



Revista Mexicana de Psicología

ISSN: 0185-6073

sociedad@psicologia.org.mx

Sociedad Mexicana de Psicología A.C.

México

Padilla, José-Luis; Acosta, Beatriz; Guevara, Martha; Gómez, Juana; González, Andrés
Propiedades psicométricas de la versión española de la escala de autoeficacia general aplicada en
México y España

Revista Mexicana de Psicología, vol. 23, núm. 2, diciembre, 2006, pp. 245-252

Sociedad Mexicana de Psicología A.C.

Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=243020649010>

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

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DE LA VERSIÓN ESPAÑOLA DE LA ESCALA DE AUTOEFICACIA GENERAL APLICADA EN MÉXICO Y ESPAÑA

PSYCHOMETRIC PROPERTIES OF THE SPANISH VERSION OF THE GENERAL SELF-EFFICACY SCALE APPLIED IN MEXICO AND SPAIN

José-Luis Padilla¹

Universidad de Granada, España

Beatriz Acosta

Universidad del Papaloapan, México

Martha Guevara

Unidad de Ciencias Económicas y Administrativas, México

Juana Gómez

Universidad de Barcelona, España

Andrés González

Universidad de Granada, España

Resumen: La Escala de Autoeficacia General (EAG) de Schwarzer está traducida a 25 idiomas y ha sido administrada en diversos países. La EAG evalúa la confianza global que tienen las personas para enfrentarse a situaciones nuevas o estresantes. Este artículo investiga la equivalencia de la versión en español de la EAG entre muestras mexicanas y españolas. Se presentan los resultados de dos estudios empíricos. El primer estudio analizó las propiedades psicométricas de los reactivos de la EAG y de la escala en su conjunto. Los análisis realizados mostraron valores del coeficiente alfa de .86 para la muestra mexicana y .85 para la muestra española. Los resultados también apoyaron la unidimensionalidad y la equivalencia de las estructuras factoriales. El segundo estudio aportó evidencia sobre la semejanza de las relaciones teóricas previstas entre el constructo "autoeficacia general" y los constructos de "autocontrol" y "automonitoreo" entre muestras mexicanas y españolas.

Palabras clave: escala de autoeficacia general, propiedades psicométricas, dimensionalidad, equivalencia

Abstract: Schwarzer's Self-Efficacy Scale (GSES) has been translated into 25 different languages and has been administered in several countries. GSES assesses personal global confidence to cope with new and stressing situations. The aim of this study was to analyze equivalence of the GSES with Mexican and Spanish samples. Two studies were conducted. The first analyzed psychometric properties of the items and the total scale. The results showed an alpha coefficient of .86 for the Mexican sample and of .85 for the Spanish sample. The second study provided evidence for theoretical similarity between the "general self-efficacy" construct and "self-control" and "self-monitoring" constructs among Mexican and Spanish samples.

Key words: general self-efficacy scale, psychometric properties, dimensionality, equivalence

El interés por las evaluaciones transculturales, junto con la atención a la traducción y adaptación de pruebas y cuestionarios, ha aumentado de forma significativa en los últimos años. Casillas y Robbins (2005) señalaron que la cantidad de trabajos identificados con la evaluación transcultural (cross-cultural assessment y

cross-cultural testing), en las bases bibliográficas ERIC y PsycInfo, se ha duplicado durante el decenio 1994-2004 respecto al decenio anterior. Una prueba significativa de este interés es la inclusión de un apartado específico sobre la adaptación de pruebas y cuestionarios en la última edición disponible de los Standards

¹ Dr. José Luis Padilla, Dpto. Psicología Social y Metodología de las CC. Comportamiento, Facultad de Psicología, Universidad de Granada. Campus de Cartuja 18079, Granada, España. Correo electrónico: jpadilla@ugr.es

for Psychological and Educational Testing (AERA, APA y NCME, 1999).

