

Revista Electrónica de Investigación Educativa

Vol. 15, Núm. 3, 2013

Autoeficacia y uso de estrategias para el aprendizaje autorregulado en estudiantes universitarios

Self-efficacy and Use of Strategies for Self-regulated Learning in University Students

Wilson Jesús Pool-Cibrián*
wipool77@gmail.com

José I. Martínez-Guerrero*
josemarg@unam.mx

*Facultad de Psicología, Universidad Nacional Autónoma de México

Av. Universidad 3004,
Col. Copilco-Universidad, C.P. 04510
México, D. F., México

(Recibido: 1 de agosto de 2012; aceptado para su publicación: 13 de junio de 2013)

Resumen

En este estudio se evaluó la relación entre la autoeficacia percibida, metas de aprendizaje y estrategias para el aprendizaje autorregulado. Se aplicaron cuestionarios de autoeficacia y de estrategias de aprendizaje a 766 estudiantes universitarios. Se valoraron las propiedades psicométricas de los instrumentos mediante análisis factoriales exploratorios y confirmatorios y análisis con el modelo de respuesta graduada (MRG) de la Teoría de Respuesta al Ítem (TRI). Se obtuvieron seis factores: autoeficacia percibida, problemas de concentración, metas de aprendizaje, estrategias metacognitivas, de dominio y de comprensión. Con un análisis de senderos (*Path Analysis*) se identificaron asociaciones entre la autoeficacia percibida con metas de aprendizaje ($r = .48$) y problemas de concentración ($r = -.45$); también se encontró una relación negativa entre estas dos últimas variables ($r = -.46$). Los tres factores anteriores resultaron predictores de estrategias metacognitivas ($R^2 = .22$), de dominio ($R^2 = .26$) y de comprensión ($R^2 = .12$). Los resultados se interpretan desde la perspectiva cognitivo social del aprendizaje autorregulado.

Palabras clave: Autoeficacia percibida, Estrategias de aprendizaje, Educación superior, Análisis de senderos, Teoría de Respuesta al Ítem.

Abstract

The study evaluated the relationship between perceived self-efficacy, learning goals, and self-regulated learning strategies. Questionnaires concerning self-efficacy and learning goals were applied to 766 university students. The instrument's psychometric properties were assessed using exploratory and confirmatory factor analysis with Samejima's graded response model (GRM) of the Item Response Theory (IRT). Six factors were obtained: perceived self-efficacy, concentration problems, learning goals, metacognitive strategies; domain and comprehension strategies. Path analysis showed associations between perceived self-efficacy with learning goals ($r=.48$) and concentration problems ($r=-.45$); there was also a negative association found between the last two variables ($r=-.46$). The last three factors are predictors of metacognitive ($R^2=.22$), domain ($R^2=.26$) and comprehension ($R^2=.12$) strategies. The results were interpreted with a social cognitive perspective of self-regulated learning.

Keywords: Perceived self-efficacy, Learning strategies, Higher education, Path analysis, Item Response Theory.

I. Introducción

Desde una perspectiva cognitivo-social el aprendizaje autorregulado implica una interacción entre la autoeficacia percibida y el monitoreo de procesos de autorregulación. Un estudiante autorregulado muestra iniciativa para adquirir habilidades académicas con un alto sentido de autoeficacia percibida, establece metas próximas en el tiempo, realistas y retadoras, además, selecciona y emplea estrategias de aprendizaje acordes con las demandas de la tarea y el estilo personal (Pintrich, 2004; Zimmerman, 2000, 2002, 2008; Zimmerman, Kitsantas y Campillo, 2005; Kitsantas y Dabbagh, 2010; Zimmerman y Schunk, 2011).

La autoeficacia percibida se define como los juicios de los estudiantes sobre la capacidad y los medios que poseen para realizar una tarea y alcanzar metas de forma exitosa (Bandura, 1986, 1993); dichas percepciones ayudan a mantener ambientes apropiados, tanto internos como externos, e influyen en actitudes y conductas favorables para el aprendizaje, porque se vinculan con procesos de autorregulación en diferentes contextos educativos (Linnenbrink y Pintrich, 2003; Pintrich, 2004; Usher y Pajares, 2008; Kitsantas y Zimmerman, 2009).

Desde esta perspectiva también son importantes las metas de aprendizaje, porque se refieren a los resultados que se desea alcanzar y con las cuales se van comparando las acciones realizadas. De esta manera las metas sirven como una guía en los procesos de autorregulación y permiten seleccionar estrategias de organización, planeación, manejo del tiempo, búsqueda de ayuda y comprensión de los temas (Elliot, 2008; Elliot y Murayama, 2008; Elliot, Murayama y Pekrun, 2011). A partir de estudios realizados (Pintrich 2000a, 2000b, 2004) se ha observado que los alumnos con un acercamiento hacia metas orientadas al dominio utilizan procesos cognoscitivos complejos; en cambio, quienes practican una orientación al rendimiento intentan demostrar sus competencias y evitan demostrar incompetencia.

Las estrategias metacognitivas, que se refieren a la planeación, monitoreo y control de

la cognición, ayudan al estudiante a programar actividades y recursos que necesita para establecer y alcanzar sus metas de aprendizaje. Los estudios en esta línea muestran que se relacionan con la autoeficacia percibida (Robbins, Lauver, Le, Davis, Langley y Carlstrom 2004; Chu y Choi, 2005; Gore, 2006; Berger y Karabenic, 2011; Kleitman y Gibson, 2011).

