



Modelo de Regresión Logística del Promedio de Calificaciones Universitarias: Caso Facultad de Ciencias Económicas y Sociales. Universidad de Los Andes

Ernesto Ponsot Balaguer¹, Surendra Sinha²,
Leonardo Varela³, Jorge Valera⁴

¹Universidad de Los Andes (ULA), Facultad de Ciencias Económicas y Sociales (FACES), Instituto de Estadística Aplicada y Computación (IEAC). ernesto@ula.ve

²ULA, FACES, IEAC. ³Instituto Universitario de Tecnología de Cumaná, Departamento de Química. Cursante del Doctorado en Estadística (IEAC - ULA). ⁴Universidad Nacional Experimental del Táchira

Resumen

Se presenta un modelo de regresión logística, útil para esclarecer relaciones de causalidad entre el promedio de calificaciones de bachillerato, el sector del plantel de procedencia, la edad al ingreso, el sexo y el turno del plantel de procedencia de un alumno, sobre el resultado académico en sus estudios universitarios. Se estudió una muestra de 287 estudiantes de la Facultad de Ciencias Económicas y Sociales (FACES) de la Universidad de Los Andes, con ingreso de los años 2003 a 2007. Se describen las variables y se probó estadísticamente que: (1) Hay diferencias en el rendimiento estudiantil entre carreras de la FACES, (2) El rendimiento estudiantil universitario puede ser explicado por el rendimiento en los estudios secundarios, (3) Las restantes variables no tienen efecto sobre el rendimiento universitario y (4) No hay diferencias entre los promedios de calificaciones secundarias de alumnos provenientes de planteles públicos y privados.

Palabras clave: Regresión logística, rendimiento estudiantil universitario, promedio de notas.

A Logistic Regression Model for University Grade Point Average Performance: Case of the Faculty of Economic and Social Sciences, Universidad de Los Andes

Abstract

We present a logistic regression model, useful to clarify causality relationships among the high school grade point averages, high school origin, age at the beginning of the university studies, gender, and the high school shift on the university academic results of a student. A sample of 287 students of the Faculty of Economics and Social Sciences (FACES) of the Universidad de Los Andes with admission between the years 2003 to 2007 was studied. The variables were described and it was statistically tested that: (1) There are differences in the student performance among careers of the FACES, (2): The university performance of the students can be explained by the student yield in high school, (3) The remaining variables do not have any effect on the university grade point average of the students, and (4) There are no differences between the high school grade point average of students from public and private sectors.

Key words: Logistic regression, student university performance, grade point average.

Introducción

Conocer las causas que pueden atribuirse al fracaso o al éxito de un alumno en la universidad, es relevante para la propia universidad y para el país en general, cuanto más si se trata de una nación como Venezuela cuyas universidades, en su mayoría, están bajo la administración del Estado y son de enseñanza prácticamente gratuita. Preocuparse por las posibilidades de éxito de una persona en sus estudios universitarios es relevante, puesto que ellos implican considerables erogaciones al Estado, lo cual además limita la oferta de plazas a disposición de los nuevos bachilleres que tocan a las puertas del subsistema.

Muchos de los análisis que han sido publicados sobre la materia, son esencialmente descriptivos, centrados en la presentación de proporciones y cifras, sin mayor atención a la inferencia formal (ver por ejemplo Di Gresia et al, 2002). En nuestra región, sin embargo, en la pasada década se condujeron estudios mas completos como por ejemplo los trabajos de González (1989) y Garnica et al (1991), que abordan el tema basadas en

modelos LISREL, la primera, y Análisis Discriminante, la segunda.

Consciente de estas carencias, se propone un estudio del grado de causalidad entre variables que comúnmente integran el pronóstico sobre rendimiento estudiantil universitario pero, a diferencia de otros enfoques, utilizando modelos de regresión logística con respuesta policotómica ordinal (Stokes et al, 2000:243; Hosmer y Lemeshow, 2000:288) también llamados modelos logit acumulados de posibilidades proporcionales (Agresti, 2007:180), originalmente propuestos por McCullagh (1980). Estos modelos, con valor inferencial, permiten el estudio comparativo de posibilidades entre los distintos niveles de las variables intervinientes, con todo el rigor científico necesario.

El presente trabajo se circunscribe a la Facultad de Ciencias Económicas y Sociales (FACES) de la Universidad de Los Andes (ULA), como muestra de lo que podría lograrse con un análisis similar, ampliado a otras facultades e incluso a otras universidades nacionales.



