

El tratamiento de la Aquiescencia y la Estructura Factorial de la Escala Breve de Resiliencia (BRS) en estudiantes universitarios mexicanos y chilenos

Carlos Alejandro Hidalgo-Rasmussen^{1,2} y Fabiola González-Betanzos^{3,*}

¹ Centro de Investigación en Riesgos y Calidad de Vida. Universidad de Guadalajara (México)

² Centro de Estudios Avanzados, Universidad de Playa Ancha (Chile)

³ Universidad Michoacana de San Nicolás de Hidalgo (México)

Resumen: El objetivo del presente estudio fue evaluar la estructura factorial de la versión en castellano de la Escala Breve de Resiliencia (BRS) tomando en cuenta la aquiescencia (tendencia a responder de manera positiva) en una muestra de estudiantes universitarios mexicanos ($N = 1572$) y una validación cruzada de los mismos modelos con estudiantes universitarios chilenos ($N = 1345$). Se comparan seis modelos mediante Análisis Factorial Confirmatorio, en tres de ellos se utilizan diferentes factores de método para tratar la aquiescencia. Los resultados muestran que en estudiantes mexicanos se observa mejor ajuste en estos modelos, especialmente en el modelo de un factor teórico llamado Resiliencia que tiene dos factores de método ($\chi^2 = 32.22$, $gl=7$, $p < .001$, $NFI = .98$, $GFI = .99$, $RMSEA = .048$), mientras que en estudiantes chilenos los modelos que no utilizan factores para tratar la aquiescencia son los de mejor ajuste, específicamente los modelos de dos factores correlacionados y también el modelo al que se añade un factor de segundo orden ($\chi^2 = 34.66$, $gl=8$, $p < .001$, $NFI = .98$, $GFI = .99$, $RMSEA = .05$). La aquiescencia afecta de manera diferencial a las muestras utilizadas por lo que es importante analizar la presencia de estilos de respuesta asociados a la aquiescencia.

Palabras clave: Resiliencia; Aquiescencia; Análisis factorial confirmatorio; Validación cruzada; Estudiantes universitarios.

Title: The Treatment of Acquiescence and the Factorial Structure of the Brief Resilience Scale (BRS) in Mexican and Chilean University Students.

Abstract: The aim of this study was to evaluate the factorial structure of the Spanish version of Brief Resilience Scale (BRS) considering the acquiescence bias (tendency to respond for one side of the scale) in a large sample of Mexican university students ($N=1572$) and a cross-validation of the same models with Chilean university students ($N=1345$). Six models are compared using Factorial Confirmatory Analysis, in three of them different method factors are used to treat acquiescence. The results show that in Mexican students a better fit is observed in these models especially in the model of a general factor called Resilience that has two factors of method ($\chi^2 = 32.22$, $gl=7$, $p < .001$, $NFI = .98$, $GFI = .99$, $RMSEA = .048$), while in the Chilean students the models that do not use factors to deal with acquiescence are the ones of better fit, specifically the models of two correlated factors and also the model to which a factor of second order is added ($\chi^2 = 34.66$, $gl=8$, $p < .001$, $NFI = .98$, $GFI = .99$, $RMSEA = .05$). The acquiescence affects each of the samples used differently, so it is important to analyze the presence of response styles associated with acquiescence.

Keywords: Resiliency; Acquiescence; Confirmatory factor analysis; Cross-validation; University students.

Introducción

La resiliencia, se conceptualiza como la capacidad que tienen las personas de recuperarse de eventos estresantes (Smith et al., 2008). Existen diversos instrumentos para medir resiliencia (Windle, Bennett, & Noyes, 2011), pero aquellos que se encuentran en español y que están dirigidos a población joven son escasos.

En la Universidad de Guadalajara en México y la Universidad de Playa Ancha en Chile, se han establecido Observatorios de riesgos a la salud y calidad de vida de estudiantes en los que se analizan factores de riesgo y de protección asociados a aspectos de salud y de calidad de vida para el diseño de programas de intervención. Diversos estudios señalan que la resiliencia es un factor importante asociado a la calidad de vida. En ese sentido, sería de gran valor contar con un instrumento con evidencias de fiabilidad y validez apropiadas que permita evaluar y comparar la resiliencia de estudiantes mexicanos y chilenos.

La *Escala Breve de Resiliencia* (BRS) es un instrumento desarrollado para medir la capacidad del individuo para recuperarse ante la adversidad, fue creado en Estados Unidos

por Smith et al. (2008) y cuenta con adaptaciones en algunos países como Alemania (Leontjevas, de beek, Lataster, & Jacobs, 2014), Malasia (Amat, Subhan, Jaafar, Mahmud, & Johari, 2014), así como en España (Rodríguez-Rey, Alonso-Tapia & Hernansaiz-Garrido, 2016). En un primer artículo sobre este instrumento expusimos con detalle el proceso de adaptación transcultural para las versiones mexicana y chilena del instrumento (Hidalgo-Rasmussen, Chávez-Flores, Rojas, Vilugrón, 2017) mientras que en este segundo artículo nos centramos en el análisis Factorial Confirmatorio de la versión adaptada mexicana y la validación cruzada en una muestra chilena. El análisis de las posibles formas idiosincráticas de respuesta en los diferentes países y su posible comparabilidad justifica una propuesta más extensa y por separado.

