

# Propiedades psicométricas y dimensionalidad de “*The Flourishing Scale*” en población hispanohablante

**Carmen Pozo Muñoz<sup>1</sup>, Angélica Garzón Umerenkova<sup>2</sup>,  
Blanca Bretones Nieto<sup>3</sup> y Claudia Ligia Charry<sup>4</sup>**

---

<sup>1</sup> Profesora titular, Departamento de Psicología Universidad de Almería, Almería

<sup>2</sup> Profesora, Facultad de Psicología Universidad El Bosque, Bogotá

<sup>3</sup> Universidad de Almería. Almería.

<sup>4</sup> Profesora, Facultad de Psicología Universidad Santo Tomás, Bogotá.

---

**España / Colombia**

*Correspondencia:* Carmen Pozo Muñoz. Ctra. Sacramento, s/n, 04120 La Cañada de San Urbano, Almería, España. E-mail: [cpozo@ual.es](mailto:cpozo@ual.es)

---

© Education & Psychology I+D+i and Ilustre Colegio Oficial de la Psicología (Spain)

## Resumen

**Introducción.** El flujo o estado de flujo ha empezado a investigarse con estudiantes en cuanto a su relación con diversas variables académicas y motivacionales en diferentes entornos educativos. Esto conlleva la necesidad de más y mejores herramientas para la evaluación de este constructo en la población hispanohablante. El propósito de este estudio fue la validación de la versión en castellano de la *Flourishing Scale* (FS) en universitarios españoles y colombianos.

**Método.** Formaron parte del estudio un total de 359 estudiantes, 152 de Bogotá (Colombia) y 207 de España, quienes respondieron a un cuestionario en línea. Se realizaron dos tipos de análisis estadísticos complementarios. Uno mediante el modelo Rasch, con el cual se analizó el ajuste de cada una de las preguntas, su dificultad y se estableció la adecuación del rango de la escala empleada en el cuestionario. El otro fue un análisis factorial confirmatorio con el cual se corroboró la dimensionalidad del constructo y su invarianza en las dos muestras empleadas mediante un análisis multigrupo.

**Resultados.** Los resultados confirman la unidimensionalidad del constructo flujo medido con la FS, el cual fue invariante para las dos muestras. A través del modelo Rasch se obtuvieron buenos niveles de confiabilidad y evidencia de validez de la escala FS.

**Discusión.** Las propiedades de la FS son satisfactorias, aunque puede ser recomendable la incorporación de nuevas preguntas con un mayor nivel de dificultad para personas con altos niveles de flujo. Finalmente, la reducción de la escala de respuesta a cuatro categorías podría aumentar la parsimonia de la escala y su funcionalidad.

**Palabras clave:** flujo; universitarios; validación; estudio transcultural; análisis multigrupo.

*Recibido:* 05/04/15

*Aceptación Inicial:* 18/05/15

*Aceptación final:* 02/03/16

# Psychometric properties and dimensionality of the "Flourishing Scale" in Spanish-speaking population

## Abstract

**Introduction.** Flow has recently been the focus of research with students in regard to its relation to diverse academic and motivational variables in different educational settings. This brings out the need of more and better tools for evaluation of this construct for the Spanish speaking population. The goal of this study was to validate a Spanish version of the “Flourishing Scale” (FS) in Spanish and Colombian university students.

**Method.** A total of 359 students took part, 152 from Bogotá (Colombia) and 207 from Spain, whom responded to an online questionnaire. Two types of complementary statistical analyses were carried out. One of them was the Rasch model with which was analyzed the adjustment for each one of the items, its difficulty and established the fit for the rank of the scales used in the questionnaire. The other one was a confirmatory factor analysis with which the dimensionality of the construct was corroborated and its invariance in the two samples used, by means of a multi-group analysis.

**Results.** These results confirm the one-dimensional characteristic of flow, which were invariant in both samples. Through the Rasch Model, good rates of reliability and validity of the FS were observed.

**Discussion.** The properties of the FS are satisfactory, although it would be desirable to introduce items with a higher level of difficulty for people with high levels of flow. Finally, the reduction of the scale to four categories will increase the parsimony of the scale and its functionality.

**Keywords:** flow; college students; validation; cross cultural research; multi-group analysis.

*Reception: 05.04.15*

*Initial acceptance: 06.14.15*

*Final acceptance: 03.02.16*

## Introducción

El estado de flujo o *flow* puede definirse como una combinación de bienestar subjetivo y psicológico (Diener et al., 1999). Este constructo es actualmente constituye una importante área de investigación, especialmente desde el marco de referencia de la psicología positiva (Balducci, et al., 2010; Littman-Ovadia & Balducci, 2013; Schaufeli et al., 2002; Seligman & Csikszentmihalyi, 2000).

Seligman (2011) se refiere al estado de flujo como una combinación de un conjunto de “características centrales”: emociones positivas, entrega, significado (sentido y propósito); y tres de las denominadas “características adicionales”: autoestima, optimismo, resiliencia, vitalidad, autodeterminación y relaciones interpersonales positivas. Las características antes mencionadas parecen contribuir al hecho de que los individuos con *flow* aprenden con mayor eficiencia, tienen más y mejores relaciones sociales, experimentan pocas limitaciones en sus actividades diarias y disfrutan de una mejor salud (Huppert & So, 2013). De hecho, la “Flourishing Scale” presenta correlaciones significativas positivas con otras medidas de bienestar (Silva & Caetano, 2013).