La validez de las comparaciones transculturales requiere aportar evidencia del nivel de equivalencia alcanzado en las mediciones. De forma global, la equivalencia puede entenderse como el nivel de seguridad con el que las mediciones obtenidas en los diferentes grupos lingüísticos o culturales están libres de sesgos. Van de Vijver y Poortinga (2005) analizaron la relación entre los distintos tipos de sesgos y los niveles de equivalencia. Hay disponibles diferentes clasificaciones de los posibles niveles de equivalencia (Van de Vijver & Hambleton, 1996). Todas las clasificaciones parten del análisis de las propiedades psicométricas de la prueba o cuestionario y comparten la necesidad de examinar la relevancia del constructo para las diferentes muestras implicadas (Hambleton, 2001). Evidencia sobre la semejanza de las relaciones teóricas del constructo apoyan su relevancia para las muestras de los diferentes países, grupos lingüísticos o culturales implicados en la evaluación (Tanzer & Sim, 1999). Probar que las propiedades psicométricas de la prueba o cuestionario y que el patrón de correlaciones entre variables relacionadas teóricamente son semejantes en los grupos implicados permite confiar en que se ha alcanzado un nivel de equivalencia "estructural" (Van de Vijver & Poortinga, 2005).

La universalidad del constructo "autoeficacia general" ha sido investigada en los últimos años. Se disponen de versiones de la Escala de Autoeficacia General en 29 idiomas, datos normativos para diferentes países y un amplio conjunto de resultados sobre sus propiedades psicométricas (Luszczynska, Gutiérrez-Doña, & Schwarzer, 2004).

Scholz, Gutiérrez-Doña, Sud, y Schwarzer (2002) consideraron que la "autoeficacia" es una pieza clave de la teoría social-cognitiva de Bandura (e.g., Bandura, 1977, 2000, 2001). Las expectativas de autoeficacia determinan el inicio de un comportamiento de enfrentamiento, cuánto esfuerzo será invertido y durante cuánto tiempo se mantendrá frente a obstáculos y experiencias aversivas. En el marco de la teoría de Bandura, la percepción de autoeficacia es específica de un dominio o contexto en particular. Schwarzer y Jerusalem (1995) propusieron el constructo autoeficacia general para abordar un sentido generalizado de autoeficacia. La autoeficacia general es la confianza global que tiene la persona sobre su capacidad para enfrentarse a un amplio rango de situaciones nuevas o estresantes. Se ha encontrado evidencia de relaciones po-

sitivas entre la autoeficacia general y un conjunto amplio de variables relacionadas con el rendimiento laboral, el académico, diferentes problemas de salud y evaluaciones de la calidad de vida (Schwarzer & Fuchs, 1996; Scholz et al., 2002; Schwarzer, Mueller, & Greenglass, 1999).

La teoría social-cognitiva de Bandura es un marco teórico idóneo para examinar la validez teórica del constructo autoeficacia en estudios transculturales. La definición de la autoeficacia comparte componentes con otros constructos formulados para explicar el inicio y mantenimiento de comportamientos dirigidos a metas. Así ocurre con el constructo de control de la acción y el de automonitoreo. La teoría del control de la acción en el marco de la autorregulación se refiere a los procesos que median el mantenimiento y la realización de intenciones (Kuhl & Beckmann, 1994). Kuhl (1994) diferenció entre un modo de control orientado a la acción: la capacidad de las personas para emplear estrategias de control que protejan los comportamientos dirigidos a la consecución de una meta en situaciones difíciles; y el modo de control orientado al estado: la incapacidad de iniciar comportamientos intencionados como resultado de la preocupación o el titubeo. Por otra parte, el constructo de automonitoreo fue propuesto por Snyder (1979) para explicar las diferencias personales en el grado de control de los comportamientos expresivos y de autopresentación. Las personas con niveles altos de automonitoreo controlan sus comportamientos de autopresentación para conseguir la apariencia pública deseada en situaciones de interacción social. Por el contrario, las personas con bajos niveles de automonitoreo carecen de la habilidad o motivación en sus comportamientos de autopresentación (Zinder & Gangstad, 1986).

