



## Revista de Investigación Educativa 23

julio-diciembre, 2016 | ISSN 1870-5308 | Xalapa, Veracruz

© Todos los Derechos Reservados

Instituto de Investigaciones en Educación | Universidad Veracruzana

### Relación entre tiempo de estudio, autorregulación del aprendizaje y desempeño académico en estudiantes universitarios

**Dra. Martha Leticia Gaeta González**

Profesora—Investigadora del Doctorado en Pedagogía, Universidad Popular Autónoma del Estado de Puebla, México,  
[marthaleticia.gaeta@upaep.mx](mailto:marthaleticia.gaeta@upaep.mx)

**Dra. Judith Cavazos Arroyo**

Profesora—Investigadora del Doctorado en Mercadotecnia, Universidad Popular Autónoma del Estado de Puebla, México,  
[judith.cavazos@upaep.mx](mailto:judith.cavazos@upaep.mx)

En este trabajo se buscó evaluar en qué medida el tener un rendimiento académico alto, medio o bajo se relaciona con el tiempo dedicado al estudio, los procesos de autorregulación del aprendizaje y el desempeño académico posterior. La investigación se realizó con una muestra de 735 estudiantes universitarios (75% varones y 25% mujeres), con una edad media de 20 años ( $DT = 1.53$ ). Se contrastó un modelo explicativo de relación entre las variables de estudio mediante el modelado de Ecuaciones Estructurales (SEM) multigrupo. Los resultados muestran que el modelo propuesto explica una buena parte de las relaciones entre las variables que lo integran. De manera específica, los alumnos con promedio más alto dedican más tiempo al estudio, que se asocia con una mayor percepción de capacidad para autorregular el aprendizaje así como con la utilidad percibida y un mayor uso de estrategias de autorregulación, lo cual repercute en el rendimiento académico posterior.

**Palabras clave:** Aprendizaje autodirigido; aprovechamiento escolar; educación superior.

**Recibido:** 31 de noviembre de 2015 | **Aceptado:** 24 de abril de 2016

The objective of this work is to evaluate the importance of a high, average or low academic performance with respect to study time, self-regulated learning processes and later academic performance. The research was based on a sample of 735 university students (75% male and 25% female), with an average age of 20 years ( $DT = 1.53$ ). An explanatory model of the relationship between study variables was contrasted using a multigroup structural equations model (SEM). The results show that the model proposed explains a good part of the relationships among the variables that comprise it. Generally speaking, students with an initial higher average dedicate more time to study. This is associated with a greater perception of a capacity to self-regulate learning, as well as with a perception of usefulness and a greater use of self-regulated learning strategies, which in turn affects later academic performance.

**Key words:** Self-directed learning; academic performance; higher education.

## Relación entre tiempo de estudio, autorregulación del aprendizaje y desempeño académico en estudiantes universitarios

Relationship between study time, self-regulation of learning and academic achievement in university students

### Introducción

Actualmente, uno de los grandes desafíos del sistema educativo consiste en promover en los alumnos un conjunto de competencias de autorregulación necesarias para aprender de forma autónoma y permanente a lo largo de las diferentes etapas de la vida (Fernández, Bernardo, Suárez, Cerezo, Núñez & Rosário, 2013), colocando al aprendizaje más allá del contexto formal de educación. En este sentido, la educación superior enfrenta una serie de retos en la organización de aprendizajes cada vez más complejos, donde los estudiantes deben desarrollar competencias que les sean útiles en su vida personal y profesional y que les permitan un mejor ajuste en la sociedad del conocimiento (Organización de las Naciones Unidas para la Educación, la Ciencia y la Cultura [UNESCO], 2013). Para ello, se busca que el aprendiz adquiera un papel de agente activo, que planea y revise su trabajo, esté consciente de sus procesos

de pensamiento y se esfuerce para lograr un óptimo aprendizaje, esto es, que sea autorregulado (Fuentes & Rosário, 2013; Zimmerman, 2008).

Diversas investigaciones han evidenciado la relevancia del uso de estrategias de autorregulación del aprendizaje en la formación de los estudiantes universitarios (Fernández et al., 2013; De la Fuente, Justicia, Sander & Cardelle-Elawar, 2014; Gaeta, 2015) así como de niveles educativos inferiores (Gaeta & Cavazos, 2015; Gaeta, Teruel & Orejudo, 2012; Sánchez, Valdez, Gantús, & Vales, 2011), identificando un gran número de factores cognitivos y motivacionales que predicen su uso. En nuestro caso, analizaremos la interrelación de un conjunto de estas variables que inciden en el uso de estrategias de autorregulación del aprendizaje y en el rendimiento académico de los estudiantes universitarios. De manera específica, se busca identificar en qué medida el tener un rendimiento académico previo alto, medio o bajo se relaciona con el tiempo dedicado al estudio, los procesos de autorregulación del aprendizaje y el desempeño académico posterior.

## 1. Fundamentación teórica

La autorregulación académica constituye un concepto clave en la formación de los estudiantes universitarios, dado que ayuda a los alumnos a enfocar su atención e involucrarse activamente en las tareas de aprendizaje y el material académico mediante hábitos de trabajo efectivos, con importantes implicaciones en el proceso de aprendizaje y en el éxito académico (Boekaerts & Corno, 2005; Zimmerman, 2008). En general, un estudiante se considera autorregulado cuando es capaz de dirigir de manera sistemática sus procesos cognitivos, afectivos y comportamentales, para el logro de sus metas académicas (Zimmerman, 2008). Así, el propio estudiante es quien da sentido a los materiales que procesa y quien decide lo que tiene que aprender, así como la forma y el tiempo que dedica para hacerlo. De ahí que el uso de estrategias de autorregulación del aprendizaje puede explicar la diferencia entre los buenos y malos aprendices (Zimmerman & Schunk, 2011).

La motivación del estudiante para afrontar e implicarse en una tarea académica, así como para usar estrategias de autorregulación del aprendizaje, depende de una serie de elementos que le son significativos, por ejemplo, los conocimientos previos que posee, la cantidad de tiempo que dedica al estudio, qué tan competente se siente para usar y aplicar correctamente esas estrategias y su percepción de las posibilidades para alcanzar los resultados esperados, así como la utilidad que perciba de la tarea a realizar (Fernández et al., 2013; Rosário, Lourenço, Paiva, Núñez, González-Pienda & Valle, 2012).

