

Efectos de interacción en la predicción del abandono en los estudios de Psicología

María F. Rodrigo*, J. Gabriel Molina, Rafael García-Ros y Francisco Pérez-González

Universitat de València

Resumen: Numerosos trabajos han analizado el abandono de los estudios universitarios pero es escasa la información sobre la incidencia y los determinantes de este fenómeno en la titulación de Psicología. En este estudio se analiza la capacidad predictora sobre el abandono de un conjunto de variables sociodemográficas y educativas de los estudiantes que ingresaron en esta titulación en los años 2000 y 2001 en la Universidad de Valencia (N=785). Este análisis se basó en la comparación de modelos de regresión logística anidados, en que el modelo de partida incluía los efectos de interacción de primer orden de las variables consideradas. Como resultado más novedoso respecto a estudios previos, se constata que en la predicción del abandono aparece un efecto moderador de la modalidad de bachillerato cursada, tanto sobre la nota de acceso, como sobre el orden de preferencia manifestado en la preinscripción a la universidad. Estos resultados permiten plantear algunas hipótesis acerca de las consecuencias derivadas de la adscripción de la titulación de Psicología a la rama de Ciencias de la Salud y el consiguiente cambio en el tipo de formación requerida para acceder a esta titulación.

Palabras clave: regresión logística; efectos de interacción; abandono académico; estudios de psicología; universidad de valencia.

Title: Interaction effects in the prediction of university drop-out for psychology students.

Abstract: Although there have been a number of studies which have analysed university dropout, there is little information on the incidence and determinants of this phenomenon in the degree of Psychology. In this study, we analyze the capacity of a set of socio-demographic and educational variables to predict university dropout. The data came from the students admitted to this degree at the University of Valencia in 2000 and 2001 (N = 785). The analysis was based on the comparison of nested logistic regression models in which the starting model included first-order interaction effects of the variables under consideration. Compared to previous studies in this area, the most innovative result in the prediction of university dropout is the moderator effect of the high school curriculum on both the students high school average, and on the order of preference stated in the university enrolment. These results allow us to raise some hypotheses about the consequences of assigning the degree of Psychology to the branch of Health Sciences and the subsequent change in the type of training required to gain access to this degree.

Key words: logistic regression; interaction effects; university drop-out; psychology degree; university of valencia.

Introducción

En las tres últimas décadas, especialmente en el ámbito anglosajón, el análisis de los determinantes del éxito académico en la enseñanza universitaria ha constituido un tópico de gran interés en la investigación psicoeducativa (Astin, 1983; Bean, 1985; Crissman y Upcraft, 2004; Pascarella y Terenzi, 1991; Tinto, 1993). Estos trabajos han permitido conocer algunas de las variables implicadas en el éxito en los estudios universitarios y, en último término, definir propuestas organizativas, curriculares y metodológicas más ajustadas (García-Ros, Talaya, Pérez-González y Martínez, 2008a, 2008b). En estos trabajos ha sido habitual analizar el nivel de asociación y capacidad predictora sobre el éxito académico de distintas variables de entrada del estudiante, por ejemplo, la formación y los resultados académicos previos, el estatus socioeconómico familiar o el sexo, entre otras. Un estudio meta-analítico reciente (Robbins, Lauver, Le, Davis y Carlstrom, 2004) ha puesto de manifiesto que la permanencia en los estudios hasta obtener la graduación mantiene correlaciones promedio significativas de 0.24 con el *background* académico, de 0.21 con el nivel socioeconómico y de 0.12 con el nivel de ejecución en pruebas de rendimiento estandarizadas. Otras variables también han sido consideradas, por ejemplo, el estudio de Pascarella y Terenzi (1991) concluye que los estudiantes con dedicación completa presentan niveles de persistencia hasta obtener la graduación significativamente superiores, y el de Ishitani y DesJardins (2002) pone

de manifiesto la relación directa entre abandono y acceso más tardío a la universidad.

En lo que respecta a la medida del éxito académico, diferentes estudios han utilizado distintos criterios e indicadores a la hora de hacer operativa esta variable de respuesta, entre los que predominan las tasas de abandono y de graduación, así como el número de años para obtener la titulación. Entre estas medidas, ha sido ampliamente utilizada la tasa de abandono, dado el consenso generalizado en su utilización como indicador de la calidad formativa de las universidades (Cabrera, Tomás, Álvarez y González, 2006). No hay que olvidar, por otra parte, que el abandono representa un elevado coste personal para los estudiantes, así como un elevado coste económico para las propias universidades y para la sociedad en general.

