



Revista Electrónica de Psicología Iztacala



Universidad Nacional Autónoma de México

Vol. 22 No. 4

Diciembre de 2019

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 40% y correlaciones bivariadas significativas en la prueba de unidimensionalidad. No obstante, algunos de 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

¹ Maestría en Psicología. Universidad Autónoma de Ciudad Juárez

² Coordinador de la Maestría "Psicoterapia Humanista y Educación para la Paz"

Correspondencia a: Lic. Alexis Amelio Fernández Flores. email:

alexisfernandezflores19@gmail.com

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, validación.

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, validation

Según el Informe sobre el Desarrollo Mundial ninguna época ha sido mejor que la actual para invertir en los jóvenes. 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 que se 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, asertividad, empatía) y emocionales (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; 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, distribuidas en tres dimensiones: habilidades cognitivas (autoconocimiento, toma de decisiones, solución de

problemas, pensamiento creativo, pensamiento crítico) habilidades sociales (relaciones interpersonales, asertividad, empatía) y habilidades emocionales (manejo de sentimientos y emociones y 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 inferencial, 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 realizó la prueba no paramétrica Rho de Spearman para establecer las correlaciones entre los factores que conforman la prueba. Concluidos estos análisis se precisó la consistencia interna global del instrumento y de sus dimensiones (cognitivas, emocionales y sociales). Para este procedimiento se ejecutó el estadístico Alfa de Cronbach e Índice de Homogeneidad (correlación ítem-total). Posteriormente, se efectuó el análisis factorial exploratorio a cada una de las sub-escalas (dimensiones) con extracción inicial de factores mediante

rotación varimax arriba de .30, tomando en cuenta que los análisis correlacionales en la prueba Rho de Spearman reportaron valores bajo-moderados. Luego, se llevaron a cabo procedimientos confirmatorios para corroborar que tan ajustado eran los modelos propuestos para medir el constructo Habilidades para la Vida a través de las dimensiones (sub-escalas: cognitivas, emocionales y sociales) que lo componían. Finalmente, se rectificó la confiabilidad global de la escala mediante la medición conjunta de las dimensiones que quedaron al concluir los análisis confirmatorios.

Resultados

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

Factores	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 por Factores

La consistencia interna de la prueba y de las dimensiones (sub-escalas cognitivas, emocionales y sociales) 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 dimensión fue sometida al alfa de Cronbach e Índice de Homogeneidad (correlación ítem-total) obteniéndose los siguientes resultados: habilidades cognitivas ($\alpha = .78$ con 30 reactivos), habilidades sociales ($\alpha = .75$ con 17 reactivos), habilidades emocionales ($\alpha = .69$ con 9 reactivos) como se muestra en la tabla 2.

Dimensión	Reactivos eliminados	Alfa de Cronbach
Habilidades cognitivas	Ítems 4, 6, 33, 36, 38, 42, 45, 46, 48, 58,	.786
Habilidades sociales	Ítems 9, 12, 19, 21, 22, 23, 32	.758
Habilidades emocionales	Ítems 66, 67, 73, 77, 78, 79, 80	.690

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, se procedió a realizar el análisis factorial exploratorio de cada una de ellas. En la dimensión de habilidades cognitivas se reportó un KMO=.818, comprobando que las matrices del modelo eran

factorizables considerando que valores altos entre 0,5 y 1,0 indican un análisis factorial apropiado (Cerny y Kaiser, 1977). La prueba de especificidad de 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 de esta sub-escala del instrumento (Sig= 0.00). Aunque, es necesario declarar que algunos reactivos del instrumento no se agruparon acorde los factores que componen esta dimensión, según la propuesta original de los autores que diseñaron la prueba.

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 en la matriz de componentes rotados, así como su carga factorial fue inferior a .30 en las comunalidades fueron excluidos del instrumento (Glutting, Monaghan, Adams y Sheslow, 2002).

