse coherentemente en un nuevo comportamiento incompatible durante más de seis meses, son los criterios a

considerar para situar a una persona en el mantenimiento (Prochaska et al., 1992). Comunmente, el mantenimiento fue visto como una etapa, sin embargo, en el contexto del ejercicio, el mantenimiento es una continuación más que la ausencia del cambio, por lo que, la regularidad de la práctica debe extender de los seis meses transcurridos en la etapa de acción a un periodo de tiempo indeterminado (Marcus & Forsyth, 2009).

Existen diferentes instrumentos para medir las etapas de cambio, entre los más comunes se encuentran aquellos que categorizan y ubican a los sujetos en una etapa específica (Gallegos-Sánchez, Ruiz-Juan, Villarreal-Angeles & Zamarripa, 2018; Marcus & Forsyth, 2003; 2009; Marcus, Selby, Niaura & Rossi, 1992; Prochaska et al., 1992), sin embargo, estos instrumentos basados en medidas discretas (como los algoritmos de una y cinco preguntas), agrupan personas de una manera muy general y se limitan a preguntar acerca de la intención futura para aquellos en las primeras etapas (precontemplación, contemplación y preparación) y sobre el comportamiento pasado para aquellos en la acción y mantenimiento (Reed, 1995). A pesar de que los instrumentos de medición continua tienen el inconveniente de tener una mayor cantidad de preguntas, sus ventajas superan con creces a sus desventajas. La primera ventaja es que las dimensiones cognitivas y conductuales se pueden combinar para desarrollar mejor las dimensiones de una etapa. Una segunda ventaja metodológica es que el instrumento se puede utilizar para desarrollar tipologías o perfiles de cambio (Reed, 1995).

Una alternativa a estos algoritmos es el University of Rhode Island Change Assessment for Exercise (URICA-E2) de Reed (1995), el cual, es la tercera generación de un instrumento de medición continua de las etapas de cambio basado en el Modelo Transteórico (URICA; McConaughy, Prochaska & Velicer, 1983; McConaughy, DiClemente, Prochaska & Velicer, 1989) y de la segunda generación para el contexto del ejercicio (URICA-E1; Reed, Velicer, Rossi, & Marcus, 1993; 1994). Los resultados del estudio de Reed (1995) revelaron una estructura de no cinco, sino seis etapas de cambio: Precontemplación No Creyente (P-NC), Precontemplación Creyente (PC-C), Contemplación (C), Preparación (P), Acción (A) y Mantenimiento (M), donde los precontempladores creyentes (PC-C) en el contexto del ejercicio fueron teorizados cognitivamente de

manera similar a los contempladores, aunque sin la intención de hacer un cambio en el futuro previsible. La versión final del instrumento quedó compuesta por 24 ítems cuyo Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) resultó en un  $\chi^2 = 580.30$  con 237 de grados de libertad, ( $\chi^2/\text{gl} = 3.5$ ), GFI de .818; CFI de .893 y RSMR de .093.

Esta versión del URICA-E2 ha sido traducida a diferentes idiomas. En un estudio realizado por Lerdal et al. (2009) se realizó la traducción de la versión en inglés del URICA-2 al idioma noruego, sin embargo, el resultado del análisis de componentes reveló estructura de cinco de factores (precontemplación no creyente, precontemplación creyente, contemplación, preparación y mantenimiento) ya que los ítems asociados al factor «Acción» no medían adecuadamente dicho factor. Por su parte, Chen et al. (2019) realizaron la traducción de la versión original en inglés del URICA-E2 al idioma chino, los resultados del AFC revelaron una estructura de seis factores con índices de ajuste favorables ( $\chi^2/\text{gl} = 2.28$ , CFI = .95; NNFI = .94 y RMSEA = .06) y valores aceptables de alfa de Cronbach (de .80 hasta .90), fiabilidad compuesta (de .82 hasta .98) y varianza media extraída (de .54 hasta .79).

