

Indicadores de rendimiento de estudiantes universitarios: calificaciones *versus* créditos acumulados

University students' academic achievement indicators: grades *versus* cumulative credits

DOI: 10.4438/1988-592X-RE-2011-355-033

María Noel Rodríguez Ayán

Universidad de la República. Facultad de Química. Unidad Académica de Educación Química. Montevideo, Uruguay.

Miguel Ángel Ruíz Díaz

Universidad Autónoma de Madrid. Facultad de Psicología. Madrid, España.

Resumen

El objetivo de este trabajo es estudiar el comportamiento diferencial de dos indicadores de rendimiento académico mediante modelos de regresión lineal multivariante: el indicador tradicional –promedio de calificaciones– y un indicador novedoso –el avance en la carrera– definido como la razón entre los créditos acumulados por el alumno durante cierto período de tiempo y los créditos que teóricamente debió acumular en dicho período de acuerdo con el plan de estudios programado. Se trata de una investigación correlacional, de corte transversal, de variables no manipuladas experimentalmente. Participaron 587 estudiantes matriculados en carreras de Química de la Universidad de la República (UdelaR) durante 2000-2003, con al menos una asignatura aprobada durante el período comprendido entre marzo de 2003 y marzo de 2005. El grupo de participantes fue dividido aleatoriamente en dos muestras: estimación –se construyeron los modelos de regresión lineal incluyendo análisis de interacciones y diagnóstico de anomalías– y validación –los modelos fueron validados mediante contrastes de hipótesis de igualdad de parámetros. Los factores explicativos considerados fueron el rendimiento previo, las metas académicas de los estudiantes, la percepción de su propia capacidad y variables sociodemográficas. Los dos indicadores están notablemente correlacionados entre sí ($r=0,615$, $p<0,001$) y ninguno

correlaciona significativamente con las metas de resultado (promedio, $p=0,612$; avance, $p=0,358$). Los modelos multivariantes fueron satisfactoriamente validados y muestran que los indicadores se ven igualmente afectados por el rendimiento previo, que resultó la variable dominante (promedio, $p=0,493$, $p<0,001$; avance, $p=0,484$, $p<0,001$). Se diferencian en que el promedio además resulta afectado por la capacidad percibida ($p=0,175$, $p<0,001$) y, de manera indirecta, por las metas de aprendizaje ($p=0,16$, $p<0,05$, controlando por capacidad percibida). El comportamiento de ambos indicadores es similar, siendo los estudiantes que obtienen las peores calificaciones los más susceptibles de presentar retraso curricular. Hay una dominancia del rendimiento previo como predictor de ambas formas de rendimiento futuro.

Palabras clave: Educación Superior, rendimiento académico, indicadores educativos, créditos, calificaciones, análisis de regresión múltiple, motivación.

Abstract

Introduction. The purpose of this paper is to study the differential function of two academic achievement measurements: the traditional indicator, grades, and a new indicator, career progress, defined as the ratio of cumulative credits earned by students to theoretical credits that should have been earned, over a given period of time, by means of multivariate linear modelling. Method. It is a correlational cross-sectional study, with no manipulation of variables. Participants were 587 students enrolled in Chemistry degree courses at the Universidad de la Republica in 2000-2003 with at least one subject passed in the period March 2003-March 2005. Participants were randomly divided into two samples: Linear models were built on the estimation sample, including interaction analysis and regression diagnostics, and validated on the validation sample, by testing the hypothesis that parameters are the same across samples. Prior achievement, achievement goals, perceived ability and demographic variables were employed as predictors. Results. Both achievement indicators are noticeably correlated ($r=0.615$, $p<0.001$) and show no significant correlation with outcome goals (grades, $p=0.612$; career progress, $p=0,358$). Multivariate models were satisfactorily validated and suggest that both measurements are equally affected by prior achievement, which proved to be the dominant predictive factor (grades, $p=0,493$, $p<0,001$; career progress, $p=0,484$, $p<0,001$). Grades are also influenced by perceived ability ($p=0,175$, $p<0,001$) and, indirectly, by learning goals ($p=0,16$, $p<0,05$, controlling for perceived ability). Discussion. Both indicators perform similarly, suggesting that students low in grades are the most likely to have a slower career progress. Prior achievement is the best predictor of both academic achievement measurements.

Key words: higher education, academic achievement, educational indicators, credits, grades, multiple regression analysis, motivation.

Introducción

El desempeño de los estudiantes universitarios es una preocupación recurrente para las Universidades: los alumnos compiten por sus calificaciones, por plazas en cursos o admisión en programas de intercambio (Harackiewicz, Barron y Elliot, 1998), el desempeño estudiantil es asociado cada vez más a cuestiones presupuestarias (Burke, Modarresi y Serban, 1999), un mejor rendimiento estudiantil se asocia a una tasa de graduación más elevada (Tinto, 1993), las universidades se ven forzadas a mejorar los estándares de desempeño debido a presiones de las agencias de acreditación, requerimientos de empleadores prospectivos y competencia con otras universidades (Nonis y Wright, 2003). El poder identificar los factores asociados al rendimiento e identificar grupos con rendimientos bajos puede contribuir al desarrollo de políticas orientadas a atenuar el coste institucional y a preservar la buena reputación de la Universidad, así como a paliar el efecto de tal situación a nivel individual.

El rendimiento académico ha sido objeto de estudio reiteradamente en la investigación educativa (p.ej. Clifton, Perry, Adams y Roberts, 2004; Mathiasen, 1984; Pike, 1991, 1995, 1996; Pike y Saupe, 2002) y las calificaciones representan el indicador más empleado (Anaya, 1999; Harackiewicz et ál., 1998, Mathiasen, 1984; Tejedor y García-Valcárcel, 2007). El meta-análisis realizado por Sirin (2005) sobre rendimiento y estatus socio-económico arrojó 58 artículos, en los que los indicadores de rendimiento utilizados fueron las calificaciones en dominios específicos (matemática, ciencias y aptitud verbal) o la calificación promedio.

Sin embargo las calificaciones como medida de rendimiento han sido objeto de diversas críticas. En primer lugar, no implican necesariamente calidad ni profundidad de los conocimientos adquiridos, pues tanto un aprendizaje significativo como uno memorístico pueden conducir a calificaciones elevadas (Valle, Cabanach, Núñez, González, Rodríguez y Piñeiro, 2003a). Además la asignación de calificaciones puede basarse únicamente en los logros disciplinares (Ebel, 1986; Gronlund, 1990) o puede incluir esfuerzo, actitud y motivación, en línea con la «justicia distributiva» de Deutsch (1979). La primera postura correspondería a especialistas en medición educativa, la segunda sería más popular entre los profesores, lo que dificulta la interpretación de las calificaciones (Brookhart, 1991; Pilcher, 1994). Las notas también están sujetas a fuentes de variabilidad no necesariamente atribuibles al nivel de competencia de los alumnos, debido a una asignación de puntuaciones dependiente de ciertas «tradiciones disciplinares» (Nurmi, Aunola, Salmela-Aro y Lindroos, 2003).

Un indicador que se ha empleado con menor frecuencia hasta el momento toma en cuenta los créditos académicos acumulados por los alumnos. En Estados Unidos y en Canadá los créditos están incorporados a sus programas de formación desde hace más de 30 años, pero en otros países el empleo de esta unidad de medida es más reciente. La Unión Europea, en el marco de la construcción de un Espacio Europeo de Educación Superior (EEES) para 2010, se encuentra en proceso de generalización de un Sistema Europeo de Transferencia de Créditos (*European Credits Transference System* [ECTS], 2005), como un modo para adaptarse a los nuevos modelos de formación centrados tanto en el trabajo como en el aprendizaje del estudiante. También en América Latina se está poniendo el énfasis en la construcción de sistemas curriculares dotados de flexibilidad, que permitan la movilidad estudiantil, mediante sistemas de créditos (Dussell, 2006).