Asimismo, desde la perspectiva cognitivo social del aprendizaje autorregulado los déficits en los procesos de autorregulación se deben a la ineficacia para planear y controlar las tareas o actividades, como consecuencia de la carencia de guías o modelos para manejar problemas personales, la apatía, los desórdenes del estado de ánimo, así como a los problemas de concentración, en el recuerdo, la lectura y la escritura (Pintrich y García, 1991; Zimmerman, 2000).

Entre los instrumentos para evaluar tanto la percepción de autoeficacia como estrategias para el aprendizaje autorregulado se encuentran el *SELF-A (Self-Efficacy for Learning Form-A)*, [cuestionario de autoeficacia para el aprendizaje-A], Zimmerman y Kitsantas, 2007), cuyo objetivo es evaluar percepciones de autoeficacia para el aprendizaje autorregulado; y el CEPAA, Cuestionario de Estrategias para el Aprendizaje Autorregulado (Martínez-Guerrero, 2004) su propósito es evaluar un conjunto de estrategias para el aprendizaje autorregulado. En la mayoría de los estudios realizados en el desarrollo de este tipo de instrumentos se ha tenido problemas de validez de constructo debido a que en ocasiones no es posible reproducir la misma estructura factorial con poblaciones diferentes (Martínez-Guerrero, 2004; Gadelrab, 2011). También se enfrentan dificultades con la equivalencia en la adaptación de cuestionarios de un contexto a otro, como es el caso del *SELF-A*, porque la versión original en inglés consta de 19 ítems (Zimmerman y Kitsantas, 2007); en cambio, la versión en español desarrollada en Argentina se integra de 10 ítems (Bugliolo y Castagno, 2005); y actualmente se cuenta con una versión en español elaborada en México constituida por 17 ítems (Pool-Cibrián, Martínez-Guerrero y Campillo-Labrandero, 2011).

De la revisión y análisis de los estudios mencionados se han valorado las propiedades psicométricas e identificado hallazgos importantes que han contribuido al conocimiento de factores asociados al aprendizaje autorregulado. Sin embargo, los resultados empíricos de las relaciones encontradas entre procesos de autorregulación no se han corroborado de manera definitiva, por lo menos en las fases específicas y en las áreas del modelo teórico, por lo que es necesario generar otras líneas de investigación, con métodos que permitan apoyar la validez de instrumentos de medida, considerando las relaciones conceptuales y empíricas de las variables dentro de un modelo específico.

Por lo anterior, el objetivo de este estudio es aportar evidencia adicional sobre las relaciones entre la percepción de autoeficacia y el uso de estrategias para el aprendizaje autorregulado, en el marco de la perspectiva cognitivo-social. Para lograr este objetivo se aplicaron dos instrumentos a muestras de estudiantes universitarios: el *SELF-A (Self-Efficacy for Learning Form-A)* versión en español desarrollada en México y el CEPAA, complementado con una escala de metas de aprendizaje. Ambos instrumentos se sometieron a un Análisis Factorial Exploratorio (AFE) y Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), así como al análisis de ítems con criterios psicométricos

del modelo politómico de Respuesta Graduada (MRG) de Samejima, de la Teoría de Respuesta al Ítem (TRI). Con los factores obtenidos se realizó un análisis de senderos (*Path Analysis*) para estimar las relaciones entre las variables identificadas en el modelo de medida.

II. Método

2.1 Participantes

Se realizó un muestreo no probabilístico intencional de estudiantes que tuvieran un avance en su plan de estudios de licenciatura de más de un semestre; la muestra se conformó con 766 estudiantes de las facultades de Ingeniería 253 (33%), Economía 214 (28%), Pedagogía 176 (23%) y Medicina 123 (16%) pertenecientes a una universidad pública de México; el promedio de edad fue de 21.6 años, con un intervalo entre 18 y 26 años, de los cuales 381 (49.7%) son hombres y 385 (50.3%) son mujeres.

2.2 Instrumentos

Cuestionario de Autoeficacia para el Aprendizaje, SELF-A, (Zimmerman y Kitsantas, 2007), versión en español desarrollada en México (Pool-Cibrián, Martínez-Guerrero y Campillo-Labrandero, 2011). En la adaptación de este instrumento se utilizó la técnica de traducción “hacia atrás” basada en criterios de adaptación de cuestionarios psicológicos y educativos (Hambleton, 2005; Merenda, 2005; Solano, Contreras y Backoff, 2009). Está conformado por 17 reactivos, con cinco opciones de respuesta tipo Likert, consta de un solo factor, con Alpha de Cronbach (α), de .92. Para los fines de este estudio se añadieron tres ítems derivados de la adaptación, los cuales se refieren al manejo del conflicto entre problemas con los compañeros y de situaciones sociales con el estudio.

Cuestionario de Estrategias para el Aprendizaje Autorregulado, CEPAA, (Martínez-Guerrero, 2004). Consta de 55 ítems, con cinco opciones de respuesta tipo Likert, para evaluar el aprendizaje autorregulado en cuatro dimensiones: 1) estrategias cognitivas y metacognitivas, 2) estrategias de comportamiento, 3) estrategias motivacionales y 4) estrategias de interacción contextual. Los factores obtenidos cuentan con una confiabilidad Alpha de Cronbach (α) promedio de .85. Este cuestionario se complementó con ítems de metas para el aprendizaje, los cuales estiman tanto la orientación para el aprendizaje como para el rendimiento.

2.3 Procedimiento

Se solicitó el permiso a las autoridades de cada facultad para aplicar a los alumnos los cuestionarios, impresos en un cuadernillo, que incluían información sobre los objetivos del estudio, la explicación de su participación voluntaria y las instrucciones. Las aplicaciones fueron grupales y duraban aproximadamente 30 minutos.