Justificación

En Venezuela está planteada una disputa entre el Estado, en su condición de ductor y financista de la educación superior, y las universidades autónomas, como receptoras de los fondos y de las políticas estatales, en cuanto al ingreso de los alumnos a la universidad y su rendimiento luego en las aulas. El primero alega que las universidades, aún cuando forman parte del Estado, se han tornado cada vez más excluyentes en la admisión de alumnos provenientes de clases sociales humildes (Fuenmayor et al, 2002; González et al, 2002). Las segundas, por su parte, asignan toda la responsabilidad al Estado en el rechazo de gran cantidad de aspirantes que año a año solicitan ingreso, argumentando insuficiencia de recursos para atender a más alumnos (profesores, planta física, bibliotecas, etc.) e ineficacia de las instituciones de educación media (especialmente de aquellas conducidas por el Estado) para formar alumnos capaces de hacer frente a los retos de una carrera profesional.

De un tiempo a esta parte el Ejecutivo Nacional ha venido insistiendo en que las universidades autónomas (como es el caso de la ULA) deben abrir sus puertas y permitir el ingreso de nuevos alumnos sin anteponer pruebas de conocimientos que les filtren. En otras palabras, desde el Estado se presiona a las universidades para que la selección de nuevos alumnos salga completamente de sus manos y pase a ser responsabilidad exclusiva de los entes gubernamentales. Desde el nivel de gobierno se hará la selección, no en base a resultados de pruebas de admisión o similares, sino privilegiando directamente a los alumnos que provengan del sector de educación media estatal, tal vez considerando las calificaciones obtenidas, pero en todo caso dentro de cada subgrupo socioeconómico, y nunca sobre el conglomerado total.

Este trabajo se propone contribuir a la discusión mediante el desarrollo de modelos estadísticos que permitan responder a interrogantes como: ¿es posible explicar el rendimiento en la universidad a partir del rendimiento en el bachillerato?, ¿a partir del sector de procedencia del plantel?, ¿en función de la carrera que cursa el alumno?, ¿con variables como la edad, el sexo o el turno del plantel?, entre otras.

Hipótesis y Objetivos

El interés de la investigación se centra en contrastar estadísticamente las siguientes hipótesis: (a) El rendimiento en la carrera universitaria se explica principalmente por la carrera que cursa el alumno, el promedio de calificaciones que obtuvo en sus estudios secundarios, el tipo (público o privado) de plantel de procedencia, el sexo, la edad al ingreso y el turno del plantel de procedencia, y (b) Los promedios de calificaciones obtenidos por los alumnos en sus estudios secundarios, son estadísticamente diferentes dependiendo

de si ellos provienen de planteles públicos o privados, o de si provienen de planteles diurnos u otros.

Luego, su objetivo principal es indagar sobre las relaciones de causalidad de las variables carrera que cursa (Carrera), promedio de educación media (PromBR), sector del plantel de procedencia (SectorP), edad al momento del ingreso (Edad), sexo del alumno (Sexo), turno del plantel de procedencia (Turno), con respecto al rendimiento de un alumno (medido por su promedio de calificaciones en la universidad: PromU), durante sus estudios universitarios en la FACES – ULA (Un estudio ampliado puede consultarse en Ponsot et al, 2008).

Análisis Descriptivo de los Datos

La tabla 1 muestra cada una de estas variables con sus niveles y restricciones. La variable respuesta (PromU) es de naturaleza continua pero ha sido objeto de una categorización para el estudio. Se toman en cuenta tres niveles de la respuesta en cada caso, de tal forma que el orden de categorización (3 a 1) refleja el aumento en la calificación promedio. También se ha realizado este proceso para las variables explicativas PromBR y Edad.

El estudio cuenta con 95 alumnos de la Licenciatura en Administración de Empresas, 112 de la Licenciatura en Contaduría, 49 de Economía y 31 estudiantes de la Licenciatura en Estadística, para un total de 287 alumnos. 40% de los estudiantes provienen de planteles privados y 60% de planteles públicos. 43% llegan con promedios bajos en el bachillerato, y de ellos, 13% logra promedios elevados en la universidad. Por otra parte, 57% llegan con promedios altos, y de ellos, un 31% logra promedios también altos en la universidad. Existen considerablemente más alumnos provenientes de planteles diurnos (D, 86%) que de planteles nocturnos u otros (N u O, 14%), además, la mayoría de los planteles públicos son de naturaleza diurna, siendo entre los privados donde se encuentra mayor presencia de planteles nocturnos o de otra naturaleza. Aproximadamente 55% son alumnas y 45% alumnos, con un 72% con edades inferiores a los 21 años, al momento de su ingreso a la universidad.

