



Encuentro Internacional de
Educación en Ingeniería ACOFI

**GESTIÓN, CALIDAD Y DESARROLLO
EN LAS FACULTADES DE INGENIERÍA**

Cartagena de Indias, Colombia
18 al 21 de septiembre de 2018



LAS HABILIDADES LINGÜÍSTICAS Y EL APRENDIZAJE DEL CÁLCULO DIFERENCIAL E INTEGRAL EN INGENIERÍA

Adelina Pérez Rosas, Fabián D. Martínez Valdés

**Instituto Politécnico Nacional
Ciudad de México, México**

Resumen

El presente estudio buscó investigar la relación existente entre el rendimiento escolar expresado en las calificaciones de los exámenes parciales de Cálculo Diferencial e Integral (CDI) y la habilidad lingüística determinada por la comprensión lectora y el nivel de vocabulario alcanzado por los estudiantes. Se planteó el problema tomando en consideración las dificultades de los alumnos para comprender la redacción de los problemas y traducirlos al lenguaje matemático. Se realizó un experimento durante cinco semanas en las que se sometió al grupo experimental a un entrenamiento que mejorara sus habilidades lingüísticas. Utilizando modelos con variable dependiente discreta, logit y probit, se concluye que hay una relación entre la habilidad de solución de problemas de CDI y el entrenamiento en habilidades lingüísticas.

Palabras clave: comprensión lectora; aprendizaje de cálculo diferencial e integral; modelo *logit* y *probit*

Abstract

The following research focused on the relation between the school performance expressed in partial exam grades and the linguistic ability determined by reading comprehension and the level of vocabulary achieved by the students. The problem was proposed by considering the difficulties the alumni had to understand written problems and translate them to mathematical language. An experiment was designed in which an experimental group was submitted to training focused on improving their linguistic abilities. The above analysis resolved that there is a correlation between the ability of solving problems of CDI and being trained in linguistic abilities. Using models with

discrete dependent variable, logit and probit, it is concluded that there is a relationship between the ability to solve problems of CDI and training in language skills.

Keywords: *reading comprehension; learning of differential and integral calculus; logit and probit models*

1. Introducción

Este trabajo busca documentar cómo la comprensión de lectura incide en el aprendizaje de las matemáticas; en particular, cómo al mejorar la capacidad de lectura un estudiante es capaz de superar el resultado de una evaluación anterior. Para este análisis es importante el trabajo pionero de Spector y Mazzeo (1980), quienes utilizan un modelo *probit* para analizar los resultados en las calificaciones en Introducción a la Economía después de que los estudiantes han recibido un entrenamiento. Rahsler y Yang (2005), hacen referencia a una amplia bibliografía en el área de economía. Existe otra creciente literatura que busca encontrar los factores relevantes atrás de una calificación alta y sus repercusiones en cursos posteriores relacionados, pero utilizando modelos que van desde un *logit* binomial a multinomial, pasando por datos panel o *probit* ordenado entre otros. Silva y Sarmiento (2006) hacen un importante resumen de las diferentes metodologías para estudiar el desempeño académico. El presente análisis utiliza una metodología igual a los trabajos con modelos *probit* y *logit* de los economistas, pero difiere de ellos en que los modelos con estudiantes de economía buscan la relación entre materias básicas y cursos posteriores o incluyen variables relacionadas con características de raza, edad, género, escolaridad de los padres, etc., que sin duda pueden resultar relevantes dependiendo del caso de estudio. Las habilidades lingüísticas, por otro lado, son capacidades básicas determinantes en el desempeño académico en cualquier materia, como por ejemplo el caso particular de Cálculo Diferencial e Integral, materia motivo de esta investigación.

