

## **Formatos de Respuesta en la Evaluación de la Autoeficacia para la Escritura: Una Mayor Discriminación Incrementa la Capacidad de Predicción**

Pajares, F \*(1)., Hartley \*\*, J. & Valiante, G.\*

\* Emory University

\*\* Keele University, England

---

**Resumen** En el presente trabajo, se compararon dos escalas de autoeficacia para la redacción con diferente formato de respuesta. La escala con un formato 0-100 fue psicométricamente más fuerte que la escala con un formato tradicional Likert.

**Palabras Clave:** Autoeficacia- Escritura- Escalas

---

### **Introducción**

Según la teoría social cognitiva de Bandura (1986), las creencias de los estudiantes acerca de sus capacidades académicas, o creencias de autoeficacia, son buenos predictores tanto de su rendimiento académico como de las elecciones y decisiones de carrera que estos tomen (Betz & Hackett, 1997; Fouad & Smith, 1996; Hackett, 1995; Lapan, Adams, Turner & Hinkelman, 2000; Lapan, Bogs, & Morrill, 1989; Lent & Hackett, 1987). Como resultado de su utilidad predictiva, la autoeficacia se ha transformado en un constructo de creciente importancia en la literatura de carrera y su evaluación una preocupación primordial. (Betz, 1992; Fouad, Smith y Enochs, 1997; Hansen 1997; Lent & Hackett, 1987; Lent & Maddux, 1997). En el dominio de la redacción, los investigadores han confirmado que la confianza de los estudiantes en sus destrezas para escribir se relaciona con variables de

---

(1) **Por favor dirigir la correspondencia relacionada con este artículo a:**

**Frank Pajares**  
**Division of Educational Studies**  
**Emory University**  
**Atlanta, GA 30322**  
**Tel: 404-727-1775**  
**Fax: 404-727-2799**  
**Email: [mpajare@emory.edu](mailto:mpajare@emory.edu)**

motivación académica tales como autoconcepto para la redacción, ansiedad ante la redacción, metas de rendimiento y el valor percibido de la redacción, tanto como su competencia para escribir (McCarthy, Meier, & Rinderer, 1985; Meier, McCarthy, & Schmeck, 1984; Pajares & Johnson, 1994; Pajares, Miller, & Johnson, 1999; Pajares & Valiante, 1997; Shell, Colvin, & Bruning, 1995; Shell, Murphy, & Bruning, 1989). Siguiendo las guías desarrolladas por Bandura (1997), los investigadores social cognitivos han evaluado generalmente la autoeficacia para la redacción solicitando a los estudiantes que realicen juicios acerca de su capacidad para realizar exitosamente actividades de escritura adecuadas a su nivel académico. Los estudiantes proporcionan estos juicios utilizando una escala de 0 a 100 (e.g., Pajares et al., 1999; Pajares & Valiante, 1997; Shell et al., 1989, 1995). No obstante, algunos investigadores se han preguntado si una escala de medición tipo Likert más tradicional puede ser empleada como alternativa al formato habitual 0-100 (Maurer & Pierce, 1998). En parte, esta pregunta se basa en la preocupación de los investigadores referida a que los niños serían incapaces de realizar los juicios discriminativos requeridos en una escala de cien puntos. Los investigadores de la autoeficacia señalan, por su parte, que pensar en términos de 0-100 es congruente con el modo en que los estudiantes son evaluados normalmente en la escuela. Por consiguiente, las escalas con formatos de respuesta de 0 a 100 son adecuadas y deberían resultar en una mayor discriminación que la que producen las escalas con menos opciones de respuesta. Además, como ha puntualizado Bandura (1997) " las escalas que usan solo unos pocas opciones deberían ser evitadas debido a que son menos sensibles y menos confiables" (p. 44; y véase Streiner & Norman, 1989).