Selección de la Muestra

Los estudiantes en la muestra fueron seleccionados en base a la información disponible en la base de datos consolidada del Sistema Integrado de Registros Estudiantiles (ULA_SIRE) y el Sistema Central de Registros Estudiantiles (ULA_SCRE), fuentes oficiales de la información sobre inscripciones en la ULA. Son un total de 2.252 alumnos entre los años 2003 al 2007.

Luego de una depuración y en base a un estudio preliminar de correlación de Pearson (ver figura 1) así como a las conclusiones también preliminares obtenidas por Varela et al (2008), se decidió excluir aquellos alumnos que no hubiesen alcanzado al menos 6 asignaturas cursadas, cantidad que implica en la mayoría



Tabla 1. Lista de variables seleccionadas para el estudio.

| Variable | Descripción | Rango original | Rótulo de categoría | Rango de categoría |
|----------|----------------------------|----------------|---|---------------------------------|
| PromU | Promedio en la universidad | 0 - 20 | 3. Rep. [0,10) 2. Inf. [10,14) 1. Sup. [14,20] | [0, 10) [10, 14) [14, 20] |
| Carrera | Carrera que cursa | - | Administración Contaduría Economía Estadística | - - - - |
| PromBR | Promedio en Bachillerato | 10 - 20 | 2. Inf. [10,14) 1. Sup. [14,20] | [10, 14) [14, 20] |
| SectorP | Sector del plantel | - | 2. Priv./Otro 1. Púb. | - - |
| Sexo | Sexo del alumno | - | F (Femenino) M (Masculino) | - - |
| Edad | Edad aproximada al ingreso | 0 - 48 | 3. Años 21 o más 2. Años 19 - 20 1. Años 17 - 18 | 21 o más 19 - 20 17 - 18 |
| Turno | Turno del plantel | - | D (Diurno) N u O (Otro) | - - |

de los casos que el alumno ha superado el primer semestre regular de sus estudios.

Este estudio de correlación (ρ) fue realizado por pares de variables entre $PromU_k$ y $PromU$ (para $k = 1, 2, \dots, N$), donde $PromU_k$ representa el promedio parcial calculado para un alumno, incluyendo las k primeras calificaciones obtenidas en la universidad, hasta incluir el número total de calificaciones con que cuenta (N , variable para cada alumno). Todas las correlaciones entre promedios parciales y promedio final resultan altamente significativas ($p < 0.001$) y se observa que a partir de un promedio parcial que incluya más de 5 asignaturas $\rho > 0,95$, por lo que entonces la variable $PromU$ resulta comparable entre alumnos.

Finalmente, es necesario acotar que en vista de que el proceso de depuración y filtrado de los datos responde a criterios fortuitos, sin sesgo de parte del investigador, no hay razones para dudar de la representatividad (e

incluso, aleatoriedad) de la muestra de 287 alumnos con la cual se cuenta para el estudio.

Comportamiento de los Promedios

La figura 2 muestra el gráfico de caja para las dos variables de promedio ($PromU$ y $PromBR$). Puede notarse que los promedios de calificaciones de bachillerato son semejantes en la muestra, un tanto superiores a los 14 puntos, mientras que los promedios obtenidos en la universidad se reducen ostensiblemente, ahora por debajo de los 13 puntos. De las cuatro carreras en consideración, Estadística es la que cuenta con los promedios de calificaciones más bajos, siendo bastante similar el comportamiento de las restantes.

Figura 1. Tendencia de correlación en promedios parciales.