Las relaciones entre los constructos de autoeficacia general, control de la acción y automonitoreo han sido parcialmente analizadas en diferentes trabajos. Schwarzer (1996) reportó un valor de .57 para el coeficiente de correlación entre las mediciones de la autoeficacia general y de control de la acción. A su vez, Sánchez, Padilla, Guevara, y Acosta (2002) obtuvieron una correlación significativa de .29 entre las mediciones de la autoeficacia general y el automonitoreo. Los resultados de estos estudios y los argumentos teóricos expuestos permiten esperar un patrón general de relaciones positivas y significativas entre el constructo de autoeficacia general con los constructos de automonitoreo y control de la acción (Padilla, Guevara, Sánchez, & Acosta, 2002).

Los estudios disponibles no habían analizado la equivalencia de la EAG entre muestras españolas y mexicanas. De ahí que la presente investigación pretendió examinar el nivel de equivalencia de la EAG en muestras de ambos países. Para determinar el nivel de equivalencia se plantearon dos objetivos específicos: 1) el análisis de las propiedades psicométricas de los reactivos de la EAG y de la escala en su conjunto; y 2) aportar evidencia sobre la validez teórica del constructo mediante el análisis de las relaciones teóricas entre el constructo medido por la EAG y los constructos de control de la acción y automonitoreo. Se realizaron dos estudios empíricos para alcanzar los objetivos anteriores.

ESTUDIO 1

Este estudio tuvo dos objetivos: 1) analizar las propiedades psicométricas de los reactivos de la EAG y de la escala en su conjunto en una muestra mexicana y una muestra española; y 2) comparar la consistencia interna y semejanza de las estructuras factoriales entre las muestras de ambos países.

Participantes

La muestra mexicana estuvo formada por 138 estudiantes de la Universidad de Guanajuato, México. Los estudiantes cursaban estudios de fiscal, desarrollo organizacional, ciencias y sistemas. La edad promedio de los estudiantes mexicanos fue de 26.78 años ($DE=4.11$). De ellos, 83 eran mujeres y 50 hombres. La muestra española fue de 266 estudiantes de psicología y pedagogía de la Universidad de Granada, España. La edad promedio fue de 20.03 ($DE=2.01$). De ellos, 211 eran mujeres y 55 hombres. La diferencia de edad entre la muestra mexicana y española resultó estadísticamente significativa $t=17.69$, $p<.01$.

Instrumento

Versiones en diferentes idiomas de la EAG han sido utilizadas en numerosos estudios transculturales obteniéndose valores del coeficiente alfa entre .75 y .91 y valores de estabilidad entre .47 y .75 para diferentes periodos de tiempo (Schwarzer & Jerusalem, 1995). Las dos muestras del

presente estudio respondieron a la versión en español de la EAG adaptada por Baessler y Schwarzer (1996). Sanjuán, Pérez, y Bermúdez (2000), con datos de una muestra española y una muestra costarricense, obtuvieron valores del coeficiente alfa de .91 y .89, respectivamente. A su vez, Scholz et al. (2002) obtuvieron valores del coeficiente alfa de .81 en una muestra costarricense y de .80 para una muestra peruana con la versión en español de la EAG.

La escala contiene 10 reactivos con frases generales sobre la confianza global de la persona para enfrentarse a un amplio rango de situaciones (e.g., el Reactivo 2: Puedo resolver situaciones difíciles si me esfuerzo lo suficiente; o el Reactivo 5: Gracias a mis cualidades y recursos puedo superar situaciones imprevistas). Los reactivos tienen un formato de respuesta politómica de cuatro alternativas etiquetadas: incorrecto, apenas cierto, más bien cierto y cierto. El sistema de puntuación asigna valores enteros en un rango de valores desde un punto (incorrecto) a cuatro puntos (cierto). La puntuación total se obtiene mediante la suma del valor asignado a la alternativa de respuesta dada a cada uno de los reactivos.