El propósito de este estudio fue investigar si el formato 0-100 para evaluar creencias de autoeficacia para la redacción difiere en sus cualidades empíricas del formato tradicional Likert de 1 a 6 puntos. Para ello, intentamos descubrir si las dos medidas se diferencian en (a) su estructura factorial, (b) su consistencia interna, (c) su relación con constructos motivacionales, y (c) su predicción de índices de rendimiento.

## **Método**

### **Participantes**

La muestra de investigación estuvo compuesta de 497 estudiantes de los grados 6 a 8 (edades de 11 a 14) inscriptos en clases de “artes del lenguaje” en una escuela media localizada en el Noreste de los Estados Unidos de Norteamérica. El status socioeconómico de la escuela y del área en la cual esta ubicada la institución es predominantemente de clase media y los estudiantes son mayoritariamente de raza blanca. Los estudiantes estaban inscriptos separadamente en clases de lectura y escritura (denominadas artes del lenguaje). A su vez, los estudiantes regulares, talentosos, especiales y de inglés como segundo lenguaje tomaron separadamente sus clases de artes del lenguaje.

La muestra estuvo constituida solamente de estudiantes inscriptos en las clases de educación regular. Cada participante completó un instrumento de 10 páginas que incluía variables motivacionales y actitudes ante la redacción. Estas comprendían autoconcepto en redacción, ansiedad ante la redacción, valor de la redacción, autoeficacia para la autorregulación y metas de logro en redacción (tareas, aproximación al rendimiento y evitación del rendimiento). Los instrumentos fueron administrados colectivamente en las clases de artes del lenguaje durante un período de clases. Los estudiantes completaron el instrumento conjuntamente y un ítem por vez, luego de que el administrador leyese en voz alta el ítem correspondiente. Las notas en clases de artes del lenguaje, así como las evaluaciones docentes acerca de la aptitud para la redacción de los estudiantes fueron obtenidas del equipo docente. Los procedimientos fueron semejantes a los empleados en general por los investigadores de la autoeficacia para redacción (véase, por ejemplo, Pajares et al., 1999; Shell et al., 1989, 1995).

### **Procedimiento**

Para este estudio, seleccionamos escalas de motivación académica que han sido ampliamente empleadas en otras investigaciones. Las metas de logro fueron evaluadas usando la escala suministrada por Middleton y Midgley (1997), la que ha sido derivada de la "Patterns of Adaptive Learning Survey" (Encuesta de Patrones de aprendizaje adaptativo) (PALS). La autoeficacia para el aprendizaje autorregulado se evaluó con una escala adaptada de la Children's Multidimensional Self-Efficacy Scales (MSES) de

Bandura (1995) que evalúa los juicios de los estudiantes acerca de su capacidad para aprender en varios cursos académicos y para emplear varias estrategias de autorregulación del aprendizaje (Zimmerman & Martinez-Pons, 1992). El autoconcepto de la redacción fue evaluado con seis ítems adaptados del Cuestionario de Autodescripción Académica de Marsh (1990) (Academic Self Description Questionnaire). La ansiedad frente a la redacción fue medida con la una escala adaptada del Test de Ansiedad ante la Redacción de Daly y Miller (1975) (Writing Apprehension Test) que fue también empleado por Pajares et al. (1999). Finalmente, el valor de la redacción estuvo compuesto de ítems que evaluaron importancia percibida, intereses y disfrute de la redacción (Eccles, 1983; Meece, Wigfield, and Eccles, 1990; Seegers & Boekaerts, 1996). Todas las variables motivacionales fueron evaluadas de una manera consistente con su empleo típico, esto es, con un formato Likert tradicional. En el presente estudio, y para ser consistentes con la manera en la cual fue evaluada una de las escalas de autoeficacia, suministramos a los estudiantes una opción de respuesta consistente en una escala Likert de 6 puntos.