Entre la bibliografía consultada encontramos tres tipos de indicadores basados en créditos: el número de créditos acumulados durante un período de tiempo determinado (Bivin y Rooney, 1999; Nurmi et ál., 2003; Zajacova, Lynch y Espenshade, 2005), la relación entre créditos acumulados y créditos matriculados (Nonis y Wright, 2003) y la razón entre el número de créditos acumulados y el número de créditos que el alumno teóricamente debió acumular de acuerdo con el Plan de estudios programado durante un cierto período de tiempo (Rodríguez Ayán y Coello, 2008). Este último indicador constituye una medida del avance (o progreso) en la carrera.

El cuerpo de conocimientos sobre estos indicadores es aún muy limitado. Se han propuesto modelos a partir de factores explicativos como el rendimiento previo y factores demográficos (p.ej. Bivin y Rooney, 1999; Rodríguez Ayán y Coello, 2008), otros han incluido constructos motivadores pero no el rendimiento previo (p.ej. Nonis y Wright, 2003; Nurmi et ál., 2003; Zajacova et ál., 2005). La información que aportan estas y otras investigaciones es más bien fragmentaria, pues las condiciones en que se han llevado a cabo, así como las mediciones efectuadas, son diversas y no se dispone de una sistematización de los resultados.

La ventaja que supone un indicador basado en créditos es que se trata de una medida que admite la comparación entre distintas disciplinas, al no estar sujeta a las tradiciones disciplinares de Nurmi et ál. (2003). El promedio de calificaciones, dado que éstas pueden proceder de distintos cursos, estaría sujeto a una variabilidad no necesariamente atribuible a diferencias en el nivel de competencia de los alumnos. Además, tanto los niveles de exigencia diferenciales de las distintas titulaciones (o centros) así como los niveles de anclaje para la calificación pueden dar lugar a diferencias

sustanciales, que no reflejan realmente el nivel de rendimiento personal del alumno y que pueden no ser directamente comparables entre titulaciones (o centros). De hecho se trata de un problema clásico en la asignación de recursos centrales limitados, tales como becas y premios, a estudiantes que proceden de distintas ramas o instituciones y que deben competir en base a su rendimiento escolar.

El objetivo del presente trabajo es estudiar el comportamiento diferencial del indicador tradicional basado en calificaciones y el indicador novedoso basado en créditos, propuesto por Rodríguez Ayán y Coello (2008), en modelos multivariantes para la predicción del rendimiento.

Los factores explicativos empleados se dividen en tres grupos: rendimiento previo, variables motivadoras y variables sociodemográficas. El mayor acuerdo entre las investigaciones educativas se acumula en la idea de que el rendimiento previo es un buen predictor del rendimiento futuro (p.ej. Bivin y Rooney, 1999; Mathiasen, 1984; Pike, 1991; Pike y Saupe, 2002; Zeegers, 2004; Zusho, Pintrich y Coppola, 2003), por lo que parece razonable considerarlo en los modelos a construir.

La motivación –en un sentido amplio– también se ha empleado como factor explicativo en un gran número de investigaciones educativas (p.ej., Dweck, 1986; Elliott y Dweck, 1988; Harackiewicz, Barron, Carter, Lehto y Elliot, 1997; Pintrich, 2000, 2003; Pintrich y DeGroot, 1990; Valle et ál. 2003a, 2003b; Zusho et ál., 2003). Sin embargo, las conclusiones respecto al impacto de la motivación en las calificaciones son controvertidas. Muchas investigaciones sugieren que las metas de aprendizaje no tienen efectos estadísticamente significativos (p.ej., Elliot y Church, 1997; Elliot y McGregor, 2001; Elliot, McGregor y Gable, 1999; Harackiewicz, Barron, Tauer, Carter y Elliot, 2000) y que las metas de ejecución tienen efectos positivos (véase Harackiewicz, Barron, Pintrich, Elliot y Thrash, 2002 para una revisión). Sin embargo, Grant y Dweck (2003) encontraron efectos indirectos de las metas de aprendizaje en las calificaciones de alumnos en cursos universitarios de Química y ningún efecto de las metas de ejecución. Su explicación es que cuando se trata de cursos difíciles, como los de Química, las metas de aprendizaje cobran una relevancia que no se advierte en otras investigaciones, con participantes de otras disciplinas.

Por otra parte, el impacto de la motivación sobre indicadores de rendimiento basados en créditos está mucho menos estudiado. Hemos encontrado el trabajo de Nonis y Wright (2003), quienes estudiaron la influencia de la motivación, del nivel de optimismo y de la aptitud en las calificaciones y en el indicador basado en créditos. Sus resultados muestran que un elevado nivel de optimismo y de motivación se asocia a un mejor rendimiento, medido a través de cualquiera de los

dos indicadores, pero la magnitud de estos efectos es más elevada para las calificaciones. Además, el efecto de la aptitud sobre las calificaciones estaría moderado por la motivación y el optimismo, de modo que a mayores niveles de optimismo y motivación, mayor es la incidencia de la aptitud sobre el rendimiento. No sucede lo mismo con el indicador basado en los créditos, para el cual no se encontraron efectos estadísticamente significativos de interacción entre aptitud y las otras variables. Ambos indicadores se verían afectados por las mismas variables, pero con diferente intensidad.

Por lo anterior, hemos incluido constructos motivacionales en los modelos, en particular las metas académicas y la capacidad auto-percibida por los alumnos. Hasta donde sabemos no hay antecedentes de investigaciones que aborden la incidencia de las metas académicas ni de la capacidad percibida sobre el avance en la carrera. Se pretende contribuir, por un lado, a esclarecer algunos aspectos aún difusos de las relaciones entre metas-capacidad-rendimiento en lo que se refiere al indicador basado en calificaciones, el cual es el indicador tradicional y ha sido bastante estudiado. Pero también esperamos generar conocimientos respecto a las relaciones entre dichos constructos y el indicador del rendimiento basado en créditos, sentando así algunas bases para que este campo se desarrolle en un futuro.

Entre las variables sociodemográficas hemos tenido en cuenta que el efecto del sexo sobre el rendimiento ha dado lugar a resultados contradictorios. Algunos trabajos sugieren un rendimiento diferencial debido a diferencias en el estilo de aprendizaje de hombres y mujeres (Martínez, 1997), otros sugieren diferencias solamente en algunas carreras (van den Berg y Hofman, 2005) y otros no encontraron asociaciones significativas entre sexo y rendimiento (Clifton et ál., 2004).

Nos preguntamos ¿ambos indicadores están relacionados? Los alumnos que obtienen las mejores calificaciones ¿también avanzan más rápidamente en la carrera o son los que preparan las asignaturas en mayor tiempo, existiendo por lo tanto «tipos» de retraso curricular? Los factores explicativos que afectan a uno y otro indicador ¿son los mismos y tienen el mismo impacto?

Para contestar estas preguntas nos proponemos analizar modelos explicativos del avance y compararlos con los modelos explicativos del promedio. Se pretende contribuir a aclarar la interpretación de los resultados, articulando la información proporcionada por unos y otros modelos predictivos. Se trata de determinar si a partir de las variables disponibles en los registros académicos es posible explicar la variabilidad correspondiente al avance de los alumnos y cuáles serían los modelos predictivos más adecuados a tales efectos.