En el contexto español, los estudios que han analizado el abandono universitario también gozan de una amplia tradición y, en la actualidad, los informes elaborados por la Conferencia de Rectores de las Universidades Españolas (CRUE) suelen destacarse como los trabajos más amplios sobre la temática, presentando las tasas de abandono y de éxito académico de un amplio volumen de universidades y ofreciendo análisis comparativos por ramas de conocimiento. Estos informes han evidenciado el importante porcentaje de estudiantes que abandonan los estudios o los prolongan más allá de lo previsto, destacando que el abandono constituye un problema central a considerar desde todos los sectores institucionales y sociales, así como la necesidad de establecer como objetivo prioritario el diseño de políticas y acciones dirigidas a su reducción (Hernández, 2008).

De entre los estudios realizados en universidades españolas, Lassibille y Navarro (2007, 2009) analizaron la incidencia y determinantes del abandono universitario con los

* Dirección para correspondencia [Correspondence address]:

María F. Rodrigo. Dpto. de Metodología de las CC. del Comportamiento. Facultad de Psicología. Av. Blasco Ibáñez, 21. 46010, Valencia (España). E-mail: rodrig@uv.es

datos académicos de 7000 estudiantes de la Universidad de Málaga (cohorte de acceso 1995-1996) destacando: (a) la escasa eficiencia global del sistema (40% de graduados, 46% de abandono, y 14% permanecen estudiando tras ocho años); (b) las elevadas diferencias en función del tipo de titulación (resultados más insatisfactorios en las escuelas técnicas superiores con un 60% abandono); (c) ratios de abandono superiores en el año de incorporación (56% del total) y segundo año en la universidad (15%); (d) un nivel de asociación significativo del abandono con los resultados académicos en niveles previos del sistema educativo, con la preferencia en la elección de los estudios, con la edad de acceso a la universidad, con el nivel formativo familiar y también con el apoyo financiero durante los estudios universitarios. En otro estudio, García-Ros y Pérez-González (2009a) analizaron los datos académicos de 5100 estudiantes de las cohortes de acceso 2000/01 y 2001/02 en 18 titulaciones distintas de la Universidad de Valencia, constatando: (a) el amplio margen de mejora del sistema (55.1% de graduados, 16.4% de abandono, 14.2% de traslados y 14.3% cursando los estudios tras hasta nueve años de permanencia en la universidad); (b) la existencia de notables diferencias en función de las distintas ramas de conocimiento y titulaciones específicas (resultados más insatisfactorios en las titulaciones de Ciencias Experimentales, con un 18% de abandono y un 22% de traslado); (c) patrones temporales de abandono similares entre titulaciones (50.4% en el año de acceso y 19% en el segundo año), así como de traslados (60.8% el primer año, 14.2% el segundo); y (d) un nivel de asociación significativo del abandono con el sexo, la edad de ingreso, la nota de acceso, las preferencias manifestadas en la preinscripción y la dedicación al estudio.

Un aspecto a destacar de la metodología de gran parte de los estudios realizados en nuestro país es que éstos suelen asumir una perspectiva eminentemente descriptiva (obtención de las tasas de abandono y de graduación, análisis comparativo entre universidades y ramas de conocimiento, patrones temporales del abandono), analizando en menor grado el nivel de asociación y capacidad predictora de las variables de entrada del estudiante, de las medidas adoptadas en las distintas titulaciones para paliar este fenómeno y de los efectos de las mismas (Bethencourt, Cabrera, Hernández, Álvarez y González, 2008). Por otra parte, las diferencias constatadas en los estudios revisados entre las diferentes titulaciones, hace recomendable detenerse en un análisis más específico y detallado de las mismas, motivo por el que el presente estudio se ha limitado a la titulación de Psicología. A partir de los precedentes enumerados, en este trabajo nos hemos centrado en analizar la capacidad de predecir el abandono de los estudios a partir de una serie de variables socio-demográficas (sexo, edad, residencia y nivel formativo de la familia) y educativas (modalidad de bachillerato cursada, nota de acceso a la titulación y preferencia manifestada en la preinscripción) de los estudiantes que acceden a la titulación de Psicología.

Método

Participantes

Las dos cohortes de estudiantes que iniciaron sus estudios en la licenciatura de Psicología de la Universidad de Valencia en los cursos académicos 2000/01 ($n = 362$) y 2001/02 ($n = 423$). Se optó por estas dos cohortes dada la disponibilidad, a fecha de realización de los análisis de este estudio (2009), de información sobre el abandono de estos estudiantes a lo largo de su carrera, cuya duración se extendió en algunos casos hasta los 8 años. Los estudiantes que trasladaron su expediente y que por tanto continuaron con sus estudios universitarios, el 11.1% de los casos, fueron excluidos de la muestra dada la diversidad y ambigüedad a que da lugar este fenómeno, consecuencia de la falta de constancia en estos casos acerca de su destino académico. También se excluyeron de la muestra los estudiantes que provenían del bachiller Científico-técnico, debido al efecto que el número reducido de los mismos ($n = 34$) tenía en los análisis estadísticos sucesivos. Así, la muestra total estuvo constituida por 664 participantes, cuya edad media era de 18.7 años en el momento de su primera matriculación (rango: 28; desviación estándar: 1.89), siendo el porcentaje de mujeres igual a 81.2.

