



Revista Electrónica de Psicología Iztacala



Universidad Nacional Autónoma de México

Vol. 23 No. 3

Septiembre de 2020

PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DE LA ESCALA HABILIDADES PARA LA VIDA EN ADOLESCENTES DE CIUDAD JUÁREZ, CHIHUAHUA

Alexis Amelio Fernández Flores¹ y Alberto Castro Valles²
Universidad Autónoma de Ciudad Juárez
México

RESUMEN

El presente estudio tuvo como objetivo examinar la estructura interna del test Habilidades para la Vida bajo procedimientos factoriales que permitieron obtener un criterio estricto de sus propiedades métricas para avalar su fiabilidad y validez en población mexicana. Se utilizó una muestra no aleatoria de 450 estudiantes, 190 hombres y 260 mujeres, con una edad promedio de 15,8 años de dos bachilleratos de Ciudad Juárez, Chihuahua. El instrumento fue evaluado mediante procedimientos factoriales exploratorios y confirmatorios. Los resultados arrojan que la escala presenta propiedades métricas aceptables de confiabilidad global, viabilidad en la factorización según las pruebas KMO y especificidad de Bartlett, explicación de la varianza en un 44,91 % y correlaciones bivariadas significativas en la prueba de unidimensionalidad. No obstante, los reactivos que conforman las dimensiones del instrumento no se agrupan del modo que los autores de la prueba proponen originalmente. Los índices de ajustes CMIN/DF, TLI, CFI, RMSEA confirman que los nuevos factores surgidos cuentan con evidencia a su favor congruente con la teoría. Aunque es necesario replicar esta nueva estructura para contrastar su fiabilidad y validez con mayor certeza, a partir de otros estudios que respalden los hallazgos encontrados.

Palabras clave: Habilidades para la vida, Escala, Propiedades psicométricas.

¹ Maestría en Psicología. Universidad Autónoma de Ciudad Juárez. Correo Electrónico: alexisfernandezflores19@gmail.com

² Coordinador de la Maestría Psicoterapia Humanista y Educación para la Paz. Correo Electrónico: alexisfernandezflores19@gmail.com

PSYCHOMETRIC PROPERTIES OF THE SCALE SKILLS FOR LIFE IN ADOLESCENTS OF CIUDAD JUÁREZ, CHIHUAHUA

ABSTRACT

The objective of this study was to examine the internal structure of the Skills for Life test under factorial procedures that would allow obtaining a strict criterion of its metric properties to guarantee its reliability and validity in the Mexican population. We used a non-random sample of 450 students, 190 men and 260 women, with an average age of 15.8 years of two high schools in Ciudad Juárez, Chihuahua. The instrument was evaluated through exploratory and confirmatory factorial procedures. The results show that the scale presents acceptable metric properties of global reliability, viability in the factorization with the KMO tests and Bartlett specificity, explanation of the variance in 44,91% and significant bivariate correlations in the unidimensionality test. However, the reagents that make up the dimensions of the instrument are not grouped in the way that the authors of the test originally proposed. Adjustment indices CMIN / DF, TLI, CFI, RMSEA confirm that the new factors that emerge have evidence in their favor consistent with the theory. Although it is necessary to replicate this new structure to test its reliability and validity with greater certainty from other studies that support these findings.

Keywords: Life skills, Scale, Psychometric properties.

Según el Informe sobre el Desarrollo Mundial ninguna época ha sido mejor para invertir en los jóvenes que la actual. Cerca de 1,500 millones de personas se encuentran entre las edades de 10-24 años, la más alta de la historia (IDM, 2006). Se presenta a la juventud un mundo lleno de potencialidades con grandes avances científico-técnicos alcanzados en el siglo XXI que suceden uno tras otro de forma vertiginosa. Sin embargo, a la par de estos grandes logros, marchan a pasos agigantados graves y diversificados problemas sociales, fruto también de los cambios fundamentales mostrados en los últimos tiempos. Un mundo que exige múltiples demandas relacionadas con la vida cotidiana a las cuales se hace necesario responder con un repertorio de destrezas y habilidades, pero que no todos los individuos han desarrollado.

Desde 1993, la Organización Mundial de Salud advirtió sobre estos bruscos cambios a los que se deberían enfrentar las nuevas generaciones. De ahí la necesidad de prepararlos para enfrentarlos con éxito. Para ello, definió el término Habilidades para la Vida como aquellas destrezas psicosociales que dotaban a los

adolescentes de las aptitudes necesarias para el desarrollo personal y enfrentamiento efectivo ante los retos de la vida diaria (OMS, 1993). Estas habilidades facilitan la actuación de manera competente y habilidosa en distintas situaciones de la vida cotidiana, favoreciendo comportamientos saludables en distintas esferas para controlar y dirigir sus vidas. Además, previenen conductas de riesgo que podían provocar adicciones, comportamientos sexuales irresponsables, manifestaciones de violencia y alteraciones psicológicas (Choque-Larrauri y Chirinos-Cáceres, 2009). La OMS propuso clasificarlas en tres categorías: cognitivas (autoconocimiento, toma de decisiones, solución de problemas, pensamiento creativo, pensamiento crítico) sociales (relaciones interpersonales y asertividad) y emocionales (empatía, manejo de sentimientos y emociones y manejo de tensiones y estrés (OMS, 1993).