Método

Participantes

La población comprende estudiantes matriculados en carreras de Química de la Universidad de la República de Uruguay, durante 2000-2003: 1488 mujeres (72,1%) y 576 varones (27,9%), con un promedio de edad de 23,89 años ($SD=3,99$). De éstos, 971 participaron de una encuesta institucional implementada en 2005, en la cual se incluyó el cuestionario de metas académicas de Hayamizu y Weiner (1991) y el cuestionario de capacidad percibida de Trapnell (1994). Estos estudiantes representan el 47% de la población «total» matriculada en carreras de Química en el período considerado. Dado que existe un 30% de abandono en el primer año (fundamentalmente porque la matrícula es gratuita y no por motivos de fracaso escolar), los participantes representan un 67% de la población estudiantil de esas generaciones que no ha abandonado los estudios.

Mediante correo electrónico y difusión en afiches se convocó a los estudiantes a participar en la encuesta institucional y se solicitó su colaboración para la línea de investigación «rendimiento estudiantil», aclarando que el suministro de información era de carácter voluntario y garantizando la confidencialidad de los datos. Se eliminaron los casos cuyos registros en la Secretaría no estaban completos (264) así como aquellos que no contestaron alguna pregunta de los cuestionarios (eliminación por lista), resultando un total de 587 sujetos. Se dividió el grupo aleatoriamente en dos muestras, estimación (E, $N=312$) y validación (V, $N=287$).

Instrumentos

Los instrumentos empleados fueron la escala de tendencias motivacionales personales de Hayamizu y Weiner (1991) y la escala de capacidad percibida de Trapnell (1994). El primero fue empleado en español por Cabanach (1994) y por Núñez y González-Pienda (1994) y para este estudio fue adaptado a la cultura uruguaya. El cuestionario de Trapnell fue traducido y adaptado para esta investigación. Para seleccionar estos instrumentos se tuvo en cuenta su adecuación teórica a los objetivos de la investigación, así como los datos existentes sobre fiabilidad, validez y porcentaje de varianza explicada.

El cuestionario de Hayamizu y Weiner (1991) está compuesto por 20 ítems medidos en una escala Likert de cinco puntos y tiene una estructura de tres factores que miden metas de aprendizaje tal como las definió Dweck (1986) y dos metas de ejecución. Una de éstas se refiere a la ejecución normativa con afán de lucimiento, análoga a las metas de lucimiento de Alonso y Sánchez (1992), por lo que hemos adoptado esa denominación. Se refiere a la búsqueda de una evaluación positiva por parte de los demás –«Estudio porque quiero que los demás se den cuenta de lo capaz que soy»– y en algún caso a la evitación de una evaluación negativa –«Estudio porque no quiero ser rechazado/a por los docentes»–. Se trata de metas normativas, pues se establecen en relación con el entorno social (padres, compañeros y profesores). Las segundas metas de ejecución se refieren a la superación y a los logros personales, –«Estudio porque quiero obtener buenas notas»– equiparables a las metas de resultado de Grant y Dweck (2003). Las fiabilidades de cada subescala fueron respectivamente 0,89, 0,86 y 0,81 y el porcentaje de varianza explicado mediante extracción de componentes principales fue del 57,4%. Las metas de aprendizaje correlacionan con las de resultado ($r=0,333$) y en menor medida con las de lucimiento ($r=0,189$); estas dos presentan una correlación moderada entre sí ($r=0,336$). Todas las correlaciones fueron estadísticamente significativas ($p<0,001$).

La escala de Trapnell (1994) consta de cuatro ítems medidos en escala Likert de nueve puntos y ha demostrado ser tan eficiente como otros instrumentos de mayor longitud (Paulhus, Lysy y Yik, 1998). La fiabilidad obtenida fue de 0,88 y el porcentaje de varianza explicado por la solución unidimensional mediante extracción de componentes principales fue de 73,4%.

Los detalles sobre las propiedades métricas de ambos instrumentos, aplicados a la población objetivo, pueden consultarse en Rodríguez Ayán (2007).

Variables

Variables criterio

- El indicador tradicional: promedio de calificaciones en la licenciatura de Química.
- El indicador novedoso: avance en la carrera.

El avance en la carrera se define como el cociente entre el número de créditos reales (CR) acumulados por el alumno *i* desde su ingreso a la Facultad al momento de

la recogida de los datos para esta investigación y el número de créditos que teóricamente debió acumular en el mismo período (CT), de acuerdo con el Plan de Estudios programado (una media de 84 créditos anuales, totalizando 420 créditos en 5 años).

VARIABLES EXPLICATIVAS

Se incluyeron características sociodemográficas, rendimiento previo, metas académicas y capacidad auto-percibida. No se tuvo acceso a las calificaciones en el Bachillerato, por lo que se adoptó como indicador del rendimiento previo la nota en la asignatura Química de primer año, obligatoria y común a todas las carreras consideradas. Dicha asignatura fue excluida del cálculo del promedio, para así no contaminar la variable criterio.

En las Tablas I y II se muestran las variables, su escala de medida y las categorías de respuesta (variables categóricas) o su amplitud (variables continuas).

TABLA I. Variables sociodemográficas

Variable	Escala de medida	Categoría de Respuesta
Sexo	nominal	0 (Masculino) 1 (Femenino)
Bachillerato	nominal	0 (Medicina) 1 (Ingeniería)
Enseñanza Media	nominal	0 (Público) 1 (Privado)
Procedencia	nominal	0 (Montevideo) 1 (Interior)
Trabajo	nominal	0 (Si) 1 (No)
Estudios padres	ordinal	1 (Primario) 2 (Secundario) 3 (Terciario)

TABLA II. Variables académicas y motivacionales

Variable	Escala de medida	Amplitud
Rendimiento previo ^a	continua	0-12 ^b
Metas de aprendizaje	continua	8-40
Metas de lucimiento	continua	6-30
Metas de resultado	continua	6-30
Capacidad percibida	continua	9-36

Nota. ^a Calificación en Química I, en el primer semestre de estudios universitarios.

^bLa escala de calificaciones de la Universidad de la República va del 0 (Deficiente) al 12 (Sobresaliente).

Diseño

La investigación es correlacional. La estrategia de análisis es transversal, puesto que se dispone de una sola medida de las variables, en un único momento.

Análisis

Se construyeron modelos lineales multivariantes en el grupo E, previa constatación del cumplimiento de los supuestos del modelo lineal. Para contrastar la normalidad se utilizó la prueba de Kolmogorov-Smirnov con la corrección de Lilliefors y las variables que no cumplieron con el supuesto se transformaron mediante el procedimiento de Blom.

Para incluir una variable en los modelos se adoptó como criterio un nivel de significación *alfa* de 0,25 en los análisis bivariantes exploratorios, dado que Bendel y Afifi (1977) mostraron que el empleo de umbrales más tradicionales en las exploraciones bivariantes previas, con frecuencia, conduce a la eliminación de variables que luego resultan importantes al ser consideradas conjuntamente con otras variables en los modelos multivariantes. Para los análisis multivariantes se consideró el nivel *alfa* habitual de 0,05. Los análisis previos fueron correlaciones bivariantes entre el promedio, el avance, el rendimiento previo y las variables motivadoras, así como las asociaciones del promedio y del avance con las variables sociodemográficas mediante el contraste *t* de Student (previa constatación del supuesto de normalidad).

