



Acta Universitaria

ISSN: 0188-6266

actauniversitaria@gmail.com

Universidad de Guanajuato

México

Jurado García, Perla Jannet; Benítez Hernández, Zuliana Paola; Mondaca Fernández, Fernando; Rodríguez Villalobos, Judith Margarita; Blanco Ornelas, José René
Análisis de las propiedades psicométricas del Cuestionario de Bienestar Psicológico de Ryff en universitarios mexicanos
Acta Universitaria, vol. 27, núm. 5, septiembre-octubre, 2017, pp. 76-82
Universidad de Guanajuato
Guanajuato, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=41653410010>

- ▶ Cómo citar el artículo
- ▶ Número completo
- ▶ Más información del artículo
- ▶ Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Análisis de las propiedades psicométricas del Cuestionario de Bienestar Psicológico de Ryff en universitarios mexicanos

Analysis of the psychometric properties of the Ryff Scales of Psychological Well-Being in mexican university students

Perla Jannet Jurado García*, Zuliana Paola Benítez Hernández*, Fernando Mondaca Fernández*, Judith Margarita Rodríguez Villalobos*, José René Blanco Ornelas*[†]

RESUMEN

El presente estudio pretende indagar si se replican los resultados psicométricos propuestos para la versión española del cuestionario Escalas de Bienestar Psicológico de Ryff. La muestra total fue de 1528 universitarios mexicanos con una edad media de 20.56 años (DE = 1.87). La estructura factorial del cuestionario se analizó a través de análisis factoriales exploratorios y confirmatorios. Los análisis muestran que una estructura de tres factores es viable y adecuada. La estructura de tres factores (crecimiento personal, relaciones positivas y autoaceptación), atendiendo a criterios estadísticos y sustantivos, ha mostrado adecuados indicadores de ajuste de fiabilidad y validez. Sin embargo, el modelo obtenido no coincide con el planteado en la versión de referencia. Futuras investigaciones deberían replicar estos hallazgos en muestras más amplias.

ABSTRACT

The present study aims to investigate whether the psychometric results proposed for the Spanish version of the scales of Psychological Well-being Ryff. The total sample was 1528 Mexican university, with an average age of 20.56 years (SD = 1.87). The factorial structure of the questionnaire was analyzed through exploratory and confirmatory factor analysis. Analyses show that three factors is feasible and appropriate. The structure of three factors (personal growth, positive relationships and self-acceptance), based on statistical and substantive criteria, and has shown adequate adjustment indicators of reliability and validity. However, the model does not match the obtained raised by the reference version. Future research should replicate these findings in larger samples.

Recibido: 28 de octubre del 2016

Aceptado: 18 de septiembre del 2017

Palabras clave:

Análisis de factores; estructura factorial; validez de construcción; bienestar psicológico de Ryff.

Keywords:

factor analysis; factorial structure; construct validity; Ryff scales, psychological well-being.

Cómo citar:

Jurado García, P. J., Benítez Hernández, Z. P., Mondaca Fernández, F., Rodríguez Villalobos, J. M., & Blanco Ornelas, J. R. (2017). Análisis de las propiedades psicométricas del Cuestionario de Bienestar Psicológico de Ryff en universitarios mexicanos. *Acta Universitaria*, 27(5), 76-82. doi: 10.15174/au.2017.1648

INTRODUCCIÓN

Los investigadores y filósofos alrededor del mundo se están preguntando ¿qué hace feliz a la gente? Encontrar el propósito de la vida y la búsqueda de la felicidad determinan los pensamientos y las acciones de cada uno, además las personas también quieren saber cómo aumentar su bienestar (Klug & Mainer, 2014). Sin embargo, el bienestar es una construcción compleja que afecta la experiencia y el funcionamiento óptimo; la investigación actual se ha derivado en dos corrientes sobre este constructo; la primera, refleja la opinión de que el bienestar subjetivo consta de placer y felicidad y la evitación del dolor, la cual se denomina hedonismo; y la segunda perspectiva se refiere al eudemonismo o bienestar psicológico, donde el bienestar no es solo felicidad, sino que este se encuentra en la actualización de los potenciales humanos (Anić y Tončić, 2013; Nuñez, León, González & Martín-Albo, 2011; Vélez, 2012).

