

Matos Díaz, Horacio. **Sobre la posibilidad de inflación de notas en la Universidad de Puerto Rico en Bayamón.** *En publicación: Revista de Ciencias Sociales no. 15.* CIS, Centro de Investigaciones Sociales, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de Puerto Rico, San Juan: Puerto Rico. verano. 2006.

Disponible en: <http://bibliotecavirtual.clacso.org.ar/ar/libros/pr/cis/rcs/15/HMatosRevCS15.pdf>

www.clacso.org

RED DE BIBLIOTECAS VIRTUALES DE CIENCIAS SOCIALES DE AMERICA LATINA Y EL CARIBE, DE LA RED DE CENTROS MIEMBROS DE CLACSO

<http://www.clacso.org.ar/biblioteca>

biblioteca@clacso.edu.ar

Sobre la posibilidad de inflación de notas en la Universidad de Puerto Rico en Bayamón¹

HORACIO MATOS DÍAZ²

Departamento de Administración de Empresas
Universidad de Puerto Rico en Bayamón

RESUMEN

A partir de la década de los setenta se observa en las universidades norteamericanas una tendencia al crecimiento en los índices académicos sin el debido incremento en la “calidad” de los estudiantes. Este fenómeno ha sido denominado como *inflación de notas*. En este artículo se propone un nuevo enfoque para analizar si en la Universidad de Puerto Rico en Bayamón (UPR-B) existe tal fenómeno. Se utiliza un “panel no balanceado” constituido por 4,387 estudiantes que comenzaron sus estudios durante el período de 1995/96 al 2002/03. Se documenta el fenómeno si la probabilidad de las calificaciones de la cota superior (inferior) de la distribución es una función creciente (decreciente) y estadísticamente significativa del tiempo. Las conclusiones sobre la ausencia o presencia del fenómeno cambian de acuerdo con el concepto de “tiempo” utilizado. [**Palabras clave:** inflación y deflación de notas modelo *probit* ordenado de verosimilitud máxima.]

ABSTRACT

Since the 70s, there has been a tendency in U.S. universities to the increase of students' grade point average without a concomitant increase in their achievement. This phenomenon is referred to as *grade inflation*. This paper develops a new approach in order to analyze whether this tendency also exists at the Bayamón Campus of the University of Puerto Rico (UPR-Bayamón) or not. The methodology in research includes the examination of an unbalanced panel of 4,387 academic records of full-time students who began their studies between 1995/96 and 2002/03. If grade inflation has occurred, the probability of grades in the upper (lower) bounds of the distribution should increase (decrease) over time. The conclusion about the presence or absence of grade inflation depends on the concept of time utilized. [**Keywords:** grade inflation, grade deflation, *shopping around*, ordered probit model of maximum likelihood.]

A la memoria de Juan A. Torres Negrón, Ph.D. (1953-2004).
Distinguido científico, respetado colega, amante padre,
extraordinario ser humano y entrañable amigo del alma.

INTRODUCCIÓN

A partir de la década de los setenta comienza a observarse una tendencia al crecimiento en los índices académicos de los estudiantes de las más prestigiosas universidades de los Estados Unidos sin el correspondiente incremento en la calidad de estos. De acuerdo con Rosovsky y Hartley (2002), la evidencia empírica demuestra que en estas instituciones las calificaciones de *D* y *F* son prácticamente inexistentes y las de *C* son poco probables. A este fenómeno se le ha llamado *inflación de notas*.

Las calificaciones de los estudiantes sirven variados propósitos. Por una parte, envían señales al mercado laboral, así como a las escuelas graduadas, sobre la calidad de los egresados. Además, les proveen información a los educandos sobre sus niveles de aprovechamiento, progreso y éxito académico, entre otras variables. En la medida en que el sistema de calificaciones de las universidades se disocia de estos procesos tradicionales, se introducen externalidades negativas en los procesos de producción y se desvirtúa la manera en que la sociedad concibe la educación superior.

La Universidad de Puerto Rico (UPR) no ha alcanzado el grado de desarrollo de las instituciones a las que se ha hecho referencia. Por otro lado, la UPR depende fundamentalmente de la subvención pública para su funcionamiento, por lo que se espera que su financiamiento tenga una alta tasa de rendimiento social.

El estudio que se presenta en este artículo desarrolla un nuevo enfoque metodológico para analizar si el fenómeno de *inflación de notas* existe o ha existido en la UPR-Bayamón. En él analiza información proveniente de un “panel no balanceado” constituido por 4,387 estudiantes. Sólo se incluyen estudiantes a tiempo completo que comenzaron sus estudios a partir del año académico 1995/96 hasta el 2002/03. A los estudiantes de cada clase de nuevo ingreso se les da seguimiento durante el período señalado. Las conclusiones sobre la existencia del fenómeno en la UPR-B dependen del referente de tiempo utilizado: tiempo del estudiante en la Institución (t_i) o la tendencia temporal de las clases de nuevo ingreso (T_i).

El artículo se organiza como sigue: la primera sección se dedica a la discusión del trasfondo del problema; en la segunda discute la metodología utilizada; y en la tercera se analizan los resultados. Se cierra el artículo con un escueto resumen.

EL PROBLEMA

Introducción

Las decisiones en torno a la educación pueden analizarse desde dos de sus componentes básicos: el afectivo y el económico. El primero resalta el placer intrínseco que disfrutaban los educandos del proceso mismo. Se concibe la educación como el vehículo utilizado por la sociedad para generar y transferir a las generaciones futuras el nuevo conocimiento. Además, se reconoce el papel fundamental que desempeña en el proceso de socialización e inculcación de valores sociales, éticos y morales. A través de la educación se amplían, solidifican y difunden los fundamentos culturales que definen la idiosincrasia de un pueblo.

Desde el componente económico la educación se concibe como el resultado de cálculos racionales realizados por los educandos o sus padres, computados sobre la base del valor presente neto del flujo de beneficios y costos esperados sobre la vida útil del individuo. A través del proceso de educación el individuo incorpora el nuevo conocimiento, actitudes, destrezas generales y específicas, capacidad para trabajar en equipo, así como la posibilidad de adaptarse al cambio tecnológico y asimilarlo. Es decir, el individuo aumenta su acervo de capital humano. Como resultado, su productividad aumenta, así como el valor de mercado de la misma. El individuo continuará invirtiendo recursos en educación hasta el punto en que el beneficio marginal derivado por tal decisión (tasa privada de rendimiento sobre la educación) sea igual que el costo marginal de la misma (tasa de interés del mercado). Desde el punto de vista de la sociedad tal decisión se justifica hasta el punto en que la tasa de rendimiento social (que toma en consideración los beneficios que afluyen al individuo y a la sociedad, esto es, las externalidades positivas que genera el proceso) iguale la tasa de interés prevaleciente en el mercado. Es decir, las decisiones públicas y privadas sobre inversión en capital humano se rigen por las mismas reglas de mercado que determinan las decisiones sobre inversión en los demás activos de capital físico y financiero.

Es necesario determinar cómo el mercado puede valorar el capital humano incorporado en los egresados. En la transición entre los estudios universitarios y la incorporación al mercado laboral (o la continuación de estudios graduados) se dificulta tal valoración por asimetrías en el flujo de información provisto por las partes. Para reducir tales asimetrías, las empresas (o las escuelas graduadas) pueden utilizar indicadores de calidad de los egresados, entre los que figuran: índices de graduación, honores y distinciones recibidas, prestigio y calidad de los programas y de las universidades de origen, cartas de recomendación, etc.³ En la medida en que estos indicadores correspondan con la calidad, pertinencia y relevancia del acervo de capital humano incorporado en los graduados

aumenta la eficiencia del proceso. La ausencia de tal correspondencia da al traste con ella. Si el mercado –las empresas y las escuelas graduadas– no les concede valor a tales credenciales tendrá que establecer mecanismos paralelos para escrutar la calidad potencial de los egresados. Entre estos se pueden señalar: la administración de pruebas estandarizadas; entrevistas más detalladas para verificar el trasfondo de los egresados; períodos probatorios más prolongados y rigurosos; y demostración por parte de los candidatos a empleo de un significativo nivel de lealtad y sentido de pertenencia para con la empresa (lo que suele traducirse en horarios más prolongados y menor remuneración económica), entre otros.

