

ESTRUCTURA LATENTE DEL KIDDO-KINDL EN UNA MUESTRA PERUANA

LATENT STRUCTURE OF KIDDO-KINDL IN A PERUVIAN SAMPLE

Jhonatan S. Navarro Loli* y César Merino Soto**
Universidad de San Martín de Porres, Perú

Recibido: 10 de julio de 2015

Aceptado: 25 de abril de 2016

RESUMEN

El presente estudio evaluó las propiedades psicométricas del instrumento KIDDO-KINDL (Ravens-Sieberer y Bullinger, 1998), que cuantifica la calidad de vida relacionada a la salud en niños y adolescentes. En una muestra de 377 alumnos del primer al quinto grado de secundaria, el análisis factorial confirmatorio demostró que la estructura interna original de seis factores no es satisfactoria para representar los constructos cuantificados debido a que presenta inestabilidad dimensional a nivel de los ítems en los factores Familia, Emocional, Amigos y Escuela. Al aplicar el análisis factorial exploratorio se encontró una estructura de cuatro factores. Esta solución factorial obtuvo mejores indicadores de consistencia interna (valores entre 0.59 y 0.81) en comparación con la estructura original (valores entre 0.24 y 0.80), y cargas factoriales más elevadas. Se discuten los posibles cambios en la interpretación de KIDDO-KINDL.

Palabras clave: Análisis factorial confirmatorio, calidad de vida, salud, niños, Perú.

ABSTRACT

The present study evaluated the psychometric properties of the KIDDO-KINDL instrument (Ravens-Sieberer & Bullinger, 1998), which quantifies the quality of life related to health in children and adolescents. In a sample of 377 secondary school students from first to fifth grade, the confirmatory factorial analysis showed that the original internal structure of six factors was not satisfactory in representing the quantified constructs, because it presents dimensional instability concerning the items in the Family, Emotional, Friends and School factors. When applying the factorial analysis we found a structure of four factors. This factorial solution obtained better internal consistency indicators (values between 0.59 and 0.81) in comparison with the original structure (values between 0.24 and 0.80), and higher factorial loads. We discuss the possible changes in the interpretation of KIDDO-KINDL.

Keywords: Confirmatory factorial analysis, quality of life, health, children, Peru

* jhonatan_navarro1602@yahoo.es

** cmerinos@usmp.pe

Introducción

La calidad de vida relacionada a la salud (CVRS) es un concepto cuya importancia se ha incrementado en las últimas cuatro décadas, y se entiende como una construcción multidimensional que abarca varios dominios (Aaronson et al., 1991), y que valora la experiencia subjetiva de las intervenciones y decisiones sobre la rehabilitación de los pacientes (Serra-Sutton et al., 2009). Entre los intereses fundamentales está la medición y cuantificación de la CVRS de una manera global, integral y válida del estado de salud de un individuo o de un grupo (Martín, 2005). Estos datos subjetivos son importantes debido a que el interés por estudiar la CVRS surge como respuesta a los diversos avances que se realizan en lo que respecta al cuidado médico (Eiser y Morse, 2001a).

Un aspecto que se debe de tener en cuenta cada vez que se quiera cuantificar el constructo de CVRS de forma individual o colectiva es que la CVRS «representa una visión humanística de la salud, proyectada para salvaguardar el equilibrio físico, psicológico, emocional y social del paciente, de acuerdo con su personalidad, criterio de juicio y criterio cultural» (Lovera et al., 2000; véase Moreno-Jiménez y Kern, 2005, p. 47). Por otro lado, se debe considerar que:

La medida de la CVRS y del estado de salud percibida en la infancia y adolescencia, desde el punto de vista de la investigación en salud pública, tiene como objetivos describir la salud de la población y establecer comparaciones entre subgrupos con determinadas características (sociodemográficas, regionales, etc.). (Rajmil, Estrada, Herdman, Serra-Sutton y Alonso, 2001, p. 35)

A pesar de que no existe un acuerdo sobre el modelo conceptual (Rajmil et al., 2001) ni cuál es la óptima medida operativa de la CVRS (Eiser y Morse, 2001b; Patrick y Bergner, 1990), The World Health Organization Quality of Life (WHOQOL GROUP, 1995) establece que la medida de CVRS debe de ser (a) subjetiva, porque es importante la percepción global de la propia persona respecto de sus capacidades, comportamientos, satisfacción e insatisfacción; (b) multidimensional, porque tiene que abarcar la dimensión física (percepción de su estado físico), psicológica (percepción de su estado cognitivo y

emocional) y social (percepción de sus relaciones sociales con otras personas); (c) incluir la evaluación de sentimientos positivos y negativos de la persona, y (d) registrar la variabilidad en el tiempo.

En el habla hispana, se ha logrado adaptar varios instrumentos del contexto anglosajón sobre la CVRS en niños y adolescentes, en formato de autorreporte o de informante externo, como los padres (por ejemplo, Badia, Benavides y Rajmil, 2001; De Inocencio et al., 2001; Rajmil et al., 2003; Ruperto et al., 2001). También se han adaptado instrumentos de origen francés (García, González, Saíz y Bobes, 1998; Serra-Sutton et al., 2002). Uno de los más importantes respecto del rango de edades evaluadas y de los formatos de presentación disponibles es el KIDDO-KINDL (Ravens-Sieberer y Bullinger, 1998). La expansión del uso del KIDDO-KINDL ha sido exitosa y sus adaptaciones lingüísticas han alcanzado a países de Latinoamérica (Guadarrama, Hernández, Veytia, Márquez y Carrillo, 2015; Texeira, Novais, Pinto y Cheik, 2012; Quiñonez, Ordóñez y Salas, 2012; Urzúa y Mercado, 2008), de Asia (Lee, Chang y Ravens-Sieberer, 2008; Murohashi y Furusho, 2011; Wee, Ravens-Sieberer, Erhart y Li, 2007; Yamaguchi et al., 2010) y Europa (Eser et al., 2008; Helseth y Lund, 2005; Rajmil et al., 2004; Stevanovic, Lakic y Vilotic, 2009). La gran expansión y popularidad de un instrumento no es intercambiable con las propiedades psicométricas que debe cumplir para garantizar la interpretación válida de sus puntajes. Uno de los aspectos que es sensible al impacto de la adaptación psicométrica es la estructura interna. Esta propiedad está relacionada con la definición conceptual y los fundamentos teóricos que subyacen a los indicadores externos (ítems) de estos conceptos. Al ser la arquitectura teórica el fundamento para la creación y organización de los ítems, su evaluación es esencial para probar su generalizabilidad en grupos diferentes a la muestra donde se originó el instrumento y su conceptualización.

