

## *Construcción y validación de la Escala de Aburrimiento en adolescentes (EsAb)*

**Victoria GONZÁLEZ RAMÍREZ**

*Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo (México)*

**Martha Leticia SALAZAR GARZA**

*Universidad Autónoma de Aguascalientes (México)*

**Gabriela NAVARRO CONTRERAS**

*Universidad de Guanajuato (México)*

**Ferran PADRÓS BLÁZQUEZ**

*Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo (México)*

### *Resumen*

El aburrimiento es un estado reactivo de la emoción donde se percibe el ambiente como poco interesante y que genera poca curiosidad. Los altos niveles de aburrimiento son un factor de riesgo para problemas sociales, académicos y clínicos, especialmente en adolescentes. Debido a la importancia de detectar la presencia de aburrimiento en adolescentes, este estudio se propuso construir una escala para evaluar aburrimiento en esta población mexicana. La escala se aplicó a 600 adolescentes, 282 hombres (47%) y 311 mujeres (53%), de entre 12 y 18 años ( $M = 15.04$ ,  $DE = 1.7$ ), arrojando un  $\alpha$  de Cronbach de 0.77. Se identificaron dos componentes de la escala: Tendencia al aburrimiento ( $\alpha = 0.69$ ) y Falta de interés ( $\alpha = 0.73$ ), que explican el 56.1% de la varianza total. El análisis factorial confirmatorio mostró que el modelo bifactorial obtuvo un buen ajuste. Se concluye que la EsAb para adolescentes es un instrumento breve y fiable para detectar aburrimiento en adolescentes, la cual puede ser una herramienta de cribaje de gran utilidad.

*Palabras clave:* aburrimiento, psicometría, estudiantes, adolescencia.

### *Abstract*

Boredom is a reactive state of emotion where the environment is perceived as uninteresting and generating little curiosity. High levels of boredom are a risk factor for social, academic and clinical problems, especially in adolescents. Due to the importance of detecting the presence of boredom in adolescents, this study set out to construct a scale to assess boredom in this Mexican population. The scale was applied to 600 adolescents, 282 men (47%) and 311 women (53%), in an aged range between 12 and 18 years ( $M = 15.04$ ,  $SD = 1.7$ ). The final version of 7 items obtained 0.77 of Cronbach's  $\alpha$ , and there were identified two components: Boredom Tendency ( $\alpha = 0.69$ ), and Lack of Interest ( $\alpha = 0.73$ ), which explain the 56.1% of the total variance. Confirmatory factorial analysis showed the bifactorial model obtaining a good adjustment. EsAb for adolescents is a brief and reliable instrument to detect boredom in adolescents, which can be a great utility screening tool.

*Keywords:* Boredom, Psychometry, Students, Adolescence.

El aburrimiento se define como un estado reactivo de la emoción donde la persona interpreta la condición de su ambiente como poco interesante o aburrida, percibe los estímulos como repetitivos, inexistentes o tediosos; el aburrimiento implica la incapacidad para sentir curiosidad y la dificultad para encontrar e implicarse en una actividad

que genere mayor satisfacción (Abraham y Eastwood, 2016; Eastwood, Frischen, Fenske y Smilek, 2012). Algunos autores (Goetz y Frenzel, 2006; Goetz, Frenzel, Hall *et al.*, 2014; Eastwood, Cavaliere, Fahlman y Eastwood, 2007; Weybright, Schulenberg, y Caldwell, 2020), consideran que actualmente hay mayores niveles de aburrimiento en

*Dirección de los autores:* Profesora Victoria González, Facultad de Psicología de la UMSNH. Calle Francisco Villa No. 450, Colonia Dr. Miguel Silva. 58110 Hidalgo. *Correo electrónico:* [victoria.gonzalez@umich.mx](mailto:victoria.gonzalez@umich.mx)

*Recibido:* octubre de 2021. *Aceptado:* noviembre de 2021.

la población. Puede influir en la toma de decisiones y en otros ámbitos de la conducta y, sin embargo, es un aspecto poco estudiado en el ámbito de la psicología (Tops, 2017).

El aburrimiento es un cuadro anímico, cognitivo y conductual, que puede manifestarse como rasgo de personalidad, crónico y estable, sin dependencia del contexto o como un estado emocional, llamado aburrimiento situacional y está vinculado al contexto (Dursun, 2016). Algunos autores consideran que el aburrimiento es normal si es transitorio y se ha registrado una disminución de los niveles de aburrimiento a medida que se incrementa la edad lo cual se ha asociado a la maduración de las regiones frontales del cerebro (Mugon, Struck y Danckert, 2018). En cuanto a las diferencias por sexo, se ha señalado que los hombres se aburren más que las mujeres (Vodanovich y Kass, 1990).