¿Bajo qué circunstancias los profesores, departamentos académicos, facultades y universidades tendrían incentivos para flexibilizar los criterios de evaluación y permitirles a los estudiantes ascender en la distribución de calificaciones? El próximo apartado, en el que se discute el trasfondo del problema de *inflación de notas*, responde a esta interrogante.

Inflación de notas: Explicaciones sugeridas

Para que la metáfora de *inflación de notas* sea aplicable, se requiere que la tasa de crecimiento de las calificaciones exhiba una tendencia significativa y autosostenida al crecimiento a través del tiempo y, que dicha tendencia se observe aún después de controlar el conjunto de variables que determina el nivel de aprovechamiento académico de los educandos, muy particularmente su “calidad”. Rosovsky y Hartley (2002), revisan la literatura y discuten las posibles causas del problema en las universidades norteamericanas. A continuación, se enumeran las más sobresalientes:

1. El “paternalismo” de los profesores para con sus estudiantes varones durante la guerra de Vietnam. Toda vez que el fracaso académico representaba un boleto seguro para Vietnam, se concibió la inflación en la distribución de calificaciones como un paliativo para reducir la probabilidad de tal evento. Posteriormente dicho beneficio se hizo extensivo a las estudiantes también.
2. La actitud adoptada por las universidades ante el fenómeno de “diversidad cultural” de los estudiantes. Cabe destacar que se presenta evidencia para desacreditar tal conjetura.
3. Abandono o relajamiento por parte de las universidades de ciertos requerimientos académicos. Entre estos se señalan: idiomas extranjeros, requisitos de ciencias y matemáticas y, la laxitud en los criterios relacionados con los procesos de bajas parciales.

4. Reducción en los requerimientos, alcance y contenido de los cursos.
5. Una proporción cada vez mayor de profesores a tarea parcial, estos quienes carecen de sentido de lealtad y pertenencia para con la universidad y son muy vulnerables a presiones por parte de los administradores y los estudiantes; además, suelen estar mal remunerados.
6. Generalización de la idea de que la adjudicación de bajas calificaciones (aunque merecidas) tiende a desalentar el esfuerzo y la dedicación de los estudiantes con deficiencias académicas previas.
7. El papel de los estudiantes como “consumidores”, así como evaluadores de la tarea docente desplegada en el salón de clases.

McKenzie (1972) y McKenzie y Staaf (1974) derivan formalmente el vínculo entre los procesos de evaluación por parte de los profesores y estudiantes y el fenómeno de *inflación de notas*. Argumentan que tanto los estudiantes como los profesores participan en un proceso de *shopping around* que los beneficia mutuamente. Los estudiantes van en búsqueda de buenas calificaciones con el menor esfuerzo posible, lo que requiere la anuencia de la Facultad. Los profesores dependen de la buena voluntad de los estudiantes para recibir altas puntuaciones en los procesos de evaluación estudiantil. En la medida en que las decisiones sobre permanencia, ascensos en rango y remuneración económica de los profesores estén atadas a las evaluaciones que reciban de sus estudiantes, tendrán un incentivo para inflar su distribución de calificaciones. Una disminución en los criterios de evaluación tiene el efecto de reducir el esfuerzo (precio) que los estudiantes tienen que hacer (pagar) para obtener buenas calificaciones.

Del argumento anterior se deduce que hay un fuerte incentivo para que cada profesor infle su distribución de calificaciones. Si un departamento académico incurre en esta práctica, mientras los demás mantienen su distribución de calificaciones inalterada, mejorará las condiciones económicas de sus profesores e incrementará su matrícula a expensas de los otros. Se infiere que tan pronto se inicia el proceso, todos los departamentos tienen el mismo incentivo para inflar su distribución de calificaciones. Es decir, la *inflación de notas* es la estrategia dominante del juego. Los profesores y los departamentos académicos son víctimas del dilema del prisionero.⁴ Al final todos los departamentos exhibirán la misma tasa de *inflación de notas*. Por lo tanto, la posición relativa de los profesores dentro de sus departamentos permanecerá inalterada. Todos experimentarán incrementos similares en sus

evaluaciones y no habrá incentivo alguno entre los estudiantes para moverse de un departamento a otro.

Para sustentar esta conjetura se requiere una correlación positiva y significativa entre las calificaciones otorgadas por los profesores y las evaluaciones de sus estudiantes. El orden de la relación –si las calificaciones dependen de las evaluaciones o viceversa– no está del todo claro por su naturaleza simultánea. Por otro lado, esta correlación implicaría que los procesos de evaluación de los profesores y los estudiantes están viciados, en cuyo caso la educación universitaria incumpliría con una función fundamental.

Los estudios publicados sobre la *inflación de notas* se pueden clasificar en dos categorías: una que incluye aquéllos con enfoques metodológicos pedagógicos y de psicología educativa y que se basa en los modelos propuestos en la literatura económica. Johnson (2003) revisa detalladamente los estudios correspondientes con la primera y concluye que la evidencia confirma la existencia de una correlación positiva y significativa entre dichos procesos de evaluación. El autor discute las diferentes conjeturas que se han presentado para fundamentar teóricamente tal resultado.

Los fundamentos teóricos provistos por McKenzie y Staaf (1974) constituyen el denominador común de una serie de artículos que analizan la relación estadística entre los procesos de evaluación llevados a cabo por profesores y estudiantes. Dilts (1980) estudia el problema utilizando el método tradicional de mínimos-cuadrados ordinarios (MCO) y descubre que las evaluaciones estudiantiles varían directamente con la calificación esperada por los estudiantes e inversamente con la proporción de estudiantes para quienes el curso es un requisito. Isely y Singh (2005) utilizan un modelo de “efectos fijos” y hallan que la variable predictora relevante para explicar la variación observada en las evaluaciones estudiantiles es la razón entre la calificación esperada en el curso y el promedio académico general acumulado por el estudiante, y no la calificación esperada considerada aisladamente.

Seiver (1983) utiliza MCO y presenta evidencia consistente con una relación directa y estadísticamente significativa entre la calificación esperada por el estudiante y su evaluación de la tarea docente. Sin embargo, la relación se torna insignificante cuando utiliza mínimos-cuadrados en dos etapas. El autor interpreta este resultado como evidencia en contra de la hipótesis de *inflación de notas*. Nelson y Lynch (1984) utilizan mínimos-cuadrados en dos etapas y confirman el vínculo estadístico entre los procesos de evaluación llevados a cabo por los profesores y estudiantes. Tal resultado es interpretado como evidencia a favor de la hipótesis de *inflación de notas* una vez atendido el problema de simultaneidad de los procesos de evaluación. Krautmann y Sander (1999) también informan una relación directa y significativa entre la evaluación de los

estudiantes y la calificación esperada en el curso, aún en el caso de mínimos-cuadrados en dos etapas. Zangenehzadeh (1988) utiliza mínimos-cuadrados en tres etapas y confirma tal relación. Sabot y Wakeman-Linn (1991) presentan evidencia comparativa sobre el crecimiento en el índice académico promedio de diferentes departamentos académicos de siete universidades de los Estados Unidos entre los años académicos de 1962/63 a 1985/86. La tendencia general ha sido creciente, pero con marcadas diferencias entre departamentos.