En el estudio original de Ravens-Sieberer y Bullinger (2000) se puede advertir que la estructura interna del KIDDO-KINDL fue respaldada mediante el método Multiítem/Multirasgo (Hays y Hayashi, 1990; Hays y Wang, 1992), que mostró evidencias satisfactorias de las correlaciones convergentes y divergentes entre los ítems y las subescalas previamente determinadas por la definición multidimensional de CVRS. El método Multiítem/

* jhonatan_navarro1602@yahoo.es

** cmerinos@usmp.pe

Multirasgo parece un procedimiento interesante y aceptable para examinar la estructura interna, pero su naturaleza es, esencialmente, respaldada por técnicas univariadas. Por lo tanto, en sus orígenes, el KIDDO-KINDL se respalda en un análisis de la estructura interna por métodos univariados y no multivariados, los cuales son los más recomendados, pues examinan la covariación simultánea de los patrones de correlaciones entre ítems.

Al realizar un análisis factorial, una de las decisiones más importantes es el número de dimensiones latentes que subyacen a la covariación entre los ítems (Hayton, Allen y Scarpello, 2004; Zwick y Velicer, 1986). En este aspecto, el KIDDO-KINDL ha sido construido para tener una cobertura en seis áreas de la CVRS del adolescente: Bienestar Físico, Bienestar Emocional, Autoestima, Familia, Amigos y Escuela; sin embargo, hay evidencias importantes sobre la inestabilidad de esta estructura dimensional. En los estudios psicométricos realizados en Noruega (Helseth y Lund, 2005), Chile (Urzúa y Mercado, 2008) y Taiwán (Lee et al., 2008), se replicó el número de 6 factores cuando se hizo el análisis factorial exploratorio a nivel de ítem, pero otras evidencias indican inconsistencia factorial. Por ejemplo, en Singapur (Wee et al., 2007) se halló 7 factores y la varianza de la subescala Escuela se explicó mejor por dos componentes derivados. Además, estudios en México (Guadarrama et al., 2015) y Brasil (Texeira et al., 2012) reportaron bajas cargas factoriales e inestabilidad en la estructura factorial de la subescala Escuela. Por otro lado, en una investigación en Serbia (Stevanovic, 2009) se aplicó un análisis factorial confirmatorio, y la estructura interna no reprodujo la organización original de los ítems, tanto en los análisis de primer orden (ítems) como en el de segundo orden; además se obtuvieron confiabilidades bajas (Stevanovic, Lakic y Vilotic, 2009). Finalmente, en el estudio psicométrico efectuado por Eser et al. (2008) en Turquía, la estructura interna obtenida mediante el análisis factorial confirmatorio fue evaluada como satisfactoria por los autores, pero los coeficientes de ajuste fueron generalmente bajos para los estándares que interpretan lo apropiado de los resultados factoriales (Kenny y McCoach, 2003; Marsh, Hau y Wen, 2004).

En las investigaciones mencionadas se utilizó el análisis factorial exploratorio. Un aspecto metodológico común en ellas es la determinación del número de factores a través

de una técnica que actualmente no se recomienda debido a su imprecisión para definir la dimensionalidad. El método del *autovalor mayor a uno* (Guttman, 1954; Kaiser, 1960) tiene como uno de sus principales problemas la tendencia a producir una sobrestimación del número de factores (Fabrigar, Wegener, MacCallum y Strahan, 1999; Horn, 1965; Linn, 1968; Silverstein, 1987; Velicer, Eaton y Fava, 2000; Zwick y Velicer, 1986). Este procedimiento se usó consistentemente para las adaptaciones psicométricas del KIDDO-KINDL en las investigaciones mencionadas y, por lo tanto, se podría afirmar que su dimensionalidad tuvo un problema metodológico, pues el número de factores extraídos en cada estudio puede ser un artificio asociado a este criterio. Hay otros métodos apropiados como el análisis paralelo (Horn, 1965), el método Minimal Average Partial (MAP, Velicer, 1976) y el examen cualitativo (Cattell, 1966) y cuantitativo del gráfico *scree test* (Gorsuch, 1983; Zoski y Jurs, 1996). Se recomienda que en los análisis exploratorios se use una combinación de métodos para respaldar la decisión del investigador (Fabrigar et al., 1999), y estos generalmente excluyen al método del autovalor mayor a uno como la principal razón para tomar decisiones (Hayton et al., 2004; Zwick y Velicer, 1986).

Una revisión sobre los instrumentos de CVRS en niños y adolescentes informa que la evaluación de la estructura interna es apenas efectuada por la sexta parte de todos los estudios publicados en las más importantes bases de datos (Solans et al., 2008) y más de la mitad enfocaron la medida de integridad psicométrica solo con procedimientos de consistencia interna. En la situación del KIDDO-KINDL, la evaluación de su estructura interna ha mostrado la aplicación de varios métodos con resultados contradictorios. Esto nos lleva a poner en evaluación la estructura interna del KIDDO-KINDL en una nueva muestra mediante procedimientos considerados más apropiados respecto de la identificación adecuada de la cantidad de factores que condensan la varianza de los ítems. Por lo tanto, la presente investigación responderá a dos preguntas principales: (a) ¿Se replicará la estructura factorial original usando otros métodos factoriales? (b) ¿La confiabilidad por consistencia interna alcanzará niveles apropiados? Estos dos aspectos psicométricos son fundamentales para poder avanzar hacia el análisis de los correlatos del KIDDO-KINDL con constructos y criterios relevantes para la práctica clínica.

* jhonatan_navarro1602@yahoo.es

** cmerinos@usmp.pe

Método

Participantes

La población para la presente investigación fue de 561 alumnos de nivel secundario correspondientes a una institución educativa preuniversitaria privada ubicada al este de la ciudad de Lima, Perú. La selección de la muestra fue no probabilística y, debido al acceso, disponibilidad y conformidad de participación, se logró contar con un grupo final de 377 alumnos con edades entre 12 y 17 años ($M = 14.03$; $DE = 1.45$) y con el 54.9 % de varones y 45.1 % de mujeres. Este grupo representa el 67.2 % de la población total de estudiantes de secundaria de la institución educativa en la que se llevó a cabo la investigación. Cabe recalcar que se informó a los padres de familia y a los participantes sobre los objetivos del estudio, la confidencialidad de la información y que la participación era voluntaria. Luego se entregó el consentimiento y asentimiento informado, los cuales fueron firmados por los padres y alumnos.

La muestra se encuentra distribuida de la siguiente manera: según el grado escolar (1°.: 19.63 %, 2°.: 15.38 %, 3°.: 19.36 %, 4°.: 19.89 %, 5°.: 25.73 %) y según la edad (12 años: 22.55 %, 13 años: 15.38 %, 14 años: 18.83 %, 15 años: 22.28 %, y 16 años: 20.95 %). En cada grado, la edad mínima fue congruente con la edad estándar de ingreso en el sistema educativo de nivel secundaria peruano: doce años en primer grado (Banco Mundial, 2016), y la distribución del sexo así como las edades promedio a través de los grados fueron similares en varones y mujeres.

