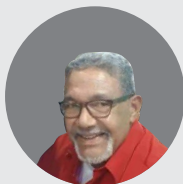




**CARLOS ENRIQUE ZERPA**<sup>a</sup>

UNIVERSIDAD SIMÓN BOLÍVAR,  
VENEZUELA

[czerpa@usb.ve](mailto:czerpa@usb.ve)



**ANTONIO DONADO**<sup>b</sup>

UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DEL CARIBE,  
COLOMBIA

[antonio.donado@uac.edu.co](mailto:antonio.donado@uac.edu.co)



**BETTY LUZ RUIZ**<sup>c</sup>

UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DEL CARIBE,  
COLOMBIA

[betty.ruiz@uac.edu.co](mailto:betty.ruiz@uac.edu.co)

## The Teacher Behaviors Checklist. Adaptación y propiedades psicométricas en una muestra de estudiantes del Caribe colombiano

*The Teacher Behaviors Checklist: Adaptation and psychometrics properties in Caribbean Colombian University Students*

Recibido: 16 de febrero de 2020 / Aceptado: 31 de mayo de 2020

### Resumen

El propósito de la investigación fue la estimación de las propiedades psicométricas de una adaptación de la versión en español del *Teacher Behaviors Checklist* o TBC en el contexto universitario colombiano, instrumento que mide la excelencia docente en educación superior. Participaron N = 398 estudiantes: 167 (41,96%) de sexo masculino y 231 (58,04%) de sexo femenino, de nueve (9) universidades del Caribe colombiano. Se realizaron tres estudios de tipo correlacional empleando técnicas estadísticas multivariantes de reducción de datos: en el primer estudio se realizó un Análisis de componentes principales (ACP), el cual arrojó seis componentes y apoyó el modelo de primer orden con dos factores reportados por los autores del instrumento en idioma inglés. Considerando el criterio de selección de Lautenschlager (1989) en torno a la magnitud de los autovalores para los primeros tres factores, se realizó

un segundo estudio recurriendo al análisis factorial exploratorio (AFE) para soluciones unifactorial, bifactorial y trifactorial, empleando como método de extracción la máxima verosimilitud y la rotación Oblimin. Solo la solución unifactorial se adecuó a los parámetros establecidos ( $\lambda_1 = 8,061$ ;  $\sigma^2_{x1} = 28,791\%$ ) para los primeros tres factores bajo el supuesto de autovalores mayores o iguales a uno. Se denominó al factor “habilidad para la enseñanza efectiva y el aprendizaje activo (EEyAA)”. El tercer estudio reporta el análisis factorial

a. Profesor Titular-investigador a tiempo completo en la Universidad Simón Bolívar de Venezuela (USB), adscrito al Departamento de Ciencia y Tecnología del Comportamiento. Lic. en Psicología por la Universidad Católica Andrés Bello (UCAB); especializaciones en Psicología Cognitiva (UCAB) y Gerencia de Proyectos (USB); Magíster en Psicología Cognitiva (UCAB); Doctor en Ciencias de la Educación por la Universidad Nacional Experimental Simón Rodríguez y Doctor en Psicología (UCAB). Para contactar al autor: [czerpa@usb.ve](mailto:czerpa@usb.ve)

a. Administrador de Empresas - Universidad de Montana, Estados Unidos; Especialista en Finanzas - Universidad Internacional de la Florida, Estados Unidos. Magister en Educación - Universidad Católica Andrés Bello de Venezuela; Doctor en Educación de la Universidad Central de Venezuela; Docente-investigador de la Universidad Autónoma del Caribe (Barranquilla -Colombia). Para contactar al autor: [antonio.donado@uac.edu.co](mailto:antonio.donado@uac.edu.co)

a. Profesora a tiempo completo-investigadora de la Universidad Autónoma del Caribe, Colombia; Especialista en Pedagogía y Psicología Clínica; Magister en Psicología (énfasis en calidad de vida y desarrollo humano). Doctoranda en Psicología. Presidenta del capítulo zona norte del Colegio Colombiano de Psicólogos y directora del Programa de Psicología de la Universidad Autónoma del Caribe. Para contactar a la autora: [betty.ruiz@uac.edu.co](mailto:betty.ruiz@uac.edu.co)

confirmatorio (AFC) y muestra ajuste parcial del instrumento unifactorial al modelo teórico (RMSEA = 0,063). El instrumento final quedó conformado por 22 ítems. El valor alfa de Cronbach para esta escala fue alto con una magnitud de  $\alpha = 0,901$ . Se concluye que el TBC resulta un instrumento válido para la evaluación de la excelencia docente por parte de estudiantes universitarios colombianos.

**Palabras clave:** evaluación; excelencia docente; Teacher Behavior Checklist; análisis factorial confirmatorio; estudiantes universitarios.

## Abstract

The aim of this research was estimate the psychometric properties of an adaptation of the spanish version of the Teacher Behavior Checklist or TBC in the Colombian university context, an instrument that measures teaching excellence in higher education. N = 398 students participated: 167 (41,96%) male and 231 (58,04%) female, from nine universities in the Colombian Caribbean. Three correlational studies were carried out using multivariate statistical data reduction techniques: in the first study, a Principal component analysis (PCA) was performed, which yielded six components and supported the first order model with two factors reported by the authors of the English language instrument. Considering the selection criteria of Lautenschlager (1989) around the magnitude of the eigenvalues for the first three factors, a second study was carried out using the Exploratory factor analysis (EFA) for unifactorial, bifactorial and trifactorial solutions, using as extraction method the maximum likelihood and Oblimin rotation. Only the uni-factorial solution adapted to the established parameters ( $\lambda_1 = 8,061$ ;  $\sigma^2_{x1} = 28,791\%$ ) for the first three factors under the assumption of eigenvalues greater than or equal to one. The factor was called "Ability for effective teaching and active learning (EEyAA)". The third study reports the Confirmatory factor analysis (CFA) and shows partial adjustment of the unifactorial instrument to the theoretical model (RMSEA = 0,063). The final instrument was made up of 22 items. Cronbach's alpha value for this scale was high with a magnitude of  $\alpha = 0,901$ . It is concluded that the TBC is a valid instrument for the evaluation of teaching excellence by Colombian university students.