Investigaciones realizadas al respecto mostraron como la disminución entre un 25 y 87% en el consumo de alcohol, tabaco y marihuana se debió a la implementación de Programas de *Entrenamiento en Habilidades para la Vida* en Estados Unidos (Botvin y Eng, 1980). Velasco, Griffin y Botvin (2017) reportaron la efectividad de un programa similar (Life Skill Training) entre más de 3,000 estudiantes que asistían a 55 escuelas intermedias en Italia. Por otro lado, Jahanabin, Bazrafshan, Akbari, Rahmati y Ghadakpour (2017), precisaron los efectos que tenía la capacitación en habilidades para la vida en la comunicación social de drogadictos en Irán; Bencoña y Miguez (2004) demostraron que la carencia de habilidades emocionales en los adolescentes incidía con mayor predisposición a que fueran fumadores o no. Mientras que Andrade Palos, Pérez de la Barrera, Bertha Alfaro, Sánchez Oviedo y López Montes de Oca (2009) destacaron que los individuos con mayores puntuaciones de habilidades psicosociales manifestaban menos conductas de riesgos hacia el consumo de drogas.

Por otro lado, Pereira y Espada (2010), presentaron evidencias sobre sujetos con déficits de habilidades sociales más propensos a sufrir trastornos de ansiedad, alteraciones del estado de ánimo, trastornos de la personalidad y fobias sociales. También, Mussuto y Piracés (2007), enfatizaron la importancia de habilidades interpersonales en personas resilientes para hacer frente a situaciones adversas de

acuerdo con Gardner (1994) y Goleman (1997), quienes destacaron el valor del manejo de las emociones tanto individuales como colectivas para mejorar las relaciones con los demás, el bienestar psicológico consigo mismo y un afrontamiento más exitoso ante los desafíos de la vida cotidiana. En otros estudios, Pérez de la Barrera (2014), ha encontrado diferencias significativas entre el desarrollo de habilidades para la vida en adolescentes con un comportamiento sexual irresponsable frente a lo que siempre se protegieron en sus relaciones sexuales. Asimismo, Orcasita, Mosquera-Gil y Carrillo-González (2018), resaltaron la importancia de fomentar habilidades de autoeficacia y autoconcepto como factores protectores ante conductas sexuales riesgosas en adolescentes hallando correlaciones significativas entre el desarrollo de estas habilidades y el uso del condón para mantener relaciones sexuales seguras.

Validación de Escalas de Habilidades para la Vida.

A pesar de existir investigaciones con evidencia científica que reporta el impacto en la enseñanza de competencias psicosociales para la prevención de diversas conductas de riesgos (Hansen, Johnson, Flay, Graham y Sobel, 1988; Schinke, Blythe y Armstrong, 1981; Botvin, 1995; Mangrulkar, Whitman y Posner, 2001; Miguez y Bencoña, 2006; Bravo y Garzón, 2010; Giannotta y Weichold, 2016; Haug, Paz-Castro, Wenger, y Schaub, 2018). La construcción de instrumentos confiables y válidos de las diez habilidades para la vida propuesta por la OMS en 1993 no presentó hallazgos científicos palpables hasta años recientes (Díaz Posada, Rosero Burbano, Melo Sierra y Aponte López, 2013). Con anterioridad se habían observado instrumentos que identificaban habilidades psicosociales de resistencia a la presión de pares o exploraban la correlación entre conductas sexuales desprotegidas y el desarrollo de habilidades para la vida (Andrade Palos et al., 2009; Sánchez-Xicotencatl, Palos, Ocampo y Cedillo, 2013). Otros que identificaban las diferencias existentes en las habilidades para la vida reportadas por adolescentes no consumidores y consumidores de alcohol y tabaco (Alfaro Martínez, Sánchez Oviedo, Andrade Palos, Pérez De la Barrera y Montes de Oca, 2010) u otros cuestionarios validados donde se evaluaba la correlación existente entre patrones

de consumo y desarrollo de habilidades de toma de decisiones, resistencia a la presión, expresión de emociones, planeación de futuro, empatía, autoconocimiento y manejo del enojo (Pérez De La Barrera, 2012). Sin embargo, no se encontraron resultados de escalas psicométricas que evaluarán exactamente las diez habilidades para la vida propuestas la Organización Mundial de la Salud en 1993. El instrumento desarrollado por Díaz Posada et al. (2013), en Chía, Colombia constituyó el primer avance notable en la psicometría para medir el constructo según las diez dimensiones que declaró la OMS ese año. La escala propuesta por los investigadores se sometió a un jueceo por parte de cuatro profesionales con experiencia en habilidades para la vida. Recibió la validación de expertos, validez sustentada en la revisión del contenido y contó con propiedades psicométricas de confiabilidad analizadas mediante el estadístico Alfa de Cronbach, índice de homogeneidad para determinar la varianza y la transformación o baremación de todas las puntuaciones.

