

Invarianza Factorial de la Escala de Autoeficacia en la Solución de Problemas y Comunicación en Estudiantes Universitarios

Jesús E. Peinado, Martha Ornelas, José R. Blanco* y Martín A. González

Universidad Autónoma de Chihuahua. Facultad de Ciencias de la Cultura Física. DES Salud CAs 101 y 121. Calle Escorza 900, CP 31000 Chihuahua, Chih.- México. (e-mail: jpeinad@uach.mx, mornelas@uach.mx, jblanco@uach.mx; mgonzalez@uach.mx)

* Autor a quien debe ser dirigida la correspondencia

Recibido Dic. 29, 2014; Aceptado Feb. 16, 2015; Versión final recibida Mar. 27, 2015

Resumen

El presente estudio analiza las propiedades psicométricas de la Escala Autoeficacia en la Solución de Problemas y Comunicación en alumnos y alumnas universitarias. La muestra total fue de 1545 participantes; 616 mujeres y 929 hombres, con una edad media de aproximadamente 18 años. Los análisis factorial confirmatorios mostraron que una estructura bifactorial (Solución de Problemas y Comunicación Científica) es viable y adecuada para ambas poblaciones (mujeres y hombres) de acuerdo a los requisitos psicométricos establecidos cuando los informantes son los propios alumnos. Además, la estructura factorial, las cargas factoriales y los interceptos se consideran invariantes en las dos poblaciones. Sin embargo, existen diferencias entre las poblaciones para el factor comunicación científica.

Palabras clave: autoeficacia, estructura factorial, invarianza de medida, análisis factorial confirmatorio

Factorial Invariance of Self-Efficacy Scale in Problem Solving and Communications in University Students

Abstract

The present study analyses the psychometric properties of the Self-efficacy Problem Solving and Communication Scale in university students, men and women. The overall sample consisted of 1545 subjects: 616 women and 929 men, with a mean age of approximately 18 years. Psychometric analysis showed that a two-factorial structure (Problem Solving and Scientific Communication) was feasible and adequate for both populations (men and women) according to the established psychometric requirements when the informers are the students themselves. The results showed that factor structure, factor loadings and intercepts of the instrument could be considered invariant across groups. However, there are differences between groups for the factor scientific communication.

Keywords: self-efficacy, factor structure, measurement invariance, multigroup confirmatory factor analysis

INTRODUCCIÓN

Dentro de los contextos educativos ha existido un interés permanente por comprender los factores cognitivos y comportamentales que favorecen o dificultan el desempeño del estudiante en sus labores académicas; donde la motivación y la autoeficacia percibida son considerados factores clave para explicar aprendizaje y el rendimiento académico (Brown et al., 2008; González y Paoloni, 2014). La propia motivación impulsa al ser humano a emprender conductas específicas en función de los logros que éste pretende alcanzar. Más no basta conocer con claridad aquello que deseamos lograr, ni tampoco el mejor medio para poder conseguirlo. Tampoco, basta con ser capaz de; es preciso juzgarse capaz de utilizar las capacidades y las habilidades personales ante circunstancias muy diversas. La percepción de las personas acerca de su propia eficacia se alza como un requisito fundamental para desarrollar con éxito las acciones conducentes al logro de los objetivos personales. Dicha autopercepción, denominada autoeficacia, ejerce una profunda influencia en la elección de tareas y actividades, en el esfuerzo y en la perseverancia de las personas cuando se enfrentan a determinados retos e incluso en las reacciones emocionales que experimentan ante situaciones difíciles (León-Rubio et al., 2011; Pérez et al., 2011; Wolters, 2004). En definitiva, las creencias de autoeficacia representan un mecanismo cognitivo que media entre el conocimiento y la acción y que determina, junto con otras variables, el éxito de las propias acciones (Castañeda et al., 2010; Sansinenea et al., 2008). De ahí que, la motivación y la autoeficacia, determinen en gran medida el rendimiento durante toda la vida académica (Bandura, 2012).