2. Datos

Los datos utilizados provienen del IPN, una de las dos universidades públicas con más prestigio de México y la segunda universidad del país con base en el número de estudiantes inscritos y producción científica¹. Una de las escuelas fundadoras del IPN es la ESIME, que registra 9,597 estudiantes inscritos en 2009. La materia de CDI es obligatoria en el semestre de ingreso para todas las ingenierías de la escuela y los estudiantes además deben acreditar otras 5 materias de matemáticas que se apoyan en conocimientos de CDI. La materia de CDI representa una barrera difícil de superar pues tiene un alto índice de reprobación². Lo anterior resalta la importancia de un desempeño exitoso en CDI y por lo tanto lo relevante de analizar factores que influyen en el éxito académico.

La muestra se compone de dos grupos (29 estudiantes cada uno) de primer ingreso de la carrera de ICE del IPN, generación 2009. Ambos grupos se componen de estudiantes varones

¹ Estudio comparativo de Universidades Mexicanas, ECUM 2008. <http://www.ecum.unam.mx/> (9 marzo 2011).

² El índice de reprobación dentro del IPN en el nivel superior es de 38%. Informe de la Administración 2004-2009. *Op. Cit.*

únicamente. En el grupo seleccionado como experimental se aplicó el examen de comprensión lectora elaborado por PISA en 2006, para tener un parámetro que permitiera cuantificar las habilidades lectoras. Posteriormente, fue impartido un curso de 30 horas con intención de mejorar las habilidades lingüísticas (comprensión lectora y nivel de vocabulario). Al no ser un proyecto institucional no fue posible impartir en más grupos el curso lo que limitó el tamaño de la muestra. Se utilizó una variable cualitativa para distinguir al grupo experimental del grupo de control, asociando valores uno y cero respectivamente. Además, se usó otra cualitativa donde el valor es 1 si el alumno trabaja y 0 si no trabaja. Una vez que se conoce el resultado del tercer examen se registra por estudiante de cada grupo si hubo mejora o no con relación a la calificación del primer examen lo que justifica los modelos *logit* y *probit*. El criterio de mejora toma en cuenta que la calificación del tercer examen haya aumentado por lo menos un punto por encima de la calificación de primer examen. La escala oficial de calificaciones en el IPN es del 0 al 10. Se anexan además otras variables explicativas que inciden en el desempeño académico de un estudiante promedio del IPN en ICE las que consideran el resultado del primer examen del semestre de CDI (EXCDI1), el promedio de calificaciones obtenido en el nivel medio superior (PBACH) y se asoció a cada estudiante un indicador del estándar de vida (IDH). Para tal fin se utilizó el Índice de Desarrollo Humano 2005 y 2010 publicados por PNUD.

3. Metodología

3.1 Elección del modelo

Existen modelos econométricos que asumen que la variable dependiente Y es cualitativa, mientras que la variable o variables explicativas pueden ser cuantitativas, cualitativas o una combinación de ellas. Para este caso, donde Y representa la dicotomía “mejora calificación o no”, existe una herramienta que reproduce el comportamiento binario adecuadamente. Lo anterior se conoce como modelo de elección binaria. Es un modelo de la probabilidad de ocurrencia del evento Y_i (mejora o no mejora la calificación):

- a) $P_i = \Pr(Y_i = 1 | X_i)$. P subíndice i es la probabilidad de que un alumno mejore la calificación en el tercer examen (Y subíndice i igual a 1) dado X subíndice i , que representa un conjunto de variables explicativas ya definidas en el apartado 2.
- b) $1 - P_i = \Pr(Y_i = 0 | X_i)$. 1 menos P subíndice i es la probabilidad de que un alumno no mejore la calificación en el tercer parcial (Y subíndice i igual a cero) dado X subíndice i , que representa a un conjunto de variables explicativas ya definidas en el apartado 2. La esperanza condicional de Y_i se define como

$$E(Y_i | X_i) = 1P_i + 0(1 - P_i) = P_i \quad [1]$$

Una primera aproximación de modelación es suponer una relación lineal entre Y_i y X_i es lineal, de esta manera