Estudios recientes han demostrado diferencias entre géneros en la tendencia a permanecer en una u otra etapa. En un estudio realizado por Han, Pettee Gabriel y Kohl (2017) encontraron que los comportamientos sedentarios entre hombres y mujeres eran diferentes. Las mujeres tenían una tendencia a estar en etapas sedentarias (e.g., precontemplación, contemplación y preparación) que los hombres. Sin embargo, fue mayor el número de hombres que estaban en la etapa de precontemplación, mientras que más mujeres tendieron a estar en la etapa de preparación. De igual forma encontraron que aunque las mujeres tienden a ser más sedentarias que los hombres, las mujeres pueden tener una mayor probabilidad de cambios posteriores en los comportamientos sedentarios que los hombres (progresión a las etapas de Acción o Mantenimiento). Además, estudios han reportado porcentajes más altos de hombres que estaban en la etapa de mantenimiento en comparación con las mujeres (Han et al., 2017; Mettling, Lee, Blount & Dinkel, 2018).

Hasta la fecha, no se conocen estudios publicados sobre la validación del URICA-E2 al idioma español ni de su adaptación al contexto mexicano. Debido a las altas tasas de sedentarismo que presenta la pobla-

ción mexicana y las diferencias por género reportadas en otros estudios en las etapas de cambio, hacen necesario contar con un instrumento fiable y válido para medir las etapas de cambio hacia el ejercicio físico en la población mexicana indistintamente del género. Por lo anterior, el objetivo del presente estudio es confirmar la estructura factorial y analizar las propiedades psicométricas e invarianza factorial a través de los grupos de género del URICA-E2 en una población adulta mexicana.

## Método

El presente estudio es de tipo cuantitativo con diseño instrumental ya que se pretende evaluar las propiedades psicométricas del instrumento URICA-E2 (Ato, López, & Benavente, 2013).

### *Muestra y participantes*

El tipo de muestreo que se utilizó fue no probabilístico por conveniencia. El tamaño de la muestra se obtuvo calculando un tamaño de efecto anticipado mediano (.30), un nivel de significancia del .01 y potencia estadística de .90 para una estructura de seis variables latentes y 24 observables, lo que arrojó un tamaño de muestra mínimo recomendado de 247 sujetos (Soper, 2021). No obstante, la cantidad de participantes en el presente estudio fue de 871 personas adultas (49.19% hombres, 50.81% mujeres,  $M_{\text{edad}} = 33.26$ ;  $DT = 13.99$ ; rango = 18 – 76 años) habitantes del área metropolitana de Monterrey, Nuevo León (55.11%) y Hermosillo, Sonora (44.89%), México.

### *Instrumentos*

Para medir las etapas de cambio se utilizó una versión del URICA-E2 de Reed (1995) traducido al español y adaptado al contexto y cultura mexicana. El instrumento inicia con el siguiente encabezado: «El ejercicio regular es cualquier actividad física planificada (por ejemplo, caminar a paso ligero, aeróbicos, trotar, andar en bicicleta, nadar, remar, etc.) llevada a cabo para aumentar la aptitud física. Tal actividad se debe realizar de 3 a 5 veces por semana durante 20-60 minutos por sesión. El ejercicio no tiene por qué ser doloroso para ser eficaz, pero debe hacerse en un nivel que aumenta el ritmo respiratorio y se comience a sudar» seguido de 24 ítems que miden seis factores de las cinco etapas de cambio comprendidas en el Modelo Transteórico: Dos factores para la etapa de Precontemplación (PC):

Precontemplación No Creyente (P-NC) y Precontemplación creyente (PC-C), y un factor para cada una de las etapas de Contemplación (C), Preparación (P), Acción (A) y Mantenimiento (M). Cada uno de los ítems se responden sobre una escala tipo Likert que oscila desde 1 («Totalmente en desacuerdo») a 5 («Totalmente de acuerdo»).

### *Procedimiento*

La aplicación del instrumento se realizó a través de entrevista personal, con consenso y adiestramiento previo de los encuestadores, el propio entrevistador tomó nota de las respuestas que dio la persona entrevistada, la cual fue seleccionada a través de un muestreo por conveniencia en la propia vivienda del encuestado. Todos los participantes fueron informados del objetivo del estudio, de la voluntariedad, absoluta confidencialidad de las respuestas y manejo de los datos, que no había respuestas correctas o incorrectas y se les solicitó que respondieran con la máxima sinceridad y honestidad. Sólo las personas que dieron su consentimiento informado formaron parte del estudio.