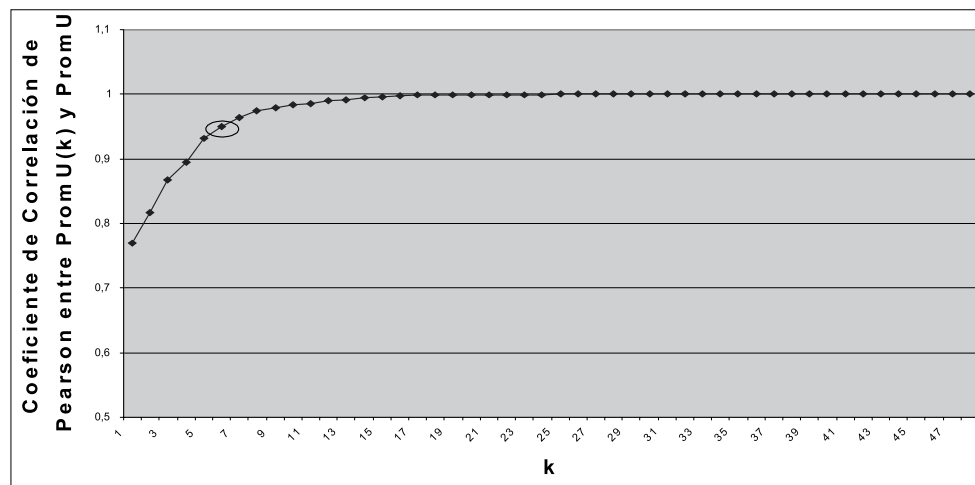
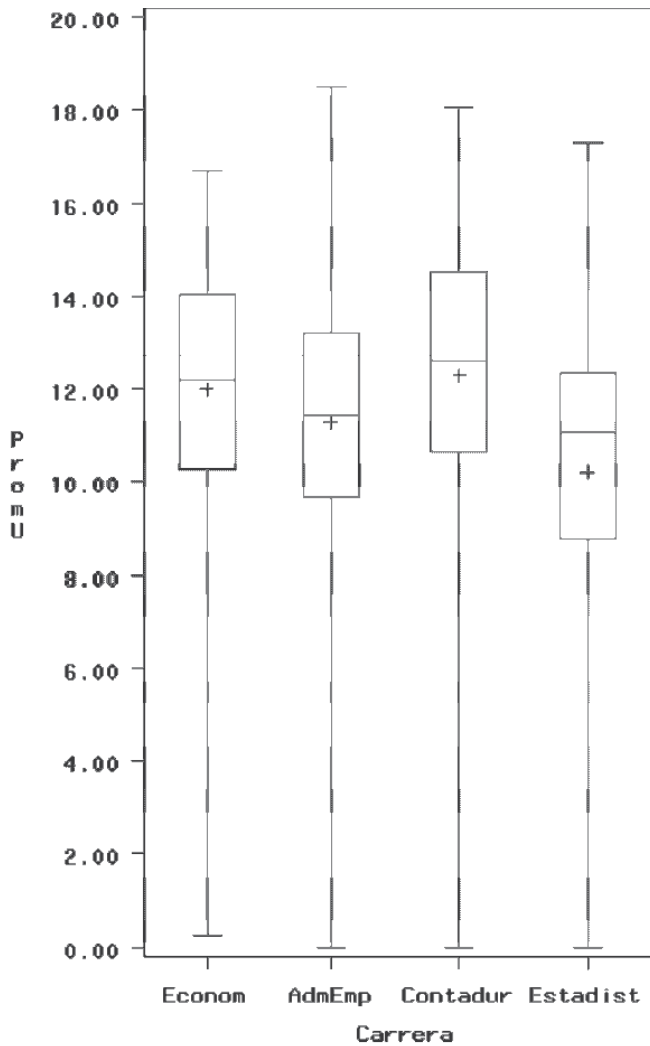


Figura 2. Boxplot para PromBR y PromU.



Resultados

Regresión para PromU

Se propone un modelo de regresión logística de posibilidades proporcionales en el cual la variable respuesta es PromU y las variables explicativas son Carrera, SectorP, PromBR, Edad, Sexo y Turno (ver tabla 1). Este modelo es el siguiente:

$$\text{logit}(\theta_{ik}) = \alpha_k + x_i'[\beta_1 \ \beta_2 \ \beta_3 \ \beta_4 \ \beta_5 \ \beta_6 \ \beta_7 \ \beta_8 \ \beta_9], \quad i=1,2,\dots,192; \quad k=1,2$$

Donde i es el índice que representa las combinaciones de niveles de las variables explicativas ($4 \times 2 \times 2 \times 3 \times 2 \times 2 = 192$), k es índice que representa cada una de las dos funciones *logit* necesarias para modelar la variable respuesta PromU, α_k es el k -ésimo intercepto, $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ son los parámetros de los efectos correspondientes respectivamente a los niveles "Administración", "Contaduría" y "Economía" de la variable Carrera, β_4 es el parámetro del nivel "1. Púb" de SectorP, β_5 es el parámetro del nivel "1. Sup. [14,20]" de PromBR, β_6, β_7 son los parámetros de los efectos correspondientes respectivamente a los niveles "1. Años 17 - 18", "2. Años 19 - 20" de la variable Edad, β_8 es el parámetro del nivel "F" de la variable Sexo y β_9 es el parámetro del nivel "D" de la variable Turno.