**Keywords:** Teaching Evaluation, Teaching Excellence, Teacher Behavior Checklist, Confirmatory Factor Analysis, University Students

## 1. Introducción

En todo sistema universitario de las naciones donde la educación se ha convertido en una variable significativa del desarrollo económico, la innovación tecnocientífica y el fortalecimiento de las instituciones democráticas, la evaluación de la calidad docente representa uno de sus elementos más importantes. ¿Qué hace a un buen docente y cómo se le puede reconocer?, es la pregunta crítica que al respecto formulan Shevlin, Banyard, Davies y Griffiths (2000) en tanto la evaluación docente debe basarse en su habilidad para generar cambio personal y desarrollo en los estudiantes. En la actualidad no solo el dominio de la disciplina es el aspecto que caracteriza a un buen docente o un docente

de calidad, sino que debe mostrar un mejoramiento continuo como resultado de una autoevaluación permanente de las estrategias que utiliza con el estudiante para promover su aprendizaje (Elton, 1998; Kreber, 2002; Liu, et al., 2016; Roth y Smith, 2009). Al respecto, algunas investigaciones encuentran la habilidad de liderazgo como la más sobresaliente (p. e.: Bruça, 2019; Ersozlu y Saklan, 2016). Esto contrasta con estudios realizados en Colombia en los que se distingue una mayor tendencia a subrayar habilidades sociales y dominio de Tecnologías de Información y Comunicación para la enseñanza (p. e.: Ruiz y Donado, 2017). Entre los investigadores también se encuentran

quienes se muestran escépticos acerca de cuán posible es definir las características de los profesores destacados (Cronin, 1992; Weimer, 1993).

Feldman (1976) resumió los resultados de 49 estudios que preguntaban a los estudiantes cuáles eran las características y actitudes de los docentes altamente eficientes. La tabla de Feldman comprendía 19 características. En 1995, Lowman analizó las nominaciones de 500 académicos a premios de excelencia docente entre los años 1989 y 1991. Para la síntesis de las 500 nominaciones, Lowman codificó todos los adjetivos y las palabras descriptivas más utilizadas, lo que le permitió definir dos dimensiones para agrupar a los profesores de excelencia: entusiasmo intelectual por el conocimiento enseñado y preocupación por el mejoramiento continuo del estudiante.

William Buskist, de Auburn University, ha estudiado el constructo de “excelencia docente como expresión de la calidad docente” (Keeley, Christopher y Buskist, 2012) y desarrolló un instrumento objetivo de medida de esta variable denominado Teacher Behavior Checklist (Buskist, Sikorski, Bucklei y Saville, 2002) o TBC por sus siglas en inglés. Este instrumento está respaldado por un óptimo grado de confiabilidad ( $\alpha = 0,68$  y  $0,71$  para sus subescalas) (Keeley, Smith y Buskist, 2006), no solo entre universidades de Estados Unidos, sino también en los resultados obtenidos en países de marcadas diferencias culturales como Japón (Keeley, et al., 2012). Para Buskist et al. (2002), las descripciones específicas de lo que consideran “excelentes cualidades docentes” reportadas por estudiantes universitarios coinciden en al menos los siguientes criterios o atributos observados en profesores: (a) que tengan expectativas realistas y prácticas de calificación equitativa, (b) que estén bien informados o posean amplio dominio de los temas de instrucción, (c) que sean accesibles y agradables, (d) respetuosos, (e) creativos e interesantes y (f) entusiastas. Estas

cualidades pueden ser comunes en una amplia gama de instituciones de educación superior (Schaeffer, Epting, Zinn y Buskist, 2003).

En torno a ello, el instrumento se desarrolló con base en descripciones tomadas de diferentes fuentes acerca de lo que se considera un docente de excelencia (estudiantes, egresados, profesores, administrativos) y permitió reducir las características a un grupo de 28 afirmaciones que expresan los rasgos de lo que se considera como un docente de excelencia (Buskist, 2015). Este instrumento se ha constituido en una valiosa herramienta de evaluación para la mejora de la docencia en la educación superior y puede ser muy útil para profesores en formación. O`Meara (2007) observa la significativa semejanza de los rasgos descritos por Lowman (1995) y las 28 características que contiene el inventario TBC realizado por Buskist, et al. (2002). Para Buskist (en preparación): 1) la apertura del profesor y su accesibilidad (rapport); su compromiso, entusiasmo, destrezas pedagógicas y habilidades para la comunicación; la equidad a la hora de evaluar; su dominio conceptual del área de conocimiento y credibilidad; y las destrezas para preparar clases y para atender las inquietudes y dificultades de sus estudiantes, son cinco (5) atributos que usualmente asocian los estudiantes a un docente de excelencia. 2) Utilizando la metodología de los grupos focales, Revell y Wainright (2009) pidieron a los estudiantes describir lo que consideraban “una clase a la que no se puede faltar” y encontraron que esta se caracteriza por tres componentes: primero, aplica principios del aprendizaje activo; segundo, el profesor sigue un plan para la clase y tercero, es una clase dada con pasión; 3) Cuando la investigación se realizó con una muestra de profesores, se observó que sus definiciones de las características de un docente excelente tienen mucho en común con las ofrecidas por los estudiantes.

A pesar de la importancia que en el ámbito

académico internacional ha tenido este tema, especialmente en la última década, son pocas las referencias que subrayan el empleo del instrumento TBC en estudiantes latinoamericanos y, especialmente, no han sido evaluadas sus propiedades psicométricas en el contexto colombiano. En tal sentido, la pregunta que buscaba responder la investigación fue ¿cuál es la estructura factorial del instrumento TBC al adaptarse al contexto local del Caribe colombiano?, es decir, se buscaba poner a prueba el TBC al adaptar su construcción y contenido en una muestra de estudiantes de esta región suramericana. El objetivo general del estudio fue contrastar diferentes soluciones de estructura factorial del instrumento mediante un análisis confirmatorio; de manera específica, el estudio buscó analizar sociodemográficamente a la muestra de participantes y estimar las propiedades psicométricas del instrumento para su uso en el contexto local colombiano, lo cual en sí mismo se constituye en razón que justifica la importancia de esta propuesta en momentos que a nivel institucional en las universidades colombianas se pretende afinar el sistema de evaluación de la gestión docente.

El resto del artículo presentará en consecuencia el proceso seguido para adaptar y establecer las propiedades psicométricas del instrumento TBC en una muestra de estudiantes del Caribe colombiano y está organizado de la siguiente manera: un primer estudio que presenta el análisis de componentes principales (ACP) del instrumento, el cual permitió plantear tres posibles modelos rivales de estructura de componentes (uni, bi y trifactorial); un segundo estudio que presenta el análisis factorial exploratorio (AFE), y un tercer estudio que muestra el análisis factorial confirmatorio (AFC) con la solución factorial que obtuvo mejor ajuste, destacando además el análisis de su confiabilidad.