Instrumento

En la presente investigación se utilizó el instrumento KINDL en su versión KIDDO, elaborada en Alemania por Ravens-Sieberer y Bullinger (1998) con la finalidad de cuantificar la calidad de vida relacionada a la salud en niños y adolescentes de 12 a 16 años. El instrumento fue traducido al español por Rajmil et al. (2004) utilizando la traducción directa e inversa. La prueba original cuenta con siete áreas, una de las cuales está dedicada únicamente a adolescentes que se encuentran hospitalizados, por lo cual, se omitió la aplicación de esta escala en la presente investigación. Las otras seis áreas son: Bienestar físico, Bienestar emocional, Autoestima, Familia, Amigos y Escuela. Cada una de estas

seis áreas cuenta con cuatro ítems, todas las cuales usan una escala de tipo Likert de cinco categorías, desde «Nunca» hasta «Siempre». El instrumento interroga acerca del estado del sujeto con respecto a la semana anterior a la aplicación de la prueba. Todas las áreas, a excepción de Autoestima, cuentan con ítems de calificación inversa. Las puntuaciones obtenidas a partir de cada área se transforman en una escala de 0 a 100, donde a mayor puntuación, se interpreta como una mejor CVRS. La validez estructural ha sido explorada en varios países alrededor del mundo (Eser et al., 2008; Guadarrama et al., 2015; Helseth y Lund, 2005; Lee et al., 2008; Murohashi y Furusho, 2011; Quiñonez et al., 2012; Rajmil et al., 2004; Stevanovic et al., 2009; Teixeira et al. 2012; Urzúa y Mercado, 2008; Wee et al., 2007; Yamaguchi et al., 2010). En estos mismos estudios, la consistencia interna ha variado entre 0.78 y 0.83, y generalmente han reportado coeficientes considerados bajos para la subescala Escuela.

Procedimiento

Una vez obtenida la autorización de la institución educativa y de los padres de los participantes, se procedió a la aplicación del instrumento. Se tuvo especial cuidado en la fase de administración del KIDDO-KINDL para disminuir el impacto del error aleatorio debido al examinado, las instrucciones y a las potenciales interrupciones derivadas de la administración grupal de la prueba. La participación de los sujetos evaluados fue voluntaria y anónima. Los ambientes para la aplicación de la prueba fueron salones del primer al quinto año de educación secundaria, en los cuales el examinador se presentaba y repartía el cuestionario; luego daba las instrucciones correspondientes para el llenado correcto y además circulaba por el aula para resolver cualquier duda de los alumnos. También se contó con el apoyo de los coordinadores de aula, quienes previamente hablaron y acordaron con los profesores para que brinden el tiempo de su clase para la aplicación del instrumento.

Análisis de datos

Respecto de los procedimientos estadísticos, el análisis abordó la estimación de la estructura factorial y de la confiabilidad por consistencia interna. Considerando el análisis factorial, en primer lugar se observó el problema del número de factores y, para ello, se utilizó como criterios

* jhonatan_navarro1602@yahoo.es

** cmerinos@usmp.pe

LIBERABIT: Lima (Perú) 22(1): 77-89, 2016

el gráfico del *scree-test* (Cattell, 1966), el análisis paralelo (Horn, 1965) mediante el programa *RanEigen* versión 2.0 (Enzmann, 1997) y el número conceptualmente determinado por el trabajo de Ravens-Sieberer y Bullinger (1998). No se consideró el uso de la regla Kaiser-Guttman (Guttman, 1954; Kaiser, 1960) por los motivos expuestos anteriormente.

En el análisis factorial, se usó un enfoque confirmatorio basado en el método validimax, mediante el programa Orthosim (Barret, 2005). Este enfoque fue publicado en McCrae y Costa (1989) y utilizado en McCrae, Zonderman, Bond, Costa y Paunonen (1996) en la validación de la estructura interna del NEO-PI (Costa y McCrae, 1985). Debido que este enfoque requiere una matriz de referencia que defina la ubicación de los ítems en sus escalas hipotetizadas, tal esquema empírico se derivó de la estructura original del KIDDO-KINDL. Este esquema se definió con la representación de una matriz de 1 (el ítem en su escala hipotetizada) y 0 (el ítem en una escala no hipotetizada), que señala la estructura más simple e ideal de los ítems en sus escalas hipotetizadas.

La matriz de comparación proveniente de los datos se extrajo mediante ejes comunes en la muestra completa, fijando el número de componentes en seis, ya que este es el número hipotetizado de factores del KIDDO-KINDL. Se eligió una rotación oblicua (específicamente Promax), ya que se esperaba que los factores mantuvieran correlaciones moderadas entre ellas, tal como ocurría en los datos originales. El parámetro de oblicuidad k fue 4,

ya que en estudios de simulación fue más recomendado (Tataryn, Wood y Gorsuch, 1999). La relación o grado de ajuste entre la matriz de comparación y la matriz de referencia será cuantificada, a través del *índice de congruencia*, debido a que es el criterio más utilizado para evaluar el grado de concordancia y similitud entre las soluciones factoriales (Abidi, 2007).

Resultados

Análisis preliminar

En la Tabla 1 el efecto techo alcanzó sus puntajes más elevados en las subescalas de autoestima (9.81 %) y familia (10.61 %), y no se observó efecto piso. Sin embargo, esta intensidad podría no ser tan seria, ya que no alcanza el criterio sugerido de 15 % o más (Terwee et al., 2007) para indicar a estos parámetros como problemáticos respecto de las propiedades distribucionales del KIDDO-KINDL.

Estructura interna

En la Tabla 2 se observan los resultados obtenidos al realizar un análisis factorial confirmatorio utilizando como matriz de comparación la estructura factorial original del KIDDO-KINDL. Se evidencia que las subescalas Autoestima y Familia se mantuvieron invariantes respecto de su estructura factorial original, mientras que las demás escalas se vieron afectadas porque al menos uno de sus ítems presenta mayor carga factorial en otras subescalas (Físico y Emocional) o se encuentran en el nivel del

Tabla 1
Distribución de efectos piso y techo de las puntuaciones del KIDDO- KINDL

<i>KIDDO-KINDL</i>	<i>M (DE)</i>	Rango	Efecto piso <i>n (%)</i>	Efecto techo <i>n (%)</i>
Física	14.62 (2.33)	14.00	1 (0.27)	8 (2.12)
Emocional	16.04 (2.53)	15.00	1 (0.27)	14 (3.71)
Autoestima	15.85 (2.86)	14.00	1 (0.27)	37 (9.81)
Familia	15.92 (2.95)	14.00	1 (0.27)	40 (10.61)
Amigos	14.49 (2.32)	12.00	1 (0.27)	22 (5.30)
Escuela	14.49 (2.16)	12.00	1 (0.27)	4 (1.06)
Total	92.24 (10.25)	59.00	1 (0.27)	1 (0.27)

* jhonatan_navarro1602@yahoo.es

** cmerinos@usmp.pe

LIBERABIT: Lima (Perú) 22(1): 77-89, 2016

hiperplano (≤ 0.20) en todos los factores (Amigos y Colegio). Estos ítems mencionados muestran bajos coeficientes de congruencia ($\Phi \leq 0.56$), sobre todo los ítems 20 de la subescala Amigos ($\Phi \leq .32$) y 24 de la subescala Escuela ($\Phi \leq -.40$). A su vez, presentan bajos

valores de las comunales, lo que significa que estos ítems presentan problemas en su unidimensionalidad y que, por lo tanto, no representan una proporción significativa de la varianza total obtenida a través de esta solución factorial. Estos resultados indican que hay un