Existen diferentes concepciones del aburrimiento y de los factores y mecanismos que lo constituyen. Para Burn (2017), el aburrimiento se compone de dos elementos: un nivel de valencia (placer-displacer) y un nivel de vigilia y atención o activación (alta-baja). Vodanovich y Kass (1990) conciben el aburrimiento como un constructo multidimensional que consiste al menos de cinco factores: estimulación externa, estimulación interna, respuesta afectiva, percepción del tiempo y restricción de la conducta.

Son diversas las maneras de representarlo, pero es un hecho que el aburrimiento es un elemento que influye de manera más o menos importante, en diferentes áreas de la vida de los individuos. En aspectos laborales, hay reporte de que el aburrimiento relacionado con actividades laborales, desgasta al individuo afectando su desempeño y toma de decisiones en su trabajo, registrándose una forma de *burnout* asociado al aburrimiento, que se denominaría *boreout* (Roldán y Rodríguez, 2019).

En el ámbito académico, se ha registrado que altos niveles de aburrimiento en los jóvenes en escenarios escolares, disminuyen el interés y la participación en las actividades además de que afectan negativamente el rendimiento; de manera inversa, un bajo nivel de aburrimiento, se relaciona con alto rendimiento académico y auto-motivación en ámbitos académicos y escolares (González, Paolini y Rinaudo, 2013; Yakobi y Danckert, 2021).

En sus manifestaciones clínicas, altos niveles de aburrimiento se relacionan con depresión, ansiedad y bajo nivel de autocontrol (Mugon, Struck y Danckert, 2018), alexitimia (Stringaris, 2016), inatención, hiperactividad, impulsividad y disfunción ejecutiva (Gerritsen, Toplak, Sciaraffa y Eastwood, 2014). El aburrimiento puede conducir a conductas impulsivas que ponen en riesgo la salud e integridad física, emocional y psicológica (Muñoz Rendón, 2010); diversos estudios señalan que el aburrimiento favorece el consumo de sustancias (Biolcati, Mancini y Trombini, 2018; Biolcati, Passini y Mancini, 2016; Danckert, Hammerschmidt, Marty-Dugas y Smilek, 2018; Weybrighth, Caldwell, Ram *et al.*, 2015), así como

otras conductas de riesgo social o de salud (Feldstein, Bjork y Luciana, 2018).

Para la evaluación del aburrimiento existen diversas escalas y subescalas que han intentado incluir las diversas condiciones asociadas al aburrimiento, desde hace ya varias décadas. Zuckerman, Eysenck y Eysenck (1978) desarrollaron la *Sensation Seeking Scale*, conformada por 40 ítems, organizados en cuatro subescalas: búsqueda de aventuras, búsqueda de sensaciones, desinhibición y susceptibilidad al aburrimiento, cada una de las cuales constituida por diez ítems. La escala de susceptibilidad al aburrimiento, mostró bajos índices de confiabilidad en su versión castellana ( $\alpha = 0'65$  o menos), considerándose la subescala menos clara de toda la escala (Pérez y Torrubia, 1986).

La *Boredom Proneness* (Farmer y Sundberg, 1986), es una escala de 28 ítems dicotómicos (verdadero o falso), que a pesar de que mostró niveles satisfactorios de consistencia interna ( $\alpha = 0'79$ ) y buena fiabilidad test re-test ( $r = 0'83$ ), algunos de los ítems que la componen, muestran una dudosa validez de contenido desde la perspectiva del presente estudio; por ejemplo, ítems, como “Me concentro con facilidad en mis actividades”, puede relacionarse más con un trastorno por déficit de atención, que con una forma de aburrimiento; otro de los reactivos de esta escala, como “Cuando estoy trabajando, frecuentemente me encuentro preocupado por otras cosas”, puede evaluar preocupación patológica u otro constructo, pero no la acepción que interesa evaluar en esta investigación.

Esta escala, además, fue validada en adultos jóvenes y en este estudio nos interesa la evaluación de adolescentes.

La *Multidimensional State Boredom Scale* (MSBS) (Fallman, Mercer-Lynn, Flora y Eastwood, 2013), con 29 ítems, tiene una versión en español validada por Alda, Mínguez, Montero-Marín *et al.* (2015), utiliza ítems con escala Likert y está compuesta por factores como inatención (“Me distraigo con facilidad”) o percepción del tiempo (“El tiempo se me hace eterno”); sin embargo, desde nuestro punto de vista tiene dudosa validez de contenido, pues evalúa dificultades de concentración más que aburrimiento; igualmente, por diferentes motivos (y estados de ánimo) la percepción del tiempo puede alargarse, especialmente ante el sufrimiento y esto tampoco debe confundirse con aburrimiento. Así mismo, otros ítems de la escala MSBS, aluden a áreas conceptualmente muy diferentes al aburrimiento; por ejemplo, “Me siento solo”, “Tengo más cambios de humor de lo habitual”, “Me siento agitado”, “Me siento vacío”, “Me siento apartado del resto del mundo”, o “Estoy indeciso o inseguro sobre qué hacer después”, parecen indagar sobre áreas diferentes al aburrimiento.