De manera específica, la autoeficacia para usar estrategias de autorregulación del aprendizaje se refiere a las creencias personales para el uso de estrategias de control autónomo del proceso de estudio (Jöet, Usher & Bressoux, 2011). Diversas investigaciones muestran que cuando un alumno se siente competente para autorregular su aprendizaje incrementa su motivación hacia el estudio, así como su rendimiento académico (Rosário, Mourão, Baldaque, Nunes, Núñez, González-Pienda, Cerezo & Valle, 2009; Zimmerman & Schunk, 2011). Por su parte, la utilidad percibida constituye un tipo de expectativa en la que el estudiante da importancia a realizar bien una determinada tarea para el logro de sus metas futuras (Eccles, 2005). Ya que, en la medida que el alumno muestre interés y dé valor a la tarea asumirá una aproximación más estratégica y elaborada al estudio e invertirá mayor cantidad de tiempo y esfuerzo (Díaz-Barriga & Hernández, 2010). Es así como, la autorregulación actúa como mediador entre el logro académico y la percepción de autoeficacia (Kitsantas & Zimmerman, 2009) y entre el logro académico y la utilidad percibida (Rosário et al., 2012).

Las creencias de autoeficacia académica, así como la valoración que el alumno hace de la tarea, se elaboran, a su vez, en función de los objetivos de aprendizaje, así como de las características que el alumno posee de acuerdo con sus aptitudes, conocimientos y experiencias previos. Es por ello que, además de contar con las habilidades necesarias, a medida que se avanza de nivel académico es necesario tener los conocimientos previos que permitan un aprendizaje significativo (Díaz-Barriga & Hernández, 2010).

Aunado a lo anterior, el estudiante debe saber utilizar estrategias comportamentales adecuadas a fin de lograr un mejor desempeño académico. En este sentido, los hábitos de estudio constituyen una estrategia de aprendizaje relevante. De manera específica, el tiempo de estudio se ha evidenciado como elemento que puede ayudar a los alumnos a mejorar su rendimiento académico (De la Barrera, Donolo & Rinaudo, 2008; Suárez, Fernández, Cerezo, Rodríguez, Rosário & Núñez, 2012). No obstante, los resultados de algunos estudios (Fernández et al., 2013; Núñez, Suárez, Cerezo, González-Pienda, Rosário, Mourao & Valle, 2013; Pan, Regueiro, Ponte, Rodríguez, Piñeiro & Valle, 2013; Regueiro, Suárez, Valle, Núñez & Rosário, 2015) discuten que las horas dedicadas al estudio por sí solas garanticen el aprendizaje y, por ende, la adquisición de un mejor desempeño. Al respecto, varios investigadores (Dettmers, Trautwein & Ludtke, 2009; Fernández-Alonso, Suárez-Álvarez & Muñoz, 2014; Núñez, Vallejo, Rosário, Tuero & Valle, 2014) señalan la necesidad de realizar estudios multinivel para calibrar esta relación. Si bien, el logro de un buen desempeño académico se considera como un proceso complejo y dependiente principalmente de factores per-

sonales, aunque también del contexto de aprendizaje (Fernández et al., 2013; Gaeta et al., 2012; Núñez, Rosário, Vallejo & González-Pienda, 2013).

## 2. Objetivos del estudio

En este trabajo se propuso contribuir al estudio de los distintos factores que condicionan el desempeño académico en la universidad. Buscamos contrastar un modelo explicativo de relación entre el aprendizaje previo, medido en términos del rendimiento académico, con diferentes indicadores que definen la calidad del proceso de aprendizaje, con base en los argumentos vertidos en la introducción teórica y siguiendo procedimientos ampliamente utilizados para el modelado de Ecuaciones Estructurales (SEM, por sus siglas en inglés) multigrupo. Se investiga en qué medida el tener un rendimiento académico alto, medio o bajo se relaciona de manera diferencial con el tiempo dedicado al estudio, los procesos de autorregulación del aprendizaje (i.e., capacidad percibida para autorregular el aprendizaje, utilidad percibida de la autorregulación del aprendizaje y uso de estrategias de autorregulación del aprendizaje) y el rendimiento académico posterior.

De manera específica se hipotetiza que a) el promedio académico inicial (codificado en: bajo, medio y alto) y las horas totales de estudio inciden de manera diferencial tanto en la autoeficacia como en la utilidad percibida para la autorregulación del aprendizaje; b) la autoeficacia y utilidad percibida influyen significativamente sobre el uso de estrategias de autorregulación del aprendizaje; c) el promedio académico final se encuentra explicado significativamente por las estrategias de autorregulación del aprendizaje, así como por el promedio académico inicial y las horas totales de estudio (Figura 1).

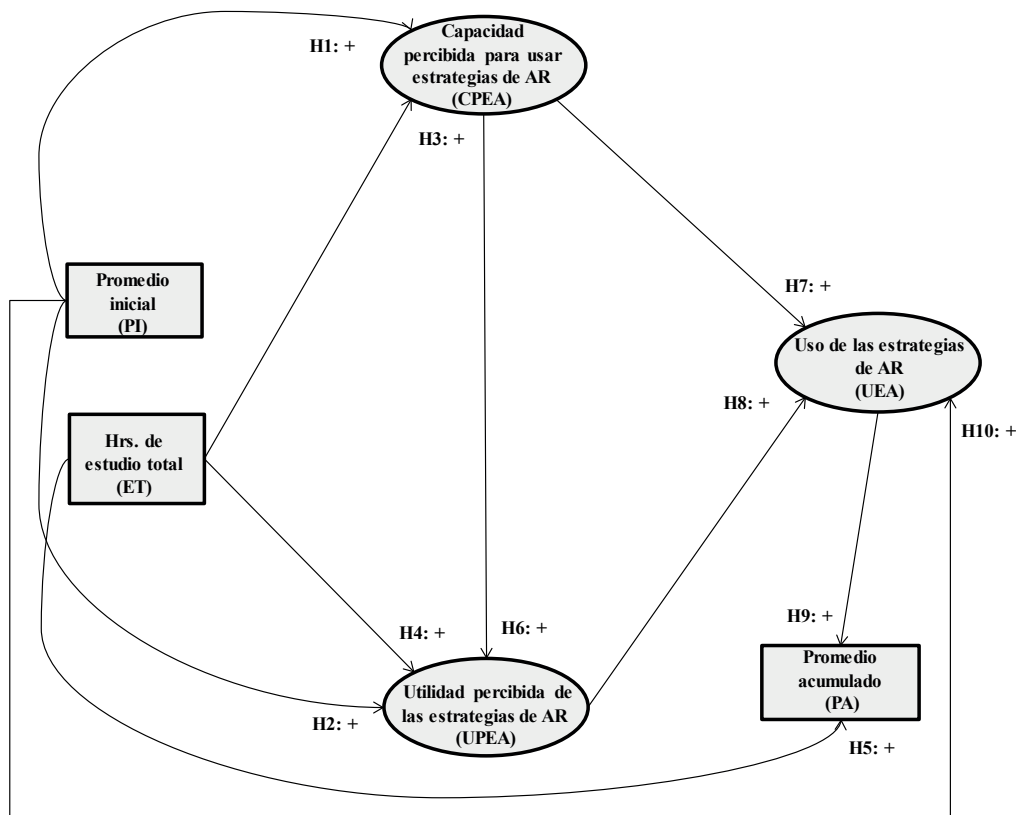


Figura 1. Modelo teórico de ecuaciones estructurales

Fuente: Elaboración propia.