De acuerdo con la teoría social cognitiva de la autoeficacia (Bandura, 1977), el éxito, el aprendizaje vicario, la persuasión verbal y el estado fisiológico son los cuatro factores que determinan autoeficacia de un individuo; siendo el éxito el determinante más importante de la autoeficacia de un individuo. Por ejemplo, los estudiantes que tienen éxito en la realización de una tarea tienen una autoeficacia alta para esa tarea; las experiencias de fracaso normalmente socavan esta autoeficacia, a menos que se atribuyen a la falta de esfuerzo o estrategias inapropiadas. Para las personas que carecen de experiencia en la realización de una tarea, la observación de otros que la realizan afecta a su autoeficacia; ya que utilizan esa información para evaluar la probabilidad de completar dicha tarea. Así mismo la retroalimentación verbal y no verbal de los demás tiene un efecto en la autoeficacia individual. Por último, los estados fisiológicos, como la ansiedad o la tensión, son factores determinantes de la capacidad de un individuo para realizar una tarea específica. En general, un estado físico negativo (es decir, el alto nivel de ansiedad) se asocia con malos resultados y baja autoeficacia (Bandura, 1977). En consecuencia, la autoeficacia se basa en una referencia interna relacionada directamente con una tarea y un contexto o situación.

Como una muestra de la importancia de la autoeficacia en el ámbito académico, podemos decir que esta revela por qué las personas con el mismo nivel de habilidad y conocimiento presentan conductas y/o resultados diferentes, o por qué las personas actúan en disonancia con sus habilidades (Pérez et al., 2011). Lo anterior se explica porque el rendimiento académico adecuado también depende de la eficacia percibida para manejar demandas académicas exitosamente. Por ello, las creencias de autoeficacia en la propia capacidad son imprescindibles para dominar las actividades académicas; ya que los estudiantes que confían en sus capacidades se sienten más motivados para alcanzar sus metas (Rodríguez, 2009). Así mismo, las personas que dudan de sus capacidades pueden creer que las cosas son más difíciles de lo que realmente son, creencia que genera tensión, depresión y una visión estrecha para resolver problemas (Vera et al., 2011). Se ha evidenciado que un bajo nivel de autoeficacia puede ser responsable no sólo de disminución del rendimiento escolar e interés hacia el estudio, sino también de comportamientos inadaptados en jóvenes (Zimmerman y Kitsantas, 2005), de ahí la importancia de que la educación fortalezca el desarrollo de la competencia académica en el estudiante y fomente habilidades que le permitan creer en sus propias capacidades (Carbonero y Merino, 2008). Existen suficientes pruebas sobre la importancia de la autoeficacia percibida en el desarrollo profesional. Las conclusiones de los estudios realizados sugieren que las creencias de eficacia ejercen una influencia directa sobre la toma de decisiones y el propio desempeño profesional. Una baja eficacia percibida, puede restringir indebidamente los tipos de ocupaciones contempladas e influir sobre la ejecución y persistencia en el logro de la profesión seleccionada (Hackett, 1995) y una alta autoeficacia percibida, da lugar típicamente a una mayor motivación para emprender y a niveles más altos de logro (Gibbons y Weingart, 2001).

En síntesis, las creencias de autoeficacia afectan a la calidad del funcionamiento humano a través de procesos cognitivos, motivacionales, afectivo y de toma de decisiones. En concreto, las creencias de la gente en su eficacia influencia si piensan con pesimismo o con optimismo, en cómo las personas se motivan y perseverar en medio de las dificultades por alcanzar las metas que se fijaron. Las creencias de la gente en sus capacidades juegan un papel fundamental en la autorregulación de sus estados emocionales afectando la calidad de su vida emocional y su vulnerabilidad al estrés y la depresión. Finalmente, las creencias de autoeficacia afectan el número de opciones que la gente considera y a la toma de decisiones sobre las mismas, condicionando en parte el curso de sus trayectorias de vida.