El URICA-E2 fue traducido al español hablado en México siguiendo el procedimiento traducción–retraducción (Hambleton & Kanjee, 1995). La traducción fue realizada por una empresa profesional de traducción contratada por los responsables del estudio. Se formó un grupo de expertos compuesto por tres especialistas con título de doctor que trabajan en el área de la psicología de la actividad física y deporte, dos de ellos con suficiente experiencia en la validación de instrumentos psicológicos y un traductor especializado en el área de la actividad física y el deporte para discutir las discrepancias de la traducción hasta lograr la primera versión del instrumento al español hablado en México. Esta versión del cuestionario se tradujo nuevamente al inglés por otra empresa profesional de traducciones diferente a la contratada previamente y se contrastaron ambas versiones del instrumento: la original y la traducción. Se analizaron nuevamente las diferencias en las versiones y se introdujeron los cambios necesarios para facilitar la comprensión de los ítems logrando la versión final del instrumento.

### *Análisis de los datos*

En primer lugar, se realizaron análisis descriptivos para toda la escala y de los factores que la componen. Para confirmar la estructura factorial del cues-

cionario se realizó un análisis factorial confirmatorio (AFC). Teniendo en cuenta la naturaleza ordinal, el tamaño de la muestra, el número de opciones de respuesta ( $k = 5$ ) y la distribución no normal de los datos (ver Tabla 1), el AFC se realizó con el método de mínimos cuadrados ponderados diagonalmente (*Diagonally Weighted Least Squares* [DWLS]).

La adecuación del modelo se analizó a través de diferentes índices de ajuste como el CFI, NNFI, and RMSEA. Los valores de CFI y NNFI mayores o iguales a .95 indican un ajuste aceptable (Hu & Bentler, 1999). Para el RMSEA, los valores iguales o menores que .08 son considerados como satisfactorios (Cole & Maxwell, 1985). Para determinar si la estructura del instrumento es invariante a través de los grupos de género, se realizó un AFC multimuestra. Se estimaron los índices de ajuste incrementales de los modelos alternativos. La diferencia inferior de .01 entre los valores de CFI (Cheung & Rensvold, 2002) y NNFI (Widaman, 1985), y las diferencias inferiores a .015 para el RMSEA (Chen, 2007) refleja diferencias prácticamente irrelevantes entre los modelos.

La consistencia interna del instrumento se evaluó por medio del alfa de Cronbach (1951), la fiabilidad compuesta (*Composite Reliability* [CR, por sus siglas en inglés]) y la varianza media extraída (*Average Variance Extracted* [AVE, por sus siglas en inglés]). Los valores alfa y de  $CR \geq .70$  y de  $AVE \geq .50$  son considerados como aceptables (Fornell & Larcker, 1981). La validez convergente se analizó considerando que los ítems cargaban alto en su respectivo constructo y que los valores de AVE fueran e» .50. La validez discriminante se examinó comprobando que la AVE de cada constructo fuera superior a la correlación al cuadrado entre los constructos (Fornell & Larcker, 1981) y que la correlación entre los constructos sea menor a .85 (Kline, 2005). Los análisis se llevaron a cabo utilizando el paquete estadístico SPSS Statistics V.23 y el programa JASP versión 0.14.1 (JASP Team, 2020).

## Resultados

### *Análisis descriptivos y normalidad*

En la Tabla 1 se muestran los resultados descriptivos (media, desviación típica, asimetría y curtosis) de cada uno de los ítems y variables que se componen a partir de la escala. Los resultados revelan valores más altos de la contemplación, seguidos del

mantenimiento, acción, preparación, precontemplación creyente y no creyente. Los valores de la asimetría y curtosis estuvieron dentro del rango de -1.5 y 1.5, lo que según Schumacker y Lomax (2004) señalan como una distribución normal de los datos.

Tabla 1  
Resultados descriptivos, distribución de normalidad y saturaciones factoriales de los ítems que integran el URICA-E2.

