Factores que pueden influir en la asistencia de los estudiantes a las tutorías presenciales en Matemáticas Empresariales

García-Artiles, María Dolores (mdgartiles@dmc.ulpgc.es)
Gómez-Déniz, Emilio (egomez@dmc.ulpgc.es)
Dávila Cárdenes, Nancy (ndavila@dmc.ulpgc.es)
Departamento de Métodos Cuantitativos
Universidad de Las Palmas de Gran Canaria
Pérez-Sánchez, José María (josemag@ugr.es)
Departamento de Métodos Cuantitativos, *Universidad de Granada*

RESUMEN

El Espacio Europeo de Educación Superior (EEES) concede una importancia prioritaria al proceso enseñanza-aprendizaje, en el que sin duda las tutorías juegan un papel fundamental con el que se pretende potenciar el trabajo autónomo por parte de los estudiantes. En el marco del EEES a su vez, se habla de acción tutorial, por lo que la tutoría se puede concebir desde dos vertientes. Por un lado la tutoría académica, que es la que se ha venido desarrollando tradicionalmente, y por otro la tutoría personal y profesional. Para esta última, en la Universidad de Las Palmas de Gran Canaria, los equipos directivos de los centros son los que se encargan de desarrollarla, recayendo en los profesores la tutoría académica, en la que nos centraremos en este trabajo. Aunque el desarrollo de las tecnologías de la información y la comunicación ha favorecido que las tutorías académicas cedan parte de su desarrollo al entorno virtual. Sin embargo, en las asignaturas de carácter instrumental, puede parecer poco probable que la tutoría de carácter presencial sea completamente sustituida. No obstante, desde la entrada en vigor del nuevo modelo educativo hemos percibido, en la asignatura Matemáticas Empresariales, una disminución en el número de estudiantes que acuden a tutorías de modo presencial. Por ello, nos hemos planteado estudiar, haciendo uso de un modelo de regresión paramétrico no lineal, los factores o covariables que pueden influir en la asistencia a las tutorías presenciales.

Palabras clave: Covariable, Espacio Europeo de Educación Superior, Inflado de ceros, Distribución de Poisson, Tutoría presencial.
Área temática: [A5 Metodología y Docencia]

ABSTRACT The European Higher Education Area (EHEA) attaches priority importance to the teaching-learning process, in which tutoring plays an important role because they help to promote independent learning by students.

In the framework of the EHEA, mentoring is seen from two sides. On the one hand, academic tutoring which traditionally has been developed in the Universities, and on the other hand, the personal and professional tutoring. The management teams of the different Centers at the University of Las Palmas de Gran Canaria are in charge of developing professional and personal mentoring, instead teachers are responsible for carrying out the academic tutoring, in which we will focus this work.

Although, the development of information technology and communication has increased the use of the virtual environment for academic tutoring, it seems unlikely that instrumental subjects such as mathematics, tutoring assistance with teacher can be completely replaced. However, since the beginning of the new educational model we have seen, in the Business Mathematics course as the number of students, attending tutorials in professors' offices, have decreased. Therefore, we have proposed to study, using a regression model parametric nonlinear, the factors or covariates that may affect attendance or not the face to face tutorials.

Key words: Covariate, European Higher Education Area, Zero Inflated, Poisson Distribution, Mentoring.

1 INTRODUCCIÓN

En el marco del Espacio Europeo de Educación Superior (EEES), el proceso de enseñanza-aprendizaje confiere un especial papel a la acción tutorial. Con ella se asigna un nuevo papel al profesor, que además de enseñar, debe asistir, orientar y asesorar al estudiante para que éste desarrolle un aprendizaje activo.

En este sentido se puede concebir la tutoría como una acción personalizada y orientadora entre el profesor y el estudiante, en la que el profesor facilita ayuda para resolver las dudas y problemas que el estudiante encuentra durante su proceso formativo, realiza un seguimiento académico y actúa como guía para favorecer el desarrollo del trabajo autónomo, permitiendo al estudiante alcanzar unas competencias que le permitan autodirigir su proceso de aprendizaje, Romero et al. (2010).

En este proceso, a su vez, el profesor recibe las experiencias y aportaciones de los estudiantes, lo que le permite conocer, de forma más directa, además de las carencias formativas, la visión de los mismos sobre la asignatura, inquietudes y preocupaciones, pues el ambiente del trato personal, más distendido, facilita una complicidad entre el profesor y el estudiante. En este nuevo rol, en el que se pasa del profesor transmisor de conocimiento al profesor tutor, orientador y generador de aprendizajes competenciales, Cano (2009), se exige al profesor un esfuerzo personal de reflexión sobre su función docente, de convencimiento sobre la necesidad de mejora y de preparación en aquellos aspectos en los que necesite un entrenamiento y actualización, en definitiva, se hace necesario una evolución y cambio por parte del profesorado, García Nieto et al. (2004).

Desde el desarrollo del EEES, han sido numerosos los informes y trabajos desarrollados con el fin de orientar al profesor sobre esta nueva tarea, que rebasa las fronteras de la acción académica, que es la que siempre ha trabajado, García Nieto (2008), Michavila y García (2003) y Sans Oro (2005).

La nueva tutoría pretende dar respuesta a las actuales necesidades de la institución y del estudiante, estamos ante una comunidad de aprendizaje masificada, con estudiantes de procedencia académica heterogénea, con una diversidad cultural cada vez mayor, que precisan un trato más personalizado, con una renovada estructura y orientación y que además coexiste con un elevado número de estudiantes que abandonan y fracasan en el sistema, Pérez Cuso et al. (2011).