Con un valor 9,97 de una χ^2 (Chi²) con 9 grados de libertad (GL), no se encuentra evidencia para rechazar la hipótesis de posibilidades proporcionales en el modelo ($p > 0,35$). Los estadísticos de *Deviance* y Pearson, que miden la bondad del ajuste, resultan estimados en 217 y 212 respectivamente, con 199 GL, encontrándose en la región de aceptación ($p > 0,18$ en el primero y $p > 0,25$ en el segundo). No hay problemas de sobre ni subdispersión y el modelo se ajusta bien a los datos. La tabla 2 contiene el análisis de varianza (ANOVA) para docimar la hipótesis de nulidad de los efectos presentes en el modelo.

Tabla 2. ANOVA Tipo III para los efectos principales: PromU.

| Efecto | GL | Chi ² de Wald | Pr > Chi ² |
|---------|----|--------------------------|-----------------------|
| Carrera | 3 | 9,6291 | 0,0220 |
| PromBR | 1 | 16,4470 | <,0001 |
| SectorP | 1 | 0,7337 | 0,3917 |
| Edad | 2 | 2,1887 | 0,3347 |
| sexo | 1 | 2,4251 | 0,1194 |
| Turno | 1 | 0,0038 | 0,9505 |

A un nivel del 3%, sólo los efectos Carrera y PromBR resultan significativos. El resto de los factores no contribuye a explicar el rendimiento universitario. La tabla 3 contiene las estimaciones de los parámetros en general y posibilidades sólo para los efectos significativos (el intercepto no se toma en cuenta para el análisis), sin embargo, lo interesante se desprende del estimador de posibilidad. El estimador de posibilidades siempre se confronta contra el último nivel (en este caso, "Estadística" para la variable Carrera y "2. Inf. [10,14]" para PromBR) y se consigue exponenciando el estimador del parámetro.

Las estimaciones de posibilidades son las siguientes:

1. Un alumno de Contaduría tiene 2,43 veces más posibilidades de obtener un rendimiento "1. Sup. [14,20]" versus {"2. Inf. [10,14]" o "3. Rep. [0,10]"}, de las que tiene un alumno de Estadística. También tiene 2,43 veces más posibilidades de obtener un rendimiento {"1. Sup. [14,20]" o "2. Inf. [10,14]" } versus "3. Rep. [0,10]", de las que tiene un alumno de Estadística.
2. Un alumno de Economía tiene 2,85 veces más posibilidades de obtener un rendimiento "1. Sup. [14,20]" versus {"2. Inf. [10,14]" o "3. Rep. [0,10]"}, de las que tiene un alumno de Estadística. Tiene también 2,85 veces más posibilidades de obtener un rendimiento {"1. Sup. [14,20]" o "2. Inf. [10,14]" } versus "3. Rep. [0,10]", de las que tiene un alumno de Estadística.



Tabla 3. ANOVA Tipo III para los efectos principales: PromU.

| Parámetro | | Esti- GL mador | Error Estándar | Chi ² de Wald | Pr > Chi ² | Estimador Posibilidad | Límites del 95% de confianza | | |
|------------|-----------------|-------------------|-------------------|--------------------------------|-----------------------|--------------------------|------------------------------------|--------|--|
| Intercepto | 1. Sup. [14,20] | 1 2,4776 | 0,5492 | 20,3492 | <,0001 | | | | |
| Intercepto | 2. Inf. [10,14] | 1 0,2159 | 0,5246 | 0,1694 | 0,6806 | | | | |
| Carrera | Administración | 1 0,3023 | 0,4068 | 0,5523 | 0,4574 | 1,3530 | 0,6100 | 3,0030 | |
| Carrera | Contaduría | 1 0,8868 | 0,4002 | 4,9095 | 0,0267 | 2,4270 | 1,1080 | 5,3190 | |
| Carrera | Economía | 1 1,0467 | 0,4567 | 5,2514 | 0,0219 | 2,8480 | 1,1640 | 6,9720 | |
| PromBR | 1. Sup. [14,20] | 1 1,0493 | 0,2587 | 16,4470 | <,0001 | 2,8560 | 1,7200 | 4,7410 | |
| SectorP | 1. Púb. | 1 0,2142 | 0,2500 | 0,7337 | 0,3917 | | | | |
| Edad | 1. Años 17-18 | 1 0,0062 | 0,3235 | 0,0004 | 0,9846 | | | | |
| Edad | 2. Años 19-20 | 1 0,3496 | 0,2807 | 1,5508 | 0,2130 | | | | |
| Sexo | F | 1 0,3765 | 0,2418 | 2,4251 | 0,1194 | | | | |
| Turno | D | 1 0,0217 | 0,3492 | 0,0038 | 0,9505 | | | | |