No obstante, a pesar de contar con resultados satisfactorios en las propiedades psicométricas mencionadas, para explorar si se podía utilizar en México fue necesario realizar procedimientos factoriales que identificaron la estructura subyacente de los ítems correspondientes a cada factor de la prueba (Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza y Tomás-Marco, 2014). Posteriormente se utilizó una técnica más rigurosa que el análisis factorial exploratorio para evaluar la estructura teórica subyacente de los procesos latentes (Tabachnick y Fidell, 2001). El análisis factorial confirmatorio constituyó la aproximación complementaria al exploratorio, pero a diferencia del primero fue una aproximación más fuerte a la definición o validación del constructo (Byrne, 2001; Pérez y Medrano, 2010). Por consiguiente, el objetivo fundamental del presente estudio fue: examinar la estructura interna de la escala Habilidades para la Vida bajo procedimientos factoriales rigurosos que permitieron obtener un criterio más estricto de sus propiedades métricas para avalar su fiabilidad y validez en población mexicana.

MÉTODO

Atendiendo a los procedimientos factoriales que se realizaron con el instrumento para analizar sus propiedades de fiabilidad y validez, se empleó una muestra numerosa para obtener resultados relativamente estables (Tabachnick y Fidell, 2001). Se contó con un mínimo de cinco participantes por ítem (Nunnally y Bernstein, 1995), quedando conformada la muestra de 450 estudiantes correspondiente a dos bachilleratos de Ciudad Juárez, Chihuahua bajo consentimiento informado, 190 varones (42,2%) y 260 mujeres (57,8%), con una edad promedio de 15,8 años. Los estudiantes que decidieron no participar voluntariamente fueron excluidos del estudio. El instrumento fue aplicado en una sesión de trabajo de 45 minutos respectivamente en locales con adecuada ventilación e iluminación. Todos en horarios matutinos.

Instrumento.

Se utilizó la escala Habilidades para la Vida elaborada por (Díaz et al., 2013). Instrumento psicométrico con propiedades de validez de expertos, validez de contenido, análisis de la unidimensionalidad, confiabilidad mediante el estadístico Alfa de Cronbach, revisión de los ítems con el índice de homogeneidad y transformación de las puntuaciones o baremaciones. La prueba evalúa el desarrollo de las 10 habilidades propuestas por la Organización Mundial de la Salud (1993) en población de 15-25 años: autoconocimiento, empatía, asertividad, relaciones interpersonales, toma de decisiones, solución de problemas y conflictos, pensamiento creativo, pensamiento crítico, manejo de sentimientos y emociones, manejo de tensiones y estrés. Posee un apartado de datos generales que permite identificar las características sociodemográficas de los participantes. Su estructura interna está compuesta por 80 reactivos tipo Likert con cinco opciones de respuesta: "Nunca", "Casi Nunca", "A veces", "Casi Siempre" y "Siempre". Dividido en 10 factores (coherentes con las diez habilidades propuestas por la OMS) con 8 reactivos por cada factor en sentidos positivos y negativos. En el caso de los reactivos con trayectoria negativa "Siempre" equivale a 1 y "Nunca" a 5. Cuando la trayectoria es en sentido positivo "Siempre" equivale a 5 y "Nunca" equivale a 1.

Procedimiento.

Para evaluar el porcentaje de valores perdidos en cada variable del programa SPSS se realizó la exploración inicial de los datos. No se observaron porcentajes de datos ausentes mayores al 5% en ninguno de los 80 ítems, lo cual corresponde con el .05 de significancia estadística o la proporción de error aceptada en las ciencias sociales, los datos ausentes fueron reemplazados mediante el procedimiento de estimación-maximación. En la estadística descriptiva, se precisó si existían diferencias estadísticamente significativas en el desarrollo de habilidades para la vida según el género, mediante la prueba no paramétrica U de Mann-Whitney, atendiendo que la prueba de normalidad Kolmogorov-Smirnov para una muestra arrojó valores inferiores a 0.05, indicando una distribución no normal. Tomando en cuenta esos mismos resultados se aplicó la prueba no paramétrica Rho de Spearman para establecer las correlaciones entre las dimensiones que conforman la prueba. Concluidos los análisis descriptivos se precisó la consistencia interna del instrumento apelando al estadístico Alfa de Cronbach e Índice de Homogeneidad (correlación ítem-total). Se efectuó el análisis factorial exploratorio con extracción inicial de factores mediante rotación varimax arriba de .30. Finalmente se llevó a cabo el confirmatorio para corroborar que tan ajustado era el modelo propuesto para medir el constructo Habilidades para la Vida.

Resultados.