III. Resultados

3.1 Análisis Factorial Exploratorio (AFE)

Se realizó una exploración de los datos para estimar los estadísticos descriptivos con el programa SPSS versión 19. Con estadística clásica se verificó el nivel de discriminación de los ítems entre alumnos extremos en el uso de estrategias específicas de aprendizaje mediante la prueba *t* de Student y la correlación ítem-test; todos los reactivos obtuvieron indicadores satisfactorios.

Se aplicaron técnicas de AFE con el fin de identificar los componentes principales de las variables latentes que explican la covariación de las variables medidas. Se verificó el índice Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) con valores mayores a .88; se identificó la estructura factorial mediante el criterio de Kaiser. Debido a la relación teórica entre las variables, se consideró adecuado utilizar el método de rotación oblicua *promax*, con el que se alcanzó una estructura lógica y teórica satisfactoria.

En el *SELF-A* versión mexicana se obtuvo un solo factor conformado por 18 de 20 ítems, con un $\alpha=.90$, conservando 16 ítems originales y 2 de los 3 ítems añadidos. En el caso del CEPAA se identificaron 5 factores conformados por 35 ítems con un $\alpha =.88$. Los factores resultantes fueron: problemas de concentración conformado por 11 ítems con un $\alpha =.84$; estrategias metacognitivas (8 ítems), $\alpha =.76$; estrategias de dominio del tema (6 ítems), $\alpha =.73$; metas de aprendizaje (6 ítems), $\alpha =.72$; y estrategias de comprensión (4 ítems), $\alpha =.71$; como resultado de este proceso se eliminaron algunos ítems originales de los factores de estrategias de dominio y estrategias de comprensión; también se eliminaron dos factores, uno sobre interacción en clases, y otro de aprendizaje cooperativo; de los ítems añadidos se eliminaron aquellos que evalúan metas con orientación al rendimiento.

En la Tabla I se muestran promedios y desviaciones estándar de las puntuaciones de los factores de acuerdo con la Teoría Clásica de Test (TCT) y los parámetros de discriminación y posición de los ítems con la Teoría de Respuesta al Ítem (TRI).

Tabla I. Promedios de parámetros estimados del análisis de ítems en cada factor

Factor (no. de ítems)	TCT		TRI			
	Media(D.E.)	Promedio de Discriminación		Promedio de posición		
		a(Se)	b1(Se)	b2(Se)	b3(Se)	b4(Se)
Autoeficacia (18)	4.13(0.58)	0.854(.06)	-3.45(.18)	-2.45(.09)	-1.18(.06)	0.36(.05)
Problemas de concentración (11)	3.32(0.69)	0.529(.04)	-2.90(.13)	-1.35(.07)	-.002(.06)	2.20(.11)
Estrategias Metacognitivas (8)	3.80(0.60)	0.472(.03)	-5.12(.28)	-3.08(.13)	-1.01(.09)	1.43(.10)
Estrategias de dominio (6)	2.68(0.77)	0.473(.02)	-2.18(.11)	-.10(.07)	1.72(.08)	3.41(.14)
Metas de aprendizaje (6)	3.98(0.66)	0.609(.04)	-4.11(.21)	-2.65(.10)	-1.22(.07)	.57(.07)
Estrategias de comprensión (4)	3.41(0.95)	0.358(.02)	-3.62(.16)	-1.84(.10)	-.19(.09)	1.73(.12)

TCT: Teoría Clásica de los Test

TRI: Teoría de Respuesta al Ítem

Se: Error Estándar de medida

3.2 Análisis Factorial Confirmatorio (AFC)

Se emplearon técnicas de AFC con el fin de evaluar la estructura del modelo de medida de los factores resultantes y verificar la unidimensionalidad de cada factor. Se utilizó el software EQS versión 6.1 (Bentler, 2006); los coeficientes de regresión estandarizados fueron mayores a .33 y los valores de ajuste fueron satisfactorios (Kline, 2005) con $\chi^2/\text{gl} < 2.4$; CFI, IFI y GFI $> .96$; y RMSEA < 0.04 .

3.3 Análisis de los ítems mediante el MRG para categorías ordenadas de Samejima

Cada factor se trató como una escala independiente para estimar los parámetros, debido a la exigencia de unidimensionalidad del modelo aplicado. Se utilizó el software Xcalibre versión 4.1 (Guyer y Thompson, 2011). El ajuste de todos los reactivos fue satisfactorio, con valores de $\chi^2/\text{gl} < 4$ y $p > .07$; dado este ajuste de los datos con el MRG se procedió a analizar los parámetros de los ítems.

En la calibración de los ítems se estimaron los parámetros de discriminación (*parámetro a*) y de posición (*parámetro b*) en el continuo del constructo para cada alternativa de respuesta, con el método de máxima verosimilitud (ML); y para la calibración de los parámetros de habilidad, *Theta* (Θ), de los individuos se utilizó el método modal bayesiano (MAP).

En el MRG el *parámetro a* del ítem representa la probabilidad de cambiar de una alternativa respuesta a otra en un nivel determinado de la habilidad de las personas evaluadas. Un valor alto indica que las personas con un determinado nivel de habilidad probablemente seleccionen una alternativa de respuesta y no a las otras; en cambio, un valor bajo del *parámetro a* indica la probabilidad de seleccionar cualquier alternativa de respuesta sin importar el nivel de habilidad que tengan las personas. El rango de

valores para evaluar el *parámetro a* se basó en los criterios de Baker con los que se esperaba obtener valores mayores de 0. De acuerdo con dichos criterios no se deben aceptar ítems con $a < 0.35$ (Baker y Kim, 2004).