Debido a la carencia de instrumentos adecuados para la evaluación del aburrimiento en adolescentes (las escalas referidas, fueron validadas en población adulta) y la consideración de que es un aspecto emocional relevante de identificar, se propuso el diseño de una escala de

aburrimiento en adolescentes, con adecuadas propiedades psicométricas.

El presente trabajo tiene como objetivos desarrollar una escala para medir el aburrimiento basada en la definición propuesta y determinar sus propiedades psicométricas, además de conocer su estructura interna a través de sus componentes o factores principales.

## Método

### Participantes

Para la aplicación piloto de la escala, se trabajó con 370 jóvenes, hombres y mujeres, en un rango de edad 12 y 18 años, estudiantes de secundaria y preparatoria de algunas comunidades de Michoacán. Para la aplicación de la escala en la versión final a 600 jóvenes, hombres y mujeres, en edades comprendidas entre los 12 y 18 años, estudiantes de secundaria y preparatoria de algunas comunidades de Michoacán. En ambos casos, el muestreo fue no probabilístico, por conveniencia y accesibilidad.

### Consideraciones éticas

El proceso de evaluación observó los lineamientos expuestos en el Código Ético del Psicólogo, de la Sociedad Mexicana de Psicología (2007), donde se especifican las condiciones, los procedimientos y los derechos de los participantes en investigaciones: se indicó a los participantes que la información recabada sería confidencial y se les requirió su asentimiento informado.

### Procedimiento

El procedimiento se organizó en dos fases. La primera fase, implicó el desarrollo de los reactivos que conformarían la escala. A partir de la definición, se construyeron 10 reactivos, que fueron evaluados por tres jueces expertos, quienes revisaron la redacción, pertinencia y relevancia de cada uno de los enunciados propuestos. Una vez que los jueces evaluaron la validez de contenido de los reactivos, se integró la escala con nueve reactivos. Se establecieron las posibilidades de respuesta en formato Likert de cinco opciones (nunca=0, casi nunca=1, a veces=2, casi siempre=3 y siempre=4).

Esta primera escala corregida de nueve reactivos se aplicó a 370 jóvenes. Se solicitó permiso a la dirección de las diferentes escuelas de secundaria y preparatoria de diversos municipios de Michoacán, para la aplicación de la escala. Se pidió un consentimiento informado por parte de los profesores y un asentimiento informado por parte de los estudiantes. La aplicación fue grupal y voluntaria, con una duración aproximada de diez minutos (cinco para la organización y cinco para la aplicación) por grupo. La

aplicadora llegó al aula, se presentó con el grupo y una vez obtenido el asentimiento por parte de los jóvenes, se entregó uno a uno la escala y se pidió a los participantes contestar todos los ítems. La aplicadora permaneció en el aula para controlar que se realizara de manera individual y para aclarar las dudas durante la aplicación. Se realizaron los análisis psicométricos pertinentes sobre los datos recogidos de la primera aplicación y se dio formato a la escala final.

La segunda fase implicó la aplicación de la escala final (de siete reactivos) a 600 adolescentes, con el propósito realizar los análisis confirmatorios correspondientes de la escala. Se solicitó permiso a la dirección de las diferentes escuelas, para la aplicación de la escala final. Se pidió un consentimiento informado por parte de los profesores y un asentimiento informado por parte de los estudiantes. La aplicación fue grupal, anónima y voluntaria, con una duración aproximada de 10 minutos por grupo. Se aplicó en circunstancias parecidas que la primera aplicación.

### Análisis estadístico

La información extraída de la escala fue vaciada en una base de datos del programa SPSS versión 20.

Para la evaluación psicométrica de la escala original (de nueve reactivos), se realizó el análisis de frecuencias y las medidas de tendencia central y de dispersión por reactivo. Posteriormente, se realizó el análisis de confiabilidad interna por medio del  $\alpha$  de Cronbach por factor y de la escala total. En cuarto lugar, se realizó el análisis del índice KMO. Finalmente se realizó un análisis factorial exploratorio y se estudió la bondad de los reactivos.

Para la evaluación psicométrica de la escala final (de siete reactivos), se realizó el análisis de frecuencias y las medidas de tendencia central y de dispersión por reactivo. Se realizó posteriormente el análisis de confiabilidad interna por medio del  $\alpha$  por factor y de la escala total la fiabilidad de la prueba, así mismo, se estudió la bondad de los reactivos.

Finalmente, se realizó el análisis factorial confirmatorio mediante ecuaciones estructurales, empleando el paquete AMOS. Se utilizaron los índices de ajuste más frecuentemente reportados (Hooper, Coughlan y Mullen, 2008): la estimación de chi-cuadrada ( $\chi^2$ ) y grados de libertad, considerando que un modelo con un ajuste adecuado debe presentar un  $\chi^2$  no significativo y que  $\chi^2/df < 3$  (Bollen, 1989), los siguientes índices de ajuste; comparativo (CFI), normado (NFI), no normado (NNFI), bondad de ajuste (GFI) y bondad de ajuste ajustado (AGFI) que indican un buen modelo cuando muestran valores  $> 0.95$ , y adecuados  $> 0.90$  (Hu y Bentler, 1999), así como la raíz media cuadrada del error de aproximación (RMSEA) y raíz media cuadrática estandarizada (SRMR), cuyos valores igual o menor de  $0.08$ , indican un ajuste razonable (Kline, 1998).

