

ARTÍCULO DE INVESTIGACIÓN

PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DE UNA ESCALA DE CALIDAD DE VIDA PARA PERSONAS ADULTAS CON DISCAPACIDAD INTELECTUAL*

PSYCHOMETRIC PROPERTIES OF A QUALITY OF LIFE SCALE FOR ADULTS WITH INTELLECTUAL DISABILITIES

SERGIO ALEXIS DOMINGUEZ LARA**
UNIVERSIDAD INCA GARCILASO DE LA VEGA, LIMA - PERÚ

FECHA RECEPCIÓN: 28/07/2014 • FECHA ACEPTACIÓN: 01/10/2014

Para citar este artículo: Dominguez, S. (2015). Propiedades psicométricas de una Escala de calidad de vida para personas adultas con discapacidad intelectual. *Psychologia: avances de la disciplina*, 9(1), 29-43.

Resumen

El objetivo fue analizar las propiedades psicométricas de la sección objetiva de la integral de calidad de vida en una muestra de 102 personas con discapacidad intelectual, 61 varones (59.8 %) y 41 mujeres (43.7 %), con edades comprendidas entre 18 y 58 años ($M = 24.05$; $DE = 9.57$). De los participantes, 38 (37.3 %) presentan un grado de discapacidad leve, 46 (45.1 %) un grado de discapacidad moderado, y 18 (17.6 %) un grado de discapacidad severo, según reporte de los familiares e instituciones. El análisis factorial confirmatorio realizado revela que dicha discapacidad presenta una estructura penta factorial con un factor general empíricamente importante (modelo bifactor). Por otro lado, con relación a la confiabilidad del constructo mediante el coeficiente Rho se obtuvo un indicador de .952, y con base en el modelo bifactor la confiabilidad de los factores fue estimada mediante el coeficiente omega, obteniendo un indicador de .951 para la escala total, .888 para el factor *Autodeterminación*, .643 para el factor *Inclusión social*, .859 para el factor *Bienestar laboral*, .918 para el factor *Bienestar material* y .866 para el factor *Bienestar emocional y físico*. Se concluye que la escala objetiva cuenta con propiedades psicométricas adecuadas para seguir con estudios de validación utilizando otras estrategias, apoyando así su uso como instrumento de evaluación de la calidad de vida en personas adultas con discapacidad intelectual.

Palabras clave: discapacidad intelectual, validez, confiabilidad, calidad de vida.

Abstract

The aim was to analyze the psychometric properties of the objective section of the Integral Quality of Life Scale in a sample of 102 persons with intellectual disabilities, 61 men (59.8 %) and 41 women (43.7 %), aged between 18 and 58 years ($M = 24.05$, $SD = 9.57$). Of the participants, 38 (37.3 %) have a mild disability, 46 (45.1 %) have a moderate disability, and 18 (17.6 %) have a severe disability, as reported by the family and institutions. The confirmatory factor analysis conducted reveals that this presents a five-factor structure with an empirically

* Este trabajo forma parte de la Tesis Doctoral del autor titulada «Sexualidad y discapacidad intelectual: estudio psicométrico de las habilidades sociosexuales en adolescentes y adultos con discapacidad intelectual leve y moderada de Lima Metropolitana».

** Instituto de Investigaciones de la Facultad de Psicología y Trabajo Social. Universidad Inca Garcilaso de la Vega. Dirección Postal: Av. Petit Thouars 248, Lima 1. Correo: sdominguezmpcs@gmail.com

important general factor (bifactor model). Furthermore, regarding the reliability of the construct by coefficient Rho an indicator of .952 was obtained, and based on the model bifactor reliability factor was estimated through the omega coefficient, obtaining an indicator of .951 to the total scale, .888 for the «Self-Determination», .643 factor for the «Social Inclusion», .859 factor for the «Laboral Wellbeing» factor, .918 for the «Material Wellbeing» and .866 for factor factor «Emotional and physical Wellbeing». We conclude that the objective scale has adequate to continue validation studies using other strategies, supporting its use as a tool for assessing the quality of life in adults with intellectual disabilities.

Keywords: intellectual disability, validity, reliability, quality of life.

Introducción

La preocupación existente por la calidad de vida de las personas con discapacidad intelectual se relaciona con el desarrollo de investigaciones sobre aspectos vinculados en ese campo en países europeos, en Norteamérica y en algunos países de Sudamérica, pero en Perú aún es un área poco explorada por los psicólogos en lo que respecta a investigación, aun cuando las cifras que acompañan la discapacidad intelectual son elevadas. Según el estudio realizado por el Ministerio de Salud (2007), las deficiencias intelectuales (según consta en el referido documento) representan un 11.59 % de las discapacidades de comunicación. A pesar de esto, son escasos los esfuerzos en la realización de estudios concernientes a la calidad de vida que busquen hacer frente a esa situación que afecta a miles de familias, si se considera que a partir de dichos estudios podrían implementarse programas de mejora a fin de elevar dicha calidad de vida y favorecer su integración social (Dominguez, K8J7V0043Quintana, 2014).

Cabe mencionar que la discapacidad intelectual hace referencia a las limitaciones significativas en el funcionamiento intelectual y en la conducta adaptativa expresada en habilidades conceptuales, sociales y prácticas la cual se origina antes de los 18 años (Schalock, Luckasson, & Shogren, 2007), y aunque muchas veces se señala que los problemas relacionados con la discapacidad intelectual tienen que ver solo con la persona, no se toma en cuenta el entorno que la acoge y que puede facilitarle o dificultarle su accionar en las situaciones o exigencias que se le plantean (Dominguez, & Quintana, 2014) ya que la discapacidad intelectual se refiere a una limitación en el funcionamiento de la persona, no a la limitación de la persona, siendo la restricción en el funcionamiento consecuencia de la interacción de las capacidades limitadas de la persona en el ambiente en que vive (Confederación Española de Organizaciones a favor de las Personas con Discapacidad Intelectual, s. f.).