Los *parámetros b* del ítem señalan el 0.5 de probabilidad o el máximo de las curvas de las alternativas en un intervalo del continuo de *la habilidad* (Θ) evaluada. Un ítem con *parámetros b* muy juntos, medirá con alta precisión esos niveles de Θ , pero aportará poca información en el resto del continuo de Θ . En cambio, cuando *los parámetros b* están distribuidos a lo largo del continuo de la habilidad y contribuirá a evaluar de manera confiable todos los niveles de Θ en ese intervalo. Asimismo, las gráficas de las *funciones categoriales de respuesta* (CRF; *Category Response Function*) proporcionan de manera visual la ubicación de dichos *parámetros b*. Adicionalmente, la función de información (TIF, *Test Information Functions*) muestra la confiabilidad con que medirá un factor ese intervalo del continuo de Θ ; al observar la gráfica permite conocer qué niveles de Θ corresponden a mayores elevaciones de la curva, y en esos intervalos se medirá con mayor precisión. El continuo de Θ puede tomar valores entre $\pm\infty$, pero convencionalmente se le limita a media 0 y unidades de desviación estándar hacia valores entre ± 4 .

Considerando lo anterior sobre el MRG, en los factores de este estudio la discriminación (*parámetro a*) de los ítems muestra índices satisfactorios (ver Tabla I); excepto en el factor estrategias de comprensión, cuyos valores en los ítems son aceptables aunque moderados (Baker y Kim, 2004).

La distribución de los *parámetros b*, en el factor problemas de concentración y estrategias de dominio, se encuentran extendidos a lo largo del respectivo continuo evaluado (Tabla I); en los factores de estrategias metacognitivas y de comprensión se encuentran distribuidos en niveles bajos, centrales y moderadamente altos; y en los factores de autoeficacia percibida para el aprendizaje y metas de aprendizaje, se encuentran en niveles bajos y centrales en el continuo de habilidad θ .

Respecto de las funciones categoriales de *respuesta* (CRF; *Category Response Function*) en la Figura 1 se muestra un ejemplo del ítem 10 del factor autoeficacia percibida (Si estás de mal humor mientras estudias, ¿eres capaz de concentrarte para terminar con el trabajo académico asignado?).

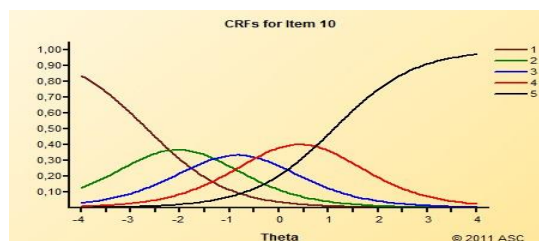


Figura 1. Curvas categoriales de respuesta (CRF) del ítem 10

La función de información para este factor (*TIF*) permite conocer que los ítems medirán con mayor precisión intervalos bajos y centrales del continuo de autoeficacia, como se muestra en la Figura 2.

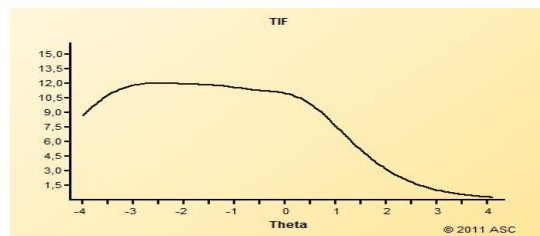


Figura 2. Función de información (*TIF*) del factor autoeficacia para el aprendizaje

Las *CRF* del ítem 16 (Cuando el profesor pregunta algo en clase considero que lo sé, pero no puedo recordarlo) del factor problemas de concentración se muestran en la Figura 3.

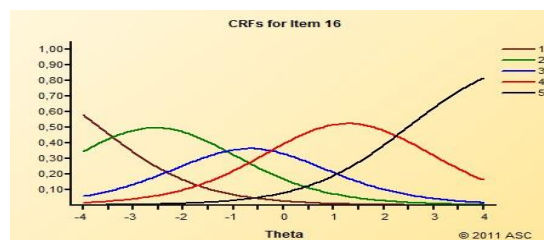


Figura 3. Curvas categóricas de respuesta (*CRF*) del ítem16

La *TIF* permite conocer que se estimarán con mayor precisión intervalos bajos, centrales y moderadamente altos del continuo de la habilidad (ver Figura 4).

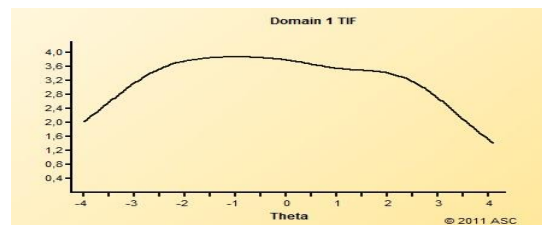


Figura 4. *TIF* del factor problemas de concentración

Otro ejemplo de las *CRF* del ítem 5 (Al terminar de leer lo que estoy estudiando sacó mis propias conclusiones) para el factor estrategias metacognitivas se muestran en la Figura 5.

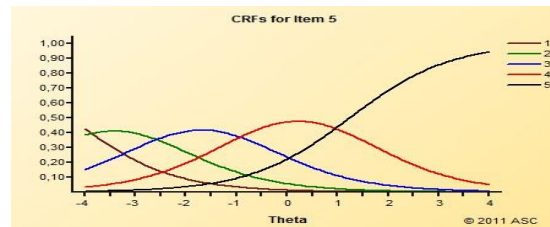


Figura 5. Curvas categóricas de respuesta (CRF) del ítem 5

La *TIF* permite conocer que se estimarán con mayor precisión intervalos bajos y centrales que en altos del continuo de habilidad Θ (ver Figura 6).