Finalmente quedaron 5 factores dentro de la dimensión de habilidades cognitivas que es necesario renombrar, puesto que varios reactivos no se agruparon como la propuesta original descrita. La varianza explicada fue de un 46,93% mientras que la consistencia interna de cada factor después de los procedimientos factoriales mencionados fueron: factor 1 ($\alpha = .71$ con 6 reactivos), factor 2 ($\alpha = .60$ con 4 reactivos), factor 3 ($\alpha = .60$ con 4 reactivos), factor 4 ($\alpha = .60$, con 4 reactivos) y factor 5 ($\alpha = .54$ con 3 reactivos) De este modo, los valores de α de Cronbach fueron superiores o iguales 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, salvo en el factor 5 donde se puede observar valores de consistencia interna deficientes (tabla 3).

Dimensiones	Factores	Reactivos no extraídos	Alfa de Cronbach
Habilidades cognitivas	Factor 1	Ítems 40,44,50, 62,56,64	.71
	Factor 2	Ítems 52,53, 54,55	.60
	Factor 3	Ítems 1,3,5,7	.60
	Factor 4	Ítems 34,35,39, 47	.60
	Factor 5	Ítems 59,60,61	.54

Tabla 3: Análisis factorial con extracción varimax. Dimensión de habilidades cognitivas.

En el caso del análisis factorial exploratorio realizado a la sub-escala (dimensión) de habilidades sociales el KMO reportó un valor de .797 y un valor significativo de 0.00 en la prueba de especificidad Bartlett. Se realizaron varias iteraciones de tipo exploratorio con rotación Varimax arriba de .30 para la reducción de reactivos, quedando finalmente dos factores en la matriz de componentes rotados que explicaron la varianza en un 42,37%. Los reactivos en este caso tampoco se agruparon como la propuesta original y su consistencia interna fue de: factor 1 ($\alpha = .68$ con 5 reactivos), factor 2 ($\alpha = .59$ con 5 reactivos) (Tabla 4)

Dimensiones	Factores	Reactivos no extraídos	Alfa de Cronbach
Habilidades sociales	Factor 1	Ítems 13, 31,28,20,16	.68
	Factor 2	Ítems 24,18, 15. 11, 27	.59

Tabla 4: Análisis factorial con extracción varimax. Dimensión de habilidades sociales

Asimismo, en la dimensión de habilidades emocionales el análisis factorial exploratorio reportó un KMO= .762 y un valor significativo de 0.00 en la prueba de especificidad Bartlett demostrando que las matrices del modelo eran factorizables y que a través de la correlación significativas entre las variables de esta sub-escala se podría estimar su validez. Igual que en los análisis anteriores de las dos dimensiones que le precedieron. En esta modelización se realizaron varias iteraciones tipo Varimax arriba de .30, quedando 2 factores correctamente discriminados en la matriz de componentes rotados con una consistencia interna de: factor 1 ($\alpha=.63$ con 4 reactivos), factor 2 ($\alpha=.60$ con 3 reactivos) (tabla 5)

Dimensiones	Factores	Reactivos no extraídos	Alfa de Cronbach
Habilidades emocionales	Factor 1	Ítems 68,69,70,72	.63
	Factor 2	Ítems 74,75,76	.60

Tabla 5: Análisis factorial con extracción varimax. Dimensión de habilidades emocionales

Análisis Factorial Confirmatorio

Concluidos los procedimientos exploratorios, 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 de las sub-escalas 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).

En la sub-escala de habilidades cognitivas 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 = 1.803, RMSEA= .042, CFI= .887, TLI= .869. 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 de esta sub-escala 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, en la matriz de componentes residuales estandarizados se eliminó un indicador con valores superiores a 2.58 (ítem 59), a su vez, esto conllevó a suprimir otros dos reactivos restantes correlacionados con el ítem eliminado, suprimiéndose totalmente este factor dentro del modelo, quedando solo 4 factores a examinar dentro de esta sub-escala. Cabe destacar

que el factor eliminado fue el que presentó un alfa de Cronbach inferior a .60 en los análisis exploratorios realizados a esta dimensión Después de la supresión de los reactivos mencionados, el modelo reportó los siguientes resultados: CMIN/DF=1.613, RMSEA=0.37, CFI=.924 TLI= .911 Finalmente, se calculó el Alfa de Cronbach de dicha sub-escala con estos cuatro factores. Reportó una consistencia interna global de 0.69 para los 18 reactivos que quedaron (Tabla 6).