Se realizaron análisis jerárquicos, para identificar posibles efectos indirectos, mediatizados por variables que se incluyen en una etapa posterior del análisis. Como existe cierto grado de colinealidad entre las variables predictoras (factores de inflación de la varianza comprendidos entre 1 y 1,45), el incremento de varianza observado después de la inclusión de un bloque subsiguiente no representa la fracción de varianza explicada por las predictoras de dicho bloque, sino la fracción explicada por las mismas tras controlar por el efecto de las predictoras del bloque anterior. Para comparar los coeficientes de regresión de una variable en los distintos bloques se determinó el grado de superposición de los IC 95%, así como su nivel de significación estadística.

La idoneidad de los modelos se evaluó según la significación de R^2 y el porcentaje de varianza explicada. Se realizaron estudios de interacción y diagnóstico de anomalías (residuos estandarizados, distancia de Cook, valores de influencia, coeficientes

tipificados, ajuste tipificado y razón de covariación) para analizar la estabilidad de las estimaciones frente a casos de influencia (McCullagh, y Nelder, 1989). Los puntos de corte de los índices se establecieron según las recomendaciones de Belsley, Kuh y Welsch (1980), Hoaglin y Welsch (1978), Pedhazur (1997) y Velleman y Welsch (1981). El criterio adoptado para considerar un caso como anómalo fue que al menos tres de los índices seleccionados excedieran el valor umbral.

Para examinar los efectos de las predictoras sobre las variables criterio se consideraron los coeficientes de regresión estandarizados (β) y no estandarizados (b).

Los modelos finales fueron validados en el grupo V. Dado que la determinación del grado de superposición de los IC 95% de cada estimación es subjetiva, por cuanto no hay una definición consensuada de lo que es un grado de superposición «aceptable», para comparar las estimaciones de los parámetros en las dos muestras se empleó además el estadístico de Clogg, Petkova y Haritou (1995):

$$Z = \frac{b_C - b_V}{\sqrt{(SE_E)^2 - (SE_V)^2}}$$

Donde los subíndices E y V representan las muestras de estimación y validación respectivamente, b el valor del parámetro no tipificado y SE el error típico de estimación. Para tamaños de muestra grandes la distribución del estadístico de contraste se aproxima a la normal. En cada contraste de igualdad de parámetros se adoptó un nivel umbral de significación corregido α_i , capaz de mantener la tasa de error tipo I del análisis multivariante en su valor nominal ($\alpha=0,05$).

$$\alpha_i = 1 - (1 - \alpha)^{1/p}$$

Donde p representa el número de parámetros cuya estabilidad inter-grupos se contrasta. De esta manera, bajo la hipótesis de que el modelo es el mismo en ambas muestras, la probabilidad de que por azar cualquiera de los contrastes individuales resulte estadísticamente significativo (al nivel α_i) es 0,05.

Modelos lineales planteados

Los modelos jerárquicos planteados se esquematizan en la Tabla III.

TABLA III. Modelos lineales jerárquicos

Regresión	Bloque y variable
1	Bloque 1
	Variables sociodemográficas
	Rendimiento previo
	Bloque 2
2	Metas académicas
	Capacidad percibida
	Bloque 1
	Variables sociodemográficas
2	Metas académicas
	Bloque 2
	Capacidad percibida
	Bloque 3
2	Rendimiento previo

Se compararon los coeficientes de regresión del rendimiento previo en los dos bloques de la regresión 1 para examinar la estabilidad de los efectos. También se compararon los coeficientes de las metas académicas en los tres bloques de la regresión 2, para identificar algún efecto «indirecto», mediatizado por la capacidad percibida y/o por el rendimiento previo. Por último se incluyeron únicamente los factores con efectos directos estadísticamente significativos, para determinar la estabilidad de dichos efectos (modelos reducidos).

Resultados

Participantes

Los participantes son 587 estudiantes de carreras de Química de la Universidad de la República de Uruguay, divididos aleatoriamente en los grupos E y V. La proporción de

mujeres es de 75% (muestra E) y 73,5 % (muestra V). La media de edad y la desviación típica son prácticamente las mismas (muestra E, $M=21,7$, $SD=1,81$; muestra V, $M=21,9$, $SD=1,86$); también la distribución de los participantes en términos de franjas de edad: casi la totalidad (muestra E, 90 %; muestra V, 87%) corresponde a edad típica de estudiantes universitarios (20-24 años). En la Tabla IV se muestran las características sociodemográficas.

TABLA IV. Características sociodemográficas por grupo (porcentaje)

Grupo	SEXO		BACHILLERATO		ENSEÑANZA MEDIA		PROCEDENCIA	
	M	H	Med	Ing	Pu	Pri	Mont	Interior
E (N=312)	75,0	25,0	38,5	61,5	71,5	73,8	56,1	43,9
V (N=287)	73,5	26,5	37,1	62,0	28,5	26,2	54,9	45,1

Nota. E=estimación, V=validación; N=número de participantes; M=mujeres; H=hombres; Med=medicina; Ing=ingeniería; Pu=pública; Pri=privada; Mont=Montevideo; Int=interior.

Análisis preliminares

TABLA V. Correlaciones de orden cero entre indicadores de rendimiento y variables motivacionales (Grupo E)

	MA	MLu	MR	CP	Promedio	Avance
MLu	,197 ***					
MR	,382 ***	,324 ***				
CP	,310 ***	,212 ***	,206 ****			
Promedio	,137 *	-,109	,029	,175 **		
Avance	,058	-,133 *	-,035	,126 *	,615 ***	
RP	,127 *	-,057	,047	,155 **	,533 ****	,482 ****

Nota. E=estimación; MA=metas de aprendizaje; MLu=metas de lucimiento; MR=metas de resultado; CP=capacidad percibida; RP=rendimiento previo.

* $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$

El rendimiento promedio está asociado positiva y significativamente con las metas de aprendizaje ($p < 0,01$) y con la capacidad percibida ($p < 0,01$). La correlación con las metas de aprendizaje, si se controla por rendimiento previo y por capacidad percibida (estimando la correlación parcial) deja de ser significativa ($r_{\text{parcial}} = 0,0533$, $p = 0,350$),

sugiriendo que podría tratarse de un efecto indirecto de las metas de aprendizaje sobre el promedio, mediatizado por la capacidad y/o por el rendimiento previo. La correlación entre el promedio y las metas de lucimiento no alcanza significación para el umbral habitual ($\alpha=0,05$), pero $p=0,053$, por lo que de acuerdo a la recomendación de Bendel y Afifi (1997) se consideró su inclusión en los modelos multivariantes. Llama la atención que este coeficiente de correlación sea negativo. Por lo tanto, se siguieron las sugerencias de Elliot (2005) y se calcularon los coeficientes de correlación del promedio de notas con cada componente de las metas de lucimiento, aproximación y evitación (véase p.ej., Elliot, 1999 para una descripción de estos componentes). Los coeficientes son ambos negativos y ninguno alcanza la significación umbral (aproximación, $r=-0,100$, $p=0,078$; evitación, $r=-0,110$, $p=0,053$). Este resultado en parte sorprende, puesto que sería esperable que el segundo coeficiente fuera negativo pero que el primero fuera positivo, puesto que el componente de aproximación sería el responsable de los efectos favorables en el rendimiento y el componente de evitación de los efectos desfavorables (p.ej., Elliot, 1999; Elliot y Covington, 2001). El resultado obtenido en parte puede atribuirse a que el instrumento de Hayamizu y Weiner (1991) no fue diseñado para distinguir entre los componentes de aproximación y evitación; tal vez con medidas de las metas de lucimiento realizadas con instrumentos diseñados específicamente a esos efectos podría obtenerse otro patrón de relaciones. La correlación entre el promedio y las metas de resultado no alcanza significación estadística ($p=0,612$).