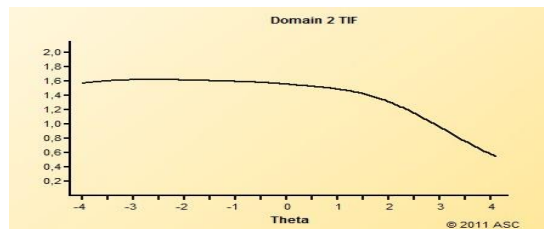


Figura 6. *TIF* del factor estrategias metacognitivas

Las *CRF* del reactivo 55 (Estudio más de lo que exigen los profesores) del factor estrategias de dominio se muestran en la Figura 7.

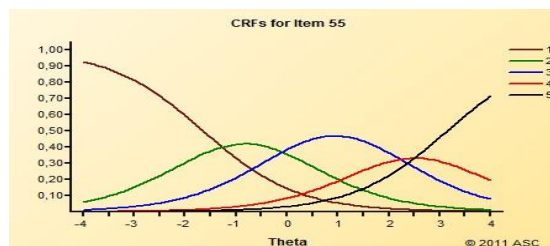


Figura 7. Curvas categóricas de respuesta (CRF) del ítem 55

La *TIF* permite conocer que se estimarán con mayor precisión intervalos moderadamente bajos, centrales y moderadamente altos del continuo de Θ (ver Figura 8).

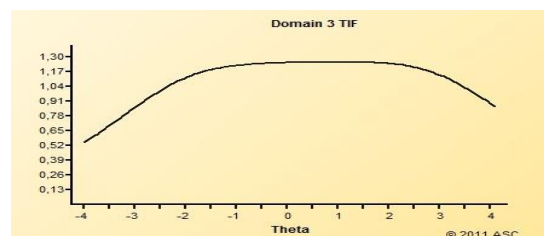


Figura 8. *TIF* del factor estrategias de dominio

Las *CRF* del ítem 35 (Hago mis tareas porque me sirven para darme cuenta de lo que he aprendido) en el factor metas de aprendizaje se muestran en la Figura 9.

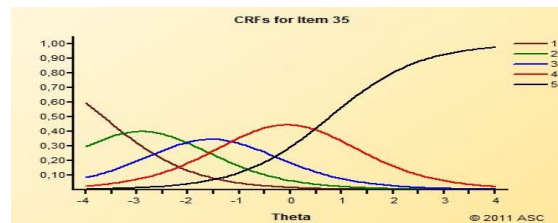


Figura 9. Curvas categóricas de respuesta (*CRF*) del ítem 35

La *TIF* permite conocer que se estimarán con mayor precisión intervalos moderadamente bajos y centrales pero no en altos del continuo de habilidad Θ (ver Figura 10).

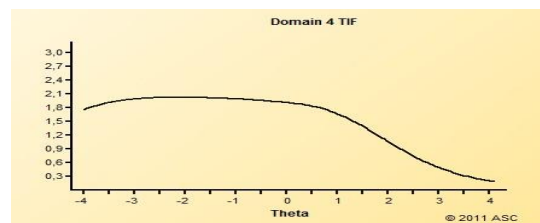


Figura 10. *TIF* del factor metas de aprendizaje

Las *CRF* del ítem 40 (Cuando termino de estudiar un tema anoto palabras clave que me ayuden a recordarlo) en el factor estrategias de comprensión, se muestran en la Figura 11.

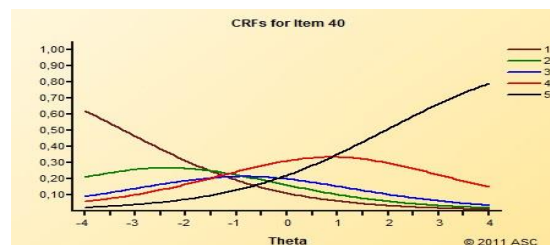
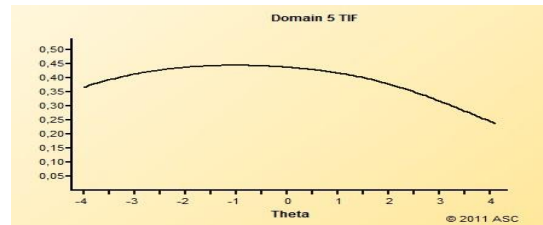


Figura 11. Curvas categóricas de respuesta (*CRF*) del ítem 40

La *TIF* permite conocer que se estimarán con mayor precisión intervalos bajos, centrales y altos del continuo de la habilidad evaluada (ver Figura 12).

Figura 12. *TIF* del factor estrategias de comprensión del aprendizaje

3.4 Relaciones entre metas de aprendizaje, autoeficacia percibida, problemas de concentración y estrategias de aprendizaje

A partir del desarrollo teórico y empírico reportado en la literatura y con los factores confirmados de ambos instrumentos, *SELF-A* y *CEPAA*, se realizó un análisis de senderos para estimar las relaciones entre los factores. El ajuste del modelo de senderos es satisfactorio: $X^2/df=1.49$, $p=.214$, $CFI=.998$, $IFI=.998$, $MFI=.999$, $GFI=.998$, RMR estandarizado=.01, $RMSEA=.026$ (Kline, 2005).

Como se esperaba, se encontró una correlación positiva significativa entre la autoeficacia percibida y las metas de aprendizaje (.48), y correlaciones negativas significativas entre estas dos variables con los problemas de concentración (-.45 y -.46) respectivamente (ver Tabla II).