Por otro lado, el concepto *calidad de vida* hace referencia a «...las condiciones deseadas por una persona relacionadas con la vida en el hogar y la comunidad, el empleo y la salud...» (De Pablo-Blanco, & Rodríguez, 2010, p. 31). Dichas condiciones deseadas hacen referencia a la estabilidad en el ámbito emocional, la relaciones interpersonales saludables, que se posea bienestar en su ambiente físico inmediato, que se fomente el desarrollo personal y el bienestar físico, que la autodeterminación sea incentivada, tanto como la inclusión social y el reconocimiento de sus derechos (Schalock, 1997; Schalock, & Verdugo, 2003). Dichas dimensiones se detallan a continuación:

- a. Bienestar emocional: se relaciona con la tranquilidad que experimenta la persona, así como con el estado anímico caracterizado por la estabilidad, seguridad y satisfacción personal.
- b. Relaciones interpersonales: están vinculadas a las interacciones con distintas personas, lo cual implica entablar relaciones duraderas y saludables con los demás (vecinos, compañeros y otros).
- c. Bienestar material: se relaciona con el poder adquisitivo de la persona en lo que respecta al dinero para obtener lo que necesita en un momento dado, así como a los aspectos materiales del hogar y un centro laboral o de estudios adecuado.
- d. Desarrollo personal: se refiere a la posibilidad de aprender cada día algo nuevo, adquirir mayor bagaje y realizarse personalmente. En este contexto, el de discapacidad intelectual, está relacionado con el desarrollo de habilidades que le permitan adquirir el mayor grado de autonomía posible.
- e. Bienestar físico: está relacionado con la conservación de la salud, hábitos saludables de alimentación, sueño e higiene, y sobre todo de autocuidado.
- f. Autodeterminación: se refiere al hecho de decidir de manera autónoma aspectos vinculados con el

- trabajo, tiempo libre, vivienda, así como las personas con quienes convive.
- g. Integración social: tiene en cuenta la participación normalizada en actividades comunes para todas las personas, así como interactuar con ellas en dichos contextos.
 - h. Derechos: se relaciona con ser considerado igual que el resto de la gente, recibir un trato igualitario. Por otro lado, también se vincula al conocimiento de sus derechos humanos y legales que garanticen su participación en sociedad, como por ejemplo, el sufragio.

Como se pudo apreciar anteriormente (Dominguez, 2013; Dominguez, & Villegas, 2012), este modo de conceptualizar y operacionalizar la calidad de vida implica una posibilidad de mejora en los servicios y programas dedicados al apoyo de las personas con discapacidad intelectual, centrando los esfuerzos en los individuos, de ese modo se visualizan las necesidades específicas según la evaluación previa de las áreas que la componen, teniendo en cuenta los aspectos personales y sociales (Bagnato, 2007) y de ese modo focalizar los esfuerzos en aquellas áreas deficitarias que ameriten atención urgente. Entonces, al trasladarse a indicadores susceptibles de ser evaluados de forma objetiva y referidos a situaciones concretas, puede ser compartido por las mismas personas con discapacidad, familias, profesionales, autoridades, investigadores, etc. (Verdugo, 2004) y además ser útil para la evaluación de los resultados de los programas de servicios, y posteriormente para servir como guía en la formulación de políticas nacionales e internacionales (Arostegi, 1999; Gómez-Vela, & Sabeh, 2000).

En este contexto, que la persona con discapacidad intelectual goce de calidad de vida está en manos del entorno en la medida que le provea de actividades que fomenten su autodeterminación y, a su vez, sentimientos de logro, valía personal y respeto; destacando que el funcionamiento de la persona con discapacidad intelectual mejora cuando el desajuste entre ella y el entorno se reduce y se mejoran los resultados personales (Schalock, 2010) y esto se logra cuando se les brinda los apoyos necesarios para fomentar su desarrollo (Dominguez, 2013), los cuales deben estar ligados a sistemas de evaluación y seguimiento con soporte conceptual y empírico.

Resumiendo, el modelo de calidad de vida de Schalock y Verdugo se fundamenta en tres aspectos mencionados a lo largo de la presente revisión: pasa de centrarse en la limitación, a centrarse en el contexto; pasar de focalizarse únicamente en los programas, a considerar como punto central el bienestar de la persona; y, pasar de enfocarse en los profesionales, a considerar la participación de la persona con discapacidad y su familia como algo fundamental.

El instrumento seleccionado para el presente estudio, la *Escala integral de calidad de vida* (Verdugo, Gómez, Arias, & Schalock, 2009), fue diseñado específicamente para evaluar a personas adultas con discapacidad intelectual, basado en el marco teórico de calidad de vida al cual se hace referencia. De acuerdo con Verdugo, Gómez, Arias y Navas (2010), las situaciones planteadas en los ítems de la escala objetiva son directa o indirectamente controlables por los proveedores de servicios y sirven de plantilla para que las organizaciones puedan valorar la situación actual y orienten esfuerzos futuros, por lo cual los estudios realizados con este instrumento pueden generar resultados que ayuden a plantear soluciones ante diversos aspectos que presenta esta población y las personas cercanas a ellos.

El estudio psicométrico original del instrumento (Verdugo et al., 2009) contó con la participación de 861 adultos con discapacidad intelectual, de los cuales 505 fueron varones (58.7 %) y 356 fueron mujeres (41.3 %), siendo la mayor parte de ellos solteros (98.3 %). El grupo de edad con mayor número de participantes fue de 31 a 40 años (31.48 %). En cuanto a las propiedades psicométricas del instrumento, la confiabilidad fue evaluada mediante el coeficiente alfa de Cronbach, obteniendo indicadores de .800 para la escala total, .742 para la dimensión *Autodeterminación*, .486 para *Inclusión social*, .535 para *Bienestar laboral*, .610 para *Bienestar material* y .584 para *Bienestar emocional y físico*.

Con respecto a la validez, esta fue evaluada mediante diversas estrategias. La validez por el contenido del instrumento fue evaluada mediante criterio de jueces expertos, a partir del cual se obtuvieron coeficientes Klippendorff y Kappa adecuados. La validez de criterio fue evaluada correlacionando la respuesta a una pregunta respondida por los cuidadores (*Valoración general de la calidad de vida* del evaluado) con los resultados de cada

subescala. Respecto a ello, se obtuvieron correlaciones positivas y significativas, aunque de escasa magnitud (entre .203 y .254).

Finalmente, la validez de constructo de la escala objetiva fue realizado mediante un análisis factorial confirmatorio en el cual la estructura propuesta de cinco factores obtuvo mejores índices de ajuste que la estructura unifactorial.