En este trabajo se analiza la consistencia interna y la estructura factorial de un instrumento de autoreporte que permite identificar conductas académicas, cuyo nivel de autoeficacia percibido por los alumnos de nuevo ingreso representen un área de oportunidad o mejora; en relación con el resto de los alumnos, aportando evidencias y datos que propicien la intervención educativa dentro de una perspectiva de atención a la diversidad en el aula. En el presente estudio interesa, no solo la estructura factorial del instrumento, sino también la equivalencia psicométrica del mismo en distintos grupos; ya que en el contexto de la comparación intergrupala, es indispensable plantearse la necesidad de llevar a cabo la adaptación de un instrumento de medida psicológica que cumpla con todos los criterios de equivalencia, pero sobre todo plantearse si la misma estructura factorial es aplicable a distintos grupos de sujetos o, de modo más genérico, a distintas poblaciones (Abalo et al., 2006; Arbuckle, 2012).

METODOLOGÍA

Participantes

La muestra de 1545 participantes, 616 (39.9%) mujeres y 929 (60.1%) hombres, se obtuvo mediante un muestreo por conveniencia, tratando de abarcar la representatividad de las diferentes licenciaturas que se ofrecen en la Universidad Autónoma de Chihuahua. Las edades de las mujeres fluctúan entre los 17 y 20 años, con una media de 18.11 y una desviación estándar de 0.69 años; y las de los hombres fluctúan entre los 17 y 20 años, con una media de 18.27 y una desviación estándar de 0.75 años.

Instrumento

La *Escala Autoeficacia en la Solución de Problemas y Comunicación Científica* es una encuesta tipo Likert, asistida por computadora de 11 ítems (Aguirre et al., 2012) que corresponde a cada uno de los principales dominios incluidos en las competencias básicas sobre solución de problemas y comunicación científica de los currículos de todas las licenciaturas que se imparten en la Universidad Autónoma de Chihuahua. Donde el encuestado responde, en una escala de 0 a 10, a cada uno de los ítems del instrumento en tres escenarios distintos: *i) Escenario de capacidad percibida*, respondiendo en el contexto: que tan capaz me siento para... desempeñarme en cada uno de los dominios de las competencias antes mencionadas. *ii) Escenario de interés en ser capaz*, respondiendo en el contexto: que tanto interés tengo en ser capaz de... desempeñarme en cada uno de los dominios de las competencias antes mencionadas y *iii) Escenario de cambio en ser capaz de*, respondiendo en el contexto: si me esfuerzo en cambiar, que tan capaz sería para... desempeñarme en cada uno de los dominios de las competencias antes mencionadas.

La estructura de dos factores: Solución de Problemas y Comunicación Científica, para esta escala, atendiendo a criterios estadísticos y sustantivos, ha mostrado adecuados indicadores de ajuste, de fiabilidad y de validez (Aguirre et al., 2012). Aun cuando cada sujeto respondió a los ítems del cuestionario en los tres escenarios descritos; en el análisis psicométrico e invarianza factorial del instrumento, solo se utilizaron las respuestas del primer escenario.

Procedimiento

Se invitó a participar en el estudio a los estudiantes de primer ingreso de las licenciaturas que se ofrecen en la Universidad Autónoma de Chihuahua; los que aceptaron participar firmaron la carta de aceptación correspondiente. Luego se aplicó el instrumento antes descrito por medio de una computadora personal utilizando el módulo administrador del instrumento del editor de escalas versión 2.0 (Blanco et al., 2013), en una sesión de aproximadamente 25 minutos; en los centros de cómputo de las unidades académicas participantes. Al inicio de cada sesión se hizo una pequeña introducción sobre la importancia de la investigación y de cómo acceder al instrumento; las instrucciones de como responder se encontraban en las primeras pantallas; antes del primer reactivo del instrumento. Al término de la sesión se les agradeció su participación. Una vez aplicado el instrumento se procedió a recopilar los resultados por medio del módulo generador de resultados del editor de escalas versión 2.0 (Blanco et al., 2013).