Habilidades cognitivas	Reactivos	β	Alfa de Cronbach
Factor 1	Item 40	.681	.71
	Item 44	.637	
	Item 50	.478	
	Item 56	.469	
	Item 62	.497	
	Item 64	.459	
Factor 2	Ítem 52	.540	.60
	Ítem 53	.472	
	Ítem 54	.544	
	Ítem 55	.796	
Factor 3	Ítem 1	.508	.60
	Item 3	.537	
	Ítem 5	.501	
	Ítem 7	.586	
Factor 4	Ítem 34	.551	.60
	Item 35	.616	
	Ítem 39	.494	
	Ítem 47	.516	

Tabla 6: Cargas factoriales estandarizadas de cada reactivo y fiabilidad de cada factor en la sub-escala de habilidades cognitivas

En el caso del análisis factorial confirmatorio realizado a la sub-escala (dimensión) de habilidades sociales, la modelización inicial no reportó un ajuste aceptable en ninguno de los indicadores estadísticos: CMIN/DF = 3.206, RMSEA= .070, CFI= .822, TLI= .862. Por consiguiente, se ejecutó la re-especificación del modelo suprimiendo aquellos elementos que impedían alcanzar parámetros estadísticos aceptables y coherentes con la teoría subyacente. Igual que con la dimensión de habilidades cognitivas, para llevar a cabo la re-especificación (reajuste del modelo) en esta dimensión se observó la matriz de componentes residuales, suprimiendo los valores superiores a 2.58 (ítems 16, 20). Asimismo, se observó en los índices de modificación los valores superiores a 3.84 en los mismos factores que presentaron covarianzas, sin embargo, no fue necesario

suprimir ningún reactivo del modelo mediante este procedimiento. Luego de la eliminación de los reactivos mencionados, el modelo reportó los siguientes resultados: CMIN/DF=1.394, RMSEA=0.30, CFI=.981, TLI= .972. Finalmente, se calculó el Alfa de Cronbach de dicha sub-escala con dos factores. Reportó una consistencia interna global de 0.65 para los 8 reactivos que quedaron (tabla 7)

Habilidades sociales	Reactivos	β	Alfa de Cronbach
Factor 1	Ítem 13	.752	.63
	Ítem 31	.574	
	Ítem 28	.511	
Factor 2	Ítem 11	.436	.59
	Ítem 15	.564	
	Ítem 18	.452	
	Ítem 24	.516	
	Ítem 27	.448	

Tabla 7: Cargas factoriales estandarizadas de cada reactivo y fiabilidad de cada factor en la sub-escala de habilidades sociales

Siguiendo los procedimientos mencionados, en la dimensión de habilidades emocionales el análisis factorial confirmatorio inicial reportó buen ajuste desde la primera modelización. Por consiguiente, no fue necesario realizar ninguna re-especificación para ajustar el modelo: CMIN/DF=2.505, RMSEA=0.58, CFI=.951, TLI= .920. Como puede observarse la razón de chi cuadrado sobre los grados de libertad (CMIN/DF) arrojó valores inferiores a 3, el estadístico de RMSEA reportó rangos aceptables inferiores a 0.06. Mientras, el CFI y TLI mostraron también índices aceptables superiores a 0.90 y 0.95. Asimismo, la consistencia interna global de dicha sub-escala con dos factores fue de .66 para los 7 reactivos que quedaron. (Tabla 8)

Habilidades emocionales	Reactivos	β	Alfa de Cronbach
Factor 1	Ítem 74	.624	.60
	Ítem 75	.533	
	Ítem 76	.603	
Factor 2	Ítem 68	.592	.63
	Ítem 69	.563	
	Ítem 70	.541	
	Ítem 72	.505	

Tabla 8: Cargas factoriales estandarizadas de cada reactivo y fiabilidad de cada factor en la sub-escala de habilidades emocionales

En conclusión, el instrumento de 80 reactivos quedó finalmente con 33 ítems distribuidos en 8 factores correspondientes a las dimensiones (sub-escalas): cognitiva, sociales y emocionales. La consistencia interna global de las tres sub-escalas medidas de forma conjuntas a través del procedimiento estadístico Alfa de Cronbach reportó un valor de .79.