Procedimiento

Ambas muestras respondieron a la EAG en sesiones colectivas dentro del horario de clase. La participación de los estudiantes fue totalmente voluntaria, no recibieron ningún tipo de recompensa por responder a los cuestionarios. Las instrucciones y las condiciones de aplicación garantizaban la confidencialidad de las respuestas. El tiempo necesario para responder varió entre 15 y 20 minutos.

RESULTADOS

El análisis de las propiedades psicométricas de los reactivos se llevó a cabo mediante el cálculo de la media, la desviación típica y el índice de discriminación de cada reactivo en la muestra mexicana y en la muestra española. El índice de discriminación se calculó mediante la correlación de Pearson entre la distribución de respuestas al reactivo y la distribución de puntuaciones totales en el conjunto de la escala, sin contar con el reactivo analizado en cada caso. La Tabla 1 muestra los valores de las medias, las desviaciones típicas de las respuestas a los reactivos y los índices de discriminación.

Las medias de las respuestas a los reactivos con los datos de la muestra mexicana estuvieron en un intervalo entre 3.02 y 3.72; mientras que para la muestra española, las medias se encontraron entre 2.53 y 3.47. Los reactivos presentaron índices de discriminación entre .32 y .72 en la muestra mexicana, y entre .36 y .67 en la muestra española. La consistencia interna de la escala estimada por medio del coeficiente *alfa de Cronbach* fue de .86 y .85, respectivamente. Dichos valores no se verían aumentados por la eliminación de ningún reactivo.

El análisis del nivel de equivalencia logrado por la versión en español de la EAG entre las dos muestras, se realizó mediante la comparación de la consistencia interna de la escala y de las estructuras factoriales estimadas con las muestras de ambos países. Para realizar la comparación entre los coeficientes *alfa de Cronbach* en las dos muestras, se recurrió al cálculo del estadístico *W* de Feldt (Feldt, 1969). El valor del estadístico *W* de Feldt no permitió rechazar la hipótesis nula de igualdad entre los valores de los coeficientes alfa ($W = .95, p = .457$). De ahí que se pueda considerar que la consistencia interna es semejante en las dos muestras.

A fin de analizar la equivalencia factorial, primero se determinó si las matrices de correlaciones entre los reactivos eran factorizables, a través del índice KMO y la prueba de esfericidad de Bartlett. Los valores de ambos estadísticos avalaron la idoneidad de realizar un análisis factorial con los datos de ambas muestras: valores KMO superiores a .80 y el rechazo de la hipótesis nula sobre la intercorrelación lineal entre las variables de ambos conjuntos de datos. A continuación, se decidió llevar a cabo un análisis factorial de componentes principales con ambos conjuntos de datos.

La estructura factorial de la muestra mexicana reportó que los dos primeros autovalores fueron de 4.64 y .96. El primero explicó el 46.36% de la varianza, y el segundo el 9.65%. Las cargas factoriales oscilaron entre .40 a .80. Por su parte, en el análisis de componentes principales de la muestra española se obtuvieron autovalores de 4.31 y .96. El primero dio cuenta del 43.12% de la varianza, mientras que el segundo del 9.95% de la varianza. Las cargas variaron entre .49 y .78. La Tabla 2 muestra las cargas factoriales de los reactivos en el primer factor de los componentes principales para ambas muestras.