Análisis de datos

El análisis psicométrico se realizó en dos etapas: 1) análisis factorial confirmatorio y 2) análisis de invarianza factorial; con el fin de obtener una prueba que presente las mejores propiedades para la conformación de los puntajes autoeficacia en la solución de problemas y comunicación científica en universitarios mujeres y hombres. Para conducir el análisis factorial confirmatorio para cada muestra, se utilizó el software AMOS 21 (Arbuckle, 2012), las varianzas de los términos de error fueron especificados como parámetros libres, en cada variable latente (factor) se fijó uno de los coeficientes estructurales asociados a uno, para que su escala sea igual a la de una de las variables superficiales (ítems). El método de estimación empleado fue el

de Máxima Verosimilitud; siguiendo la recomendación de Thompson (2004), en el sentido de que cuando se emplea análisis factorial confirmatorio se debe corroborar no sólo el ajuste de un modelo teórico sino que es recomendable comparar los índices de ajuste de varios modelos alternativos para seleccionar el mejor.

Para evaluar el ajuste del modelo se emplearon el estadístico Chi-cuadrado, el índice de bondad de ajuste (GFI) y el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA) como medidas absolutas de ajuste. El índice de bondad ajustado (AGFI), el Índice Tucker-Lewis (TLI) y el índice de bondad de ajuste comparativo (CFI) como medidas de ajuste incremental. El índice de ajuste normado de parsimonia (PNFI), el índice de calidad de ajuste de parsimonia (PGFI), la razón de Chi-cuadrado sobre los grados de libertad (CMIN/GL) y el Criterio de Información de Akaike (AIC) como medidas de ajuste de parsimonia (Gelabert et al., 2011). Por último, se llevó a cabo un análisis de la invarianza factorial de los modelos de medida obtenidos, siguiendo las recomendaciones de Abalo et al. (2006), y se calculó la fiabilidad de cada una de las dimensiones a través del Alfa de Cronbach y el Coeficiente Omega (Revelle y Zinbarg, 2009)

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Análisis factorial confirmatorio

De acuerdo a los resultados de la Tabla 1 el análisis factorial confirmatorio de 11 ítems agrupados en dos factores en la muestra de mujeres es aceptable (GFI .965 y RMSEA .057) y de acuerdo a las medidas de ajuste incremental y de parsimonia significativamente superior al modelo independiente y muy similar al modelo saturado.

Por otro lado, el análisis factorial confirmatorio en la muestra de hombres (Tabla 1), indica nuevamente que el modelo de medición de dos factores es aceptable (GFI .976 y RMSEA .048) y de acuerdo a las medidas de ajuste incremental y de parsimonia significativamente superior al modelo independiente y muy similar al modelo saturado. En la Tabla, GFI es el índice de bondad de ajuste (goodness of fit index); RMSEA es la raíz del error medio (root mean square error of approximation); AGFI es el índice corregido de la bondad de ajuste (adjusted goodness of fit index); TLI es el índice de Tucker-Lewis; CFI es el índice de ajuste comparativo (comparative fit index); CMIN/DF es el índice de ajuste chi cuadrado dividido por los grados de libertad; y AIC es el criterio de información de Akaike.

Tabla 1 Índices absolutos, incrementales y de parsimonia para los modelos generados. Análisis factorial confirmatorio para alumnos de ingeniería y ciencias sociales ($p < .05$)

Modelo	Índices absolutos			Índices incrementales			Índices de parsimonia	
	χ^2	GFI	RMSEA	AGFI	TLI	CFI	CMIN/DF	AIC
Solución factorial para las mujeres								
Independiente	3528.773*	.298	.320	.157	.000	.000	3.026	3550.773
Saturado	0.000	1.000						132.000
2 factores	121.030*	.965	.057	.943	.968	.977	64.160	173.030
Solución factorial para los hombres								
Independiente	5505.362*	.591	.327	.140	.000	.000	100.097	5527.362
Saturado	0.000							
2 factores	125.046*	.976	.048	.960	.979	.984	3.126	177.046

De acuerdo a los resultados de la Tabla 2, en ambas muestras, todos los ítems saturan adecuadamente en su dimensión (factor) prevista. Observándose intercorrelaciones altas entre los dos factores evidenciando una no muy adecuada validez discriminante.