El avance en la carrera correlaciona significativamente con las metas de lucimiento y con la capacidad percibida. La correlación bivalente entre el avance y cada componente de las metas de lucimiento también es negativa y estadísticamente significativa (aproximación, $r=-0,117$, $p=0,038$; evitación, $r=-0,141$, $p=0,012$). No encontramos antecedentes que examinaran la relación entre este tipo de meta y el avance en la carrera, aunque en principio estos resultados ameritan los mismos comentarios realizados para el promedio. El avance no se encuentra asociado significativamente ni con las metas de aprendizaje ($p=0,309$) ni con las metas de resultado ($p=0,538$).

Respecto a las variables sociodemográficas, la prueba *t* sugiere que la calificación promedio es significativamente más elevada para las mujeres ($p<0,001$), para estudiantes procedentes de Medicina ($p<0,01$) y para aquellos que no trabajan ($p<0,01$). No alcanzan significación las asociaciones del promedio con el lugar de procedencia ($p=0,081$), con los estudios de los padres ($p=0,286$) y con el sistema de Enseñanza Media ($p=0,298$). La única variable cuya asociación con el avance (normalizado) no alcanza significación es el Bachillerato ($p=0,164$). El avance resulta más elevado para

las mujeres ($p < 0,05$), para estudiantes que proceden de una Enseñanza Media privada ($p < 0,01$), de Montevideo ($p < 0,05$), para los que no trabajan ($p < 0,001$) y para aquellos cuyos padres han alcanzado estudios de nivel terciario ($p < 0,05$).

Los análisis preliminares sugieren rasgos comunes entre los indicadores: ambos están significativa y positivamente correlacionados con la capacidad percibida y no correlacionan con las metas de resultado; ambos presentan valores medios más altos para las mujeres y para estudiantes que no trabajan. Como diferencias encontramos su relación con las metas de aprendizaje (posibles efectos indirectos sobre el promedio y ninguno sobre el avance), con las metas de lucimiento (ningún efecto sobre el promedio y efectos negativos sobre el avance) y con las restantes variables sociodemográficas.

Regresión lineal

Promedio de notas

TABLA VI. Modelos predictivos del promedio de notas (Grupo E)

VARIABLE	b	SE b	β	b	SE b	β
	Modelo completo			Modelo reducido		
Sexo	-,715	,182	-,184***	-,726	,181	-,187***
Bachillerato	-,549	,157	-,159***	-,534	,157	-,155***
Procedencia	-,134	,157	-,040			
Trabajo	,356	,164	,100*	,339	,163	,096*
MA	,013	,012	,052			
MLu	-,049	,020	-,117*	-,048	,019	-,114**
CP	,039	,012	,156**	,043	,012	,175***
RP	,447	,043	,484***	,456	,042	,493***
R ²	,390			,385		

Nota. E=estimación; MA=metas de aprendizaje; MLu=metas de lucimiento; CP=capacidad percibida; RP=rendimiento previo.

* $p < 0,05$. ** $p < 0,01$. *** $p < 0,001$.

Las variables con efectos significativos en el modelo reducido fueron sexo, bachillerato, trabajo, metas de lucimiento, capacidad percibida y rendimiento previo. La comparación de los coeficientes de las variables explicativas en los dos primeros bloques de la regresión 2 (resultados no mostrados aquí) sugiere que las metas de

aprendizaje tienen efectos significativos solamente en el primer bloque ($\beta=0,16$, $p<0,05$); pero estos efectos desaparecen al agregar la capacidad percibida ($\beta=0,098$, $p=0,079$), por lo que se trataría de un efecto indirecto. La comparación de los valores β en el modelo reducido sugiere que el rendimiento previo es la variable predictora dominante.

La varianza explicada por el modelo reducido es de 38,5%, apenas 0,5% inferior a la explicada por el modelo completo (39%), por lo que el modelo reducido sería el más parsimonioso y que explica la mayor cantidad de varianza contenida en los datos. La inclusión de términos de interacción (no mostrado aquí) no mejoró la varianza explicada y ninguno de los términos alcanzó significación estadística. Se identificaron ocho casos anómalos cuya eliminación aumentaría la varianza explicada apenas a 41,1%. El análisis de las puntuaciones de estos casos en las variables predictivas y en la variable criterio no arrojó ninguna particularidad que sustentara su eliminación, por lo que se mantuvieron.

En la Tabla VII se muestra la validación del modelo reducido.

TABLA VII. Validación del modelo predictivo del promedio de notas (Grupo V)

Variable	b	SE b	β
Sexo	,035	,181	,010
Bachillerato	-,635	,164	-,192***
Trabajo	-,164	,170	-,048
MLu	,027	,021	,065
CP	,046	,013	,187***
RP	,440	,044	,494***
R²	,336		

Nota. V=validación; MLu=metas de lucimiento; CP=capacidad percibida; RP=Rendimiento previo.

* $p < 0,05$. ** $p < 0,01$. *** $p < 0,001$.

Para el contraste de igualdad de cada parámetro de la Tabla VII con las estimaciones obtenidas en el grupo E (Tabla VI) mediante el estadístico de Clogg et ál. (1995) se adoptó el nivel de significación corregido $\alpha=0,0085$ ($Z_{\text{crítico}}=2,631$). El contraste fue significativo para el sexo ($Z=-2,980$, $p=0,0029$), no así para las restantes predictoras: bachillerato ($Z=0,445$, $p=0,656$), trabajo ($Z=-2,135$, $p=0,033$), metas de lucimiento ($Z=2,618$, $p=0,0088$), capacidad percibida ($Z=-0,015$, $p=0,988$) y rendimiento previo ($Z=0,268$, $p=0,789$). Esto sugiere que los efectos de las predictoras, excepto del sexo, en el rendimiento promedio son los mismos en los dos grupos.

Avance en la carrera

TABLA VIII. Modelos predictivos del avance en la carrera (Grupo E)

VARIABLE	Modelo completo			Modelo reducido		
	b	SE b	β	b	SE b	β
Sexo	-,210	,112	-,093			
Enseñanza Media	,155	,124	,072			
Procedencia	-,027	,113	-,014			
Trabajo	,339	,101	,165***	,357	,099	,174***
Estudio padres	-,034	,099	-,017			
RP	,240	,027	,447***	,260	,026	,485***
MLu	-,027	,012	-,113*	-,022	,012	-,092
CP	,015	,007	,102*			
R ²	,307			,283		

Nota. E=estimación; RP=rendimiento previo; MLu= metas de lucimiento; CP=capacidad percibida.

* $p < 0,05$. ** $p < 0,01$. *** $p < 0,001$.

Las variables explicativas con efectos estadísticamente significativos en el modelo reducido fueron trabajo, metas de lucimiento y rendimiento previo. La comparación de los valores β también sugiere dominancia del rendimiento previo como predictora del avance en la carrera.

También se verifica que los IC 95% de las variables que permanecen en el modelo reducido se solapan con los correspondientes IC del modelo completo. La varianza explicada por el modelo reducido es de 28,3%, contra un 30,7% para el completo, por lo tanto también para el avance este modelo parece ser el más adecuado. Ningún término de interacción alcanzó el nivel de significación 0,05 y el incremento en la varianza explicada por los modelos no aditivos fue inferior al 1%, por lo que se mantuvo el modelo lineal. Se identificaron 15 casos anómalos, pero al igual que lo sucedido con los modelos para el promedio, la eliminación de estos casos tampoco aumentó el porcentaje de varianza explicada (0,3%) y sus puntuaciones tampoco sugerían su eliminación, por lo que se decidió mantenerlos.