Subescalas	M	DT	A	C	SF
<i>Precontemplación</i>					
<i>Precontemplación No Creyente</i>					
1	2.241	.166	.374	-.482	
1	2.282	1.307	.708	-.633	.338
3	2.048	1.251	.915	-.335	.779
6	2.211	1.378	.701	-.907	.317
9	2.420	1.365	.484	-.1.036	.650
<i>Precontemplación Creyente</i>					
11	2.675	1.144	.098	-.914	
11	2.428	1.378	.492	-1.034	.789
19	2.687	1.363	.173	-1.224	.724
21	2.644	1.369	.246	-1.164	.774
24	2.943	1.452	-.004	-1.347	.731
<i>Contemplación</i>					
7	3.660	.967	-.487	-.300	
7	3.912	1.215	-.906	-.180	.612
13	3.499	1.303	-.508	-.830	.648
16	3.685	1.267	-.672	-.618	.795
22	3.543	1.288	-.516	-.779	.604
<i>Preparación</i>					
14	2.870	1.084	.064	-.822	
14	3.251	1.425	-.274	-1.209	.827
17	2.832	1.463	.105	-1.373	.666
20	2.543	1.375	.362	-1.133	.521
23	2.854	1.390	.362	-1.238	.626
<i>Acción</i>					
4	3.218	1.180	-.247	-.906	
4	3.219	1.352	-.207	-1.112	.789
8	3.186	1.402	-.173	-1.245	.803
10	3.092	1.407	-.087	-1.266	.720
12	3.375	1.386	-.376	-1.108	.868
<i>Mantenimiento</i>					
2	3.224	1.179	-.179	-.893	
2	3.281	1.321	-.231	-1.049	.740
5	3.434	1.361	-.402	-1.049	.810
15	3.175	1.398	-.141	-1.237	.844
18	3.005	1.490	-.006	-1.399	.756

Nota. M = promedio; DT = Desviación Típica; A = Asimetría; C = Curtosis; SF = Saturaciones Factoriales. Todas las saturaciones fueron significativas,  $t > 1.96$ ,  $p < .05$ .

### *Análisis factorial confirmatorio (AFC) e invarianza factorial*

Los índices de bondad de ajuste del modelo de seis factores fueron satisfactorios ( $\chi^2 = 767.674$  ( $gl = 237$ ;  $p < .001$ );  $\chi^2/gl = 3.239$ ; NNFI = .973; CFI = .977; RMSEA = .051) y todas las saturaciones factoriales del modelo fueron estadísticamente significativas ( $p < .05$ ).

Para comprobar si la estructura del URICA-E2 era invariante en función del género, en primer lugar se realizaron AFC por separado en la muestra de hombres (Modelo M0a) y mujeres (Modelo M0b). Tal como se muestra en la Tabla 2, los índices de bon-

dad de ajuste de los modelos M0a y M0b fueron satisfactorios y todos los parámetros estimados estadísticamente significativos ( $p < .01$ ).

Posteriormente, se realizaron los análisis multimuestra creando nuevos modelos anidados. El Modelo 1 (M1) examinó la invarianza estructural en los dos grupos mostrando índices de ajuste satisfactorios, con lo cual, revelan que la estructura factorial del URICA-E2 es invariante entre los dos grupos.

El Modelo 2 (M2) puso a prueba la equivalencia en la matriz de saturaciones factoriales a través del grupo de hombres y mujeres. Los índices de bondad de ajuste obtenidos fueron satisfactorios y la diferencia obtenida entre el M2 y el M1 no superó los valores criterio, por lo que se comprueba la invarianza en las saturaciones factoriales del instrumento en ambas muestras.

El Modelo 3 (M3) que agrega la equivalencia de los interceptos, mostró índices de bondad de ajuste satisfactorios. La diferencia entre los índices de bondad de ajuste de los modelos M3 y M1 no superó los valores criterio por lo que se acepta la equivalencia de las saturaciones factoriales e interceptos.

El Modelo 4 (M4), agregó la invarianza de las saturaciones factoriales, interceptos y los errores. Los resultados también mostraron índices de ajuste satisfactorios y la diferencia entre el M4 y el M1 no superó los valores criterio, por lo que, estos resultados brindan apoyo a la invarianza factorial estricta del URICA-E2 a través del género.

Tabla 2  
Índices de bondad de ajuste de los modelos de Invarianza.