Sin embargo, ninguno de estos estudios modela el fenómeno de *inflación de notas*. Tan pronto presentan evidencia estadística sobre la interdependencia de los procesos de evaluación antes señalados, saltan a la conclusión de que hay tal inflación. Si bien la evidencia puede dar margen a conjeturas sobre la existencia del problema, no la prueba. Por otro lado, los estudios utilizan los departamentos académicos como la unidad de análisis, a pesar de que en ese nivel la información está muy agregada y contaminada por “ruido”.

En este contexto, considero que la unidad de análisis apropiada es el estudiante según evoluciona a través del tiempo. A continuación presento la discusión sobre cómo modelar el problema, las variables que son objeto de análisis, así como las hipótesis que se someten a prueba estadística.

METODOLOGÍA

Introducción

Para determinar si en la UPR-Bayamón ha ocurrido el fenómeno de *inflación de notas* es preciso el estudio de la evolución de los estudiantes a través del tiempo. Para documentar la existencia del fenómeno es necesario que, una vez controladas las variables que explican el aprovechamiento académico de los estudiantes, la probabilidad de ejecución en las cotas superiores (inferiores) de la distribución de sus calificaciones exhiba una tendencia positiva (negativa) al crecimiento. Además, dicha tendencia debe ser estadísticamente significativa y autosostenida a través del tiempo. Para alcanzar tal nivel de especificidad se requiere incorporar al análisis tanta información como sea posible sobre el trasfondo de los estudiantes, así como de su ejecución académica.

A continuación describo la información utilizada, cómo se incorpora el tiempo al análisis, el modelo estadístico a estimarse, así como las hipótesis a contrastar.

La matriz de información

La posibilidad de que la toma de decisiones por parte de los estudiantes universitarios redunde en éxito académico depende de rasgos

genéticos (coeficiente de inteligencia, por ejemplo), consideraciones afectivas (autoestima, dedicación, esfuerzo, disciplina, etc.), así como del conjunto de variables que definen el entorno del estudiante (nivel socioeconómico, ingreso familiar, escolaridad de los padres, naturaleza de la educación preuniversitaria, etc.). Existen problemas con la definición conceptual y operacional (la métrica) de estas variables y con la naturaleza y dirección de la relación estocástica involucrada. Algunas variables no son observables. En ocasiones sólo se puede trabajar con sus aproximaciones. En el estudio que se describe en este artículo se utiliza toda la información disponible en el Centro de Cómputos de la UPR-Bayamón. Abarca el período comprendido entre los años académicos de 1995/96 a 2002/03. La Tabla 1 describe el panel no balanceado utilizado en la investigación. La información sobre los estudiantes proviene de la Oficina del Registrador y de la Solicitud Única de Admisión a la UPR (SUA-UPR).

Tabla 1
Descripción del “panel no balanceado” utilizado en el estudio

<i>Años (t) de estudios cursados en la UPR-Bayamón</i>					
<i>Clase</i>	<i>Número de estudiantes</i>	<i>Máx.</i>	<i>Mín.</i>	<i>Media aritmética</i>	<i>Desviación estándar</i>
1995/96	392	8	1	2.53	1.52
1996/97	439	8	1	2.34	1.39
1997/98	387	6	1	2.50	1.41
1998/99	409	5	1	2.39	1.32
1999/00	423	4	1	2.16	1.07
2000/01	522	3	1	1.80	0.80
2001/02	699	2	1	1.42	0.49
2002/03	1,116	1	1	1	0.00
	4,387				

Para cada estudiante se incluyen las siguientes variables: las puntuaciones de las cinco pruebas del College Entrance Examination Board (C.E.E.B); el índice general de solicitud a la UPR (I G S); el promedio académico de graduación de escuela superior; el municipio de residencia; la escuela (pública o privada); el sexo, la edad, el programa académico al que fue admitido; el programa académico en que está estudiando; los créditos intentados, créditos acumulados; los créditos matriculados en cada semestre; los créditos

aprobados con: $\{A, B, C, D \text{ y } F\}$, créditos dados de baja parcial (Ws), créditos repetidos (Rs) y, promedio académico acumulado en la UPR-Bayamón en cada año de estudios. La información sobre escolaridad e ingreso de los padres, composición familiar y empleo no se pudo utilizar porque está incompleta.

A los estudiantes se les dio seguimiento longitudinalmente desde su admisión a la UPR-Bayamón (durante el período de 1995/96 a 2002/03) y se creó un conjunto de variables dicótomas de “tiempo discreto” ($t_i = t_1, t_2, \dots, t_{\geq 5}$) para cada uno. Muy pocos estudiantes prolongaron su estadía en la Institución más allá de los 6, 7 u 8 años: 88, 17, y 5, respectivamente. Por tal razón se les consolidó en la categoría de $t_{\geq 5}$. Para cada una de las ocho clases de nuevo ingreso consideradas en el estudio se creó una variable de “tendencia temporal” (T_i) que identifica el año en que cada grupo de estudiantes comenzó sus estudios universitarios. Cada una de estas variables de “tiempo” persigue un objetivo diferente. La primera (t_i) intenta medir el impacto marginal que ejerce cada año de estudios en la Institución sobre la probabilidad esperada de éxito (fracaso) académico del estudiante i . La segunda (T_i) pretende capturar el impacto de los cambios estructurales sobre dicha probabilidad esperada cuando se mantiene constante el vector de características que define el perfil de los estudiantes. La inclusión de estas variables le imparte un aspecto dinámico al análisis. La Tabla 2 contiene su descripción, así como sus definiciones.

El modelo *probit* ordenado a estimar

El promedio académico acumulado del estudiante i (PAA^i) en cualquier momento de su vida académica está acotado por: $0.00 \leq PAA^i \leq 4.00$. Dentro de dicho recorrido se puede hacer una partición mutuamente excluyente y colectivamente exhaustiva de las calificaciones siguiendo el siguiente ordenamiento: $(D \cup F)$, C , B^- , B^+ , A^- y A^+ (refiérase a la Tabla 2 para su definición operacional). Se define la variable latente no observable $y_i^* = \mathbf{x}_i^T \boldsymbol{\beta} + e_i$ como el índice de utilidad derivada por el estudiante al optar por determinada calificación. Las variables independientes que inciden sobre dicha elección (variables predictoras) están contenidas en el vector \mathbf{x}_i . El vector e_i contiene las perturbaciones aleatorias que se suponen normal e idénticamente distribuidas. El Apéndice 1 contiene una discusión sobre cómo computar las probabilidades de las calificaciones, así como sus derivadas parciales con respecto a diferentes variables.

Todas las variables independientes, excepto las dicótomas, están estandarizadas. Esto facilita la interpretación de los coeficientes de regresión al expresarlos en términos de la misma métrica: desviaciones estándar a partir de su media. La magnitud del coeficiente indica su importancia relativa. Además, facilita el cómputo de las probabilidades, pues al evaluar cada variable en su media, la ecuación se reduce a su intercepto.