## Resultados

Con respecto al análisis de las medidas de tendencia central y de dispersión por reactivo de la escala original (de nueve reactivos), se obtuvieron los datos que se exponen en la tabla 1. En la misma tabla también aparecen datos sobre la asimetría y curtosis de cada ítem, así como la correlación de cada reactivo con el total corregido (es decir, sin el propio ítem) y el valor de  $\alpha$  si el ítem es eliminado.

El análisis de la asimetría y curtosis de cada reactivo, muestra que ninguno de los reactivos tiene valores por encima de -1 y por debajo de +1, por ello se concluye que se distribuyen siguiendo la ley de distribución normal.

El índice de fiabilidad obtenido para la escala de nueve reactivos, fue un  $\alpha = 0'78$ . En el análisis de correlación ítem-total corregido, se observó que el ítem 2 muestra un valor de 0'241 que es bastante bajo. Además, se observó que el valor de  $\alpha$  aumentaba al eliminar dicho reactivo (ver tabla 1).

### Análisis factorial exploratorio

El análisis factorial exploratorio se realizó a través del método de extracción de máxima verosimilitud y método de rotación normalización Oblimin. Previamente, se observó que los datos eran adecuados para dicho análisis (Medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin: 0'803; Prueba de esfericidad de Bartlett Chi-cuadrado aproximado: 814'819;  $gl$ : 36, con error menor a 0'001).

Se estudió la distribución de los valores propios (*eigenvalues*) y el porcentaje de varianza explicada (tabla 2). El número de factores con valores propios superior a 1 fue de 2 explicando sobre el 51'46% de la varianza. Se observó

Tabla 2. Distribución de autovalores (*eigenvalues*) y porcentaje de varianza acumulada.

Factor	Autovalores	% Varianza acumulada
1	<b>3.349</b>	<b>37.206</b>
2	<b>1.283</b>	<b>51.463</b>
3	.929	61.787
4	.864	71.385
5	.738	79.584

una notable diferencia entre el segundo y el tercer factor.

Se tomó la decisión de que la mejor solución era de dos factores, debido a que los reactivos se agruparon (en la matriz rotada), en dos factores con congruencia teórica (ver tabla 3). Los dos factores observados fueron denominados *Tendencia al aburrimiento* que explica el 37'2% de la varianza total y el segundo factor denominado *Falta de interés*, que explica el 14'3% de la varianza (ver la tabla 2).

Debido a la baja carga factorial del ítem 2, y a que no mejora o incluso reduce la fiabilidad de la escala, se decidió eliminarlo. Asimismo, también se eliminó el reactivo 8 ya que no alcanza un peso factorial mínimo en ningún factor (ver tabla 3). Después de eliminar los reactivos, la fiabilidad obtenida de la escala total fue de  $\alpha = 0'774$ , con un  $\alpha = 0'711$  para el primer factor y  $\alpha = 0'766$ , para el segundo factor.

Después del análisis factorial y del análisis de confiabilidad, se concluyó que la escala se compone por siete reactivos y se organiza en dos factores. Finalmente, se realizó un análisis factorial confirmatorio, con una nueva muestra.

Tabla 1. Estadísticos de la escala de nueve reactivos.

Reactivos	Media	Desviación Estándar	Asimetría	Curtosis	Correlación elemento-total corregida	$\alpha$ si se elimina el elemento
1. Dejo de hacer actividades porque me aburro.	1.69	.854	.111	.642	.331	.774
2. Siento poca curiosidad.	1.59	1.006	.323	-.182	.241	.788
3. Me aburro con facilidad.	1.84	.994	.202	-.271	.544	.746
4. Todo me parece repetitivo y rutinario.	1.82	1.071	.169	-.462	.313	.763
5. Todo me parece aburrido.	1.27	.933	.505	.145	.585	.741
6. Es difícil que algo me entusiasme.	1.54	.999	.289	-.172	.546	.745
7. Es difícil que algo me interese.	1.49	1.005	.289	-.172	.500	.752
8. Es fácil que no encuentre qué hacer.	1.47	1.095	.412	-.482	.441	.761
9. Pocas cosas me llaman la atención.	1.58	1.122	.337	-.518	.558	.742

Tabla 3. Matriz de componentes rotados (C1 y C2) de la escala de nueve reactivos.