Medidas

Respecto a la variable de respuesta, el *Abandono* de los estudios se define por el hecho de no matricularse en dos cursos sucesivos. Éste era el caso de un 14.3% de los estudiantes, mientras que el 85.7% restante incluía a todos aquellos que habían finalizado los estudios de la licenciatura, o bien continuaban cursándolos en el año 2009, momento en que se capturaron los datos analizados. En cuanto a las variables explicativas, la variable *Bachiller* indica la modalidad de bachillerato cursada, la variable *Dedicación* indica su régimen de dedicación a los estudios, considerándose *Tiempo parcial* en el caso que se compaginen estudios y trabajo. La variable *Preferencia* representa el orden de elección de la licenciatura de Psicología en la preinscripción a la Universidad, considerándose únicamente si había sido su *1ª opción* frente a la *2ª o posterior*. La variable *Residencia familiar* expresa la ubicación del domicilio familiar, el cual no tiene por qué coincidir con el domicilio como estudiante. La variable *Edad* son los años cumplidos en el momento de la matrícula del primer curso. Por último, en la base de datos original aparecían registradas en escala ordinal de 4 categorías las variables *Estudios del padre* y *Estudios de la madre*, si bien, dada la alta colinealidad existente entre ambas (V de Cramer = .536, $p < .001$), se generó una variable combinada (*Estudios padres*) con las modalidades que se muestran en la primera columna de la Tabla 1. Los porcentajes de las modalidades de las variables categóricas anteriores, junto a la media (M) y desviación estándar (S) de las variables cuantitativas (*Edad* y *Nota de acceso a la Universidad*), se muestran en la segunda columna de la Tabla 1.

Procedimiento

Los datos de interés acerca de los participantes fueron obtenidos a partir de la base de datos de los servicios administrativos de la Universidad de Valencia. Estos datos son recogidos durante el proceso de primera matriculación de los estudiantes en la Universidad, lo cual implica que alguna de las variables (por ejemplo, la dedicación) puede contener datos que hayan cambiado a lo largo de los años, información que ya no es actualizada en las correspondientes bases de datos en años sucesivos. El origen de estos datos implica que los análisis que se realizaron se enmarcan en el denominado “análisis secundario” de datos (Botella y Ortego, 2010).

Análisis

En primer lugar llevamos a cabo un análisis descriptivo bivalente orientado a explorar la relación entre la variable de respuesta *Abandono* y las variables explicativas consideradas. A continuación, a fin de analizar la influencia conjunta de las variables explicativas sobre el *Abandono*, dada la naturaleza dicotómica de esta variable, aplicamos el modelo de regresión logística (Ato, Losilla, Navarro, Palmer y Rodrigo, 2005). De acuerdo a este modelo, el *logit* fue en nuestro caso el logaritmo natural de la *odds* de pertenecer a la categoría 1 (*Abandono*) frente a la 0 (*No abandono*) de la variable de respuesta. Así, siendo π la probabilidad de *Abandono*, tenemos el modelo lineal:

$$\text{logit} = \log(\pi / (1 - \pi)) = \beta \cdot X \quad (1)$$

donde β es el vector de parámetros a estimar y X es el vector de variables explicativas.

Cuando una variable explicativa x_i incrementa una unidad, permaneciendo el resto de variables constantes, la *odds* de la variable de respuesta aumenta exponencialmente según un factor $\text{Exp}(\beta)$ que es denominado *odds ratio* (OR) y que oscila entre 0 e infinito. Este valor indica la cantidad por la que la *odds* de la respuesta, *Abandono* vs. *No abandono*, aumenta ($OR > 1$) o decrece ($OR < 1$) cuando el valor de la variable explicativa aumenta en una unidad. De lo anterior se desprende que un intervalo de confianza para estimar la OR de una variable explicativa que incluya el valor 1 indica que la *odds* de *Abandono* vs. *No abandono* no se ve afectada por dicha variable explicativa.