* Facultad de Ciencias de la Cultura Física. Universidad Autónoma de Chihuahua, México. Dirección: Circuito Universitario Fracc. Campo Bello. C.P. 31124, Chihuahua, Chihuahua, México.
Correo electrónico: jblanco@uach.mx.

† Autor de correspondencia.

Por otro lado, ingresar a la universidad puede presentar múltiples estresores para los jóvenes debido al cambio de vida, se aproximan a un mundo desconocido, hay nuevas expectativas, en algunos casos requieren dejar su ciudad de origen, hogar, familia, amigos y el entorno cotidiano. Por ello, es probable que los estudiantes presenten dificultades al adaptarse y con ello se exponen a factores que amenazan su bienestar, donde los que no son capaces de ver positivamente su entorno y aceptarlo difícilmente podrán aceptarse ellos mismos como individuos insertos en él; en cambio, los que se adaptan y se valoran muestran una mejor visión a las alternativas que les depara el futuro (Taylor, Black, Novak, Ishida & Judson, 2014).

Las investigaciones que examinan la relación entre salud y bienestar psicológico han revelado vínculos con la salud física, psicológica y social (Salsman *et al.* 2014). Se ha evidenciado también que existe una relación positiva entre el bienestar psicológico y el rendimiento académico (Chow, 2010; Salanova, Martínez, Bresó, Llorens & Grau, 2005). De ahí la importancia de contar con instrumentos adecuados que evalúen el bienestar psicológico en el ámbito universitario y de probar sus características psicométricas con el fin de aportar nuevas evidencias y contribuir con la adaptación de estos (Durán-Aponte & Pujol, 2013; Ferrando, Demestre, Anguiano-Carrasco & Chico, 2011).

Existen varios instrumentos para medir el bienestar psicológico entre ellos se encuentra el cuestionario Escalas de Bienestar Psicológico de Ryff & Keyes (1995) que consta de seis factores: autoaceptación, relaciones positivas con otras personas, autonomía, dominio del entorno, propósito en la vida y crecimiento personal; este instrumento es uno de los más utilizados en el ámbito estudiantil, dos estudios realizados al oeste de México (Medina-Calvillo, Gutiérrez-Hernández & Padrós-Blázquez, 2013; Padrós-Blázquez, Herrera-Guzmán & Gudayol-Ferré, 2012) y uno en el centro del país (Merino, Privado & Gracia, 2015), pero ninguno realizado con población al norte de México.

Por ello, el presente estudio instrumental (Monteiro & León, 2005) se ha dirigido a proporcionar apoyo empírico a la división factorial la versión española del cuestionario Escalas de Bienestar psicológico de Ryff propuesta por Díaz *et al.* (2006); lo que se justifica por la importancia de comprobar la estructura factorial de un instrumento y la equivalencia psicométrica del mismo en distintos grupos; ya que en el contexto de la comparación intergrupal es indispensable plantearse la necesidad de llevar a cabo la adaptación de un instrumento de medida psicológica que cumpla con todos los criterios de equivalencia, pero sobre todo plantearse si la misma estructura factorial es apli-

cable a distintos grupos de sujetos o, de modo más genérico, a distintas poblaciones (Abalo, Lévy, Rial & Varela, 2006).

MÉTODO

Participantes

Participaron en el estudio 1528 sujetos, 818 mujeres y 710 hombres todos estudiantes universitarios de México. La edad de los sujetos fluctuó entre los 18 y 26 años, con una media de 20.56 y una desviación estándar de 1.87 años.

La muestra fue aleatoriamente dividida en dos partes utilizando el *Statistical Package for the Social Sciences* (SPSS) en su versión 18.0; con el fin de realizar estudios paralelos que permitieran corroborar y verificar los resultados obtenidos (validación cruzada).

La primera mitad (submuestra 1) quedó constituida por 735 sujetos; 410 mujeres y 325 hombres. Las edades fluctúan entre los 18 y 26 años, con una media de 20.56 y una desviación estándar de 1.84 años.

Instrumento

Cuestionario Escalas de Bienestar Psicológico de Ryff, Versión española de Díaz *et al.* (2006), consta de 39 ítems que se agrupan en 6 dimensiones o subescalas: autoaceptación, relaciones positivas con otras personas, autonomía, dominio del entorno, propósito en la vida y crecimiento personal.