La escala BRS está compuesta de seis ítems con cinco opciones de respuesta que van de muy de acuerdo a muy en desacuerdo (Smith, et al., 2008). Para reducir la influencia de la aquiescencia en las respuestas, la BRS se construyó como una escala balanceada dado que tres ítems están en sentido directo, es decir, las puntuaciones altas indican alta resiliencia (1, 3 y 5, e.g., “*Tiendo a recuperarme rápidamente después de haber vivido situaciones difíciles*”) y los otros tres en sentido inverso donde las puntuaciones altas significan baja resiliencia (2, 4 y 6, e.g., “*Es difícil para mí recuperarme cuando algo malo sucede*”).

Hasta el momento Rodríguez-Rey, Alonso-Tapia y Hernansaiz-Garrido (2016) han mostrado el ajuste de un modelo

* Correspondence address [Dirección para correspondencia]:
Fabiola González-Betanzos. Calle Francisco Villa 450. Col. Dr. Miguel Silva. C.P. 58120. Morelia, Michoacán (México). E-mail: fbetanzos@umich.mx
(Article received: 26-06-2017; revised: 1-12-2017; accepted: 22-01-2018)

jerárquico de segundo orden en una muestra heterogénea de 620 adultos españoles, en el que el factor de orden mayor es factor teórico denominado resiliencia y los factores primarios son factores debidos a la polaridad de los ítems (ítems directos versus ítems inversos).

La recomendación de invertir algunos de los ítems en las escalas para evitar los sesgos en aquiescencia (o tendencia a responder únicamente en el lado directo de la escala independientemente del contenido de los ítems) puede interferir en la evaluación de la estructura latente. Se han realizado diversos estudios que demuestran que las diferencias individuales en el estilo de respuesta debido a la presencia de ambos tipos de ítems pueden tener efectos sistemáticos en la estructura de covarianzas y constituir una fuente de desajuste (e.g. Abad, Sorrel, García & Aluja, 2016; Carmines & Zeller, 1979; Danner Aichholzer & Rammstedt, 2015; Tomás, Galiana, Hontangas, Oliver & Sancho, 2013). Algunos estudios muestran que este efecto se produce en muestras con bajo nivel educativo, bajo nivel cognitivo o en personas con bajos ingresos (Meisenberg & Williams, 2008). En estos trabajos se ha demostrado que establecer la validez de constructo es problemática para escalas balanceadas, dado que los ítems se agrupan más por el contenido semántico que por el constructo teórico que se evalúa (Benson & Hocevar, 1985).

En el caso de los resultados del BRS la sugerencia del modelo de segundo orden se puede interpretar como resultado de un efecto combinado de una estructura basada en el contenido del constructo (resiliencia) sobreimpuesta a una estructura factorial basada en la polaridad de los ítems. Aun cuando el modelo de segundo orden es una alternativa, un modelo unidimensional de primer orden tiene muchos beneficios sobre el de segundo orden en el sentido de que permite una interpretación más sencilla de la relación entre la resiliencia y variables externas, particularmente cuando se debe analizar la invarianza en la medida entre diversas muestras.

Recientemente se han desarrollado algunos métodos para enfrentar el problema de la aquiescencia en el análisis factorial confirmatorio en escalas balanceadas, en este trabajo se comparan tres de ellas: la primera es el modelo de un constructo con dos factores de método (Vautier & Pohl, 2009), en el cual cada ítem carga en el mismo constructo (resiliencia) y en uno de dos factores definidos por la polaridad del ítem (directo vs inverso), la segunda es la propuesta que se deriva del trabajo de Tomás, et al., (2013) en el que se añade un factor que pretende valorar el efecto de método asociado a los ítems inversos y finalmente el modelo de Savalei y Falk (2014) que proponen añadir un factor de método que es ortogonal a todos los factores teóricos. En la actualidad existen pocos estudios que investiguen la validez factorial de la Escala Breve de Resiliencia (BRS, por sus siglas en inglés) identificando el papel de la aquiescencia en un modelo unidimensional y la validación cruzada de los mismos modelos en una muestra que proviene de una población distinta. Por lo que el objetivo del presente estudio fue evaluar la estructura factorial de la versión castellana de la BRS tomando en cuenta la aquiescencia en una muestra amplia de estudiantes universi-

tarios mexicanos y una validación cruzada de los mismos modelos con estudiantes universitarios chilenos usando modelos de ecuaciones estructurales.

Se evalúan diversos métodos para identificar si la estructura encontrada por Rodríguez-Rey, Alonso-Tapia y Hernansaiz-Garrido (2016) se debe a la aquiescencia en las respuestas.