- Sobre la Licenciatura en Administración no es conveniente realizar estimaciones pues el parámetro resulta no ser significativo.
- Aún cuando las estimaciones de posibilidad para la comparación entre Contaduría y Economía no están calculadas en la tabla, basta hacer la división entre las tasas de posibilidad de ambos estimadores, esto es, un alumno de Economía tiene $2,848/2,427=1,17$ veces más posibilidades de obtener un rendimiento “1. Sup. [14,20]” versus {“2. Inf. [10,14]” o “3. Rep. [0,10]”}, de las que tiene un alumno de Contaduría. Tiene también 1,17 veces más posibilidades de obtener un rendimiento {“1. Sup. [14,20]” o “2. Inf. [10,14]”} versus “3. Rep. [0,10]”, de las que tiene un alumno de Contaduría.
- Finalmente, lo medular, un alumno cuyo promedio en la secundaria sea “1. Sup. [14,20]” tiene, con certeza estadística, 2,86 veces más posibilidades de obtener un rendimiento “1. Sup. [14,20]” versus {“2. Inf. [10,14]” o “3. Rep. [0,10]”}, de las que tiene un alumno cuyo promedio de calificaciones en la secundaria sea “2. Inf. [10,14]”. También tiene 2,86 veces más posibilidades de obtener un rendimiento {“1. Sup. [14,20]” o “2. Inf. [10,14]”} versus “3. Rep. [0,10]”, de las que tiene un alumno cuyo promedio de calificaciones en la secundaria sea “2. Inf. [10,14]”

Regresión para PromBR

Se propone un modelo de regresión logística binaria en el cual la variable respuesta es PromBR y

las variables explicativas son SectorP y Turno (ver tabla 1). Este modelo, más simple que el anterior pues la variable respuesta sólo tiene dos niveles, es el siguiente: $\text{logit}(\theta_i) = \alpha + x_i'[\beta_1 \ \beta_2]$, $i = 1,2,3,4$. Ahora i representa las combinaciones de niveles de las variables explicativas ($2 \times 2 = 4$), es necesaria una sola función *logit* para modelar PromBR, β_1 es el parámetro correspondiente al nivel “1. Púb.” de SectorP y β_2 es el parámetro del nivel “D” de la variable Turno.

Los estadísticos de *Deviance* y Pearson resultan estimados en 0,7880 y 0,7839 respectivamente, con 1 GL, encontrándose en la región de aceptación de la hipótesis de buen ajuste del modelo ($p > 0,37$ y $p > 0,38$ respectivamente). Hay problemas de sub-dispersión y se escala *Deviance*. Este modelo también se ajusta bien a los datos. La tabla 4 contiene el ANOVA para docimar la hipótesis de nulidad de los efectos presentes en el modelo.

Tabla 4. ANOVA Tipo III para los efectos principales: PromBR.

| Efecto | GL | Chi ² de Wald | Pr > Chi ² |
|---------|----|-----------------------------|-----------------------|
| SectorP | 1 | 2,1626 | 0,1414 |
| Turno | 1 | 0,1062 | 0,7445 |

Ninguno de los efectos considerados resulta significativo. Como el modelo ajusta correctamente los datos, esto implica que la variabilidad se explica sólo por la acción del intercepto y el promedio de secundaria no tiene relación causal ni con el sector del plantel de procedencia ni con el turno. Tanto la estimación de parámetros como el estudio de posibilidades no resultan de interés para el caso.