En esta línea conviene destacar que en la Universidad española no ha existido tradición sobre la acción tutorial, como sí lo ha sido en las universidades americanas o británicas. Las tutorías no se han desarrollado más allá de su aspecto académico, con el objeto de resolver dificultades, generalmente de contenido, y vinculadas a una asignatura, a la que el estudiante asiste voluntariamente, sin que ello le repercuta en la evaluación y en función de la disponibilidad horaria del profesor, Gairín et al. (2004).

Para poder afrontar la nueva tutoría en su sentido más amplio y desarrollar esta doble faceta por parte del profesorado, conviene no perder de vista la configuración de las aulas y el marco en el que se mueve el profesor en la Universidad española, lo que nos muestra una dura realidad. Por ello, conviene contextualizar el escenario en el que se desarrolla la docencia para el trabajo que presentamos, a fin de especificar por qué principalmente nos centramos en la tutoría académica.

La estructura del trabajo la configuramos en los siguientes apartados, en primer lugar empezamos definiendo el entorno en el que se desarrolla la docencia, a continuación describimos la muestra y la metodología con la que se ha abordado el estudio, para terminar presentando los resultados y conclusiones.

2 EL ENTORNO DE TRABAJO

La asignatura en la que focalizamos el trabajo es Matemáticas Empresariales, que corresponde al primer curso del grado en Administración y Dirección de Empresas de la Universidad de Las Palmas de Gran Canaria (ULPGC).

Dos años después de la entrada en vigor del nuevo plan de estudios cuenta con unos 700 estudiantes matriculados, distribuidos en 7 grupos. La heterogeneidad que caracteriza a los estudiantes de nuevo ingreso viene determinada por las opciones de acceso, la diversidad cultural cada vez mayor, el acceso de estudiantes con diferentes tipos de discapacidad, la integración de los estudiantes de programas de movilidad, la divergencia de edad, entre otros. En definitiva, los estudiantes de primer curso y en el primer semestre en la Universidad tienen unas características especiales que merecen ser consideradas, pues se enfrentan por primera vez a un nuevo modelo de enseñanza, con nuevos compañeros, nuevas formas de aprender, nuevos profesores, en grupos de enseñanza que duplican, como mínimo, su entorno de aprendizaje habitual en la enseñanza secundaria.

Resulta evidente que en este escenario, con grupos de una media de 80 estudiantes, pues el total de matriculados no asiste regularmente a clase, cabe preguntarse hasta qué punto es factible abordar tareas de acción tutorial individualizadas o por pequeños grupos, por lo que las tutorías más allá de lo académico resultan difíciles de abordar por parte del profesorado.

Conscientes o no de esta realidad, actualmente la tutoría no académica, aquélla en la hay que facilitar la integración de los estudiantes de nuevo ingreso, orientarles en el nuevo sistema, proveerles de información sobre los recursos y el acceso a los mismos, informarles de los órganos de representación y participación en la Universidad, es llevada a cabo por la dirección del centro, atendiendo con ello a los planes de calidad establecidos.

En manos del profesor queda actuar como tutor que resuelve las dudas originadas por los conocimientos que imparte, orientarle sobre los métodos de trabajo, ayudarles a corregir determinadas carencias y buscar soluciones que contribuyan a su éxito en la materia de estudio. Ni que decir tiene que cuando algún estudiante requiere al profesor algún tipo de orientación se procura facilitársela en la medida de sus posibilidades, o bien le aconseja sobre quién puede ser la persona más adecuada para ayudarle en lo que demanda. En definitiva, consideramos que la principal función del profesor es posibilitar, facilitar y guiar al estudiante para que pueda acceder intelectualmente a los contenidos y prácticas profesionales de una determinada disciplina, como también afirma Herrera (2007).

Ahora bien, qué es lo que ha cambiado desde la entrada en vigor de los nuevos planes de estudio para que los profesores percibamos que la asistencia a las tutorías de carácter académico haya disminuido. Si bien es cierto que la diversidad cultural o la diferencia de edad de los estudiantes puede haber configurado las aulas de un modo diferente, no es menos cierto que los estudiantes que predominan son los que han configurado las aulas en años precedentes, esto es, estudiantes de 18 años, procedentes de bachillerato de Ciencias Sociales.

Por este motivo, planteamos este trabajo, que continúa uno anterior, Dávila et al. (2012) sobre las variables que pueden determinar la probabilidad de aprobar la asignatura que nos ocupa. En dicho trabajo, no fue posible explicar la asistencia a tutorías como un factor que influye en la probabilidad de éxito de la asignatura, ya que gran parte de los estudiantes alegaba como motivo para no asistir a las tutorías presenciales que el horario no les venía bien. A este respecto hay que decir que la normativa de la Universidad establece que el horario de tutorías debe fijarse fuera del horario de clases de los estudiantes con el fin de que éstos puedan acudir a las mismas sin que ello afecte la asistencia a otras asignaturas.