Fueron incluidas en el instrumento completo dos versiones de una escala de autoeficacia para la redacción que diferían solamente en el modo en el cual los estudiantes podían suministrar sus respuestas. Cada escala consistió en los mismos 10 ítems que representaban juicios acerca de la confianza que los estudiantes tenían de poseer las habilidades mecánicas, de empleo, gramáticas y de composición adecuadas a su nivel académico (ver apéndice). Estas habilidades fueron identificadas por los docentes de las clases de artes del lenguaje como las habilidades de redacción apropiadas para estudiantes de escuelas medias. La tabla 1 presenta los ítems que forman parte de la escala

**Tabla 1.** Ítems de la Escala de autoeficacia para la Escritura

N°	Ítem
1	Deletrear correctamente todas las palabras de una historia o composición de una pagina
2	Colocar correctamente los signos de puntuación a una historia o composición de una página
3	Redactar correctamente una composición escrita
4	Escribir sentencias simples con buena gramática
5	Utilizar correctamente los singulares, plurales, tiempos verbales, prefijos y sufijos
6	Escribir correctamente un párrafo que posea una buena oración principal o idea central
7	Estructurar correctamente párrafos que soporten las ideas principales incluidas en la oración principal
8	Terminar los párrafos con conclusiones apropiadas
9	Escribir un manuscrito bien estructurado con una buena introducción, cuerpo, y conclusión
10	Presentar ideas secundaria en forma clara y sin perder el foco de la idea principal

En la versión 1 de esta escala, se solicitó a los estudiantes que evaluaran cuán seguros estaban de poseer cada destreza de redacción en una escala de 0 (completamente inseguros) a 100 (completamente seguros). En la versión 2, los estudiantes debían responder en un formato tradicional Likert con 6 opciones que iban de 1 (completamente inseguro) a 6 (totalmente seguro). La mitad de los estudiantes completaron la versión 1 en primer lugar (en la página 2 del instrumento) y luego la versión 2 (en la página 10); la otra mitad completó los instrumentos en orden inverso: la versión 2 primero (página 2) y en segundo lugar la versión 1 (página 10). Los estudiantes completaron cada escala mientras los ítems eran leídos en voz alta por el administrador, y no podían retornar a la página anterior hasta que hubieran completado todo el instrumento. De esta manera, cuando los estudiantes llegaban al final del instrumento para completar la segunda escala de autoeficacia, no podían revisar como habían respondido anteriormente. Fueron necesarios aproximadamente 40 minutos para responder a todo el instrumento.

### Resultados

En primer lugar realizamos un análisis factorial exploratorio de las dos escalas. Usamos el método de extracción Máxima probabilidad (Jöreskog & Lawley, 1968) puesto que se cree que este método produce la mejor estimación de parámetros (Pedhazur, 1982). Para determinar el número de factores comunes a retener y analizar, empleamos una variedad de criterios, incluyendo el Scree Test de Cattell (1966), el porcentaje de varianza común

explicada por cada factor empleando *la matriz de correlación reducida* y la interpretabilidad de los factores rotados. Puesto que esperábamos que los factores emergentes del análisis estuvieran intercorrelacionados empleamos el método de rotación oblicua Oblimin. Todos los análisis fueron efectuados utilizando el procedimiento de Análisis Factorial del sistema SAS (SAS Institute, Inc., 1989).

El análisis factorial reveló que tanto la escala 0-100 como la escala Likert estaban compuestas de dos factores. La Tabla 2 muestra las cargas factoriales de la matriz rotada y el porcentaje de varianza explicada por cada factor en cada escala.

**Tabla 2.** Coeficientes de estructura factorial y de patrones factoriales de las escalas de Autoeficacia con formato Likert y 0-100. También se presentan los coeficientes de Confiabilidad Alfa de Cronbach.