Tabla 2
Estadísticas descriptivas de las variables

Variable	Descripción	Media	Desviación estándar	Máx.	Mín.
Variables dependientes "ordenadas" a predecir					
A^+	$\begin{cases} 1, \text{ si } PAA_i \geq 3.75 \\ 0, \text{ caso contrario} \end{cases}$	0.0249	0.1558	1	0
A^-	$\begin{cases} 1, \text{ si } 3.50 \leq PAA_i \leq 3.74 \\ 0, \text{ caso contrario} \end{cases}$	0.0542	0.2265	1	0
B^+	$\begin{cases} 1, \text{ si } 3.25 \leq PAA_i \leq 3.49 \\ 0, \text{ caso contrario} \end{cases}$	0.0852	0.2792	1	0
B^-	$\begin{cases} 1, \text{ si } 2.50 \leq PAA_i \leq 3.24 \\ 0, \text{ caso contrario} \end{cases}$	0.5046	0.5000	1	0
C	$\begin{cases} 1, \text{ si } 1.60 \leq PAA_i \leq 2.49 \\ 0, \text{ caso contrario} \end{cases}$	0.2680	0.4429	1	0
$(D \cup F)$	$\begin{cases} 1, \text{ si } PAA_i \leq 1.59 \\ 0, \text{ caso contrario} \end{cases}$	0.0630	0.2430	1	0
Variables independientes (exógenas) utilizadas como predictores					
Ciencias Naturales	$\begin{cases} 1, \text{ si } P.A.^i \in \text{Cs. Naturales} \\ 0, \text{ caso contrario} \end{cases}$	0.0996	0.2995	1	0
Administración de Empresas	$\begin{cases} 1, \text{ si } P.A.^i \in \text{ADEM} \\ 0, \text{ caso contrario} \end{cases}$	0.1938	0.3953	1	0
Tecnologías de las Ingenierías	$\begin{cases} 1, \text{ si } P.A.^i \in \text{Tec. Ing.} \\ 0, \text{ caso contrario} \end{cases}$	0.0715	0.2577	1	0
Ingeniería de Traslado	$\begin{cases} 1, \text{ si } P.A.^i \in \text{Ing. Traslado} \\ 0, \text{ caso contrario} \end{cases}$	0.0467	0.2110	1	0
Educación	$\begin{cases} 1, \text{ si } P.A.^i \in \text{Educación} \\ 0, \text{ caso contrario} \end{cases}$	0.1460	0.3531	1	0
Ciencias Relacionadas con la Salud	$\begin{cases} 1, \text{ si } P.A.^i \in \text{Cs. Salud} \\ 0, \text{ caso contrario} \end{cases}$	0.0524	0.2228	1	0
Electrónica o Ciencias de Computadoras	$\begin{cases} 1, \text{ si } P.A.^i \in \text{Elec.} \cup \text{Cs. Com.} \\ 0, \text{ caso contrario} \end{cases}$	0.1750	0.3800	1	0

Tabla 2
Continuación

Variable	Descripción	Media	Desviación estándar	Máx.	Mín.
Artes Liberales	$\begin{cases} 1, \text{ si } P.A.^i \in A. \text{ Liberales} \\ 0, \text{ caso contrario} \end{cases}$	0.0956	0.2941	1	0
Sistemas de Oficina	$\begin{cases} 1, \text{ si } P.A.^i \in S. \text{ Oficina} \\ 0, \text{ caso contrario} \end{cases}$	0.0765	0.2658	1	0
Cambio de Programa Académico	$\begin{cases} 1, \text{ si } P.A.^i \text{ Actual} \neq \text{Original} \\ 0, \text{ caso contrario} \end{cases}$	0.1273	0.3333	1	0
Escuela Privada	$\begin{cases} 1, \text{ Privada} \\ 0, \text{ caso contrario} \end{cases}$	0.4521	0.4977	1	0
Femenino	$\begin{cases} 1, \text{ Femenino} \\ 0, \text{ caso contrario} \end{cases}$	0.5699	0.4951	1	0
t_1	$\begin{cases} 1, 1^{\text{er}} \text{ año} \\ 0, \text{ caso contrario} \end{cases}$	0.4608	0.4985	1	0
t_2	$\begin{cases} 1, 2^{\text{do}} \text{ año} \\ 0, \text{ caso contrario} \end{cases}$	0.2559	0.4364	1	0
t_3	$\begin{cases} 1, 3^{\text{er}} \text{ año} \\ 0, \text{ caso contrario} \end{cases}$	0.1469	0.3540	1	0
t_4	$\begin{cases} 1, 4^{\text{to}} \text{ año} \\ 0, \text{ caso contrario} \end{cases}$	0.0829	0.2757	1	0
$t_{\geq 5}$	$\begin{cases} 1, 5^{\text{to}} - 8^{\text{vo}} \text{ año} \\ 0, \text{ caso contrario} \end{cases}$	0.0536	0.2251	1	0
$T_T = (1, \dots, 8)$	"Tendencia temporal" de las clases de nuevo ingreso	0.1210	0.3320	1	0
Crs. Matriculados	Créditos matriculados	15.40	2.0158	23	12
I G S	Índice General de Solicitud a la UPR-B	283.32	36.5457	380	137
P Ws.	Proporción de créditos dados de baja parcial	0.1316	0.1458	1	0
P Rs.	Proporción de créditos repetidos	0.0451	0.0663	0.5	0

PA^i = programa académico del estudiante i

PAA_i = promedio académico acumulado del estudiante i

Las variables independientes se pueden clasificar en tres categorías. La primera contiene las variables dicótomas o binarias (*dummy variables*),⁵ que miden los efectos de variables cualitativas discretas. Las condiciones de entorno que prevalecen en los distintos programas académicos en que están matriculados los estudiantes, pueden incidir de diferentes formas sobre su probabilidad de éxito académico. Para capturar tales efectos no observables los programas académicos se agrupan en 9 conglomerados mutuamente excluyentes y ocho de estos son incluidos como variables explicativas. Por otro lado, se puede conjeturar que las diferencias en cuanto al género puedan influir sobre la probabilidad de éxito académico. Para incorporar su posible efecto se define una variable dicótoma de “género”. Así también, las condiciones que prevalecen en las escuelas de las cuales proceden los estudiantes considerados en la investigación podrían incidir sobre el éxito o fracaso académico esperado. Por tal razón, la naturaleza (pública o privada) de las escuelas está incluida como variable explicativa del modelo. Por último, la inclusión de los “cambios de programa” como variable predictora permite constatar si tal mecanismo incide (y en qué dirección) sobre el aprovechamiento académico de los educandos.

En una segunda categoría se incluyen las variables que miden “calidad” y desempeño académico de los estudiantes: Índice General de Solicitud a la UPR (*IGS*), créditos matriculados, proporción de créditos dados de baja parcial (*PWs*), así como la proporción de créditos repetidos (*PRs*). El *IGS* se utiliza como indicador de la “calidad” de los estudiantes. Se ha planteado que la flexibilización en las políticas institucionales relacionadas con las bajas parciales es una de las causas del fenómeno de *inflación de notas* (véase a Rosovsky y Hartley, 2002). Para constatar si tal es el caso en la UPR-Bayamón se incluyen las proporciones de bajas parciales y de créditos repetidos como variables explicativas del modelo.

Una última categoría incluye las variables dicótomas de tiempo discreto (t_i y T_T), que permiten estudiar la evolución de los estudiantes desde una perspectiva dinámica y su impacto sobre la probabilidad de obtener diferentes calificaciones. Además, son la clave para verificar la posible existencia del fenómeno de *inflación de notas*. Se presenta evidencia a favor de tal conjetura en la medida en que la probabilidad de las calificaciones de las cotas superiores (inferiores) de la distribución muestre una tendencia positiva (negativa), significativa y autosostenida que crezca a través del tiempo.