La autoaceptación se encuentra definida por el nivel en que el individuo se siente satisfecho con sus atributos personales. Las relaciones positivas con los demás pondera la importancia de la franqueza y la confianza en las relaciones interpersonales; dominio del entorno se trata de la capacidad de elegir, crear y manejar de manera oportuna ambientes complicados; crecimiento personal es el nivel en que la persona se encuentra abierta a nuevas experiencias, las cuales representan retos los cuales tienen como resultado logros; propósito en la vida se refiere a que la persona establece objetivos en su vida, si tiene sentido y dirección e intenciones concretas, sentirá que su vida tiene significado y que no existe problema en vivirla; autonomía se refiere a la capacidad para poder regular su propia conducta y tener independencia.

Procedimiento

Se invitó a participar en el estudio a los alumnos de las licenciaturas que se ofrecen en la Facultad de

Ciencias de la Cultura Física (FCCF) de la Universidad Autónoma de Chihuahua. Los que aceptaron participar firmaron la carta de aceptación correspondiente. Luego se aplicó el instrumento antes descrito por medio de una computadora personal (módulo administrador del instrumento del editor de escalas de ejecución típica), en una sesión de aproximadamente 25 min; en los laboratorios o centros de cómputo de la FCCF. Al inicio de cada sesión se hizo una breve introducción sobre la importancia de la investigación y de cómo acceder al instrumento. Se les solicitó la máxima sinceridad y se les garantizó la confidencialidad de los datos que se obtuvieran. Las instrucciones de cómo responder se encontraban en las primeras pantallas; antes del primer reactivos del instrumento. Al término de la sesión se les agradeció su participación.

Una vez aplicado el instrumento se procedió a recopilar los resultados por medio del módulo generador de resultados del editor de escalas versión 2.0 (Blanco *et al.*, 2013).

Por último, los resultados obtenidos, se analizaron mediante el paquete SPSS 18.0 y AMOS 21.0.

Análisis de datos

El análisis psicométrico se realizó en dos etapas: 1) análisis factorial exploratorio y 2) análisis factorial confirmatorio y de invarianza factorial; con el fin de obtener una prueba que presente las mejores propiedades para la conformación de los puntajes de la imagen corporal en universitarios.

Análisis Clásico de las Propiedades Psicométricas de la Escala

El primer paso del análisis de las propiedades psicométricas del cuestionario consistió en calcular la media, la desviación estándar, la asimetría, la curtosis y los índices de discriminación de cada ítem. Para luego eliminar de la escala aquellos que obtienen una curtosis o asimetría extremas, o un índice de discriminación por debajo de 0.40.

Luego, para determinar el número mínimo de factores comunes capaces de reproducir de un modo satisfactorio, las correlaciones observadas entre los ítems del instrumento (con buena discriminación), se realizaron sendos análisis factoriales exploratorios con las submuestras 1 y 2, a partir del método de máxima verosimilitud, tomando como base el criterio de Kaiser-Guttman (Costello & Osborne, 2005), además de que para garantizar una adecuada representación de las variables (ítems), solo se conservaron aquellos cuya

comunalidad inicial fuera superior a 0.40; después de una rotación varimax (Costello & Osborne, 2005).

Posteriormente, se calculó la fiabilidad de cada uno de los factores de los modelos obtenidos en ambas submuestras, a través del Coeficiente Alpha de Cronbach (Elosua & Zumbo, 2008) y del Coeficiente Omega (Revelle & Zinbarg, 2009; Sijtsma, 2009).

Análisis factorial confirmatorio y de invarianza factorial

Se sometieron a comparación tres modelos de medida: el Modelo 1 (M6), modelo de seis factores acorde a la distribución original de los ítems dentro del cuestionario; el Modelo 2 (M6b), que responde a la estructura factorial del modelo anterior, eliminando los ítems con índices de discriminación por debajo de 0.40 y el Modelo 3 (M3), modelo de tres factores acorde a los resultados de los análisis factoriales exploratorios.