Item	Factor 1		Factor 2	
	0-100	Lickert	0-100	Likert
1	.01(.51)	.01(.45)	.77(.78)	.71(.72)
2	-.01(.54)	-.06(.48)	.85(.84)	.87(.83)
3	.18(.60)	.16(.55)	.65(.77)	.64(.74)
4	.30(.58)	.25(.55)	.43(.63)	.49(.64)
5	.24(.58)	.18(.53)	.52(.68)	.56(.67)
6	.82(.82)	.83(.81)	.00(.53)	-.04(.47)
7	.73(.81)	.83(.82)	.12(.59)	-.02(.50)
8	.62(.71)	.66(.73)	.14(.54)	.11(.52)
9	.84(.86)	.59(.72)	.03(.57)	.21(.58)
10	.74(.80)	.58(.70)	.10(.58)	.20(.56)
Proporción de varianza	.88	.86	.12	.14
Coeficientes de confiabilidad	.86	.85	.90	.87

**Nota:** Los coeficientes de patrones factoriales (Factor pattern) son presentados en paréntesis.

Los pesos de la matriz rotada son conceptualmente similares a los coeficientes estandarizados de regresión, evidenciando la relación entre un ítem y un factor cuando todos los otros ítems se mantenían constantes. Los pesos factoriales de .40 o superiores fueron considerados suficientemente fuertes para demostrar que el ítem se asociaba con ese factores. Los primeros cinco ítems componen el factor 2 de cada escala y los segundos cinco ítems el factor 1. Un rápido examen de los ítems (ver apéndice) revela que el Factor 1 incluye habilidades avanzadas de composición (por ejemplo, construir frases y relacionar ideas principales), mientras que el Factor 2 comprende habilidades gramaticales básicas y de uso mas cotidiano (e.g., ortografía, puntuación). Los pesos factoriales fueron similares en las dos escalas así como la proporción de varianza explicada por cada factor. Las correlaciones interfactor fueron de .65 para la escala 0-100 y .62 para la escala Likert. Los coeficientes alfa de Cronbach fueron semejantes para cada factor.

Las correlaciones entre cada uno de los factores y las escalas completas por un lado y los índices de motivación y logro por el otro, revelaron que la escala 0-100 tuvo correlaciones significativamente más elevadas con las variables de rendimiento académico que la escala Likert. Esta última escala demostró correlacionarse mejor con autoeficacia para la autorregulación y con las metas orientadas hacia tareas. No se encontraron diferencias significativas entre las dos escalas en sus correlaciones con las metas orientadas hacia el rendimiento, valor de la redacción, ansiedad frente a la redacción y autoconcepto de la redacción. Es necesario resaltar en este punto que todas las escalas de actitud fueron usadas con el mismo formato Likert de 6 puntos que el utilizado para la escala Likert de Autoeficacia, por lo tanto, la varianza del método puede fácilmente incrementar las correlaciones entre las escalas que emplean la misma forma de medición. El estadístico Williams  $T_2$  fue empleado para determinar si las correlaciones eran significativamente distintas (Williams, 1959).

Para el análisis de regresión múltiple usado en la predicción de los índices de logro, unimos los dos factores de cada escala para crear una escala que representaba la evaluación tipo Likert y otra escala que representaba la evaluación con formato 0-100, para de esta forma contar con los tipos de escala de autoeficacia para la redacción que serían los más típicamente utilizados en estudios de autoeficacia. Los puntajes para estas dos escalas fueron computados sumando las respuestas de los estudiantes en los 10 ítems de cada instrumento. Estos análisis fueron complementados por un análisis de regresión de la comunalidad para determinar la proporción de varianza explicada de la variable dependiente asociada únicamente con cada variable independiente y con los efectos comunes de cada una (Rowell, 1996) y obteniendo coeficientes estructurales de regresión (Thompson & Borello, 1985). Puesto que las escalas de eficacia estuvieron muy correlacionadas entre sí (.81), la interpretación de los coeficientes estructurales es un aspecto especialmente crítico. En este tipo de coeficientes la colinearidad no afecta, ya sea aumentando o disminuyendo, su magnitud. Los resultados son presentados en la Tabla 3.

**Tabla 3:** Resultados del Análisis de Regresión Múltiple tomando como variable criterio los GPA en Artes del Lenguaje y las evaluaciones de los docentes sobre la competencia en escritura de los estudiantes. También se presenta un resumen del análisis de comunalidad.