Método

Participantes

Se trata de un estudio de corte transversal que se llevó a cabo en el año 2016 con dos muestras una mexicana y la otra chilena. La muestra mexicana estuvo compuesta por 1572 estudiantes de primer ingreso a un Centro universitario regional de una universidad pública mexicana que aceptaron participar en el estudio, de los cuales 60.5% eran mujeres y 39.5% hombres. La media de edad fue de 18.8 ($DE=1.3$). El nivel socioeconómico de los estudiantes fue clase trabajadora 12.4%, clase media baja 64.5% y clase media alta y alta 22.1%, se preguntó por el nivel educativo de la persona que aporta el ingreso principal a la casa un 48.39% tenía educación básica, un 36.73 educación media y únicamente un 14.87% tenía educación superior. La muestra chilena estuvo compuesta por 1345 estudiantes que ingresaron a una universidad regional pública chilena y que aceptaron participar, 61.7% mujeres y 39.3% hombres. La media de edad fue de 19.03 ($DE = 1.6$). El nivel socioeconómico fue bajo y medio bajo en el 36.4% de los participantes, medio y medio alto en el 59.2%, alto y muy alto en el 4.4%. En el caso de los estudiantes chilenos la persona que aporta el ingreso principal, un 12.04% tenía únicamente educación básica, un 73.53% tenía educación media o superior sin concluir y un 14.42% tenía educación superior o posgrado.

Instrumento

BRS: Escala Breve de Resiliencia (Smith et al., 2008). Es una escala de auto-informe que consta de 6 ítems con 5 opciones de respuesta que van de muy de acuerdo a muy en desacuerdo. La mayor puntuación significa mayor grado de resiliencia. La versión original muestra una consistencia interna buena (alfa que va de .80 a .91) con evidencia adecuada de validez convergente y discriminante.

Procedimiento

Tanto en la muestra mexicana como en la muestra chilena los estudiantes contestaron los cuestionarios en línea en los laboratorios de informática durante el curso para el ingreso a la universidad, como parte del estudio desarrollado por el Observatorio de riesgos y calidad de vida de cada universidad. Se aplicó consentimiento informado a los estudiantes. El proyecto fue revisado y aprobado por el Comité de Bioética de la Universidad de Guadalajara, México y la Universi-

dad de Playa Ancha, Chile. Se siguieron los lineamientos de la Declaración de Helsinki de la investigación en seres humanos.

Análisis estadístico y psicométrico

El análisis factorial confirmatorio se realizó utilizando IBM AMOS v. 23. Todos los análisis se realizaron utilizando la matriz de covarianzas con el método de estimación de máxima verosimilitud (MLE).

Se probó el ajuste de varios modelos: 1) Un modelo de un solo factor (Resiliencia); 2) Un modelo con dos factores correlacionados (Resiliencia y Vulnerabilidad); 3) Modelo de segundo orden de Rodríguez-Rey, Alonso-Tapia y Hernansaiz-Garrido (2016); 4) El modelo de un constructo con un factor de método en el que se añade un factor que pretende valorar el efecto asociado a los ítems inversos (Tomás, et al., 2013); 5) El modelo de un constructo con dos factores de método debidos a la polaridad de los ítems y 6) Un modelo de una dimensión con un factor general para la aquiescencia (Savalei & Falk, 2014) donde se proponen añadir un factor de método que es ortogonal a todos los factores teóricos, en este modelo los pesos factoriales de los ítems se fijan a 1 en una base de datos no recodificada, lo que es equivalente a fijar los pesos a 1 para los ítems directos y a -1 para los ítems inversos en una base de datos recodificada. Los pesos factoriales se fijan para la identificación del modelo. El parámetro de interés y que por lo tanto debe ser estimado es la varianza del factor de método que es un indicador del tamaño del sesgo en la aquiescencia. Por ello, este modelo intenta capturar las tendencias individuales de usar las categorías de respuesta de forma consistente a través de los ítems, pero de manera idiosincrática entre los individuos (Abad, et al., 2016).

El ajuste del modelo se evaluó por medio de los siguientes indicadores de ajuste: a) Chi cuadrado (χ^2) y sus grados de libertad (b) la raíz del error cuadrático medio (RMSEA) donde los valores entre .05 y .08 representan un ajuste aceptable y valores menores a .05 un ajuste excelente (Steiger, & Lind, 1980), (c) dos índices robustos de comparación con el modelo nulo, a saber, NFI (Normed Fit Index), y el CFI (Comparative Fit Index) (Bentler, 1990), y (d) dos índices de bondad de ajuste absolutos, a saber, GFI (Goodness of Fit Index) y AGFI (Adjusted Goodness of Fit Index). Donde $NFI \geq .95$; $CFI \geq .95$; $GFI \geq .95$ Y $AGFI \geq .90$ representan un excelente ajuste (Hu, & Bentler, 1999). Adicionalmente, y dado que se presenta una secuencia de modelos alternativos, se empleará el Criterio Informativo de Akaike (AIC, Anderson, & Burnham, 1998) donde los valores menores se asocian a los modelos más adecuados, así también se empleó las diferencias en CFI, se considera que una diferencia de .002 o menor es evidencia de que la imposición de restricciones adicionales no conduce a una pérdida de ajuste significativa (Meade, Johnson, & Braddy, 2008).