### *Dimensionalidad del flow*

La dimensionalidad del *flow* es un aspecto esencial y es aún una cuestión de debate. Es relevante para la comprensión de su relación con el aprendizaje óptimo y porque es considerado un buen predictor de la ejecución académica (Shernoff et al., 2003). Salanova et al. (2002) definen el *flow* como una función de tres factores: competencia, absorción y motivación intrínseca. Por el contrario, otros autores apuestan por su conformación bidimensional: disfrute y absorción (Rodríguez et al., 2008); y otros estudios defienden la unidimensionalidad del constructo (Diener et al., 2009; Hone et al., 2013).

Entre los estudios que apuestan por la unidimensionalidad cabe destacar el trabajo realizado por Diener et al. (2009) en el que “*The Flourishing Scale*” (FS; Diener & Biswas-Diener, 2008) fue administrada a un total de 689 estudiantes. Más recientemente, dicha escala ha sido aplicada a una muestra de 9.646 adultos neozelandeses. Tanto el Análisis Factorial Exploratorio (AFE) como el confirmatorio (AFC) señalaron la unidimensionalidad del *flow*, mostrando además muy buenos resultados de fiabilidad y validez (Hone et al., 2013). Igualmente, Silva y Caetano (2013) encontraron evidencia de la unidimensionalidad del constructo en un estudio de validación de la FS en Portugal. Hasta ahora no existe evidencia de estudios

de validación llevados a cabo con la FS en población hispanohablante y, por lo tanto, el comportamiento psicométrico de la prueba es desconocido para esta población.

### *Objetivos e hipótesis*

El propósito del presente estudio fue validar la versión en español de la FS (Melipillán et al., manuscrito no publicado), traducido al español de la escala original de Diener et al. (2009), a través de dos muestras de estudiantes de España y Colombia. Se provee evidencia de sus bondad psicométrica, invarianza métrica en las dos muestras y dimensionalidad. La FS no ha sido previamente adaptada a las poblaciones mencionadas, se asume para este estudio que el constructo es unidimensional e invariante para las dos muestras

Específicamente, proponemos las siguientes hipótesis:

1. La FS presenta adecuadas propiedades psicométricas en lo que respecta a la consistencia interna, e índices de confiabilidad y validez de los ítems para las dos muestras empleadas.
2. El constructo *flow*, medido a través de la *Flourishing Scale*, es unidimensional
3. La estructura unidimensional del *flow* es invariante en las dos muestras.

## **Método**

### *Participantes*

La muestra de este estudio estuvo compuesta por 359 estudiantes, 152 de una universidad en Bogotá (Colombia) y 207 de una universidad en Almería (España). El género de los participantes fue de 68% de mujeres y 32% de hombres, y con un promedio de edad de 22 años. Los estudiantes estaban matriculados en cursos de psicología, salud, educación e ingeniería. En el caso de la muestra española, el 49% estaban en su cuarto año de carrera, mientras que había más variabilidad en la muestra de estudiantes colombianos. La mayor proporción de estudiantes estaban en su cuarto semestre, (33%), seguidos por aquellos que estaban en primero (27%) y primer semestre académico (20%).

En relación a los resultados de rendimiento académico, más del 80% de los participantes afirma presentarse a todos los exámenes durante los diferentes cursos académicos. En am-

Los grupos las notas medias alcanzadas hasta el momento son muy similares (7,13 en españoles y 7,44 en colombianos).

### *Instruments*

El constructo estado de flujo o *flow*, fue analizado mediante la versión en español de la escala FS (Diener & Biswas-Diener, 2008; Diener et al., 2009), ver Tabla 1. La FS está compuesta por ocho reactivos en un formato de respuesta tipo Likert, con un rango de 1 (*completamente en desacuerdo*) a 5 (*completamente de acuerdo*).

La FS fue creada para evaluar el éxito auto percibido en áreas tales como las relaciones sociales, sentimientos de competencia, propósito y optimismo. La escala provee una calificación única de bienestar psicológico y tiene comprobadas propiedades psicométricas: buen nivel de consistencia interna (Alfa de Cronbach .87), y la confiabilidad temporal de la escala es moderadamente alta (.71). Igualmente, está fuertemente correlacionada con los resultados en otras escalas de bienestar psicológico y sentimientos (Diener et al., 2009).

**Table 1. Items of the FS (Spanish and English Version)**

Item	FS
Flow1	I lead a purposeful and meaningful life Llevo una vida útil y significativa
Flow2	My social relationships are supportive and rewarding Mis relaciones sociales me brindan apoyo y gratificación
Flow3	I am engaged and interested in my daily activities Me siento involucrado e interesado en mis actividades cotidianas
Flow4	I actively contribute to the happiness and well-being of others Contribuyo activamente a la felicidad y bienestar de otros
Flow5	I am competent and capable in the activities that are important to me Soy competente y capaz en las actividades que son importantes para mí

Flow6	I am a good person and live a good life Soy una buena persona y vivo una buena vida
Flow7	I am optimistic about my future Soy optimista acerca de mi futuro
Flow8	People respect me Las personas me respetan

---

### *Procedimiento*

Se realizó un análisis de contenido previo del cuestionario pero no hubo necesidad realizar ajustes en el vocabulario o términos empleados para ambos países. Dos expertos de Colombia y España llevaron a cabo este proceso.