En la Tabla IX se muestra la validación del modelo reducido.

TABLA IX. Validación del modelo predictivo del avance en la carrera (Grupo V)

Variable	b	SE b	β
Trabajo	,204	,111	,097
MLu	,014	,013	,056
RP	,260	,029	,475***
R ²	,233		

Nota. V=validación; MLu=metas de lucimiento; RP=Rendimiento previo.

*** $p < 0,001$.

Para los contrastes individuales de igualdad de cada parámetro de la Tabla IX con las correspondientes estimaciones obtenidas en el grupo E (Tabla VIII) el nivel de significación adoptado fue de $\alpha=0,017$ ($Z_{\text{critico}}=2,388$). Ningún contraste alcanzó significación: trabajo ($Z=1,028$, $p=0,304$), metas de lucimiento ($Z=-2,042$, $p=0,041$) y rendimiento previo ($Z=0,0044$, $p=0,996$). Ello implica que los modelos pueden considerarse iguales en los dos grupos.

Discusión

En primer lugar analizamos el efecto del rendimiento previo en el rendimiento futuro. Nuestros resultados sustentan una dominancia del rendimiento previo como predictor del rendimiento futuro, aún en presencia de variables explicativas motivadoras, consistente con los resultados de Zeegers (2004). En nuestro caso la preponderancia del rendimiento previo se manifiesta también en los modelos explicativos del avance. Por tanto, podemos concluir que los dos indicadores presentan un comportamiento similar desde el punto de vista de su vínculo con el rendimiento anterior. Esta similitud es consistente con los antecedentes disponibles (Bivin y Rooney, 1999; Rodríguez Ayán y Coello, 2008), si bien en estos trabajos no se incluyeron medidas de variables motivadoras.

Segundo, los efectos de la orientación hacia las metas de aprendizaje y de la capacidad percibida conducen a conclusiones contradictorias según qué indicador de rendimiento se considere. Para el promedio, los modelos multivariantes arrojan efectos de la capacidad percibida estadísticamente significativos ($p<0,001$) pero débiles ($\beta=0,175$), consistente con los resultados de Dupeyrat y Mariné (2005). La orientación

hacia metas de aprendizaje tiene efectos positivos indirectos, mediados por la capacidad auto-percibida y ningún efecto directo. Puesto que no se encontró interacción estadísticamente significativa entre estas metas y la percepción de la capacidad, se trataría de un efecto únicamente mediacional, no modulador. Nuestros resultados son diferentes de los obtenidos por Elliot, Harackiewicz y sus colaboradores (Elliot et ál., 1999; Harackiewicz et ál., 1997, 2000, 2002) y están en línea con los de Grant y Dweck (2003), lo cual es coherente considerando que hemos trabajado con estudiantes de cursos de Química y no de disciplinas humanísticas.

Sobre el indicador de avance en la carrera no ejercen efectos significativos ni la capacidad auto-percibida ni las metas de aprendizaje. Puede haber distintas interpretaciones para estas diferencias. Por un lado, el promedio de calificaciones sería una medida del rendimiento más amplia que el avance en la carrera y la varianza común entre los dos indicadores (37,8%; $r=0,615$) no sería explicada por una orientación motivadora al aprendizaje. Por otra parte, el efecto de la capacidad percibida sobre el promedio una vez que se ha controlado por las restantes variables es muy débil ($\beta=0,175$), explicando apenas el 3% de la varianza del promedio. Cabe mencionar, además, que los modelos de regresión que incluyen todos los predictores propuestos y que difieren en el indicador de rendimiento que se desea predecir tan sólo difieren en un 8,3% de varianza explicada (0,390 vs. 0,307). Se hace necesario profundizar en el estudio de estas relaciones, como para determinar si efectivamente existe un impacto diferencial relevante de esta variable sobre cada indicador de rendimiento y también sería necesario buscar mejores predictores del rendimiento para poder valorar si existe realmente un comportamiento diferencial frente a cada uno de los indicadores.

Tercero, la orientación hacia metas de resultado no presenta ningún efecto sobre el rendimiento promedio, lo que es consistente con los resultados de Grant y Dweck (2003), Valle et ál. (2003b) y Dupeyrat y Mariné (2005), ni sobre el indicador de avance en la carrera. Ello sugiere que una orientación motivadora al resultado extrínseco no se relaciona con el rendimiento académico, ya sea que se consideren los logros estudiantiles (el promedio de calificaciones) o su adecuación temporal (el avance en la carrera).

Cuarto, la orientación hacia las metas de lucimiento presenta un débil efecto directo negativo sobre el rendimiento promedio, aún en su componente de aproximación. De los trabajos que consultamos solamente en dos encontramos correlaciones bivariantes negativas de la componente de aproximación de estas metas con el rendimiento: el de Kaplan y Maher (1999), en el que dicho efecto no alcanzó significación estadística en el análisis multivariante, y el de Friedel, Marachi y Midgley (2002), que

no estudiaron el rendimiento como variable criterio a predecir mediante modelos multivariantes. Nuestro resultado puede parecer sorprendente, por cuanto los antecedentes muestran que los efectos de estas metas sobre el promedio de calificaciones son o bien positivos (véase Harackiewicz et ál., 2002, para una revisión) o bien nulos (Grant y Dweck, 2003). Como ya se mencionó, el cuestionario empleado en este trabajo no fue diseñado para distinguir componentes de aproximación y evitación de estas metas, por lo que las conclusiones sobre las metas de lucimiento deben tomarse con cautela.

En suma, los principales resultados se pueden resumir en: el rendimiento académico, medido a través de la calificación promedio o del avance en la carrera, está afectado mayoritariamente por el rendimiento previo, que resulta ser la variable predictora dominante; la orientación hacia las metas de aprendizaje y la percepción de la propia capacidad tendrían efectos positivos sobre el indicador promedio, pero ningún impacto sobre el avance; la orientación hacia las metas de resultado no tiene efectos sobre ninguno de los dos indicadores y por último la orientación hacia metas de lucimiento -aún en su componente de aproximación- tendría efectos negativos débiles sobre el indicador promedio y sobre el avance, pero este resultado debe tomarse con precaución.

En relación con las preguntas formuladas en la introducción, de nuestro trabajo se desprende que el comportamiento de los dos indicadores de rendimiento parece ser similar. Los dos están notablemente correlacionados y se ven igualmente impactados por el rendimiento previo, controlando por otros factores. Parecería que los estudiantes susceptibles de presentar retraso curricular también son los que obtienen las peores calificaciones, independientemente de otros factores. Los indicadores se diferencian por el impacto que sobre cada uno de ellos tienen la orientación hacia las metas de aprendizaje y la capacidad auto-percibida. Sin embargo hay que considerar que los efectos de estos dos constructos sobre el rendimiento promedio, si bien alcanzan significación estadística, son débiles.