Tabla II. Correlaciones entre las variables

	1	2	3	4	5	6
1. Metas	--	.481**	-.456**	.415**	.321**	.406**
2. Autoeficacia		--	-.450**	.371**	.279**	.335**
3. Problemas de concentración			--	-.327**	-.185**	-.332**
4. Metacognición				--	.191**	.355**
5. Comprensión					--	.331**
6. Dominio						--

**La correlación es significativa al nivel .01 para dos colas

En la Tabla III se presentan los efectos directos e indirectos que resultaron estadísticamente significativos. Los efectos directos implican una relación causal directa; los efectos indirectos indican una relación mediada por otra variable; y los efectos totales indican la sumatoria de todos los efectos directos e indirectos.

Tabla III. Efectos directos, indirectos y totales

Sendero	Efecto directo	Efecto indirecto	Efecto total
Metas-Metacognición	.27	.145	.415
Metas-Comprensión	.24	.081	.321
Metas-Dominio	.20	.206	.406
Autoeficacia-Metacognición	.19	.182	.371
Autoeficacia-Comprensión	.16	.119	.279
Problemas de concentración-Metacognición	-.12	-.207	-.327
Problemas de concentración-Dominio	-.14	-.192	-.332
Metacognición-Dominio	.19	.165	.355
Comprensión –Dominio	.21	.121	.331

Las variables de autoeficacia percibida, metas de aprendizaje y problemas de concentración resultaron con efectos directos significativos en las estrategias metacognitivas, de dominio y comprensión; y explican (R^2), respectivamente, el .22, .26 y .12 de la varianza en las variables dependientes (ver Tabla IV).

Tabla IV. Varianza explicada en las variables dependientes

Variables dependientes	Solución estandarizada				Residuales	R^2
Metacognición	= .270 Metas	+ .187 Autoeficacia	-.120 Problemas de concentración		+ .882	.221
Dominio	= .198 Metas	+ .188 Metacognición	-.143 Problemas de concentración	+ .206 comprensión	+ .860	.261
Comprensión	= .243 Metas	+ .162 Autoeficacia			+ .936	.123

Sin embargo, no se obtuvieron efectos directos significativos entre la autoeficacia percibida y las estrategias de dominio; tampoco entre los problemas de concentración y las estrategias de comprensión.

De acuerdo con lo propuesto, las estrategias metacognitivas tienen un efecto directo en las estrategias de dominio (.19); y las estrategias de comprensión tienen un efecto directo sobre las estrategias de dominio (.21) (ver Figura 13).

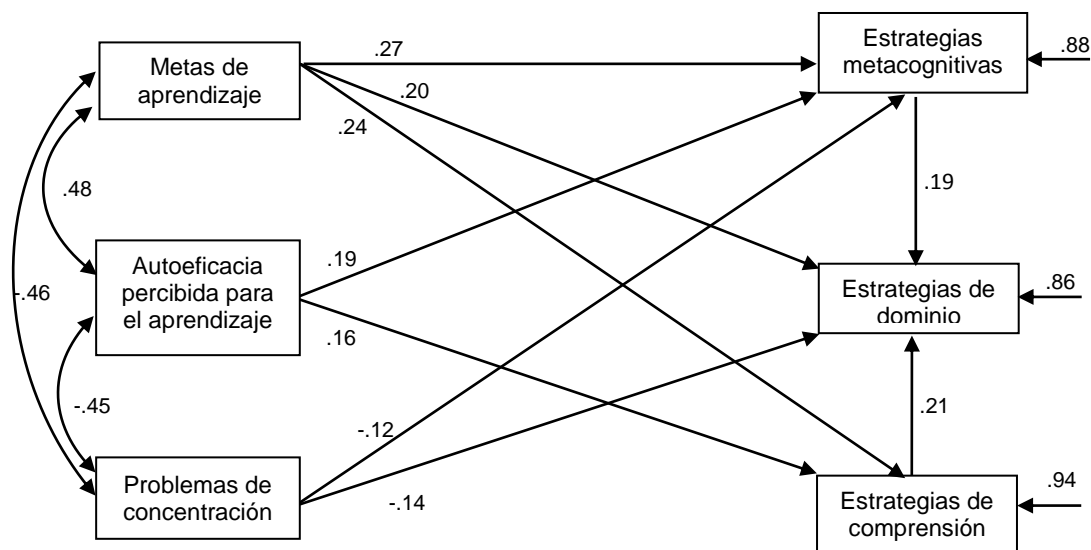


Figura 13. Modelo de senderos de los factores

IV. Discusión

El objetivo central de este estudio es aportar evidencia sobre las relaciones entre autoeficacia percibida, problemas de concentración, metas de aprendizaje y estrategias cognitivas y metacognitivas en las actividades de estudio de alumnos universitarios. Para ello, se analizaron los modelos de medida de dos instrumentos, el SELF-A y el CEPAA, desde la TCT y la TRI, que permitieron identificar seis factores con criterios psicométricos adecuados: autoeficacia percibida para el aprendizaje, problemas de concentración, estrategias metacognitivas, estrategias de dominio, metas de aprendizaje y estrategias de comprensión.

Las propiedades psicométricas de los instrumentos se estimaron mediante análisis de reactivos con la TCT y se obtuvieron buenos niveles de discriminación (prueba t , correlación ítem-escala) y nivel de confiabilidad satisfactorio. En los análisis factoriales exploratorios se obtuvo una estructura simple con cargas factoriales adecuadas; y en los análisis confirmatorios se observaron índices satisfactorios que apoyan la validez de constructo. Desde la TRI, los ítems obtuvieron un nivel satisfactorio de bondad de ajuste y de parámetros de discriminación y ubicación de la habilidad medida con el modelo de respuesta graduada (MRG) de Samejima.