Se utilizó un versión en línea del cuestionario, que contuvo reactivos de variables sociodemográficas y educativas *ad hoc*. Un enlace del cuestionario fue enviado a los participantes vía correo electrónico. Durante esta fase se utilizó la aplicación “Lime Survey” (versión 9.1.).

### *Análisis de datos*

En primer lugar, se llevaron a cabo una serie de análisis descriptivos a partir de las puntuaciones obtenidas del FS, de forma independiente para los resultados de los dos países (Colombia y España). Los resultados obtenidos fueron analizados usando el programa estadístico IBM SPSS (versión 22 para Windows).

Segundo, también se analizaron los resultados obtenidos para la FS en las muestras colombiana y española mediante el modelo Rasch. Este modelo presenta algunas ventajas para la validación psicométrica de instrumentos (Baghaei, 2012). Se obtuvo evidencia de la confiabilidad del instrumento (para las personas, los ítems y Alfa de Cronbach) y de su validez (ajuste de los ítems al modelo, dimensionalidad de la prueba, mapa de ítems y análisis de las opciones de respuesta).

Finalmente, para la verificación de los modelos establecidos en las Hipótesis 1 y 2 se aplicó un Análisis Factorial Confirmatorio mediante ecuaciones estructurales, utilizando para ello el programa AMOS. Este procedimiento es de utilidad para establecer la dimensionalidad

del constructo (De la Fuente et al., 2010). Inicialmente se realizaron los análisis para cada una de las muestras (española y colombiana) y posteriormente se realizó un análisis multi-grupo para corroborar la invarianza de los modelos en las dos muestras.

Fueron identificados los valores para los índices de ajuste de parsimonia, Chi-cuadrado normalizado por los grados de libertad (CMIN/df) y raíz del residuo cuadrático promedio de aproximación (RMSEA), así como también para los índices de ajuste comparativo (CFI) e índice de ajuste (GFI) y de ajuste normalizado (NFI). Valores superiores a 0,9 para CFI, GFI y NFI, así como inferiores a 0,08 para RMSEA y menores a 2 para CMIN/df, son indicadores de buen ajuste del modelo. Para evaluar el ajuste en el análisis multigrupo se tuvieron en cuenta especialmente el RMSEA y la diferencia entre los índices CFI (menor o igual a -0,01) y TLI (menor o igual a 0,05).

## Resultados

### *Análisis descriptivos*

Respecto a la “Flourishing Scale” (FS), los resultados de los análisis descriptivos por ítem para las dos muestras presentan puntuaciones cercanas al punto medio, aunque con una tendencia a valores superiores (no existe, sin embargo un efecto techo).

Los descriptivos indican una media ligeramente superior para la muestra colombiana (4,2) frente a la española (4,0) (ver Tabla 2).

**Table 2. Media y Desviación Estándar para la FS para las dos muestras por país.**

<i>País</i>	<i>Prueba</i>	<i>M</i>	<i>Dt.</i>	<i>n</i>
España	FS	4.02	.59	207
Colombia	FS	4.21	.62	152

### *Análisis psicométrico de la FS mediante el modelo Rasch*

La confiabilidad para las personas mediante análisis Rasch fue bastante aceptable (Colombia = .77; España = .80), y el estadístico de separación de los ítems fue de 3,69 para Colombia y 4,13 para España. La confiabilidad de los ítems fue de .93 para Colombia y .94



para España. También para ambas muestras, al Alfa de Cronbach fueron elevados y por encima de .70 (Nunnally & Bernstein, 1994), (Colombia = .88; España = .85).

En cuanto a los estadísticos de ajuste estimados infit y/o outfit, todos los ítems de la FS se ajustaron al modelo Rasch (0.13 - 1.4), en las dos muestras. La correlación de cada uno de los 8 ítems de la prueba fue  $r \geq .6$ , el error de estimación de cada uno de los 8 ítems está en el rango entre .14 a .16 (ver Tablas 3 y 4).

**Tabla 3. Resultados para los Ítems del FS de acuerdo al Modelo Rasch (Estudiantes Colombianos)**

<i>Item</i>	<i>MEASURE</i>	<i>ERROR</i>	<i>IN. MSQ</i>	<i>OUT. MSQ</i>	<i>PT-ME</i>
Flow1	.30	.14	.83	.86	.74
Flow2	.84	.13	1.09	1.17	.72
Flow3	.48	.14	.78	.77	.75
Flow4	.38	.14	1.23	1.23	.65
Flow5	-.57	.16	.98	.96	.67
Flow6	-.80	.16	.87	.88	.67
Flow7	-.80	.16	1.17	.92	.68
Flow8	.17	.15	1.12	1.11	.67

Nota: “IN.MSQ” y “OUT.MSQ” del inglés “Infit Mean Squared” y “Outfit Mean Squared”, respectivamente. Son medias cuadráticas que indican el ajuste al modelo, esperándose valores cercanos a 1. “PT-ME” son valores de correlación biserial, cuanto más elevados mejor; indica la correlación entre la pregunta y las habilidades de la persona.