$$Y_i = X_i\beta + u_i, \quad u_i \sim N(0,1) \quad [2]$$

por lo que el valor esperado condicional es

$$E[Y_i | X_i] = P_i = X_i\beta \quad [3]$$

El vector de parámetros β se puede obtener por mínimos cuadrados ordinarios. Sin embargo dado que $E[Y_i|X_i]$ representa una probabilidad condicional, está limitada al intervalo $[0,1]$, sin embargo al no existir ninguna restricción a $X_i\beta$, el modelo puede predecir valores negativos o mayores que 1, lo cual, de acuerdo a Greene (2003) es su mayor inconveniente. Como se define arriba, Y_i es dicotómica (puede sólo tomar valores 1 y 0) y por lo tanto el término de error ha de ser igual a $1 - X_i\beta$ o a $-X_i\beta$. Las probabilidades de que u_i tome uno de estos valores serán, respectivamente:

$$P_i = \Pr(Y_i = 1|X_i) = X_i\beta \text{ y } 1 - P_i = \Pr(Y_i = 0|X_i) = 1 - X_i\beta. \text{ Así vemos que}$$

$$Var[u_i|X_i] = X_i\beta(1 - X_i\beta) \quad [4]$$

Aunque el término de error acusa heterocedasticidad dependiente de β se corrige con MCGF³. Así, el modelo lineal no es apropiado para los objetivos. Se ve que $P[Y_i = 1|\beta X_i]$, la probabilidad de que Y sea igual 1 dado X_i no debe encontrarse fuera del intervalo $[0,1]$. Una manera de modelar esta restricción es

$$P_i = F(X_i\beta) \quad [5]$$

Se definen entonces las propiedades de $F(\cdot)$

$$\begin{cases} F(\cdot) = 0, & -\infty < x < 0 \\ F(\cdot) = 1, & 0 \leq x < \infty \end{cases} \text{ y } f(x) = \frac{dF(x)}{dx} > 0 \quad [6]$$

En otras palabras $F(\cdot)$ es monótona creciente, diferenciable, con dominio en los reales y contradominio $(0,1)$. Para cumplir con la restricción anterior $F(\cdot)$ será una función de distribución de probabilidades. Las dos distribuciones de probabilidad más empleadas son la normal estándar y la logística. Para el caso en donde se asume que $F(\cdot)$ es normal, con media cero y varianza 1

$$P_i = F(X_i\beta) = \int_{-\infty}^{X_i\beta} \varphi(t)dt = \Phi(X_i\beta) \quad [7]$$

donde $\Phi(\cdot)$ representa la función de distribución normal estándar. Alternativamente si $F(\cdot)$ sigue una distribución logística, con media 0 y varianza $\pi^2/3$, su función de densidad es

³ Mínimos Cuadrados Generalizados Factibles. Greene (2003) pág 444.

$$P_i = F(X_i\beta) = \frac{e^{X_i\beta}}{[1 + e^{X_i\beta}]^2} = \Lambda(X_i\beta) \quad [8]$$

donde la función de distribución logística se representa como $\Lambda(\cdot)$. En el caso en donde se utiliza la distribución logística se trata de un modelo *logit*. Si se considera emplear la distribución normal se trata de un modelo *probit*. En resumen los modelos *logit* y *probit* son adecuados a este trabajo porque se restringen a valores entre cero y uno y las relaciones entre variables son no lineales.

3.2 Interpretación de los modelos de elección binaria

La interpretación al modelo de elección binaria implica suponer una variable aleatoria latente Y_i^* que no es observable, definida como

$$Y_i^* = X_i\beta - \varepsilon_i, \quad \varepsilon_i \sim F(u) \quad [9]$$

Por otro lado la variable que es observada, que en nuestro caso representa mejorar la calificación en la materia de cálculo diferencial e integral, está definida como