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 las dimensiones (sub-escalas) que componen la prueba Habilidades para la Vida en un pilotaje hecho en población mexicana, arrojaron que poseían propiedades psicométricas que avalaban su confiabilidad. La dimensión de habilidades cognitivas reportó una consistencia interna global de .78 con 30 reactivos en el Alfa de Cronbach, la dimensión de habilidades sociales reportó un $\alpha = .75$ con 17 reactivos, mientras que la dimensión de habilidades emocionales mostró un $\alpha = .69$ con 9 reactivos.

Asimismo, en las pruebas factoriales exploratorias de las tres dimensiones, los resultados reportados en los procedimientos de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) y la prueba de especificidad de Bartlett indicaron que era posible factorizar las sub-escalas del instrumento para explorar su validez. La varianza explicó en todo

momento más del 40 % de los constructos y la prueba de unidimensionalidad reportaron correlaciones bivariadas significativas. No obstante, fue necesario realizar ajustes en los análisis factoriales exploratorios reduciendo el número de reactivos y factores en cada una de las dimensiones, con varias iteraciones de tipo varimax. Luego de estos procedimientos, algunos reactivos no se agruparon como la propuesta original descrita, modificando entonces la estructura interna del instrumento.

Finalmente quedaron conformados ocho nuevos factores distribuidos en las tres dimensiones, explicando la varianza por encima de un 40%. Para obtener informaciones más rigurosas sobre estas estructuras teóricas subyacente del nuevo modelo se realizaron análisis factoriales confirmatorios a cada una de ellas (Tabachnick y Fidell, 2001; Lee, Oei, Greeley y Baglioni, 2003). Los hallazgos reportaron que el nuevo modelo propuesto a partir de la conformación de las tres sub-escalas contaba con evidencias a su favor, confirmando que la estructura interna de los factores era congruente con la teoría. Aunque en algunos análisis ejecutados, en el primer momento se debió realizar una re-especificación del modelo en dos de las sub-escalas (dimensiones), eliminando varios 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.

Por otra parte, los nuevos factores reagrupados por dimensiones muestran consistencia teórica y científica. En la dimensión de habilidades cognitivas: el primer factor “Estrategias para solución de problemas y conflictos” se identifican reactivos de los factores toma de decisiones, solución de problemas, pensamiento creativo y pensamiento crítico. En el segundo y tercer factor “Pensamiento Creativo” y “Conocimiento de sí mismo” se observan algunos de los mismos reactivos reportados en la propuesta original; en el cuarto factor “Toma de decisiones conscientes” se identifican reactivos de los factores toma de decisiones y solución de problemas. En la dimensión de habilidades sociales el primer factor “Relaciones interpersonales empáticas” se identifican reactivos de los factores de empatía y relaciones interpersonales. En el segundo factor “convivencia prosocial” se observan indicadores de empatía y comunicación asertiva. Mientras, en la dimensión de habilidades emocionales el primer y segundo factor “manejo de tensiones y estrés” y “manejo de sentimientos y emociones” se reportan reactivos pertenecientes a dichos factores, como aparecen en la propuesta original.

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: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1746-1561.1980.tb07378.x>

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.

Cerny, B. A., y Kaiser, H. F. (1977). A Study Of A Measure Of Sampling Adequacy For Factor-Analytic Correlation Matrices. Multivariate ***Behavioral Research***, 12(1), 43–47. Recuperado de: doi:10.1207/s15327906mbr1201_3

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.kolobkreations.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://doi.org/10.1016/0091-7435\(88\)90059-X](https://doi.org/10.1016/0091-7435(88)90059-X)
- 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: doi:10.15288/jsa.2003.64.432
- 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
- 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)