## 2. Materiales, Métodos y Resultados de los análisis

Participantes. 398 estudiantes universitarios, 167 de sexo masculino (41,96%) y 231 de sexo femenino (58,04%), que cursaban diferentes carreras en nueve (9) instituciones de educación superior en Colombia, conformaron una muestra intencional, no probabilística, a la cual se le administró el instrumento TBC. La tabla 1 resume las características de la muestra de participantes. Se observa en ella que más de la mitad (54,71%) cursaban los primeros cuatro semestres de estudio en las Universidades donde se administró el instrumento y la mayor parte cursaban estudios en Ciencias Sociales (32,41%) e Ingeniería (27,14%).

### 2.1 Primer Estudio: Análisis de componentes principales

Solución factorial inicial: Se realizó la traducción del instrumento TBC del idioma inglés al idioma español y viceversa, para establecer la correspondencia semántica de cada uno de los ítemes de la versión original de Buskist et al. (2002) con su versión en lengua hispana, bajo el consenso de traductores expertos. El formato gráfico del instrumento se ajustó conforme al original en inglés y se estableció la instrucción “Todo profesor de excelencia (es)...” Posteriormente a la recolección de los datos, se procedió a efectuar al TBC un análisis de componentes principales; se empleó el programa SPSS v.17, empleando la solución Kaiser (1960) y el criterio de Cattell (1958), estimándose autovalores mayores que 1, y buscando el punto de inflexión de los componentes al observar el gráfico de sedimentación; la técnica de extracción de componentes empleada se efectuó sin rotación alguna, en tanto se buscaba identificar la estructura inicial de componentes primarios para la versión del instrumento en idioma español.

Para la solución inicial de componentes, se optó por emplear como referente el criterio de Lautenschlager (1989, p. 376) para  $N = 300$  (casos) y  $P = 30$  (ítemes), el cual señala que la selección óptima de componentes implica retener aquellos cuyos autovalores



resulten ser iguales o mayores a  $\lambda_n=1,48$  ( $\lambda_1=1,64$  para el primer factor,  $\lambda_2=1,56$ ; para el segundo factor,  $\lambda_3=1,48$ ; para el tercer factor), hallazgos reportados en estudios con datos sintéticos, empleando simulaciones Monte Carlo”.

Los valores de las pruebas de KMO y Bartlett que preliminarmente se realizaron para establecer la adecuación de la muestra al análisis y la pertinencia de realizar la reducción de factores, pueden observarse en la tabla 2. Moral de la Rubia (2006) afirma que, bajo convención estadística, a mayor índice del test KMO, la relación entre las variables será más alta ( $KMO \geq 0,9$ , el test es muy bueno; notable para  $KMO \geq$

0,8; mediano para  $KMO \geq 0,7$ ; bajo para  $KMO \geq 0,6$ ; y muy bajo para  $KMO < 0,5$ ). El valor obtenido para este índice en el análisis de componentes principales del TBC fue de  $KMO = 0,923$ , muy bueno en términos de la adecuación de las variables. Respecto a la prueba de esfericidad de Bartlett, que evalúa la aplicabilidad del análisis factorial a las variables estudiadas asumiendo que los datos provienen de una distribución normal multivariante, se rechaza la hipótesis nula de esfericidad, es decir, que la matriz de correlaciones observadas sea igual a la matriz identidad, puesto que Sig. (p-valor) resultó menor a 0,05. Lo anterior indica que es procedente realizar la reducción de datos.

Tabla 1. Caracterización de la muestra de participantes.

	FRECUENCIA	%	TOTAL (N)	% ACUMULADO
<b>SEXO</b>				
Masculino ( $n_m$ )	167	41,96	41,96	41,96
Femenino ( $n_f$ )	231	58,04	58,04	100
				100,0
<b>AREA DE CONOCIMIENTO</b>				
Ciencias Sociales y Humanas	129	32,41		32,41
Arte y Diseño	12	3,01		35,42
Jurisprudencia	3	0,75		36,17
Ingeniería	108	27,14		63,31
Ciencias Económicas y Contables	69	17,33		80,64
Ciencias de la Salud	23	5,78		86,42
Ciencias de la Educación	12	3,02		89,44
Otras	42	10,55		100
			398	
<b>SEMESTRE QUE CURSA*</b>				
Primero	66	16,58		16,58
Segundo	11	2,7		19,28
Tercero	52	13,07		32,35
Cuarto	89	22,36		54,71
Quinto	28	7,04		61,75
Sexto	25	6,28		68,03
Séptimo	43	10,80		78,83
Octavo	30	7,54		86,37
Noveno	37	9,30		95,67
Décimo	13	3,27		98,94
Décimo segundo	4	1,01		100
			398	

No se tomaron datos para cursantes del Décimo primer trimestre

**Tabla 2.** Estadísticos de adecuación de las variables para la reducción de datos.

Medida de Adecuación Kaiser-Meyer-Olkin		0,92
Test de esfericidad de Bartlett	Approx. $\chi^2$	3213,65
	gl	378
	Sig.	0,00

El resultado del análisis de componentes principales se muestra en la tabla 3. En dicha tabla se observan seis (6) componentes que cumplen con el criterio de Kaiser (1960) de poseer autovalores iguales o mayores a 1 (convergencia en 25 iteraciones): el primero  $\lambda_1 = 8,06$ , que explica el 28,79% de la varianza; el segundo  $\lambda_2 = 1,67$ , el cual explica 5,98% de la varianza; el tercero  $\lambda_3 = 1,31$ , que da cuenta de un 4,67% de la varianza; un cuarto componente con  $\lambda_4 = 1,19$  que da cuenta del 4,23% de la varianza; el quinto  $\lambda_5 = 1,11$  con un 3,96% de la varianza y el sexto  $\lambda_6 = 1,03$  para un 3,67% de la varianza. Los factores  $\lambda_1$  a  $\lambda_6$  dan cuenta, en conjunto, del 51,29% de la varianza del instrumento.

Con base a los criterios de retención de componentes de Lautenschlager (1989), de forma similar a como lo hicieron los autores del TBC, solo los dos primeros factores se ajustan a tal exigencia, a saber:  $\lambda_1 = 8,06$ , que explica el 28,79% de la varianza y  $\lambda_2 = 1,67$ , el cual explica 5,98% de la varianza. El resto de los componentes

podrían excluirse de acuerdo a estos parámetros. Sin embargo, la inspección visual del gráfico de sedimentación obtenido para las variables en estudio permitió ver una estructura de tres (3) factores (punto de inflexión a partir del tercer factor). Esto sugiere la necesidad de observar con mucho detalle la matriz de cargas factoriales (tabla 4) derivada del análisis para establecer cuál es la solución inicial más conveniente: una compuesta por un factor único; otra compuesta por dos factores; o bien, una estructura compuesta por tres factores. Estos resultados obtenidos con estudiantes latinos (colombianos), psicométricamente hablando, son parcialmente disimilares a los obtenidos en la validación original de Keeley et al. (2006) con estudiantes anglosajones en la cual la solución inicial arrojó claramente dos (2) componentes principales. No hay una correspondencia hacia un modelo claro de uno (1) o dos (2) factores, tal como se encontró en la validación del TBC en idioma inglés. Esto sugiere la necesidad de realizar análisis adicionales.