Descripción del Modelo	$\chi^2$	gl	RMSEA	(90% IC)	CFI	NNFI	$\Delta$ RMSEA	$\Delta$ CFI	$\Delta$ NNFI
M0a Modelo Base Hombres	435.617	237	.044	(.038-.051)	.983	.981			
M0b Modelo Base Mujeres	466.854	237	.047	(.041-.053)	.979	.976			
M1 Invarianza Estructural (Modelo Base)	902.471	474	.046	(.041-.050)	.981	.978			
M2 Invarianza FL	958.401	492	.047	(.042-.051)	.980	.977	.001	.001	.001
M3 Invarianza FL + INT	971.749	510	.046	(.041-.050)	.980	.978	.000	.001	.000
M4 Invarianza SF + Int. + Error	995.475	534	.045	(.040-.049)	.980	.979	.001	.001	.001

Nota. gl = grados de libertad; RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation; 90% IC = 90% intervalo de confianza para el RMSEA; NNFI = Non-Normed Fit Index; CFI = Comparative Fit Index; SF = Saturaciones Factoriales; Int. = Interceptos. Todas las comparaciones en los índices  $\Delta$  son hechos con respecto al modelo base (M1); \*\*  $p < .01$ .

### ***Análisis de consistencia interna, correlación, validez convergente y discriminante***

El análisis de fiabilidad reveló que la eliminación de ningún ítem mejoraba los coeficientes de fiabilidad, por lo tanto, se mantuvieron todos los ítems de la versión original. Los resultados del análisis de fiabilidad revelaron valores alfa de Cronbach aceptables para casi todas las subescalas del instrumento, excepto para la precontemplación no creyente (ver Tabla 3).

Asimismo, respecto a la fiabilidad compuesta y varianza media extraída, la mayoría de las subescalas

del instrumento presentaron valores aceptables excepto la precontemplación no creyente (véase Tabla 3), sin embargo, todos los valores de varianza media extraída fueron más altos que la correlación al cuadrado entre todos los factores del instrumento y ninguna correlación fue superior a .85, por lo que, en general, estos resultados respaldan la validez convergente y discriminante del instrumento (ver Tabla 3).

Tabla 3  
Fiabilidad, correlaciones bivariadas y validez discriminante entre las variables que conforman el URICA-2E.

	$\alpha$	$\omega$	AVE	PC-NC	PC-C	C	P	A	M
Precontemplación No Creyente	.63	.64	.31	1	.21	.04	.01	.04	.06
Precontemplación Creyente	.84	.84	.57	.46**	1	.01	.03	.23	.27
Contemplación	.76	.76	.45	-.19**	.03	1	.15	.08	.04
Preparación	.77	.77	.45	.01	-.16**	.39**	1	.30	.25
Acción	.87	.87	.64	-.20**	-.48**	.28**	.52**	1	.65
Mantenimiento	.87	.87	.62	-.25**	-.52**	.21**	.51**	.81**	1

Nota. PC-NC = Precontemplación No Creyente; PC-C = Precontemplación Creyente; C = Contemplación; P = Preparación; A = Acción; M = Mantenimiento; \*\*  $p < .01$ ;  $\alpha$  = alfa de Cronbach;  $\omega$  = Fiabilidad compuesta; AVE = Varianza media extraída. El valor bajo la diagonal corresponde a la correlación entre las variables. El valor encima de la diagonal corresponde a la correlación al cuadrado entre las variables.

## **Discusión**

El objetivo del presente estudio era confirmar la estructura factorial y analizar las propiedades psicométricas e invarianza factorial a través de los grupos de género del URICA-E2 en una población adulta mexicana.

Respecto a la estructura factorial, los resultados del AFC confirmaron la estructura de seis factores del instrumento: precontemplación no creyentes, precontemplación creyente, contemplación, preparación, acción y mantenimiento, donde se mantuvo los 24 ítems de la versión original del URICA-E2. Los índices de ajuste encontrados en el presente estudio fueron más altos que los reportados por Reed (1995) en la versión original y coinciden con los reportados por Chen et al. (2019) en su versión traducida al idioma chino. Esto indica que los ítems que componen la versión mexicana del URICA-E2 miden adecuadamente las etapas de cambio. Por su parte, los resultados del AFC multigrupo apoyaron la invarianza factorial estricta de la versión mexicana del URICA-E2 a través de los grupos de género, lo que sugiere que los participantes responden a este instrumento de manera similar indistintamente del género. Esto permite realizar comparaciones imparciales de las puntuaciones promedio entre los grupos de hombres y mujeres en el contexto del ejercicio (Sass, 2011).