Para interpretar los resultados del análisis de componentes principales con el fin de determinar la unidimen-

Tabla 1

Media, desviación estándar (*DE*) e índice de discriminación (*ID*) para los reactivos

Reactivo	México			España		
	\bar{X}	<i>DE</i>	<i>ID</i>	\bar{X}	<i>DE</i>	<i>ID</i>
1	3.15	.97	.32	2.91	.69	.38
2	3.72	.53	.44	2.47	.57	.53
3	3.48	.70	.49	3.10	.73	.37
4	3.22	.79	.54	2.82	.69	.61
5	3.32	.72	.68	2.96	.64	.63
6	3.02	.85	.58	2.43	.75	.64
7	3.12	.79	.73	2.71	.70	.67
8	3.60	.62	.63	3.33	.58	.60
9	3.29	.76	.70	2.91	.67	.61
10	3.37	.70	.65	3.02	.74	.44

Tabla 2

Cargas factoriales de los reactivos en el primer factor del análisis de componentes principales para ambas muestras

Reactivo	México	España
	Carga factorial	Carga factorial
1	.390	.489
2	.546	.616
3	.589	.459
4	.649	.718
5	.762	.733
6	.696	.742
7	.803	.771
8	.729	.704
9	.787	.705
10	.746	.546

sionalidad de la escala, se recurrió a los criterios de Scholz et al. (2002): a) que los autovalores sean mayores que 1; b) que en cada componente adicional carguen por lo menos tres reactivos; y c) que cada uno de los componentes explique por lo menos el 5% de la varianza total. De ahí que atendiendo al porcentaje de varianza explicada por el primer factor, los autovalores inferiores a uno de los segundos factores y la aparición de menos de dos

reactivos con cargas significativas en ellos, se consideró que la EAG es unidimensional en las dos muestras analizadas en este estudio.

Con el propósito de analizar el grado de equivalencia de las dos estructuras factoriales de la Escala de Autoeficacia, se calculó el coeficiente de congruencia de Tucker (Tucker, 1951). El resultado obtenido fue de .99, poniendo de manifiesto la equivalencia de las estructuras factoriales. Por último, el contraste de las medias de las puntuaciones totales en la EAG entre hombres y mujeres no resultó estadísticamente significativa en la muestra global $t = 1.75$, $p = .08$.

ESTUDIO 2

El objetivo del segundo estudio fue aportar evidencia sobre la validez teórica del constructo medido por la EAG y los dos constructos relacionados teóricamente: el control de la acción y el automonitoreo.

Participantes

La muestra mexicana se constituyó con 100 estudiantes de química, comercio y contabilidad de la Universidad de Guanajuato (México). El promedio de edad de los estudiantes mexicanos fue de 20.80 ($DE = 2.34$). De ellos, 48 eran hombres y 52 mujeres. La muestra española estuvo formada por 198 estudiantes de relaciones laborales de la Universidad de Granada, España. La edad promedio de los estudiantes fue de 20.82 ($DE = 2.23$). De estos estudiantes, 64 eran hombres y 134 mujeres. La diferencia entre la edad promedio de las dos muestras no resultó estadísticamente significativa $t = .055$, $p = .956$.

Instrumentos

La Escala de Control de la Acción (ECA) evalúa diferencias individuales sobre la capacidad de mantener y realizar intenciones (Kuhl & Beckmann, 1994). La ECA consta de 36 reactivos agrupados en tres subescalas con 12 reactivos cada una. Los reactivos presentan un enunciado sobre una situación cotidiana y dos opciones de respuesta frente a esa situación. Una de las opciones implica orientación a la acción y la otra, orientación al estado. La

subescala de fracaso evalúa los efectos de los pensamientos relacionados con un evento o situación pasada, presente o futura sobre el cambio de actividad. La subescala de planeación incluye reactivos sobre las dificultades de iniciar una nueva actividad relacionadas con la experiencia de dudar o no poder terminar la toma de decisiones. Por último, la subescala de estabilidad evalúa el grado en el que la persona es capaz de mantenerse realizando una actividad agradable y satisfactoria, iniciada por la propia persona, sin cambiar prematuramente de actividad. Guevara y Padilla (1999) realizaron la adaptación al español de la ECA mediante un diseño de traducción directa; proporcionando evidencia sobre las propiedades psicométricas satisfactorias de la ECA en muestras españolas y mexicanas. Así, los valores del coeficiente alfa para cada subescala fueron: .67 (fracaso); .66 (planeación); y .55 (estabilidad). La estructura factorial de la versión en español coincidió con la de la versión original.