La tabla 4 sugiere la posibilidad de que la composición factorial del instrumento TBC para la muestra de validación de estudiantes colombianos pueda resultar en tres (3) componentes, salvando los criterios de Lautenschlager (1989) sobre la exclusión de componentes con base al peso de los primeros autovalores estimados.

**Tabla 3.** Matriz de varianza explicada para el análisis de componentes principales del TBC. Solución inicial.

Componente	AUTOVALORES INICIALES			SUMAS DE EXTRACCIÓN DE CARGAS		
	Total	% de Varianza	% Acumulado	Total	% de Varianza	% Acumulado
1	8,06	28,79	28,79	8,06	28,79	28,79
2	1,67	5,98	34,77	1,67	5,98	34,77
3	1,31	4,67	39,44	1,31	4,67	39,44
4	1,19	4,23	43,67	1,19	4,23	43,67
5	1,11	3,96	47,62	1,117	3,96	47,62
6	1,03	3,67	51,29	1,03	3,67	51,29
...	...	...	...	...	...	...
28	0,36	1,29	100,00			

Método de extracción: componentes principales

## 2.2 Segundo Estudio: Análisis factorial exploratorio

Solución unifactorial. Se realizó un análisis factorial exploratorio, empleando como método de extracción la máxima verosimilitud. La rotación efectuada a los factores fue la Oblimin no ortogonal dado que se esperaba un comportamiento psicométrico similar a los resultados del análisis

factorial del instrumento original (Keeley, et al., 2006), y de acuerdo a la teoría, es decir, que se reportara correlación entre los factores que se identificasen. Al respecto, se estimaron tres soluciones con base al hallazgo preliminar que arrojó la extracción de componentes principales: de un factor, de dos factores y de tres factores.

Para realizar el análisis factorial se partió del presupuesto original de Keeley, et al. (2006)

Tabla 4. CMatriz de componentes principales del TBC versión en español. Solución inicial.

COMPONENTES						
	1	2	3	4	5	6
1) Accesible	0,52					
2) Agradable	0,56					
3 )Firme/directo	0,46	-0,41				
4) Confiable	0,61					
5) Creativo e interesante	0,60					
6) Comunicador efectivo	0,68					
7) Motivador y solidario	0,41					
8) Demuestra pasión por la enseñanza y el tema de sus cursos	0,66					
9) Define los objetivos de su curso y los de cada sesión o clase	0,50					
10) Flexible y de mente abierta	0,41					
11) Sabe escuchar	0,63					
12) De actitud positiva/Con sentido del humor		0,51				
13) Humilde	0,61					
14) Competente en su disciplina	0,40			0,47		
15) Planificado	0,60					
16) Presenta información actualizada	0,62					
17) Viste con buen gusto y respeto por su profesión						0,56
18) Promueve la discusión en clase	0,50		0,57			
19) Promueve el pensamiento crítico y estimula el uso de la inteligencia	0,52		0,43			
20) Refuerza positivamente al estudiante	0,55					
21) Sabe administrar el tiempo de la clase	0,58					
22) Hace de la clase un ambiente para la confianza mutua y la comunicación abierta	0,58					
23) Realista en relación con las competencias de sus estudiantes; examina y califica con justicia	0,56					
24 )Respetuoso	0,52			0,52		
25) Sensitivo y paciente						
26) Se esfuerza por ser un mejor profesor	0,61					
27) Sabe usar las TIC	0,55					
28) Comprensivo	0,54	0,43				

No se tomaron datos para cursantes del Décimo primer trimestre

respecto a la composición factorial original del TBC, el cual evidenció estar compuesto por dos factores: el primer factor se corresponde con “caring and supportive” (cuidado y apoyo) y el segundo factor se corresponde con “professional competency and communication skills” (habilidades de comunicación y de competencia profesional). En realidad, los autores refieren que una estructura factorial de un solo factor: “good teaching” (buena enseñanza) es psicométricamente equivalente a un modelo de dos factores (p.90) pues ajusta bien en ambos modelos. Esto supone hacer el cálculo para un solo factor; para dos factores, estimando los índices de ajuste tal como lo hicieron los autores del instrumento y para tres factores, con base en los hallazgos del análisis de componentes principales con estudiantes colombianos que se reporta en la sección anterior.

Para la solución de un factor se encontró un componente con autovalor  $\lambda_i = 8,06$  que da cuenta de un 28,79% de la varianza total del instrumento (ver tabla 5). Las cargas factoriales estimadas oscilan entre 0,44 y 0,66, ubicándose la mayoría alrededor de 0,50. Esta solución no implicó rotación alguna pues se trata de la extracción de un único factor. No obstante, se observa que seis (6) ítemes presentan cargas factoriales por debajo del punto de corte para la carga de cualquier ítem en el instrumento (0,40): ítem 7 (“motivador y solidario”); ítem 10 (“flexible y de mente abierta”); ítem 12 (“de actitud positiva/con sentido del humor”); ítem 14 (“competente en su disciplina”); ítem 17 (“viste con buen gusto y respeto por su

profesión”); e ítem 25 (“sensitivo y paciente”). Al cargar con valores menores a lo mínimo esperado se concluye que deben sustraerse de una eventual versión final unifactorial del TBC.

Solución bifactorial. La opción de dos (2) factores se realizó bajo las consideraciones mencionadas anteriormente (incluyendo la rotación Oblimin por la suposición teórica de relación entre los factores) y resultó en lo que se observa en la tabla 6, la cual muestra la varianza explicada para esta solución; en ella se cumplen los criterios de Lautenschlager (1989) para los primeros dos factores en tanto tienen autovalores superiores a 1 pero con  $\lambda_i \geq 1,48$ . En tal sentido, se estimó un primer componente  $\lambda_1 = 8,06$ , el cual da cuenta de un 28,79% de la varianza del instrumento, y un segundo componente  $\lambda_2 = 1,67$ , que arroja un 5,98%. En conjunto, ambos componentes suman un 34,77% de la varianza total del TBC. El tercer componente tiene  $\lambda_3 \leq 1,48$  por lo cual, no cumple el criterio de Lautenschlager para considerarse un buen factor.