Respecto a las propiedades psicométricas, la consistencia interna del instrumento se midió a través de los coeficientes alfa de Cronbach y el omega de McDonald. Los resultados revelaron coeficientes similares a los reportados en la versión en inglés (Reed, 1995), noruega (Lerdal et al., 2009) y china (Chen et al., 2019), es decir, por encima del .70, excepto para el caso de la precontemplación no creyente, la cual presentó un coeficiente cercano al valor criterio ( $\alpha = .63$ ). No obstante, Schmitt (1996) ha sugerido que no existe un nivel general (e.g., .70) en el que el alfa de Cronbach se vuelva aceptable, sino que los valores bastante bajos de alfa aun pueden resultar útiles en algunas circunstancias. En este sentido, Nunnally (1967) ha mencionado que los valores de .60 e incluso .50 pueden ser suficientes para estudios que se encuentran en las primeras fases de investigación como el presente estudio. Además, Dall'Oglio et al. (2010) también han afirmado que un alfa de Cronbach de .50 puede ser legítimo y aceptable, ya que el grado de subestimación es mayor cuando las escalas tienen un número bastante pequeño de elementos (e.g., menos de 10) como es el caso de las subescalas del instrumento utilizado.

Por su parte, los resultados respecto al omega de McDonald fueron muy similares a los anteriores y a los reportados por Chen et al. (2019) en la versión china, es decir, todos los valores por encima del .70, excepto para el caso de la precontemplación no creyente ( $\omega = .64$ ). Al respecto, Katz (2006) ha sugerido que a pesar de que el valor aceptable de confiabilidad mediante el coeficiente omega debe encontrarse entre .70 y .90 (Campo-Arias & Oviedo, 2008), en algunas circunstancias, pueden aceptarse valores entorno al .65 (Katz, 2006).

Respecto a la varianza media extraída, sólo los valores de la precontemplación creyente, acción y mantenimiento alcanzaron el criterio recomendado de .50, ya que los valores de la precontemplación no creyente, contemplación y preparación oscilaron desde .31 hasta .45, por lo que, es probable que las bajas cargas factoriales de algunos ítems de dichas subescalas den como resultado valores inferiores de AVE. No obstante, el análisis de la validez discriminante del instrumento a través del método de Fornell y Larcker (1981) indican que la validez discriminante entre la acción y el mantenimiento no está garantizada, ya que el valor de la AVE de estos constructos (.64 y .62) fue más bajo que la correlación al cuadrado entre ellos (.65). Sin embargo, el valor de la co-

rrelación entre todos los factores del instrumento fue inferior al .85 (ver Tabla 3), por lo que, la validez discriminante examinada a través del criterio establecido por Kline (2005) sí se cumple. En general, estos resultados brindan evidencia de la validez convergente y discriminante de la versión mexicana del URICA-E2.

## Conclusiones

La versión mexicana del URICA-E2 es un instrumento válido y fiable que puede ser utilizado en estudios futuros para medir las etapas de cambio e incrementar el conocimiento sobre la adherencia al ejercicio físico y el mantenimiento de un estilo de vida físicamente activo, así como para generar el conocimiento en el área de la actividad física en México. La estructura factorial coincide con la encontrada en los estudios previos y es consistente con el modelo transteórico para el cambio de comportamiento (Prochaska & Di Clemente, 1982; Prochaska et al., 1992).

## Limitaciones y perspectivas futuras

Como parte de las limitaciones del estudio se encuentra que solo se incluyeron personas adultas habitantes de dos ciudades del norte de México, por lo que en futuras investigaciones se deberían analizar las propiedades psicométricas considerando a la población de diferentes edades y de otros sectores del país, e incluso de otros países de habla hispana. Estudios futuros podrían utilizar este instrumento para conocer el grado de preparación que tienen las personas para realizar ejercicio físico de manera regular y adoptar un estilo de vida activo y las instituciones responsables de la salud pública de México podrían utilizar dichos resultados para diseñar programas y estrategias dirigidas para reducir las altas tasas de sedentarismo e inactividad física que presenta la población mexicana.