$$Y_i = \begin{cases} 1, Y_i^* > 0 \\ 0, Y_i^* \leq 0 \end{cases} \quad [10]$$

esto es, toma valores de 1 si Y_i^* es positiva y cero si no. En el caso de esta investigación la interpretación puede entenderse como sigue: la mejora en la calificación del tercer examen de CDI respecto del primero se fundamenta en la arquitectura de un índice lineal $X_i\beta$ basado en el promedio de bachillerato (PBACH), el resultado del primer examen de CDI (EXCDI1), el nivel de vida en términos generales definido por el índice de desarrollo humano (IDH) y dos variables cualitativas que representan si el individuo trabaja (TRABAJO) y si tomó el curso para mejorar las habilidades lingüísticas (ENTRENA) o no. Existe adicionalmente un elemento de discrecionalidad que se refiere a cómo se asigna la calificación del tercer examen de CDI que controla el docente que impartió la materia. Tal elemento puede bajar o subir este índice de acuerdo a factores no observables por el investigador. Al sumar el índice lineal $X_i\beta$ con el elemento discrecional resulta otro índice que nos indica si hubo mejora en la calificación del tercer examen de CDI si y sólo si Y_i^* es positivo. Como ya definimos más arriba la probabilidad condicional de que ocurra Y_i es $P_i = \Pr(Y_i = 1 | X_i)$ lo que depende de que Y_i^* sea mayor que cero, lo que bajo el modelo propuesto es ahora $P_i(Y_i^* > 0)$ o de igual manera por [9], $P_i(X_i\beta - \varepsilon_i > 0)$, entonces $P_i(X_i\beta > \varepsilon_i)$. Finalmente por [5] $P_i = F(X_i\beta)$ que es la estipulación inicial.

3.3 Interpretación de los parámetros del modelo

Al ser tanto *logit* como *probit* modelos de probabilidad las relaciones entre variables son no lineales

$$\begin{aligned} E(Y_i|X_i) &= 1P_i + 0(1-P_i) = P_i \\ P_i &= F(X_i\beta) \\ E(Y_i|X_i) &= F(X_i\beta) \end{aligned} \quad [11]$$

Al calcular la derivada del valor esperado condicional con respecto a las variables explicativas se busca medir cómo cambia la probabilidad condicional de mejorar la calificación de CDI, si cambia marginalmente por ejemplo PBACH (el promedio de bachillerato) o cualquiera de las otras variables de nuestro modelo. Lo anterior se define como

$$\frac{\partial E[Y_i|X_i]}{\partial X_k} = \frac{\partial F(X_i\beta)}{\partial (X_i\beta)} \beta_k = f(X_i\beta) \beta_k \quad [12]$$

este efecto marginal muestra dos componentes; el primero nos indica cómo la variación en el índice se revela en los cambios en la probabilidad por medio de cambios en la función $F(\cdot)$. El segundo muestra cómo un cambio en una variable explicativa afecta al índice lineal $X_i\beta$. Si asumimos que $f(x)$ es una función de densidad simétrica, ésta alcanza su máximo en la media. Una manera sencilla de entender cómo funciona es pensar el caso que las variables explicativas X_i se expresaran como desviaciones de sus medias. De ser así, cuando $F(\cdot)$ es la densidad normal, el caso de un individuo promedio sería $X_i\beta = 0$. Como $f(x)$ tiene un máximo en cero, la ecuación [12] dice que el cambio marginal en una variable explicativa tiene máximo efecto para un estudiante promedio cuando las variables se encuentran expresadas como desviaciones respecto a la media.

Para el caso de esta investigación, si PBACH como se espera, es un variable relevante en el modelo, cuanto mejor es el promedio de bachillerato, la probabilidad de mejorar la calificación en el tercer examen aumenta sustantivamente en estudiantes cerca de la media de la distribución de los resultados de comprensión lectora de PISA. Es razonable pensar que los cambios marginales en PBACH o de otras variables explicativas del modelo, en el caso de estudiantes con un desempeño muy bajo o muy alto en PISA, no modifica significativamente la probabilidad de mejorar la calificación del tercer examen de CDI.