Reactivos	C1	C2
1. Dejo de hacer actividades porque me aburro.	<b>.430</b>	
2. Siento poca curiosidad.		.295
3. Me aburro con facilidad.	<b>.589</b>	
4. Siento todo repetitivo y rutinario.	<b>.671</b>	
5. Todo me parece aburrido.	<b>.786</b>	
6. Es difícil que algo me entusiasme.		<b>-.742</b>
7. Es difícil que algo me interese.		<b>-.788</b>
8. Es fácil que no encuentre qué hacer.	.372	
9. Pocas cosas me llaman la atención.		<b>-.584</b>

### Análisis factorial confirmatorio

Del total de 600 jóvenes que formaron la muestra, 282 (47%) fueron hombres y 318 (53%) mujeres, con edades comprendidas entre los 12 y los 20 años. La muestra tuvo un promedio de edad de 15'04 años con una desviación estándar de 1'7 años.

En la tabla 4, se describen las medidas de tendencia central y de dispersión por reactivo. Asimismo, también aparecen datos sobre la asimetría y curtosis de cada ítem, así como la correlación de cada reactivo con el total corregido y el valor de  $\alpha$  si el ítem es eliminado.

El análisis de la asimetría y curtosis de cada reactivo, muestra que los reactivos tienen valores por encima de -1 y por debajo de +1, por lo que se corrobora que los ítems siguen la ley de distribución normal.

En el análisis de correlación ítem-total corregido, se observó que los reactivos están por encima de 0'35 y se observó que el valor de  $\alpha$  (0.77), no aumentaba al eliminar ninguno de los reactivos (ver tabla 4).

A través del análisis de confiabilidad interna por factor y de la escala total, se obtuvo un valor  $\alpha = 0'77$ , (índice adecuado según Campo-Arias y Oviedo, 2008), de la escala con siete elementos, constituida por dos componentes. El componente uno, constituido por cuatro reactivos, con un índice de fiabilidad  $\alpha = 0'695$  y el componente dos, constituido por tres reactivos, con un índice de fiabilidad  $\alpha = 0'725$ .

El análisis factorial confirmatorio mediante ecuaciones estructurales, empleando el paquete AMOS, mostró que todos los indicadores se encontraban en valores aceptables ( $\chi^2 = 32'464$ ,  $gl = 13$ ,  $p = 0'002$ ,  $\chi^2/gl = 2'50$ ,  $NFI = 0'966$ ,  $NNFI = 0'967$ ;  $CFI = 0'979$ ;  $IFI = 0'979$ ,  $GFI = 0'984$ ,  $AGFI = 0'966$ ;  $RMR = 0'036$ ,  $RMSEA = 0'050$ ;  $IC = 0'029$  y  $0'072$ ), con excepción de la significación del modelo, pero el valor de  $\chi^2/gl$  es inferior a tres, por ello se asume que el modelo muestra un buen ajuste (figura 1). Se confirman dos componentes y las adecuadas saturaciones de cada ítem en su componente (Kline, 1998).

### Discusión

En este estudio se abordó la necesidad de construir una escala con adecuadas propiedades psicométricas que permitiera valorar los niveles de aburrimiento que presentan los adolescentes, debido a que representa un factor de riesgo en los jóvenes, que afecta su desempeño académico (González, Paolini y Rinaudo, 2013) y se asocia a diversas conductas de riesgo para la salud (Gerritsen *et al.*, 2014; Mugon, Struck y Danckert, 2018; Stringaris, 2016; Weybright, Schulenberg y Caldwell, 2020). Para esta investigación, se definió el aburrimiento como la interpretación del ambiente como

Tabla 4. Estadísticos de la escala final de siete reactivos.

Reactivos	Media	Desviación estándar	Asimetría	Curtosis	Correlación elemento-total corregida	$\alpha$ si se elimina el elemento
1. Dejo de hacer actividades porque me aburro.	1.70	.880	.221	.527	.352	.766
2. Me aburro con facilidad.	1.85	1.036	.160	-.449	.508	.737
3. Todo me parece repetitivo y rutinario.	1.80	1.110	.165	-.566	.435	.754
4. Pocas cosas me llaman a atención.	1.54	1.088	.296	-.499	.502	.738
5. Es difícil que algo me entusiasme.	1.49	1.025	.354	-.208	.525	.734
6. Todo me parece aburrido.	1.19	.940	.510	.005	.609	.718
7. Es difícil que algo me interese.	1.44	1.016	.393	-.219	.509	.737