En nuestro medio, de manera previa se estudió la validez de contenido de la escala objetiva del instrumento (Dominguez, & Villegas, 2012), a la vez que se hicieron modificaciones a algunos reactivos a fin de que tuvieran mayor correspondencia con el contexto limeño. En tal sentido, fue un estudio instrumental en el cual participaron 10 jueces expertos en la temática de discapacidad intelectual, con experiencia en el área. Los resultados se sistematizaron utilizando para ello la V de Aiken (Aiken, 1980), complementada con el uso de intervalos de confianza bajo el método score (Penfield, & Giacobbi, 2004). Los resultados indicaron un amplio grado de acuerdo entre los jueces, en la medida que presentan intervalos de confianza superiores a .50, lo que evidencia validez de contenido según los expertos. En este proceso se eliminó un ítem, el cual hacía referencia a la denuncia frente a algún robo, el cual según los expertos es representativo debido a que denota autonomía del individuo en tanto es capaz de referir algún perjuicio sobre su persona, pero no sería aplicable solo a las personas con discapacidad intelectual. Esto es, teniendo en cuenta que la escala es solo aplicable a personas con discapacidad y, en el contexto peruano muchas personas sin discapacidad tampoco son capaces de denunciar algún robo o perjuicio contra su persona, de acuerdo con los expertos, resultaba más congruente prescindir de este reactivo en la versión final del instrumento.

El objetivo fue analizar las propiedades psicométricas, confiabilidad y validez, de la sección objetiva de la *Escala integral de calidad de vida*, usando para ello el análisis factorial confirmatorio, a partir del cual se pondrán a prueba diversos modelos de medición de dicho instrumento. Del mismo modo, para el estudio de la confiabilidad se considerarán tres indicadores: el alfa de Cronbach que se concentra en la confiabilidad de las puntuaciones; el coeficiente Omega que recoge la confiabilidad compuesta del constructo, y el coeficiente

Rho estudia la confiabilidad conjunta de las subescalas utilizadas en el modelo.

La investigación se justifica porque sus resultados ayudarán a aportar evidencias de validez de un instrumento potencialmente útil en la práctica del psicólogo peruano, y además el planteamiento está de acuerdo con lo expuesto por Schalock (2010) respecto a que las evidencias obtenidas de fuentes creíbles que emplean métodos fiables y válidos y basados en una base conceptual y con apoyo empírico facilitarían la consideración de dichos hallazgos en los planes de desarrollo para la población objeto de estudio (Dominguez, & Quintana, 2014), ya que los hallazgos deben usarse como base para el desarrollo de nuevas políticas sociales y de salud que mejoren la calidad de vida de las personas con discapacidad intelectual y sus familias (Lazcano, Rangel, & Katz, 2010).

Cabe mencionar que se usó el informe de los cuidadores debido a que, de acuerdo con, algunas veces la forma como valoran las situaciones las personas con discapacidad intelectual no es realista, o está sesgada a lo positivo (Dominguez, 2013; Dominguez, & Quintana, 2014; Pereira, 2009; Saviani-Zeoti, & Petean, 2008).

Método

Diseño

Es un estudio instrumental, destinado a la adaptación y estudio de las propiedades psicométricas de un test (Ato, López, & Benavente, 2013; Montero, & León, 2007).

Participantes

En este estudio se evaluó a 102 personas con discapacidad intelectual, 61 varones (59.8 %) y 41 mujeres (43.7 %), con edades comprendidas entre 18 y 58 años ($M = 24.05$; $DE = 9.57$). De los participantes, 38 (37.3 %) presentan un grado de discapacidad leve, 46 (45.1 %) un grado de discapacidad moderado, y 18 (17.6 %) un grado de discapacidad severo, según reporte de los familiares e instituciones. Los reportes fueron brindados por los cuidadores primarios de las personas con discapacidad intelectual de las cuales 94 fueron las madres y 8 fueron las hermanas de los examinados, con edades comprendidas entre 24 y 62 años ($M = 38.89$; $DE = 9.78$).

Instrumento

En el estudio se utilizó la versión peruana (Dominguez, & Villegas, 2012) de la sección *objetiva* de la *Escala integral de calidad de vida* propuesta por Verdugo Gómez, Arias y Shallock (2009), la cual tiene como objetivo la evaluación de la calidad de vida objetiva en personas con discapacidad intelectual. Dicha versión está conformada por 22 ítems en escala tipo Likert considerando cinco posibles respuestas (Desde *Nunca* hasta *Siempre*) codificadas posteriormente entre 1 y 5 respectivamente. Dicha versión es cumplimentada por los padres y/o cuidadores (Anexo). Evalúa las dimensiones de *Autodeterminación*, *Inclusión social*, *Bienestar laboral*, *Bienestar material* y *Bienestar emocional y físico*, compatibles con el marco teórico presentado inicialmente por lo cual la interpretación de cada subescala de halla vinculada a este.

Procedimiento

Para la recolección de datos se coordinó con centros de atención a personas con discapacidad intelectual ubicados en Lima Metropolitana, explicando al responsable de la institución los objetivos del proyecto, a fin de poder acceder a los cuidadores de las personas con discapacidad intelectual. Se pidió el debido consentimiento a los cuidadores primarios (madre, en la mayoría de los casos), quienes cumplimentaron los cuestionarios con base en el conocimiento que tuvieran de su familiar. Las aplicaciones se realizaron de manera grupal por el evaluador responsable, aunque durante la aplicación de los cuestionarios se resolvieron las dudas que presentaron. Hubo casos en los cuales no pudieron cumplimentar todas las preguntas, dejando algunas en blanco. En esos casos, se optó por descartar dichos protocolos.

Las respuestas se sistematizaron en una hoja de MS Excel, para ser luego importadas al software estadístico SPSS v.21. El análisis factorial confirmatorio se realizó con el programa EQS v.6.1. Se aplicó el método de máxima verosimilitud (MV), ya que aún con indicadores asimétricamente distribuidos ha mostrado ser un método adecuado para obtener cargas factoriales (Beauducel, & Herzberg, 2006). Se usaron los **indicadores de ajuste absoluto más frecuentes en investigación debido a que ninguno de ellos aporta** por sí mismo toda la información necesaria para valorar un modelo (Dominguez, 2014; Hair, Anderson, Tatham, & Black, 2005; Manzano,

& Zamora, 2010; Schreiber, Stage, King, Nora, & Barlow, 2006) tales como el Índice de aproximación de la raíz de cuadrados medios del *error (RMSEA)*, el Índice de ajuste *comparativo (CFI)* y el χ^2 (chi-cuadrado), aunque para adecuar la prueba de bondad de ajuste por el efecto la falta de normalidad de las variables se aplicó el procedimiento de Satorra y Bentler (1994): SB- χ^2 .

En la fase de evaluación a posteriori, la potencial re-especificación de los modelos se realizó con la observación de los índices de modificación de Lagrange. Las posibles re-especificaciones se hicieron sobre una base empírica (derivado de los estadísticos) y una base racional (Merino, & Kumar, 2013).

Se estudiaron tres modelos

Un modelo de un solo factor (M1) basado en el manual técnico del instrumento (Verdugo et al., 2009), el cual supone que todos los reactivos comparten una sola variable latente, que sería el constructo *Calidad de vida*.