Para el análisis de fiabilidad se calculó el coeficiente alfa de Cronbach (α) y el Coeficiente Omega (ω), este último a partir de los pesos factoriales del modelo con mejor ajuste utilizando el procedimiento de Ventura-Leon & Caycho (2017).

Resultados

Comparación entre modelos

La Tabla 1 muestra los índices de ajuste de los modelos analizados, el orden de presentación de los modelos es el siguiente: se expone el modelo más general de una sola dimensión (modelo 1), a continuación, se presentan los modelos en los que se concibe la explicación de dos dimensiones: resiliencia y vulnerabilidad (modelo 2) y este mismo modelo, pero con un factor de segundo orden (modelo 3), y finalmente los modelos que hacen un tratamiento de la aquiescencia (modelos 4, 5 y 6). En ese orden se puede observar que el modelo unidimensional no presenta indicadores aceptables de ajuste en ninguna de las dos muestras, con bajos niveles en los índices de bondad de ajuste (CFI, GFI y AGFI) y altos niveles de error (RMSEA). Los modelos 2 y 3 en los que se concibe la explicación a partir de dos dimensiones (resiliencia y vulnerabilidad) mejoran los indicadores, tanto el modelo de dos factores en el que se encuentra una correlación mayor entre las dos dimensiones para la muestra de estudiantes de Chile ($r_{\text{México: modelo3}} = -.34$; $r_{\text{Chile: modelo3}} = -.55$), como el de un factor de segundo orden que aparece por la correlación entre dichas dimensiones en ambas muestras. En ambos modelos y en ambas muestras los indicadores de ajuste son iguales, de hecho, el Criterio Informativo de Akaike es igual, por lo que podemos señalar que no hay diferencias significativas en el ajuste entre un modelo de primer orden con dos factores correlacionados y uno de segundo orden. En la comparación de estos dos modelos en las diferentes muestras es importante observar que el ajuste es mucho mejor en el caso de la muestra de estudiantes universitarios chilenos, mientras que en el caso de los universitarios mexicanos el índice de error es inaceptable ($RMSEA = .091$, $IC90\% [.076, .106]$).

Los tres modelos que se han propuesto para el tratamiento de la aquiescencia presentan indicadores de ajuste excelentes en ambas muestras, especialmente el modelo de un factor general y dos factores de método que muestra menor puntuación en el Criterio Informativo de Akaike (AIC) en ambas muestras [$AIC_{\text{México: modelo6}} = 60.22$, $AIC_{\text{Chile: modelo6}} = 62.92$]. Si consideramos todos los modelos, en la muestra de estudiantes chilenos se observan menor puntuación en el Criterio Informativo de Akaike (AIC) en los modelos de dos factores correlacionados [$AIC_{\text{Chile: modelo2}} = 60.661$] y el de un factor de segundo orden [$AIC_{\text{Chile: modelo3}} = 60.663$].

Tabla 1. Valores de los Índices de bondad de ajuste para los Modelos de Análisis Factorial Confirmatorio.

	Chi - Square	df	RMSEA (90% CI)	NFI	CFI	GFI	AGFI	AIC
Universitarios mexicanos								
1. Un factor general	849.572**	9	.244(.230, .258)	.62	.621	.826	.594	873.57
2. Dos factores correlacionados	111.502**	8	.091(.076, .106)	.95	.953	.977	.940	137.50
3. Un factor de segundo orden	111.502**	8	.091(.076, .106)	.95	.953	.977	.940	137.50
4. Un factor general y un factor de método con ítems inversos	85.232**	8	.078(.064, .094)	.962	.965	.982	.953	111.23
5. Un factor general y un factor de método con pesos 1 y -1	46.933**	8	.056(.041, .072)	.979	.982	.99	.970	72.93
6. Un factor general y dos factores de método	32.227**	7	.048(.032, .065)	.986	.998	.99	.980	60.22
Universitarios Chilenos								
1. Un factor general	583.706**	9	.217(.202, .232)	.760	.763	.845	.637	607.71
2. Dos factores correlacionados	34.663**	8	.050(.033, .067)	.986	.989	.991	.977	60.661
3. Un factor de segundo orden	34.663**	8	.050(.033, .067)	.986	.989	.991	.977	60.663
4. Un factor general y un factor de método con ítems inversos	42.699**	8	.057(.041, .074)	.982	.986	.99	.974	68.699
5. Un factor general y un factor de método con pesos 1 y -1	79.726**	8	.081(.066, .098)	.967	.970	.980	.948	105.726
6. Un factor general y dos factores de método	34.921**	7	.054(.037, .073)	.986	.988	.991	.974	62.92

Nota: *df* grados de libertad, *RMSEA* Raíz del error cuadrático medio de aproximación; *90% CI* 90% de Intervalo de Confianza, *NFI* Normal Fit Index, *CFI* Comparative Fit Index, *GFI* Goodnes of Fit Index, *AGFI* Adjusted of Fit Index, *AIC* Akaike information criterion