En varias dimensiones de la prueba Habilidades para la Vida las mujeres reportaron un puntaje numérico mayor que los hombres. Algunas de estas diferencias resultaron ser estadísticamente significativas en la prueba U de Mann-Whitney arrojando una Sig < 0.05 en las dimensiones de Empatía ($p= 0.00$), Relaciones Interpersonales ($p= 0.00$), Toma de decisiones ($p=0.00$), Solución de problemas y conflictos ($p=0.00$), Pensamiento Crítico ($p=0.26$), Manejo de sentimientos y emociones ($p= 0.002$) y Manejo de estrés ($p= 0.006$). Asimismo la prueba Kolmogorov-Smirnov mostró valores inferiores a 0.05 indicando una distribución no normal. Por consiguiente se utilizó el método de Rho de Spearman observándose correlaciones significativas bilaterales tanto en los niveles 0.01 como 0.05 en todas

las dimensiones del instrumento, salvo en los reactivos de las dimensiones “Empatía” y “Manejo de Estrés”. Las correlaciones de las dimensiones oscilaron entre: correlación positiva muy baja y correlaciones positivas moderadas. Los valores más elevados se observaron entre las dimensiones “Toma de decisiones” y “Relaciones Interpersonales” con una correlación de .494 (Tabla 1)

Dimensión	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1. Conocimiento	303**	401**	337**	247**	276**	305**	162**	293**	244**
2. Empatía		274**	460**	458**	318**	235**	292**	362**	046
3. Comunicación			365**	278**	225**	337**	267**	240**	227**
4. Rel. Interp.				494**	363**	301**	291**	408**	217**
5. Decisiones					429**	295**	356**	363**	163**
6. S. Problemas						164**	247**	416**	119**
7. Pens. creativo							412**	191**	205**
8. Pens. crítico								124*	229**
9. Emociones									208**

Tabla 1. Análisis de Correlaciones Dimensionales

La consistencia interna de la prueba y de cada uno de los factores que componen su estructura se precisó mediante el estadístico alfa de Cronbach > 0.70 e Índice de Homogeneidad (correlación ítem-total), tomando como referencia aquellos valores que contaron con características adecuadas (Tavakol y Dennik, 2011). El instrumento reportó una consistencia interna global de 0.85. Asimismo cada factor fue sometido al alfa de Cronbach e Índice de Homogeneidad (correlación ítem-total) obteniéndose los siguientes resultados: autoconocimiento ($\alpha = .55$ con 8 reactivos), empatía ($\alpha = .61$ con 5 reactivos), asertividad ($\alpha = .48$ con 5 reactivos), relaciones interpersonales ($\alpha = .54$ con 7 reactivos), toma de decisiones ($\alpha = .63$ con 4 reactivos), solución de problemas y conflictos ($\alpha = .55$ con 4 reactivos), pensamiento creativo ($\alpha = .66$ con 5 reactivos), pensamiento crítico ($\alpha = .63$ con 5 reactivos), manejo de sentimientos y emociones ($\alpha = .64$ con reactivos 5), manejo de estrés ($\alpha = .65$ con reactivos 4) como se muestra en la tabla 2.

Dimensión	Reactivos eliminados	Alfa de Cronbach
10. Conocimiento de sí mismo		.551
11. Empatía	Ítems 9, 11, 12	.615
12. Comunicación efectiva y asertiva	Ítems 20, 21, 22	.484
13. Relaciones Interpersonales	Ítem 32	.545
14. Toma de decisiones	Ítems 33, 36, 38, 40	.631
15. Solución de problemas	Ítems 41, 45, 46, 47	.553

16. Pensamiento creativo	Ítems 50, 56	.666
17. Pensamiento crítico	Ítems 58, 62, 64	.633
18. Manejo de sentimientos y emociones	Ítems 66, 67, 71	.641
19. Manejo de estrés	Ítems 73, 74, 75, 76	.654

Tabla 2. Análisis de Fiabilidad e Índice de Homogeneidad

Análisis Factorial Exploratorio.

Con base a la depuración de reactivos que se obtuvo en el alfa de Cronbach de cada dimensión del instrumento, el análisis factorial exploratorio realizado reportó un KMO=.831, comprobando que las matrices del modelo eran factorizables considerando que valores altos entre 0,5 y 1,0 indican un análisis factorial apropiado (Kaiser y Cerny, 1977). La prueba de especificidad Bartlett mostró un valor significativo de 0.00, indicador de que las variables del test presentaron correlaciones significativas y por ende podía emplearse el análisis factorial para estudiar la validez del instrumento (Sig= 0.00). Aunque es necesario declarar que los reactivos del instrumento no se agruparon según las dimensiones propuestas por los autores que diseñaron la escala.

Se realizaron varias iteraciones de tipo exploratorio con rotación Varimax arriba de .30 para explorar la posibilidad de reducción de datos y obtención de validez de constructo mediante explicación de la varianza en al menos un 40% (Hair, Anderson, Tatham y Black, 1999). Los reactivos que no presentaron correlaciones ni se agruparon correctamente en al menos tres elementos, así como su carga factorial fue inferior a .30 fueron excluidos del instrumento (Glutting, Monaghan, Adams y Sheslow, 2002).

Finalmente, de 10 dimensiones propuestas por los autores (Díaz-Posada et al., 2013) quedaron cuatro dimensiones que es necesario renombrar, explicando la varianza en un 44,52% (la varianza anterior para las diez dimensiones era 44,91%). La consistencia interna de cada dimensión después de los procedimientos factoriales fue: factor 1 ($\alpha = .72$ con 7 reactivos), factor 2 ($\alpha = .68$ con 5 reactivos), factor 3 ($\alpha = .64$ con 4 reactivos), factor 4 ($\alpha = .65$ con 4 reactivos). De este modo, los valores de α de Cronbach fueron superiores a 0.60 (Hair et al., 1999; Lin, 2006; Tari, Molina y Castejón, 2007). Los resultados son congruentes con lo que plantean los autores citados con anterioridad.