**Tabla 4. Resultados para los Ítems del FS de acuerdo al Modelo Rasch (Estudiantes Españoles)**

<i>Item</i>	<i>MEASURE</i>	<i>ERROR</i>	<i>IN. MSQ</i>	<i>OUT. MSQ</i>	<i>PT- ME</i>
Flow1	.40	.11	.91	.91	.72
Flow2	-.27	.12	1.11	1.12	.64
Flow3	.16	.11	.79	.79	.71
Flow4	-.08	.12	.90	.98	.66
Flow5	-.58	.13	1.04	1.04	.60
Flow6	-.70	.13	.84	.79	.69
Flow7	.99	.10	1.33	1.35	.70
Flow8	.09	.12	.88	.84	.68

Nota: “IN.MSQ” y “OUT.MSQ” del inglés “Infit Mean Squared” y “Outfit Mean Squared”, respectivamente. Son medias cuadráticas que indican el ajuste al modelo, esperándose valores cercanos a 1. “PT-ME” son valores de correlación biserial, cuanto más elevados mejor; indica la correlación entre la pregunta y las habilidades de la persona.

La varianza explicada por la medida fue de 52,1%; la varianza residual no explicada por el primer contraste fue de 10,1%. El número de eigenvalues para la varianza residual del primer contraste fue de 1,7. La razón obtenida entre el porcentaje total de varianza explicada por los ítems y el porcentaje de la varianza no explicada por el primer residual fue de 5,15, valores que sugieren que la prueba mide un solo constructo.

El mapa de Wright (Figuras 1 y 2) presenta la regla de Rasch en el rango de -1 a +5 para ambas muestras. La media para la habilidad de las personas fue de 2.56 ( $Dt = 1.93$ ) para la muestra de Colombia, y de 2.09 ( $Dt = 1.75$ ) para la muestra española; la media de la dificultad de los reactivos fue de ( $SD = .59$ ) para muestra de Colombia y de .00 ( $Dt = .51$ ) para la muestra de España. En el mapa de ítems, las medias tanto de habilidad de las personas como de la dificultad de los ítems están a más de 2 lógitos (2.56 en el caso de Colombia y 2.09 en el caso de España) de diferencia entre sus valores, lo que indica que existen algunos niveles de atributo que los ítems no cubren en la población.

Las opciones de respuesta presentan una frecuencia mayor a 10 (Bond & Fox, 2007) con progresión monótonica de una categoría a otra (desde -2.85 para la categoría 1, hasta 4.09 para la categoría 5 en el caso de la muestra colombiana, y desde -3.41 hasta 4.26 para la muestra española). Los valores de los estadísticos de ajuste lejano y cercano se encuentran entre  $\geq 0,8$  y  $\leq 1,3$  en las dos muestras, sin embargo la distancia entre las categorías 2 y 3 es apenas de 0.58 en la muestra colombiana y 0.98 en la muestra española (mucho menor que el intervalo entre  $\geq 1,40$  y  $\leq 5$ , correspondiente a los criterios propuestos por el modelo Rasch para ítems politómicos). Esto nos llevaría a sugerir la fusión de estas dos categorías para ver si este índice mejora.