Para conducir los análisis factoriales confirmatorios se utilizó el software AMOS 21 (Arbuckle, 2012), las varianzas de los términos de error fueron especificados como parámetros libres, en cada variable latente (factor) se fijó uno de los coeficientes estructurales asociados a uno, para que su escala sea igual a la de una de las variables observables (ítems). El método de estimación empleado fue el de Máxima Verosimilitud; siguiendo la recomendación de Thompson (2004), en el sentido de que cuando se emplea análisis factorial confirmatorio se debe corroborar no solo el ajuste de un modelo teórico, sino que es recomendable comparar los índices de ajuste de varios modelos alternativos para seleccionar el mejor.

Para evaluar el ajuste del modelo se emplearon el estadístico *Chi-cuadrado*, el índice de bondad de ajuste (GFI, por sus siglas en inglés), la raíz media cuadrática residual estandarizada (SRMR, por sus siglas en inglés) y el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA, por sus siglas en inglés) como medidas absolutas de ajuste. El índice de bondad ajustado (AGFI, por sus siglas en inglés), el índice Tucker-Lewis (TLI, por sus siglas en inglés) y el índice de bondad de ajuste comparativo (CFI, por sus siglas en inglés) como medidas de ajuste incremental. La razón de *Chi-cuadrado* sobre los grados de libertad (CMIN/GL, por sus siglas en inglés) y el Criterio de Información de Akaike (AIC, por sus siglas en inglés) como medidas de ajuste de parsimonia (Byrne, 2010; Gelabert *et al.*, 2011).

Posteriormente, siguiendo las recomendaciones de Abalo *et al.* (2006), se llevó a cabo un análisis de la invarianza factorial del cuestionario para las submuestras

tomando como base el mejor modelo de medida obtenido en la etapa anterior.

Por último, se calculó la fiabilidad de cada una de las dimensiones, de los modelos de medida obtenidos en cada submuestra, a través del Coeficiente Alpha de Cronbach (Elosua & Zumbo, 2008) y del Coeficiente Omega (Revelle & Zinbarg, 2009; Sijtsma, 2009).

RESULTADOS

Análisis factorial exploratorio (primera y segunda soluciones factoriales)

En la submuestra 1, las respuestas a todos los ítems reflejan puntuaciones medias que oscilan entre 2.28 y 4.42, y la desviación estándar ofrece, en todos los casos, valores mayores a 0.75 (dentro de un rango de respuesta entre 0 y 5). La mayoría de los reactivos muestran valores de asimetría de ± 2.00 y ± 4.00 de curtosis; por lo que se infiere que las variables se ajustan razonablemente a una distribución normal. En cuanto a los índices de discriminación la mayoría de los ítems discriminan satisfactoriamente; únicamente los ítems 10, 14, 15, 16, 34, 35 y 39 obtienen un índice de discriminación por debajo de 0.40 (Brzoska & Razum, 2010).

En la submuestra 2, las respuestas a todos los ítems reflejan puntuaciones medias que oscilan entre 2.29 y 4.40, y la desviación estándar ofrece, en todos los casos, valores mayores a 0.80 (dentro de un rango de respuesta entre 0 y 5). La mayoría de los reactivos muestran valores de asimetría de ± 2.00 y ± 4.00 de curtosis; por lo que se infiere que las variables se ajustan razonablemente a una distribución normal. En cuanto a los índices de discriminación la mayoría de los ítems discriminan satisfactoriamente; únicamente

los ítems 10, 14, 15, 16, 34, 35 y 39 obtienen un índice de discriminación por debajo de 0.40 (Brzoska & Razum, 2010).

Después de una rotación varimax (Costello & Osborne, 2005), el análisis factorial exploratorio de los 25 ítems con un índice de discriminación satisfactorio, en ambas submuestras, puso de manifiesto una estructura trifactorial; llevando a eliminar 16 de los ítems analizados. El conjunto de los factores seleccionados explicaron el 47.18% de la varianza en la primer submuestras y el 51.45% de la varianza en la segunda submuestra.

Los valores de los Coeficientes de Congruencia y de los Coeficientes de correlación de Pearson (con excepción del coeficiente de correlación para autoaceptación) entre los pesos factoriales de los factores obtenidos en los análisis factoriales exploratorios llevados a cabo con las submuestras 1 y 2; indican, de acuerdo a lo sugerido por Cureton & D'Agostino (1983), una alta congruencia entre pares de factores.