A diferencia de la TCT que proporciona un índice global de confiabilidad (alpha de Cronbach), la TRI ofrece una función de información de cada factor que permite identificar en qué intervalo del continuo de la habilidad se mide en forma más precisa. En este estudio los factores muestran mayor confiabilidad o precisión al evaluar niveles bajos y medios del continuo de la habilidad evaluada. De esta manera pueden considerarse escalas adecuadas para detectar o diagnosticar estudiantes con niveles medios y bajos de autorregulación para el aprendizaje.

Con los factores que resultaron con mejores criterios psicométricos de la TCT y de la TRI, se evaluó un modelo de senderos. El análisis de las relaciones mostró asociaciones coherentes con la teoría del aprendizaje autorregulado desde la perspectiva cognitivo social (Pintrich, 2004, Zimmerman, 2008; Zimmerman y Schunk, 2011). En los análisis se identificó una correlación positiva entre la autoeficacia percibida y las metas de aprendizaje que establecen los estudiantes; la asociación positiva corrobora empíricamente su vínculo. Además, es evidencia que apoya la importancia de promover en los estudiantes la generación y establecimiento de sus metas de aprendizaje de manera realista, retadora y específica (Buttler y Winne, 1995).

De manera similar se esperaba una correlación negativa entre los problemas de concentración, que sugiere déficits en estrategias de aprendizaje adecuadas, con el nivel de autoeficacia y con las metas de aprendizaje. Los resultados evidencian la influencia negativa que tienen en los estudiantes ciertos déficits de autorregulación en el aprendizaje (Zimmerman, 2000). Este resultado sugiere que las instituciones de educación superior y los programas educativos deben tener en cuenta los déficits de autorregulación, a fin de contrarrestar su impacto negativo en el aprendizaje y el desempeño de los estudiantes.

El modelo de senderos también evaluó la relación de la autoeficacia percibida, las metas de aprendizaje y problemas de concentración como factores importantes que predicen el uso de estrategias para un aprendizaje autorregulado en los estudiantes. Los efectos directos e indirectos en las estrategias metacognitivas, de dominio y comprensión aportan evidencia adicional que apoya esta relación.

El efecto directo de la variable problemas de concentración en las estrategias metacognitivas y de dominio, sugiere que los alumnos necesitan generar un ambiente interno y externo adecuado para lograr concentrarse en sus estudios, así como reflexionar y monitorear las estrategias utilizadas con el fin de adecuarlas a exigencias del contexto. Los efectos directos e indirectos de autoeficacia y metas de aprendizaje, en esas mismas estrategias de autorregulación, contribuyen para alcanzar un mejor contexto, como lo sugieren otros investigadores (Linnenbrink y Pintrich, 2003; Pintrich, 2004; Zimmerman, 2008; Usher y Pajares, 2008; Kitsantas y Zimmerman, 2009).

Aún cuando no se obtuvieron efectos directos significativos entre los problemas de concentración y estrategias de comprensión, la correlación entre esas variables indica un efecto indirecto a través de las metas de aprendizaje, la autoeficacia percibida y estrategias metacognitivas. Esta interpretación se podría considerar en el resultado del efecto directo no significativo entre autoeficacia percibida y estrategias de dominio. A partir del análisis de efectos directos e indirectos del modelo de senderos y de la varianza explicada en las variables dependientes de este estudio, se sugiere la existencia de una interacción de procesos psicológicos en donde varían conjuntamente las metas para el aprendizaje, la autoeficacia percibida y los problemas de concentración. Dichas variables predicen y tienen efectos directos e indirectos sobre otras estrategias de aprendizaje autorregulado, como estrategias metacognitivas, así como en el uso de estrategias de dominio y de comprensión (Pintrich, 2004; Zimmerman, 2008 y Zimmerman y Schunk, 2011).

En estudios futuros se recomienda emplear diferentes indicadores que permitan analizar otras relaciones que aporten validez de constructo a los procesos específicos del aprendizaje autorregulado, así como vincular dichos procesos con indicadores de aprendizaje y de desempeño en muestras de alumnos de diferentes carreras. Además, sería interesante evaluar la relación de este tipo de procesos de autorregulación en el uso de las tecnologías de información y comunicación (TIC).

Referencias

Baker, F. y Kim, S. (2004). *Item Response Theory: Parameter estimation techniques*. Estado Unidos: Dekker.

Bandura, A. (1986). *Social foundations of Thought and Action: A social cognitive theory*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.

Bandura, A. (1993). Perceived self-efficacy in cognitive development and functioning. *Educational Psychologist*, 28, 117-148.

Bentler, P. M. (2006). *EQS 6 structural equation program manual*. Encino, CA, Estados Unidos: Multivariate Software Inc.

Berger, J. L. y Karabenic, S. (2011). Motivation and students' use of learning strategies: Evidence of unidirectional effects in mathematics classrooms. *Learning and Instruction*, 21, 416-428.

Bugliolo, E. y Castagno, A. (2005). *Adaptación de una escala para evaluar la autoeficacia autorregulatoria de jóvenes universitarios, SELF-A*. Tesina de Licenciatura, Universidad Nacional de Córdoba, Argentina.

Buttler, D. L. y Winne, P. H. (1995). Feedback and self-regulated learning: A theoretical synthesis. *Review of Educational Research*, 65, 245-268.

Chu, A. y Choi, J. (2005). Rethinking procrastination: Positive effects of "active" procrastination behavior on attitudes and performance. *The Journal of Social Psychology*, 145(3), 245-264.