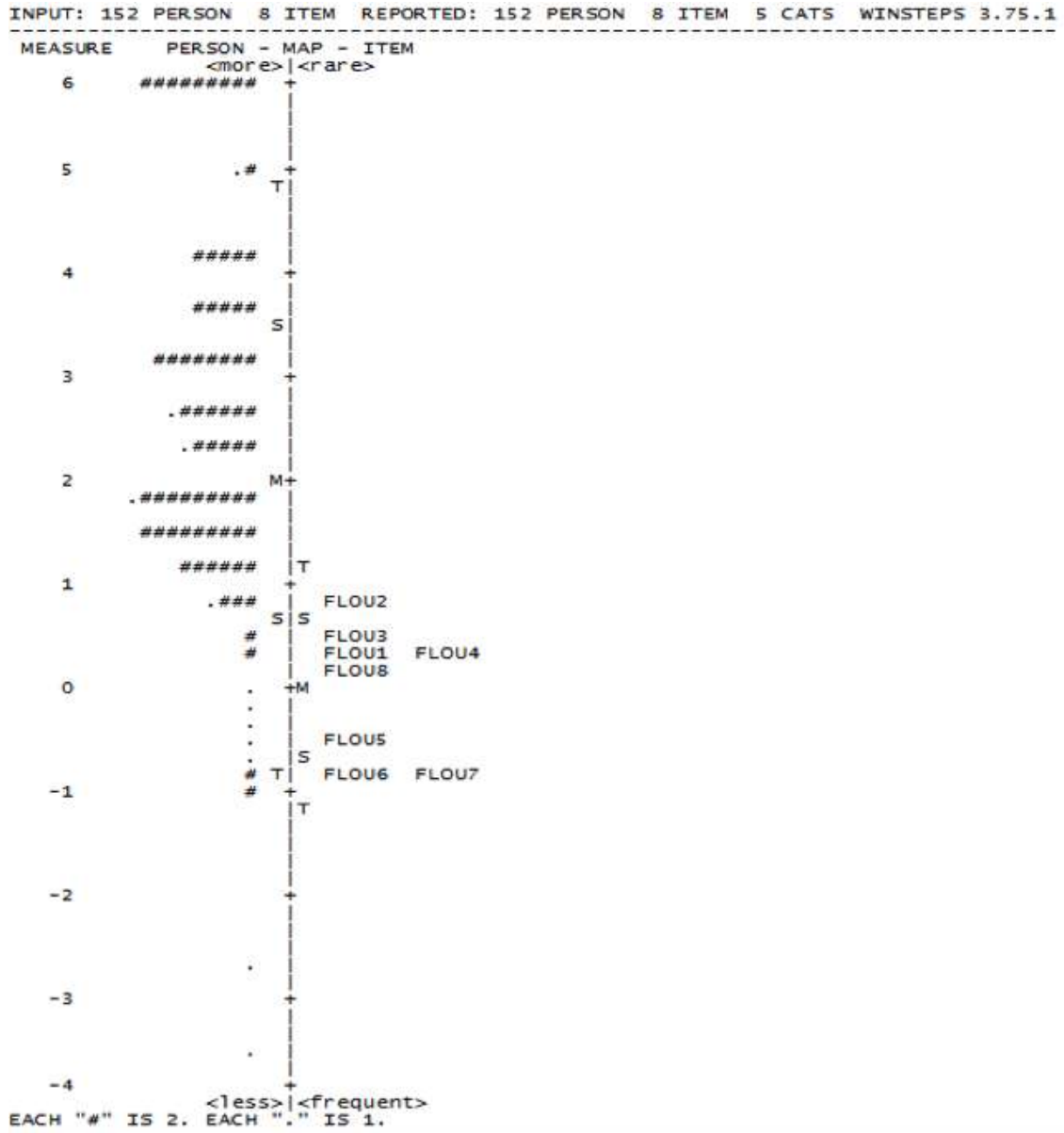


Figura 1. Mapa de Wright (estudiantes colombianos).

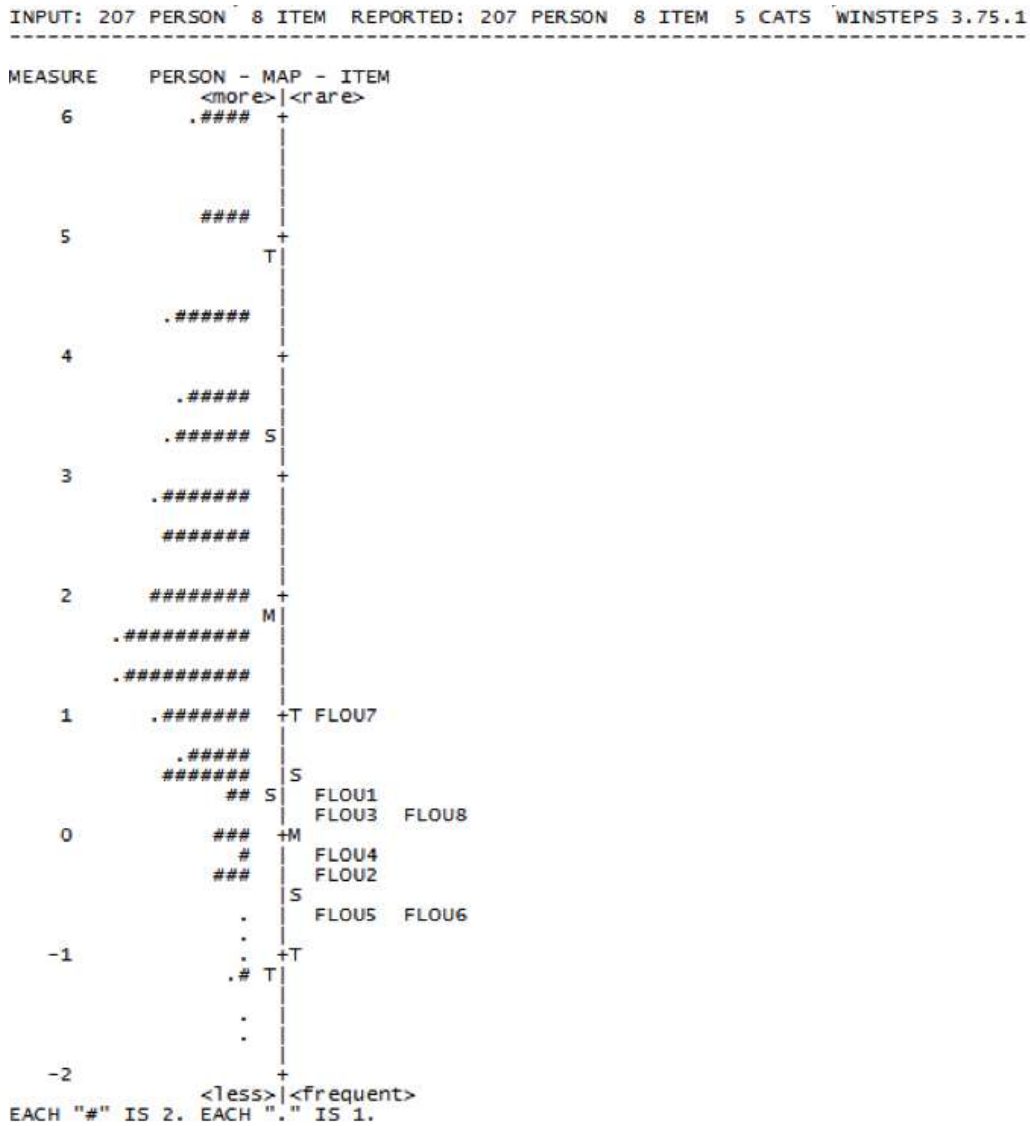


Figura 2. Mapa de Wright (estudiantes españoles).