Un modelo de cinco factores oblicuos (M2) basados en estudios previos (Dominguez, 2013; Dominguez, & Villegas, 2012; Verdugo et al., 2009), el cual propone la existencia de cinco subdimensiones del constructo calidad de vida: *Autodeterminación*, *Inclusión social*, *Bienestar laboral*, *Bienestar material* y *Bienestar emocional y físico*.

Un modelo bifactor (M3), el cual propone que los ítems miden una misma variable latente (*Calidad de vida*), y que la varianza de cada ítem está influida por un factor causado por el agrupamiento de los ítems (subdimensiones de la *Calidad de vida* de M2). Cabe mencionar que en el manual técnico del instrumento no se justifica mediante hallazgos empíricos el uso de una puntuación total de la escala.

Finalmente, la confiabilidad fue evaluada mediante el coeficiente alfa, el coeficiente Rho, y finalmente se halló el coeficiente omega mediante el programa Omega (Watkins, 2013).

Resultados

Estadísticos descriptivos

Para obtener evidencias de validez se realizó un análisis factorial confirmatorio. Antes de dicho procedimiento, se llevó a cabo un análisis de estadísticos

descriptivos y de puntajes extremos, así como la inspección de la matriz de correlaciones Pearson a fin de descartar la existencia de multicolinealidad. Con relación al análisis descriptivo de los ítems, en la tabla 1 se constata que la mayoría de estos presentan indicadores de asimetría y curtosis adecuados, dentro del rango ± 1.5 (Pérez, & Medrano, 2010; Ferrando, & Anguiano-Carrasco, 2010). Del mismo modo, no

fue detectada la presencia de puntajes extremos ni de multicolinealidad.

La normalidad multivariada fue evaluada con el coeficiente de Mardia (1970), el cual tuvo un indicador de 67.6477 ($Z=10.51$). Este último puede considerarse adecuado y no pone seriamente en riesgo las estimaciones basadas, considerando que estuvo debajo de 70 (Rodríguez, & Ruiz, 2008).

Tabla 1. Escala INTEGRAL de calidad de vida: estadísticos descriptivos

Ítem		M	DS	g1	g2
Ítem 1	Expresa lo que le interesa y menciona cómo lo va a realizar	3.260	1.226	-.227	-.830
Ítem 2	Se mueve de forma independiente por su comunidad	2.910	1.549	.117	-1.500
Ítem 3	Decide por sí mismo en qué gastar el dinero que tiene	2.760	1.536	.188	-1.416
Ítem 4	Elige por sí mismo las actividades y lugares donde pasa su tiempo libre	3.300	1.434	-.285	-1.245
Ítem 5	Vota cuando hay elecciones	1.890	1.482	1.418	.352
Ítem 6	Participa en asociaciones de su comunidad (de vecinos, del barrio, parroquiales, etc.) y en actividades de ocio de su preferencia (conciertos y espectáculos, cines, cafeterías, parques, etc.)	2.970	1.492	-.004	-1.320
Ítem 7	Mantiene su habitación ordenada y limpia	3.460	1.362	-.408	-1.010
Ítem 8	Tiene amigos con los que realiza actividades de su agrado	3.140	1.290	-.176	-.938
Ítem 9	Las personas lo tratan como a cualquier otra persona	3.760	1.064	-.519	-.342
Ítem 10	Los demás respetan su intimidad	4.030	1.076	-.886	.087
Ítem 11	En el colegio, realiza su trabajo de forma competente y responsable	3.590	1.205	-.506	-.584
Ítem 12	Mantiene una buena relación con sus compañeros de aula	4.160	1.032	-1.591	2.462
Ítem 13	En el colegio, trabaja en equipo obteniendo buenos resultados	3.770	1.151	-.618	-.495
Ítem 14	Las condiciones de su vivienda le permiten recibir visitas	4.250	1.287	-1.513	.866
Ítem 15	Dispone de dinero que le permita comprar las cosas que le apetecen o le gustan	2.900	1.445	-.006	-1.312
Ítem 16	Con el dinero que tiene puede comprar las cosas que le apetecen o le gustan	3.010	1.512	-.087	-1.420
Ítem 17	Tiene las cosas que necesita para ser independiente	3.510	1.527	-.606	-1.121
Ítem 18	Se muestra satisfecho consigo mismo	3.810	1.132	-.752	.064
Ítem 19	Se muestra satisfecho con su vida	3.880	1.146	-.934	.259

Esta tabla continúa en la siguiente página →

Ítem		M	DS	g1	g2
Ítem 20	Habitualmente está alegre y de buen humor	4.050	.837	-.920	1.200
Ítem 21	Su estado general de salud es bueno	4.210	.813	-1.188	2.063
Ítem 22	Su estado de salud le permite realizar actividades físicas o deporte y/o sus labores de casa, etc.	4.240	.935	-1.157	.815

M: Media, DS: Desviación estándar, g1: Asimetría, g2: Curtosis

Análisis factorial confirmatorio

Con base en los resultados mostrados en las tablas 2 y 3, los **índices de ajuste** obtenidos de cada uno de los modelos trabajados dan información sobre el grado de ajuste de los datos, y considerándose los valores adecuados

para cada indicador, se puede decir que los datos no se ajustan a los modelos estudiados (M1 y M2), ya que en cuanto al primero de ellos el ajuste es pobre y en el segundo el ajuste no es del todo satisfactorio. Cabe mencionar que en todos los casos los parámetros fueron significativos.

Tabla 2. *Índices de ajuste* de los modelos de uno y cinco factores de la Escala INTEGRAL de calidad de vida

Modelo	S-B χ^2	g.l.	CFI	RMSEA	IC 90 % RMSEA
Unifactorial	607.3099*	209	.711	.137	[.124 ; .149]
Cinco factores oblicuos	398.1899*	199	.855	.100	[.085 ; .113]

*p < 0.01

Tabla 3. Cargas factoriales de la Escala INTEGRAL de calidad de vida

	Solución de un factor		Solución de cinco factores					R ²
	F ₁	R ²	F ₁	F ₂	F ₃	F ₄	F ₅	
Ítem 1	.588	.345	.674					.454
Ítem 2	.661	.437	.781					.609
Ítem 3	.604	.365	.838					.703
Ítem 4	.647	.419	.683					.480
Ítem 5	.350	.122	.438					.192
Ítem 6	.644	.414	.614					.377
Ítem 7	.632	.400	.516					.266
Ítem 8	.519	.269		.544				.296
Ítem 9	.635	.483		.600				.360
Ítem 10	.626	.391		.605				.366
Ítem 11	.705	.497			.726			.527
Ítem 12	.635	.403			.787			.619
Ítem 13	.717	.514			.883			.779
Ítem 14	.238	.057				.287		.082
Ítem 15	.586	.344				.893		.797