Análisis Factorial Confirmatorio.

Concluido el exploratorio, se realizó el análisis factorial confirmatorio (AFC) con el programa AMOS 18 para SPSS para replicar las estructuras halladas originalmente y aceptar la medida como válida y confiable (Oei, Hasking y Young, 2005). Se valoró de forma más estricta las propiedades psicométricas del instrumento y se corrigieron los errores típicos que pudieron surgir en el análisis exploratorio, arribando a mejores resultados del modelo a contrastar (Bollen, 1989; Batista-Forguet y Coenders, 1998; Tabachnick y Fidell, 2001). En la evaluación se emplearon los indicadores estadísticos que proponen Hu y Bentler (1995) para realizar el ajuste: estadístico chi-cuadrado, la razón de chi-cuadrado sobre los grados de libertad (CMIN/DF), el índice de ajuste comparativo (CFI), índice de Tucker Lewis (TLI) y el error cuadrado de aproximación a las raíces medias (RMSEA).

La evaluación inicial no reportó un ajuste de excelencia, aunque es válido resaltar que algunos parámetros estadísticos alcanzaron rangos aceptables acordes con lo planteado en la literatura: CMIN/DF = 2.909, RMSEA= .065, CFI= .785, TLI= .757. La razón de chi cuadrado sobre los grados de libertad (CMIN/DF) arrojó valores inferiores a 3, indicando la existencia de un buen ajuste entre el modelo teórico propuesto y lo expresado en la matriz de covarianza de datos. A su vez, el índice RMSEA alcanzó valores aceptables al ubicarse en el rango 0.08-0.05 (Hu y Bentler, 1995).

Una vez realizado el ajuste inicial se efectuó la re-especificación del instrumento pues no todos los datos se ajustaron desde el primer contraste como se señaló anteriormente. Los índices CFI y TLI indicaron la ausencia de ajuste al no reportar valores superiores a 0.90 o 0.95, rangos considerados como aceptables y excelentes dentro de estos parámetros estadísticos (Gaskin, 2016). Para ajustar estos indicadores se eliminaron los parámetros estimados del modelo original y se alcanzaron indicadores estadísticos deseables y correspondientes con la teoría subyacente (Cupani, 2012). La re-especificación se basó en dos procedimientos principalmente: examinar los índices de modificación para estimar los coeficientes que tenían un valor de 3.84 o superior y establecer las covarianzas de ser necesario dentro de los mismos factores, hasta alcanzar una reducción estadísticamente

significativamente de la Chi-Cuadrado (CMIN/DF) (Hair et al., 1999). De igual modo se observó en la matriz residual, la matriz de predicciones de covarianzas y correlaciones para detectar valores residuales mayores a 2,58 que se consideraran estadísticamente significativos a nivel de 0.05 para suprimirlos del modelo.

Siguiendo los procedimientos mencionados, en los índices de modificación no se detectaron pares de indicadores dentro de los mismos factores con valores superiores a 3.84. En tanto, la matriz de componentes residuales estandarizados arrojó cuatro indicadores con valores superiores a 2.58 (ítem18, ítem 77, ítem 65, ítem 10) los cuales fueron eliminados del modelo. Después de la supresión de los reactivos mencionados el modelo reportó los siguientes resultados: CMIN/DF=1.983, RMSEA=0.47, CFI=.902 TLI= .920 Finalmente, se calculó el Alfa de Cronbach reportando una consistencia interna global de 0.72 para los 16 reactivos que quedaron conformando el instrumento (Tabla 3).

Dimensión	Reactivos	β	Alfa de Cronbach
Factor 1	Ítem 69	.436	.71
	Ítem 68	.582	
	Ítem 72	.443	
	Ítem 70	.616	
	Ítem43	.533	
	Ítem 44	.627	
Factor 2	Ítem 13	.704	.66
	Ítem 16	.471	
	Ítem 31	.629	
	Ítem 28	.521	
Factor 3	Ítem 1	.597	.62
	Ítem25	.574	
	Ítem 19	.628	
Factor 4	Ítem 78	.539	.62
	Ítem79	.617	
	Ítem 80	.647	

Tabla 3. Cargas factoriales estandarizadas de cada reactivo y fiabilidad de cada factor en la escala

Discusión.

Contar con un instrumento válido y confiable garantiza al investigador que lo aplica la obtención de datos veraces para diseñar estrategias de intervención eficaces. La validación de un instrumento con propiedades psicométricas aceptables demanda cumplir con condiciones y procesos estadísticos rigurosos que produzcan resultados finales satisfactorios y del rigor científico esperado. Tomando en cuenta

los referentes antes descritos es posible declarar que los procedimientos factoriales realizados a la prueba Habilidades para la Vida en un pilotaje hecho en población mexicana, arrojaron que poseía propiedades psicométricas que avalaban su confiabilidad: una consistencia interna global de .85 en el Alfa de Cronbach, KMO= .831 y la prueba de especificidad de Bartlett (Sig= 0.00) indicaron que era posible factorizar el instrumento para explorar su validez. La varianza explicó en un 44,91 % el constructo y la prueba de unidimensionalidad reportó correlaciones bivariadas significativas.