### 3. Método

#### 3.1 Sujetos

Participaron 735 estudiantes universitarios, de primer y segundo semestres de ingeniería, de una universidad privada del centro de México. De ellos, 551 son varones (75%) y 184 son mujeres (25%), con edades comprendidas entre los 18 y los 25 años ( $\bar{X} = 20$ ,  $DT = 1.53$ ). De la muestra inicial (739 alumnos) se excluyeron los datos de cuatro estudiantes debido a errores u omisiones masivas en sus respuestas. Los estudiantes fueron seleccionados de manera intencional y su participación fue voluntaria.

Matizamos que la necesidad de trabajar con este tipo de población se justifica debido a que el primer año en la universidad es un período crítico para los estudiantes, donde el rendimiento académico en los primeros semestres constituye un fuerte indicador de persistencia en los cursos posteriores y en la culminación de los programas de ingeniería (Nelson, Shell, Husman, Fishman & Soh, 2015; Veenstra, Dey & Herrin, 2009). En el contexto mexicano, sólo 12% de estudiantes culmina la educación universitaria (UNESCO, 2013), siendo los primeros semestres el período en que las universidades pierden entre 25% y 35% de su matrícula, principalmente en el área de ingeniería.

### 3.2 Variables e instrumentos de medida

Las variables incluidas en el modelo hipotético se agruparon en tres categorías: predictoras (rendimiento académico previo y tiempo de estudio), de proceso (capacidad percibida y utilidad percibida de usar estrategias de autorregulación del aprendizaje, uso de estrategias de autorregulación del aprendizaje) y de resultado (rendimiento académico posterior).

#### 1) Variables predictoras

*Rendimiento académico previo.* Fue estimado a través de las calificaciones promedio obtenidas al inicio del curso: suspenso (1), aprobado (2), bien (3), notable (4) y sobresaliente (5).

*Tiempo de estudio.* Fue evaluado a través de dos preguntas abiertas sobre el número de horas dedicadas al estudio a lo largo de la semana y durante el fin de semana. La media obtenida para la semana (los siete días) fue de 8.89 horas (DT = 8.75). De manera específica, los alumnos dedican un promedio de 6.11 horas (DT = 6.02) al estudio durante la semana y 2.78 horas (DT = 2.72) el fin de semana.

#### 2) Variables de proceso

*Autoeficacia percibida para autorregular el aprendizaje.* Fue evaluada a través de un instrumento estandarizado que comprende 10 cuestiones, referentes a la competencia percibida para utilizar estrategias de autorregulación del aprendizaje en el contexto académico (por ejemplo, establecer objetivos, tomar apuntes, organizar el tiempo). Los ítems son presentados en un formato tipo likert de cinco alternativas, desde 1 (*nunca*) hasta 5 (*siempre*) (Rosário et al., 2007). El análisis factorial indicó la presencia de ocho ítems agrupados en dos factores: 1) organización y 2) evaluación, con índices



de confiabilidad (alpha de Cronbach) de .77 y .74, respectivamente. Los resultados del análisis factorial confirmatorio indican que la estructura propuesta no puede ser rechazada:  $X^2(19) = 60.344$ ,  $p < .001$ ;  $X^2/gl = 3.176$ ,  $GFI = .980$ ,  $AGFI = .962$ ,  $CFI = .968$ ,  $RMSEA = .054(.039-.070)$ .

*Utilidad percibida para autorregular el aprendizaje.* Ésta fue evaluada también por un instrumento de 10 ítems referentes a la utilidad percibida de utilizar estrategias de autorregulación del aprendizaje en el contexto académico (por ejemplo, mantener la concentración, preparar los exámenes con antelación). Los ítems son presentados en un formato tipo likert de cinco alternativas, desde 1 (*nunca*) hasta 5 (*siempre*) (Rosário et al., 2007). A partir del análisis factorial el cuestionario total quedó integrado por ocho ítems agrupados en dos factores: 1) organización y 2) evaluación, con índices de confiabilidad (alpha de Cronbach) de .75 y .65, respectivamente. Los resultados del análisis factorial confirmatorio indican una adecuada estructura del cuestionario:  $X^2(19) = 63.209$ ,  $p < .001$ ;  $X^2/gl = 3.327$ ,  $GFI = .978$ ,  $AGFI = .958$ ,  $CFI = .960$ ,  $RMSEA = .056(.041-.072)$ .

*Uso de estrategias de autorregulación.* Se utilizó un instrumento estandarizado que evalúa 12 estrategias de autorregulación del aprendizaje, representativas de las tres fases del proceso de autorregulación del aprendizaje: *Planificación* (por ejemplo, “Hago un plan antes de comenzar a resolver un problema”. “Pienso en lo que voy a hacer y lo que necesito para conseguirlo”), *ejecución* (por ejemplo, “Cuando estudio, intento comprender el material, tomar apuntes, hacer resúmenes, resolver ejercicios, hacer preguntas sobre los contenidos”) y *evaluación* (por ejemplo, “Comparo las notas que saco con los objetivos que me había marcado para esa asignatura”). Los ítems son presentados en un formato tipo likert de cinco alternativas, desde 1 (*nunca*) hasta 5 (*siempre*) (Rosário, Núñez, González-Pienda, Valle Trigo & Guimarães, 2010). En este estudio, tras el análisis factorial, el cuestionario total quedó conformado por ocho reactivos agrupados en dos factores: 1) planeación y 2) ejecución y evaluación, cuyo índice de confiabilidad (alpha de Cronbach) es de .76 y .75 respectivamente. Mediante la aplicación del Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) se probó la adecuación de la estructura del Cuestionario, como lo indican los índices de ajuste:  $X^2(19) = 60.451$ ,  $p < .001$ ;  $X^2/gl = 3.182$ ,  $CFI = .967$ ,  $RMSEA = .055(.039-.070)$ .

### 3) Variable de resultado

*Rendimiento Académico posterior.* Esta variable fue tomada con base en el promedio acumulado de las calificaciones escolares, las cuales fueron codificadas de acuerdo con la siguiente distribución: suspenso (1), aprobado (2), bien (3), notable (4) y sobresaliente (5).



### 3.3 Procedimiento

La recolección de datos tuvo lugar en el salón de clases, durante el horario académico, después de disponer de la autorización del equipo directivo de la institución. La aplicación de los cuestionarios fue realizada por dos de los investigadores, con una duración aproximada de 30 minutos. Los alumnos fueron informados de los objetivos del estudio, su participación fue voluntaria y se garantizó la confidencialidad de la información.

### 3.4 Especificación del modelo

Un análisis de modelos de ecuaciones estructurales (SEM) multigrupo fue realizado para investigar las hipótesis del modelo general (Figura 1), en tres grupos de individuos de acuerdo con el promedio académico inicial, el cual fue codificado en tres categorías (bajo, medio, alto), para proveer entendimiento de las diferencias en los efectos del promedio entre subgrupos. Todos los análisis se realizaron usando el paquete SEM en el *software* estadístico R versión 2.15.3. Los estadísticos descriptivos fueron ajustados incluyendo estratificación por promedio.