Invarianza de la estructura factorial entre alumnos de ingeniería y ciencias sociales

Los índices de ajuste obtenidos (Tabla 3) permiten aceptar la equivalencia de los modelos de medida básicos entre las dos muestras. Aunque el valor de Chi-cuadrado excede al exigido para aceptar la hipótesis de invarianza, el resto de índices contradicen esta conclusión (GFI .972; CFI .981; RMSEA .037; AIC 350.089) lo que nos permite aceptar el modelo base de la invarianza (modelo sin restricciones).

Tabla 2 Soluciones estandarizadas para el análisis factorial confirmatorio en ambas muestras.

Pesos factoriales					
Ítem	Factor 1		Factor 2		
	mujeres	hombres	mujeres	hombres	
1 Aplicar las diferentes técnicas de observación para la solución de problemas	.67	.72			
3 Distinguir los diferentes tipos de sistemas	.75	.75			
5 Emplear diferentes métodos para establecer alternativas de solución de problemas	.82	.80			
6 Aplicar el enfoque sistémico en diversos contextos	.82	.77			
9 Emplear la estadística en la interpretación de resultados y construcción de conocimiento	.69	.69			
11 Analizar los diferentes componentes de un problema y sus interrelaciones	.79	.76			
2 Recopilar analizar y aplicar información de diferentes fuentes			.81	.85	
4 Manejar recursos documentales y electrónicos que apoyan a la comunicación y búsqueda de información			.57	.67	
7 Desarrollar escritos a partir de procesos de investigación			.76	.77	
8 Manejar y aplicar paquetes computacionales para desarrollar documentos, presentaciones y bases de información			.54	.59	
10 Leer e interpretar textos			.60	.66	
Correlaciones entre factores					
Factor 1	-	-			
Factor 2	.83	.84	-	-	

Note: Factor 1 = Solución de Problemas ; Factor 2 = Comunicación Científica

Añadiendo al modelo base restricciones sobre las cargas factoriales caracterizamos la invarianza métrica. Los valores que se recogen en la tabla 3 permiten aceptar este nivel de invarianza. El índice de ajuste general (GFI= .972) y el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA= .035) siguen aportando información convergente en esta dirección. Además, el criterio de información de Akaike (AIC= 341.689) y el índice comparativo de Bentler (CFI= .981) no sufren grandes variaciones respecto al modelo anterior. Haciendo uso del criterio para la evaluación de los modelos anidados propuesto por Cheung y Rensvold (2002), quienes sugieren que si el cálculo de la diferencia de los CFI de ambos modelos anidados disminuye en .01 o menos, se da por bueno el modelo restringido y por tanto el cumplimiento de la invarianza factorial; la diferencia entre CFIs obtenida permite aceptar el modelo de invarianza métrica. Podemos concluir hasta ahora que las cargas factoriales son equivalentes en las dos muestras.

Una vez demostrada la invarianza métrica entre las muestras, pasamos a evaluar la equivalencia entre interceptos (invarianza factorial fuerte). Los índices (Tabla 3) muestran un buen ajuste de este modelo, tanto evaluado de modo independiente como analizándolo respecto a su anidamiento con el modelo de invarianza métrica. La diferencia entre los índices comparativos de Bentler es de .001; el índice de ajuste general es .969 y el error cuadrático medio de aproximación es .035. Aceptada la invarianza fuerte, los dos modelos evaluados son equivalentes respecto a los coeficientes factoriales y a los interceptos.

Tabla 3 Índices de bondad de ajuste de cada uno de los modelos puestos a prueba en la invarianza factorial ($p < .05$). La notación es la misma usada en la Tabla 1.

Modelo	Índice de Ajuste						
	χ^2	gl	GFI	NFI	CFI	RMSEA	AIC
Modelo sin restricciones	246.089*	80	.972	.973	.981	.037	350.089
Invarianza métrica	255.689*	89	.970	.972	.981	.035	341.689
Invarianza factorial fuerte	268.341	92	.969	.970	.980	.035	348.341

Los factores obtenidos en los análisis factoriales confirmatorios alcanzan valores de consistencia interna por encima de .75 en ambas muestras (hombres y mujeres); evidenciando una consistencia interna adecuada para este tipo de subescalas, particularmente si se considera el número reducido de ítems (Tabla 4).