Las cargas factoriales para los ítemes iguales o superiores a 0,40 (como criterio de inclusión de acuerdo al estudio original con la muestra anglosajona) se distribuyen en el factor 1 con valores que oscilan entre 0,44 y 0,67 (ítemes 1, 2, 4, 5, 6, 8, 9, 11, 13, 15, 16, 18, 19, 20, 21, 22, 23, 24, 26 y 27). Para el factor 2 se obtienen cargas factoriales que oscilan entre valores iguales o inferiores a 0,10 y 0,38. Ninguno de los ítemes para este factor obtienen cargas factoriales iguales o mayores a 0,40 por lo cual se excluyen de

**Tabla 5.** Varianza total explicada de la versión en español del TBC. Solución unifactorial.

Factor	AUTOVALORES INICIALES			SUMAS DE EXTRACCIÓN DE CARGAS		
	Total	% de Varianza	% Acumulado	Total	% de Varianza	% Acumulado
1	8,06	28,79	28,79	7,35	26,26	26,26
2	1,67	5,99	34,77			
3	1,31	4,67	39,44			
...	...	...	...			
28	0,36	1,29	100,00			

Método de extracción: máxima verosimilitud.



una eventual selección dado que no satisfacen el criterio mínimo de inclusión. Al igual que en la solución unifactorial, no cargan en el factor 1: ítem 7 (“motivador y solidario”); ítem 10 (“flexible y de mente abierta”); ítem 12 (“de actitud positiva/con sentido del humor”); ítem 14 (“competente en su disciplina”); ítem 17 (“viste con buen gusto y respeto por su profesión”); e ítem 25 (“sensitivo y paciente”). Esta solución bifactorial es esencialmente diferente a la reportada por los autores del instrumento. La interpretación de ambos factores no resulta sencilla aun si se consideraran cargas factoriales inferiores a 0,40. La correlación entre los factores 1 y 2 es de 0,58.

Solución trifactorial. La opción de tres (3) factores también se analizó bajo las consideraciones mencionadas anteriormente (incluyendo la rotación Oblimin por la suposición teórica de relación entre los factores) y resultó en lo que se observa en la tabla 7, la cual muestra la varianza explicada para esta solución, observán-

dose que solo para los primeros dos factores se cumplen los criterios de Lautenschlager (1989) en tanto tienen autovalores superiores a 1 con  $\lambda_i \geq 1,48$ , a saber:  $\lambda_1 = 8,06$ , lo cual da cuenta de un 28,79% de la varianza del instrumento, y  $\lambda_2 = 1,67$ , que arroja un 5,98% de la varianza del instrumento; el tercero,  $\lambda_3 = 1,31$ , arroja una varianza de 4,67%. En conjunto, estos tres (3) componentes suman un 39,44% de la varianza total del TBC. En esta solución se está tomando en cuenta el componente  $\lambda_3$  aún cuando su valor es inferior al  $\lambda_i = 1,48$ .

Las cargas factoriales de los ítemes iguales o superiores a 0,40 (como criterio de inclusión de acuerdo al estudio original con la muestra anglosajona) se distribuyen en el factor 1 con valores que oscilan entre 0,44 y 0,67 (ítemes 1, 2, 3, 4, 5, 6, 8, 9, 10, 11, 13, 15, 16, 18, 19, 20, 21, 22, 23, 24, 26, 27 y 28). Para el factor 2 se observan valores absolutos que oscilan entre iguales o inferiores a 0,10 y 0,37. Ninguno de estos ítemes satisface el criterio mínimo de

**Tabla 6.** Matriz de varianza explicada para el análisis de componentes principales del TBC. Solución de dos (2) componentes.

Factores	AUTOVALORES INICIALES			SUMAS DE EXTRACCIÓN DE CARGAS		
	Total	% de Varianza	% Acumulado	Total	% de Varianza	% Acumulado
1	8,06	28,79	28,79	7,39	26,38	
2	1,67	5,98	34,77	0,97	3,48	
3	1,31	4,67	39,44			
4	1,19	4,23	43,67			
...	...	...	...			
28	0,36	1,29	100,00			

Método de extracción: máxima verosimilitud y la rotación no ortogonal de factores Oblimin

**Tabla 7.** Varianza total explicada para la versión en español del TBC con una solución de tres (3) factores.

Factores	AUTOVALORES INICIALES			SUMAS DE EXTRACCIÓN DE CARGAS		
	Total	% de Varianza	% Acumulado	Total	% de Varianza	% Acumulado
1	8,06	28,79	28,79	7,42	26,48	26,48
2	1,67	5,98	34,77	0,99	3,53	30,02
3	1,31	4,67	39,44	0,70	2,51	32,53
...	...	...	...			
28	0,362	1,293	100,00			

Método de extracción: máxima verosimilitud.

inclusión (carga factorial igual o mayor a 0,40). Un tercer factor arroja un (1) solo ítem con carga factorial de 0,42 (ítem 18), pero es menor para este factor que para el primero (0,48), adjudicándose su carga a dicho factor, en consecuencia. Para este tercer factor las cargas factoriales absolutas de los ítemes oscilan entre valores iguales o inferiores a 0,10 y 0,42. Esta solución es completamente diferente a la reportada por los autores del instrumento. La correlación entre el factor 1 y el factor 2 es de 0,57; mientras que la correlación entre el factor 1 y el factor 3 es de apenas 0,02. El factor 2 y el 3 correlacionan solo en 0,06.

La interpretación de las soluciones de dos y tres factores no resulta óptima dado que las mismas no satisfacen los criterios establecidos para la pertenencia de los ítemes a un factor dado. En consecuencia, se privilegia la interpretación de la solución unifactorial por considerarse la más apropiada para la muestra de validación colombiana.

En dicha solución (tabla 5) cargan en el factor todas las características del docente que parecen referirse a la “Habilidad para la enseñanza efectiva y el aprendizaje activo (EE y AA)”, una destreza que puede definirse como la combinación de pericias del docente de excelencia referidas por diversos investigadores como: el liderazgo (Gray, 1990), el planteamiento de metas compartidas (Lee, Bryk y Smith, 1993), la generación de entornos aptos para el aprendizaje (Mortimore, Sammons, Stoll, Lewis y Ecob, 1995), maximización del uso del tiempo (Creemers, 1994), instrucción con significado (Mortimore, 1993), refuerzo, disciplina, reglas claras (Walberg, 1984) y seguimiento de los procesos académicos para el logro de las metas educativas en el aula (Levine y Lezotte, 1990). Esta etiqueta surge de la comparación del contenido de los ítemes respecto a la idea central que semánticamente ellos refieren, sugiriendo que hacen mención a tal habilidad o cualidad. En consecuencia, resulta un nombre conveniente para dicho factor y caracterizaría la medida hecha a través del

instrumento en la población de estudiantes universitarios colombianos. Se desechan así las soluciones bifactorial y trifactorial por considerarse que no pueden interpretarse satisfactoriamente en tanto no cumplen los requisitos psicométricos para ello.