Las variables explicativas categóricas fueron introducidas en el modelo utilizando codificación tipo *dummy* (véanse las categorías de referencia en la primera columna de la Tabla 2). A fin de seleccionar el modelo más parsimonioso y con mejor ajuste, llevamos a cabo un procedimiento *backward* guiado por el investigador de comparación de modelos anidados (Kleinbaum, Kupper y Muller, 1988; Losilla, Navarro, Palmer, Rodrigo y Ato, 2005). Se partió de un modelo máximo que incluía los efectos principales de todas las variables explicativas y todas las interacciones de primer orden entre ellas. A partir del modelo anterior, en cada paso de un

proceso secuencial se fue eliminando aquel efecto estadísticamente no significativo para el que el test de *Wald* ofrecía el nivel de significación (p) mayor, comenzando por los efectos de interacción y continuando con los efectos principales. Señalar que antes de eliminar cualquiera de las variables del modelo, se evaluó si podía tratarse de una variable de control, en cuyo caso no era eliminada a pesar de no ser estadísticamente significativo su efecto. Para ello se valoró si la eliminación de la variable producía un cambio relevante en las estimaciones de los parámetros, o bien, de los errores estándar, del resto de variables explicativas. El procesamiento y análisis de los datos se llevó a cabo con el programa *SPSS*, versión 17.

Resultados

La tercera columna de la Tabla 1 muestra los porcentajes de *Abandono* condicionados a cada una de las modalidades de las variables explicativas categóricas, así como la media y desviación estándar de las variables cuantitativas (*Edad* y *Nota de acceso*) en los grupos de *Abandono* y *No abandono*. A modo de síntesis, los mayores porcentajes de abandono se dan para cada una de las siguientes modalidades de las variables categóricas: sexo masculino; bachillerato de Humanidades; dedicación a tiempo parcial; elección de Psicología como primera opción; residencia familiar en Valencia o metrópoli; y cuando los estudios de ambos padres no alcanzan el nivel de Primaria. Respecto a las variables cuantitativas consideradas, en comparación con los que permanecen, los que abandonan muestran una edad superior y una nota de acceso inferior. La magnitud de la asociación de cada variable explicativa con la variable *Abandono* ha sido estimado a través de la V de Cramer para las variables categóricas y con la d de Cohen para las cuantitativas y se muestra en la 4ª columna de la Tabla 1. Como puede observarse, de entre las variables cuantitativas, la asociación más fuerte se da con la variable *Edad* mientras que, para las categóricas, la mayor relación es con la variable *Dedicación*.

Respecto al proceso de modelado estadístico llevado a cabo de acuerdo a la estrategia de análisis planteada en la sección anterior, éste dio lugar a un modelo final que incluía los efectos de interacción de primer orden *Nota acceso* \times *Bachiller* y *Preferencia* \times *Bachiller*, además de los efectos principales de *Sexo*, *Dedicación* y *Edad* (véase en la Tabla 2 un resumen de los parámetros estimados de este modelo y de los correspondientes intervalos de confianza). Hacer notar que el efecto de *Sexo* no es estadísticamente significativo, si bien, ha sido considerada esta variable en el modelo final dada la relevancia de la misma y por ser su efecto marginalmente significativo ($p = .056$). El modelo finalmente seleccionado presenta un ajuste global adecuado comparado con el modelo nulo ($\chi^2 = 86.7$, $gl = 11$, $p < .001$; R^2 de Nagelkerke = 24.3), clasificando correctamente en la variable de respuesta al 88.7% de los casos (χ^2 de Hosmer y Lemeshow = 6.45; $gl = 8$; $p = .60$).

Tabla 1. Porcentajes, medias y desviaciones estándar de las variables explicativas (2ª columna); los correspondientes estadísticos de *Abandono* condicionados (3ª columna); y la asociación de de cada variable explicativa con *Abandono* (V de Cramer o d de Cohen) en la 4ª columna.

	% _i	% de <i>Abandono</i> x _i	Asociación
Sexo			$V = 0.13$
Hombre	18.8	23.3	
Mujer	81.2	12.2	
Bachiller			$V = 0.12$
Salud	18.7	14.3	
Humanidades	31.4	20.0	
Sociales	49.9	10.7	
Dedicación			$V = 0.20$
Tiempo completo	91.7	10.8	
Tiempo parcial	8.3	34.6	
Preferencia			$V = 0.02$
1ª opción	79.4	14.6	
2ª o posterior	20.6	13.0	
Residencia familiar			$V = 0.10$
Valencia o metrópoli	57.1	17.3	
Provincia	20.4	10.8	
Fuera provincia	22.4	9.8	
Estudios padres			$V = 0.10$
Sin estudios ambos	6.3	27.5	
Primarios ambos o inferiores uno de ellos	29.4	12.8	
Secundarios ambos o inferiores uno de ellos	34.1	12.9	
Universitarios ambos o inferiores uno de ellos	30.3	14.5	
Edad	$\bar{X} = 18.6$ $S = 1.9$	$\bar{X}_A = 20.1$ $S_A = 3.7$ $\bar{X}_{NO-A} = 18.4$ $S_{NO-A} = 1.2$	$d = 0.89$
Nota de acceso a la Universidad	$\bar{X} = 6.5$ $S = 0.64$	$\bar{X}_A = 6.3$ $S_A = 0.53$ $\bar{X}_{NO-A} = 6.6$ $S_{NO-A} = 0.65$	$d = 0.47$