No obstante, fue necesario realizar ajustes en el análisis factorial exploratorio reduciendo el número de reactivos y factores con varias iteraciones de tipo varimax, para que las dimensiones que componían la estructura interna de la escala alcanzarán valores aceptables de confiabilidad. Además, los reactivos no se agruparon según las dimensiones que reportaron los autores del instrumento. Finalmente se formaron cuatro nuevos factores que explicaron la varianza por encima de un 40%. Para obtener información más rigurosa sobre la estructura teórica subyacente del nuevo modelo se realizó un análisis factorial confirmatorio (Tabachnick y Fidell, 2001; Lee, Oei, Greeley y Baglioni, 2003). Los hallazgos reportaron que el nuevo modelo propuesto contaba con evidencias a su favor confirmando que la estructura interna de los factores era congruente con la teoría. Aunque en un primer momento se debió realizar una re-especificación del modelo, eliminando cuatro reactivos hasta lograr un modelo con valores adecuados en los indicadores de ajustes estadísticos.

Ahora bien, para entender las diferencias halladas entre la aplicación del instrumento original y el que quedó conformado en este estudio se debe tomar en cuenta que existieron diferencias metodológicas en las muestras utilizadas y los procedimientos realizados, cuestiones que incidieron en los resultados. La prueba Kolmogorov-Smirnov utilizada en la muestra de Chía, Colombia, presentó una distribución normal mientras que la muestra tomada en Ciudad Juárez, México presentó una distribución no normal, además, se aplicó a estudiantes con una edad promedio de 15.8 años entrando en el rango límite inferior que permite la prueba. A raíz de esta selección no aleatoria de los participantes se emplearon las pruebas no

paramétricas: Rho de Spearman para establecer las correlaciones en el estudio de la unidimensionalidad y método U de Mann Whitney para establecer la comparación de las medianas entre los grupos. De igual modo se utilizaron análisis factoriales exploratorios y confirmatorios, procedimientos estadísticos que para la construcción del instrumento original no fueron utilizados y que analizan con mayor rigurosidad los procesos de validación de escalas psicométricas.

Las dimensiones reagrupadas muestran consistencia teórica y científica, en el primer factor “manejo de emociones y conflictos” se identifican reactivos de las dimensiones manejo de emociones y solución de problemas, específicamente ítems relacionados con el reconocimiento de emociones y sentimientos de otros, regulación, expresión emocional y solicitud de apoyo. En el segundo factor “convivencia prosocial” se manifiestan indicadores de las dimensiones empatía y relaciones interpersonales, ítems que expresan actitud y comportamientos solidarios, relaciones de parejas y relaciones con los otros. En el tercero, “autoconcepto y sociabilidad” se observan reactivos de las dimensiones de: autoconocimiento, asertividad y relaciones interpersonales, especialmente resaltan el reconocimiento del carácter, la participación social y relaciones de amistad. Finalmente, en el cuarto factor “estrategias de afrontamiento al estrés” se evidencian reactivos de la dimensión manejo de tensiones y estrés, puntualmente relacionados a la búsqueda de soluciones y estrategias específicas.

En conclusión, el pilotaje realizado reportó que la prueba original de Habilidades para la Vida presenta propiedades métricas aceptables, aunque es necesario cuidar aspectos que pueden afectar los resultados de su aplicación. Primero, valorar que fue diseñado en un país extranjero donde el lenguaje utilizado tiene otro significado cultural. Además, debe cuidarse la aleatoriedad en las muestras que se utilicen, los rangos de edad de los participantes y la utilización de pruebas factoriales de rigurosidad en los procesos de validación, peculiaridades que pueden incidir en la interpretación de los datos recogidos. Asimismo, los nuevos factores que formaron otra estructura interna derivada del instrumento original mostraron evidencias de validez y confiabilidad en los procesos exploratorios y confirmatorios, aunque es

necesario replicar esta nueva estructura para contrastar su fiabilidad y validez con mayor certeza, a partir de otros estudios que respalden los hallazgos encontrados.

Referencias Bibliográficas.