Tabla 2

Cargas factoriales, comunalidad, congruencia, autovalor, varianza explicada y matriz de correlación de la estructura factorial original

Ítems	F1	F2	F3	F4	F5	F6	h^2	Φ
1. Físico 1	-.105	-.082	.146	-.034	.558	.006	.26	.95
2. Físico 2	.021	-.011	-.082	-.106	.626	.045	.41	.97
3. Físico 3	.014	.024	-.024	.094	.441	.045	.26	.90
4. Físico 4	.243	-.052	-.097	.395	.143	.122	.39	.42
5. Emocional 1	.136	-.048	.411	.024	-.236	.283	.40	.56
6. Emocional 2	-.076	.018	.223	.049	-.012	.479	.31	.84
7. Emocional 3	-.040	.130	.061	.013	.070	.542	.42	.81
8. Emocional 4	.102	.014	-.043	-.080	.093	.640	.50	.85
9. Autoestima 1	.716	.070	-.008	-.040	-.101	.117	.58	.86
10. Autoestima 2	.801	-.036	.039	-.010	-.021	-.073	.59	.92
11. Autoestima 3	.779	-.069	.015	-.005	.052	.036	.61	.88
12. Autoestima 4	.380	.054	.133	.206	.050	-.148	.36	.71
13. Familia 1	.072	.889	.095	-.049	-.086	-.132	.73	.92
14. Familia 2	.182	.640	-.022	.054	-.063	-.015	.54	.84
15. Familia 3	-.209	.700	-.003	-.070	.010	.171	.48	.92
16. Familia 4	-.022	.587	-.156	.083	.081	.147	.50	.84
17. Amigos 1	.023	-.122	.477	-.056	-.127	.162	.26	.78
18. Amigos 2	.026	.060	.712	.057	.094	-.024	.60	.89
19. Amigos 3	.032	.062	.755	-.059	.219	-.069	.59	.92
20. Amigos 4	.034	-.009	.068	.095	.253	.109	.15	.32
21. Escuela1	.019	-.015	.056	.524	.075	.065	.37	.76
22. Escuela2	-.055	.047	-.072	.864	-.015	-.028	.65	.89
23. Escuela3	.053	-.064	.043	.436	-.158	-.056	.20	.80
24. Escuela 4	.206	.026	-.212	-.233	.221	.031	.14	-.40
Autovalor	6.0	2.4	1.5	1.4	1.2	1.1		
V.E.A. (%)	22.30	30.64	34.74	38.24	41.06	43.03		
Correlaciones								
Factor 1	1	.44	.52	.61	.22	.44		
Factor 2	-	1	.29	.47	.39	.45		
Factor 3	-	-	1	.49	-.04	.23		
Factor 4	-	-	-	1	.25	.32		
Factor 5	-	-	-	-	1	.44		
Factor 6	-	-	-	-	-	1		

V.E.A.: varianza explicada acumulada

* jhonatan_navarro1602@yahoo.es

** cmerinos@usmp.pe

bajo grado de concordancia entre la solución factorial obtenida de los datos y la estructura factorial original. El 33.3 % de los ítems muestra coeficientes Φ igual o debajo de 0.80 y el 29.1 %, igual o mayor a 0.90.

La Tabla 3 muestra la estructura factorial que se obtiene al aplicar un enfoque exploratorio de análisis factorial utilizando para la extracción del número de factores, el

análisis paralelo y el análisis cualitativo del gráfico *scree-test*. Los resultados obtenidos indican que la estructura subyacente a los datos es una estructura más parsimoniosa de 4 factores, que podría explicar mejor la condensación de la varianza entre los ítems. En esta nueva estructura, la única subescala que no tuvo modificaciones fue la de Familia. Al realizar un análisis cualitativo de la

Tabla 3

Cargas factoriales, comunalidad, congruencia, autovalor, varianza explicada y matriz de correlación de la estructura factorial modificada

Ítems	F1	F2	F3	F4	h^2
09. Autoestima 1	.556	.002	.140	.067	.46
10. Autoestima 2	.697	-.115	.085	.001	.49
11. Autoestima 3	.683	-.141	.084	.143	.53
12. Autoestima 4	.584	.029	.040	-.074	.36
21. Escuela 1	.464	.064	.019	.065	.29
22. Escuela 2	.612	.163	-.102	-.060	.39
23. Escuela 3	.422	-.010	.015	-.220	.17
04. Físico 4	.579	-.025	-.112	.238	.38
13. Familia1	.097	.842	.016	-.196	.68
14. Familia2	.250	.626	-.044	-.068	.53
15. Familia 3	-.265	.742	.041	.100	.50
16. Familia4	.057	.613	-.145	.195	.50
05. Emocional 1	.097	-.035	.595	-.094	.39
06. Emocional 2	-.074	.064	.407	.269	.28
17. Amigos 1	-.052	-.117	.593	-.104	.28
18. Amigos 2	.180	.070	.580	-.102	.51
19. Amigos 3	.119	.053	.558	-.022	.43
01. Físico 1	-.048	-.061	-.006	.441	.16
02. Físico 2	-.007	-.022	-.206	.607	.34
03. Físico 3	.156	.030	-.140	.431	.23
07. Emocional 3	-.064	.167	.249	.422	.37
08. Emocional 4	-.039	.040	.209	.538	.39
24. Escuela 4	-.020	-.033	-.194	.311	.10
20. Amigos 4	.146	.003	.028	.291	.14
Autovalor	6.0	2.4	1.5	1.4	
Varianza explicada (%)	22.7	7.5	3.9	3.2	
Matriz de correlación					
Factor 1	1	.50	.61	.32	
Factor 2	-	1	.39	.47	
Factor 3	-	-	1	.24	
Factor 4	-	-	-	1	

* jhonatan_navarro1602@yahoo.es

** cmerinos@usmp.pe

nueva estructura, los ítems se agruparon como se muestra a continuación: Factor 1, Autoestima y Escuela; Factor 2, Familia; Factor 3, Socialización y Filiación; y Factor 4, Físico y Emocional. En esta nueva estructura, los ítems 20 y 24 (originalmente pertenecientes a las subescalas Amigos y Escuela) presentan valores muy bajos de comunalidad ($h^2 = .14$, $h^2 = .10$) con respecto a los demás ítems, sobre todo el ítem 24, el cual no presenta carga factorial lo suficientemente diferenciable en los 4 factores. Así, estos ítems no representan una proporción significativa de la varianza total obtenida por esta nueva estructura factorial.