	Parámetro Estimado	E. S. (error standard)	t	p	$\beta$	R <sup>2</sup>	U	Coefficientes Estructurales
GPA						.1843		
0-100	.025	.004	6.44*	.0001	.449		.685 (37%)	.999
Escala Likert	-.026	.074	-.35	.7254	-.024		.0002 (0%)	.793
Efecto Común							.1156 (63%)	
Evaluaciones docentes						.2149		
0-100	.024	.004	6.17*	.001	.422		.0605 (28%)	.998
Escala Likert	-.052	.070	.73	.4641	.050		.0025 (1%)	.848
Efecto Común							.1474(69%)	

**Nota:** Para GPA,  $F(2,496) = 55.79$ ,  $p < .0001$ ; para las evaluaciones docentes,  $F(2,496) = 67.61$ ,  $p < .0001$ . U representa la proporción de la varianza explicada de la variable dependiente ( $R^2$ ) asociada únicamente con cada variable independiente y con el efecto común de cada una.

Considerando ambas escalas como variables independientes en los análisis realizados para predecir el promedio de calificaciones en las clases de arte del lenguaje y las evaluaciones de los docentes de la competencia en escritura, los resultados evidenciaron que la escala con formato 0-100 permitían predecir las dos variables, mientras que la escala con formato Likert no era predictiva de estos índices. Además, el 37% de la varianza en el promedio de calificaciones y el 28% de la varianza de las evaluaciones de los profesores se asociaban solamente con la escala 0-100; la proporción de varianza explicada asociada únicamente con la escala Likert no fue significativa para ambas variables dependientes. (ver Tabla 3). La escala 0-100 suministró coeficientes estructurales de .99 en cada modelo; los coeficientes estructurales para la escala Likert fueron de .79 para el modelo que empleó los promedios de calificaciones (GPA) y de .85 para el modelo que utilizó evaluaciones de los maestros.

Para garantizar que el ingreso simultáneo de ambas variables no ocultara diferencias reales en la capacidad predictiva, llevamos a cabo un análisis de regresión jerárquica de entrada forzada, ingresando la escala Likert en primer lugar y la escala 0-100 en el segundo paso. Respecto a la predicción de los promedios de notas (GPA), la escala Likert explicó el 11% de la varianza; el ingreso de la escala 0-100 incrementó significativamente el valor incremental  $R^2$  a .18, y volvió no significativo el valor predictivo de la escala Likert. Para la predicción de la capacidad de escritura de los estudiantes evaluada por los maestros, la escala Likert explicó el 15% de la varianza y el ingreso de la escala 0-100 incrementó el valor a .21 y volvió nuevamente no significativa la influencia de la escala

Likert. Inversamente, cuando la escala 0-100 fue ingresada en primer término, la entrada posterior de la escala Likert no represento un incremento significativo en la predicción de ninguno de los índices de rendimiento.

Por ultimo, realizamos dos análisis de regresión múltiple del tipo de los que normalmente efectuarían los investigadores de la autoeficacia en estudios de logro y actitudes frente a la escritura. Nuestro objetivo fue predecir el promedio de calificaciones en “artes del lenguaje”. Las variables independientes fueron autoconcepto para la escritura, aprensión ante la escritura, valor de la escritura, autoeficacia para la autorregulación y género. No se incluyó las metas de logro en el análisis, puesto que, normalmente, no se presume que las metas de logro permitan predecir el logro en escritura. En el primer modelo de regresión múltiple incluimos la escala de autoeficacia para la escritura utilizando la evaluación 0-100 ; en el segundo modelo incluimos el instrumento de autoeficacia en su modalidad de escala Likert . Los resultados son presentados en la tabla 4.

**Tabla 4.** Resultados de la Regresión Múltiple tomando como variable criterio el logro en redacción usando tanto de las escalas de Autoeficacia con formato Likert y la con formato 0-100 .