Los coeficientes de correlación de Spearman fueron calculados entre las variables de interés (Tablas 1, 2 y 3), dado que las variables no presentaron una distribución normal multivariada (Prueba de Mardia de sesgo y curtosis, valor  $p$  de sesgo = .000 y valor  $p$  de curtosis = .000). Todas las correlaciones estuvieron por debajo de .70, por lo cual los datos no presentan problemas de multicolinealidad (Tabachnick & Fidell, 2001).







Los modelos de medición fueron evaluados respecto a validez convergente y discriminante, para medir hasta qué punto el conjunto de indicadores representa exactamente al constructo. El criterio utilizado está relacionado con el tamaño de la carga, para evaluar la fiabilidad del indicador, con el constructo que éste pretende medir (Seidel & Back, 2009). En los modelos reflectivos de medición, sólo aquellos indicadores que tuvieron una carga factorial estandarizada  $\geq .4$  fueron retenidos (Johnson & Stevens, 2001). La validez convergente fue medida con el índice de fiabilidad (punto de corte entre .50 y .60) (Cheah, Wan Abdul Manan & Zabidi-Hussin, 2010; Sridharan, Deng, Kirk & Corbitt, 2010). Posteriormente se estimaron los parámetros del SEM y se evaluó el ajuste general del modelo, primero para la muestra total y después para los tres grupos basados en el promedio académico. Para evaluar el ajuste del modelo, dadas las condiciones de no normalidad de los datos (Bentler, 1992), se reportó el valor de la  $\chi^2$  escalada de Satorra-Bentler de bondad de ajuste (un valor p no significativo es deseable), junto con el índice de ajuste comparativo de Bentler (CFI, por sus siglas en inglés; valores mayores a .90 indican un buen ajuste) (Bentler, 1992; Musil, Jones & Warner, 1998), la raíz cuadrada del cuadrado medio del error de aproximación (RMSEA, por sus siglas en inglés; un valor menor a .08 indica un buen ajuste del modelo) (Browne & Cudeck, 1993). El modelo más parsimonioso fue elegido con el multiplicador de Lagrange (Bosompra, 2001).

Para examinar las posibles diferencias respecto al promedio académico, examinamos cada una de las hipótesis del modelo general (Figura 1) entre los tres grupos. Dado que las comparaciones múltiples realizadas en “pruebas post hoc” inflan el error tipo I, empleamos la corrección por Bonferroni para prevenir el incremento en la probabilidad de encontrar diferencias significativas por azar.

#### 4. Resultados

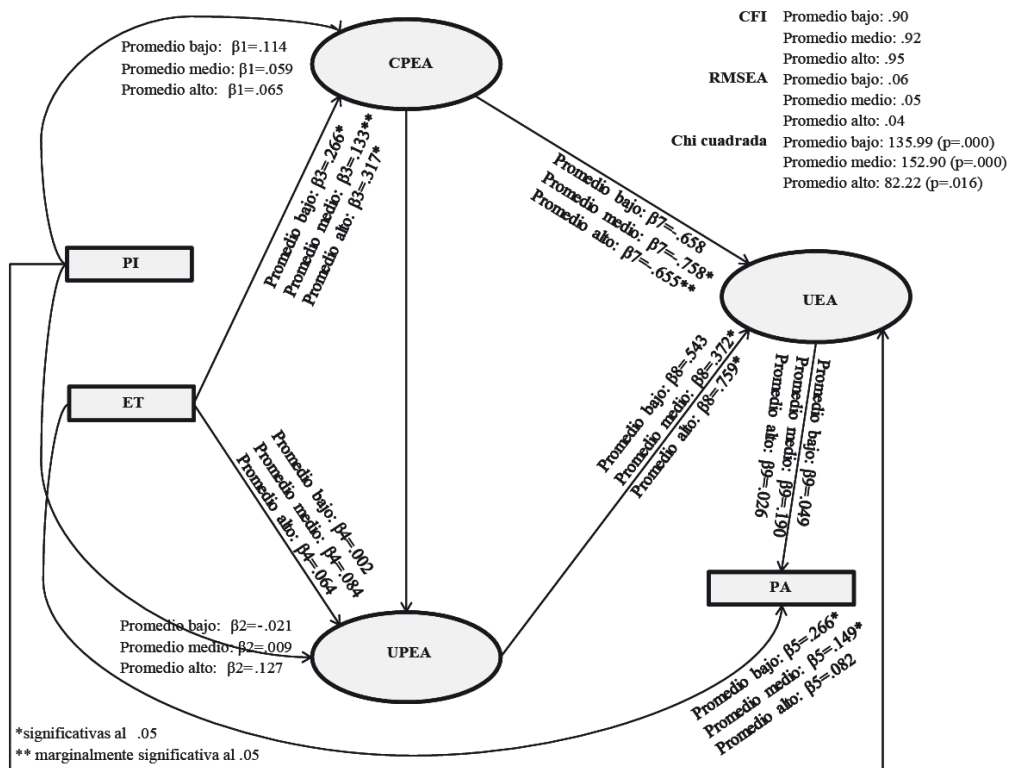
Las características basales de nuestra población de estudio se muestran en la Tabla 4. La media de edad para los tres grupos es similar, oscilando entre 19.81 y 20.20 años de edad. Los alumnos de promedio inicial alto dedican más horas de estudio a la semana, en promedio 7.34 horas; de la misma forma lo hacen el fin de semana, con una media de 3.01 horas.

**Tabla 4. Características principales de la población de estudio estratificada por promedio**

Característica	Promedio bajo (n=207)				Promedio medio (n=281)				Promedio alto (n=237)			
	Mínimo	Máximo	Media	D.S.	Mínimo	Máximo	Media	D.S.	Mínimo	Máximo	Media	D.S.
Edad	18	25	20.20	1.53	18	25	20.18	1.661	18	25	19.81	1.330
Horas de estudio a la semana	0	20	5.06	3.64	0	25	6.16	4.687	1	35	7.34	5.175
Horas de estudio en el fin de semana	0	12	2.40	1.84	0	10	2.86	1.884	0	12	3.01	1.964
	%				%				%			
	Mujeres		Hombres		Mujeres		Hombres		Mujeres		Hombres	
Género	78.1		21.9		81.9		18.1		64.3		35.7	