- Alfaro Martínez, L., Sánchez Oviedo, M., Andrade Palos, P., Pérez de La Barrera, C., y Montes de Oca., A. (2010). Habilidades para la Vida, consumo de tabaco y alcohol en adolescentes. **Revista Española de Drogodependencia**. 35 (1), 67-77. Recuperado de: https://www.aesed.com/descargas/revistas/v35n1_5.pdf
- Andrade Palos, P., Pérez de la Barrera, C., Bertha Alfaro, L., Sánchez Oviedo y López Montes de Oca, A. (2009). Resistencia a la presión de pares y pareja y consumo de tabaco y alcohol en adolescentes. **Adicciones**, 21(3), 243-250. Recuperado de: www.adicciones.es/index.php/adicciones/article/download/235/226
- Batista-Foguet, J.M. y Coenders, G. (1998). Introducción a los modelos estructurales. Utilización del análisis factorial confirmatorio para la depuración de un cuestionario. En: Renom J, editor. **Tratamiento informatizado de datos**. Barcelona: Masson.
- Bencoña, E. y Míguez, M. (2004). Ansiedad y consumo de tabaco en niños y adolescentes. **Adicciones**, 16(2), 91-96. Recuperado de: <http://www.adicciones.es/index.php/adicciones/article/download/407/406>
- Byrne, B. M. (2001). **Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming**. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum
- Bollen KA. (1989). **Structural equations with latent variables**. New York: John Wiley y Sons.
- Botvin, G. y Eng, A. (1980). A comprehensive school-based smoking prevention program. **Journal of School Health**, 50, 209-213. Recuperado de: <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1746-1561.1980.tb07378.x>
- Botvin, G. (1995). Entrenamiento en habilidades para la vida y prevención del consumo de drogas en adolescentes: consideraciones teóricas y hallazgos empíricos. **Psicología Conductual**, 3 (3), 333-356. Recuperado de: <http://www.ucsh-virtual.cl/CV/bienestar/dmdocuments/prevension1.pdf>
- Bravo, H.A. y Garzón, G.A. (2010). Habilidades para la vida. En búsqueda del desarrollo del ser humano integral.123-139. En J. Ippolito-Shepherd,

Promoción de la salud. Experiencias internacionales en escuelas y universidades. Buenos Aires: Paidós.

Choque-Larrauri, R. y Chirinos-Cáceres, J. (2009). Eficacia del Programa de habilidades para la vida en adolescentes escolares de Huancavelica, Perú.

Revista de Salud Pública, 11(2), 169-181. Recuperado de:

<http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=42217861002>

Cupani, M. (2012). Análisis de Ecuaciones Estructurales: conceptos, etapas de desarrollo y un ejemplo de aplicación. **Revista Tesis**. 1, 186-199.

Recuperado de:

<https://revistas.unc.edu.ar/index.php/tesis/article/download/2884/2750>

Díaz Posada, L.E., Rosero Burbano, R.F., Melo Sierra, M.P y Aponte López, D. (2013). Habilidades para la vida: análisis de las propiedades psicométricas de un test creado para su medición. **Revista Colombiana de Ciencias Sociales**, 4 (2), 181-200. Recuperado

de: <https://dialnet.unirioja.es/descarga/articulo/5123783.pdf>

Gardner, H. (1994). **Estructuras de la mente: una teoría de las inteligencias múltiples**. Barcelona: Editorial Paidós.

Gaskin, J. (2016). Stat Wiki. Recuperado de: http://statwiki.kolobkreatiions.com/index.php?title=Main_Page

Giannotta, F. y Weichold, K. (2016). Evaluation of a Life Skills Program to Prevent Adolescent Alcohol Use in Two European Countries: One-Year Follow-Up.

Child Youth Care Forum, 45, 607-624. Recuperado de: DOI

[10.1007/s10566-016-9349-y](https://doi.org/10.1007/s10566-016-9349-y)

Goleman, D. (1997). **La inteligencia emocional**. Estados Unidos: Bantam Books.

Glutting, J.J., Monaghan, M.C., Adams, W., y Sheslow, D. (2002). Some psychometric properties of a system to measure ADHD among college students: Factor pattern, reliability, and one-year predictive validity.

Measurement and Evaluation in Counseling and Development, 34(4),

194-209. Recuperado de: <https://psycnet.apa.org/record/2002-10843-001>

Hair, J.F.; Anderson, R.E.; Tatham, R.L. y Black, W. (1999). **Análisis**

Multivariante. Madrid: Prentice Hall

Hansen, W., Johnson, C., Flay, B., Graham, J., y Sobel, J. (1988). Affective and social influence approaches to the prevention of multiple substance abuse among seventh grade students: Results from project SMART. **Preventive Medicine** (17), 135-188. Recuperado de:

<https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/3262219>

- Haug, S, Paz-Castro, R, Wenger, A y Schaub, M. (2018). Efficacy of a mobile phone-based life-skills training program for substance use prevention among adolescents: study protocol of a cluster-randomised controlled trial. **BMC Public Health**. In line: <https://doi.org/10.1186/s12889-018-5969-5>
- Hu, L. y Bentler, P. (1995). *Evaluating model fit*. In R. Hoyle (Ed.), *Structural equation modelling: Concepts, issues and applications* (pp.76-99). Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- IDM Informe sobre el Desarrollo Mundial. (2006). **Panorama General. Equidad y desarrollo**. Recuperado de: <http://siteresources.worldbank.org/INTWDR2006/Resources/477383-1127230817535/0821364146.pdf>
- Jahanabin, I., Bazrafshan, M., Akbari, K., Rahmati M., y Ghadakpour S. (2017). The Effect of Life Skills Training on Social Communication of Clients Referring to Drug Abuse Clinics, **Jundishapur J Chronic Dis Care** 6(4).Recuperado de: DOI: [10.5812/jjcdc.13798](https://doi.org/10.5812/jjcdc.13798)
- Lee, N.K., Oei, T.P., Greeley, J.D. y Baglioni, A.J. Jr. (2003). Psychometric properties of the Drinking Expectancy Questionnaire: a review of the factor structure and a proposed new scoring method. **Journal of Studies on Alcohol**, 64(3), 432-436. Recuperado de: <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/12817835>
- Lin, W. B. (2006). The exploration of employee involvement model. **Expert Systems with Applications**, (31), 1, 69-82. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.eswa.2005.09.035>
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A. y Tomás-Marco, I. (2014). El Análisis Factorial Exploratorio de los Ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. **Anales de Psicología**, 30(3), 1151-1169. Recuperado de: <https://dx.doi.org/10.6018/analesps.30.3.199361>
- Mangrulkar, L., Whitman, C. y Posner, M. (2001). **Enfoque de Habilidades para la Vida para un desarrollo saludable de niños y adolescentes**. OPS, División de Promoción y Protección de la Salud. Programa de Salud Familiar y Población. Washington, D.C.: Fundación Kellogg. Recuperado de: <https://convivencia.files.wordpress.com/2008/11/habilidades2001oms65p.pdf>
- Miguéz, M.C. y Bencoña, E. (2006). Consumo de tabaco y de alcohol en la comunidad de Galicia. **Revista Española de Drogodependencia** 31(1), 46-56. Recuperado de: http://www.aesed.com/descargas/revistas/v31n1_4.pdf
- Mussuto, M. S. y Piracés, A. (2007). **Creencias adictivas y severidad de la adicción a la cocaína** [CD ROM]. Mendoza: Facultad de Psicología UDA.