Las subescalas (factores) resultantes en los análisis factoriales exploratorios, de ambas submuestras, poseen, en su mayoría, valores de consistencia interna por encima de 0.65 en ambas muestras evidenciando una consistencia interna adecuada para este tipo de subescalas, particularmente si se considera el número reducido de ítems.

Análisis factorial confirmatorio para las submuestras 1 y 2

Los resultados globales del análisis factorial confirmatorio en la submuestra 1 (GFI 0.795; RMSEA 0.062; CFI 0.760) y la submuestra 2 (GFI .806; RMSEA 0.061; CFI 0.780) para el modelo M6 indican que el modelo de medición, en ambas submuestras, es no aceptable (tabla 1).

Tabla 1.
Índices absolutos, incrementales y de parsimonia para los modelos generados. Submuestras 1 y 2.

Modelo	Índices absolutos				Índices incrementales			Índices de parsimonia	
	χ^2	GFI	RMSEA	SRMR	AGFI	TLI	CFI	CMIN/DF	AIC
Primera solución factorial (submuestra 1)									
M6	2739.755*	0.795	0.062	0.069	0.767	0.741	0.760	3.988	2925.755
M6b	1064.274*	0.891	0.063	0.062	0.864	0.840	0.861	4.093	1194.274
M3	63.682*	0.983	0.046	0.030	0.968	0.968	0.978	2.653	105.682
Segunda solución factorial (submuestra 2)									
M6	2575.174*	0.806	0.061	0.065	0.780	0.762	0.780	3.748	2761.174
M6b	1046.821*	0.886	0.064	0.058	0.858	0.847	0.867	4.026	1176.821
M3	73.974*	0.979	0.053	0.032	0.960	0.963	0.975	3.082	233.742

Nota: * $p < 0.05$.

Fuente: Elaboración propia.

El conjunto de los seis factores del modelo M6 explican aproximadamente el 45.73% de la varianza en la primera submuestra y el 46.95% de la varianza en la segunda submuestra. Por otro lado, solo 3 de los 39 ítems tienen saturaciones iguales o mayores 0.70 en su dimensión prevista (ítems 2, 19 y 31) en la primera submuestra y 4 en la segunda submuestra (ítems 2, 31, 37 y 38). Observándose, además, en ambas submuestras, intercorrelaciones elevadas entre los factores dominio del entorno y propósito en la vida y de estos con los factores autoaceptación y autonomía evidenciando una pobre validez discriminante entre ellos.

Los resultados globales del análisis factorial confirmatorio en la primer (GFI 0.891; RMSEA 0.063; CFI 0.861) y segunda submuestra (GFI 0.886; RMSEA 0.064; CFI 0.867); del segundo modelo sometido a prueba (M6b) que corresponde a una estructura exadimensional del cuestionario sin los ítems (3, 6, 10, 11, 14, 15, 16, 22, 30, 32, 34, 35, 36 y 39) de más baja saturación en cada uno de los factores, indican que este modelo de medición aunque mejor que el modelo anterior su ajuste es no aceptable (tabla 1). Los seis factores de este modelo explican en conjunto aproximadamente el 56% de la varianza en ambas submuestras.

Por otro lado, solo 4 de los 25 ítems tienen saturaciones iguales o mayores a 0.70 en su dimensión prevista (ítems 2, 19, 31 y 37) en la primera submuestra y otros 4 en la segunda submuestra (ítems 2, 31, 37 y 38). Observándose intercorrelaciones elevadas entre los factores dominio del entorno y propósito en la vida y de estos con los factores autoaceptación y autonomía evidenciando una pobre validez discriminante entre ellos.

Los resultados globales del análisis factorial confirmatorio en la primer (GFI 0.983; RMSEA 0.046; CFI 0.978) y segunda submuestra (GFI 0.979; RMSEA 0.053; CFI 0.975), del tercer y último modelo sometido a prueba (M3) que corresponde a una estructura tridimensional acorde a los resultados de los análisis factoriales exploratorios de los ítems del cuestionario, indican que este modelo de medición es mejor que el modelo anterior y que su ajuste es óptimo (tabla 1). Los dos factores de este modelo, en ambas submuestras, explican en conjunto más del 60% de la varianza. De acuerdo a los resultados de la tabla 2; solo 2 de los 9 ítems saturan por debajo de 0.65 en su dimensión prevista (ítems 8 y 24) en la primera submuestra y uno (ítem 20) en la segunda submuestra. Observándose intercorrelaciones moderadas entre los tres factores evidenciando una adecuada validez discriminante entre ellos.