4. Resultados

4.1 Modelo

El modelo econométrico utilizado para estimar la probabilidad de que exista mejora en el tercer examen de CDI, condicionado al promedio de bachillerato (PBACH), el resultado del primer examen de CDI (EXCDI1), el nivel de vida en términos generales definido por el Índice de Desarrollo Humano (IDH) y dos variables cualitativas que representan si el individuo trabaja (TRABAJO) y si tomó el curso para mejorar las habilidades lingüísticas (ENTRENA) se formula como sigue

$$P_i = F(X_i\beta) \quad [12]$$

Donde se usan tres variantes de [12]

$$X_i\beta = \beta_0 + \beta_1\text{EXCDI1} + \beta_2\text{ENTRENA} + \beta_3\text{PBACH}$$

$$X_i\beta = \beta_0 + \beta_1\text{EXCDI1} + \beta_2\text{ENTRENA} + \beta_3\text{PBACH} + \beta_4\text{IDH}$$

$$X_i\beta = \beta_0 + \beta_1\text{EXCDI1} + \beta_2\text{ENTRENA} + \beta_3\text{PBACH} + \beta_4\text{IDH} + \beta_5\text{TRABAJO}$$

El primer modelo involucra el mínimo de variables y el último contempla todas, ya que el planteamiento inicial indica que todas son relevantes para determinar la probabilidad de mejorar la calificación en el tercer examen de CDI. Se espera que β_2, β_3 y β_4 sean positivas y significativas: recibir entrenamiento, un mejor desempeño en el nivel educativo inmediato anterior (bachillerato) y mejores condiciones de vida hacen suponer que aumenten la probabilidad de mejorar calificaciones. Mientras que para β_1 y β_5 se contempla una influencia relevante y negativa: cuanto mejor calificación en el primer examen de CDI menos le impacta el entrenamiento. En relación a TRABAJO, si el individuo labora el tiempo disponible para estudiar, disminuye el impacto del entrenamiento destinado a mejorar calificaciones. En este caso no es importante la calificación de cada individuo ya que se hubiera requerido clasificar en intervalos. Con una muestra mayor eso es posible. Esto conduce a un modelo *probit* ordenado como en el caso de Rahsler y Yang (2005).

Las principales características en promedio de la población son: PBACH de 7.7, EXCDI1 es de 5.48 e IDH es de 0.877 cifra que en 2005 está arriba de la media nacional de 0.814. Si se compara a nivel nacional, se encuentra cercano la delegación Iztacalco de la Ciudad de México con un IDH de 0.8765. En caso de una comparación internacional serían República Checa, 0.874 y Argentina con 0.863. De acuerdo a PNUD, el IDH entre 0 y 0.500 se considera bajo; mayor a 0.500 y menor o igual a 0.800, medio y mayor a 0.800, se habla de un IDH alto. Por último, la comprensión lectora, medida por los resultados estandarizados de la prueba PISA 2006 tiene una distribución normal estándar con media igual a 500⁴. En la metodología PISA 2006, el resultado de la prueba es normalizado para efectos de comparación entre países. De esta

⁴ En la metodología PISA 2006, el resultado de la prueba es normalizado para efectos de comparación entre países. De esta manera la media es 500. Existen tres niveles, bajo (de 0 a 433), medio (entre 433 y 567) y alto (superior a 567).

manera la media es 500. Existen tres niveles, bajo (de 0 a 433), medio (entre 433 y 567) y alto (superior a 567). La muestra de estudio se encuentra en el nivel medio.