Respecto a la interpretación de los efectos principales de *Sexo* y *Dedicación* se observa que el abandono se produce de forma más acusada entre los hombres y, aún más notablemente, entre los estudiantes a tiempo parcial. Así, la *odds* de *Abandono* vs. *No abandono* es 1.77 veces mayor para la hombres que para las mujeres (*IC 95%*: 0.99 a 3.19) y 2.33 veces superior para los estudiantes a tiempo parcial respecto de los de tiempo completo (*IC 95%*: 1.08 a 5.05). Por otra parte, la

Edad aparece directamente relacionada con el *Abandono*: por cada incremento de 1 año de edad, la *odds* de *Abandono* se multiplica por 1.42. En todos los casos, estos efectos se deben interpretar considerando constantes los efectos de las otras variables implicadas en el modelo. No han sido interpretados los efectos principales de las variables que forman parte de alguna de las dos interacciones estadísticamente significativas.

Tabla 2. Resumen de los parámetros estimados en el modelo final.

	OR	IC 95% <i>Exp</i> (β)	χ^2 Wald	gl	p
Intercept	<0.001		7.54	1	.006
Sexo*					
Hombre	1.77	[0.99 – 3.19]	3.64	1	.056
Bachiller*			7.58	2	.023
Humanidades	5.45E5	[33.85 – 8.76E9]	7.14	1	.008
Sociales	0.74	[0.56 – 0.97]	0.82	1	.365
Dedicación*					
Tiempo parcial	2.33	[1.08 – 5.05]	4.62	1	.032
Preferencia*					
1ª opción	0.26	[0.07 – 0.93]	4.33	1	.037
Edad	1.42	[1.23 – 1.65]	22.22	1	<.001
Nota de acceso	1.36	[0.49 – 3.79]	0.35	1	.556
Nota de acceso × Bachiller			7.59	2	.023
Nota de acceso × Humanidades	0.12	[0.03 – 0.54]	7.56	1	.006
Nota de acceso × Sociales	0.42	[0.12 – 1.47]	1.83	1	.176
Preferencia × Bachiller			7.02	2	.030
1ª opción × Humanidades	5.72	[1.10 – 29.83]	4.29	1	.014
1ª opción × Sociales	11.61	[1.65 – 81.73]	6.06	1	.368

*Categorías de referencia: Sexo→Mujer; Bachiller→Salud; Dedicación→Tiempo completo; Preferencia→2ª opción o posterior

Para facilitar la interpretación de las dos interacciones, se consideró la variable *Bachiller* como moderadora, de manera que se presentan los efectos simples de *Nota de acceso* y *Preferencia* sobre el *Abandono* para cada una de las modalidades de *Bachiller*, respectivamente. El efecto de *Nota de acceso* es estadísticamente significativo únicamente cuando los estudiantes han cursado el bachiller de *Humanidades* (ver Tabla 3), de manera que la nota de acceso tiene una relación inversa con el *Abandono*: la *odds* de *Abandono* vs. *No abandono* se multiplica por 0.16 (*IC* 95%: 0.05 a 0.49) por cada incremento de una unidad en la nota de acceso o, expresado en otros términos, la *odds* de *Abandono* disminuye un $(0.16-1)*100 = 84\%$ por cada punto más de nota de acceso de los estudiantes provenientes de *Humanidades*. La Figura 1 muestra el efecto de esta interacción en la parametrización lineal del modelo de acuerdo a la ecuación (1).

Tabla 3. Análisis de los efectos simples.