La evaluación del modelo teórico de ecuaciones estructurales, con los *paths* entre los tres grupos por promedio inicial (PI: bajo, medio y alto) y la variable de respuesta promedio acumulado (PA), se muestra en la Figura 2. Los resultados difirieron entre los grupos por promedio académico. Entre los alumnos de promedio alto, PI presentó una asociación significativa directa y positiva con PA ( $\beta = .375$ ). Dentro de esta categoría de promedio (i.e., promedio alto), la mediación del efecto total de la capacidad percibida para usar estrategias de autorregulación (CPEA) en el uso de las estrategias de autorregulación (UEA), a través de la utilidad percibida de las estrategias de autorregulación (UPEA) fue significativa, debilitando el efecto de CPEA en UEA con un efecto total negativo y significativo en UEA ( $\beta = -.049$ ). Sin embargo, como el efecto directo ( $\beta = -.655$ ) y el efecto indirecto ( $.799 \cdot .759 = .606$ ) no se encontraron en la misma dirección, no es posible obtener una proporción de mediación con significado. El coeficiente *path* entre CPEA y UPEA fue estadísticamente diferente entre los grupos de promedio medio y bajo, según los hallazgos del análisis multigrupo (Tabla 5). Adicionalmente, el grupo de promedio alto tuvo una asociación positiva directa entre las horas de estudio totales (ET) y CPEA ( $\beta = .317$ ). No obstante, el análisis multigrupo no indicó diferencias significativas en tal coeficiente *path* cuando se comparó con los otros dos grupos (Tabla 5).

Martha Leticia Gaeta González y Judith Cavazos Arroyo



**Figura 2. Resultados del modelo de ecuaciones estructurales estratificado por promedio.**

PI = Promedio inicial, ET = Horas de estudio total, CPEA = Capacidad percibida para usar estrategias de autorregulación, UPEA = Utilidad percibida de las estrategias de autorregulación, UEA = Uso de las estrategias de autorregulación, PA=Promedio acumulado.

Nota: Los números en las flechas representan los coeficientes estandarizados. Los estadísticos de bondad de ajuste del modelo son presentados para cada estrato del modelo. Un análisis multigrupo fue realizado para evaluar las diferencias significativas por cada *path*, entre los grupos.

Fuente: Elaboración propia.



Tabla 5. Resultados del MEC y comparaciones grupales

Variable independiente	Variable dependiente	Hipótesis	Grupo 1: Promedio bajo n=207			Grupo 2: Promedio medio n=281			Grupo 3: Promedio alto n=237			Diferencia grupo 2-grupo 1		Diferencia grupo 3-grupo 1		Diferencia grupo 3-grupo 2	
			***	Error std.	Valor p+	***	Error std.	Valor p+	***	Error std.	Valor p+	***	Valor p	***	Valor p	***	Valor p
PI	CPEA	H1(+)	.199	.147	.233	.201	.227	.384	.138	.150	.356	.002	>.99999	-.061	.789	-.063	.828
PI	UPEA	H2(+)	-.046	.142	.736	.024	.152	.853	.281	.125	<b>.025</b>	.070	.874	.326	.214	.256	.153
ET	CPEA	H3(+)	.027	.009	<b>.000</b>	.018	.009	<b>.0557</b>	.034	.009	<b>.000</b>	-.009	>.99999	.007	>.99999	.016	.466
ET	UPEA	H4(+)	.000	.009	.967	.009	.006	.191	.007	.007	.330	.008	>.99999	.007	>.99999	-.002	>.9999
ET	PA	H5(+)	.033	.008	<b>.000</b>	.016	.006	<b>.002</b>	.008	.005	.108	-.017	>.99999	-.025	>.99999	-.008	>.9999
CPEA	UPEA	H6(+)	1.080	.217	<b>.000</b>	.568	.086	<b>.000</b>	.833	.145	<b>.000</b>	-.512	.024	-.246	.323	.265	.123
CPEA	UEA	H7(+)	-1.023	.676	.109	-.630	.154	<b>.000</b>	-.632	.324	<b>.0514</b>	.393	.553	.391	.586	-.002	>.9999
UPEA	UEA	H8(+)	.685	.530	.168	.405	.189	<b>.038</b>	.703	.300	<b>.019</b>	-.280	.600	.018	.972	.298	.402
UEA	PA	H9(+)	.038	.061	.517	.186	.064	<b>.005</b>	.025	.064	.701	.147	.090	-.014	.819	-.161	.065
PI	PA	H10(+)	.059	.145	.584	.317	.160	<b>.038</b>	.728	.111	<b>.000</b>	.257	.166	.669	<b>&lt;.00001</b>	.412	.030

\*Corrección bonferroni por comparaciones múltiples: ajuste alfa/número de comparaciones = alfa/3 = .05/3 = .017

\*\* valor no estandarizado

+ valor basado en error estándar robusto

‡ marginalmente significativo

Al igual que en el grupo de promedio alto, un mayor PI entre los alumnos de promedio medio estuvo asociado con un mayor PA ( $\beta = .115$ ). Aún más importante, el efecto total de CPEA ( $-.482$  con efecto indirecto:  $743 \cdot .372 = .276$ , efecto directo:  $\beta = -.758$ ) en UEA fue considerablemente mediado por el *path* que involucra UPEA. Adicionalmente, se registró una asociación positiva directa entre ET y CPEA ( $\beta = .133$ ).

En el grupo de promedio bajo, a mayor CPEA mayor UPEA ( $\beta = .876$ ). Asimismo, se evidenció una asociación directa y positiva entre ET y CPEA ( $\beta = .266$ ). Ambos sin mostrar diferencias significativas en tales coeficientes *path* cuando se compararon con los otros dos grupos, a través del análisis multigrupo (Tabla 5). El coeficiente *path* entre PI y PA fue significativamente diferente entre el grupo de promedio bajo y alto, aun cuando tal *path* no fue significativo en los alumnos de promedio bajo.

Tanto en el grupo de promedio medio y bajo, se presentó una asociación directa positiva entre ET y PA ( $\beta = .149$  y  $\beta = .266$ , respectivamente), mientras que una asociación positiva entre UEA y PA fue encontrada entre los alumnos de promedio medio ( $\beta = .190$ ) y entre PI con UPEA ( $\beta = .127$ ) en los de promedio alto.

Ninguno de los *paths* entre PI y CPEA o ET y UPEA fue significativo para alguno de los grupos por promedio. Los criterios de validez convergente y discriminante fueron cumplidos para cada escala (resultados no mostrados).

## 6. Discusión

En este estudio se propuso un modelo explicativo de relación a fin de analizar en qué medida el tener un promedio académico inicial alto, medio o bajo se relaciona con el tiempo que los estudiantes universitarios dedican al estudio, los procesos de autorregulación del aprendizaje (i.e., capacidad percibida para autorregular el aprendizaje, utilidad percibida de la autorregulación del aprendizaje y uso de estrategias de autorregulación del aprendizaje) y el promedio académico acumulado.

Los resultados obtenidos a partir del análisis de ecuaciones estructurales muestran que el modelo propuesto explica una buena parte de las relaciones entre las variables que lo integran. Lo cual, al igual que investigaciones anteriores, corrobora la importancia de los aprendizajes previos, las estrategias comportamentales de estudio y los procesos autorregulatorios en el éxito académico de los estudiantes.