También hay que destacar que la Universidad de Las Palmas de Gran Canaria, es una Universidad localizada en la capital de la isla de Gran Canaria, a unos 7 kilómetros del centro de la ciudad, en la que la mayor parte de sus estudiantes han nacido y residen en la isla. Los estudiantes que proceden de otras islas viven durante el curso en la capital o en residencias cercanas a la Universidad,

El horario de tutorías de los profesores está fijado fuera del horario de clases, procurando establecer las mismas a continuación del horario de clases de los turnos asignados a los estudiantes, en los días en que es posible. De ahí que la justificación de los estudiantes diciendo que el horario no les venía bien, es cuanto menos cuestionable.

Se diseñó un cuestionario de 9 preguntas que se distribuyó al principio del segundo semestre a través del campus virtual, las preguntas estaban relacionadas con la asistencia a las tutorías. Se preguntaba de qué manera resolvían los estudiantes las dudas, si en la clase de teoría con el profesor, bien asistiendo a clases particulares o bien, utilizando recursos de la web. Le preguntábamos qué opinión les merecían las tutorías presenciales, sobre si ayudaban o no a entender la materia. Como datos personales del estudiante también se les preguntaba por la opción de acceso a la Universidad, si eran becarios, si trabajaban, el municipio de residencia, por lo que hemos comentado anteriormente, sobre si la distancia a la Facultad puede dificultar la asistencia a tutorías. Como en este caso el cuestionario no era anónimo podíamos tener información sobre la nota de la evaluación continua. Sin embargo, tan solo 90 estudiantes respondieron al cuestionario en este formato virtual. Por ello se pasó el cuestionario en papel, en una hora de clase, aquí el cuestionario era anónimo, por lo que además se incluyó la pregunta referente a la nota de la evaluación continua.

La muestra contenía 244 encuestas, en las cuales el 70% de los estudiantes indicaba que nunca había asistido a una tutoría presencial en el despacho del profesor. El 60% afirmaba que las dudas las resolvía en clases de teoría, mientras que alrededor del 50% de los estudiantes señalaba que utilizaba como recursos las clases particulares o la web. Es interesante notar el elevado número de estudiantes, 77%, que reconocía que las tutorías ayudan a la comprensión de la materia. También mayoritariamente los estudiantes indicaban que procedían del Bachillerato de Ciencias Sociales y que residían en Las Palmas de Gran Canaria. Como dato adicional observamos que de los 244 estudiantes encuestados, el 80% se presentó al examen final y de ellos el 45%, superó con éxito la asignatura.

Con el fin de incorporar al modelo las cuestiones planteadas en la encuesta las etiquetas utilizadas para cada una de las variables consideradas se detallan a continuación. El número de veces que el estudiante ha asistido a tutorías presenciales en el despacho del profesor le asignamos la variable ASISTENCIA. Si el estudiante resuelve sus dudas en clases de teoría o en clases particulares o utilizando recursos de la web le asignamos las variables TEORÍA, PARTICULARES y WEB, respectivamente. A la cuestión sobre si el estudiante opina que las tutorías presenciales le ayudan a entender la materia le asignamos la variable TAYUDAN. Con respecto a las cuestiones de si el estudiante es becario o si trabaja, le asignamos las variables BECA y TRABAJO. La nota correspondiente a la evaluación continua le corresponde la variable EVCONT. Las opciones de acceso se codificaron como sigue, por CSOCIALES a los estudiantes que acceden por el bachillerato de Ciencias Sociales. A los que proceden del Bachillerato Científico Tecnológico se les asignó CTECNOLÓGICO, y por último, a los de otras opciones de acceso, distinta de las anteriores, se le asignó la variable OTROS.

Por último, respecto al municipio de residencia distinguimos cinco zonas de la isla de Gran Canaria. Los estudiantes que residen en Las Palmas de Gran Canaria, le asignamos RLPGC. Los estudiantes que residen en Telde como RTELDE. Los residentes en la zona centro RCENTRO, los de la zona norte RNORTE y los residentes en la zona sur RSUR.

La variable ASISTENCIA puede tomar valores entre 0 y 7, donde el 7 representa a los estudiantes que asistieron más de 6 veces a tutorías. El resto de variables, excepto la correspondiente a la nota de la evaluación continua, que oscila de 0 a 4 puntos, toman los valores 0 y 1 para las respuestas negativas y afirmativas respectivamente.

Los descriptivos de la muestra se recogen en la Tabla 1.

3 METODOLOGÍA DE TRABAJO

En el modelo que estudiamos la variable aleatoria de interés es el número de veces que un estudiante de Matemáticas Empresariales de la ULPGC acude a tutoría

Tabla 1: Descriptivos

Variable	Media	S.D.	Min	Max
ASISTENCIA	0.7622	1.5047	0	7
TEORÍA	0.6024	0.4903	0	1
PARTICULARES	0.4672	0.4999	0	1
WEB	0.5041	0.5010	0	1
TAYUDAN	0.7746	0.4284	0	1
BECA	0.3319	0.4718	0	1
TRABAJO	0.1060	0.3091	0	1
EVCONT	1.6799	1.1744	0	4
CSOCIALES	0.6598	0.4747	0	1
CTECNOLÓGICO	0.2295	0.4213	0	1
OTROS	0.1106	0.3143	0	1
RLPGC	0.5451	0.4989	0	1
RTELDE	0.1106	0.3143	0	1
RCENTRO	0.0696	0.2551	0	1
RNORTE	0.0737	0.2619	0	1
RSUR	0.2008	0.4014	0	1

presencial en el despacho del profesor (por tanto una variable discreta), que cuenta con un número elevado de observaciones que toman el valor cero, razón que motiva el presente trabajo, y que pretende averiguar cuáles son las causas que provocan esta inflación de ceros.