Esta tabla continúa en la siguiente página →

	Solución de un factor		Solución de cinco factores					R ²
	F ₁	R ²	F ₁	F ₂	F ₃	F ₄	F ₅	
Ítem 16	.505	.255				.932		.869
Ítem 17	.727	.529				.549		.301
Ítem 18	.716	.512					.892	.796
Ítem 19	.730	.532					.921	.849
Ítem 20	.614	.377					.741	.549
Ítem 21	.552	.304					.642	.413
Ítem 22	.519	.270					.586	.343
F1			1					
F2			.543	1				
F3			.592	.712	1			
F4			.721	.468	.375	1		
F5			.474	.776	.732	.351	1	

F1: Autodeterminación, F2: Inclusión social, F3: Bienestar laboral, F4: Bienestar material, F5: Bienestar emocional y físico

En tal sentido, teniendo en cuenta una especificación *a posteriori* de los modelos, se hizo uso de los **índices de modificación**, los cuales sugirieron una serie de cambios a fin de mejorar el ajuste, y con base en estos el que tuvo mayor sustento fue el de trasladar el ítem 17 (*Tiene las cosas que necesita para ser independiente*) a la dimensión 1 (*Autodeterminación*). Del mismo modo, los ítems cinco, 14 y 21 fueron retirados debido a que no aportan significativamente a la solución factorial.

Posteriormente, con el nuevo modelo especificado, como se aprecia en las tablas 4 y 5, los índices de ajuste mejoraron de manera sustancial.

Finalmente, dado que teóricamente todas las dimensiones evaluadas constituyen el constructo *Calidad de vida*, se consideró pertinente evaluar un modelo *bifactor* a fin de probar dicha hipótesis.

Tabla 4. Índices de ajuste del Modelo de 5 factores-modificado de la Escala INTEGRAL de calidad de vida

Modelo	S-B χ^2	g.l.	CFI	RMSEA	IC 90 % RMSEA
Cinco factores oblicuos – Modificado	237.8610*	142	.921	.082	[.063 ; .099]

*p < 0.01

Tabla 5. Cargas factoriales de la Escala INTEGRAL de calidad de vida

	F ₁	F ₂	F ₃	F ₄	F ₅	R ²
Ítem 1	.656					.430
Ítem 2	.747					.558
Ítem 3	.800					.639
Ítem 4	.712					.507
Ítem 6	.611					.374

Esta tabla continúa en la siguiente página →

	F ₁	F ₂	F ₃	F ₄	F ₅	R ²
Ítem 7	.560					.313
Ítem 17	.707					.500
Ítem 8		.531				.282
Ítem 9		.579				.335
Ítem 10		.633				.401
Ítem 11			.722			.521
Ítem 12			.789			.623
Ítem 13			.884			.781
Ítem 15				.874		.763
Ítem 16				.958		.918
Ítem 18					.912	.832
Ítem 19					.924	.853
Ítem 20					.715	.512
Ítem 22					.551	.304
F1	1					
F2	.563	1				
F3	.641	.703	1			
F4	.699	.398	.320	1		
F5	.550	.755	.739	.286	1	

F1: Autodeterminación, F2: Inclusión social, F3: Bienestar laboral, F4: Bienestar material, F5: Bienestar emocional y físico.

Como se observa en las tablas 6 y 7, el modelo bifactor presenta el mejor ajuste entre todos los modelos evaluados, por lo cual se puede indicar que todos los ítems miden en común la *Calidad de vida*, pero la varianza de cada ítem es influida además por un factor adicional común que causa el agrupamiento

de los ítems en factores (Reise, Moore, & Haviland, 2010). Cabe mencionar además que se contrastó un modelo unidimensional con la nueva disposición de los reactivos, así como con base en los resultados del modelo bifactor, pero el ajuste sigue siendo pobre como en el primer análisis.

Tabla 6. Índices de ajuste de los modelos de un factor y Bi-factor de la Escala INTEGRAL de calidad de vida

Modelo	S-B χ^2	g.l.	CFI	RMSEA	IC 90 % RMSEA
Bi-Factor	150.5841*	132	.985	.037	[.000 ; .063]
Unifactorial	441.0227*	152	.763	.137	[.122 ; .151]

*p < 0.01

Tabla 7. Cargas factoriales de la Escala INTEGRAL de calidad de vida

	Modelo Unifactorial		Modelo bifactor					CV	R ²
	F ₁	R ²	F ₁	F ₂	F ₃	F ₄	F ₅		
Ítem 1	.596	.355	.280					.624	.468

Esta tabla continúa en la siguiente página →

	Modelo Unifactorial			Modelo bifactor		
Ítem 2	.666	.444	.597		.694	.838
Ítem 3	.611	.374	.366		.693	.615
Ítem 4	.662	.439	.054		.696	.487
Ítem 6	.644	.415	.103		.636	.416
Ítem 7	.628	.394	-.388		.687	.622
Ítem 17	.731	.534	-.127		.751	.581
Ítem 8	.508	.258	.000		.497	.247
Ítem 9	.696	.485	.000		.648	.468
Ítem 10	.637	.406	.000		.687	.472
Ítem 11	.708	.502		.287	.695	.566
Ítem 12	.633	.401		.485	.540	.527
Ítem 13	.718	.515		.737	.642	.955
Ítem 15	.593	.352		.811	.576	.990
Ítem 16	.509	.259		.661	.523	.710
Ítem 18	.707	.499			.632	.610
Ítem 19	.714	.510			.757	.604
Ítem 20	.599	.359			.493	.494
Ítem 22	.497	.247			.384	.406

F1: Autodeterminación, F2: Inclusión social, F3: Bienestar laboral, F4: Bienestar material, F5: Bienestar emocional y físico, CV: Calidad de vida.

Confiabilidad

Por último, la confiabilidad de las puntuaciones se estimó mediante el alfa de Cronbach (Cronbach, 1951), obteniéndose un indicador de .928; y la confiabilidad del constructo mediante el coeficiente Rho (Fornell, & Larcker, 1981), del cual se obtuvo un indicador de .952.

A partir de la solución bifactor, la confiabilidad de los factores fue estimada mediante el coeficiente omega, obteniendo un indicador de .951 para la escala total, .888 para el factor *Autodeterminación*, .643 para el factor *Inclusión social*, .859 para el factor *Bienestar laboral*, .918 para el factor *Bienestar material* y .866 para el factor *Bienestar emocional y físico*.