** $p < .001$.

Estadística para el Modelo de un factor general y dos factores de método

En la Tabla 2 se presentan los pesos factoriales para el factor general denominado Resiliencia y los dos factores debidos a la polaridad de los ítems, así como la varianza y el error estándar en cada dimensión. Los pesos factoriales en el factor general son mayores en la muestra de Universitarios chilenos ($\lambda > .39$) que en la muestra de universitarios mexicanos ($\lambda > .23$), incluso el peso factorial para el ítem 2 es no significativo. Al mismo tiempo, los pesos factoriales para los factores de método son más altos en la muestra de estudian-

tes mexicanos que en la muestra de estudiantes chilenos. Se esperaba que los pesos en el factor general (Resiliencia) fueran mayores que en los factores de método, sin embargo, en la mayoría de los ítems esto no ocurre, lo que significa que la aquiescencia está presente en estas muestras. La varianza también es alta para estos factores por lo que es posible que los estilos de respuesta debidos a la aquiescencia estén afectando el modelo factorial, especialmente en la muestra de estudiantes mexicanos donde la varianza de los ítems inversos es especialmente alta y mucho mayor que la del factor que estamos evaluando ($S^2_{\text{México_factor de resiliencia}} = .215$ vs $S^2_{\text{México_factor método ítems inversos}} = .375$].

Tabla 2. Pesos factoriales y varianza para el Modelo de un constructo con dos métodos en las muestras de Universitarios mexicanos y chilenos

Numero de Item	Universitarios mexicanos		Universitarios chilenos			
	Factor General	Factor polaridad positiva	Factor polaridad negativa	Factor General	Factor polaridad positiva	Factor polaridad negativa
2. Tengo dificultad para superar eventos estresantes.	-.05		-.61	-.39**		-.44
4. Es difícil para mí recuperarme cuando algo malo sucede.	-.40**		-.63	-.67**		-.45
6. Me tardo mucho tiempo para recuperarme de las adversidades en mi vida.	-.56**		-.63	-.59**		-.45
1. Tiendo a recuperarme rápidamente después de haber vivido situaciones difíciles.	.52**	.59		.56**	.53	
3. No me toma mucho recuperarme de un evento estresante.	.33**	.55		.49**	.53	
5. Usualmente supero situaciones difíciles con poca dificultad.	.23**	.57		.48**	.51	
Varianza	.215**	.273	.375	.292**	.262	.204
(Error estándar)	(.036)	(.024)	(.030)	(.060)	(.050)	(.065)

** $p < .001$

Análisis de Invarianza

En la Tabla 3 se presentan los resultados del análisis de invarianza multigrupo en el modelo de un factor teórico y dos factores de método para verificar si la estructura factorial del BRS es similar en las dos muestras estudiadas –invarianza factorial. Se presentan al inicio las pruebas globales para: a) los pesos factoriales de los ítems, b) las varianzas de las variables latentes, en el procedimiento si estas comparaciones no son significativas se considera que los modelos son invariantes, en el caso de que haya diferencias estadísticamente

significativas se hace un análisis ítem a ítem, o en cada una de las varianzas de las variables latentes para identificar en donde se están produciendo las diferencias. Para ello inicia con un modelo donde se permite que los parámetros sean diferentes en ambas muestras (*modelo sin restricciones o aumentado*) que se compara con uno o más modelos donde se restringen los parámetros para que sean iguales en ambas muestras (*modelo restringido o compacto*), una vez que se han estimado ambos modelos se obtiene el estadístico de bondad de ajuste Chi-cuadrado (χ^2). Dado que el modelo compacto está anidado

en el modelo aumentado, se puede comparar el cambio en Chi-cuadrado ($\Delta\chi^2$) con grados de libertad igual a la diferencia de los grados de libertad de los modelos respectivos. En la comparación un resultado significativo es evidencia de que se viola la equivalencia en los parámetros. Además, se utilizará el criterio de Cheung y Rensvold (2002) que señala que en modelos anidados un incremento superior a 0.01 en el Índice comparativo de Bentler (ΔCFI) es un indicador de que se debe rechazar el modelo con más restricciones. En la Tabla 3 se señalan con gris aquellos modelos en los que se encontraron diferencias significativas y que por lo tanto se consideran no invariantes entre las muestras, como puede observarse los dos modelos más generales no resultaron invariantes, ni el modelo de medida en el que se restringen los pesos factoriales de los ítems ni aquel en el que se restringen las varianzas

de las variables latentes. En las comparaciones específicas se puede identificar que los ítems 2 y 4, ambos ítems inversos, no son invariantes en las muestras (estos resultados se sostienen si se aplica el criterio que se basa en la comparación de Chi-cuadrado (χ^2), pero no en el ΔCFI). De igual forma las varianzas en el factor de método asociado a los estilos de respuesta en el factor que agrupa los ítems inversos resultó no ser invariante.