Para ello se ajustará inicialmente un modelo de regresión lineal que se estimará por el método de estimación de mínimos cuadrados ordinario. A continuación se asumirá que la variable ASISTENCIA, número de veces que un estudiante acude a tutorías, obedece a cierto modelo probabilístico, i.e. se trabajará con un modelo lineal generalizado, con distribución de probabilidad $f_\theta(y)$, dependiente de un parámetro θ que es la media de la distribución. Supondremos que dicho modelo es la distribución de Poisson (véase Apéndice). Esta distribución, como resulta bien conocido, tiene el inconveniente de que la media es igual a la varianza y, por tanto, no resulta adecuada para modelar fenómenos en el que la varianza supera a la media (sobredispersión). La variable ASISTENCIA presenta, como se observa en la Tabla 1 una media de 0.76 y una varianza de 2.26, mostrándose estos datos por tanto con carácter sobredisperso. Teniendo en cuenta esta característica, así como el elevado número de ceros observados en la variable ASISTENCIA, se elaborará un modelo probabilístico que recoja el hecho de que el número de observaciones de cero, o no ocurrencia del fenómeno, es en proporción elevado con respecto al resto de observaciones. Para ello se asume una distribución de probabilidad que venga dada mediante una mixtura o mezcla (véase Apéndice, modelo inflado de ceros), y en la que $f_\theta(y)$ representa la distribución parental, la distribución de Poisson en nuestro caso. Puede verse en el Apéndice que esta distribución sí permite modelar el fenómeno de sobredispersión presente en nuestros datos. La función de probabilidad de la mixtura o mezcla aparece en el Apéndice en (1). Aplicaciones de modelos de esta naturaleza pueden verse en Bohning et al. (1999) y Hall (2000).

En este trabajo examinamos y comparamos los ajustes de nuestra variable utilizando la distribución de Poisson, específica para datos de recuento. En primer lugar ajustamos la distribución de Poisson y a continuación ajustamos los datos mediante la distribución Poisson inflada de ceros, sin covariables, con el objeto de controlar el exceso de ceros. El ajuste de las distribuciones se realiza por máxima verosimilitud (véase Apéndice, Estimación). Así, para el ajuste de la distribución de Poisson hay que tener en cuenta que el estimador máximo verosímil del parámetro es la media muestral. En los restantes casos puede calcularse directamente el máximo del logaritmo de la función de verosimilitud o resolver las ecuaciones normales utilizando algún programa informático. En nuestro caso se ha utilizado el software MATHEMATICA. Este programa presenta la ventaja de calcular de manera simbólica la matriz de información observada así como las varianzas asintóticas de los estimadores. El comportamiento del ajuste se discute mediante diferentes tipos de contrastes. Además del valor del estadístico de verosimilitud (log-likelihood) y de los criterios

Tabla 2: Ajuste sin covariables de los modelos Poisson y Poisson inflado de ceros

ASISTENCIA	Observada	Ajustada	
		Poisson	Poisson inflado de ceros
0	172	113.85	172.00
1	23	86.78	18.05
2	20	33.07	21.05
3	13	8.40	16.37
4	8	1.60	9.54
5	2	0.24	4.45
6	0	0.03	1.73
7	6	0.00	0.57
Total	244	243.97	243.76
$\widehat{\theta}$		0.762(0.055)	2.332(0.033)
$\widehat{\phi}$			0.326 (0.197)
$L_{\max}$		–359.791	–274.385
(AIC,BIC)		(721.581,725.078)	(552.769,559.764)
χ^2		$\chi^2(4) = 323.81$	$\chi^2(3) = 2.58$
p-valor		0.00	0.46

de información de Akaike (AIC) y Bayesiano (BIC) (véase Akaike (1974) y Leroux (1992))[1]. Como es bien conocido un modelo con menor valor de estos dos últimos estadísticos será siempre preferido.

Como prueba específica de la bondad del ajuste realizamos el test chi-cuadrado, comparando las frecuencias absolutas observadas empíricamente y las correspondientes frecuencias absolutas teóricas obtenidas con los dos modelos (inflado y sin inflar) considerados. Los resultados observados y ajustados se muestran en la Tabla 2. En la misma aparece también un resumen con los parámetros estimados por máxima verosimilitud, sus errores estándar (en paréntesis), el AIC, BIC, el valor del

[1] $AIC = 2k - 2\ell$, $BIC = -2\ell + k\log(n)$, donde k es el número de parámetros del modelo, n el tamaño muestral y ℓ es el valor del logaritmo de la función de verosimilitud para el modelo estimado.

logaritmo de la función de verosimilitud, además del test chi-cuadrado. Todos los valores señalados evidencian de manera abrumadora el modelo de Poisson inflado de ceros frente al modelo de Poisson homogéneo.

Finalmente incorporamos el test score (Dean y Paul (2000)) que permite enfrentar la hipótesis del modelo de Poisson inflado de ceros frente al modelo homogéneo (véase Apéndice, Test score). Según el cual se observa que el valor del estadístico T es 123.795, muy superior a $\chi^2_{0.05,1} = 3.841$ y, por tanto, se rechaza el modelo homogéneo frente al modelo inflado de ceros.