Tabla 2.
Soluciones estandarizadas análisis factoriales confirmatorios para el Modelo M3. Submuestras 1 y 2.

Item	Submuestra 1			Submuestra 2		
	F1	F2	F3	F1	F2	F3
Pesos Factoriales						
24 En general, con el tiempo siento que sigo aprendiendo más sobre mí mismo	0.58			0.66		
37 Tengo la sensación de que con el tiempo me he desarrollado mucho como persona	0.70			0.80		
38 Para mí, la vida ha sido un proceso continuo de cambio y crecimiento	0.66			0.77		
2 A menudo me siento solo porque tengo pocos amigos(as) íntimos(as) con quienes compartir mis preocupaciones		0.77			0.80	
8 No tengo muchas personas que quieran escucharme cuando necesito hablar		0.60			0.62	
20 Me parece que la mayor parte de las personas tienen más amigos(as) que yo		0.66			0.57	
7 En general, me siento seguro y positivo conmigo mismo			0.69			0.65
19 Me gusta la mayor parte de los aspectos de mi personalidad			0.74			0.69
31 En su mayor parte, me siento orgulloso de quien soy y la vida que llevo			0.71			0.75
Correlaciones Factoriales						
F1		-			-	
F2		0.28	-		0.35	-
F3		0.77	0.53	-	0.77	0.52

Nota: F1 = Crecimiento personal; F2 = Relaciones positivas; F3 = Autoaceptación
Fuente: Elaboración propia.

Invarianza de la estructura factorial entre las submuestras

Los índices de ajuste obtenidos (tabla 3) permiten aceptar la equivalencia de los modelos de medida básicos entre las dos muestras. Aunque el valor de Chi-cuadrado excede al exigido para aceptar la hipótesis de invarianza, los índices CFI = 0.977, RMSEA = 0.035 y AIC = 221.657 contradicen esta conclusión lo que nos permite aceptar el modelo base de la invarianza (modelo sin restricciones).

Añadiendo al modelo base restricciones sobre las cargas factoriales caracterizamos la invarianza métrica. Los valores que se recogen en la tabla 3 permiten aceptar este nivel de invarianza. El índice de ajuste general (GFI 0.980) y el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA 0.034) siguen aportando información convergente en esta dirección. Además, el criterio de información de Akaike (AIC 219.012) y el índice comparativo de Bentler (CFI 0.976) no sufren grandes variaciones respecto al modelo anterior. Haciendo uso del criterio para la evaluación de los modelos anidados propuesto por Cheung & Rensvold (2002), quienes sugieren que si el cálculo de la diferencia de los CFI de ambos modelos anidados disminuye en 0.01 o menos, se da por bueno el modelo restringido y por tanto el cumplimiento de la invarianza factorial; la diferencia entre CFIs obtenida permite aceptar el modelo de invarianza métrica. Podemos concluir hasta ahora que las cargas factoriales son equivalentes en las dos muestras.

Una vez demostrada la invarianza métrica entre las muestras, se evaluó la equivalencia entre interceptos (invarianza factorial fuerte). Los índices (tabla 3) muestran un ajuste aceptable de este modelo, tanto evaluado de modo independiente como analizándolo respecto a su anidamiento con el modelo de invarianza métrica. La diferencia entre los índices comparativos de Bentler es de 0.002; el índice de ajuste general es 0.978 y el error cuadrático medio de aproximación es 0.033. Aceptada la invarianza fuerte, los dos modelos evaluados son equivalentes respecto a los coeficientes factoriales y a los interceptos.

Los factores obtenidos en los análisis factoriales confirmatorios alcanzan, en su mayoría, valores de consistencia interna por encima de 0.70 en ambas submuestras; evidenciando una consistencia interna adecuada para este tipo de subescalas, particularmente si se considera el número reducido de ítems (tabla 4).

DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

Los análisis factoriales exploratorios y confirmatorios llevados a cabo pusieron de manifiesto una estructura

trifactorial: crecimiento personal, relaciones positivas y autoaceptación para la versión en español del cuestionario Escalas de Bienestar Psicológico de Ryff. Los factores de ambas submuestras evidenciaron una fiabilidad adecuada; así como una alta congruencia entre pares de factores, particularmente si se considera el número reducido de ítems en cada uno de ellos. Lo que significa que los resultados del modelo son plenamente confirmatorios. Sin embargo, el modelo obtenido no coincide con el planteado por Díaz *et al.* (2006) ya que para lograr un mejor ajuste y una mayor capacidad de discriminación hubo que eliminar 30 de los 39 ítems analizados y cambiar la saturación original de algunos ítems; esto último con base en los índices de modificación y a su justificación teórica.

Las discrepancias observadas entre el modelo propuesto por Díaz *et al.* (2006) y el aquí presentado pueden atribuirse a diferencias sociales o culturales de los participantes; como el de ser estudiantes universitarios del área de la actividad física. En todo caso, la validación de un cuestionario es un proceso lento y continuo, por lo que futuras investigaciones deberán contrastar estos hallazgos en muestras más amplias (Holgado, Soriano & Navas, 2009).

Tabla 3.
Índices de bondad de ajuste de cada uno de los modelos puestos a prueba en la invarianza factorial.

Modelo	Índice de Ajuste						
	χ^2	gl	GFI	NFI	CFI	RMSEA	AIC
Modelo sin restricciones	137.657*	48	0.981	0.965	0.977	0.035	221.657
Invarianza métrica	147.012*	54	0.980	0.962	0.976	0.034	219.012
Invarianza factorial fuerte	161.313*	60	0.978	0.959	0.974	0.033	232.737

Nota: * $p < 0.05$.

Fuente: Elaboración propia.

Tabla 4.
Coeficiente omega y alfa para los factores obtenidos en los análisis factoriales confirmatorios submuestras 1 y 2.

Factor	Submuestra 1		Submuestra 2	
	Ω	α	Ω	α
Crecimiento personal	0.684	0.675	0.789	0.778
Relaciones positivas	0.719	0.711	0.706	0.693
Autoaceptación	0.757	0.753	0.739	0.737

Fuente: Elaboración propia.

REFERENCIAS

Abalo, J., Lévy, J., Rial, A., & Varela, J. (2006). Invarianza factorial con muestras múltiples. En J. Lévy (Ed.). *Modelización con Estructuras de Covarianzas en Ciencias Sociales* (pp. 259-278). Madrid: Netbiblo.

Anić, P., & Tončić, M. (2013). Orientations to Happiness, Subjective Well-being and Life Goals. *Psihologiske teme*, 22(1), 135-153. doi: 159.942.072-057.875

Arbuckle, J. R. (2012). *AMOS users guide version 21.0*. Chicago, IL: Marketing Department, SPSS Incorporated.

Blanco, H., Ornelas, M., Tristán, J. L., Cocca, A., Mayorga-Vega, D., López-Walle, J., & Viciana, J. (2013). Editor for creating and applying computerise surveys. *Procedia Social and Behavioral Sciences*, 106, 935-940. doi: 10.1016/j.sbspro.2013.12.105

Brzaska, P., & Razum, O. (2010). *Validity Issues in Quantitative Migrant Health Research: The Example of Illness Perceptions*. New York: Peter Lang International Academic Publishers.

Byrne, B. M. (2010). *Structural Equation Modeling With AMOS: Basic Concepts, Applications, and Programming*. New York: Routledge.

Costello, A. B., & Osborne, J. W. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research and Evaluation*, 10(7), 1-9.

Cureton, E. E., & D'Agostino, R. B. (1983). *Factor analysis: an applied approach*. London: Lawrence Erlbaum Associates.

Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233-255. doi: 10.1207/s15328007SEM0902_5

Chow, H. P. H. (2010). Predicción de éxito académico y bienestar psicológico en una muestra de estudiantes universitarios canadienses. *Electronic Journal of Research in Educational Psychology*, 8(2), 473-496.

Díaz, D., Rodríguez-Carvajal, R., Blanco, A., Moreno-Jiménez, B., Gallardo, I., Valle, C., & Dierendonck, D. V. (2006). Adaptación española de las Escalas de Bienestar Psicológico de Ryff. *Psicothema*, 18(3), 572-577.