4.2 Resultados para el modelo de mejorar el tercer examen de CDI

Es importante señalar que del total de la muestra, 58 alumnos, 28 mejoraron su calificación desde 0.7 hasta 5.5 con un promedio de 1.65. Se considera un punto como umbral mínimo para decir que la calificación mejora, por lo que el resultado es congruente con el modelo. La tabla 1 registra los resultados para el modelo mejora o no en el tercer examen de CDI. Se muestran los resultados para los modelos *logit* y *probit*. En los modelos 1, 2, y 3 los coeficientes estimados para las variables EXCDI1 y ENTRENA son significativamente distintos de cero con valores de t (-2.4196, -2.1502, -2.3782) y (2.2511, 2.2170, 2.4426) respectivamente. Sólo ENTRENA presenta el signo esperado: haber recibido el entrenamiento para mejorar las habilidades lingüísticas, aumenta la probabilidad de obtener una mejor calificación en el tercer examen de CDI. En cambio, una mejor calificación en el primer examen de CDI disminuye tal probabilidad. Para PBACH no se puede rechazar la hipótesis nula de que el coeficiente es distinto de cero. No es una variable relevante, pero importa en el conjunto. La variable IDH aparece en los modelos 2 y 3 y se encuentran muy cerca del umbral de la significancia: -1.4686 en el modelo 2 y -1.7070 en el modelo 3. El coeficiente estimado para IDH muestra el signo contrario al esperado; conforme disminuye el estándar de vida, las probabilidades de mejor calificación aumentan. La significancia aumenta cuando se combina con TRABAJO en el modelo 3. El empleo aumenta los niveles de vida, pero disminuye el tiempo para estudiar.

VARIABLES	LOGIT			PROBIT		
	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 3	MODELO 1	MODELO 2	MODELO 3
INTERCEPTO	0.412	22.088	28.841	0.208	13.676	17.868
(ee)	2.496	15.054	15.793	1.634	8.308	9.813
t	0.165	1.468	1.814	0.128	1.541	1.820
prob	0.869	0.142	0.070	0.898	0.123	0.069
EXCDI1	-0.274	-0.280	-0.288	-0.172	-0.178	-0.187
(ee)	0.113	0.130	0.120	0.077	0.070	0.084
t	-2.420	-2.150	-2.378	-2.214	-2.529	-2.234
prob	0.016	0.032	0.017	0.027	0.011	0.025
ENTRENA	1.388	1.460	1.480	0.848	0.806	0.894
(ee)	0.608	0.654	0.610	0.385	0.363	0.405
t	2.251	2.217	2.443	2.204	2.494	2.306
prob	0.024	0.027	0.015	0.028	0.013	0.021
PBACH	0.028	0.084	-0.102	0.024	0.028	-0.068
(ee)	0.315	0.356	0.323	0.215	0.203	0.229
t	0.087	0.096	-0.314	0.114	0.138	-0.244
prob	0.930	0.924	0.753	0.910	0.890	0.807
IDH		-24.780	-30.711		-16.278	-18.168
(ee)		16.880	17.991		10.104	10.814
t		-1.469	-1.707		-1.512	-1.772
prob		0.142	0.088		0.131	0.076
TRABAJO			-1.148			-0.887
(ee)			0.739			0.434
t			-1.546			-1.607
prob			0.122			0.108
R ²	12.606	12.169	11.739	12.622	12.181	11.719
% CLASIFICACION CORRECTO	63.793	60.345	63.793	63.793	62.089	63.793
HOSMER-LEMESHOW						
Chi-cuadrada (8)	5.844	4.784	4.259	6.662	5.483	4.247
Prob.	0.665	0.780	0.833	0.574	0.705	0.834
WALD (Chi-cuadrada)	0.000	8.119	14.698	7.278	11.990	10.439
Prob.	1.000	0.087	0.012	0.064	0.017	0.064
DAVIDSON-MACKINNON						
Chi-cuadrada (1)	0.140	0.073	3.523	0.193	0.010	0.078
Prob.	0.708	0.786	0.172	0.660	0.922	0.780

La parte baja de la tabla 1 muestra los resultados de algunas pruebas de especificación. Para el caso de Hosmer-Lemeshow (8 gl), Ho implica que no existen diferencias entre los valores observados y los estimados de la variable dependiente. Si la probabilidad (Prob) es igual o

menor a 0.05 se rechaza H_0 . En el caso de Wald H_0 implica que los valores de los coeficientes en la regresión son todos nulos. Si la probabilidad es igual o menor a 0.05, se rechaza H_0 . Por último, en la de Davison-Mackinnon (1 gl), H_0 implica homocedasticidad en los términos de error. Si la probabilidad es igual o menor a 0.05 se rechaza H_0 .