Por último, se evaluó el grado de asociación entre los ítems que conforman la prueba y el test (Elosua, 2003), y se retuvieron aquellos que obtuvieron una correlación ítem-test mayor de .20 (Kline, 1995). Ante ello, todos los reactivos resultantes presentan dicha característica.

Tabla 8. Análisis de Ítems de la Escala INTEGRAL de calidad de vida

Ítem	Rit	Ítem	Rit
Ítem 1	.560	Ítem 12	.461
Ítem 2	.604	Ítem 13	.598
Ítem 3	.573	Ítem 15	.557
Ítem 4	.603	Ítem 16	.492
Ítem 6	.566	Ítem 17	.634
Ítem 7	.527	Ítem 18	.549
Ítem 8	.433	Ítem 19	.581
Ítem 9	.598	Ítem 20	.485
Ítem 10	.541	Ítem 22	.384
Ítem 11	.645		

Discusión

El objetivo de la investigación fue analizar las propiedades psicométricas de la sección objetiva de la *Escala integral de calidad de vida*, usando para ello el análisis factorial confirmatorio. Si bien es cierto el instrumento no contaba con evidencias de confiabilidad previas en el estudio original que sean sólidas ya que sus coeficientes de confiabilidad fueron más bajos de lo considerado como aceptable (Verdugo et al, 2009), se sabe que estos coeficientes dependen más de la muestra evaluada, que del contenido teórico del instrumento. En tal sentido, considerando el estudio de contenido preliminar (Verdugo, Gómez, & Arias, 2007), se consideró una propuesta con un sustento teórico adecuado.

Se comenzó con la aplicación del análisis factorial confirmatorio, ya que dicho procedimiento fue guiado por supuestos previos, los cuales vienen a partir de una teoría que indica qué comportamientos pueden considerarse indicadores del constructo (Ferrando, & Anguiano-Carrasco, 2010; Pérez-Gil, Chacón, & Moreno, 2000). Además, se le considera una aproximación fuerte a la validación de constructo (Messick, 1995; Pérez-Gil et al., 2000).

Con relación al análisis practicado, los resultados indican que los datos se ajustan de forma satisfactoria al modelo de cinco factores oblicuos (CFI= .921; RMSEA= .082), dentro del cual la mayoría de las cargas factoriales fueron mayores a .50, una magnitud que se considera adecuada en una variedad de contextos de la investigación psicológica (Beauducel, & Herberg, 2006), pero el ajuste del modelo bifactor es mejor (CFI= .985; RMSEA= .037), ante lo cual se puede indicar que todos los ítems miden en común la *Calidad de vida* y la varianza de cada ítem es influida además por un factor común adicional que causa el agrupamiento de los ítems en factores (Reise, Moore, & Haviland, 2010). Entonces, los resultados indican que las cargas factoriales pertenecientes al factor general son en algunos casos tan elevadas como las que corresponden a los factores específicos, lo cual indica que el factor general es empíricamente importante. En tal sentido, no se descarta seguir trabajando con factores por separado ya que estos son homogéneos al medir un único constructo, mas desde un punto de vista práctico queda justificado

el uso de una puntuación global del instrumento como indicador de la calidad de vida.

Estos resultados concuerdan con los presentados en el estudio de Verdugo y colaboradores (2009), para quienes la estructura de cinco factores también brindó indicadores de ajuste adecuados (CFI= .96; RMSEA= .064), siendo incluso mejores que los indicados en este trabajo, y cuyas correlaciones entre factores estuvieron entre .75 (*Inclusión social* y *Bienestar material*) y .26 (*Bienestar emocional* y *físico* y *Autodeterminación*).

Entonces, si bien ambos estudios rescatan el carácter multidimensional de la *Calidad de vida*, en el presente se brinda un aporte adicional, el cual consiste en mantener el carácter multidimensional del constructo, mas al mismo tiempo sustentar empíricamente la existencia de un factor general que subyace a todos los reactivos, aspecto que no se estudió en el manual profesional del instrumento.

Con base en los hallazgos presentados en conjunto, la estructura propuesta tiene relación con la teoría previa, ya que el constructo propuesto desde el manual técnico del instrumento (Verdugo et al., 2009) se compone de cinco factores, los cuales fueron replicados, aunque con algunas modificaciones, en el presente estudio.

Cabe mencionar aspectos relacionados con la correlación entre factores y el uso de los índices de modificación. En primer lugar, si bien existen correlaciones elevadas entre los factores, esto puede estar relacionando los aspectos teóricos que subyacen a cada uno de esos constructos, y las relaciones teóricas entre estos, y dado que las correlaciones no son superiores a .90, no podría hablarse de una multicolinealidad en sí misma (Palacios, Arias, & Arias, 2014).

En segundo lugar, si bien es cierto puede resultar controversial el uso de índices de modificación, es un paso que se realiza en ocasiones ya que debido a limitaciones propias del diseño no se logra un buen ajuste y haciendo uso de estadísticos particulares puede determinarse qué cambios se pueden realizar a fin de mejorar el ajuste del modelo (Weston, & Gore, 2006), lo cual trae consigo un criterio teórico, y no solo estadístico. Es decir, cualquier cambio debe estar teóricamente fundamentado, como el cambio realizado en este estudio con el ítem 17. En tal sentido, si bien se plantean una serie de cambios a fin de mejorar el ajuste del modelo, el que tuvo mayor sustento

teórico fue el traslado del ítem 17 (*Tiene las cosas que necesita para ser independiente*), que pertenecía a la dimensión *Bienestar material*, a la dimensión *Autodeterminación*). Esto se realizó debido a que en el enunciado del ítem la finalidad es la independencia, no solo el poder acceder a un bien material o contar con un espacio físico en el cual desenvolverse (aspecto vinculado con el *Bienestar material*).

Por último, con respecto a la confiabilidad de las puntuaciones mediante el alfa de Cronbach se obtuvo un indicador de .928; y en la confiabilidad del constructo mediante el coeficiente Rho se obtuvo un indicador de .952, lo cual supera a .70 como límite mínimo para considerar confiable un constructo (Hair et al., 2005). Adicionalmente, a partir de la solución bifactor, la confiabilidad de los factores fue estimada mediante el coeficiente omega, obteniendo un indicador de .951 para la escala total, .888 para el factor *Autodeterminación*, .643 para el factor *Inclusión social*, .859 para el factor *Bienestar laboral*, .918 para el factor *Bienestar material* y .866 para el factor *Bienestar emocional y físico*. Fue usado el coeficiente omega ya que según Chen, Hayes, Carver, Laurenceau, y Zhang (2012), proporciona una mejor estimación que el coeficiente alfa para el puntaje compuesto y por lo tanto se debe utilizar. En base a los datos presentados, se puede considerar que el instrumento presenta una confiabilidad adecuada.