## Financiamiento

Esta investigación fue financiada por el Programa para el Desarrollo Profesional Docente (PRODEP), a través del Apoyo a la Reincorporación de Ex becarios. Folio asignado al profesor: CESUES-EXB-078. Carta de liberación: 511-6 / 2019.-8894.

## Referencias

- Abraham, C., & Denford, S. (2020). Design, implementation, and evaluation of behavior change interventions: A ten-task guide. *In The Handbook of Behavior Change*, 269-284. Cambridge University Press.
- Ato, M., López-García, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología/Annals of Psychology*, 29(3), 1038-1059. <https://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Campo-Arias, A., & Oviedo, H. C. (2008). Propiedades Psicométricas de una Escala: la Consistencia Interna. *Revista de Salud Pública*, 10(5), 831-839. Recuperado de [http://www.scielo.org.co/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0124-00642008000500015&lng=en&tlng=es](http://www.scielo.org.co/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0124-00642008000500015&lng=en&tlng=es).
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural equation modeling: a multidisciplinary journal*, 14(3), 464-504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Chen, S. H., Lai, H. R., Chen, S. R., Lin, P. C., Chou, K. R., & Lee, P. H. (2019). Validity and reliability of a Chinese-language instrument for continuous assessment of exercise stages of change in adults. *The Journal of Nursing Research*, 27(4), e37. <https://doi.org/10.1097/jnr.0000000000000310>
- 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)
- Cole, D. A., & Maxwell, S. E. (1985). Multitrait-multimethod comparisons across populations: A confirmatory factor analytic approach. *Multivariate Behavioral Research*, 20(4), 389-417. [https://doi.org/10.1207/s15327906mbr2004\\_3](https://doi.org/10.1207/s15327906mbr2004_3)
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16(3), 297-334.
- Dall'Oglio, A. M., Rossiello, B., Coletti, M. F., Caselli, M. C., Rava, L., Di Ciommo, V., Orzalesi, M., Giannantoni, P., & Pasqualetti, P. (2010). Developmental evaluation at age 4: Validity of an Italian parental questionnaire. *Journal of Paediatrics and Child Health*, 46(7-8), 419-426. doi:10.1111/j.1440-1754.2010.01748.x
- DiClemente, C. C., & Graydon, M. M. (2020). 10 Changing Behavior Using the Transtheoretical Model. *The Handbook of Behavior Change*, 136. Cambridge University Press.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of marketing research*, 18(1), 39-50. <https://doi.org/10.1177/002224378101800104>
- Gallegos-Sánchez, J., Ruiz-Juan, F., Villarreal-Angel, M., & Zamarripa, J. (2018). Etapas de cambio en la práctica de actividad física de tiempo libre en estudiantes de secundaria de Victoria de Durango, México. (Change stages to practice of physical activity within free time in high school students of Victoria of Durango, Mexico). *Retos*, 35, 196-200. <https://doi.org/10.47197/retos.v0i35.66878>
- Hambleton, R. K., & Kanjee, A. (1995). Translation of tests and attitude scales. *International encyclopedia of education*, 6328-6334.
- Han, H., Pettee Gabriel, K., & Kohl III, H. W. (2017). Application of the transtheoretical model to sedentary behaviors and its association with physical activity status. *PloS one*, 12(4), e0176330. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0176330>
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural equation modeling: a multidisciplinary journal*, 6(1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- INEGI (2020). Módulo de Práctica Deportiva y Ejercicio Físico (MOPRADEF) 2019. <https://www.inegi.org.mx/contenidos/saladeprensa/boletines/2020/EstSociodemo/moprade2020.pdf>
- JASP Team (2020). JASP (Version 0.14.1)[Computer software]. <https://jasp-stats.org/>.
- Katz, M. H. (2006). *Multivariable analysis* (2a ed.). Cambridge: Cambridge University Press.
- Kline, R. B. (2005). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling* (2nd Ed). New York, NY: Guilford Press.
- Lerdal, A., Moe, B., Digre, E., Harding, T., Kristensen, F., Grov, E. K., ... & Rossi, J. S. (2009). Stages of Change—Continuous Measure (URICA E2): psychometrics of a Norwegian version. *Journal of advanced nursing*, 65(1), 193-202. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2648.2008.04842.x>