### 2.3 Tercer Estudio: Análisis factorial confirmatorio

Para evaluar el ajuste de los resultados al modelo teórico en cuestión, se procedió a realizar un análisis factorial confirmatorio (AFC) para la solución especificada de un solo factor (EEyAA) empleando el programa STATISTICA v.7.0. De acuerdo con Moral de la Rubia (2006b) el AFC “se considera actualmente la mejor herramienta para contrastar la validez de constructo de un instrumento no solo considerando las dimensiones subyacentes, sino la estructura de relaciones con otros constructos con base en las predicciones teóricas (...)” (p. 448).

El análisis factorial confirmatorio es una técnica multivariante que compara la variabilidad implícita en un modelo dado con la variabilidad observada en los datos y por lo tanto puede determinar la eficacia de un determinado modelo en términos de su ajuste a los datos empíricos. De acuerdo con Brown (2006), se trata de un tipo de modelo de ecuaciones estructurales (MEE), que se ocupa específicamente de los modelos de medición, es decir, de las relaciones entre las medidas o indicadores observados y las variables o factores latentes. Una característica fundamental del AFC es su naturaleza impulsada por hipótesis. A diferencia de su contraparte, en el análisis factorial exploratorio (AFE), el investigador debe especificar previamente todos los aspectos del modelo AFC. Por lo tanto, el investigador debe tener un firme sentido a priori, basado en los datos del pasado y de la teoría, del número de factores que existen en los datos, de cuáles indicadores están relacionados con factores, etc. Además de su mayor énfasis en la teoría y la prueba de hipótesis, el

marco del AFC ofrece muchas otras posibilidades analíticas que no están disponibles en el AFE. La tabla 8 muestra los resultados del modelo AFC para la solución de un (1) factor y los índices de ajuste estimados.

*Tabla 8.* Estadísticos de ajuste para el modelo confirmatorio de un (1) factor de la versión en español del TBC.

Índice de Ajuste	Modelo de un (1) factor (EEyAA)
Función de discrepancia (DFV)	1,26
$\chi^2$	501,54
gl	209
Sig.	0,00
$\chi^2$ /gl (PCMIN)	2,39
Índice Gamma Poblacional (PGI)	0,91
RMSEA	0,06
95%upper	0,06
95%lower	0,07
GFI	0,89
AGFI	0,86
CFI	0,88
NFI	0,81
ICS	0,00
ICSF	0,00

Método de Estimación de la función de discrepancia: GLS -> ML (combinación secuencial de mínimos cuadrados generalizados y máxima verosimilitud)

La tabla 8 arroja importante información sobre el instrumento. Varios índices de ajuste fueron estimados y cada uno obedece a diferentes reglas de interpretación. Se tiene en consecuencia índices que indican un ajuste aceptable de los datos al modelo teórico y otros índices que permiten cuestionar dicho ajuste. De los índices que resultan aceptables, se tiene el RMSEA (raíz cuadrada media del error de aproximación:  $RMSEA = 0,063$ ). Se trata de un índice de ajuste absoluto; como otros índices de este tipo, señala la medida en que los datos de una muestra definida pueden considerarse que están acordes con

la especificación de un modelo teórico propuesto (es decir, el grado de acuerdo entre el modelo propuesto y el modelo estadístico efectivamente calculado) (Correa, 2007). De acuerdo a Steiger y Lind (1980) se considera aceptable un valor  $0,05 \leq RMSEA \leq 0,075$ . En este caso, el valor del índice de ajuste resulta discretamente mayor al idealmente deseado ( $RMSEA \leq 0,05$ ). Así mismo, resulta aceptable el Índice de ajuste Comparativo (CFI), un estadístico de la clase de índices de ajuste incremental, los cuales evalúan el aumento de la correspondencia obtenida al calcular un modelo que se compara estadísticamente con otros modelos similares; en esta investigación dicho índice revela un buen ajuste del modelo para valores próximos a 1 (Bentler y Bonett, 1980) dado que es cercano a 0,9 ( $CFI = 0,882$ ) como debería esperarse por convención estadística. También se reportan los índices ICSF o criterio de invarianza bajo un factor de escala constante e ICS o criterio de invarianza bajo un criterio de escala cambiante. Estos son índices básicos que indican si la iteración en el cálculo del modelo resulta óptima, es decir, si es estadísticamente correcto y deben ser convergentes hacia el valor 0; en la investigación la convergencia de la solución resulta óptima dado que alcanzan valores de cero ( $ICSF = 0,000$ ;  $ICS = 0,000$ ). Estos índices sugieren que el modelo unifactorial se ajustaría de forma aceptable.

Sin embargo, otros índices estimados dan cuenta de lo contrario. En efecto, otro índice básico, la función de discrepancia, la cual refiere la discordancia entre los parámetros estimados desde los datos y los propuestos por el modelo, alcanza un valor  $DFV = 1,26$ ; se espera que este valor resulte en  $DFV \leq 1$  para considerar buen ajuste y en el modelo unifactorial se observa que está discretamente superando el valor 1. Así mismo, en esta misma clase de índices básicos, se reporta el estadístico  $X^2$ , el cual permite determinar el grado de ajuste estadístico con que el modelo propuesto reproduce los datos observados (es decir, si las diferencias entre ellos convergen en

probabilidad cero (0) a medida que el tamaño de la muestra tiende al infinito Tucker (Tucker y Lewis, 1973) y resulta significativo ( $X^2 = 501,538$ , Sig. = 0,000, gl = 209). No obstante, el cociente  $X^2/\text{gl} = 2,39$  (PCMIN) el cual se emplea para juzgar si el valor de  $X^2$  es grande o pequeño, bajo el criterio de referencia más empleado de Kline (2005), que recomienda valores menores de 3, resulta aceptable. Estos valores deberían resultar, por un lado, no significativos en cuanto a  $X^2$  (puesto que refiere el rechazo de la hipótesis nula de ajuste entre los datos y el modelo propuesto) y, por otro lado, con valores cercanos a 1, en términos de  $X^2/\text{gl}$ . Resulta importante destacar que  $X^2$  es sensible al tamaño muestral y que su valor puede inflarse cuando se emplean muestras grandes. Otro índice de ajuste incremental importante que se reporta en la tabla 8 es el índice de ajuste normalizado (NFI) que mide la reducción proporcional en función de ajuste cuando se pasa del modelo nulo al modelo propuesto (Bentler y Bonett, 1980). El rango de variación de este índice está entre 0 y 1 y se recomiendan valores superiores a 0,95 para el mismo. En el modelo unifactorial de esta investigación resultó en  $\text{NFI} = 0,816$ , relativamente elevado, pero debió ser aún mayor.