*Estructura factorial de la FS*

La distribución de los datos, en las dos muestras, no tuvo una distribución normal, sin embargo los valores de asimetría (Colombia=-0,81 y España=-0,63) y curtosis (Colombia=1,31 y España=0,53) no superaron los valores de 2 y 7, respectivamente, los cuales, de acuerdo con Finney y DiStefano (2006), podrían tener impacto sobre los resultados de los análisis con ecuaciones estructurales (para las estimaciones por máxima verosimilitud). En la muestra colombiana el modelo obtuvo buenos índices de ajuste (CFI=0,92; GFI=0,92; NFI=0,87), aunque el ajuste de parsimonia no fue ideal (CMIN/df=2,29 y RMSEA=0,09). Se observó covarianza importante entre los ítems 2 y 6, y al incluir dicha covarianza en el mode-

lo los índices de ajuste mejoraron (CFI=0,97; GFI=0,95; NFI=0,92; CMIN/df=1,42 y RMSEA=0,05).

En la muestra española los resultados fueron similares para los índices de ajuste (CFI=0,95; GFI=0,94; NFI=0,91) y los de parsimonia (CMIN/df=2,36 y RMSEA=0,08). Se observó covarianza importante entre los ítems 1 y 3, al incluir dicha covarianza en el modelo y recalculer los índices se obtuvo una mejoría en el ajuste del mismo (CFI=0,97; GFI=0,96; NFI=0,94; CMIN/df=1,77 y RMSEA=0,06).

Se analizó la invarianza factorial para las dos muestras (colombiana y española) de manera simultánea. La tabla 5 resume los índices obtenidos para cada modelo partiendo de un nivel de menor restricción en los parámetros (invarianza configuracional) hasta uno de mayor restricción (invarianza estricta). En modelo A (invarianza configuracional), el valor de chi-cuadrado nos llevaría a desconsiderar la hipótesis de invarianza; sin embargo, considerando que el resto de los índices (RMSEA, CFI y TLI) nos indican lo contrario y sabiendo también que chi-cuadrado es susceptible de ser afectado por el valor muestral, se tomó la decisión de aceptar el modelo base de la invarianza. Al analizar el modelo B (invarianza métrica), tenemos la misma situación de contraste entre el valor de chi-cuadrado y los índices RMSEA, CFI y TLI. Al calcular la diferencia entre el CFI del modelo B y del modelo A, se obtiene un valor de -0,001, y la diferencia respectiva para los índices TLI arrojó un valor de 0,01. Los valores obtenidos apoyan de nuevo la hipótesis planteada. Al testar el modelo C, se observa un incremento en el valor del RMSEA, así como una disminución en los índices CFI y TLI, aunque la diferencia para CFI fue igual a -0,09 y para TLI igual a -0,08. Evaluando la información disponible, se decidió no aceptar el modelo de invarianza fuerte. Se presentan los valores obtenidos para el modelo D, aunque es de esperarse que fuera rechazado dados los resultados del modelo C, que cuenta con menos restricciones. Se observa un leve aumento en el RMSEA, así como una disminución el CFI y TLI.

**Tabla 5. Análisis multi-grupo para la FS**

<i>Modelo</i>	$\chi^2$	<i>p</i>	<i>RMSEA</i>	<i>CFI</i>	<i>TLI</i>
Invarianza configuracional	93.129	.000	.062	.940	.916
Invarianza métrica	100.858	.000	.057	.939	.927
Invarianza fuerte	196.332	.000	.085	.841	.841
Invarianza estricta	232.445	.000	.087	.809	.833

Note: RMSEA = Raíz del Residuo Cuadrático Promedio de Aproximación, CFI = Índices de Ajuste Comparativo y TLI = índice de ajuste de Tucker-Lewis.

## Discusión

El propósito del presente estudio consistió en el análisis de las propiedades psicométricas y estructura factorial de la versión en español de la FS (Melipillán et al., manuscrito no publicado), para así aportar evidencia para la validación y adaptación de la escala en español a dos muestras de estudiantes universitarios de España y Colombia.

Los resultados del Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) apoyan la existencia de un único factor, así como la invarianza métrica entre las dos muestras, lo que nos lleva a confirmar la hipótesis dos y tres. El AFC dio como resultado un único factor que explica un porcentaje suficiente de la varianza. Otro resultado significativo es que el instrumento tiene grandes posibilidades de utilidad y desarrollo debido a la buena confiabilidad obtenida mediante el Alfa de Cronbach. Estos buenos resultados son complementarios con los hallazgos sobre confiabilidad y validez de los reactivos del instrumento de acuerdo al modelo Rasch.