- Lindner, H. & Sciacchitano, L., (2012). Health behavior change techniques. En M. Caltabiano & L. Ricciardelli (Ed.) *Applied Topics in Health Psychology* (3-14). John Wiley & Sons.
- Marcus, B. H., Selby, V. C., Niaura, R. S. & Rossi, J. S. (1992). Self-efficacy and the stages of exercise behavior change. *Research Quarterly for Exercise and Sport*, 63(1), 60-66. <https://doi.org/10.1080/02701367.1992.10607557>
- Marcus, B. & Forsyth, L. (2009). *Motivating People to Be Physically Active* (2a. ed.). Human Kinetics.
- Marcus, B., & Forsyth, L. (2003). *The Stages of Motivational Readiness for Change Model Motivating People to Be Physically Active* (pp.11-20). Human Kinetics.
- McConaughy, E. A., DiClemente, C. C., Prochaska, J. O., & Velicer, W. F. (1989). Stages of change in psychotherapy: A follow-up report. *Psychotherapy: Theory, Research, Practice, Training*, 26(4), 494. <https://doi.org/10.1037/h0085468>
- McConaughy, E. A., Prochaska, J. O., & Velicer, W. F. (1983). Stages of change in psychotherapy: Measurement and sample profiles. *Psychotherapy: Theory, Research & Practice*, 20(3), 368. <https://doi.org/10.1037/h0090198>
- Mettling, S., Lee, J. M., Blount, A., & Dinkel, D. (2018). A needs assessment for physical activity programming based on the transtheoretical model. *Recreational Sports Journal*, 42(2), 202-216. <https://doi.org/10.1123/rsj.2017-0019>
- Nunnally, J. C. (1967). *Psychometric theory*. New York, NY, US: McGraw-Hill.
- Prochaska, J. O., & DiClemente, C. C. (1982). Transtheoretical therapy: Toward a more integrative model of change. *Psychotherapy: theory, research & practice*, 19(3), 276-288. <https://doi.org/10.1037/h0088437>
- Prochaska J.O., DiClemente C.C., & Norcross J.C. (1992). *In Search of the Structure of Change*. En: Klar Y., Fisher J.D., Chinsky J.M., Nadler A. (eds) *Self Change*. Springer, New York, NY. [https://doi.org/10.1007/978-1-4612-2922-3\\_5](https://doi.org/10.1007/978-1-4612-2922-3_5)
- Reed, G. R., Velicer, W. F., Rossi, J. S., & Marcus, B. H. (1993, August). Profiles from the URICA-E: A continuous measure of the stages of change for exercise. Paper Presented at *Annual Meeting of the American Psychological Association, Washington, DC*.
- Reed, G. R., Velicer, W. F., Rossi, J. S., & Marcus, B. H. (1994, March). Stages of change for exercise: A comparison of an algorithm and a continuous measure. Paper presented at the *Annual Meeting of the Society for Behavioral Medicine, Boston, MA*.
- Reed, G., (1995). *Measuring Stage of Change for Exercise*. Open Access Dissertations. Paper 968. [https://digitalcommons.uri.edu/oa\\_diss/968](https://digitalcommons.uri.edu/oa_diss/968)
- Sass, D. A. (2011). Testing measurement invariance and comparing latent factor means within a confirmatory factor analysis framework. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 29(4), 347–363. <https://doi.org/10.1177/0734282911406661>
- Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (2004). *A beginner's guide to structural equation modeling*. NJ, USA: Psychology press.
- Schmitt, N. (1996). Uses and abuses of coefficient alpha. *Psychological Assessment*, 8(4), 350–353. doi:10.1037/1040-3590.8.4.350.
- Soper, D.S. (2021). A-priori Sample Size Calculator for Structural Equation Models [Software]. Available from <https://www.danielsoper.com/statcalc>
- Widaman, K. F. (1985). Hierarchically nested covariance structure models for multitrait-multimethod data. *Applied Psychological Measurement*, 9(1), 1-26. <https://doi.org/10.1177/014662168500900101>
- World Health Organization (2018). <https://www.who.int/es/news-room/fact-sheets/detail/physical-activity>