Para estimar la tasa de crecimiento de la probabilidad de las calificaciones en este modelo se utiliza la siguiente definición: $\tau^{P(i)} = ((P_i / P_0) - 1)100$. Los subscritos “*i*” y “*0*” designan los valores de las probabilidades en los años corrientes y en el año base, respectivamente. Sus cálculos, así como la discusión general de los resultados, siguen a continuación.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Consideraciones generales sobre ajuste estadístico

La Tabla 3 contiene un resumen de la ecuación estimada. Sólo dos de los programas académicos son significativos: Tecnologías de las Ingenierías e Ingeniería de Traslado. La probabilidad de las calificaciones $D \cup F$ y C está directamente relacionada con la clasificación en ambos programas. La probabilidad de A^+ , A^- , B^+ y B^- exhibe un comportamiento opuesto.⁶ Sin embargo, la prueba de Wald lleva al rechazo (al 99% de confianza) de la hipótesis nula sobre la insignificancia global de los programas académicos. Esto es, las condiciones no observables que en ellos prevalecen impactan significativamente y en diferentes direcciones la probabilidad de éxito académico de los/las estudiantes.

Tabla 3
Coefficientes probit ordenados para predecir las calificaciones
en la UPR-Bayamón: 1995/96-2002/03

<i>Variable</i>	<i>Coefficiente de regresión</i>	<i>Error estándar</i>	<i>Valores-p</i>
<i>Ciencias Naturales</i>	-0.034811	0.060064	0.5622
<i>Administración de Empresas</i>	0.015367	0.051800	0.7667
<i>Tecnologías de las Ingenierías</i>	-0.18201	0.0622404	0.0035
<i>Ingeniería de Traslado</i>	-0.130864	0.079278	0.0988
<i>Educación</i>	0.023628	0.050801	0.6418
<i>Ciencias Relacionadas con la Salud</i>	0.024649	0.068026	0.7171
<i>Electrónica o Ciencias de Computadoras</i>	0.001611	0.056251	0.9771
<i>Artes Liberales</i>	0.058776	0.056127	0.2950
<i>Año que cursa el estudiante i en la UPR-B</i>			
$t_2 = \text{segundo}$	0.229217	0.031825	0.0000
$t_3 = \text{tercero}$	0.359396	0.040205	0.0000
$t_4 = \text{cuarto}$	0.466418	0.049494	0.0000
$t_{25} = \text{quinto-octavo}$	0.548607	0.060373	0.0000
<i>Tendencia temporal: Año de admisión de las clases de nuevo ingreso a la UPR-B</i>			
$T_2 = 1996/97$	-0.022049	0.047157	0.6401
$T_3 = 1997/98$	-0.050353	0.046288	0.2767
$T_4 = 1998/99$	-0.086190	0.046541	0.0640
$T_5 = 1999/00$	-0.080840	0.047072	0.0859
$T_6 = 2000/01$	-0.030773	0.047745	0.5192
$T_7 = 2001/02$	-0.100661	0.048763	0.0390
$T_8 = 2002/03$	-0.425953	0.051551	0.0000
<i>Cambio de Programa Académico</i>	0.054859	0.038648	0.1558
<i>Escuela Privada</i>	-0.018374	0.023602	0.4363
<i>Femenino</i>	0.202669	0.027375	0.0000
<i>Créditos Matriculados</i>	0.469736	0.152545	0.0021
<i>(Créditos Matriculados)²</i>	-0.387545	0.151753	0.0107
<i>Índice General de Solicitud a la UPR</i>	-1.085426	0.133507	0.0000
<i>(Índice General de Solicitud a la UPR)²</i>	1.537114	0.135278	0.0000
<i>Proporción de Créditos Dados de Baja Parcial</i>	-0.711642	0.034888	0.0000
<i>(Proporción de Créditos Dados de Baja Parcial)²</i>	0.456191	0.053617	0.0000
<i>Proporción de Créditos Repetidos</i>	-0.444930	0.030143	0.0000
<i>(Proporción de Créditos Repetidos)²</i>	0.207561	0.030026	0.0000

Tabla 3
Continuación
Puntos Límite (γ_i)

Variable	Coefficiente de regresión	Error estándar	Valores-p
γ_2	-1.740129	0.066327	0.0000
γ_3	-0.382981	0.064217	0.0000
γ_4	1.452272	0.065612	0.0000
γ_5	2.026811	0.066951	0.0000
γ_6	2.749928	0.071690	0.0000

$\log \text{likelihood} = -10306.30$

$\log \text{likelihood restringido} = -12256.56$

Pseudo $R^2 = 0.1591$

Número de estudiantes = 4,387

Número de observaciones = 9,201

Los cambios de programa académico y la escuela superior de procedencia (pública o privada) no son estadísticamente significativos. La variable sexo, por el contrario, es significativa a todos los niveles de confianza. Las estudiantes aventajan a los varones pues (todo lo demás constante) el hecho de ser mujer se asocia con un aumento significativo en la probabilidad de obtener A^+ , A^- , B^+ , y B^- . Las correspondientes derivadas parciales son: 0.0031, 0.0123, 0.0216, y 0.0309. La probabilidad de C y $D \cup F$ se mueve en la dirección contraria (las respectivas derivadas son: -0.0556 y -0.0123).

La función de probabilidad estimada es cóncava con respecto al número de créditos matriculados por semestre y alcanza su máximo en aproximadamente 18 créditos. Dicho umbral es mayor que el promedio de la variable (15.4). La probabilidad de las calificaciones de la cota inferior de la distribución ($D \cup F$ y C) decrece con el número de créditos matriculados. Las derivadas parciales son -0.0034 y -0.0117, respectivamente. La probabilidad de las demás calificaciones (B^- , B^+ , A^- y A^+) exhibe el comportamiento opuesto. Las correspondientes derivadas son: 0.0090, 0.0038, 0.0019 y 0.0004.

La función de probabilidad estimada es convexa con respecto al IGS y alcanza su mínimo en $IGS^* = 197.94 < \overline{IGS} = 283.39$. Las derivadas parciales de A^+ , A^- , B^+ y B^- con respecto al IGS son: 0.0030, 0.0012, 0.0006, y 0.0001. Los correspondientes valores de C y $D \cup F$ son: -0.0037 y -0.0011. Esto es, en la vecindad de la media la probabilidad de las calificaciones altas (bajas) es una función creciente (decreciente) del IGS .

Se conjeturó que las bajas parciales les proveían a los estudiantes un mecanismo para dejar aquellos cursos con pocas probabilidades de éxito. En tal caso, a mayor proporción de bajas parciales mayor sería la probabilidad de ejecución en las cotas superiores de la distribución de calificaciones. Por otro

lado, la posibilidad de repetir los cursos aprobados con deficiencias provee a los estudiantes un mecanismo para ascender en dicha distribución.

Los coeficientes de los términos lineal y cuadrático de ambas proporciones son significativos a todos los niveles de confianza. Sin embargo, los resultados no son del todo concluyentes. Todas las derivadas parciales de la probabilidad de las calificaciones con respecto a la proporción de créditos repetidos (PRs) son iguales a cero. Cuando se les evalúa en el doble de la media ($PRs = 0.0902$), la probabilidad de $D \cup F$ varía directamente con la PRs [$\partial P(y_i = D \cup F) / \partial (PRs) = 0.0776$], mientras que la probabilidad de C exhibe el comportamiento opuesto [$\partial P(y_i = C) / \partial (PRs) = -0.0776$]. Las otras derivadas parciales siguen siendo iguales a cero. Por otro lado, la probabilidad de $D \cup F$ se mueve en la misma dirección que la proporción de bajas parciales (PWs) dado que su derivada es 0.1817. Por el contrario, la probabilidad de C y B^- se mueve en la dirección contraria (sus correspondientes derivadas son: -0.1771 y -0.0046). Por último, las derivadas de la probabilidad de B^+ , A^- y A^+ con respecto a la proporción de bajas parciales son iguales a cero.