	Utilizando una escala 0-100			Utilizando una escala Likert		
	t	$\beta$	p	t	$\beta$	p
Autoeficacia en la redacción	5.04	.279	.001	1.46	.092	.1439
Autoconcepto en la redacción	2.77	.188	.0059	3.74	.267	.0002
Ansiedad ante la redacción	-.93	.044	.3526	-1.38	-.066	.1677
Valor de la redacción	-3.07	-.168	.0023	-3.02	-.169	.0027
Autoeficacia para la autorregulación	2.60	.130	.0096	3.20	.176	.0014
Género	2.34	-.095	.0199	-2.61	-.109	.0095
$R^2$		.23			.19	

**Nota:** El género fue codificado -1 para las niñas y 1 para los niños

El modelo que empleó la escala 0-100 explicó el 23% de la varianza del GPA; el modelo que utilizó la escala Likert de autoeficacia explicó el 19%. En el modelo de la escala Likert, la contribución de la autoeficacia fue no significativa, aunque los coeficientes estructurales revelaron que su efecto en los GPA fue influido por la colinearidad con las variables predictoras. En el modelo con la escala 0-100, la autoeficacia realizó un contribución independiente para la predicción de los GPA ( $\beta = .279$ ,  $t = 3.7$ ,  $p < .0001$  ver tabla 4). Estos últimos resultados suministran una confirmación de que las propiedades de una escala de respuesta pueden influir sobre los resultados de una investigación de la motivación académica.

### **Discusión**

Lent, Brown & Hackett (1994, 1996) han propuesto un modelo explicativo del desarrollo de las creencias de carrera de los estudiantes y de cómo estas creencias influyen en sus elecciones de carrera. En este modelo, las creencias de autoeficacia ocupan un lugar central en el proceso en el cual los estudiantes se comprometen cuando seleccionan su camino académico y sus carreras subsecuentes. Lent et al. señalan que las creencias de autoeficacia juegan un rol crítico en el desarrollo de los intereses e intenciones de carrera de los estudiante. Por esta razón, reclaman a los docentes y orientadores prestar la debida atención a las creencias de autoeficacia de sus estudiantes y asegurarse de que esa atención se transforme en uno de los pilares de sus practicas orientadoras y de sus estrategias de intervención llevadas a cabo en las aulas y en las escuelas (ver también Betz & Hackett, 1997; Young & Chen, 1999). Por ejemplo, los orientadores pueden utilizar los resultados de la evaluación de estas creencias tanto para evaluar la efectividad d los programas académicos y de las estrategias de intervención como para monitorear el progreso de los estudiantes a través de tales programas (Fouad et al.; 1997). Una preocupación fundamental a este respecto es la evaluación de las creencias de autoeficacia académica por medio de instrumentos que posean propiedades psicométricas sólidas.

Algunos investigadores han sugerido que los educadores y orientadores deberían prestar tanta atención a las percepciones de los estudiantes de su competencia como a su habilidad real, puesto que estas percepciones pueden predecir precisamente la motivación y las elecciones académicas de los estudiantes (Hackett & Betz, 1989). Evaluar las creencias de autoeficacia puede permitir a los orientadores alcanzar una significativa comprensión de la motivación académica, el comportamiento y las futuras elecciones de los estudiantes. Así, por ejemplo, las percepciones irreales de baja autoeficacia, más que una carencia de habilidad real, pueden ser responsable de comportamientos inadaptados, evitación de cursos y carreras y disminución de los intereses y el rendimiento escolar (Hackett, 1995; Lent & Hackett, 1987). Los estudiantes que carecen de confianza en sus habilidades se comprometen menos en tareas que requieren de las mismas, y se rendirán mas rápidamente frente a las dificultades. En estos casos, además de un programa continuo de mejoramiento de las habilidades, las escuelas deberían trabajar para identificar las auto-creencias

imprecisas de sus estudiantes, así como diseñar e implementar intervenciones que desafíen estas creencias. Para alcanzar estos fines, los orientadores deben en primer lugar estar seguros de que los resultados obtenidos de las respuestas de sus estudiantes a los instrumentos de autoeficacia proveen una evaluación confiable y válida de su confianza académica.