Para futuros estudios, los análisis Rasch de la FS muestra que sería conveniente incorporar algunos reactivos de mayor dificultad para aquellos individuos quienes presentan niveles más elevados de *flow*.

El análisis también lleva a la posibilidad de reducir las categorías de respuesta de 5 a 4, debido a el solapamiento de las categorías de respuesta 2 y 3. Esta reducción puede mejorar la parsimonia y funcionalidad de la escala. Estos resultados son similares tanto para la muestra colombiana como española.

Gracias al Modelo Rasch se garantiza una confiabilidad aceptable de medición, a la vez que la posibilidad de precisar más claramente el constructo objeto de estudio.

Los análisis realizados indican que la versión en español de la FS adaptada a los contextos Colombiano y Español tiene propiedades psicométricas bastante satisfactorias, con un único e invariante factor, una muy adecuada consistencia interna y una importante confiabilidad por reactivo, lo que hace que sea una escala confiable.

Por lo que respecta al concepto de *flow*, para Seligman (2011) es un constructo inherente a la teoría del bienestar, a partir de la cual se considera que existen cinco elementos que lo favorecen: emoción positiva, entrega, relaciones, sentido y logros.

En el ámbito educativo, este autor defiende la importancia del desarrollo de habilidades académicas en los estudiantes, junto con el empleo de enfoques que fomenten el bienestar y promuevan la salud mental de los estudiantes.

Así, se ha demostrado que entrenar en *Flourishing* tiene consecuencias positivas en el desarrollo de habilidades de autocontrol y una menor dilación en los estudios (Howell, 2009). Igualmente, se ha asociado con la percepción de emociones positivas, lo que facilita y promueve a su vez un pensamiento amplio y creativo (Fredrickson, 2001; Fredrickson y Branigan, 2005).

Finalmente, se puede considerar que los alumnos que disponen de esta competencia, son felices, prosperan en sus relaciones sociales, consiguen sus objetivos con confianza y competencia, y hacen valiosas contribuciones a los demás (Norrish, Williams, O’Connor & Robinson, 2013). Tal es así que el *Flourishing* se ha vinculado con la expresión de conciencia social y moral entre los estudiantes (Wilson-Strydom & Walker, 2015).

Estas relaciones han sido ampliamente demostradas en investigaciones previas, donde además de confirmar la validez y confiabilidad de la FS en diferentes países y lenguajes, se ha constatado a una relación positiva significativa entre la FS, los logros académicos y otras escalas de bienestar psicológico y de sentimientos (Ghasemi & Ghamarani, 2015; Hone, Jarden & Schofield, 2013; Silva & Caetano, 2013; Sumi, 2014; Tang, Duan, Wang & Liu, 2014). En definitiva, el bienestar de los individuos es un aspecto deseable en el desarrollo de la sociedad, esta característica se asocia a la creatividad, la conducta pro social, buena salud y expectativas de vida (Tang, Duan, Wang & Liu, 2014).

Dadas las propiedades psicométricas de la FS, este instrumento puede ser empleado para la investigación en el ámbito de la psicología positiva en población hispanohablante tanto en relación con los logros académicos como también para la evaluación del papel de del *flow* en el bienestar y salud mental de los estudiantes. Podría ser de utilidad de cara al futuro desarrollo de programas y políticas en la educación superior que promuevan el desarrollo integral de los universitarios desde una perspectiva más amplia.

El presente estudio, sin embargo tiene algunas limitaciones. Entre ellas que ha sido desarrollado con una muestra no representativa de los dos países, limitándose sólo a dos ciudades. Por otra parte, la muestra fue también limitada en cuanto a los programas académicos y semestres. Sería deseable en futuros estudios, realizar una ampliación y diversificación de la muestra, incluyendo otros países de habla hispana. Igualmente, es recomendable establecer evidencia de validez convergente y discriminante con otras medidas de bienestar y salud mental. En ese sentido, futuros estudios podrían incorporar modelos que establezcan la interacción

entre varios factores y la capacidad predictiva de la FS sobre el rendimiento académico además de otros aspectos importantes del bienestar de los estudiantes.

### Referencias

- Baghaei, P. (2012). The Application of Multidimensional Rasch Models in Large Scale Assessment and Validation: An Empirical Example. *Electronic Journal of Research in Educational Psychology*, 10(1), nº 26, 233-252.
- Balducci, C., Fraccaroli, F., & Schaufeli, W. B. (2010) Psychometric properties of the Italian version of the Utrecht Work Engagement Scale (UWES-9): A cross-cultural analysis. *European Journal of Psychological Assessment*, 26(2), 2010, 143-149. doi:10.1027/1015-5759/a000020
- Bond, T. G., & Fox, C. M. (2007). *Applying the Rasch model: Fundamental measurement in the human sciences* (2<sup>nd</sup> ed.). Mahwah, NJ: Erlbaum.
- De la Fuente, J., Sander, P.; Justicia, F., Pichardo, C. & García-Berbén, A. (2010). Validation Study of the Scale for Assessment of the Teaching-Learning Process, Student Version (ATLP-S). *Electronic Journal of Research in Educational Psychology*, 8(2), 233-252.
- Diener, E., & Biswas-Diener, R. (2008). *Happiness: Unlocking the mysteries of psychological wealth*. Malden, MA: Blackwell.
- Diener, E., Suh, E. M., Lucas, R. E., & Smith, H. L. (1999). Subjective well-being: Three decades of progress. *Psychological Bulletin*, 125(2), 276-302. doi: 10.1037/0033-2909.125.2.276
- Diener, E., Wirtz, D., Tov, W., Kim-Prieto, C., Choi, D., Oishi, S., & Biswas-Diener, R. (2009). New measures of well-being: Flourishing and positive and negative feelings. *Social Indicators Research*, 39, 247-266. doi: 10.1007/s11205-009-9493-y
- Finney, A. J., & DiStefano, C. (2006). Non-Normal and categorical data in structural equation modeling. In G. R. Hancock & R. O. Mueller (Eds.), *Structural equation modeling: A second course* (pp. 269-314). Greenwich, CT: Information Age Publishing.
- Fredrickson, B. (2001). The role of positive emotions in positive psychology: The broaden-and-build theory of positive emotions. *The American Psychologist*, 56(3), 218-226. doi: 10.1037/0003-066X.56.3.218