La Escala de Automonitoreo evalúa la extensión en la que las personas pueden y controlan su comportamiento expresivo y la autopresentación (Snyder, 1979). La versión corta de la Escala de Automonitoreo está compuesta por 18 reactivos (e.g., el Reactivo 14: Tengo problemas para cambiar mi conducta y ajustarla a distintas personas y diferentes situaciones). La persona debe evaluar si la afirmación presentada en el reactivo le es o no aplicable ofreciéndole dos opciones de respuesta (verdadero y falso). Los participantes en el estudio respondieron a la versión corta de la Escala de Automonitoreo. La versión corta fue adaptada al español por Avia y Sánchez (1995), aportando un coeficiente alfa de .70 y resultados que apoyan la unidimensionalidad de la escala al igual que en la versión original de la escala (Snyder & Gangestad, 1986).

Procedimiento

Se empleó el mismo procedimiento detallado en el Estudio 1.

RESULTADOS

Los coeficientes de correlación de Pearson entre las distribuciones de respuesta a cada subescala se muestran en la Tabla 3 junto con los valores del coeficiente *alfa de*

Tabla 3

Coefficientes de correlación entre la autoeficacia, el automonitoreo y la orientación a la acción en las muestras mexicana y española

Escala	Autoeficacia	Automonitoreo	Control de la acción
México (n = 100)			
Autoeficacia (<i>alfa</i> = .79)	—	.22*	.41**
Automonitoreo (<i>alfa</i> = .67)		—	0.12
Control de la acción (<i>alfa</i> = .72)			—
España (n = 198)			
Autoeficacia (<i>alfa</i> = .77)	—		
Automonitoreo (<i>alfa</i> = .65)	.25**	—	
Control de la acción (<i>alfa</i> = .77)	.39**	0.10	—

* $p < 0.05$.

** $p < 0.01$.

Cronbach de cada escala para ambas muestras. En la parte superior se muestran datos para la muestra española y en la parte inferior de la muestra mexicana.

Los valores del coeficiente *alfa de Cronbach* para las diferentes escalas fueron similares en las muestras de los dos países. Los valores de los coeficientes de correlación de Pearson mostraron una relación significativa entre la autoeficacia general y el automonitoreo tanto en la muestra mexicana $r(100) = 0.223$, $p < .001$, como en la española $r(198) = 0.264$, $p < .001$. También fue significativa la relación entre la autoeficacia y el control de la acción tanto para la muestra mexicana $r(100) = 0.411$, $p = .027$, como para la muestra española $r(198) = 0.389$, $p < 0.01$.

El patrón de resultados obtenido en ambas muestras apoya las relaciones teóricas previstas entre los constructos. Este patrón de resultados refuerza la validez teórica del constructo medido por la EAG, al tiempo que apoya la equivalencia de la escala entre las muestras de ambos países.

DISCUSIÓN

La investigación realizada pretendía analizar el nivel de equivalencia logrado por la versión en español de la EAG entre muestras españolas y mexicanas. Determinar el nivel de equivalencia es una condición básica para hacer

interpretaciones válidas sobre posibles diferencias en los niveles del constructo autoeficacia general entre ambos países. El Estudio 1 mostró que los valores de las propiedades psicométricas de los reactivos y de la escala en su conjunto eran semejantes en las dos muestras. Así, el valor del estadístico *W* de Feldt (Feldt, 1969) señaló que la consistencia interna de la escala para las dos muestras era equivalente. Además, el valor de .99 para el coeficiente de congruencia de Tucker (Tucker, 1951) permitió confiar en que la estructura factorial de la EAG también era equivalente en ambas muestras. Por otro lado, la no aparición de diferencias significativa por sexos coincide con los resultados encontrados en otros países y no parece responder a un patrón sistemático de variación (Scholz et al., 2002).