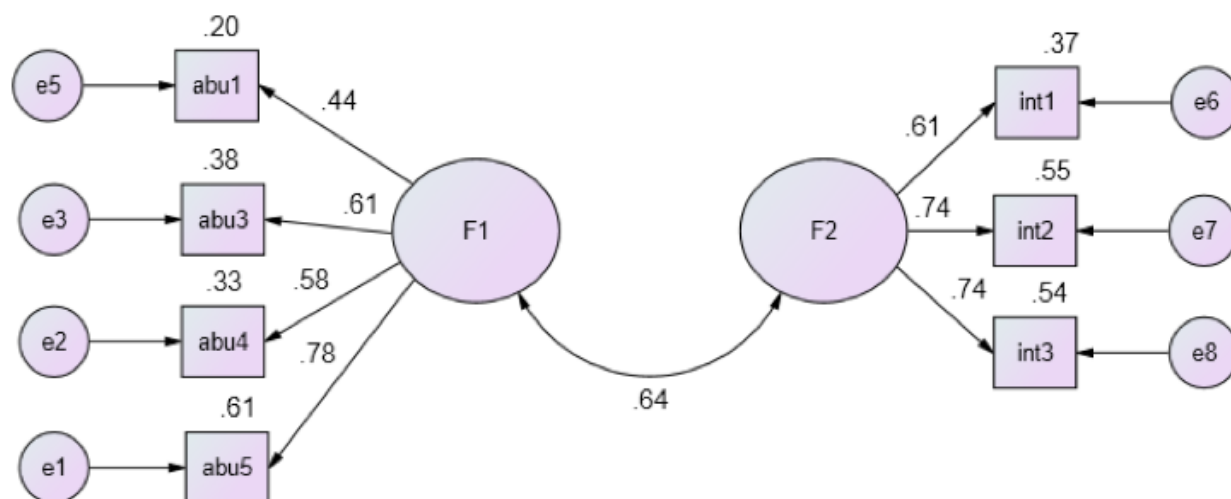


Figura 1. Análisis factorial confirmatorio.

poco interesante o aburrido y la dificultad para sentir curiosidad y buscar actividades que generen mayor satisfacción (Abraham y Eastwood, 2016; Eastwood *et al.*, 2012), por lo cual estos dos elementos se consideraron para la redacción de los ítems.

En este estudio se comprobó la bondad de la escala de aburrimiento. La escala se compone de siete ítems que mostraron adecuada validez de contenido. La escala mostró un índice de fiabilidad aceptable (Campo y Oviedo, 2008), mayor o parecida a los índices de fiabilidad mostrados por algunos de los instrumentos que se han elaborado con este fin (Fallman *et al.*, 2013; Farmer y Sundberg, 1986; Pérez y Torrubia, 1986), además de la virtud de ser una escala pequeña con posibilidad de rápida administración y calificación, lo que la diferencia de otros instrumentos con índices de fiabilidad parecidos pero muchos más reactivos, como la *Sensation Seeking Scale*, conformada por 40 ítems, (Zuckerman, Eysenck y Eysenck, 1978, citado en Pérez y Torrubia, 1986), o la *Boredom Proneness* (Farmer y Sundberg, 1986), constituida por 28 ítems, o la *Multidimensional State Boredom Scale* (Alda *et al.*, 2015, Fallman *et al.*, 2013) que se compone de 29 ítems. La escala desarrollada en este trabajo, al estar compuesta por solo siete ítems, puede tener una ventaja sobre otros instrumentos en su uso como instrumento de cribado.

El análisis de la estructura interna, a través del análisis factorial exploratorio, identificó dos componentes: tendencia al aburrimiento y falta de interés, los cuales se ratificaron en el análisis factorial confirmatorio. Estos dos factores, coinciden con lo reportado por la literatura especializada (Abraham y Eastwood, 2016; Frankfurt, 2004; Peña, Rodríguez y Uriel Rodríguez, 2017).

Queremos destacar que en este trabajo no se consideraron los elementos que algunos investigadores señalan como parte del aburrimiento, como son el tipo de valencia y los ni-

veles de activación (Burn, 2017), tampoco se contemplaron los subtipos de aburrimiento derivados del tipo de valencia y nivel de activación (Goetz y Frenzel, 2006), ni se diferenciaron los cinco factores que proponen algunos autores (Vodanovich y Kass, 1990). Sería deseable que en el desarrollo de posteriores instrumentos se tomen en cuenta estos elementos.

Otras limitaciones del presente estudio, incluyen la falta de análisis de validez concurrente. Sería conveniente estudiar la relación de la escala de aburrimiento con otras escalas de aburrimiento, así como con otras variables (como depresión, gaudibilidad, anhedonia, etc.). También sería pertinente estudiar si las puntuaciones de los evaluados se mantienen en periodos de dos semanas o un mes. En los índices de fiabilidad test-retest se esperarían correlaciones elevadas, ya que se concibe la existencia de un nivel de aburrimiento basal, característico de la personalidad (Hunter y Eastwood, 2018).

Para futuros estudios, sería deseable encontrar un punto de corte que discriminara a los adolescentes con riesgo, además de que se considera necesario corroborar en estudios posteriores las implicaciones de altos puntajes en uno y otro componente de la escala, para reconocer cuál de ellos representa mayor riesgo de desarrollar alteraciones de conducta en adolescentes.

Por otro lado, debe mencionarse que la escala se aplicó únicamente a adolescentes michoacanos, sería deseable en futuras investigaciones estudiar las propiedades psicométricas de la EsAb en otros estados de México y posteriormente, evaluar sus propiedades psicométricas en personas adultas, pues se ha reportado una disminución del aburrimiento a medida que incrementa la edad (Mugon, Struck y Danckert, 2018), lo que sería importante corroborar.