Consistencia interna

La consistencia interna del modelo original se ha mantenido en un buen nivel en el puntaje total y en las subescalas Autoestima y Familia. El resto de las subescalas han sido menos consistentes y por debajo de los estándares recomendados para uso individual e incluso de grupo (Anastasi y Urbina, 1997; Charter, 2003a; 2003b; Cicchetti, 1994; Hunsley y Marsh, 2008; Nunnally y Bernstein, 1995). Una de ellas, particularmente la subescala

Escuela, sugiere que sus puntajes provienen casi absolutamente del error aleatorio. La consistencia interna del puntaje total se asemeja a los estudios realizados en Alemania ($\alpha = 0.84$; Ravens-Sieberer y Bullinger, 2000), España ($\alpha = 0.87$; Rajmil et al., 2004), Serbia ($\alpha = 0.83$; Stevanovic et al., 2009), Chile ($\alpha = 0.82$; Urzúa y Mercado, 2008), Singapur ($\alpha = 0.83$; Wee et al., 2007), Noruega ($\alpha = 0.82$; Helseh y Lund, 2005) y Taiwán ($\alpha = 0.81$; Lee et al., 2008).

En los subgrupos de los participantes (sexo y edad), la consistencia interna de las escalas originales ha tenido un amplio rango de variación y el 64 % de los coeficientes están por debajo de 0.70, además, en las subescalas donde el puntaje total obtuvo valores inaceptables de consistencia interna, se observan valores similares o inferiores en los subgrupos. Desde el modelo modificado, la consistencia interna total es igual a la del modelo original ($\alpha = 0.84$). Esta estimación se hizo con el coeficiente α estratificado (Cronbach, Schönemann y McKie, 1965).

Tabla 4
Coeficientes α del modelo original y modificado

	Total ^a	Sexo		Edad					
		Varones	Mujeres	12	13	14	15	16	
Modelo original									
Físico	.55	.56	.54	.40	.64	.58	.54	.56	
Emocional	.63	.70	.55	.67	.67	.63	.56	.55	
Autoestima	.80	.79	.81	.74	.82	.83	.82	.76	
Familia	.80	.74	.85	.74	.87	.82	.70	.82	
Amigos	.50	.53	.47	.49	.64	.32	.52	.49	
Escuela	.24	.15	.37	.11	.21	.01	.28	.37	
Total	.84								
Modelo modificado									
F1	.81	.80	.83	.73	.83	.80	.83	.81	
F2	.80	.74	.85	.74	.87	.81	.70	.82	
F3	.70	.70	.68	.63	.80	.70	.76	.58	
F4	.59	.54	.63	.63	.58	.64	.58	.46	
Total	.84								

^a Los coeficientes para las subescalas se estimaron con el método original de Cronbach (1951), mientras que los coeficientes para el puntaje total se estimaron a través del coeficiente α estratificado (Cronbach et al., 1965).

* jhonatan_navarro1602@yahoo.es

** cmerinos@usmp.pe

LIBERABIT: Lima (Perú) 22(1): 77-89, 2016

ISSN: 1729-4827 (Impresa)

ISSN: 2233-7666 (Digital)

El rango de α para las subescalas del modelo original varía entre $\alpha = 0.24$ (Amigos) y $\alpha = 0.80$ (Autoestima y Familia), mientras que para la estructura del modelo modificado varía en el intervalo entre $\alpha = 0.59$ (F4) y $\alpha = 0.81$ (F1). Al analizar la variación de los coeficientes usando el método de Feldt (1969) y corrigiendo la probabilidad p con el ajuste Bonferroni, se hallaron diferencias estadísticamente significativas en la consistencia de los puntajes de acuerdo al sexo en la subescala Emocional del modelo original ($\chi^2 [1] = 4.58, p = .03$) y Familia ($\chi^2 [1] = 12.46, p = .00$) tanto para el modelo original como para el

modificado (Factor 2); y respecto de la edad, solo en el factor Familia ($\chi^2 (4) = 14.26, p = .006$) en ambos modelos.

Análisis descriptivo

En la Tabla 5 se presentan los estadísticos básicos. Las diferencias en los puntajes entre varones y mujeres no fueron estadísticamente significativas ($t < 1.97$) y la magnitud de las diferencias estandarizadas (d) entre varones y mujeres para las subescalas del modelo original y del modelo obtenido del EFA fueron triviales (Cohen, 1994).

Tabla 5

Media, desviación estándar, t de Student para muestras independientes y d de Cohen para la estructura factorial original y modificada

Factores	Varones		Mujeres		Diferencias		
	<i>M</i>	<i>DE</i>	<i>M</i>	<i>DE</i>	<i>gl</i>	<i>t</i>	<i>d</i> Cohen
Modelo original							
Físico	14.84	2.40	14.17	2.23	375	1.95	.20
Emocional	15.29	2.68	15.31	2.36	375	-.06	.00
Autoestima	16.14	2.98	15.93	2.72	375	.73	.29
Familia	15.98	2.79	15.69	3.16	340.3	.92	.11
Amigos	15.96	2.36	15.88	2.29	375	.35	.04
Escuela	14.48	2.17	14.50	2.15	375	-.10	.01
Perú							
F1	32.20	4.85	31.93	4.48	375	.56	.06
F2	15.98	2.79	15.69	3.16	340.3	.92	-.010
F3	15.87	2.89	20.28	2.65	375	-1.4	-.015
F4	24.65	3.73	23.78	3.91	375	1.96	.20

Discusión

Para la presente investigación, se recolectó evidencia con respecto a la estructura interna de la prueba KIDDO-KINDL, utilizando estrategias como el análisis factorial confirmatorio, análisis factorial exploratorio y el análisis de la consistencia interna de la prueba. Teniendo en consideración el enfoque unificador del concepto de validez (Messick, 1995), se puede inferir de los resultados dos hallazgos principales. El primero es que al realizar el análisis factorial confirmatorio, contrastando la estructura

propuesta por Ravens-Sieberer y Bullinger (1998), se halló que el ordenamiento de las cargas factoriales de los ítems no correspondía a la estructura factorial original, lo que significa que los ítems de la prueba presentan problemas de unidimensionalidad debido a los bajos índices de congruencia y bajas saturaciones obtenidas de algunos ítems que componen las subescalas Físico, Emocional, Amigos y Escuela. Estos problemas podrían derivarse de la falta de homogeneidad conceptual de estas escalas y de los problemas metodológicos descritos anteriormente.

* jhonatan_navarro1602@yahoo.es

** cmerinos@usmp.pe

LIBERABIT: Lima (Perú) 22(1): 77-89, 2016

El segundo es que luego de realizar el análisis factorial exploratorio se encontró que la varianza entre los ítems podría ser mejor explicada por una estructura más parsimoniosa de solo 4 factores. Al realizar un análisis cualitativo del contenido de los ítems, se observa que el Factor 1 hace referencia a la percepción que tiene el adolescente de su Autoestima y Escuela; el Factor 2 (Familia) se mantuvo invariante respecto de la estructura factorial original; el Factor 3 hace referencia a la Socialización y Filiación; y el Factor 4 hace referencia a la percepción de Bienestar Físico y Emocional. Los resultados indican que este modelo factorial puede ser considerado aceptable en los cinco niveles de edad considerados, teniendo en cuenta que el ajuste del modelo puede mejorarse sustancialmente al realizar un análisis de ecuaciones estructurales en futuras investigaciones y contrastar hipótesis sobre los errores correlacionados. Esta variación en la estructura original es parcialmente apoyada por una investigación realizada en Singapur (Wee et al., 2007) en la que se halló una estructura de 7 factores y donde la varianza de la subescala Escuela fue explicada mejor por dos factores.