Durán-Aponte, E., & Pujol, L. (2013). Escala Atribucional de Motivación de Logro General (EAML-G): Adaptación y análisis de sus propiedades psicométricas. *Estudios Pedagógicos*, 39(1), 83-97.

Elosua, P., & Zumbo, B. D. (2008). Coeficientes de fiabilidad para escalas de respuesta categórica ordenadas. *Psicothema*, 20(4), 896-901.

Ferrando, P. J., Demestre, J., Anguiano-Carrasco, C., & Chico, E. (2011). Evaluación TRI de la escala I-E de Rotter: un nuevo enfoque y algunas consideraciones. *Psicothema*, 23(2), 282-288.

Gelabert, E., García-Esteve, L., Martín-Santos, R., Gutiérrez, F., Torres, A., & Subirà, S. (2011). Psychometric properties of the Spanish version of the Frost Multidimensional Perfectionism Scale in women. *Psicothema*, 23(1), 133-139.

Holgado, F. P., Soriano, J. A., & Navas, L. (2009). El cuestionario de autoconcepto físico (CAF): análisis factorial confirmatorio y predictivo sobre el rendimiento académico global y específico del área de educación física. *Acción Psicológica*, 6(2), 93-102.

Klug, H. J. P., & Mainer, G. W. (2014). Linking Goal Progress and Subjective Well-Being: A Meta-analysis. *Journal of Happiness Studies*, 16(1), 37-65. doi: 10.1007/s10902-013-9493-0

Medina-Calvillo, M. A., Gutiérrez-Hernández, C. Y., & Padrós-Blázquez, F. (2013). Propiedades psicométricas de la Escala de Bienestar Psicológico de Ryff en población mexicana. *Revista de Educación y Desarrollo*, 27, 25-30.

Merino, M., Privado, J., & Gracia, Z. (2015). Validación mexicana de la Escala de Funcionamiento Psicológico Positivo: Perspectivas en torno al estudio del bienestar y su medida. *Salud mental*, 38(2), 109-115.

Montero, I., & León, O. (2005). Sistema de clasificación del método en los informes de investigación en Psicología. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5(1), 115-127.

Nuñez, J. L., León, J., González, V., & Martín-Albo, J. (2011). Propuesta de un modelo explicativo del bienestar psicológico en el contexto deportivo. *Revista de Psicología del Deporte*, 20(1), 223-242.

Padrós-Blázquez, F., Herrera-Guzmán, I., & Gudayol-Ferré, E. (2012). Propiedades psicométricas de la Escala de Gaudibilidad en una población mexicana. *Revista Evaluar*, 12, 1-20.

Revelle, W., & Zinbarg, R. E. (2009). Coefficients alpha, beta, omega and the ggb: comments on Sijtsma. *Psychometrika*, 74(1), 145-154. doi: 10.1007/s11336-008-9102-z

Ryff, C. D., & Keyes, C. L. M. (1995). The structure of psychological well-being revisited. *Journal of Personality and Social Psychology*, 69(4), 719-727.

Salanova, M., Martínez, I., Bresó, E., Llorens, S., & Grau, R. (2005). Bienestar psicológico en estudiantes universitarios: facilitadores y obstaculizadores del desempeño académico. *Anales de psicología*, 21(1), 170-180.

Salsman, J. M., Lai, J. S., Hendrie, H. C., Butt, Z., Zill, N., Pilkonis, P. A., & David, C. (2014). Assessing psychological well-being: self-report instruments for the NIH Toolbox. *Quality of Life Research*, 23(1), 205-215. doi: 10.1007/s11136-013-0452-3

Sijtsma, K. (2009). On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach's alpha. *Psychometrika*, 74(1), 107-120. doi: 10.1007/s11336-008-9101-0

Taylor, S. A., Black, H. G., Novak, L. A., Ishida, C., & Judson, K. (2014). The relationship between eudaimonic well-being and social well-being with millennials. *Journal of Consumer Satisfaction, Dissatisfaction and Complaining Behavior*, 27, 102-117.

Thompson, B. (2004). *Exploratory and Confirmatory Factor Analysis. Understanding concepts and applications*. Washington, DC: American Psychological Association.

Véliz, A. (2012). Propiedades psicométricas de la escala de bienestar psicológico y su estructura factorial en universitarios chilenos. *Psicoperspectivas*, 11(2), 143-163.