En primer lugar, se evidencia que los alumnos con un promedio inicial alto dedican más horas de estudio a la semana, en comparación con los alumnos de promedio medio y bajo. Lo cual sugiere que los estudiantes con un referente de desempeño alto perciben que los resultados académicos positivos son producto de su esfuerzo perso-

nal, lo que los conduce a dedicar un mayor tiempo a las actividades de estudio fuera del aula. A diferencia de aquellos alumnos que dedican menos tiempo a las tareas académicas, aun ante el riesgo de obtener un menor rendimiento académico.

Aunado a lo anterior, entre los alumnos de los tres grupos (promedio alto, medio y bajo) se registró una asociación positiva directa entre las horas totales de estudio y la capacidad percibida para autorregular el aprendizaje. No obstante, el análisis multigrupo sólo indicó diferencias significativas en tal coeficiente cuando se compararon los grupos de promedio medio y alto. Estos resultados indican que el dedicar más esfuerzo al estudio, es una forma de sentirse más capaces en la gestión del mismo; esto se acentúa cuando los alumnos obtienen un mayor rendimiento académico, a diferencia de los estudiantes que presentan un desempeño bajo. Como muestran diversos estudios, cuando los alumnos establecen una relación entre el esfuerzo y el logro y confían en sus habilidades para llevar a cabo la tarea, es más probable que usen estrategias autorreguladoras (Díaz-Barriga & Hernández, 2010). Por el contrario, el tener un sentimiento de baja autoeficacia puede vincularse al bajo rendimiento de un número de alumnos (Barraza, 2010; Schunk & Usher, 2011). Estos hallazgos refuerzan la necesidad de generar propuestas curriculares que garanticen que los alumnos, sobre todo los de más bajo rendimiento, logren una mayor dedicación personal al estudio, vinculada con el fomento de la capacidad personal para gestionar el tiempo que se dedique a éste de cara a una mayor comprensión de los contenidos y a un mejor desempeño posterior.

Por otro lado, se encontró que el promedio inicial por sí solo no es un factor que incida significativamente en la percepción de capacidad para autorregular el aprendizaje en alguno de los grupos por promedio. Tampoco lo fue el promedio inicial y la utilidad percibida de las estrategias de autorregulación. Esta relación se da, como se mencionó anteriormente, a través de la gestión de los propios recursos, en este caso del tiempo dedicado a los estudios. Al parecer, éste último incide en gran medida en el procesamiento que el sujeto hace de sus propias experiencias, en este caso, de su desempeño previo, generándole un sentido de eficacia a través de la gestión de los materiales de estudio. Así, el dedicar un mayor tiempo al estudio favorece la creencia de los alumnos de que pueden controlar su nivel de logro y que a través de su esfuerzo pueden mejorar sus resultados. Lo dicho puede estar vinculado a otros factores como la capacidad para gestionar el tiempo de estudio, esto es, planificar, organizar y revisar el material y evaluar el desempeño (Fernández et al., 2013).

Lo anterior permite confirmar de manera parcial la hipótesis a) el promedio académico inicial (codificado en: bajo, medio y alto) y las horas totales de estudio inciden de manera diferencial tanto en la autoeficacia como en la utilidad percibida para la autorregulación del aprendizaje.

Conforme a lo esperado, se encontró una incidencia significativa y diferenciada entre los tres grupos de la capacidad para autorregular el aprendizaje sobre la utilidad percibida del uso de estrategias de autorregulación. Se observó que el tener un mayor desempeño previo y una mayor percepción de capacidad para el desarrollo de las actividades académicas, genera un mayor sentido de utilidad en el uso de estrategias para la autogestión del estudio. Así se confirma que cuando los alumnos se perciben como capaces, pueden ser más estratégicos para gestionar su estudio (Barraza, 2010; Fernández et al., 2013; Schunk & Usher, 2011).

Asimismo, en los alumnos de promedio inicial medio y alto se encontró una asociación positiva entre la capacidad para autorregular el aprendizaje y el uso de estrategias de autorregulación, así como entre la percepción de utilidad de las estrategias de autorregulación y el uso de las mismas. Estos hallazgos corroboran que los alumnos con un rendimiento académico previo más alto muestran una mayor confianza y seguridad en su habilidad para la gestión y control de su aprendizaje en el desarrollo de las tareas académicas, donde perciben que es útil autorregular el aprendizaje y, por ende, usan estrategias que permitan la obtención de resultados satisfactorios. Esto es consistente con otras investigaciones (Pan et al., 2013; Rosário, Mourão, Trigo, Suárez, Fernández & Tuero-Herrero, 2011), que indican que cuando un alumno se siente capaz de realizar una tarea académica, se incrementa su participación activa en su proceso de aprendizaje, esto es, en la regulación de su esfuerzo sobre la tarea, en el uso de estrategias para autorregular su aprendizaje y en la persistencia y compromiso para el logro de sus metas, aunque se encuentren con dificultades durante el proceso. Se confirma por tanto que los estudiantes con más confianza en sus fuerzas utilizan más estrategias para autorregular su aprendizaje y continúan trabajando en mayor medida que quienes se sienten con menos confianza (Díaz-Barriga & Hernández, 2010; Fernández et al., 2013). Sin embargo, la capacidad predictora de la autoeficacia disminuye cuando no se empareja con el rendimiento solicitado (Cartagena, 2008).

Estos resultados permiten comprobar parcialmente la hipótesis b) la autoeficacia y utilidad percibida influyen significativamente sobre el uso de estrategias de autorregulación del aprendizaje.

Al analizar el papel mediador de la utilidad percibida del uso de estrategias de autorregulación entre la capacidad para usar estas estrategias y el uso de las mismas, no se encontró una proporción de mediación con significado del efecto en ninguno de los tres grupos, ya que el efecto directo y el efecto indirecto no se encontraron en la misma dirección. Esto podría explicarse al considerar que aunque los alumnos cuenten con el conocimiento de las estrategias de autorregulación del aprendizaje y

además se sientan capaces de usarlas, pueden no percibir las como útiles para gestionar de manera correcta su proceso de estudio (Schunk & Uscher, 2011).

Por su parte, la relación entre el uso de estrategias para autorregular el aprendizaje y el promedio acumulado no fue significativa para ninguno de los grupos por promedio. No obstante, entre los alumnos de promedio académico inicial alto y promedio inicial medio, se encontró una asociación significativa directa y positiva entre el promedio inicial y el promedio acumulado, no siendo así en los alumnos de promedio bajo. Estos datos aluden a que cuando los alumnos se enfocan en la autogestión de su aprendizaje, independientemente de su rendimiento académico previo, centran su atención en lograr un verdadero aprendizaje y no se enfocan en la obtención de un rendimiento posterior mayor; con lo cual se ven beneficiados, a través de una mayor gestión del esfuerzo en el estudio y de los procesos motivacionales para la autogestión del aprendizaje, por un mejor aprovechamiento y gestión del tiempo dedicado a las tareas académicas (Fernández et al., 2013).