Elliot, A. (2008). *Handbook of approach and avoidance motivation*. Nueva York: Taylor & Francis.

Elliot, A. y Murayama, K. (2008). On the measurement of achievement goals: Critique, illustration, and application. *Journal of Educational Psychology*, 100(3), 613-628.

Elliot, A., Murayama, K. y Pekrun, R. (2011). A 3 × 2 achievement goal model. *Journal of Educational Psychology*, 103(3), 632-648.

Gadelrab, H. (2011). Factorial structure and predictive validity of approaches and study skills inventory for students (ASSIST) in Egypt: A confirmatory factor analysis approach. *Electronic Journal of Research in Educational Psychology*, 9(3), 1197-1218.

Gore, P. (2006). Academic self-efficacy as a predictor of college outcomes: Two incremental validity studies. *Journal of Career Assessment*, 14(1), 92-115.

Guyer, R. y Thompson, N.A. (2011). *User's manual for Xcalibre 4.1*. St. Paul, MN: Assessment Systems Co.

Hambleton, R. (2005). Issues, Designs, and Technical Guidelines for Adapting Tests Into Multiple Languages and Cultures. En R. K. Hambleton, P. F. Merenda y C. D. Spielberger (Eds.) *Adapting educational and psychological tests for cross-cultural assessment*. Mahwah, NJ: L. Erlbaum.

Kitsantas, A. y Dabbagh, N. (2010). Learning to learn with integrative learning technologies (ILT): A practical guide for academic success. Estados Unidos: Information Age Publishing.

Kitsantas, A. y Zimmerman, B.J. (2009). College students' homework and academic achievement: The mediating role of self-regulatory beliefs. *Metacognition and Learning*, 4(2), 1556-1623.

Kleitman, S. y Gibson, J. (2011). Metacognitive beliefs, self-confidence and primary learning environment of sixth grade students. *Learning and Individual Differences*, 21, 728-735.

Kline, R. (2005). Principles and practice of structural equation modeling. Nueva York: The Guilford Press.

Linnenbrink, E. y Pintrich, P. (2003). The role of self-efficacy beliefs in student engagement and learning in the classroom. *Reading & Writing Quarterly*, 19, 119-137.

Martínez-Guerrero, J. (2004). *La medida de estrategias de aprendizaje en estudiantes universitarios*. Tesis doctoral, Universidad Complutense de Madrid, España.

Merenda, P. (2005). Cross-cultural Adaptation of Educational and Psychological Testing. En R. K. Hambleton, P. F. Merenda y C. D. Spielberger (Eds.) *Adapting educational and psychological tests for cross-cultural assessment*. Mahwah, NJ: L. Erlbaum.

Pintrich, P. (2000a). An achievement goal theory perspective on issues in motivation terminology, theory, and research. *Contemporary Educational Psychology*, 25, 92-104.

Pintrich, P. (2000b). Multiple goals, multiple pathways: The role of goal orientation in learning and achievement. *Journal of Educational Psychology*, 92, 544-555.

Pintrich, P. (2004). A conceptual framework for assessing motivation and self-regulated learning in college students. *Educational Psychology Review*, 16(4), 385-407.

Pintrich, P. y García, T. (1991). Student goal orientation and self-regulation in the college classroom. En M. Maehr y P. Pintrich (Eds.), *Advances in motivation and*

achievement: Goals and self-regulatory processes. Greenwich, CT: JAI.

Pool-Cibrián, W., Martínez-Guerrero, J. y Campillo-Labrandero, M. (2011). *Adaptación inicial de un cuestionario de autoeficacia para el aprendizaje autorregulado*. Memorias VI Congreso Internacional de Psicología y Educación y III Congreso Nacional de Psicología de la Educación. Valladolid, España.

Robbins, S., Lauver, K., Le, H., Davis, D., Langley, R. y Carlstrom, A. (2004). Do psychosocial and study skill factors predict college outcomes? A Meta Analysis. *Psychological Bulletin*, 130(2), 261-288.

Solano, G., Contreras, L. y Backoff, E. (2009). Theory of test translation error. *International Journal of Testing*, 9(2), 78-91.

Usher, E. L., y Pajares, F. (2008). Self-efficacy for self-regulated learning: A validation study. *Educational and Psychological Measurement*, 68, 443-463.

Zimmerman, B. J. (2000). Attaining self-regulation: A social cognitive perspective. En M. Boekaerts, P. R. Pintrich y M. Zeidner (Eds.). *Handbook of self-regulation*. San Diego, CA: Academic Press.

Zimmerman, B. J. (2002). Becoming a self-regulated learner: An overview. *Theory into practice*, 41(2), 64-70.

Zimmerman, B. J. (2008). Investigating self-regulation and motivation: Historical background, methodological developments, and future prospects. *American Educational Research Journal*, 45(1), 166-183.

Zimmerman, B. J. y Kitsantas, A. (2007). Reliability and validity of Self-efficacy for Learning Form (SELF) scores of college students. *Zeitschrift für Psychologie/Journal of Psychology*, 215(3), 157-163.

Zimmerman, B. J. y Schunk, D. (2011). Self-regulated learning and performance an introduction and an overview. En B. J. Zimmerman y D. Schunk (Eds.), *Handbook of Self-Regulation of Learning and Performance*. Routledge.

Zimmerman, B. J., Kitsantas, A. y Campillo, M. (2005). Evaluación de la autoeficacia regulatoria: una perspectiva social cognitiva. *Laboratorio de Evaluación Psicológica y Educativa*, 5, 1515-1867.