La confiabilidad se obtuvo para los ítems directos (México: $\alpha = .71$, $\omega = .59$; Chile: $\alpha = .77$, $\omega = .75$) para los ítems inversos (México: $\alpha = .74$, $\omega = .65$ Chile: $\alpha = .77$, $\omega = .76$).

Finalmente, en la Tabla 4 y Tabla 5 se pueden observar las matrices de varianzas covarianzas para la muestra de estudiantes mexicanos y chilenos respectivamente.

Tabla 3. Índices de bondad de ajuste para los modelos de Invarianza para el Análisis Factorial Confirmatorio.

Modelos	χ^2	gl	GFI	RMSEA	CFI	$\Delta\chi^2$	Δgl	p	ΔCFI
a. Modelo sin restricciones	67.15	14	.99	.036	.989				
b. Modelos restringidos									
Pesos factoriales	123.33	19	.99	.043	.978	56.18	5	.000	.011
Varianzas de factores	218.81	17	.98	.064	.957	151.6	3	.000	.032
Item_1	67.20	15	.99	.034	.989	0.06	1	.815	.000
Item_2	92.97	15	.99	.042	.983	25.82	1	.000	.006
Item_3	67.84	15	.99	.035	.989	0.69	1	.405	.000
Item_4	83.35	15	.99	.039	.985	16.20	1	.000	.004
Item_5	70.56	15	.99	.036	.988	3.41	1	.065	.001
Item_6	67.20	15	.99	.034	.989	0.06	1	.815	.000
Varianza en el factor principal	67.64	15	.99	.035	.989	0.49	1	.484	.000
Varianza factor de ítems directos	67.16	15	.99	.034	.989	0.01	1	.913	.000
Varianza factor de ítems inversos	72.05	15	.99	.036	.988	4.90	1	.027	.001

Nota: Las celdas en gris señalan aquellos modelos en los que se encontraron diferencias significativas ($p < .05$) entre el modelo sin restricciones y el modelo restringido.

Tabla 4. Matriz de varianzas-covarianzas de los ítems de los estudiantes mexicanos.

	Item1	Item 2	Item 3	Item 4	Item 5	Item 6
Item1	0.773					
Item 2	-0.045	1.034				
Item 3	0.407	0.001	0.918			
Item 4	-0.205	0.448	-0.109	0.987		
Item 5	0.369	-0.004	0.379	-0.114	0.868	
Item 6	-0.272	0.382	-0.18	0.592	-0.105	0.935

Tabla 5. Matriz de varianzas-covarianzas de los ítems de los estudiantes chilenos.

	Item1	Item 2	Item 3	Item 4	Item 5	Item 6
Item1	0.945					
Item 2	-0.188	1.06				
Item 3	0.544	-0.153	0.959			
Item 4	-0.355	0.511	-0.306	1.003		
Item 5	0.504	-0.252	0.482	-0.324	0.978	
Item 6	-0.334	0.41	-0.299	0.599	-0.311	0.98

Discusión

El propósito del presente estudio fue evaluar la estructura factorial de la versión castellana de la BRS, tomando en cuenta la aquiescencia, en una muestra amplia de estudiantes universitarios mexicanos y una validación cruzada de los mismos modelos con estudiantes universitarios chilenos,

usando modelos de ecuaciones estructurales. Se examinaron diferentes modelos competitivos para comparar aquellos que no toman en cuenta la aquiescencia (modelo unidimensional, bidimensional y el modelo de segundo orden) versus modelos factoriales que separan el efecto del rasgo que se pretende medir y los efectos del sesgo que se producen con la aquiescencia (Condon, Ferrando & Demestre, 2006).

Los estilos de respuesta relacionados con la aquiescencia se modelan incluyendo factores de método adicionales en el análisis factorial confirmatorio (AFC), la inclusión de estos factores mejoran el ajuste del modelo, en el análisis se encontró que los modelos que consideran la aquiescencia tienen mejores indicadores en general que los tres modelos que no la consideran, en particular el modelo de dos factores de método que son ortogonales al factor teórico de resiliencia fue el que obtuvo los mejores índices de ajuste. Estos resultados son consistentes con otros estudios que incluyen factores de método (Biderman, Nguyen, Cunningham, & Ghorbani, 2011, Billiet & McClelland, 2000; Danner et al., 2015).

En universitarios mexicanos, el mejor ajuste de los modelos que consideran la aquiescencia, sugiere que en esta muestra existe un mayor sesgo debido a los estilos de respuesta, lo que influye en la calibración de los ítems y en la puntuación de los participantes (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2010; Tomás, et al., 2013; Weijters, Geuens & Shillewaert, 2010a, 2010b). Los indicadores de ajuste en los modelos de dos factores y el modelo de segundo orden muestran niveles muy altos de error (RMSEA > .09) que disminuyen en los modelos con tratamiento para la aquiescencia. Al mismo tiempo, la cantidad de varianza debida a los factores de método son mayores que la debida al factor general de Resiliencia, lo que hace pensar que en esa muestra se hace un uso desproporcionado de las opciones de respuesta positivas (Biderman, et al., 2011).