Sobre la existencia del fenómeno de inflación de notas

Los cálculos de la probabilidad esperada de las calificaciones en diferentes momentos del tiempo del estudiante (t_i), así como de las tasas de crecimiento correspondientes se incluyen en las Tablas 4-7. Las calificaciones de C y $D \cup F$ exhiben tasas de crecimiento negativas (decrecimiento) y significativas. Por ejemplo, la tasa de crecimiento de $D \cup F$ varían desde -40.34% ($t = 2$) hasta -73.11% ($t \geq 5$). Éste es un resultado esperado dado la Certificación # 054-2000-2001 aprobada por el Senado Académico de la UPR-Bayamón.⁷ La probabilidad de C disminuye de 0.3111 ($t = 1$) hasta 0.1652 ($t \geq 5$). Luego, $-46.90\% \leq \tau^{P(i)} \leq -20.77\%$. Por lo tanto, existe una significativa y autosostenida tasa de decrecimiento en la cota inferior de la distribución de calificaciones, que a su vez implica un desplazamiento ascendente en la distribución consistente con el fenómeno de *inflación de notas* descrito en la literatura.

De otra parte, la probabilidad de B^+ y B^- es una función creciente y significativa del tiempo. La tasa de crecimiento de B^+ varía desde 43.98% hasta 119.31%. Cabe destacar que sólo 5.23% de los estudiantes espera B^+ en su primer año de estudios. Tal proporción aumenta a 11.47% en y después del quinto año. A su vez, un 57.45% de los estudiantes espera B^- en su primer año de estudios, proporción que aumenta a 63.97% en y después del quinto año. Su tasa de crecimiento varía entre 7.55% y 11.35%.

Tabla 4
Probabilidades marginales de las Calificaciones en la UPR-B: 1995/96-2002/03

Año del estudiante	A^+	A^-	B^+	B^-	C	$(D \cup F)$	Total
1	0.0030	0.0182	0.0523	0.5745	0.3111	0.0409	1
2	0.0059	0.0300	0.0753	0.6179	0.2465	0.0244	1
3	0.0084	0.0391	0.0904	0.6325	0.2117	0.0179	1
4	0.0113	0.0481	0.1017	0.6472	0.1841	0.0136	1*
≥ 5	0.0139	0.0555	0.1147	0.6397	0.1652	0.0110	1

*La diferencia en el tercer lugar decimal obedece a errores de redondeo.

Tabla 5
Tasas de crecimiento ($\tau^{P(\cdot)}$) estimadas

Año del estudiante	A^+	A^-	B^+	B^-	C	$(D \cup F)$
1	-	-	-	-	-	-
2	99.67%	64.84%	43.98%	7.55%	20.77%	40.34%
3	180.00	114.84	72.85	10.10	-31.95	-56.23
4	276.67	164.29	94.46	12.65	-40.82	-66.75
≥ 5	363.33	204.95	119.31	11.35	-46.90	-73.11

Por otro lado, la probabilidad de A^- varía desde 1.82% en el primer año hasta 5.55% en y después del quinto ($64.85\% \leq \tau^{P(\cdot)} \leq 204.95\%$). Por último, la probabilidad de A^+ es prácticamente cero (0.30%) en el primer año, pero aumenta a 1.39% en y después del quinto. La tasa de crecimiento varía entre 99.67% y 363.33%. Cabe destacar que, si bien es cierto que las tasas de crecimiento correspondientes con las calificaciones de la cota superior de la distribución (A^+ y A^-) son las mayores, también lo es el hecho de que sus probabilidades durante cada año de estudios son las menores. Esto es, en el mejor de los casos sólo 7 de cada 100 estudiantes obtendrían dichas calificaciones ($P(A^- \cup A^+) = 6.94\%$).

Las tasas de crecimiento de las calificaciones (véase la Tabla 5) pueden ser utilizadas como una primera aproximación para medir el fenómeno de *inflación de notas*. En tal caso, la deflación (tasas negativas) documentada en la cota inferior de la distribución es consistente con el fenómeno descrito en la

literatura. Así también, la tendencia sostenida al crecimiento de la probabilidad de las calificaciones del centro de la distribución es compatible con dicho fenómeno. Por otro lado, son muy pocos los estudiantes con probabilidades reales de optar por las calificaciones de la cota superior. Por lo tanto, la evidencia apunta a la existencia de *inflación de notas* en las cotas inferior y central de la distribución, pero no así en la cota superior.

Cabe señalar que el análisis anterior podría estar sujeto a limitaciones que la naturaleza de la información utilizada no permite subsanar.⁸ Si la dificultad inherente a los cursos de los últimos años de estudio es significativamente mayor que la de los primeros años, entonces el que la probabilidad de las calificaciones de la cota superior disminuya en el tiempo no necesariamente evidencia ausencia de *inflación de notas*. Si por el contrario, los cursos de los primeros años son de mayor dificultad sería de esperar que la probabilidad de tales calificaciones sea una función creciente del tiempo, sin implicar con ello que los profesores sean más lenitivos en sus evaluaciones (*inflación de notas*). Por otro lado, los estudiantes que no satisfagan los requisitos de retención fracasarán en sus estudios, mientras que los que persistan a través del tiempo pertenecen al subconjunto “exitoso”. Por lo tanto, sería de esperar que su probabilidad de B^+ , A^- y A^+ crezca en el tiempo aun cuando no haya *inflación de notas* (problema de auto selección). Así también, características no observables de los estudiantes que pueden variar en el tiempo (autoestima, dedicación, esfuerzo, responsabilidad, disciplina, madurez emocional, etc.) y que no han sido incluidas en el estudio podrían sesgar las conclusiones anteriores sobre ausencia o presencia del fenómeno de *inflación de notas*. Una forma de incorporarlas sería utilizar la técnica de los “efectos fijos” que no ha sido utilizada en esta investigación. La advertencia anterior sirve a los fines de ejercer mesura cuando se analicen los resultados del estudio.

En suma, las calificaciones tienden a converger desde abajo hacia el centro de su distribución. Analizado en su totalidad, este patrón es inconsistente con los resultados informados en la literatura. En ésta se documenta un desplazamiento de toda la distribución de calificaciones desde sus cotas inferiores hacia las superiores. En el proceso las cotas inferiores desaparecen y la distribución tiende a desplazarse como un todo hacia las cotas superiores.⁹ Por eso se ha planteado la conveniencia del término *compresión* en lugar de *inflación*.

La dinámica de la probabilidad de las calificaciones puede ser analizada también sobre la tendencia temporal (T_t) de las clases de nuevo ingreso (1995/96 - 2002/03). Tal enfoque arroja luz sobre su comportamiento cuando se mantiene constante el vector de los atributos que definen el perfil de los estudiantes. Además, permite analizar el impacto de los cambios estructurales y tecnológicos ocurridos. Por otro lado, provee un mejor referente para estudiar

el fenómeno de *inflación de notas*. Sobre la tendencia temporal se cancelan los sesgos causados por la dificultad inherente de los cursos en diferentes etapas de los estudios, así como por los posibles cambios de las características no observables de los estudiantes. Para sostener la hipótesis de *inflación de notas* es condición necesaria que, todo lo demás constante, la probabilidad de las calificaciones de las cotas superiores (inferiores) sea una función creciente (decreciente) y significativa del tiempo.