- Nunnally, J. y Bernstein, I. (1995) **Teoría Psicométrica**. México: Mc Graw Hill
- Oei, T.P., Hasking, P.A., y Young, R. McD. (2005). Drinking refusal self-efficacy questionnaire-revised (DRSEQ-R): a new factor structure with confirmatory factor analysis. **Drug and Alcohol Dependence**, 78, 297–307. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.drugalcdep.2004.11.010>
- Orcasita, L.T., Mosquera, J.A., y Carrillo, T. (2018). Autoconcepto, autoeficacia y conductas sexuales de riesgo en adolescentes. **Informes Psicológicos**, 18(2), 141-168. Recuperado de: <http://dx.doi.org/10.18566/infpsic.v18n2a08>
- Organización Mundial de la Salud (OMS) (1993). **Enseñanza en los colegios de las habilidades para vivir**. Ginebra: Organización Mundial de la Salud. Recuperado de: [http://centroderecursos.alboan.org/ebooks/0000/0148/Ense%C3%B1anza en los colegios de las habilidades para la vida.pdf](http://centroderecursos.alboan.org/ebooks/0000/0148/Ense%C3%B1anza%20en%20los%20colegios%20de%20las%20habilidades%20para%20vivir.pdf)
- Pereira, J. y Espada, J. (2010). Habilidades sociales y enfermedad mental. **Av. Psicol.** 18 (1), 59-76. Recuperado de: <http://www.unife.edu.pe/pub/revpsicologia/juanpereira.pdf>
- Pérez de la Barrera, C. (2012). Habilidades para la vida y consumo de drogas en adolescentes escolarizados mexicanos. **Adicciones** 24 (2), 153-160. Recuperado de: http://www.redalyc.org/articulo.oa?id_289122912008
- Pérez de la Barrera, C. (2014). Habilidades para la vida y uso de anticoncepción por tipo de pareja sexual en adolescentes. **Enseñanza e Intervención en Psicología**. 19 (1), 119-133. Recuperado de: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=29232614007>
- Pérez, E.R. y Medrano, L. (2010). Análisis factorial exploratorio: Bases Conceptuales Metodológicas. **RACC**, 2(1), 58-66. Recuperado de: <https://www.redalyc.org/html/3334/333427068006/>
- Sánchez-Xicotencatl, C.O., Palos, P.A., Ocampo, D.B., y Cedillo, G.V. (2013). Escala de Resistencia a la Presión de los Amigos para el Consumo de Alcohol. **Acta de Investigación Psicológica**, 3(1), 917–929. Recuperado de: doi: 10.1016/S2007-4719(13)70942-6
- Schinke, S., Blythe, B. y Armstrong, M. (1981). Cognitive-behavioral prevention of adolescent pregnancy. **Journal of Counseling Psychology**. 28 (5), 451-454. Recuperado de: <http://dx.doi.org/10.1037/0022-0167.28.5.451>
- Tabachnick, B. y Fidell, L. (2001). **Using multivariate statistics**. New York: Harper y Row
- Tavakol, M. y Dennick, R. (2011). Making sense of Cronbach's alpha. **Int J Med Educ**, 2, 53-55. Recuperado de: DOI: 10.5116/ijme.4dfb.8dfd

Tari, J.J.; Molina, J.F.; y Castejón, J.L. (2007). The relationship between quality management practices and their effects on quality outcomes. ***European Journal of Operational Research***, **183** (2), 483-501. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.ejor.2006.10.016>

Velasco, V., Griffin, K. y Botvin, G. (2017). Preventing Adolescent Substance Use Through an Evidence-Based Program: Effects of the Italian Adaptation of Life Skills Training. ***Prev Sci***, **18**, 394–405. Recuperado de: DOI [10.1007/s11121-017-0776-2](https://doi.org/10.1007/s11121-017-0776-2)