- Fredrickson, B., & Branigan, C. (2005). Positive emotions broaden the scope of attention and thought-action repertoires. *Cognition and Emotion, 19*(3), 313-332. doi: 10.1080/02699930441000238
- Ghasemi, N., & Ghamarani, A. (2015). Evaluating the validity and reliability of flourishing scale and determining the relation between flourishing and academic achievement in students of medicine school. *Iranian Journal of Medical Education, 15*, 330-337.
- Hone, L., Jarden, A., & Schofield, G. (2013). Psychometric properties of the Flourishing Scale. *Social Indicators Research, 114*(2), 1-15. doi: 10.1007/s11205-013-0501-x
- Howell, A. J. (2009). Flourishing: Achievement-related correlates of students' well-being. *Journal of Positive Psychology, 4*(1), 1-13. doi: 10.1080/17439760802043459
- Huppert, F. A., & So, T. T. C. (2013). Flourishing across Europe: Application of a new conceptual framework for defining well-being. *Social Indicators Research, 110*, 837-861. doi: 10.1007/s11205-011-9966-7
- Littman-Ovadia, H., & Balducci, C. (2013). Psychometric properties of the Hebrew version of the Utrecht Work Engagement Scale (UWES-9). *European Journal of Psychological Assessment, 29*(1), 58-63. doi: 10.1027/1015-5759/a000121
- Melipillán, R., Ramírez, P., & Canales, T. Flourishing Scale. Escala de Prosperidad Psicológica [Flourishing Scale. Scale of psychological prosperity]. Manuscript no published.
- Norrish, J.M., Williams, P., O'Connor, M. & Robinson, J. (2013). An applied framework for positive education. *International Journal of Wellbeing, 3*(2), 147-161. doi:10.5502/ijw.v3i2.2
- Nunnally, J.C. & Bernstein, I.H. (1994). *Psychometric Theory* (3<sup>rd</sup> ed.). New York: McGraw-Hill.
- Rodríguez, A. M., Cifre, E., Salanova, M., & Aborg, C. (2008). Technoflow among Spanish and Swedish students: A confirmatory factor multigroup analysis. *Anales de Psicología, 24*(1), 42-48.
- Salanova, M., Martínez, I., Cifre, E., & Schaufeli, W. (2002, July). Flow at work: A confirmatory factor analysis. *25<sup>th</sup> International Conference on Applied Psychology*. Singapore.

- Silva, A., & Caetano, A. (2013). Validation of the Flourishing Scale and Scale of Positive and Negative Experience in Portugal. *Soc Indic Res*, *110*, 469–478. doi: 10.1007/s11205-011-9938
- Schaufeli, W. B., Salanova, M., González-Romá, V., & Bakker, A. B. (2002). The measurement of engagement and burnout: A two sample confirmatory factor analytic approach. *Journal of Happiness Studies*, *3*(1), 71-92. doi: 10.1023/a:1015630930326
- Seligman, M. (2011). *Flourish*. New York: Simon & Schuster. [Spanish translation: *La vida que florece*. Barcelona: Ediciones B, 2011].
- Seligman, M., & Csikszentmihalyi, M. (2000). Positive psychology: An introduction. *American Psychologist*, *55*, 5-14. doi:10.1037/0003-066x.55.1.5
- Sherhoff, D. J., Csikszentmihalyi, M., Schneider, B., & Sherhoff, E. S. (2003). Student engagement in high school classrooms from the perspective of Flow Theory. *School Psychology Quarterly*, *18*(2), 158-176. doi: 10.1521/scpq.18.2.158.21860
- Sumi, K. (2014). Reliability and validity of Japanese versions of the Flourishing Scale and the Scale of Positive and Negative Experience. *Social Indicators Research*, *118*(2), 601-615. doi:10.1007/s11205-013-0432-6
- Tang, X., Duan, W., Wang, Z., & Liu, T. (2014). Psychometric evaluation of the simplified Chinese version of flourishing scale. *Research on Social Work Practice*, *9* Nov., 1-9. doi: 10.1177/1049731514557832.
- Wilson-Strydom, M. & Walker, M. (2015). A capabilities-friendly conceptualisation of flourishing in and through education. *Journal of Moral Education*, *44*(3), 310-324. doi: 10.1080/03057240.2015.1043878