	OR	<i>p</i>	IC 95% OR
Nota de acceso × Bachiller			
Nota acceso Humanidades	0.16	.001	[0.05 – 0.49]
Nota acceso Sociales	0.57	.134	[0.28 – 1.19]
Nota acceso Salud	1.36	.556	[0.49 – 3.79]
Preferencia × Bachiller			
1ª vs 2ª Humanidades	1.48	.465	[0.52 – 4.27]
1ª vs 2ª Sociales	3.01	.149	[0.67 – 13.4]
1ª vs 2ª Salud	0.26	.037	[0.07 – 0.92]

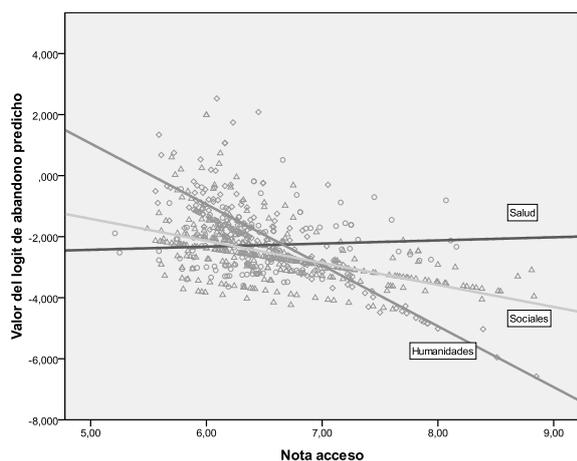


Figura 1. Efecto de interacción de las variables *Nota de acceso* y *Bachiller*

Respecto a la interacción de las variables *Preferencia* y *Bachiller* se observa que el efecto del orden de preferencia de la titulación sólo es estadísticamente significativo en el caso en que los estudiantes proceden del bachiller de *Salud* (ver Tabla 3): en este caso, la *odds* de *Abandono* vs. *No abandono* disminuye un $(0.26 - 1)*100 = 74\%$ cuando se ha escogido Psicología como la 1ª opción respecto a cuando fue elegida como la 2ª opción o posterior (*IC* 95%: 0.07 a 0.92). La Figura 2 ilustra las probabilidades predichas de *Abandono* para cada combinación de *Preferencia* por *Bachiller*.

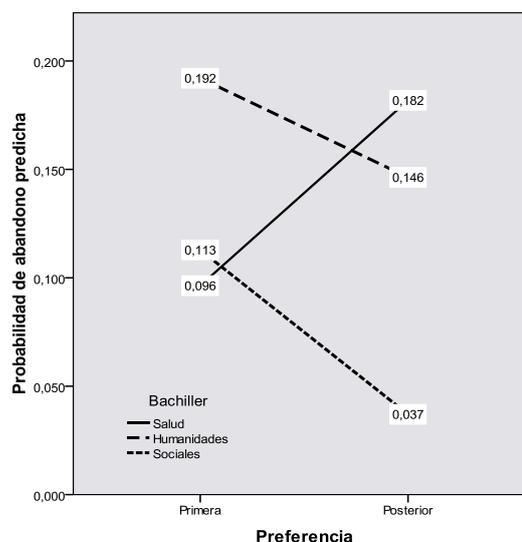


Figura 2. Efecto de interacción de las variables *Preferencia* y *Bachiller*

Discusión y conclusiones

Los resultados destacan que el abandono en la titulación de Psicología se produce de forma significativamente superior entre los estudiantes que se incorporan de forma tardía a la universidad, aquellos que se dedican de forma parcial al estudio y, de forma marginalmente significativa, entre los varones. Estos resultados coinciden con las conclusiones básicas de la investigación previa efectuada en contextos anglosajones (Crissman y Upcraft, 2004) y en nuestro país (García-Ros y Pérez-González, 2009a; Lassibille y Navarro, 2007, 2009). Un resultado no tan coincidente con los de la literatura existente es el encontrado respecto al efecto moderador de *Bachiller* sobre *Nota de Acceso* y sobre *Preferencia*:

- El efecto de *Nota de acceso* sólo es estadísticamente significativo para los participantes que han cursado el bachiller de Humanidades, pero no cuando provienen de Sociales o de Salud. Este resultado es especialmente relevante ya que en la literatura se constata que los resultados académicos previos constituyen un potente predictor del rendimiento en la universidad y de la permanencia en los estudios (Crissman y Upcraft, 2004; Robbins et al., 2004). Esta interacción pone de manifiesto que únicamente cuando los estudiantes presentan un *background* académico poco ajustado a las demandas de la titulación, como es el caso del perfil de Humanidades dado que no han cursado las materias de Biología y de Matemáticas, la nota de acceso predice significativamente el abandono. Sin embargo, cuando el perfil de acceso resulta más congruente con los conocimientos y competencias de la titulación (modalidades de Salud y Sociales), el efecto de la nota de acceso sobre el abandono no es estadísticamente significativo.
- El efecto de *Preferencia* sólo es estadísticamente significativo para los estudiantes que han cursado bachiller de Sa-

lud, pero no si provienen de Humanidades o Sociales, de manera que la probabilidad de abandonar de los primeros es mayor cuando Psicología no ha sido su 1ª opción. Estos resultados también matizan los obtenidos en la investigación previa, donde se concluye que los resultados académicos son, en general, significativamente peores si los estudiantes se matriculan en titulaciones que no se corresponden con sus preferencias al preinscribirse en la universidad (Lassibille, 2007; García-Ros y Pérez-González, 2009a).