El segundo estudio aportó evidencia positiva sobre la validez teórica del constructo autoeficacia general en las muestras de los dos países. Los coeficientes de correlación obtenidos conformaron un patrón de resultados ajustado a las previsiones teóricas sobre la existencia de relaciones positivas entre el constructo de autoeficacia general, con los constructos de control de la acción y automonitoreo. Además, este patrón de resultados fue similar en las muestras mexicana y española. Este patrón de resultados muestra cómo la validez teórica del constructo autoeficacia general se apoya en los componentes compartidos por los tres constructos en relación con el inicio y mantenimiento de comportamientos dirigidos a metas, bien en un senti-

do general: autoeficacia general y control de la acción, bien en un dominio más específico como es el caso del automonitoreo en las situaciones de interacción social.

Por tanto, los dos estudios empíricos realizados aportaron evidencia sólida para mantener que la EAG ha alcanzado un nivel de equivalencia estructural para las comparaciones de la evaluación de la autoeficacia general entre muestras mexicanas y españolas. El nivel de equivalencia estructural refuerza la consideración de que el constructo autoeficacia general es relevante y que las propiedades psicométricas de la EAG son equivalentes con muestras de ambos países.

El nivel de equivalencia logrado por las mediciones de la EAG en muestras de ambos países es un paso importante para confiar en que posteriores comparaciones entre los niveles del constructo autoeficacia general no estarán contaminadas por posibles sesgos debidos al constructo o al método (Tanzer & Sim, 1999). Futuros trabajos deberán continuar indagando sobre si es posible contar con un nivel de equivalencia métrica de la EAG para las comparaciones de las propiedades psicométricas reactivo a reactivo en futuras comparaciones transculturales. De especial interés pueden resultar la aplicación de métodos diseñados para analizar el posible funcionamiento diferencial de los reactivos en la comparación de las mediciones de constructo autoeficacia general con muestras mexicanas y españolas.