Por el contrario, en la muestra de universitarios chilenos el modelo de dos factores y el de un factor de segundo orden, en los que no se considera la aquiescencia tienen indicadores de ajuste tan buenos como el modelo con dos factores de método. En el análisis se observa que los índices de ajuste son similares en estos tres modelos, en el caso del modelo de segundo orden los pesos factoriales en esta muestra son similares a los encontrados en España (Rodríguez-Rey, Alonso-Tapia & Hernansaiz-Garrido, 2016), incluso los valores de los pesos de regresión entre el factor de segundo orden (Resiliencia) y los de primer orden (ítems directos e inversos) son más adecuados en la muestra chilena que en los encontrados en España en la que los pesos son muy cercanos a 1.

Conclusiones

La elaboración de escalas en la que se combinan ítems directos e inversos para reducir la aquiescencia es una práctica común en evaluación, la aportación principal de este trabajo es la comparación de modelos que consideran la aquiescencia y los que no, además, comparamos una muestra mexicana con una muestra chilena, sugerimos que se consideren estos resultados cuando se analicen los resultados del BRS y del

mismo modo cuando se realicen estudios de análisis factorial confirmatorio en instrumentos que puedan conducir a estilos de respuesta aquiescente.

Para la validación cruzada se realizó un análisis de invarianza multigrupo que mostró que las dos muestras estudiadas tuvieron estructuras factoriales diferentes tanto para el modelo de pesos factoriales, encontrando diferencias en los pesos factoriales de dos ítems inversos (ítems 2 y 4); como para el modelo de varianzas de las variables latentes que mostró diferencia en la varianza del factor asociado a los ítems negativos. Estas diferencias pueden ocurrir entre algunos países especialmente en contextos donde la evaluación no tiene consecuencias y donde los respondientes tienen poca motivación a realizar la evaluación. Una posible línea de investigación sugiere que en las medidas que se realizan a nivel mundial o de comparación entre países se ha encontrado que los estilos de respuesta extremos o aquiescentes se observan en países con bajos niveles educativos y de ingresos, especialmente la aquiescencia se observa en aquellos países con altos niveles de corrupción (Meisenberg & Williams, 2008).

Finalmente, debemos señalar que aun cuando los resultados del trabajo se refieren a discernir la presencia de los efectos de método asociados a los ítems inversos en el estudio de la estructura factorial de la escala, estos efectos también tienen implicaciones en la estimación de las puntuaciones en los factores latentes. Es importante recordar que desde el punto de vista del Análisis Factorial Confirmatorio el proceso de ajuste de un modelo tiene usualmente dos fases: la calibración de los ítems y la estimación de las puntuaciones. Se sabe que el estilo de respuesta aquiescente puede generar un sesgo en el proceso de ajuste del modelo y calibración de los ítems y por lo tanto afectar los cálculos en la fase de estimación de las puntuaciones (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2010). En la fase de estimación de las puntuaciones latentes los parámetros se fijan a los valores estimados en la primera fase, y se usan para calcular los niveles de rasgo para cada persona. Existen diversos procedimientos para calcular el nivel de rasgo, pero las investigaciones sugieren que la estimación bayesiana tiene ventajas en relación con otros procedimientos (Ferrando & Lorenzo-Seva, 2016), a partir de estas estimaciones sería posible estudiar, el impacto de la aquiescencia en la precisión con la que se estima el factor latente relacionado con la resiliencia, así como estudiar la fiabilidad y validez de las puntuaciones libres del sesgo de los estilos de respuesta aquiescente. Al mismo tiempo, se puede avanzar en una línea de investigación en la que se busque identificar aquellas variables relacionadas con este efecto en las diferentes poblaciones.