Los dos efectos de interacción anteriores abren interesantes interrogantes de cara a un futuro próximo, dados los cambios recientes en la adscripción de la titulación de Psicología. Hasta ahora, el acceso a Psicología en la Universidad de Valencia podía efectuarse desde cualquier modalidad de Bachillerato, sin embargo, recientes decisiones en la mayoría de universidades relativas a la adscripción de la titulación a la rama de conocimiento de Ciencias de la Salud y, en consecuencia, la vinculación a esta vía de acceso en Bachillerato (en su defecto a través de la doble vía Científico-Salud), implican dificultar enormemente la incorporación desde las modalidades de Ciencias Sociales y Humanidades. A modo de ejemplo, el ingreso en la Universidad de Valencia se efectuaba preferentemente desde la modalidad de Bachillerato de Ciencias Sociales (alrededor del 39% del nuevo ingreso), seguida a una cierta distancia por Salud (29%), Humanidades (24%) y Científico-técnico (7%) (García-Ros y Pérez-González, 2009a). Como consecuencia de la adscripción a Salud, los porcentajes anteriores se verán sensiblemente afectados, siendo los estudiantes de la modalidad de Salud (y en menor grado de la científico-técnica que hayan cursado doble vía) quienes cubrirán la mayor parte de las plazas ofertadas, viéndose muy limitadas las posibilidades de acceso desde Ciencias Sociales y Humanidades. A partir de lo anterior, se nos plantean dos hipótesis que pueden constituir el germen de futuros estudios:

a) Dado el efecto de interacción entre *Nota de acceso* y *Bachiller* (sólo los estudiantes que han cursado Humanidades y presentan una nota de acceso baja manifiestan una probabilidad significativamente superior de no obtener la graduación) cabría esperar que disminuyera el abandono como consecuencia de la no incorporación de estudiantes de Humanidades y, paralelamente, que la nota de acceso no sea una variable relevante a la hora de predecir el abandono académico.

b) Se espera que en un futuro próximo aumente el porcentaje de estudiantes de nuevo ingreso que elijan Psicología como 2ª opción o posterior. Hasta el momento, en esta titulación de la Universidad de Valencia ha habido un ajuste muy elevado entre la preferencia manifestada en la preinscripción y la matriculación efectiva, obteniendo los peores indicadores la modalidad de bachillerato de Salud (el 76% eligió Psicología como primera preferencia, mientras que el 24% restante corresponde a estudiantes que no pudieron acceder, fundamentalmente, a Medicina o Enfermería), mientras que en el resto de modalidades de bachillerato el ajuste se situaba por encima del 90%. Una consecuencia de lo anterior, si tenemos en cuenta los resultados obtenidos en este estudio respecto a la interacción entre *Preferencia* y *Bachiller* (la probabilidad de *Abandono* es significativamente superior para los estudiantes que han cursado la modalidad de Bachiller de Salud que eligieron Psicología como 2ª opción o posterior), es que cabría esperar que aumentase el abandono como consecuencia de limitar el acceso al grado a los estudiantes provenientes del bachillerato de Salud.

Por último, a nivel metodológico y de cara a futuras investigaciones, cabe destacar la importancia de utilizar modelos de regresión que incluyan posibles efectos de interacción entre las variables. De hecho, algunos de estos efectos, como los obtenidos en este trabajo, podrían no haber sido detectados en trabajos previos debido a la utilización generalizada de modelos que incluyen sólo efectos principales. Por otra parte, resultaría de interés valorar el efecto de las variables explicativas consideradas en este estudio sobre otros indicadores de éxito académico (p.e., tasa de graduación, prolongación de los estudios y calificaciones promedio), a la vez que considerar otras variables explicativas tales como la autoeficacia para el aprendizaje, el nivel de relaciones y de apoyo social, la satisfacción con los estudios universitarios (Bethencourt et al., 2008; Robbins et al., 2004), el bienestar psicológico (Salanova, Martínez, Bresó, Llorens y Grau, 2005), las motivaciones hacia el estudio (Tous y Medinas, 2007), u otras como la autorregulación académica y las habilidades de gestión del tiempo de los estudiantes, sugeridas por García-Ros y Pérez-González (2009b, 2011) en un estudio en la titulación de Psicología.

Agradecimientos.- Este trabajo se ha realizado con el apoyo de un proyecto de innovación educativa de la Universidad de Valencia para grupos de innovación docente, así como del proyecto PSI2010-16270 del Ministerio de Ciencia e Innovación.