3.1 Modelo lineal de regresión

En este caso, consideramos que los valores de la variable objeto de estudio, Y, han sido generados por una combinación lineal de los valores de una o más variables explicativas y un término aleatorio:

$$y_i = x^\top \beta = \sum_{s=1}^{q} x_{is}\beta_s + u_i, \quad i = 1, ..., n.$$

donde $x = (x_1, x_2, \ldots, x_q)$ es un vector de covariables y $\beta = (\beta_1, \ldots, \beta_q)$ es un vector de coeficientes de regresión que deberán ser estimados.

Los parámetros $\beta_i,\ i = 1, 2, \ldots, n$, cuantifican la relación parcial de cada variable explicativa x_i con la variable dependiente. Si admitimos que se cumplen las hipótesis básicas clásicas, entonces el teorema de Gauss-Markov establece que el método de estimación de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), va a producir estimadores óptimos. En nuestro caso, obtendremos estimaciones MCO robustas al posible problema de heteroscedasticidad.

Como podemos observar en la Tabla 3, según el modelo de regresión lineal múltiple, las variables significativas que resultan son TEORÍA (al 1 % de significatividad), EVCONT (al 5 %) y TAYUDAN y CTECNOLÓGICO (al 10 %). Podemos afirmar que, para aquellos alumnos que resuelven sus dudas en clases de teoría, el número esperado de veces que asisten a tutorías aumenta en 0.815 (manteniendo constantes el resto de variables)[2]. Por cada punto adicional que un alumno obtenga en su nota de evaluación continua, se espera que el número de veces que asista a tutorías aumente en 0.198 veces. Si un alumno piensa que las tutorías ayudan a entender la materia, se espera que asista 0.316 veces más a las mismas. Por último, si un alumno proviene del Bachillerato Científico Tecnológico, se espera que asista 0.402 veces menos que un alumno que proviene del Bachillerato de Ciencias Sociales. Como podemos ver, los valores de los criterios de información de Akaike (AIC) y bayesiano (BIC) son 876.715 y 925.676, respectivamente.

Tabla 3: Resultados del modelo regresión lineal múltiple

Variable	Parámetro	Estimación	E.E.	$\lvert t\rvert$	Pr > $\lvert t\rvert$
CONSTANTE	β_0	–0.307	0.247	–1.24	0.216
TEORÍA	β_1	0.815	0.175	4.64	0.00
PARTICULARES	β_2	–0.001	0.205	–0.01	0.99
WEB	β_3	–0.273	0.178	–1.53	0.12
TAYUDAN	β_4	0.316	0.174	1.81	0.07
BECA	β_5	0.025	0.201	0.13	0.89
TRABAJO	β_6	0.052	0.238	0.22	0.82
EVCONT	β_7	0.198	0.092	2.15	0.03
CTECNOLÓGICO	β_8	–0.402	0.208	–1.93	0.05
OTROS	β_9	0.427	0.388	1.10	0.27
RTELDE	β_{10}	0.356	0.295	1.20	0.23
RCENTRO	β_{11}	0.434	0.563	0.77	0.44
RNORTE	β_{12}	0.232	0.278	0.83	0.40
RSUR	β_{13}	0.415	0.247	–1.24	0.21

$L_{\max} = -424.358$, AIC $= 876.715$, BIC $= 925.676$

3.2 Modelo lineal generalizado. Distribución de Poisson.

El modelo lineal generalizado (McCullagh y Nelder (1989)) constituye una generalización de la regresión de MCO. Relaciona la distribución aleatoria de la variable

[2]En el modelo de regresión considerado se tiene que $\partial y_i/\partial x_{is} = \beta_s$, de ahí la interpretación que se propone.

dependiente en el experimento con la parte no aleatoria través de la denominada función de enlace (*link*). En este modelo se asume que la variable dependiente Y está generada por una función de distribución de la familia exponencial. La media de la distribución, $E(Y) = \theta$ depende de las variables independientes, a través de la expresión $\theta = h^{-1}(X\beta)$, donde el predictor lineal $X\beta$, es una combinación lineal de parámetros desconocidos β, siendo h la función de enlace y en la que los parámetros desconocidos β se estiman por máxima verosimilitud.

La especificación más utilizada en este caso es considerar el parámetro θ exponencial, asegurando con ello la no negatividad del mismo. Esto es,

$$\theta_i = \exp\left\{\sum_{s=1}^{q} x_{is}\beta_s\right\}, \quad i = 1, \ldots, n,$$

obteniéndose, por tanto, el modelo log-lineal, de modo que $E(Y) = \exp\left\{x^{\top}\beta\right\}$.

Como muestra la Tabla 4 las variables significativas ajustando un modelo Poisson homogéneo son: TEORÍA, EVCONT, OTROS (al 1 %), y WEB, TAYUDAN, CTECNOLÓGICO, RCENTRO y RSUR (al 5 %). Resolver dudas en clases de teoría aumenta[3] el número esperado de tutorías en $e^{1.518} = 4.563$.