A pesar de que la escala muestra adecuadas propiedades psicométricas, el componente uno, denominado *Tendencia al aburrimiento*, que explica el 40.7% de la

varianza total, presentó un índice de fiabilidad  $\alpha = 0,695$  que, al no llegar al  $0,70$ , vería cuestionada su consistencia interna según algunos estándares (Campo y Oviedo, 2008), sería deseable, por lo tanto, mejorar este índice, con más o mejores ítems.

## Conclusiones

Se construyó una escala para medir el aburrimiento en adolescentes evaluada mediante jueces expertos, lo que permitió obtener evidencia de su validez de contenido. La aplicación piloto y la final permitieron obtener una escala con validez factorial y un índice de consistencia interna adecuado, compuesta por dos factores: *Tendencia al aburrimiento* y *Falta de interés*.

El instrumento diseñado es adecuado para la evaluación del aburrimiento y puede ser empleado en estudios que aborden esta variable en adolescentes, en relación con el uso de sustancias o de otras variables de interés.

Este trabajo muestra que las características psicométricas de la escala EsAb, son aceptables. La EsAb resultó un instrumento fiable, muy breve (tiempo de aplicación de aproximada de tres minutos), que evalúa el aburrimiento en adolescentes, el cual se ha señalado como un factor de riesgo para diferentes problemáticas laborales, escolares, problemas afectivos y de conducta.

Dadas las características psicométricas obtenidas a partir de los análisis a la escala, se concluye que es viable su aplicación para determinar el nivel de aburrimiento que presentan los jóvenes adolescentes michoacanos.

## Referencias

- Abraham, E. e Eastwood, J.D. (2016). Mitigating Boredom: Trait Curiosity, Condition, and Their Interaction in Reducing the Experience of Boredom. *Personality and Individual Differences, 101*, 462-529 [DOI: 10.1016/j.paid.2016.05.067].
- Alda, M., Minguez, J., Montero-Marín, J., Gili, M., Puebla-Guedea, M., Herrera-Mercadal, P., Navarro-Gil, M. y García-Campayo, J. (2015). [Validation of the Spanish version of the Multidimensional State Boredom Scale \(MSBS\)](#). *Health and Quality of Life Outcomes, 13*, 59 [DOI: 10.1186/s12955-015-0252-2].
- Biolcati, R., Mancini, G. y Trombini, E. (2018). Proneness to Boredom and Risk Behaviors During Adolescent's Free Time. *Psychological Reports, 121*(2), 303-323 [DOI : 10.1177/0033294117724447].
- Biolcati, R., Passini, S. y Mancini, G. (2016). ["I cannot stand the boredom". Binge drinking expectancies in adolescence](#). *Addictive Behaviors Reports, 3*, 70-76 [DOI: 10.1016/j.abrep.2016.05.001].
- Bollen, K.A. (1989). *Structural equations with latent variables*. Nueva York: John Wiley & Sons [DOI: 10.1002/9781118619179].
- Burn, C.C. (2017). [Bestial boredom: a biological perspective on animal boredom and suggestions for its scientific investigation](#). *Animal Behaviour, 130*, 141-151 [DOI: 10.1016/j.anbehav.2017.06.006].
- Campo-Arias, A. y Oviedo, H.C. (2008). [Propiedades Psicométricas de una Escala: la Consistencia Interna](#). *Revista de Salud Pública, 10*(5), 831-839.
- Danckert, J., Hammerschmidt, T., Marty-Dugas, J. y Smilek, D. (2018). Boredom: Under-aroused and restless. *Consciousness and Cognition, 61*, 24-37 [DOI: 10.1016/j.concog.2018.03.014].
- Dursun, P. (2016). [On the nature of boredom](#). *Mediterranean Journal of Humanities, 6*(2), 209-220 [DOI: 10.13114/MJH.2016.294].
- Eastwood, J.D., Cavaliere, C., Fahlman, S.A. y Eastwood, A.E. (2007). [A desire for desires: Boredom and its relation to alexithymia](#). *Personality and Individual Differences, 42*(6), 1035-1045. [DOI: 10.1016/j.paid.2006.08.027].
- Eastwood, J.D., Frischen, A., Fenske, M. y Smilek, D. (2012). [The Unengaged Mind: Defining Boredom in Terms of Attention](#). *Perspectives on Psychological Science, 7*(5), 482-495 [DOI: 10.1177/1745691612456044].
- Fallman S.A., Mercer-Lynn K.B., Flora D.B. y Eastwood J.D. (2013). [Development and Validation of the Multi-dimensional State Boredom Scale](#). *Assessment, 20*(1), 68-85 [DOI: 10.1177/1073191111421303].
- Farmer, R. y Sundberg, D. (1986). [Boredom Proneness-The Development and Correlates of a New Scale](#). *Journal of Personality Assessment, 50*(1), 4-17 [DOI: 10.1207/s15327752jpa5001\_2].
- Feldstein, S.W., Bjork, J.M. y Luciana, M. (2018). Implications of the ABCD study for developmental neuroscience. *Developmental Cognitive Neuroscience, 32*, 161-164 [DOI: 10.1016/j.dcn.2018.05.003].
- Frankfurt, H. (2004). *Las razones del amor: El sentido de nuestras vidas*. Barcelona: Paidós.
- Gerritsen, C., Toplak, M., Sciaraffa, J. y Eastwood, J.D. (2014). I can't get no satisfaction: Potential causes of boredom. *Consciousness and Cognition, 27*, 27-41 [DOI: 10.1016/j.concog.2013.10.001].
- Goetz, T. y Frenzel, A.C. (2006). Phanomenologie schulischer Langeweile (Phenomenology of boredom at school). *Zeitschrift fur Entwicklungspsychologie und Padagogische Psychologie, 38*(4), 149-153 [DOI: 10.1026/0049-8637.38.4.149].
- Goetz, T., Frenzel, A.C., Hall, N.C., Nett, U.E., Pekrum, R. y Lipnevich, A.A. (2014). [Types of boredom: An experience sampling approach](#). *Motivation and Emotion, 38*, 401-419 [DOI: 10.1007/s11031-013-9385-y].
- González, A., Paolini, V. y Rinaudo, C. (2013). [Aburrimiento y disfrute en clase de Lengua española en secundaria: predictores motivacionales y efectos sobre el rendimiento](#). *Anales de Psicología, 29*(2), 426-434.