En lo referente a la consistencia interna, las subescalas de Físico, Amigos y, en especial Escuela, mantuvieron valores muy similares a los estudios en alemán (Ravens-Sieberer y Bullinger, 1998) y español (Rajmil et al. 2004) replicándose los índices de consistencia interna que se encuentran por debajo de los estándares recomendados (Anastasi y Urbina, 1997; Cicchetti, 1994; Charter, 2003a; 2003b; Hunsley y Marsh, 2008; Nunnally y Bernstein, 1995), tanto para aplicación individual como grupal, mientras que los otros índices fueron aceptables. Existen varios aspectos que pueden afectar las estimaciones de la confiabilidad, por ejemplo, la violación de los presupuestos (Zimmerman, Zumbo y Lalonde, 1993), la normalidad de la distribución de los datos (Wilcox, 1992), la correlación entre los ítems y número de ítems (Nunnally y Bernstein, 1995), valores extremos en las distribuciones (Liu, Wu y Zumbo, 2010; Liu y Zumbo, 2007) y otros problemas que limitarían la estimación de la consistencia interna a través del coeficiente α (Sijtsma, 2009). Para complementar estos resultados, se realizó la comparación estadística de las confiabilidades, procedimiento que asume como condición ideal que la varianza de error sea constante en los grupos. Los resultados indican que la subescala Familia, para el modelo original y modificado

(Factor 2), evidencia sesgo e inestabilidad en la estimación del puntaje verdadero en los grupos de sexo y edad, mientras que la subescala Emocional del modelo original solo se observa en el grupo de sexo.

En lo que respecta a la propiedad discriminativa del test, los resultados indican que este tiene la capacidad discriminar significativamente entre individuos que obtienen altas y bajas puntuaciones con respecto al constructo cuantificado (en este caso, CVRS).

En comparación con los resultados obtenidos en investigaciones internacionales, la presente investigación muestra una situación divergente sobre la estructura interna del KIDDO-KINDL (Ravens-Sieberer y Bullinger, 1998), lo que pondría en cuestionamiento su calidad psicométrica respecto a su estructura. Entonces, habría que cuestionar si el KIDDO-KINDL es suficientemente satisfactorio como medida de la CVRS en niños y adolescentes, y si tal instrumento puede indicarse para el objetivo propuesto. Con respecto a la primera pregunta, se puede inferir que el test presenta problemas en su calidad psicométrica debido, principalmente, a que la estructura factorial original puede ser producto de las inadecuadas metodologías con la que se sustenta el KIDDO-KINDL en las distintas investigaciones internacionales que se realizaron; también porque presenta bajos índices de consistencia interna en la subescalas Físico, Emocional, Amigos y Escuela, lo que origina que las puntuaciones obtenidas no sean satisfactoriamente replicables, altamente inestables y que su variación se deba principalmente a fuentes aleatorias. Aplicando la teoría clásica de los test, la variación de los puntajes del KIDDO-KINDL en la población puede sugerir que una gran proporción de la varianza es producto del error de medición y, en menor medida, debido a su dependencia con el constructo latente (Charter, 1996; Charter y Feldt, 2001), que genera una inconsistencia en las puntuaciones obtenidas y en la cuantificación del constructo de CVRS.

Con respecto a la segunda pregunta, si se considera que la inestabilidad en la estructura factorial del instrumento afecta directamente a toda inferencia que se realice en base a los puntajes obtenidos y, sumado a este problema, se tiene la inconsistencia de los puntajes, ambos aspectos llevan a que el investigador realice

* jhonatan_navarro1602@yahoo.es

** cmerinos@usmp.pe

conclusiones equivocadas usando contenidos que no tienen un fuerte respaldo empírico para justificar la interpretación de los puntajes. La probabilidad de falsos positivos y falsos negativos puede aumentar si la calidad psicométrica no es satisfactoria. Esto es importante porque debemos considerar que la aplicación del constructo CVRS ocurre con mayor frecuencia en el ámbito clínico y que el KIDDO-KINDL cuenta con una escala adicional que se aplica a adolescentes hospitalizados.

Finalmente, el presente estudio deja el camino abierto para la investigación psicométrica del KIDDO-KINDL y la realización de estudios de replicación de los hallazgos en otros participantes, aplicando procedimientos y metodología recomendada para extraer el número de factores y la utilización de correlaciones policóricas en lugar de correlaciones pearson.

Referencias

- Aaronson, N., Meyerowitz, B., Bard, M., Bloom, J., Fawzy, F., Feldstein, M., ... Ware, J. (1991). Quality of life research in oncology: Past achievements and future priorities. *Cancer*, 67(S3), 839-843.
- Abidi, H. (2007). RV coefficient and congruence coefficient. En N. J. Salkind (Ed.), *Encyclopedia of Measurement and Statistics* (pp. 849-853). Thousand Oaks, California: Sage.
- Anastasi, A. & Urbina, S. (1997). *Psychological testing* (7.ª ed.). Nueva Jersey: Prentice Hall.
- Badia, X., Benavides, A., & Rajmil, L. (2001). Instrumentos de evaluación de la calidad de vida relacionada con la salud en niños y adolescentes con asma. *Anales Españoles en Pediatría*, 54(3), 213-221.
- Banco Mundial (2016). *Edad de ingreso a la escuela secundaria (años)*. Recuperado de <http://datos.bancomundial.org/>
- Barret, P. (2005). Orthosim: Computer program [software]. Recuperado de www.pbarrett.net/orthosim/orthosim.html
- Cattell, R. (1966). The scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1(2), 245-276.
- Charter, R. (1996). Revisiting the standard errors of measurement, estimate, and prediction and their application to test scores. *Perceptual and Motor Skills*, 82(3), 1139-1144.
- Charter, R. (2003a). A breakdown of reliability coefficients by test type and reliability method, and clinical implications of low reliability. *The Journal of General Psychology*, 130(3), 290-304.
- Charter, R. (2003b). Study samples are too small to produce sufficiently precise reliability coefficients. *The Journal of General Psychology*, 130(2), 117-129.
- Charter, R. & Feldt, L. (2001). Meaning of reliability in terms of correct and incorrect clinical decisions: The art of decision making is still alive. *Journal of Clinical and Experimental Neuropsychology*, 23(4), 530-537.
- Cicchetti, D. V. (1994). Guidelines, criteria, and rules of thumb for evaluating normed and standardized assessment instruments in psychology. *Psychological Assessment*, 6, 284-290.
- Cohen, J. (1994). The earth is round ($p < .05$). *American Psychologist*, 49(12), 997-1003.
- Costa, P. & McCrae, R. (1985). *The NEO Personality Inventory manual*. Odessa, Florida: Psychological Assessment Resources.
- Cronbach, L. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of test. *Psychometrika*, 16, 297-334.
- Cronbach, L., Schönemann, P., & McKie, D. (1965). Alpha coefficients for stratified-parallel tests. *Educational and Psychological Measurement*, 25(2), 291-312.
- Eiser, C. & Morse, R. (2001a). The measurement of quality of life in children: Past and future perspectives. *Journal of Developmental and Behavioral Pediatrics*, 22(4), 248-256.
- Eiser, C. & Morse, R. (2001b). A review of measures of quality of life for children with chronic illness. *Archives of Disease in Childhood*, 84(3), 205-211.
- Enzmann, D. (1997). RanEigen: A program for determine the parallel analysis criterion for the number of principal components. *Applied Psychological Measurement*, 21(3), 232.
- Eser, E., Yüksel, H., Baydur, H., Erhart, M., Saatli, G., Cengiz Özyurt, B. ... Ravens-Sieberer, U. (2008). The psychometric properties of the New Turkish Generic Health-Related Quality of Life Questionnaire for Children (Kid-KINDL). *Turkish Journal of Psychiatry*, 19(4), 409-417.
- Fabrigar, L., Wegener, D., MacCallum, R., & Strahan, E. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods*, 4(3), 272-299.
- Feldt, L. S. (1969). A test of the hypothesis that Cronbach's alpha or Kuder-Richardson coefficient twenty is the same for two tests. *Psychometrika*, 34(3), 363-373.
- García, E., González, M., Saíz, P., & Bobes, J. (1998, noviembre). *The Spanish version of the AUQUEI questionnaire (child pictured self-report)*. Conferencia presentada en 5th Annual Conference of the International Society for Quality of Life Research, Maryland, EE. UU.
- Gorsuch, R. L. (1983). *Factor analysis* (2.ª ed.). Nueva Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.
- Guadarrama, R., Hernández, J., Veytia, M., Márquez, O., & Carrillo, S. (2015). Confiabilidad y estructura factorial de Kiddo-Kindl, una herramienta de medición para la calidad de vida de los adolescentes mexicanos. *Revista Electrónica de Metodología Aplicada*, 20(2), 1-10.