4.3 Efectos marginales de las variables explicativas

La tabla 2 indica que un incremento de 1.65 puntos, que es el promedio de mejora en la calificación del tercer parcial sobre la media de 5.5207 del primer parcial, EXCDI1, disminuye la probabilidad de obtener una mejor calificación en el tercer examen de CDI por aproximadamente un 6%, para los tres modelos de la versión *logit*. El promedio de bachillerato, PBACH, impacta 2.1% por cada punto por arriba del promedio de la muestra, 7.73. Para IDH, en el modelo 3, un incremento de 10% en el indicador de la calidad de vida (México perdió de 2005 a 2010 alrededor de 14% del IDH), disminuye en más o menos 6 veces las posibilidades de mejorar la calificación del tercer examen de CDI. Para los estudiantes que recibieron entrenamiento, ENTRENA, la probabilidad de mejorar la calificación se incrementa 30% desde la media del primer examen. Finalmente, si un estudiante está empleado, TRABAJO, disminuye la probabilidad de mejorar la calificación en 23%.

Tabla 3 Derivadas Calculadas en las Medias							
LOGIT							
VARIABLES	MODELO 1		MODELO 2		MODELO 3		Media
	Coefficiente	Pendiente	Coefficiente	Pendiente	Coefficiente	Pendiente	
EXCDI1	-0.27410	-0.05914	-0.27970	-0.06393	-0.28640	-0.05957	5.52070
PBACH	0.02760	0.00596	0.03410	0.00779	-0.10160	-0.02113	7.72930
IDH			-24.78960	-5.66626	-30.71120	-6.38778	0.87700
ENTRENA	1.36780	0.29513	1.44990	0.33141	1.49020	0.30995	NA
TRABAJO					-1.14300	-0.23774	NA
$f(x^* \beta)$	0.21577		0.22857		0.20800		

5. Conclusiones

Las habilidades lingüísticas son capacidades básicas determinantes en el desempeño académico de los estudiantes en cualquier materia. Las matemáticas no son la excepción. Se encontró que PBACH no es una variable explicativa significativa para predecir la probabilidad de mejorar calificación en el tercer examen de CDI. Los tres modelos estimados así lo han registrado. Las variables EXCDI1 y ENTRENA son las más significativas. En el caso de IDH y TRABAJO sólo están cerca del umbral de la significancia. De lo anterior se puede señalar que tanto EXCDI1 como ENTRENA son los únicos factores que influyen en la probabilidad de que un estudiante mejore la calificación. De la muestra, alrededor del 48% (28 alumnos) mejoró la calificación con aumentos de 0.7 como mínimo hasta 5.5 el valor máximo y promedio de 1.65; sólo el 35% de los que tuvieron mejor desempeño obtuvo calificación aprobatoria en el tercer examen. De estos últimos, 30% tomó el curso mientras que el 5% restante no lo hizo. Esto apoya los resultados que indican que ENTRENA es determinante. El otro determinante, EXCDI1, indica que la calificación obtenida al inicio tiene pocas posibilidades de disminuir (6% aproximadamente por cada 1.65 puntos arriba de 5.5207, el promedio del primer examen). Quien tiene una calificación alta o muy baja, poco le impacta haber tomado el curso o no. A los estudiantes que se encuentran en la media, 5.5207, que en la escala de calificaciones del IPN es reprobatoria, el aumento de 1.65 al menos

los lleva a una nota de 7.1707. En definitiva, quien tomó el curso de habilidades lingüísticas encontró un mejor resultado en el tercer examen.