Los resultados obtenidos confirman la conclusión de que los lineamientos metodológicos planteados por Bandura (1997) acerca de la evaluación de las creencias de autoeficacia tienen apoyo empírico. Los resultados de los análisis de confiabilidad y factoriales demuestran que una escala de autoeficacia para la redacción que emplea un formato de respuesta 0-100 fue psicométricamente más fuerte que una escala con formato Likert tradicional. Además, los niños de la escuela media pueden realizar en forma adecuada juicios discriminativos empleando una escala 0-100. También deberíamos señalar que la media de las respuestas para la escala 0-100 fue de 75.07 (o 4.5 cuando se la convirtió a un puntaje Likert de 6 puntos) y que la media para la escala Likert fue de 4.4 (73.17 convertida a 0-100). Estos resultados revelan que ninguno de los dos tipos de escala aumentan o disminuyen artificialmente los juicios de confianza. La mayor de la escala 0-100 suministró una evaluación de la autoeficacia que fue, no solamente más fuertemente relacionada con los índices de logro con los cuales fue comparada, sino también predictiva del logro en un modelo de regresión, mientras que, la escala menos discriminativa de formato Likert no lo fue.

Debemos tener en cuenta, por supuesto, el hecho de que la confiabilidad es una característica de las puntuaciones obtenidas de una muestra específica de individuos a los cuales se les ha aplicado un instrumento en un momento particular, en situaciones específicas. Por ello, instamos a los investigadores a continuar perfeccionando escalas de autoeficacia para la redacción, tal como la que utilizamos en este estudio, con el objetivo de acrecentar sus propiedades psicométricas y su aplicabilidad a otras poblaciones de estudiantes y a otros contextos. También instamos a los investigadores a examinar las relaciones de las puntuaciones de este tipo de instrumentos con otros índices comportamentales tales como la selección de información sobre carreras, intenciones de carrera y eventuales elecciones de carreras y cursos de vida. En el área de las matemáticas y las ciencias, los investigadores ya han logrado comprobar en forma sólida la conexión

entre la autoeficacia para las matemáticas y estos índices comportamentales (véase Hackett, 1995; Lent et al., 1994, 1996; Lent & Maddux, 1997).

En general, coincidimos con Bandura (1997) al concluir que "incluir pocas categorías de respuesta produce una pérdida de información, debido a que las personas que usan la misma categoría de respuestas diferirían si fueran incluidas categorías intermedias de respuesta" (p. 44). Recomendamos que los investigadores que utilicen medidas de autoeficacia en estudios de motivación académica lo hagan tomando en consideración los lineamientos metodológicos de Bandura acerca de la forma de evaluación; y, aún más importante, instamos a educadores y orientadores que deseen evaluar creencias de autoeficacia de sus estudiantes para la escritura (y en realidad, cualquier constructo académico) para que empleen escalas que permitan la mayor utilidad predictiva. En el caso de la autoeficacia para la escritura evaluada por las escalas que estudiamos en esta investigación, ninguna escala es más dificultosa o extensa que la otra, por lo que se hace especialmente necesario emplear aquel formato que proporcione una mayor utilidad predictiva.

### Referencias

- Bandura, A. (1986). *Social foundations of thought and action: A social cognitive theory*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.
- Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: The exercise of control*. New York: Freeman.
- Cattell, R. B. (1966). The scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research, 1*, 245-276.
- Eccles, J. (1983). Expectancies, values, and academic behaviors. In J. T. Spence (Ed.), *Achievement and achievement motives: Psychological and sociological approaches* (pp. 75-146). San Francisco: Freeman.
- Hackett, G. (1995). Self-efficacy in career choice and development. In A. Bandura (Ed.), *Self-efficacy in changing societies* (pp. 232-258). New York: Cambridge University Press.
- Hackett, G., & Betz, N. E. (1989). An exploration of the mathematics self-efficacy/mathematics performance correspondence. *Journal for Research in Mathematics Education, 20*, 261-273.