* jhonatan_navarro1602@yahoo.es

** cmerinos@usmp.pe

- Guttman, L. (1954). Some necessary conditions for common factor analysis. *Psychometrika*, 19(2), 149-161.
- Hays, R. & Hayashi, T. (1990). Beyond internal consistency reliability: Rationale and user's guide for Multitrait Analysis Program on the microcomputer. *Behavior Research Methods, Instruments & Computers*, 22(2), 167-175.
- Hays, R. & Wang, E. (1992, abril). *Multitrait Scaling Program: MULTI*. Documento presentado en SAS Users Group International Conference, Honolulu, Hawaii.
- Hayton, J., Allen, D., & Scarpello, V. (2004). Factor retention decisions in exploratory factor analysis: A tutorial on parallel analysis. *Organizational Research Methods*, 7(2), 191-205.
- Helseth S. & Lund, T. (2005). Assessing health-related quality of life in adolescents: Some psychometric properties of the first Norwegian version of KINDL. *Scandinavian Journal of Caring Sciences*, 19(2), 102-109.
- Horn, J. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30, 179-185.
- Hunsley, J. & Marsh, E. J. (2008). Developing criteria for evidence-based assessment: An introduction to assessment that work. En J. Hunsley & E. J. Mash (Eds.) *A guide to assessments that work* (pp. 3-14). Oxford: Oxford University Press.
- Inocencio, J. de, García-Consuegra, J., Merino, R., Calvo, I., García, J. J., & Ruperto, N. (2001). The European Spanish version of the Childhood Health Assessment Questionnaire (CHAQ) and the Child Health Questionnaire (CHQ). *Clinical and Experimental Rheumatology*, 19(S23), S141-S145.
- Kaiser, H. (1960). The application of electronic computer to factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 20, 141-151.
- Kenny, D. & McCoach, D. (2003). Effect of the Number of Variables on Measures of Fit in Structural Equation Modeling. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 10(3), 333-351. doi: 10.1207/S15328007SEM1003_1
- Lee, P., Chang, L., & Ravens-Sieberer, U. (2008). Psychometric evaluation of the Taiwanese version of the Kiddo-KINDL Generic Children's Health-Related Quality of Life Instrument. *Quality of Life Research*, 17(4), 603-611.
- Linn, R. (1968). A Monte Carlo approach to the number of factors problem. *Psychometrika*, 33(1), 37-71.
- Liu, Y. & Zumbo, B. (2007). The impact of outliers on Cronbach's coefficient alpha estimate of reliability: Visual analogue scales. *Educational and Psychological Measurement*, 67, 620-634.
- Liu, Y., Wu, A., & Zumbo, B. (2010). The impact of outliers on Cronbach's coefficient alpha estimate of reliability: Ordinal/rating scale item responses. *Educational and Psychological Measurement*, 70(1), 5-21.
- Marsh, H. W., Hau, K. T., & Wen, Z. (2004). In Search of Golden Rules: Comment on Hypothesis-Testing Approaches to Setting Cutoff Values for Fit Indexes and Dangers Overgeneralizing Hu and Bentler's (1999) Findings. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 11(3), 320-341. doi: 10.1207/s15328007sem1103_2
- Martín, A. (2005). *Compendio de atención primaria (2.ª ed.)*. Barcelona: Elsevier.
- McCrae, R. & Costa, P. (1989). Rotation to maximize the construct validity of factors in the NEO Personality Inventory. *Multivariate Behavioral Research*, 24(1), 107-124. doi: 10.1207/s15327906mbr2401_7
- McCrae, R., Zonderman, A., Costa, P., Bond, M., & Paunonen, S. (1996). Evaluating replicability of factors in the revised NEO Personality Inventory: Confirmatory factor analysis versus Procrustes rotation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 70(3), 552-566.
- Messick, S. (1995). Standards of validity and the validity of standards in performance assessment. *Educational Measurement: Issues and Practice*, 14(4), 5-8.
- Moreno-Jiménez, B. & Kern, E. (2005). Calidad de vida relacionada con la salud infantil y el trasplante de órganos: Una revisión de literatura. *Revista Colombiana de Psicología*, 14, 46-52.
- Murohashi, H. & Furusho, J. (2011). Item analysis of the Japanese version of the Generic Health-Related Quality of Life Questionnaire for children and adolescent: Kid-KINDL-R and Kiddo-KINDL-R. *Proceedings*, 13(1), 45-53.
- Nunnally, J. & Bernstein, I. (1995). *Teoría psicométrica (3.ª ed.)*. México D. F: McGraw-Hill.
- Patrick, D. & Bergner, M. (1990). Measurement of Health Status in the 1990s. *Annual Review of Public Health*, 11, 165-183.
- Quiñonez, F., Ordóñez, F., & Salas, I. (2012). La calidad de vida de los adolescentes en municipios marginados: El caso de Huejuquilla el Alto, Jalisco. *Revista Electrónica de Psicología Itzacala*, 15(3), 929-948.
- Rajmil, L., Estrada, M., Herdman, M., Serra-Sutton, V., & Alonso, J. (2001). Calidad de vida relacionada con la salud (CVRS): Revisión de la bibliografía y de los instrumentos adaptados en España. *Gaceta Sanitaria*, 15(4), 34-43.
- Rajmil, L., Serra-Sutton, V., Alonso, J., Starfield, B., Riley, A., & Vazquez, J. (2003). The Spanish version of the Child Health and Illness Profile-Adolescent Edition (CHIP-AE). *Quality of Life Research*, 12(3), 303-313.
- Rajmil, L., Serra-Sutton V., Fernandez-Lopez J., Berra S., Aymerich M., Cieza A. ... Ravens-Sieberer, U. (2004). Versión española del cuestionario alemán de calidad de vida relacionada con la salud en población infantil y de adolescentes: El Kindl. *Anales de Pediatría*, 60(6), 514-521.