Referencias

- Astin, A. W. (1993). *What matters in college? Four critical years revisited*. San Francisco: Jossey-Bass.
- Ato, M., Losilla, J. M., Navarro, J. B., Palmer, A., y Rodrigo, M. F. (2005). *Modelo Lineal Generalizado*. Girona: Documenta Universitaria.
- Bean, J. P. (1985). Interactions effects based on class level in an explanatory model of college student dropout syndrome. *American Educational Research Journal*, 22, 35-64.
- Bethencourt, J. T., Cabrera, L., Hernández, J. A., Álvarez, P., y González, M. (2008). Variables psicológicas y educativas en el abandono universitario. *Revista Electrónica de Investigación Psicoeducativa*, 6, 603-622.
- Botella, J., y Ortego, C. (2010). Compartir datos: Hacia una investigación más sostenible. *Psicothema*, 22, 263-269.
- Cabrera, L., Tomás, J., Álvarez, P., y González, M. (2006). El problema del abandono en los estudios universitarios. *Revista Electrónica de Investigación y Evaluación Educativa*, 12, 171-203.

- Crissman, J. L., y Upcraft, M. L. (2004). The keys to first-year student persistence. En M. L. Upcraft, J. N. Gardner y B. O. Barefoot (Eds.), *Challenging and supporting the first-year student* (pp. 27-46). San Francisco: Jossey-Bass.
- García-Ros, R., y Pérez-González, F. (2009a). Análisis de indicadores objetivos de calidad en dos cohortes académicas de distintas titulaciones de la Universitat de València y su relación con variables sociopersonales y académicas de los estudiantes. *Informe técnico de investigación no publicado*. Vicerrectorado de Estudios: Universitat de València.
- García-Ros, R., y Pérez-González, F. (2009b). Una aplicación web para la identificación de sujetos de nuevo acceso a la universidad en situación de riesgo académico. *@tic. Revista d'innovació educativa*, 2, 11-17.
- García-Ros, R., y Pérez-González, F. (2011). Validez predictiva e incremental de las habilidades de autorregulación sobre el éxito académico en la universidad. *Revista de Psicodidáctica*, 16 (2), 231-250.
- García-Ros, R., Talaya, I., Pérez-González, F., y Martínez, E. (2008a). Evaluación de los indicadores de calidad de los estudios de Psicología de la Universidad de Valencia. *V Congreso Internacional de Psicología y Educación*. Oviedo, España.
- García-Ros, R., Talaya, I., Pérez-González, F., y Martínez, E. (2008b). ¿Cómo mejorar los indicadores objetivos de calidad en los estudios de Psicología? Un análisis desde la perspectiva de los estudiantes. *V Congreso Internacional de Psicología y Educación*. Oviedo, España.
- Hernández, J. (2008). *La Universidad Española en cifras*. Madrid: Conferencia de Rectores de las Universidades Españolas.
- Ishitani, T. S., y Desjardins, S. (2002). A longitudinal investigation of dropout from college in the United States. *Journal of college students retention: Research, theory and practice*, 4, 173-201.
- Kleinbaum, D. G., Kupper, L. L., y Muller, K. E. (1988). *Applied Regression Analysis and other Multivariable Methods* (2nd edition). Belmont, CA: Duxbury Press.
- Lassibille, G., y Navarro, L. (2007). Why do higher education students drop out? Evidences from Spain. *Education Economics*, 16 (1), 89-105.
- Lassibille, G., y Navarro, L. (2009). Tracking students' progress through the Spanish university school sector. *Higher Education*, 58, 821-839.
- Losilla, J.M., Navarro, J.B., Palmer, A., Rodrigo, M.F., y Ato, M. (2005). *Del contraste de hipótesis al modelado estadístico*. Girona: Documenta Universitaria.
- Pascarella, E. T., y Terenzi, P. T. (1991). *How college affects students: Findings and insights from twenty years of research*. San Francisco: Jossey-Bass.
- Robbins, S., Lauver, K., Le, H., Davis, D., y Carlstrom, A. (2004). Do psychological and study skills factors predict college outcomes? A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 130 (2), 261-288.
- Salanova, M., Martínez, I. M., Bresó, E., Llorens, S., y Grau, R. (2005). Bienestar psicológico en estudiantes universitarios: facilitadores y obstaculizadores del desempeño académico. *Anales de psicología*, 21, 170-180.
- Tinto, V. (1993). *Leaving college: rethinking the cause and cures of student attrition* (2^a edición). Chicago: University of Chicago.
- Tous, C., y Medinas, M. (2007). Motivaciones para el estudio en universitarios. *Anales de Psicología*, 23, 17-24.

(Artículo recibido: 13-12-2010; revisión: 28-2-2011; aceptado: 02-3-2011)