Por su parte, tanto en los grupos de promedio medio como bajo, se presentó una asociación directa positiva entre las horas de estudio y el promedio acumulado. Esto muestra que aquellos alumnos con un desempeño bajo se enfocan en el resultado final y no en el proceso de aprendizaje. Por lo que es necesario investigar y diseñar ambientes de aula que aporten datos vinculados con la gestión del tiempo dedicado a las tareas académicas y sobre la utilidad del uso de estrategias de autorregulación del aprendizaje.

Los resultados obtenidos permiten la confirmación parcial de la hipótesis c) el promedio académico final se encuentra explicado significativamente por las estrategias de autorregulación del aprendizaje, así como por el promedio académico inicial y las horas totales de estudio.

Existen algunas consideraciones que resulta importante plantear para estudios posteriores, como son el diversificar la representatividad de los participantes para tener un mayor conocimiento del comportamiento del modelo, dado que la muestra del estudio estuvo integrada sólo por alumnos universitarios de ingeniería pertenecientes a una institución educativa privada. Asimismo, en estudios futuros será necesario considerar la posibilidad de realizar muestreos aleatorios o estratificados para que los datos puedan ser generalizables, además de incluir algunas variables de carácter contextual y personal que podrían incrementar la comprensión de los procesos de autorregulación de los alumnos como, por ejemplo, las estrategias y estilos instruccionales de los profesores, así como las estrategias de gestión del tiempo de estudio o la conexión entre las metas presentes y futuras de los alumnos. De igual forma, se sugiere realizar estudios mixtos que permitan una mayor profundidad en la indagación de estos factores desde la perspectiva de los propios actores.

## Conclusiones

En este trabajo hemos presentado un modelo que integra el rendimiento académico previo de los alumnos con algunos indicadores de calidad académica, como son el tiempo dedicado al estudio y los procesos de autorregulación del aprendizaje. A partir de nuestros hallazgos, podemos establecer algunas consideraciones respecto a los estudiantes de la muestra. Se ha detectado que los alumnos con una mayor dedicación a la actividad académica, vinculada con un mayor rendimiento académico previo, muestran más seguridad y confianza para gestionar su aprendizaje, percibiendo además mayor utilidad del uso de estrategias de autorregulación, lo cual puede derivar en una mayor implicación en el estudio, incluso en aquellas actividades que pueden resultar menos interesantes, a través del uso de estas estrategias. Contrario a aquellos estudiantes con menores niveles de rendimiento y menor esfuerzo para gestionar su estudio.

Consideramos que los datos aquí presentados son un punto de referencia y discusión para futuras investigaciones y además pueden dar una serie de pautas para la intervención en los procesos de enseñanza-aprendizaje, a fin de que los estudiantes puedan autorregular su aprendizaje y optimizar los resultados que se planteen alcanzar. A partir de nuestros hallazgos creemos importante que los docentes presenten las tareas de manera atractiva, de modo que sean claras en cuanto a utilidad y sentido, además de buscar que estén relacionadas con los intereses y conocimientos previos de los estudiantes. Asimismo, es necesario apoyar el que los alumnos encuentren relación entre su conducta y sus resultados y comprendan el valor del esfuerzo personal en las tareas académicas, de modo que se involucren más con el estudio y aprendizaje a partir de un mayor uso de estrategias de autorregulación del aprendizaje. Así, en la medida que los profesores enseñen de manera explícita un gran número de estrategias y promuevan su práctica en el aula, se podrán garantizar mejoras significativas en el aprendizaje y el éxito académico de los alumnos de ingeniería.

## Lista de referencias

- Barraza, A. (enero-junio, 2010). Validación del inventario de expectativas de autoeficacia académica en tres muestras secuenciales. *CPU-e, Revista de Investigación Educativa*, 10, 1-30. Recuperado de <http://revistas.uv.mx/index.php/cpue/article/view/65/881>
- Barrera de la, M. L., Donolo, D., & Rinaudo, M. C. (2008). Ritmo de estudio y trayectoria universitaria. *Anales de Psicología*, 24(1), 9-15.



- Bentler, P. M. (1992). *EQS Structural Equation Program Manual*. Los Angeles: BMDP Statistical Software.
- Boekaerts, M., & Corno, L. (abril, 2005). Self-regulation in the classroom: a perspective on assessment and intervention. *Applied Psychology: An International Review*, 54(2), 199-231.
- Bosompra, K. (2001). Determinants of condom use intentions of university students in Ghana: an application of the theory of reasoned action. *Social Science and Medicine*, 52, 1057-1069.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. En K. Bollen & J. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Estados Unidos de América: Sage.
- Cartagena, M. (2008). Relación entre la autoeficacia en el rendimiento escolar y los hábitos de estudio en el rendimiento académico en alumnos de secundaria. *Revista Iberoamericana Sobre Calidad, Eficacia y Cambio en Educación*, 6(3), 59-99. Recuperado de <http://www.rinace.net/arts/vol6num3/art3.htm>
- Cheah, W. L., Wan Abdul Manan, W. M. & Zabidi-Hussin, Z. (2010). A structural equation model of the determinants of malnutrition among children in rural Kelantan, Malaysia. *Rural and Remote Health*, 10, 1248-2010.
- Dettmers, S., Trautwein, U., & Ludtke, O. (2009). The relationship between homework time and achievement is not universal: evidence from multilevel analyses in 40 countries. *School Effectiveness and School Improvement*, 20, 375-405.
- Díaz-Barriga, F., & Hernández, G. (2010). *Estrategias docentes para un aprendizaje significativo*. México: McGrawHill.
- Eccles, J. S. (2005). Studying gender and ethnic differences in participation in math, physical science and information technology. *New Directions for Child & Adolescent Development*, 110, 7-14.
- Fernández-Alonso, R., Suárez-Álvarez, J., & Muñoz, J. (2014). Tareas escolares en el hogar y rendimiento en matemáticas: una aproximación multinivel con estudiantes de enseñanza primaria. *Revista de Psicología y Educación*, 9(2), 15-29.
- Fernández, E., Bernardo, A., Suárez, N., Cerezo, R., Núñez, J. C., & Rosário, P. (2013). Predicción del uso de estrategias de autorregulación en Educación Superior. *Anales de Psicología*, 29(3), 865-875.
- Fuente de la, J., Justicia, F., Sander, P., & Cardelle-Elawar, M. (2014). Autorregulación personal y enseñanza reguladora para predecir el rendimiento y la confianza académica: nueva evidencia para el modelo DIDEPROTM. *Electronic Journal of Research in Educational Psychology*, 12(3), 597-620.
- Fuentes, S., & Rosário, P. (2013). *Mediar para la Autorregulación del Aprendizaje: Un*



*desafío educativo para el Siglo XXI*. Chile: Instituto de Economía Social y Cooperativismo.