Conclusiones

Sobre la hipótesis (a): El rendimiento estudiantil de la FACES-ULA se explica sólo en función de la carrera que se cursa y del promedio de calificaciones que el alumno



obtuvo en sus estudios secundarios y no en función de las restantes variables consideradas. Los alumnos que obtienen más bajos promedios de calificaciones cursan la Licenciatura en Estadística. Las posibilidades de que un estudiante con notas promedio de secundaria superiores o iguales a los 14 puntos, obtenga promedios de notas universitarias también superiores o iguales a 14 puntos, son casi tres veces más, de las que tiene un alumno con notas promedio secundarias inferiores a los 14 puntos.

Sobre la hipótesis (b): No hay evidencia para afirmar que alumnos provenientes de planteles públicos y privados, o de turnos distintos, obtengan calificaciones diferentes en sus estudios secundarios.

En cuanto a lo discutido en las secciones iniciales del trabajo, con base en los datos de los alumnos de la FACES-ULA (2003 al 2007), se sigue que: (I) No hay razón académica sostenible para discriminar el ingreso a la universidad, favoreciendo a aquellos alumnos que provengan de planteles del sector público, pues el sector del plantel de procedencia no contribuye en nada a la explicación del rendimiento universitario y (II) Tampoco hay razón académica sostenible para privilegiar pruebas internas de admisión, que no tomen en consideración el promedio de calificaciones secundarias del alumno, ya que esta variable si contribuye a explicar estadísticamente su rendimiento en la universidad.

El equipo de trabajo continuará en dos direcciones: Ampliando las facultades y carreras de análisis (ULA), e incluyendo datos sobre resultados de pruebas internas de admisión. Estas direcciones seguramente complementarán las conclusiones logradas con el presente trabajo e incrementarán la base científica que se acumula sobre el rendimiento estudiantil universitario, que tanta falta hace al país.

Agradecimientos

Agradecemos a la Dirección de Servicios de Información Administrativa de la ULA y al Ing. Gustavo Briceño Torres, por facilitar los datos del estudio, y al Consejo de Desarrollo Científico, Humanístico y Tecnológico de la ULA por el financiamiento para la presentación de este trabajo en el Congreso.

Referencias

Agresti, Alan (2007) "An introduction to categorical data analysis". 2ª Edición. JohnWiley & Sons, Inc., New Jersey, EEUU.

Di Gresia, Luciano; Porto, Alberto y Ripani, Laura (2002) "Rendimiento de los estudiantes de las universidades públicas argentinas". Documento de Trabajo Nro. 45. Consulta en <http://www.depeco.econo.unlp.edu.ar/doctrab/doc45.pdf> (04-03-2008)

Fuenmayor, et al (2002) "La admisión estudiantil a las universidades públicas venezolanas: causas de las iniquidades". Revista de Pedagogía, Vol XXIII, N° 66, UCV, Caracas, Venezuela.

Garnica, E.; González, P.; Díaz, A. y Torres, E. (1991) "Análisis discriminante. Estudio del rendimiento estudiantil". Revista Economía, N° 6, Mérida, Venezuela.

González, Pilar (1989) "Aplicación del LISREL al análisis del rendimiento estudiantil". Revista Economía, N° 4, Mérida, Venezuela.

González, H.; Mora, L. y Villegas, C. (2002) "Desempeño estudiantil y equidad en la universidad venezolana". Cuadernos OPSU N° 6. Alma Mater, Caracas, Venezuela.

Hosmer, D. y Lemeshow, S. (2000) "Applied logistic regression". 2ª Edición. JohnWiley & Sons, Inc., New York, EEUU.

McCullagh, Peter (1980) "Regression Model for Ordinal Data". Journal of the Royal Statistical Society, B series, 42 - N° 2, pp. 109-142.

Ponsot, E.; Sinha, S.; Varela, J. y Valera, J (2008) "Un Modelo de Regresión Logística del Rendimiento en los Estudios Universitarios: Caso FACES - ULA". Sometido a arbitraje en Actualidad Contable FACES.

Stokes, M.; Davis, C. y Koch, G. (2000) "Categorical Data Analysis Using The SAS® System". 2ª Edición. SAS Institute Inc., North Carolina - Estados Unidos.

Varela, J.; Sinha, S.; Ponsot, E. y Valera, J (2008) "Valor pronóstico del k-ésimo período inicial sobre rendimiento de los estudiantes de la FACES - ULA". Sometido a arbitraje en Actualidad Contable FACES.