- Jöreskog, K. G., & Lawley, D. N. (1968). New methods in maximum likelihood factor analysis. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 21, 85-96.
- Lent, R. W., & Hackett, G. (1987). Career self-efficacy: Empirical status and future directions. *Journal of Vocational Behavior*, 30, 347-382.
- Marsh, H. W. (1990). The structure of academic self-concept: The Marsh-Shavelson Model. *Journal of Educational Psychology*, 82, 623-636.
- Maurer, T. J., & Pierce, H. R. (1998). A comparison of Likert scale and traditional measures of self-efficacy. *Journal of Applied Psychology*, 83, 324-329.
- McCarthy, P., Meier, S., & Rinderer, R. (1985). Self-efficacy and writing. *College Composition and Communication*, 36, 465-471.
- Meece, J. L., Wigfield, A., & Eccles, J. S. (1990). Predictors of math anxiety and its influence on young adolescents' course enrollment and performance in mathematics. *Journal of Educational Psychology*, 82, 60-70.
- Meier, S., McCarthy, P. R., & Schmeck, R. R. (1984). Validity of self-efficacy as a predictor of writing performance. *Cognitive Therapy and Research*, 8, 107-120.
- Middleton, M. J., & Midgley, C. (1997). Avoiding the demonstration of lack of ability: An underexplored aspect of goal theory. *Journal of Educational Psychology*, 89, 710-718.
- Pajares, F., & Johnson, M. J. (1994). Confidence and competence in writing: The role of writing self-efficacy, outcome expectancy, and apprehension. *Research in the Teaching of English*, 28, 313-331.
- Pedhazur, E. J. (1982). *Multiple regression in behavioral research: Explanation and prediction*, Second edition. New York: Harcourt Brace.
- Pajares, F., Miller, M. D., & Johnson, M. J. (1999). Gender differences in writing self-beliefs of elementary school students. *Journal of Educational Psychology*, 91, 50-61.
- Pajares, F., & Valiante, G. (1997). The predictive and mediational role of the writing self-efficacy beliefs of upper elementary students. *Journal of Educational Research*, 90, 353-360.
- Rowell, R. K. (1996). Partitioning predicted variance into constituent parts: How to conduct regression commonality analysis. In B. Thompson (Ed.). *Advances in social science methodology* (Vol. 4, pp. 33-43). Greenwich, CT: JAI Press.

- SAS Institute, Inc. (1989). *SAS/STAT users guide, version 6, fourth edition, volume 1*. Cary, NC: SAS Institute Inc.
- Seegers, G., & Boekaerts, M. (1996). Gender-related differences in self-referenced cognitions in relation to mathematics. *Journal for Research in Mathematics Education*, 27, 215-240.
- Shell, D. F., Colvin, C., & Bruning, R. H. (1995). Self-efficacy, attributions, and outcome expectancy mechanisms in reading and writing achievement: Grade-level and achievement-level differences. *Journal of Educational Psychology*, 87, 386-398.
- Shell, D. F., Murphy, C. C., & Bruning, R. H. (1989). Self-efficacy and outcome expectancy mechanisms in reading and writing achievement. *Journal of Educational Psychology*, 81, 91-100.
- Streiner, D. L., & Norman, G. R. (1989). *Health measurement scales: A practical guide to their development and use*. Oxford: Oxford University Press.
- Thompson, B., & Borello, G. M. (1985). The importance of structure coefficients in regression research. *Educational and Psychological Measurement*, 45, 203-209.
- Williams, E. J. (1959). The comparison of regression variables. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 21, 396-399.
- Zimmerman, B. J., & Martinez-Pons, M. (1990). Student differences in self-regulated learning: Relating grade, sex, and giftedness to self-efficacy and strategy use. *Journal of Educational Psychology*, 82, 51-59.