Tabla 4 Coeficiente omega y alfa para los factores obtenidos.

Factor	Mujeres		Hombres	
	Ω	α	Ω	α
1. Solución de Problemas	.890	.890	.884	.885
2. Comunicación Científica	.794	.806	.836	.847

Contrastes de las medias de los factores entre mujeres y hombres

Una vez comprobada la invarianza factorial, las diferencias entre las medias de los factores de los dos grupos se estimaron tomando como referente la muestra de hombres, fijando en 0 el valor de las medias para dicha muestra y estimando libremente el valor de las medias para la muestra de mujeres. Las restricciones sobre los coeficientes de regresión e interceptos, requeridos para los contrastes entre las medias se realizaron automáticamente mediante el software AMOS 21 (Arbuckle, 2012). Los resultados de las comparaciones entre medias indicaron que la media del factor Comunicación Científica fue significativamente mayor (0.213, $p < 0.01$) en las mujeres; y sin diferencia en el factor Solución de Problemas.

CONCLUSIONES

De los resultados mostrados, de su análisis y de su discusión, y tomando en cuenta que el objetivo principal de este estudio fue el de examinar la estructura factorial y la medición de la invarianza de dicha estructura en alumnos y alumnas universitarios, se pueden obtener las siguientes conclusiones:

- 1) El Análisis Factorial Confirmatorio, en ambas muestras, indicó que el ajuste de los datos al modelo teórico de 11 ítems agrupados en dos factores es aceptable. Al mismo tiempo que los dos factores así obtenidos presentan en general saturaciones factoriales estandarizadas adecuadas. Por su parte los factores correlacionan entre sí de forma positiva y estadísticamente significativa lo cual muestra que a medida que aumenta la autoeficacia percibida en alguno de los factores, también aumenta en el otro.
- 2) Los factores en ambas muestras evidenciaron una consistencia interna adecuada, particularmente si se considera el número reducido de ítems en cada uno de ellos.
- 3) Conjuntamente con todo lo antes dicho, los resultados del análisis de la invarianza factorial entre las muestras; indican una alta congruencia entre pares de factores. Lo que sugiere la existencia de fuertes evidencias de la validación cruzada de la medida y por tanto de la estabilidad de la estructura, hasta que no se demuestre lo contrario.
- 4) Las comparaciones entre los grupos reflejaron diferencias significativas, a favor de las mujeres, en la media del factor Comunicación Científica. Lo que parece indicar que las mujeres se perciben un poco más auto eficaces que los hombres en relación a dicho factor.

En síntesis, el análisis de las propiedades psicométricas, ha mostrado que una estructura bifactorial es viable y apropiada de acuerdo a los requisitos psicométricos establecidos cuando los informantes son los propios alumnos. La estructura de dos factores, atendiendo a criterios estadísticos y sustantivos, ha mostrado adecuados indicadores de ajuste, de fiabilidad y de validez. Sin embargo, consideramos que más estudios son necesarios con el fin de corroborar o refutar los datos obtenidos en la presente investigación.

REFERENCIAS

- Abalo J., Lévy J., Rial A., Varela J., *Invarianza factorial con muestras múltiples*, In Modelización con Estructuras de Covarianzas en Ciencias Sociales by J. Lévy, pp 259-278 Netbiblo, Madrid, (2006).
- Aguirre J. F., Muñoz F., De Rueda B., Blanco J. R., *Composición Factorial de una Escala de Autoeficacia en la Solución de Problemas y Comunicación en Universitarios de Ciencias Sociales*, doi: 10.4067/S0718-50062012000500004, Formación Universitaria, 5(5), 27-38, (2012).