Cada punto adicional en la nota de evaluación continua aumenta el número esperado de tutorías en 1.290. Una variable significativa nueva con respecto al modelo de regresión lineal múltiple es la variable OTROS que como se indicó anteriormente es la que representa a los estudiantes cuya opción de procedencia no es el Bachillerato Científico Tecnológico, que asistirán, en términos esperados, 1.818 veces más que los alumnos procedentes de Ciencias Sociales. Otra variable significativa que aparece es la variable WEB, que nos indica que el número esperado de veces que asistirán a tutorías los estudiantes que resuelven sus dudas con los recursos de la web disminuirá en 0.358. Las variables TAYUDAN y CTECNOLÓGICO siguen teniendo los mismos efectos, en términos de signo, sobre el número esperado de veces

[3] El modelo considerado ahora es equivalente a $\log\theta_i = \sum_{s=1}^{q} x_{is}\beta_s, \quad i = 1, \ldots, n$. Luego $\beta_s = \partial \log\theta_i / \partial x_{is}$. Es sencillo comprobar en este caso que $\frac{E(Y_i|X_{ik}=1)}{E(Y_i|X_{ik}=0)} = e^{\beta_k}$.

que se asiste a tutorías. Por último, este modelo detecta como variable significativa el lugar de residencia del estudiante. Si reside en el Centro o en el Sur de la isla, se espera que incremente, en términos medios (aproximadamente en 1.632 veces), el número de veces que asiste a tutorías con respecto a un estudiante que reside en Las Palmas de Gran Canaria. Obviamente, todo este análisis se realiza suponiendo que el resto de variables permaneces constantes. Con respecto a los criterios de información, observamos cómo este modelo mejora al anterior (AIC = 620.575, BIC = 669.535). En cuanto al modelo inflado de ceros, también en la Tabla

Tabla 4: Resultados del modelo Poisson inflado de ceros con covariables y del modelo Poisson homogéneo con covariables entre paréntesis

Variable	Parámetro	Estimación	E.E.	$\lvert t\rvert$	Pr > $\lvert t\rvert$
	ϕ	0.397	0.044	13.52	0.00
CONSTANTE	β_0	−0.464(−2.542)	0.575(0.362)	0.80(7.00)	0.42(0.00)
TEORÍA	β_1	1.525(1.518)	0.356(0.250)	4.27(6.07)	0.00(0.00)
PARTICULARES	β_2	0.126(−0.001)	0.187(0.158)	0.67(0.01)	0.49(0.99)
WEB	β_3	−0.080(−0.358)	0.193(0.155)	0.41(2.29)	0.67(0.02)
TAYUDAN	β_4	−0.602(0.652)	0.467(0.267)	1.28(2.43)	0.19(0.01)
BECA	β_5	−0.037(0.051)	0.235(0.167)	0.15(0.30)	0.87(0.75)
TRABAJO	β_6	−0.652(0.088)	0.333(0.257)	1.95(0.34)	0.05(0.73)
EVCONT	β_7	0.192(0.255)	0.085(0.071)	2.25(3.59)	0.02(0.00)
CTECNOLÓGICO	β_8	−0.387(−0.490)	0.243(0.205)	1.58(2.39)	0.11(0.01)
OTROS	β_9	0.581(0.598)	0.243(0.216)	2.39(2.76)	0.01(0.00)
RTELDE	β_{10}	−0.208(0.360)	0.280(0.234)	0.74(1.53)	0.45(0.12)
RCENTRO	β_{11}	0.821(0.523)	0.333(0.264)	2.46(1.97)	0.01(0.05)
RNORTE	β_{12}	0.282(0.440)	0.398(0.314)	0.70(1.40)	0.48(0.16)
RSUR	β_{13}	0.226(0.453)	0.242(0.193)	0.93(2.34)	0.35(0.02)

$L_{\max} = -248.402(-296.287)$, AIC = 526.804(620.575), BIC = 579.261(669.535)

4, observamos en primer lugar que el término de inflación,ϕ, sale significativo, sugiriéndonos que el modelo de Poisson inflado de ceros con covariables puede ser aplicado con estos datos. Como variables significativas se obtienen TEORÍA (al 1 %), EVCONT, OTROS, RCENTRO (al 5 %) y, como novedad en comparación con el modelo homogéneo, TRABAJO (al 10 %). Las cuatro primeras variables siguen conservando la relación positiva con la variable dependiente. Por contra, la variable TRABAJO nos dice que un alumno que trabaja reducirá, en términos medios, el número de asistencias a tutorías en 1.92. Los resultados obtenidos con el AIC y el BIC corroboran la idea de que el modelo de Poisson inflado de ceros mejora a las estimaciones realizadas hasta el momento.

4 CONCLUSIONES

Es notorio que la tutoría académica conduce a una mejora de la calidad del proceso educativo, facilitando la comunicación entre estudiantes y profesores, promoviendo un ambiente educativo de confianza y ayudando a reducir los índices de abandono, aunque con la puesta en marcha del Espacio Europeo de Educación Superior se observa una disminución en la asistencia de los estudiantes a las mismas.

Este trabajo ha pretendido analizar las posibles causas que están detrás de este hecho, tratando de averiguar cuáles son los elementos, al alcance del profesor, que pudieran ser corregidos y que motiven al estudiante a seguir utilizando este recurso docente que, sin duda, redundará en su beneficio. Para ello se ha asumido un modelo estadístico de regresión paramétrico basado en el uso de la distribución de Poisson en el que las covariables representan las posibles causas que pudieran estar detrás de la utilización de este recurso docente. Los resultados obtenidos de los modelos aplicados nos permiten concluir que el modelo Poisson inflado de ceros proporciona el mejor ajuste.

Resulta significativo que los estudiantes que resuelven sus dudas en clases de teoría son los que más asisten a tutorías, lo que se puede explicar por el hecho de que un estudiante que pregunta en clase rompe una barrera que muchos estudiantes encuentran habitualmente, al no atreverse a expresar sus dudas públicamente. Con esta iniciativa obtiene una respuesta directa del profesor, lo que le puede ayudar a volver a preguntarle en un entorno más particular, como puede ser el despacho, cualquier otra duda que encuentre en su proceso de estudio.