- Hooper, D., Coughlan, J. y Mullen, M.R. (2008). [Structural Equation Modelling: Guidelines for Determining Model Fit](#). *Electronic Journal of Business Research Methods*, 6(1), 53-60.
- Hu, L. y 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 [DOI: 10.1080/10705519909540118].
- Hunter, A. y Eastwood, J.D. (2018). Does state boredom cause failures of attention? Examining the relations between trait boredom, state boredom and sustained attention. *Experimental Brain Research*, 236(9), 2483-2492 [DOI: 10.1007/s00221-016-4749-7].
- Kline, R.B. (1998). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*. Nueva York: Guilford.
- Mugon, J., Struk, A. y Danckert, J. (2018). [A Failure to Launch: Regulatory Modes and Boredom Proneness](#). *Frontiers in Psychology*, 9, 1126 [DOI: 10.3389/fpsyg.2018.01126].
- Muñoz Redón, J. (2010). *Prohibido pensar: Parásitos versus catalizadores del pensamiento*. Barcelona: Octaedro.
- Peña Arroyave, A., Rodríguez, Y. y Uriel Rodríguez, P. (2017). [El concepto de aburrimiento en Kierkegaard](#). *Revista de filosofía (Universidad Iberoamericana)*, 142, 97-118.
- Pérez, J. y Torrubia, R. (1986). [Fiabilidad y validez de la versión española de la Escala de Búsqueda de Sensaciones \(Forma V\)](#). *Revista Latinoamericana de Psicología*, 18(1), 7-22.
- Roldán, N. y Rodríguez Alzueta, E. (2019). [Aburridos: La policía-burnout](#). *Cuestiones Criminales*, 2(3), 38-56.
- Sociedad Mexicana de Psicología (2007). [Código Ético del Psicólogo](#). México: Trillas.
- Stringaris, A. (2016). [Editorial: Boredom and developmental psychopathology](#). *The Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 57(12), 1335-1336 [DOI: 10.1111/jcpp.12664].
- Tops, M. (2017). [Bored but not depleted: PRotective Inhibition of Self-regulation and Motivation \(PRISM\)](#). *Cortex*, 96, 130-133 [DOI: 10.1016/j.cortex.2017.07.008].
- Vodanovich, S. y Kass, S. (1990). [Age and Gender Differences in Boredom Proneness](#). *Journal of Social Behavior and Personality*, 5(4), 297-307.
- Weybright, E., Schulenberg, J. y Caldwell, L. (2020). More Bored Today Than Yesterday? National Trends in Adolescent Boredom From 2008 to 2017. *Journal of Adolescent Health*, 66(3), 360-365 [DOI: 10.1016/j.jadohealth.2019.09.021].
- Weybright, E., Caldwell, L., Ram, N., Smith, E. y Wegner, L. (2015). [Boredom Prone or Nothing to Do? Distinguishing Between State and Trait Leisure Boredom and Its association with Substance Use in South African Adolescents](#). *Leisure Sciences*, 37(4), 311-331 [DOI: 10.1080/01490400.2015.1014530].
- Yakobi, O. y Danckert, J. (2021). Boredom proneness is associated with noisy decision-making, not risk taking. *Experimental Brain Research*, 239 8(6); 1807-1825 [DOI: 10.1007/s00221-021-06098-5].
- Zuckerman, M., Eysenck, S.B. y Eysenck, H.J. (1978). [Sensation seeking in England and America: Cross cultural, age, and sex comparisons](#). *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 46(1), 139-149 [DOI: 10.1037/0022-006X.46.1.139].