Estos indicadores contrastan notablemente con los presentados por los autores del instrumento original, ya que dentro de los factores presentados, el de magnitud más elevada fue *Autodeterminación* con .742, que no es del todo satisfactoria, ya que según Campo-Arias y Oviedo (2008) el indicador óptimo de confiabilidad está entre .80 y .90, y muchos de ellos presentan magnitudes realmente bajas. Además, solo fueron reportados coeficientes de confiabilidad enfocados en las puntuaciones (p. e., alfa de Cronbach), pero fue descuidada la confiabilidad del constructo, aspecto que se trabajó en el presente estudio con los coeficientes Rho y Omega.

Se debe tener en cuenta que los hallazgos presentados no son concluyentes debido a algunas limitaciones, como el tamaño limitado de la muestra de estudio, la cual por razones de acceso a las instituciones no fue tan grande, por ello se sugiere replicar la investigación en muestras de mayor tamaño. Otro aspecto de especial im-

portancia, aunque considerado desde el inicio, fue la calidad de información presentada por los informantes, la cual debe ser contrastada con información brindada por los profesores o supervisores de sus familiares. A pesar de los inconvenientes, los resultados obtenidos alientan a seguir investigando dicho instrumento, así como implementarlo en estudios orientados a conocer más facetas de la calidad de vida de las personas adultas con discapacidad intelectual.

Del mismo modo, se recomienda subsanar algunos procedimientos llevados a cabo en el estudio original, tales como la validez de criterio evaluada correlacionando la respuesta a una pregunta respondida por los cuidadores (*Valoración general de la calidad de vida* del evaluado), por métodos más consistentes y que brinden mayores luces con respecto a la validez convergente del instrumento.

Concluyendo, de acuerdo a los hallazgos presentados, la sección objetiva de la Escala integral estudiada cuenta con propiedades psicométricas adecuadas para seguir con estudios de obtención de evidencias de validez utilizando otras estrategias, como por ejemplo, validez predictiva o convergente, así como investigaciones orientados a estudiar la estabilidad de la estructura factorial.

Nota de agradecimiento

Este trabajo fue realizado con el apoyo de la Facultad de Psicología y Trabajo Social de la Universidad Inca Garcilaso de la Vega.

Referencias

- Aiken, L. (1980). Content validity and reliability of single ítems or questionnaire. *Educational and Psychological Measurement*, 40, 955-959.
- Arostegi, I. (1999). Evaluación de la calidad de vida en personas adultas con retraso mental. Ponencia presentada en *III Jornadas Científicas de Investigación sobre Personas con Discapacidad*. Salamanca, España.
- Ato, M., López, J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059.
- Bagnato, M. (2007). Calidad de vida y discapacidad. Teoría y práctica. Ponencia presentada en las *Primeras Jornadas Institucionales sobre Discapacidad de la Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República, Uruguay*.

Beauducel, A., & Herberg, P. Y. (2006). On the performance of maximum likelihood versus means and variance adjusted weighted least squares estimation in CFA. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 13(29), 186-203.

Campo-Arias, A., & Oviedo, H. (2008). Propiedades psicométricas de una escala: la consistencia interna. *Revista de Salud Pública*, 10(5), 831-839.

Chen, F., Hayes, A., Carver, S., Laurenceau, J., & Zhang, Z. (2012). Modeling general and specific variance in multifaceted constructs: A comparison of the bifactor model to other approaches. *Journal of Personality*, 80, 219-251.

Confederación Española de Organizaciones a favor de las personas con discapacidad intelectual (FEAPS) (s.f.). Discapacidad intelectual. Recuperado desde: www.feaps.org/biblioteca/documentos/di_di.pdf

Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16, 297-334

De Pablo-Blanco, C., & Rodríguez, M. (2010). *Manual práctico de discapacidad intelectual*. Madrid, España: Síntesis.

Dominguez, S. (2013). *Calidad de vida según taller formativo: ocupacional o laboral, en personas adultas con discapacidad intelectual*. Tesis para optar el grado académico de Magíster en Psicología, Facultad de Psicología, Universidad Nacional Mayor de San Marcos, Lima, Perú.

Dominguez, S. (2014). Análisis Psicométrico de la Escala de bienestar psicológico para Adultos en estudiantes universitarios de Lima: un enfoque de ecuaciones estructurales. *Psychologia: avances en la disciplina*, 8(1), 23-31.

Dominguez, S., & Quintana, A. (2014). Calidad de vida en personas adultas con discapacidad intelectual según actividad realizada. *Revista Mexicana de Investigación en Psicología*, 6(1), 1-16.

Dominguez, S., & Villegas, G. (2012). Estimación de la validez de contenido de una escala de calidad de vida para personas adultas con discapacidad intelectual. *Revista de Psicología de Arequipa*, 2(1), 207-219.

Elosua, P. (2003). Sobre la validez de los tests. *Psicothema*, 15(2), 315-321.

Ferrando, P. J., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 18-33.

Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing*, 18, 39-50.

Gómez-Vela, M., & Sabeh, E. (2000). Calidad de vida. Evolución del concepto y su influencia en la investigación y la práctica. Recuperado de: www.usal.es/~inico/investigacion/invesinico/calidad.htm

Hair, J., Anderson, R., Tatham, R., & Black, W. (2005). Análisis multivariada de datos. Porto Alegre: Bookman.

Kline, P. (1995). *The handbook of psychological testing*. Londres: Routledge.

Lazcano, E., Rangel, G., & Katz, G. (2010). La discapacidad intelectual y sus efectos en la sociedad. En: Katz, G., Rangel, G., & Lazcano, E. (Eds.). *Discapacidad intelectual* (pp. 1-4). México D. F.: McGraw-Hill.

Manzano, A., & Zamora, S. (2010). *Sistema de ecuaciones estructurales: una herramienta de investigación*. México D. F.: Centro Nacional de Evaluación para la Educación Superior.

Mardia, K. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57, 519-530.

Merino, C., & Kumar, R. (2013). Validación estructural del R-SPQ-2F: un análisis factorial confirmatorio. *Revista Digital de Investigación en Docencia Universitaria (RIDU)*, 7(1), 111-127.

Messick, S. (1995). Standards of validity and the validity of standards in performance assessment. *Educational Measurement: Issues and Practice*, 15, 5-12.