La explicación que puede estar atrás de que PBACH no es significativa es difícil, pues existen serias fallas en el sistema de educación media superior que no son objeto de este trabajo. Una de ellas tiene que ver con un bajo nivel de aprovechamiento en matemáticas en bachillerato. El promedio de calificaciones no refleja tal situación. El IDC de la muestra es alto respecto a la media. Un estudiante con un IDH alto no presente los mismos problemas de comprensión lectora y de nivel de vocabulario que uno con índice bajo. Si se acepta tal hipótesis, es claro porqué el signo del coeficiente estimado para IDH es negativo. En cuanto a su interacción, con TRABAJO, el efecto se refuerza. Trabajar eleva el nivel de vida, pero disminuye el tiempo dedicado al estudio y la significancia de IDH se incrementa el modelo 3. Se puede concluir que si la comprensión se acepta como factor que influye positivamente en un mejor desempeño en cualquier área de conocimiento y aunque su impacto en el aprendizaje de las matemáticas es limitado, es fundamental no descuidar lo que las habilidades lectoras pueden hacer para incrementar la capacidad de aprendizaje en esta área con miras al diseño de políticas educativas a nivel superior.

6. Referencias

- Bergerud, W.A. (1996). *Introduction to Regression Models: with worked forestry examples*. Biom. Info. Hand. 7. Res. Br., B.C. Min. For., Victoria, B.C. Work. Pap.
- Davidson, Russell, and James G. MacKinnon. (1982). *Convenient Specification Tests for Logit and Probit Models*. Queen's Economics Department Working Paper No. 514
- Fox, John. (2010). *Logit and Probit models*. Notes. York SPIDA. Copyright © 2010 by John Fox.
- Hosmer, D. W. and Lemeshow S. (1989). *Applied Logistic Regression*. New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Raehsler, R.D., Yang Chin, W. (2005). "An economic analysis on intermediate microeconomics: an ordered probit model" *Journal for Economic Educators*, 5: 103-120.
- Shah, B.V., Safal, Barnwell B.G. (2003). *Hosmer-Lemeshow goodness of fit test for Survey data*. Joint Statistical Meetings Section on Survey Research Methods.
- Shariff, A.A., et al. (2009). "The Comparison Logit and Probit Regression Analyses in Estimating the Strength of Gear Teeth". *European Journal of Scientific Research*. Vol. 27 No.4, pp.548-553
- Silva Arias, Adriana C., Sarmiento Espinel J. (2006). *¿Qué determina el desempeño académico de los estudiantes de Economía? El caso de la Universidad Militar "Nueva Granada"*. Revista Facultad de Ciencias Económicas: Investigación y reflexión, diciembre. Vol. XIV, número 002. UMNG, Bogotá Colombia.
- Sosa Escudero, Walter. (1999). *Tópicos de econometría aplicada. Notas de clase*. Trabajo docente N.2. Departamento de Economía. Facultad de Ciencias Económicas. Universidad Nacional de La Plata.
- Spector, L., and M. Mazzeo. (1980). "Probit Analysis and Economic Education." *Journal of Economic Education*. 11: 37-44.

- Yang Chin, W. *et al.* (2005). *An Ordered Probit Model for Understanding Student Performance in Operations Management*.

Sobre los autores

- **Adelina Pérez Rosas** es licenciada en Administración de Empresas y maestra en ciencias de la Administración y Desarrollo de la Educación. Es profesora del IPN desde hace 14 años. adepr@hotmail.com
- **Fabián David Martínez Valdés** es licenciado en Economía y maestro en ciencias Matemáticas Aplicadas. Es profesor del IPN desde hace 13 años. fabianmarv@hotmail.com

Los puntos de vista expresados en este artículo no reflejan necesariamente la opinión de la Asociación Colombiana de Facultades de Ingeniería.

Copyright © 2018 Asociación Colombiana de Facultades de Ingeniería (ACOFI)