Debe tenerse en cuenta que la presencia del rendimiento previo en los modelos predictivos planteados tiene no sólo un valor explicativo del indicador de rendimiento sino que además su papel es el de una covariable que equipara a los sujetos en el modelo, restando su efecto parcial de la variabilidad disponible por explicar del indicador del rendimiento. Por ejemplo, el efecto paradójico y negativo de la orientación hacia las metas de lucimiento por aproximación se puede interpretar como una tendencia a obtener un rendimiento académico menor cuando aumenta la orientación hacia este tipo de metas (efecto neto) teniendo en cuenta que el alumno se encuentra

ya en un determinado nivel de rendimiento (los alumnos con rendimiento previo alto disminuyen ligeramente su rendimiento y lo mismo sucede con los alumnos con un rendimiento previo bajo). Podría ser interesante estudiar estos efectos con más detalle mediante modelos multinivel de efectos aleatorios.

Esta investigación presenta una particularidad que la diferencia de muchos estudios previos sobre este tema y que hace de estos resultados un aporte nuevo. Los participantes pertenecen a una universidad gratuita, sin restricciones de ingreso más que la de haber finalizado el Bachillerato y sin requisitos de ningún tipo para la permanencia del alumno dentro de dicho sistema educativo. Éstos son factores que operan como elementos reguladores del rendimiento académico del alumno y que pueden incidir en su perfil motivador (Harackiewicz et ál., 1998; Harackiewicz y Linnenbrink, 2005; Linnenbrink y Pintrich, 2001; Pintrich, 2003).

Como limitaciones mencionamos la medición del rendimiento previo, que posiblemente se encuentra demasiado próxima en el tiempo de la medida del rendimiento a explicar, y el no haber considerado variables del profesor o del clima de aprendizaje en el aula, de la Institución, etc., las cuales pueden afectar el rendimiento. Dejamos para un futuro el estudio de modelos que contengan estos factores.

Se hace necesario profundizar en el estudio comparado de estos indicadores, a fin de establecer si el rendimiento medido según las calificaciones es equiparable o no al rendimiento según los créditos. Una posible continuación de esta investigación puede ser el análisis del avance diferenciando los créditos acumulados por el alumno según provengan de asignaturas optativas u obligatorias, o según las áreas disciplinares que componen el currículo. El estudio del efecto de las variables motivacionales sobre estos subcomponentes del avance global puede contribuir a resultados diferentes a los de este trabajo, permitiendo su reinterpretación y la elaboración de conclusiones adicionales.

Conclusiones

Si bien esta investigación muestra que las dos medidas de rendimiento estudiadas comparten algunas rasgos, tales como su dependencia con el rendimiento anterior, no hemos hallado suficiente evidencia como para sustentar la sustitución de un indicador por el otro. Así, se sugiere que al evaluar el rendimiento de estudiantes procedentes de distintas instituciones con fines de comparación interinstitucional y/o de selección de

estudiantes para la asignación de becas o premios, se emplee una medida alternativa a las calificaciones, tal como el avance en la carrera. En cambio si lo que se procura es la evaluación de una misma institución como mecanismo de mejora continua, el empleo de ambos indicadores de rendimiento sería una mejor estrategia.

Referencias bibliográficas

- ALONSO, J. Y SÁNCHEZ, J. (1992). El cuestionario MAPE-I: Motivación hacia el aprendizaje. En J. ALONSO TAPIA (Ed.). *Motivar en la adolescencia: Teoría, evaluación e intervención* (pp. 53-92). Madrid: Servicio de Publicaciones de la Universidad Autónoma.
- ANAYA, G. (1999). College impact on student learning: Comparing the use of self-reported gains, standardized test scores and college grades. *Research in Higher Education*, 40, 499-526.
- BELSLEY, D. A., KUH, E. & WELSCH, R.E. (1980). *Regression diagnostics: Identifying influential data and sources of collinearity*. New York: John Wiley and Sons.
- BENDEL, R. & AFIFI, A. (1977). Comparison of stopping rules in forward regression. *Journal of the American Statistical Association*, 72, 46-53.
- BIVIN, D. & ROONEY, P. (1999). Forecasting credit hours. *Research in Higher Education*, 40, 613-632.
- BROOKHART, S. (1991). Grading practices and validity. *Educational Measurement: Issues and Practice*, 10, 35-36.
- BURKE, J., MODARRESI, S. & SERBAN, A. (1999). Performance: Shouldn't it count for something in state budgeting? *Change*, 31, 16-23.
- CABANACH, R. (1994). *Modelo cognitivo-motivacional en niños con y sin «DA»*. La Coruña: Universidad de La Coruña.
- CLIFTON, R., PERRY, R., ADAMS, C. & ROBERTS, L. (2004). Faculty environments, psychological dispositions and the academic achievement of college students. *Research in Higher Education*, 45, 801-829.
- CLOGG, C., PETKOVA, E. & HARITOU, A. (1995). Symposium on applied regression: Statistical methods for comparing regression coefficients between models. *American Journal of Sociology*, 100, 1261-1293.
- DEUTSCH, M. (1979). Education and distributive justice. *American Psychologist*, 34, 391-401.

- DUPEYRAT, C. & MARINÉ, C. (2005). Implicit theories of intelligence, goal orientation, cognitive engagement and achievement: A test of Dweck's model with returning to school adults. *Contemporary Educational Psychology*, 30, 43-59.
- DUSSELL, I. (2006, mayo). Estudio sobre gestión y desarrollo curricular en países de América Latina. Ponencia presentada en la Segunda Reunión del Comité Intergubernamental del Proyecto Regional de Educación para América Latina y el Caribe (PRELAC), Santiago, Chile.
- DWECK, C.S. (1986). Motivational processes affecting learning. *American Psychologist*, 41, 1040-1048.
- EBEL, R. (1986). *Essentials of educational measurement* (4th Ed.). Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.
- ELLIOT, A. J. (1999). Approach and avoidance motivation and achievement goals. *Educational Psychologist*, 34, 169-189.
- (2005). A conceptual history of the achievement goal construct. En A.J. ELLIOT Y C.S. DWECK (Eds.). *Handbook of competence and motivation* (pp. 52-72). New York: The Guilford Press.
- ELLIOT, A. J. & CHURCH, M. (1997). A hierarchical model of approach and avoidance achievement motivation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 72, 218-232.
- ELLIOT, A. J. & COVINGTON, M.V. (2001). Approach and avoidance motivation. *Educational Psychology Review*, 13, 73-92.
- ELLIOT, A. J. & MCGREGOR, H. (2001). A 2x2 achievement goal framework. *Journal of Personality and Social Psychology*, 80, 501-519.
- ELLIOT, A. J., MCGREGOR, H. & GABLE, S. (1999). Achievement goals, study strategies, and exam performance: A mediational analysis. *Journal of Experimental Social Psychology*, 91, 549-563.
- ELLIOTT, E.S. & DWECK, C.S. (1988). Goals: An approach to motivation and achievement. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54, 5-12.
- FRIEDEL, J., MARACHI, R. & MIDGLEY, C. (2002, abril). «Stop embarrassing me!» Relations among student perceptions of teachers, classroom goals and maladaptive behaviors. Ponencia presentada en la reunión anual de la American Educational Research Association, New Orleans, LA.
- GRANT, H. & DWECK, C.S. (2003). Clarifying achievement goals. *Journal of Personality and Social Psychology*, 85, 541-553.
- GRONLUND, N. (1990). *Measurement and evaluation in teaching* (6th ed.). New York: Macmillan.