- Arbuckle J. R., *AMOS users guide version 21.0*, Marketing Department, SPSS Incorporated, Chicago, IL, (2012).
- Bandura A., *Social Learning Theory*, General Learning Press, New York, (1977).
- Bandura A., *On the Functional Properties of Perceived Self-Efficacy Revisited*, doi: 10.1177/0149206311410606, *Journal of Management*, 38(1), 9-44, (2012).
- Blanco H., Ornelas M., Tristán J. L., Cocca A., Mayorga-Vega D., López-Walle J., et al., *Editor for creating and applying computerise surveys*, doi: <http://dx.doi.org/10.1016/j.sbspro.2013.12.105>, *Procedia Social and Behavioral Sciences*, 106, 935-940, (2013).
- Brown S. D., Tramayne S., Hoxha D., Telander K., Lent R. W., *Social cognitive predictors of college students' academic performance and persistence: a meta-analytic path analysis*, *Journal of Vocational Behavior*, 72(3), 298-308, (2008).
- Carbonero M. Á., Merino E., *Autoeficacia y madurez vocacional*, *Psicothema*, 16(2), 229-234, (2008).
- Castañeda S., Pineda M. d. L., Gutiérrez E., Romero N., Peñalosa E., *Construcción de instrumentos de estrategias de estudio, autorregulación y epistemología personal. Validación de constructo*, *Revista Mexicana de Psicología*, 27(1), 77-85, (2010).
- Cheung G. W., Rensvold R. B., *Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance*, doi: 10.1207/s15328007SEM0902_5, *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233-255, (2002).
- Gelabert E., García L., Martín R., Gutiérrez F., Torres A., Subirà S., *Psychometric properties of the Spanish version of the Frost Multidimensional Perfectionism Scale in women*, *Psicothema*, 23(1), 133-139, (2011).
- Gibbons D. E., Weingart L. R., *Can I Do It? Will I Try? Personal Efficacy, Assigned Goals, and Performance Norms as Motivators of Individual Performance*, *J. Applied Social Psychology*, 31(3), 624-648, (2001).
- González A., Paoloni P. V., *Self-Determination, Behavioral Engagement, Disaffection, and Academic Performance: a Mediation Analysis*, doi: 10.1017/sjp.2014.82, *Spanish J. of Psychology*, 17, 1-10, (2014).
- Hackett G., *Self-efficacy in career choice and development*, In *Self-efficacy in changing societies*, by A. Bandura, pp 232-258 Cambridge University Press, New York, (1995).
- León-Rubio J. M., Cantero F. J., León-Pérez J. M., *Diferencias del rol desempeñado por la autoeficacia en el burnout percibido por el personal universitario en función de las condiciones de trabajo*, *Anales de Psicología*, 27(2), 518-526, (2011).
- Pérez E. y otros 6 autores, *Desarrollo y análisis psicométricos de un inventario de autoeficacia para inteligencias múltiples en niños argentinos* *Psicoperspectivas*, 10(1), 169-189, (2011).
- Revelle W., Zinbarg R. E., *Coefficients alpha, beta, omega and the glb: comments on Sijtsma*, doi: 10.1007/s11336-008-9102-z, *Psychometrika*, 74(1), 145-154, (2009).
- Rodríguez M. N., *Análisis factorial confirmatorio de la versión uruguaya de la escala Smart de Trapnell para medir capacidad intelectual percibida*, *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*, 1(27), 85-105, (2009).
- Sansinenea E. y otros cinco autores, *Autoconcordancia y autoeficacia en los objetivos personales: ¿Cuál es su aportación al bienestar?*, *Anales de Psicología*, 24(1), 121-128, (2008).
- Thompson B., *Exploratory and Confirmatory Factor Analysis. Understanding concepts and applications.* , American Psychological Association, Washington, D C, (2004).
- Vera M., Salanova M., Martín-del-Río B., *Self-efficacy among university faculty: how to develop an adjusted scale*, *Anales de Psicología*, 27(3), 800-807, (2011).
- Wolters C., *Advancing achievement goal theory: using goal structures and goal orientations to predict students' motivation, cognition and achievement*, *Journal of Educational Psychology*, 96(2), 236-250, (2004).
- Zimmerman B., Kitsantas A., *Homework practice and academic achievement. The mediating role of self-efficacy and perceived responsibility beliefs*, *Contemporary Educational Psychology*, 30(4), 397-417, (2005).