Ministerio de Salud (2007). Análisis de la situación de la discapacidad en el Perú 2007. Lima.

Montero, O., & León, I. (2007). A guide for naming research studies in Psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7(3), 847-862.

Palacios, A., Arias, V., & Arias, B. (2014). Las actitudes hacia las matemáticas: construcción y validación de un instrumento para su medida. *Revista de Psicodidáctica*, 19(1), 67-91.

Penfield, R., & Giacobbi, P. (2004) Applying a score confidence interval to Aiken's item content-relevance index. *Measurement in Physical Education and Exercise Science*, 8(4), 213-225.

- Pereira, J. (2009). Aplicação do questionário de qualidade de vida em pessoas com deficiência intelectual. *Psicologia em Pesquisa*, 3(1), 59-74.
- Pérez, E., & Medrano, L. (2010) Análisis factorial exploratorio: bases conceptuales y metodológicas. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 2(1), 58-66.
- Pérez-Gil, J., Chacón, S., & Moreno, R. (2000). Validez de constructo: el uso del análisis factorial exploratorio-confirmatorio para obtener evidencias de validez. *Psicothema*, 12(2), 442-446.
- Reise, S., Moore, T., & Haviland, M. (2010). Bifactor models and rotations: Exploring the extent to which multidimensional data yield univocal scale scores. *Journal of Personality Assessment*, 96(6), 544-559.
- Rodríguez, M., & Ruiz, M. (2008). Atenuación de la asimetría y de la curtosis de las puntuaciones observadas mediante transformaciones de variables: incidencia sobre la estructura factorial. *Psicológica*, 29(2), 205-227.
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (1994). Corrections to test statistics and standard errors in covariance structure analysis. In A. von Eye, & C. C. Clogg (Eds.), *Latent variables analysis: Applications for developmental research* (pp. 399-419). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Saviani-Zeoti, F., & Petean, E. (2008). A qualidade de vida em pessoas com deficiência mental leve. *Psicología: Teoría e Pesquisa*, 24(3), 305-311.
- Schallock, R. (1997). *Quality of life. Application to person with disabilities*. Washington D.C.: AAMR
- Schallock, R. (2010). Aplicaciones del paradigma de calidad de vida a las personas con discapacidad intelectual y del desarrollo. En M. Verdugo, M. Crespo, & T. Nieto (Coords.). *Aplicación del paradigma de calidad de vida. VII Seminario de Actualización Metodológica en Investigación sobre Discapacidad SAID, 2010* (pp. 11-18). Universidad de Salamanca: Publicaciones del INICO.
- Schallock, R., & Verdugo, M. (2003). *Calidad de vida. Manual para profesionales de la educación, salud y servicios sociales*. Madrid: Alianza Editorial.
- Schallock, R., Luckasson, R., & Shogren, K. (2007). El nuevo concepto de retraso mental: comprendiendo el cambio al término discapacidad intelectual. *Siglo Cero*, 38(4), 5-20.
- Schreiber, J., Stage, F., King, J., Nora, A., & Barlow, E. (2006). Reporting structural equation modeling and confirmatory factor analysis results: a review. *The Journal of Education Research*, 99(6), 323-337.
- Verdugo, M. (2004). *Calidad de vida y calidad de vida familiar*. Ponencia presentada en el II Congreso Internacional de Discapacidad Intelectual: Enfoques y Realidad: Un desafío, Instituto los Álamos, Medellín.
- Verdugo, M., Gómez, L., & Arias, B. (2007). La Escala integral de calidad de vida. Desarrollo y estudio preliminar de sus propiedades psicométricas. *Siglo Cero*, 38(4), 37-56.
- Verdugo, M., Gómez, L., Arias, B., & Schallock, R. (2009). *Escala integral de calidad de vida*. Madrid, España: CEPE.
- Verdugo, M., Gómez, L., Arias, B., & Navas, P. (2010). Aplicaciones del paradigma de calidad de vida: construcción de escalas de evaluación e investigación. En M. Verdugo, M. Crespo, & T. Nieto (Coords.). *Aplicación del paradigma de calidad de vida. VII Seminario de Actualización Metodológica en Investigación sobre Discapacidad SAID, 2010* (pp. 19-37). Universidad de Salamanca: Publicaciones del INICO.
- Watkins, M. (2013). Omega [programa informático]. Recuperado de: URL: <http://edpsychassociates.com/Software/Omega.zip>
- Weston, R., & Gore, P. (2006). A brief guide to structural equation modeling. *The Counseling Psychologist*, 34, 719-751.

ANEXO: ESCALA INTEGRAL

Lea cuidadosamente cada frase y tache con una cruz la respuesta que considere más adecuada con respecto a **su familiar**. Responda lo más **objetivamente** posible. Sus respuestas son **absolutamente confidenciales** y solo serán empleadas para fines de **mejora de los planes trazados para su familiar**. En el caso de que su familiar no tenga un empleo, se considerarán como tal las actividades que realice en un taller o en un aula.

N.º	Enunciados	Nunca	Casi nunca	Algunas veces	Casi siempre	Siempre
1	Expresa lo que le interesa y menciona cómo lo va a realizar.					
2	Se mueve de forma independiente por su comunidad.					
3	Decide por sí mismo en qué gastar el dinero que tiene.					
4	Elige por sí mismo las actividades y lugares donde pasa su tiempo libre.					
5	Vota cuando hay elecciones.					
6	Participa en asociaciones de su comunidad (de vecinos, del barrio, parroquiales, etc.) y en actividades de ocio de su preferencia (conciertos y espectáculos, cines, cafeterías, parques, etc.).					
7	Mantiene su habitación ordenada y limpia					
8	Tiene amigos con los que realiza actividades de su agrado.					
9	Las personas lo tratan como a cualquier otra persona.					
10	Los demás respetan su intimidad.					
11	En el colegio, realiza su trabajo de forma competente y responsable.					
12	Mantiene una buena relación con sus compañeros de aula.					
13	En el colegio trabaja en equipo obteniendo buenos resultados.					
14	Las condiciones de su vivienda le permiten recibir visitas.					
15	Dispone de dinero que le permita comprar las cosas que le apetecen o le gustan.					
16	Con el dinero que tiene puede comprar las cosas que le apetecen o le gustan.					
17	Tiene las cosas que necesita para ser independiente.					
18	Se muestra satisfecho consigo mismo.					
19	Se muestra satisfecho con su vida.					
20	Habitualmente está alegre y de buen humor.					
21	Su estado general de salud es bueno.					
22	Su estado de salud le permite realizar actividades físicas o deporte y/o sus labores de casa, etc.					