- HARACKIEWICZ, J.M., BARRON, K.E., CARTER, S.M., LEHTO, A.T. & ELLIOT, A.J. (1997). Predictors and consequences of achievement goals in the college classroom: Maintaining interest and making the grade. *Journal of Personality and Social Psychology*, 73, 1284-1295.
- HARACKIEWICZ, J.M., BARRON, K.E. & ELLIOT, A.J. (1998). Rethinking achievement goals: When are they adaptive for college students and why? *Educational Psychologist*, 33, 1-21.
- HARACKIEWICZ, J.M., BARRON, K.E., PINTRICH, P., ELLIOT, A.J. & THRASH, T. (2002). Revision of achievement goal theory: Necessary and illuminating. *Journal of Educational Psychology*, 94, 638-645.
- HARACKIEWICZ, J.M., BARRON, K.E., TAUER, J., CARTER, S. & ELLIOT, A.J. (2000). Short-term and long-term consequences of achievement goals: Predicting interest and performance over time. *Journal of Educational Psychology*, 92, 316-330.
- HARACKIEWICZ, J.M. & LINNENBRINK, E. (2005). Multiple achievement goals and multiple pathways for learning: The agenda and impact of Paul R. Pintrich. *Educational Psychologist*, 40, 75-84.
- HAYAMIZU, T. & WEINER, B. (1991). A test of Dweck's model of achievement goals as related to perceptions of ability. *Journal of Experimental Education*, 59, 226-234.
- HOAGLIN, D. C. & WELSCH, R.E. (1978). The hat matrix in regression and ANOVA. *American Statistician*, 32, 17-22.
- KAPLAN, A. & MAEHR, M. (1999). Achievement goals and student well-being. *Contemporary Educational Psychology*, 24, 330-358.
- LINNENBRINK, E. & PINTRICH, P.R. (2001). Multiple goals, multiple contexts: The dynamic interplay between personal goals and contextual goal stresses. En S. VOLET & S. JÄRVELLÄ (Eds.), *Motivation in learning contexts: Theoretical and methodological implications* (pp. 251-269). Amsterdam: Pergamon Press.
- MARTÍNEZ-ALEMÁN, A. (1997). Understanding and investigating female friendship's education value. *Journal of Higher Education*, 68, 119-159.
- MATHIASEN, R.L. (1984). Producing college academic achievement: a research review. *College Student Journal*, 18, 380-386.
- MCCULLAGH, P. & NELDER, J.A. (1989). *Generalized linear models*. London: Chapman and Hall. 2nd Ed.
- NONIS, S. & WRIGHT, D. (2003). Moderating effects of achievement striving and situational optimism on the Relationship between ability and performance outcomes of college students. *Research in Higher Education*, 44, 327-346.
- NÚÑEZ, J.C. Y GONZÁLEZ-PIENDA, J.A. (1994). *Determinantes del rendimiento académico. Variables cognitivo-motivacionales, atribucionales, uso de estrategias y auto-concepto*. Oviedo: Servicio de Publicaciones de la Universidad de Oviedo.

- NURMI, J., AUNOLA, K., SALMELA-ARO, K. & LINDROOS, M. (2003). The role of success expectation and task-avoidance in academic performance and satisfaction: Three studies on antecedents, consequences and correlates. *Contemporary Educational Psychology* 28, 59-90
- PAULHUS, D., LYSY, D. & YIK, M. (1998). Self-report measures of intelligence: are they useful as proxy IQ tests? *Journal of Personality*, 66, 525-554.
- PEDHAZUR, E. (1997). *Multiple regression in behavioral research. Explanation and prediction*. Fort Worth, TX: Hartcourt Brace College Publishers.
- PIKE, G.R. (1991). The effect of background, coursework and involvement on students' grades and satisfaction. *Research in Higher Education*, 32, 15-30.
- (1995). The relationship between self-reports of college experiences and achievement test scores. *Research in Higher Education*, 36, 1-21.
- (1996). Limitations of using students' self-reports of academic development as proxies for traditional achievement measures. *Research in Higher Education*, 37, 89-114.
- PIKE, G.R. & SAUPE, J. (2002). Does High School Matter? *Research in Higher Education*, 43, 187-207.
- PILCHER, J. (1994). The Value-Driven Meaning of Grades. *Educational Assessment*, 2, 69-88.
- PINTRICH, P. R. (2000). Multiple goals, multiple pathways: The role of goal orientation in learning and achievement. *Journal of Educational Psychology*, 92, 544-555.
- (2003). A motivational science perspective on the role of student motivation in learning and teaching contexts. *Journal of Educational Psychology*, 95, 667-686.
- PINTRICH, P. R. & DE GROOT, E. (1990). Motivation and self regulated learning components of classroom academic performance. *Journal of Educational Psychology*, 82, 33-40.
- RODRÍGUEZ AYÁN, M. N. (2007). *Análisis multivariado del desempeño académico de estudiantes universitarios de Química*. Tesis doctoral no publicada. Facultad de Psicología, Universidad Autónoma de Madrid.
- RODRÍGUEZ AYÁN, M. N. & COELLO, M.T. (2008). Prediction of university Students' Academic Achievement by Linear and Logistic Models. *Spanish Journal of Psychology*, 11(1), 275-288.
- SIRIN, S. (2005). Socioeconomic status and academic achievement: A meta-analytic review. *Review of Educational Research*, 75, 417-453.
- TEJEDOR TEJEDOR, F.J. Y GARCÍA-VALCÁRCEL MUÑOZ-REPISO, A. (2007). Causas del bajo rendimiento del estudiante universitario (en opinión de los profesores y alumnos). Propuestas de mejora en el marco del EEES. *Revista de Educación*, 342, 443-473.

- TINTO, V. (1993). *Leaving College: Rethinking the causes of and cures of student attrition* (2nd Ed.), Chicago, IL: University of Chicago Press.
- TRAPNELL, P. (1994). Openness versus intellect: a lexical left turn. *European Journal of Personality*, 8, 273-290.
- VALLE, A., CABANACH, R. G., NÚÑEZ, J. C., GONZÁLEZ-PIENDA, J., RODRÍGUEZ, S. & PIÑEIRO, I. (2003a). Cognitive, motivational and volitional dimensions of learning: an empirical test of a hypothetical model. *Research in Higher Education*, 44, 557-580.
- (2003b). Multiple goals, motivation and academic learning. *British Journal of Educational Psychology*, 73, 71-87.
- VAN DEN BERG, M. N. & HOFMAN, W. H. A. (2005). Student success in university education: A multimeasurement study of the impact of student and faculty factors on study progress. *Higher Education*, 50, 413-446.
- VELLEMAN, P. F. & WELSCH, R. E. (1981). Efficient computing of regression diagnostics. *American Statistician*, 35, 234-42.
- ZAJACOVA, A., LYNCH, S. & ESPENSHADE, T. (2005). Self-efficacy, stress, and academic success in college. *Research in Higher Education*, 46, 677-706.
- ZEEGERS, P. (2004). Student learning in Higher Education: a path analysis of academic achievement in science. *Higher Education Research and Development*, 23, 35-56.
- ZUSHO, A., PINTRICH, P. & COPPOLA, B. (2003). Skill and will: The role of motivation and cognition in the learning of college chemistry. *International Journal of Science Education*, 25, 1081-1094.

Fuentes electrónicas

ECTS USERS' GUIDE. (2005). Web de la Comisión Europea, Programa Erasmus. Recuperado el 26 de abril de 2007, de: http://ec.europa.eu/education/programmes/socrates/ects/guide_en.html (Consulta/26/04/2007)

Dirección de contacto: María Noel Rodríguez Ayán. Universidad de La República de Uruguay. Facultad de Química. Unidad Académica de Educación Química. CC 117 Isidoro de María, 1620, 11800 Montevideo, Uruguay. E-mail: mayan@fq.edu.uy