* jhonatan_navarro1602@yahoo.es

** cmerinos@usmp.pe

LIBERABIT: Lima (Perú) 22(1): 77-89, 2016

ISSN: 1729-4827 (Impresa)

ISSN: 2233-7666 (Digital)

- Ravens-Sieberer, U. & Bullinger, M. (1998). Assessing health-related quality of life in chronically ill children with the German KINDL: First psychometric and content analytical results. *Quality of Life Research*, 7(5), 399-407.
- Ravens-Sieberer, U. & Bullinger, M. (2000). *KINDL: Questionnaire for Measuring Health-Related Quality of Life children and Adolescent (revised version)*. Recuperado de <http://www.kindl.org/english/manual/>
- Ruperto, N., Ravelli, A., Pistorio, A., Malattia, C., Cavuto, S., Gado-West, L., ... Martini, A. (2001). Cross-cultural adaptation and psychometric evaluation of the Childhood Health Assessment Questionnaire (CHAQ) and the Child Health Questionnaire (CHQ) in 32 countries. Review of the general methodology. *Clinical and Experimental Rheumatology*, 19(S23), S1-S9.
- Serra-Sutton, V., Ferrer, M., Rajmil, L., Tebe, C., Simeoni, M., & Ravens-Sieberer, U. (2009). Population norms and cut-off-points for suboptimal health related quality of life in two generic measures for adolescents: The Spanish VSP-A and KINDL-R. *Health and Quality of Life Outcomes*, 21, 7-35.
- Serra-Sutton, V., Herdman, M., Rajmil, L., Santed, R., Ferrer, M., Simeoni, M. C., & Auquier P. (2002). Adaptación española del cuestionario Vecu et SantePercue de l'Adolescent (VSP-A): Una medida genérica de calidad de vida para adolescentes. *Revista Española de Salud Pública*, 76(6), 701-712.
- Sijtsma, K. (2009). On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach's alpha. *Psychometrika*, 74(1), 107-120.
- Silverstein, A. (1987). Note on the parallel analysis criterion for determining the number of common factors or principal components. *Psychological Reports*, 61(2), 351-354.
- Solans, M., Pane, S., Estrada, M. D., Serra-Sutton, V., Berra, S., Herdman, M. ... Rajmil, L. (2008). Health-related quality of life measurement in children and adolescents: A systematic review of generic and disease-specific instruments. *Value in Health*, 11(4), 742-764.
- Stevanovic, D. (2009). Serbian KINDL questionnaire for quality of life assessments in healthy children and adolescents: reproducibility and construct validity. *Health and Quality of Life Outcomes*, 7, 79. Recuperado de <http://www.hqlo.com/content/7/1/79>
- Stevanovic, D., Lacic, A., & Vilotic, J. (2009). The psychometric study of the Serbian KINDL questionnaire for health-related quality of life assessment in children and adolescents. *Scandinavian Journal of Caring Sciences*, 23(2), 361-368.
- Tataryn, D., Wood, J., & Gorsuch, R. (1999). Setting the value of k in promax: A Monte Carlo study. *Educational and Psychological Measurement*, 59(3), 384-391.
- Terwee, C. B., Bot, S. D., Boer, M. R. de, van der Windt, D. A., Knol, D. L., Dekker, J. ... Vet, H. C. de. (2007). Quality criteria were proposed for measurement properties of health status questionnaires. *Journal of Clinical Epidemiology*, 60(1), 34-42.
- Teixeira, I., Novais, I., Pinto, R., & Cheik, N. (2012). Adaptação cultural e validação do Questionário KINDL no Brasil para adolescentes entre 12 e 16 anos. *Revista Brasileira de Epidemiologia*, 15(4), 845-857.
- Urzúa, A. & Mercado, G. (2008). La evaluación de la calidad de vida de los adolescentes a través del Kiddo-Kindl. *Terapia Psicológica*, 26(1), 133-141.
- Velicer, W. (1976). Determining the number of components from the matrix of partial correlations. *Psychometrika*, 41(3), 321-327.
- Velicer, W., Eaton, C., & Fava, J. (2000). Construct explication through factor or component analysis: A review and evaluation of alternative procedures for determining the number of factors or components. En R. D. Goffin & E. Helmes (Eds.), *Problems and solutions in human assessment: Honoring Douglas N. Jackson at seventy* (pp. 41-71). Massachusetts: Kluwer Academic.
- Wee, H., Ravens-Sieberer, U., Erhart, M., & Li, S.C. (2007). Factor structure of the Singapore English version of the KINDL Children Quality of Life Questionnaire. *Health and Quality of Life Outcomes*, 5(4), 1-8.
- WHOQOL GROUP. (1995). The World Health Organization Quality of life assessment (WHOQOL). Position Paper from the World Health Organization. *Social Science & Medicine*, 41(10), 1403-1409.
- Wilcox, R. (1992). Robust generalizations of classical test reliability and Cronbach's alpha. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 45(2), 239-254.
- Yamaguchi, N., Poudel, K. C., Poudel-Tandukar, K., Shakya, D., Ravens-Sieberer, U., & Jimba, M. (2010). Reliability and validity of a Nepalese version of the Kiddo KINDL in adolescents. *Biosci Trends*, 4(4), 178-185.
- Zimmerman, D., Zumbo, B., & Lalonde, C. (1993). Coefficient alpha as an estimate of test reliability under violation of two assumptions. *Education and Psychological Measurement*, 53, 33-49.
- Zoski, K. & Jurs, S. (1996). An objective counterpart to the visual scree test for factor analysis: The standard error scree. *Educational and Psychological Measurement*, 56(3), 443-451.
- Zwick, W. & Velicer, W. (1986). Comparison of five rules for determining the number of components to retain. *Psychological Bulletin*, 99(3), 432-442.

*, ** Universidad de San Martín de Porres, Perú.

* jhonatan_navarro1602@yahoo.es

** cmerinos@usmp.pe

LIBERABIT: Lima (Perú) 22(1): 77-89, 2016

ISSN: 1729-4827 (Impresa)

ISSN: 2233-7666 (Digital)