- Gaeta, M. L. (mayo-agosto, 2015). Aspectos personales que favorecen la autorregulación del aprendizaje en la comprensión de textos académicos en estudiantes universitarios. *REDU. Revista de Docencia Universitaria*, 13(2), 17-35. Recuperado de <http://red-u.net/redu/index.php/redu/article/view/983>
- Gaeta, M. L., & Cavazos, J. (2015). Implicación académica en matemáticas: percepción de metas docentes y procesos autorregulatorios en estudiantes de Bachillerato. *Revista Ibero-americana de Estudios Em Educação*, 9(4), 951-968.
- Gaeta, M. L., Teruel, M. P., & Orejudo, S. (2012). Motivational, volitional and metacognitive aspects of self-regulated learning. *Electronic Journal of Research in Educational Psychology*, 10(1), 73-94.
- Jöet, G., Usher, E. L., & Bressoux, P. (2011). Sources of self-efficacy: an investigation of elementary school students in France. *Journal of Educational Psychology*, 103, 649-663.
- Johnson, B., & Stevens, J. J. (2001). Confirmatory factor analysis of the school level environment questionnaire (SLEQ). *International Journal of Learning Environments Research*, 4(3), 325-344.
- Kitsantas, A., & Zimmerman, B. (2009). College students' homework and academic achievement: the mediating role of self-regulatory beliefs. *Metacognition Learning*, 4, 97-110.
- Musil, C., Jones, S., & Warner, C. (1998). Structural equation modeling and its relationship to multiple regression and factor analysis. *Research in Nursing and Health*, 21, 271-281.
- Nelson, K., Shell, D., Husman, J., Fishman, E., & Soh, L. (2015). Motivational and self-regulated learning profiles of student taking a foundational engineering course. *Journal of Engineering Education*, 104(1), 74-100.
- Núñez, J. C., Rosário, P., Vallejo, G., & González-Pianda, J. A. (2013). A longitudinal assessment of the effectiveness of a school-based mentoring program in Middle School. *Contemporary Educational Psychology*, 38, 11-21.
- Núñez, J. C., Suárez, N., Cerezo, R., González-Pianda, J. A., Rosário, P., Mourao, R., & Valle, A. (2013). Homework and academic achievement across Spanish compulsory education. *Educational Psychology*, 35(6), 726-746.
- Núñez, J. C., Vallejo, G., Rosário, P., Tuero, E., & Valle, A. (2014). Variables del estudiante, del profesor y del contexto en la predicción del rendimiento académico en Biología: Análisis desde una perspectiva multinivel. *Revista de Psicodidáctica*, 19(1), 145-172.

- Organización de las Naciones Unidas para la Educación, la Ciencia y la Cultura. (2013). *Situación educativa de América Latina y el Caribe: Hacia la educación de calidad para todos al 2015*. Santiago: Autor.
- Pan, I., Regueiro, B., Ponte, B., Rodríguez, S., Piñeiro, I., & Valle, A. (2013). Motivación, implicación en los deberes escolares y rendimiento académico. *Aula Abierta*, 41(3), 13-22.
- Regueiro, B., Suárez, N., Valle, A., Núñez, J. C., & Rosário, P. (2015). La motivación e implicación en los deberes escolares a lo largo de la escolaridad obligatoria. *Revista de Psicodidáctica*, 20(1), 47-63.
- Rosário, P., Lourenço, A., Paiva, M. O., Núñez, J. C., González-Pienda, J. A., & Valle, A. (2012). Autoeficacia y utilidad percibida como condiciones necesarias para un aprendizaje académico autorregulado. *Anales de Psicología*, 28, 37-44.
- Rosário, P., Mourão, R., Baldaque, M., Nunes, T., Núñez, J. C., González-Pienda, J. A., Cerezo, R., & Valle, A. (2009). Tareas para casa, autorregulación del aprendizaje y rendimiento en matemáticas. *Revista de Psicodidáctica*, 14(2), 179-192.
- Rosário, P., Mourão, R., Núñez, J. C., González-Pienda, J. A., Solano, P., & Valle, A. (2007). Efficacy of an instructional program to improve learning processes and strategies in higher education. *Psicothema*, 19(3), 353-358.
- Rosário, P., Mourão, R., Trigo, L., Suárez, N., Fernández, E., & Tuero-Herrero, E. (2011). Uso de diarios de tareas para casa en el Inglés como lengua extranjera: evaluación de pros y contras en el aprendizaje autorregulado y rendimiento. *Psicothema*, 23(4), 681-687.
- Rosário, P., Núñez, J. C., González-Pienda, J. A., Valle, A., Trigo, L., & Guimarães, C. (2010). Enhancing self-regulation and approaches to learning in first-year college students: a narrative-based program assessed in the Iberian Peninsula. *European Journal of Psychology of Education*, 25, 411-428.
- Sánchez, P., Valdez, A., Gantús, M., & Vales, J. (2011). Propiedades psicométricas de un instrumento para medir la disposición hacia el estudio. *CPU-e Revista de Investigación Educativa*, 12, 52-72. Recuperado de <http://revistas.uv.mx/index.php/cpue/article/view/49/78>
- Schunk, D., & Usher, E. (2011). Assessing self-efficacy for self-regulated learning. En B. J. Zimmerman & D. Schunk (Eds.), *Handbook of Self-Regulation of Learning and Performance* (pp. 282-297). Nueva York: Routledge.
- Seidel, G., & Back, A. (2009). *Success factor validation for global ERP programmes*. Recuperado de <https://www.alexandria.unisg.ch/213715/1/ecis2009-0098.pdf>
- Sridharan, B., Deng, H., Kirk, J., & Corbitt, B. J. (2010). Structural equation modeling for evaluating the user perceptions of e-learning effectiveness in Higher

- Education. En Educational collaborative for international schools (Ed.), *18th European Conference in Information Systems*. Sudáfrica: Editor.
- Suárez, N., Fernández, E., Cerezo, R., Rodríguez, C., Rosário, P., & Núñez, J. C. (2012). Tareas para casa, implicación familiar y rendimiento académico. *Aula Abierta*, 40(1), 73-84.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2001). *Using multivariate statistics* (4ª ed.). Massachusetts: Allyn & Bacon.
- Veenstra, C., Dey, E., & Herrin, G. (2009). A model of freshman engineering retention. *Advances in Engineering Education*, 1(3), 1-31.
- Zimmerman, B. J. (2008). Investigating self-regulation and motivation: Historical background, methodological developments, and future prospects. *American Educational Research Journal*, 45, 166-183.
- Zimmerman, B. J., & Schunk, D. (2011). Self-regulated learning and performance: an introduction and an overview. En B. J. Zimmerman & D. Schunk (Eds.), *Handbook of Self-Regulation of Learning and Performance* (pp. 1-15). Nueva York: Routledge.