References

- Abad, F. J., Sorrel, M. A., García, L. F., & Aluja, A. (2016). Modeling General, Specific, and Method Variance in Personality Measures Results for ZKA-PQ and NEO-PI-R. *Assessment*. doi: 10.1177/1073191116667547.
- Anderson, D. R., Burnham, K. P., & White, G. C. (1998). Comparison of Akaike information criterion and consistent Akaike information criterion for model selection and statistical inference from capture-recapture studies. *Journal of Applied Statistics*, 25(2), 263-282. doi: 10.1080/02664769823250
- Amat, S., Subhan, M., Jaafar, W.M.W., Mahmud, Z., & Johari, K.S.K. (2014). Evaluation and Psychometric Status of the Brief Resilience Scale in a Sample of Malaysian International Students. *Asian Social Science*, 10, 240-245. doi: 10.5539/ass.v10n18p240
- Bentler, P.M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107(2), 238-246. doi: 10.1037/0033-2909.107.2.238
- Benson, J., & Hocevar, D. (1985). The impact of item phrasing on the validity of attitude scales for elementary school children. *Journal of Educational Measurement*, 22(3), 231-240. doi: 10.1111/j.1745-3984.1985.tb01061.x
- Biderman, M. D., Nguyen, N. T., Cunningham, C. J., & Ghorbani, N. (2011). The ubiquity of common method variance: The case of the Big Five. *Journal of Research in Personality*, 45(5), 417-429. doi: 10.1037/e518422013-571
- Billiet, J. B., & McClelland, M. J. (2000). Modeling acquiescence in measurement models for two balanced sets of items. *Structural equation modeling: A multidisciplinary Journal*, 7(4), 608-628. doi: 10.1207/S15328007SEM0704_5
- Carmines, E. G., & Zeller, R. A. (1979). *Reliability and validity assessment*. Beverly Hills, CA: Sage publications.
- 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
- Condon, L., Ferrando, P. J., & Demestre, J. (2006). A note on some item characteristics related to acquiescent responding. *Personality and individual differences*, 40(3), 403-407. doi:10.1016/j.paid.2005.07.019
- Danner, D., Aichholzer, J., & Rammstedt, B. (2015). Acquiescence in personality questionnaires: Relevance, domain specificity, and stability. *Journal of Research in Personality*, 57, 119-130. doi: 10.1016/j.jrp.2015.05.004
- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva, U. (2010). Acquiescence as a source of bias and model and person misfit: A theoretical and empirical analysis. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 63(2), 427-448. doi: 10.1348/000711009X470740
- Ferrando, P. J., & Lorenzo-Seva, U. (2016). A note on improving EAP trait estimation in oblique factor-analytic and item response theory models. *Psicológica*, 37(2), 235-247.
- Hidalgo-Rasmussen, C.A., Chávez-Flores, Y.V., Rojas, M.J., Vilugrón, F. (2017). *Adaptación transcultural de la escala de resiliencia "Brief Resilience Scale (BRS)" para poblaciones chilena y Mexicana*. Manuscrito presentado para su publicación.
- Hu, L. & Bentler, P.M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. doi: 10.1080/10705519909540118
- Leontjevas, R., de Beek, W. O., Lataster, J., & Jacobs, N. (2014). Resilience to affective disorders: A comparative validation of two resilience scales. *Journal of affective Disorders*, 168, 262-268. doi: 10.1016/j.jad.2014.07.010
- Meade, A. W., Johnson, E. C., & Braddy, P. W. (2008). Power and sensitivity of alternative fit indices in tests of measurement invariance. *Journal of applied psychology*, 93(3), 568-592. doi: 10.1037/0021-9010.93.3.568
- Meisenberg, G., & Williams, A. (2008). Are acquiescent and extreme response styles related to low intelligence and education?. *Personality and Individual Differences*, 44(7), 1539-1550. doi:10.1016/j.paid.2008.01.010
- Rodríguez-Rey, R., Alonso-Tapia, J., & Hernansaiz-Garrido, H. (2016). Reliability and validity of the Brief Resilience Scale (BRS) Spanish Version. *Psychological Assessment*, 28, 5, e101-e110. doi: 10.1037/pas0000191
- Savalei, V., & Falk, C. F. (2014). Recovering substantive factor loadings in the presence of acquiescence bias: A comparison of three approaches. *Multivariate behavioral research*, 49(5), 407-424. doi: 10.1080/00273171.2014.931800
- Smith, B. W., Dalen, J., Wiggings, K., Tooley, E., Christopher, P., & Bernard, J. (2008). The brief resilience scale: Assessing the ability to bounce back. *International Journal of Behavioral Medicine*, 15, 194-200. doi: 10.1080/10705500802222972
- Steiger, J. H., & Lind, J. C. (1980, May). *Statistically based tests for the number of common factors*. In annual meeting of the Psychometric Society, Iowa City, IA (Vol. 758, pp. 424-453).
- Tomás, J. M., Galiana, L., Hontangas, P., Oliver, A., & Sancho, P. (2013). Evidencia acumulada sobre los efectos de método asociado a ítems invertidos. [Evidence accumulated on the effects of method associated with inverted items]. *Psicológica*, 34, 365-381. Recuperado de: <http://www.redalyc.org/pdf/169/16929535013.pdf>
- Vautier, S., & Pohl, S. (2009). Do balanced scales assess bipolar constructs? The case of the STAI scales. *Psychological Assessment*, 21(2), 187-193. doi: 10.1037/a0015312
- Ventura-León, J.L., & Caycho, T. (2017). El coeficiente Omega: un método alternativo para la estimación de la confiabilidad. *Revista Latinoamericana de Ciencias Sociales, Niñez y Juventud*, 15(1), 625-627.
- Weijters, B., Geuens, M., & Schillewaert, N. (2010a). The stability of individual response styles. *Psychological methods*, 15(1), 96-110. doi: 10.1037/a0018721
- Weijters, B., Geuens, M., & Schillewaert, N. (2010b). The individual consistency of acquiescence and extreme response style in self-report questionnaires. *Applied Psychological Measurement*, 34(2), 105-121. doi: 10.1177/0146621609338593
- Windle, G. Bennett, K.M., & Noyes, J. (2011). A methodological review of resilience measurement scales. *Health and Quality of Life Outcomes*, 9, 8. doi: 10.1186/1477-7525-9-8