REFERENCIAS

- American Educational Research Association, American Psychological Association, y National Council on Measurement in Education. (1999). *Standards for educational and psychological Testing*. Washington, DC: American Educational Research Association.
- Avia, M. D., & Sánchez, M. L. (1995). El self. En M. D. Avia, & M. L. Sánchez-Bernardos (Eds.), *Personalidad: Aspectos cognitivos y sociales* (pp. 89-106). Madrid: Pirámide.
- Baessler, J., & Schwarzer, R. (1996). Evaluación de la autoeficacia: Adaptación española de la escala de autoeficacia general. *Ansiedad y Estrés*, 2, 1-8.
- Bandura, A. (1977). Self-efficacy: Toward a unifying theory of behavioral change. *Psychological Review*, 84, 191-215.
- Bandura, A. (2000). Exercise of human agency through collective efficacy. *Current Directions of Psychological Science*, 9, 75-78.
- Bandura, A. (2001). Social cognitive theory: An agentic perspective. *Annual Review of Psychology*, 52, 1-26.
- Casillas, A., & Robbins, S. B. (2005). Test adaptation and cross-cultural assessment from a business perspective: Issues and recommendations. *International Journal of Testing*, 5, 5-21.
- Feldt, L. S. (1969). A test of the hypothesis that Cronbach's Alpha or Kuder-Richardson Coefficient Twenty is the same for two tests. *Psychometrika*, 34, 363-373.
- Guevara, M., & Padilla, J. L. (1999). Sobre la voluntad: Adaptación de la escala de control de la acción a México. *Revista Mexicana de Psicología*, 16, 253-265.
- Hambleton, R. K. (2001). The next generation of the ITC test translation and adaptation guidelines. *European Journal of Psychological Assessment*, 17, 164-172.
- Kuhl, J. (1994). Action and state orientation: Psychometric properties of the action control scale. En J. Kuhl, & J. Beckmann (Eds.), *Volition and personality. Action versus state orientation*. (pp. 47-59). Alemania: Hogrefe and Huber Publishers.
- Kuhl, J., & Beckmann, J. (1994). *Volition and personality. Action versus state orientation*. Alemania: Hogrefe and Huber Publishers.
- Luszczynska, A., Gutiérrez-Doña, B., & Schwarzer, R. (En prensa). General self-efficacy in various domains of human functioning: Evidence from five countries. *International Journal of Psychology*.
- Padilla, J. L., Guevara, M., Sánchez, E., & Acosta, B. (2002). *Autoeficacia y control de la acción: Un estudio transcultural de validación convergente*. Presentado en el X Congreso Mexicano de Psicología, Acapulco, Gro.
- Sánchez, E., Padilla, J. L., Guevara, M., & Acosta, B. (2002). *Self-monitoring and action control convergent validation in a crosscultural study*. Presentado en la 13th General Meeting European Association of Experimental Social Psychology, San Sebastian, España.
- Sanjuán, P., Pérez, A. M., & Bermúdez, J. (2000). Escala de autoeficacia general: Datos psicométricos de la adaptación para población española. *Psicothema*, 12, 509-513.
- Scholz, U., Gutiérrez-Doña, B., Sud, S., & Schwarzer, R. (2002). Is general self-efficacy a universal construct? Psychometric findings from 25 countries. *European Journal of Psychological Assessment*, 18, 242-251.
- Schwarzer, R. (1996). Thought control of action: Interfering self-doubts. En I. Sarason, G. Pierce, & B. Sarason. (Eds.) *Cognitive interference: Theories, methods and findings* (pp. 99-115). Mahwah, Nueva Jersey: Erlbaum.
- Schwarzer, R., & Jerusalem, M. (1995). General self-efficacy scale. En J. Weinman, S. Wright, & M. Johnston (Eds.), *Measures in health psychology: A user's portfolio. Causal and control belief* (pp. 35-37). Windsor, Reino Unido: NFER-NELSON.
- Schwarzer, R., & Fuchs, R. (1996). Self-efficacy and health behaviors. En M. Conner, & P. Norman (Eds.), *Predicting health behavior: Research and practice with social cognition models*, (pp. 163-196). Buckingham, Reino Unido: Open University Press.
- Schwarzer, R., Mueller, J., & Greenglass, E. (1999). Assessment of perceived general self-efficacy on the internet: Data collection in cyberspace. *Anxiety, Stress, and Coping*, 12, 145-161.

- Snyder, M. (1979). Self-monitoring processes. En L. Berkowitz (Ed.), *Advances in experimental social psychology* (Vol. 12, pp. 85-128). Nueva York: Academic.
- Snyder, M., & Gangestad, S. (1986). On the nature of self-monitoring: Matters of assessment, matters of validity. *Journal of Personality and Social Psychology*, *51*, 125-139.
- Tanzer, N. K., & Sim, C. Q. E. (1999). Adapting instruments for use in multiple languages and cultures: A review of the ITC guidelines for test adaptations. *European Journal of Psychological Assessment*, *15*, 258-269.
- Tucker, L. R. (1951). *A method for synthesis of factor analysis studies* (Personnel Research Sections Report 984). Washington, D.C.: Department of the Army.
- Van de Vijver, F., & Hambleton, R. K. (1996). Translating tests: Some practical guidelines. *European Psychologist*, *1*, 89-99.
- Van de Vijver, F., & Poortinga, Y. H. (2005). Conceptual and methodological issues in adapting tests. En R. K. Hambleton, P. F. Merenda, & C. D. Spielberger (Eds.), *Adapting educational and psychological tests for cross-cultural assessment* (pp. 39-65). Mahwah, Nueva Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.

Recibido 25, 08, 2005

Aceptación final 22, 08, 2006