Los estimados de las probabilidades marginales, así como de sus tasas de crecimiento se incluyen en las Tablas 6 y 7. Cuatro de los siete coeficientes de la variable T_i son significativos. De acuerdo con la prueba de Wald, se rechaza (a todos los niveles de confianza) la hipótesis nula de que todos los coeficientes de T_i son cero. La probabilidad de las calificaciones de la cota inferior de la distribución ($D \cup F$ y C) es una función creciente del tiempo. Las tasas de crecimiento fluctúan entre un 4.40% hasta un 132.52% para $D \cup F$, y desde 1.80% hasta 35.29% para la C . Este patrón es contrario al descrito anteriormente cuando se analizó el efecto del tiempo del estudiante (t_i). Sin embargo, los resultados no son antagónicos. Por ejemplo, la Certificación 054-2000-2001 del Senado Académico a la que se hizo alusión anteriormente imposibilita que un estudiante pueda rebasar el primer año de estudios si su promedio académico acumulado es menor que 2.00. Pero dicha restricción no impide que en las clases de nuevo ingreso haya una proporción cada vez mayor de estudiantes que ejecuten en la cota inferior de la distribución de calificaciones, como lo evidencian estos resultados.

Tabla 6

Probabilidades marginales de las calificaciones computadas sobre la tendencia temporal de las clases de nuevo ingreso a la UPR-Bayamón: 1995/96-2002/03

Año de la clase de nuevo ingreso	A^+	A^-	B^+	B^-	C	$(D \cup F)$	Total
1995/96 = 1	0.0030	0.0182	0.0523	0.5745	0.3111	0.0409	1
1996/97 = 2	0.0028	0.0174	0.0533	0.5698	0.3167	0.0427	1*
1997/98 = 3	0.0026	0.0176	0.0480	0.5625	0.3252	0.0455	1*
1998/99 = 4	0.0023	0.0151	0.0444	0.5561	0.3326	0.0495	1
1999/00 = 5	0.0023	0.0151	0.0456	0.5549	0.3336	0.0485	1
2000/01 = 6	0.0027	0.0170	0.0497	0.5674	0.3196	0.0436	1
2001/02 = 7	0.0022	0.0144	0.0440	0.5497	0.3392	0.0505	1
2002/03 = 8	0.0008	0.0070	0.0230	0.4539	0.4209	0.0951	1*

*Las diferencias en el cuarto o quinto lugar decimal obedecen a errores de redondeo.

Tabla 7
Tasas de crecimiento ($\tau^{P(i)}$) estimadas

Año de la clase de nuevo ingreso	A^+	A^-	B^+	B^-	C	$(D \cup F)$
1995/96 = 1						
1996/97 = 2	-6.67%	-4.40%	1.91%	-0.82%	1.80%	4.40%
1997/98 = 3	-13.33	-3.30	-8.22	-2.09	4.53	11.25
1998/99 = 4	-23.33	-17.03	-15.11	-3.20	6.91	21.03
1999/00 = 5	-23.33	-17.03	-12.81	-3.41	7.23	18.58
2000/01 = 6	-10.00	-6.59	-4.97	-1.24	2.73	6.60
2001/02 = 7	-26.67	-20.88	-15.87	-4.32	9.03	23.47
2002/03 = 8	-73.33	-61.54	-56.02	-20.99	35.29	132.52

La probabilidad de las demás calificaciones (B^- , B^+ , A^- y A^+) decrece a través del tiempo. La probabilidad de B^- disminuye de 0.5745 en $T_t = 1$ hasta 0.4539 en $T_t = 8$, mientras que la probabilidad de B^+ disminuye de 0.0523 hasta 0.0230 al final de período. La probabilidad de las calificaciones de la cota superior (A^- y A^+) disminuye de 0.0182 a 0.0070 y de 0.0030 a 0.0008, respectivamente. Por lo tanto, sobre la tendencia temporal la evidencia apunta a una convergencia hacia la cota inferior de la distribución de calificaciones. Como se señaló, dicho patrón es incompatible con el fenómeno de *inflación de notas* descrito en la literatura.

Si la probabilidad de $D \cup F$ y C de cada clase de nuevo ingreso es una función creciente del tiempo, mientras que la probabilidad de las calificaciones de las cotas central y superior exhibe el comportamiento opuesto, se puede conjeturar que las proporciones de suspensiones, expulsiones y bajas totales, así como de transferencias de estudiantes provenientes de las instituciones privadas debe haber experimentado un patrón de crecimiento durante el período considerado. Desafortunadamente, tal posibilidad ni su impacto académico han sido estudiados en la Institución.

Si se utilizan las tasas de crecimiento de las calificaciones, estimadas sobre la tendencia temporal (véase la Tabla 7), para medir el fenómeno de *inflación de notas*, no se puede rechazar la hipótesis nula de su ausencia en la UPR-Bayamón. Se debe destacar que esta conclusión está en contraposición con la alcanzada cuando el fenómeno se analiza desde la perspectiva del tiempo del estudiante en la Institución. Dado la naturaleza novel y exploratoria de este estudio, ambas conclusiones –presencia en un caso y ausencia del fenómeno de *inflación de notas* en el otro– deben ser evaluadas en su justa perspectiva y sólo su consistencia en estudios prospectivos generados a través de replicaciones con otras bases de información podrá arrojar luz sobre su adecuación.

RESUMEN

Con el propósito de constatar si en la UPR-Bayamón ha existido el problema de *inflación de notas* se estudió un “panel no balanceado” constituido por 4,387 estudiantes que comenzaron sus estudios en la Institución durante el año académico 1995/96 hasta el 2002/03. A los estudiantes se les dio seguimiento durante el período considerado. Se contó con información detallada sobre sus características, así como sobre su desempeño académico. Utilizando métodos de verosimilitud máxima se estimó un modelo *probit* ordenado para predecir la probabilidad de que los estudiantes ejecuten en diferentes cotas de la distribución de calificaciones.

Contrario a estudios anteriores, en éste se modeló formalmente el problema bajo consideración. Al estudiar longitudinalmente la evolución de los estudiantes en el tiempo se computó el impacto de esta variable sobre su probabilidad de éxito académico. En dicho contexto se documenta la existencia del problema si la probabilidad de las calificaciones correspondientes con la cota superior (inferior) de la distribución es una función creciente (decreciente) y autosostenida del tiempo.

La evidencia presentada es consistente con la hipótesis de *inflación de notas*, según descrita en la literatura, sólo cuando el análisis se circunscribe al tiempo de los estudiantes en la Institución y al comportamiento de la probabilidad en las cotas inferior y central de la distribución de calificaciones. La probabilidad de las calificaciones de la cota superior (A^+ y A^-) varía directamente con el tiempo, pero son muy pocos los estudiantes con posibilidades reales de optar por las mismas. Considerados en conjunto, los resultados muestran una tendencia a la convergencia desde abajo hacia el centro de la distribución de calificaciones. Los informados en la literatura, por el contrario, muestran un desplazamiento de toda la distribución hacia las cotas superiores.

Cuando el fenómeno de *inflación de notas* se analiza desde la perspectiva de la tendencia temporal de las clases de nuevo ingreso se alcanzan conclusiones diferentes. En este caso, la probabilidad de las calificaciones de las cotas central y superior de la distribución (B^- , B^+ , A^- y A^+) es una función decreciente del tiempo, mientras que en la cota inferior ($D \cup F$ y C) las calificaciones exhiben el comportamiento opuesto. Esto es, se observa una convergencia hacia la cota inferior de las calificaciones. Dicho patrón es inconsistente con el fenómeno descrito en la literatura.

La adecuación de las conclusiones alcanzadas en la investigación reseñada en este artículo dependerá de la consistencia de los resultados obtenidos a través de replicaciones metodológicas con nuevas bases de información.