El que resulten significativas en este modelo las variables que representan a los estudiantes que acceden a la Universidad de otras opciones que no sean los Bachilleratos de Ciencias Sociales ni Científico Tecnológico, puede relacionarse con el hecho de que estos estudiantes encuentran una dificultad adicional en la comprensión de la materia por lo que la asistencia a tutorías para ellos puede ser fundamental para poder seguir la asignatura. Asimismo es significativa la variable que agrupa a los estudiantes cuya residencia se localiza en el centro de la isla. Los accesos a la Facultad desde estas zonas es la más complicada para los estudiantes, por ello, se puede entender que éstos aprovechen que las tutorías están fijadas a continuación de su horario de clase para acudir a preguntar a los profesores.

Resultan interesantes los resultados obtenidos con la variable que mide la nota de evaluación continua. Una buena nota en la misma promueve la asistencia a tutorías. Esto podría justificarse por la motivación que produce en el estudiante el éxito en el seguimiento continuado de la materia y lo que ello le repercutirá en el resultado del examen final.

Fuera del cuestionario conviene resaltar que algunos estudiantes dieron una opinión personal comentando que, a su modo de ver, no acuden a tutorías porque sienten cierta vergüenza al pensar que los profesores van a conocer en primera persona que ni conocen ni han estudiado la materia sobre la que están interesados que se les explique durante la asistencia a la tutoría presencial.

Con el análisis realizado, consideramos que dadas las características del elevado número de estudiantes que acceden a la titulación Grado en Administración y Dirección de Empresa, nos referimos a la diversidad que presentan desde su opción de acceso hasta el ritmo de aprendizaje, la tutoría académica en la asignatura Matemáticas Empresariales se debería centrar en proporcionar una ayuda personalizada a todos los estudiantes reunidos en pequeños grupos de tal manera que tenga como objetivo un planteamiento docente capaz de guiarle en la optimización de su rendimiento académico.

Por todo ello, en este trabajo se ha pretendido reflexionar y ofertar propuestas para que la tutoría académica tenga un papel importante en orientar y guiar al estudiante, fundamentalmente en el ámbito académico sin olvidar, si así se requiere, el ámbito personal y profesional.

5 REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AKAIKE, H.(1974). “A new look at the statistical model identification”. IEEE Transactions on Automatic Control, 19 (6), pp. 716–723.

- BOHNING, D.; DIETZ, E.; SCHLATTMANN, P.; MENDONCA, L. y KIRCHNER, U. (1999). “The Zero–Inflated Poisson Model and the Decayed, Missing and Filled Teeth Index in Dental Epidemiology”. Journal of the Royal Statistical Society. Series A (Statistics in Society), 162 (2), pp. 195–209.

- CANO, R. (2009). ”Tutoría universitaria y aprendizaje por competencias. Cómo lograrlo”. Revista Electrónica Interuniversitaria de Formación del Profesorado, 12 (1), pp.181-204.

- DÁVILA, N. GARCÍA, MD., GÓMEZ, E. y PÉREZ, JM. (2012). “Un modelo logit alternativo para explicar los factores que influyen en la probabilidad de éxito en Matemáticas Empresariales”. XX Jornadas de ASEPUMA y VIII Encuentro Internacional. Anales de ASEPUMA, 20:520.

- DEAN, D. y PAUL, S. (2000). “Score tests for zero inflation in generalized linear models”. The Canadian Journal of Statistics, 27, 3, pp. 563–570.

- GAIRÍN, J., FREIXAS, M., GUILLAMÓN, C. Y QUINQUER D. (2004). "La tutoría académica en el espacio europeo de la Educación Superior". Revista Interuniversitaria de Formación del Profesorado, 18 (1), pp.61-77.

- GARCÍA NIETO, N. (2008). "La función tutorial de la Universidad en el actual contexto de la Educación Superior". Revista Interuniversitaria de Formación del Profesorado, 22,1, pp. 21–48.

- GARCÍA NIETO, N., ASENSIO, I., CARBALLO, R., GARCÍA, M. y GUARDIA, S. (2004). "Guía para la labor tutorial en la Universidad en el EEES". Ministerio de Educación, deporte y Cultura, Madrid.

- HALL, D. B.(2000). "Zero-Inflated Poisson and Binomial Regression with Random Effects: A Case Study". Biometrics, 56, pp. 1030–1039.

- HERRERA, L. (2007). "La acción tutorial en el Espacio Europeo de Educación Superior. Memoria del proyecto de innovación en tutorías para segundo curso de la titulación de maestro". (PIT 034). Universidad de Granada, pp. 4–29.

- LEROUX, B.G. (1992). "Consistent Estimation of a Mixing Distribution", The Annals of Statistics, 20, pp. 1350–1360.

- MCCULLAGH, P. Y NELDER, J. (1989). "Generalized Linear Models". London: Chapman and Hall.

- MICHAVILA, F. y GARCÍA DELGADO (eds.) (2003). La tutoría y los nuevos modelos de aprendizaje en la Universidad. Madrid: CAM-Cátedra UNESCO.

- PÉREZ CUSO, FJ., MARTÍNEZ, M. y MARTÍNEZ, P. (2011). Necesidad y realidad de la tutoría universitaria: un estudio de la Facultad de Educación de la Universidad de Murcia. Congreso Internacional de Innovación Docente. Universidad Politécnica de Cartagena. CMN 37/38.