De otro lado, también se reportan los índices de ajuste general de Jöreskog (GFI) y el índice general de ajuste corregido de Jöreskog (AGFI). Se trata de índices de ajuste de parsimonia que evalúan la concordancia de un modelo al compararse con otros similares, tomando en consideración la cantidad de hipótesis especificadas y el total de grados de libertad (Correa, 2007). Estos arrojan coeficientes de  $\text{GFI} = 0,890$  y  $\text{AGFI} = 0,866$ , respectivamente, lo cual resulta en apariencia satisfactorio pero no óptimo en tanto se espera que ambos valores resulten significativos a partir de 0,90, si bien se acercan a dicho parámetro.

### 3. Conclusiones

El análisis de los datos en la muestra de estudiantes colombianos permite corroborar el cumplimiento del objetivo propuesto, además de responder a la pregunta de investigación. Los resultados sugieren un ajuste parcial del instrumento al modelo teórico de un factor. Aspectos como la selección de la muestra (en este caso, no probabilísticamente) y el tamaño muestral, pudieran afectar los resultados y por tanto, condicionar los valores de los índices de ajuste del modelo en tanto dos de los requisitos del AFC son la aleatorización y grandes tamaños muestrales debido a que permiten hacer inferencias paramétricas (Moral de la Rubia, 2006b). No obstante, en vista de que un índice muy importante como el RMSEA se ubica en valores aceptables y las discretas diferencias de los índices GFI, NFI y CFI, se encuentran en torno a lo esperado, puede concluirse que el instrumento se ajusta con moderación a la solución unifactorial. Esta solución unifactorial resulta muy diferente a la que originalmente hallaron Keeley, et al. (2006) en estudiantes universitarios norteamericanos.

Para el caso de la versión en español, el instrumento final queda compuesto por 22 ítems (tabla 9). El cálculo del coeficiente alpha de Cronbach ( $\alpha = 0,901$ ) indica que el instrumento en su versión de habla hispana contiene ítems con alta consistencia interna y en consecuencia una alta confiabilidad en la medida de la evaluación de las habilidades de enseñanza efectiva y aprendizaje activo (EEyAA) que otorgan los estudiantes a los docentes.

Si bien el ajuste al modelo teórico resulta parcial, la versión en español del TBC puede considerarse un instrumento de gran valor para la evaluación de la excelencia de los docentes universitarios colombianos. En efecto, el TBC contiene una serie de indicadores de conductas de excelencia que pueden adoptar los docentes universitarios, lo cual se traducirá en un incremento en la

efectividad de su enseñanza. Estudios posteriores deben considerar posibles diferencias entre las evaluaciones que hacen estudiantes de diferentes áreas del conocimiento, en tanto puede ser discutible

el que los 22 atributos de la versión final en español puedan aplicarse de igual forma en todas las carreras, aspecto sobre el que tempranamente discutían Keeley, et al. (2006).

**Tabla 9.** Versión final del instrumento TBC en su versión en español, adaptada en estudiantes universitarios de Colombia.

Ítemes	TBC versión hispana N = 398 estudiantes universitarios colombianos (carga factorial)
1-Accesible...	0,49
2-Agradable...	0,53
3-Firme/directo...	0,44
4-Confiable...	0,59
5-Creativo e interesante...	0,58
6-Comunicador efectivo...	0,66
7-Demuestra pasión por la enseñanza y el tema de sus cursos...	0,65
8-Define los objetivos de su curso y los de cada sesión o clase...	0,47
9-Sabe escuchar...	0,61
10-Humilde...	0,59
11-Planificado...	0,58
12-Presenta información actualizada...	0,59
13-Promueve la discusión en clase...	0,47
14-Promueve el pensamiento crítico y estimula el uso de la inteligencia...	0,48
15-Refuerza positivamente al estudiante...	0,53
16-Sabe administrar el tiempo de la clase...	0,55
17-Hace de la clase un ambiente para la confianza mutua...	0,55
18-Realista en relación con las competencias de sus estudiantes ...	0,53
19-Respetuoso...	0,50
20-Se esfuerza por ser un mejor profesor...	0,59
21-Sabe usar las TIC...	0,52
22-Comprensivo...	0,50

## Referencias

Bentler, P. M., y Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88 (3), 588-606.

Brown, T. A. (2006). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*. London: The Guilford Press.

Bruça, S. (2019). Quality at Newly Established Private Universities: New Strategies for Leadership Management. *European Journal of Education*, 2 (1), 16-21. <http://dx.doi.org/>

[10.26417/ejed-2019.v2i1-49](https://doi.org/10.26417/ejed-2019.v2i1-49)

Buskist, W., Sikorski, J., Buckley, T., y Saville, B. K. (2002). Elements of master teaching. In S. F. Davis y W. Buskist (Eds.), *The teaching of psychology: Essays in honor of Wilbert J. McKeachie and Charles L. Brewer* (pp. 27-39). Mahwah, NJ: Erlbaum.

Buskist, W., Sikorski, J., Buckley, T., y Saville, B. K. (2002). Elements of master teaching. En S. F. Davis y W. Buskist (Eds.). *The teaching of Psychology. Essays in honor of*