Apéndice 1
Sobre cómo computar las probabilidades y sus derivadas parciales

Los valores observados de y_i se determinan a partir de y_i^* de acuerdo con la siguiente regla:

$$y_i = \begin{cases} (D \cup F) = 1, & \text{si } y_i^* \leq \gamma_2 \\ C = 2, & \text{si } \gamma_2 < y_i^* \leq \gamma_3 \\ B^- = 3, & \text{si } \gamma_3 < y_i^* \leq \gamma_4 \\ B^+ = 4, & \text{si } \gamma_4 < y_i^* \leq \gamma_5 \\ A^- = 5, & \text{si } \gamma_5 < y_i^* \leq \gamma_6 \\ A^+ = 6, & \text{si } \gamma_6 < y_i^*. \end{cases}$$

Los puntos límite o umbrales (γ_i) se estiman conjuntamente con el vector de coeficientes β . La probabilidad de cada valor de y_i está dado por:

$$P(y_i = (D \cup F) = 1 | \mathbf{x}_i, \beta, \gamma) = \Phi(\gamma_2 - \mathbf{x}_i^T \beta),$$

$$P(y_i = C = 2 | \mathbf{x}_i, \beta, \gamma) = \Phi(\gamma_3 - \mathbf{x}_i^T \beta) - \Phi(\gamma_2 - \mathbf{x}_i^T \beta),$$

.....

$$P(y_i = A^+ = 6 | \mathbf{x}_i, \beta, \gamma) = 1 - \Phi(\gamma_6 - \mathbf{x}_i^T \beta).$$

Las derivadas parciales en los extremos del ordenamiento son:

$$\frac{\partial P(y_i = (D \cup F) = 1)}{\partial x_j} = \phi(\gamma_2 - \mathbf{x}_i^T \beta) \left(-\frac{\partial(\mathbf{x}_i^T \beta)}{\partial x_j} \right) = -\phi(\gamma_2 - \mathbf{x}_i^T \beta) \beta_j,$$

$$\frac{\partial P(y_i = A^+ = 6)}{\partial x_j} = -\phi(\gamma_6 - \mathbf{x}_i^T \beta) \left(-\frac{\partial(\mathbf{x}_i^T \beta)}{\partial x_j} \right) = \phi(\gamma_6 - \mathbf{x}_i^T \beta) \beta_j$$

Las derivadas en el centro quedan definidas por:

$$\begin{aligned} \frac{\partial P(y_i = k)}{\partial x_j} &= \phi(\gamma_{k+1} - \mathbf{x}_i^T \beta) \left(-\frac{\partial(\mathbf{x}_i^T \beta)}{\partial x_j} \right) - \phi(\gamma_k - \mathbf{x}_i^T \beta) \left(-\frac{\partial(\mathbf{x}_i^T \beta)}{\partial x_j} \right) \\ &= [\phi(\gamma_k - \mathbf{x}_i^T \beta) - \phi(\gamma_{k+1} - \mathbf{x}_i^T \beta)] \beta_j. \end{aligned}$$

1. Revisado en enero de 2006.

2. Deseo expresar mi agradecimiento a la doctora Suphan Andic por la devoción y profundidad con que revisó y editó el manuscrito original de este artículo. Estoy en deuda de gratitud con Gilberto Calderón Rodríguez, quien preparó la base de datos utilizada en el estudio y proveyó apoyo técnico. Tuve el beneficio de discutir estas ideas con Alfred J. Crouch y Wilfredo Camacho. Dwight García revisó minuciosamente el documento original y contribuyó a mejorar su redacción. Dos evaluadores anónimos, así como la Dra. María E. Enchautegui Román, hicieron recomendaciones y sugerencias que contribuyeron a mejorar el artículo. A todos les estoy muy agradecido. Así también, deseo expresar mi agradecimiento al Decanato de Asuntos Académicos de la UPR-Bayamón que me proveyó recursos y tiempo para completar la investigación que presento en este artículo. Es de rigor señalar que los errores y omisiones que persistan son de mi única y entera responsabilidad.

3. El mercado determinará la pertinencia de estos indicadores. En caso de que no haya concordancia entre las credenciales suministradas y el acervo de capital humano incorporado en los egresados, se revisarán los contratos y los recursos humanos involucrados se sustituirán por otros más eficientes. Desde luego, tales ajustes requerirán un tiempo razonable.

4. El dilema del prisionero describe un juego de suma $\neq 0$ entre dos agentes económicos en el cual existe una ganancia conjunta máxima, pero cada agente tiene un incentivo para "hacer trampa" y jugar una estrategia no cooperativa. Al final, ambos optan por tal estrategia y terminan recibiendo el pago conjunto mínimo del juego. El problema surge ante la incapacidad de las partes para hacer valer los acuerdos de cooperación.

5. Véase a Griffiths *et al.* (1993), capítulo 12.

6. A no ser que se indique lo contrario, todas las derivadas parciales se evalúan en la media aritmética de la correspondiente variable. Las derivadas de la probabilidad de $D \cup F$, C , B^- , B^+ , A^- , A^+ con respecto al primer programa señalado son: 0.0215, 0.0496, -0.0519, -0.0129, -0.0053 y -0.0010, respectivamente. Las correspondientes con el segundo programa son: 0.0145, 0.0361, -0.0361, -0.0093, -0.0044 y -0.0008.

7. Dicha certificación establece los índices académicos mínimos de retención. Si el número de créditos acumulados es menor o igual que 16: 1.80; 17-33: 1.90; y para 34 o más créditos acumulados: 2.00.

8. Este punto, así como otras sugerencias y críticas muy atinadas, fue traído ante mi consideración por la Dra. María E. Enchautegui Román, por ello le estoy agradecido.

9. Recientemente, la Universidad de Princeton estableció una nueva política de calificaciones cuyo propósito es reducir el total de As[es] otorgado. El porcentaje de As deberá ser menor o igual que 35% en los cursos regulares y menor o igual que 55% en los cursos en que los estudiantes hagan trabajos independientes (Zureick, 2004).

REFERENCIAS

- Dilts, D. A. (1980). A Statistical Interpretation of Student Evaluation Feedback. *Journal of Economic Education* (14): 1-5.
- Griffiths, W. E., R. C. Hill y G. G. Judge. (1993). *Learning and Practicing Econometrics*. New York: John Wiley and Sons, Inc.
- Isely, P. y H. Singh. (2005). Do Higher Grades Lead to Favorable Student Evaluations? *Journal of Economic Education* (36): 29-42.
- Johnson, V. E. (2003). *Grade Inflation: A Crisis in College Education*. New York: Springer-Verlag.
- Kanagaretnam, K., R. Mathieu, y A. Thevaranjan. (2003). An Economic Analysis of the Student Evaluations: Implications for Universities. *Managerial and Decisions Economics* (24): 1-13.
- Krautmann, A. C. y W. Sander. (1999). Grades and Student Evaluations of Teachers. *Economics of Education Review* (18): 59-63.
- McKenzie, R. B. (1972). The Economics of Evaluating Efficiency Gains in Economic Education. *Journal of Economic Education* (4): 65-69.
- _____ y R. J. Staaf. (1974). *An Economic Theory of Learning: Students Sovereignty and Academic Freedom*. Blacksburg, Virginia: University Publications.
- Nelson J. P. y K. A. Lynch. (1984). Grade Inflation, Real Income, Simultaneity, and Teaching Evaluations. *Journal of Economic Education* (15): 21-39.
- Rosovsky H. y M. Hartley. (2002). Evaluation and the Academy: Are We Doing the Right Thing? Grade Inflation and Letters of Recommendation. *American Academy of Arts and Sciences*, 1-25.
- Sabot, R. y J. Wakeman-Linn. (1991). Grade Inflation and Course Choice. *Journal of Economic Perspectives* (5): 159-70.
- Seiver, D. A. (1983). Evaluations and Grades: A Simultaneous Framework. *Journal of Economic Education* (14): 32-38.
- Zangenehzadeh, H. (1988). Grade Inflation: A Way Out. *Journal of Economic Education* (19): 217-30.
- Zureick, A. (2004). Grade inflation plan passes. *Daily Princetonian*, 27 de abril.