- ROMERO, C., ZURITA ORTEGA, F. y ZURITA MOLINA, F. (2010). ”La autonomía y orientación en el Espacio Europeo de Educación Superior mediante el portafolio y la tutoría”. Estudios sobre Educación, 19, pp. 261–282.

- SANS ORO, R. (2005). ”Integración del estudiante en el sistema universitario. La tutoría”. Cuadernos de Integración Europea, 2, pp. 69-95.

APÉNDICE

Distribución de Poisson

Una variable aleatoria discreta Y que toma valores en $0, 1, \ldots$, sigue una distribución de Poisson si su función de probabilidad viene dada por

$$\Pr(Y = y) = \frac{e^{-\theta}\theta^y}{y!}, \quad y = 0, 1, \ldots, \theta > 0.$$

Se tiene que la distribución es equidispersa ya que $E(Y) = var(Y) = \theta$.

Modelo inflado de ceros

La especificación del modelo en este caso viene dada por

$$g(y; \phi, \theta) = \begin{cases} (1-\phi) + \phi f_\theta(0), & y = 0, \\ \phi f_\theta(y), & y > 0, \end{cases} \tag{1}$$

donde $f_\theta(y)$ es la distribución parental, la distribución de Poisson en nuestro caso, y $0 < \phi \leq 1$ es el parámetro de inflación.

En este caso es sencillo comprobar que $E(Y) = \phi\theta$, $var(Y) = \phi\theta(1 + \theta(1-\phi))$, resultando, por tanto, que la distribución es sobredispersa ya que $var(Y) > E(Y)$.

Estimación

Supongamos ahora que disponemos de una muestra $(y_1, y_2, \ldots, y_n)$ de tamaño n tomada de la función de probabilidad $f_\theta(x)$. El logaritmo de la función de verosimilitud del modelo que incluye covariables viene dado por

$$\ell(y_i;\phi,\theta_i) = n_0 \log\left[1-\phi+\phi f_{\theta_i}(0)\right] + \sum_{y_i>0} \log\left[\phi f_{\theta_i}(y_i)\right],$$

donde n_0 es el número de ceros en la muestra y $f_{\theta_i}(0) = e^{-\theta_i}$. Las ecuaciones normales de las que se obtendrán los estimadores de ϕ y β_j $(j = 1, 2, \ldots, q)$ resultan

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \ell(y_i;\phi,\beta_i)}{\partial \phi} &= \frac{n}{\phi} - \frac{n_0\left(1-f_{\theta_i}(0)\right)}{1-\phi+\phi f_{\theta_i}(0)} = 0, \\
\frac{\partial \ell(y_i;\phi,\beta_i)}{\partial \beta_s} &= \frac{n_0\phi}{1-\phi+\phi f_{\theta_i}(0)} \frac{\partial f_{\theta_i}(0)}{\partial \theta_i}\frac{\partial \theta_i}{\partial \beta_s} + \sum_{y_i>0} \frac{1}{f_{\theta_i}(y_i)} \frac{\partial f_{\theta_i}(y_i)}{\partial \theta_i}\frac{\partial \theta_i}{\partial \beta_s} = 0, \\
& \qquad s = 1, 2, \ldots, q,
\end{aligned}$$

y en la que $\partial\theta_i/\partial\beta_s = x_{is}\theta_i$. Bohning et al. (1999) expone también el método de estimación basado en el algoritmo EM (expectation maximization algorithm).

Si $\phi = 1$, estamos bajo el modelo Poisson, y el estimador máximo verosímil del parámetro θ coincide con la media muestral, $\bar{y}$ en el modelo sin covariables.

La matriz de información de Fisher para el modelo que no incluye covariables viene dada por

$$\mathcal{J}(\phi,\theta) = E\left(-\frac{\partial \ell}{\partial\phi\partial\theta}\right) = \left[\begin{array}{cc} \frac{n-n_0}{\phi^2} + \frac{n_0(e^{-\theta}-1)^2}{C^2} & \frac{n_0 e^{-\theta}}{C^2}\Big(C+\phi(1-e^{-\theta})\Big) \\ \frac{n_0 e^{-\theta}}{C^2}\Big(C+\phi(1-e^{-\theta})\Big) & \frac{n}{\theta} + \frac{n_0\phi e^{-\theta}}{C^2}\Big[\phi e^{-\theta} - C\Big] \end{array}\right],$$

en la que $C = 1-\phi+\phi e^{-\theta}$.

Test score

Puede contrastarse la hipótesis nula $H_0 : \phi = 1$ frente a la hipótesis alternativa $H_1 : \phi \neq 1$, i.e. contrastar el modelo homogéneo frente al modelo inflado de ceros sin más que calcular el estadístico $T = \mathbf{U}\mathcal{J}(1,\widehat{\theta})^{-1}\mathbf{U}^{\top}$, donde $\mathbf{U}$ es el vector que tiene como componentes las ecuaciones normales y en las que se reemplaza ϕ por 1 y θ por el estimador máximo verosímil $\widehat{\theta}$. Resulta bien conocido que este estadístico sigue una distribución chi-cuadrado con un grado de libertad, $\chi^2(1)$. Un valor de T superior a $\chi^2_{0.05,1} = 3.841$ rechazará el modelo homogéneo frente al modelo inflado.