- Wilbert J. McKeachie and Charles Brewer. Mahwah, N. J: Lawrence Erlbaum Associates.
- Buskist, W. (en preparación). *The seven keys to excellence in teaching*. New York: Oxford University Press.
- Cattell, R. B. (1958). Extracting the correct numbers of factors in factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 18 (4), 791-838. <https://doi.org/10.1177/001316445801800412>
- Correa, J. C. (2007). Modelos de ecuaciones estructurales: operaciones y conceptos básicos. *Analogías del comportamiento*, 9, 61-87.
- Creemers, B. (1994). The International School Effectiveness Research Programme (ISERP). First results of the quantitative study. Comunicación presentada en la BERA annual conference, St Anne's College, University of Oxford, 11 de Septiembre. Recuperado de <https://www.bera.ac.uk/conference/annual-conference-1994>
- Cronin, T. (1992). On celebrating College teaching. *Journal on Excellence in College Teaching*, 3, 149-168. <https://doi.org/10.2307/420094>
- Elton, L. (1998). Dimensions of excellence in university teaching. *International Journal for Academic Development*, 3, 3-11. <https://doi.org/10.1080/1360144980030102>
- Ersozlu, A., y Saklan, E. (2016). Instructional leadership in higher education: how does it work? *British Journal of Education*, 4 (5), 1-15. Recuperado de <http://www.eajournals.org/wp-content/uploads/Instructional-Leadership-In-Higher-Education-How-Does-It-Work.pdf>
- Feldman, K. A. (1976). The superior college teacher from the student's view. *Research in Higher Education*, 5, 243-288. <https://doi.org/10.1007/BF00991967>
- Gray, J. (1990). The quality of schooling: frameworks for judgment. *British Journal of Educational Studies*, 38 (3), 204-233. <https://doi.org/10.1080/00071005.1990.9973850>
- Kaiser, H. F. (1960). The application of electronic computers to factor analysis. *Educational Psychologist. Measurement*, 20, 141-151. <https://doi.org/10.1177/001316446002000116>
- Keeley, J., Christopher, A. N., y Buskist, W. (2012). Emerging evidence for excellent teaching across borders. En J. E. Groccia, M. Al-Sudairy, y W. Buskist (Eds.), *Handbook of college and university teaching: Global perspectives*. (pp. 374-390) Thousand Oaks, CA: Sage.
- Keeley, J. W., Smith, D., y Buskist, W. (2006). The Teacher Behaviors Checklist: Factor analysis of its utility for evaluating teaching. *Teaching of Psychology*, 33, 84-90. DOI: 10.1207/s15328023top3302\_1
- Kline, R.B. (2005). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*. New York: Guilford.
- Kreber, C. (2002). Teaching excellence, teaching expertise, and the scholarship of teaching. *Innovative Higher Education*, 27, 5-23. <https://doi.org/10.1023/A:1020464222360>
- Lautenschlager, G. J. (1989). A comparison of alternatives to conducting Monte Carlo analyses for determining parallel analysis criteria. *Multivariate Behavioral Research*, 24, 365-395. [https://doi.org/10.1207/s15327906mbr2403\\_6](https://doi.org/10.1207/s15327906mbr2403_6)
- Lee, V. E., Bryk, A. S., y Smith, J. B. (1993). The organization of effective second schools. Chapter 5. en L. Darling-Hammond (Ed.), *Research in education* (19). Washington DC: American Educational Research Association,. DOI: 10.2307/1167343
- Levine, D. y Lezotte, L. (1990). *Unusually effective schools: a review and analysis of research and practice*. Madison, Wisconsin: National Centre of Effective Schools Research and Development. <https://doi.org/10.1080/0924345900010305>
- Liu, S., Keeley, J., y Buskist, W. (2016). Chinese college students' perceptions of excellent teachers across three disciplines: Psychology, Chemical, Engineering and Education. *Teaching of Psychology*, 43 (1), 70-74. DOI: 10.1177/0098628315620888

- Lowman, J. (1995). *Mastering the techniques of teaching* (2nd ed.). San Francisco, CA: Jossey-Bass.
- Moral de la Rubia, J. (2006a). Análisis factorial y su aplicación al desarrollo de escalas. En R. Landero y M. Hernández (Ed). *Estadística con SPSS y Metodología de la Investigación*. México: Trillas.
- Moral de la Rubia, J. (2006b). El análisis factorial confirmatorio (AFC). En R. Landero y M. Hernández (Ed). *Estadística con SPSS y Metodología de la Investigación*. México: Trillas.
- Mortimore, P. (1993). School effectiveness and the management of effective learning and teaching. *School Effectiveness and School Improvement*, 4 (4), 290-310. Recuperado de <https://files.eric.ed.gov/fulltext/ED358560.pdf>
- Mortimore, P., Sammons, P., Stoll, L., Lewis, D., y Ecob, R. J. (1995). *School matters: the junior years*. Wells: Open Books.
- O`Meara, K. (2007). Characteristic of Effective Teachers in the Airforce`s Squadron Officer College (Tesis Doctoral no publicada). Universidad de Auburn. Recuperado de [https://etd.auburn.edu/bitstream/handle/10415/874/O%E2%80%99MEARA\\_KEVIN\\_50.pdf?sequence=1](https://etd.auburn.edu/bitstream/handle/10415/874/O%E2%80%99MEARA_KEVIN_50.pdf?sequence=1)
- Revell, A., y Wainwright, E. (2009). What makes lectures 'unmissable'? Insights into excellent teaching and active learning. *Journal of Geography in Higher Education*, 33, 209-233. DOI: 10.1080/03098260802276771
- Roth, K. J. y Smith, C. (2009). Live case analysis: pedagogical problems and prospects in management education. *American Journal of Business Education*, 2 (9), 59-66. Recuperado de [file:///C:/Users](file:///C:/Users/Usuario/Downloads/4610-Article%20Text-18454-1-10-20110610.pdf)
- Ruiz, B. L., y Donado, A. (2017). Evaluación de las características para la excelencia docente: una comparación entre Universidades Colombianas. *Encuentros*, 15 (2), 15-36. Recuperado de <http://ojs.uac.edu.co/index.php/encuentros/issue/view/87>
- Schaeffer, G., Epting, K., Zinn, T., y Buskist, W. (2003). Student and faculty perceptions of effective teaching: A successful replication. *Teaching of Psychology*, 30, (2), 133-136. Recuperado de [https://www.researchgate.net/publication/285705167\\_Student\\_and\\_faculty\\_perceptions\\_of\\_effective\\_teaching\\_A\\_successful\\_replication](https://www.researchgate.net/publication/285705167_Student_and_faculty_perceptions_of_effective_teaching_A_successful_replication)
- Shevlin, M., Banyard, P., Davies, M. y Griffiths, M. (2000). The validity of student evaluation of teaching in higher education: love me, love my lectures? *Assessment and Evaluation in Higher education*, 24 (4), 397-405. DOI: 10.1080/713611436
- Steiger, J. H., y Lind, J. C. (1980). *Statistically Based Tests for the Number of Common Factors*. Documento presentado en el Encuentro Anual de Psicometría Social, Iowa City, Estados Unidos.
- Tucker, L.R y Lewis, C. (1973). A reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 38, 1-10. <https://doi.org/10.1007/BF02291170>
- Walberg, H. J. (1984). Improving the productivity of american schools. *Educational Leadership*, 41 (8), 19-27. Recuperado de [http://www.ascd.org/ASCD/pdf/journals/ed\\_lead/el\\_198405\\_walberg.pdf](http://www.ascd.org/ASCD/pdf/journals/ed_lead/el_198405_walberg.pdf)
- Weimer, M. (1993). *Improving Your Class Room Teaching*. New Berry Park, CA: Sage.