

Validez de predicción de los criterios de admisión a la Universidad de Puerto Rico

Rafael J. Colorado Laguna & Lillian Corcino Marrero

RESUMEN

Esta investigación consistió de un estudio de validez para evaluar el poder de predicción de los componentes de la fórmula de admisión a la Universidad de Puerto Rico, Recinto de Río Piedras. Los tres componentes han sido de carácter académico: el promedio de escuela superior, las puntuaciones en las dos pruebas de aptitud y las puntuaciones en las tres pruebas de aprovechamiento. Se generaron modelos de regresión múltiple para determinar el poder de predicción conjunto y relativo de cada uno de los predictores. Se establecieron comparaciones entre la validez de predicción de las pruebas de aptitud y las pruebas de aprovechamiento. A partir de los resultados del estudio, se formularon recomendaciones sobre posibles modificaciones a la fórmula de admisión.

Palabras clave: coeficiente de validez, criterios de admisión, estudio de validez, predictores, regresión lineal múltiple

ABSTRACT

This research consisted of a validity study to evaluate the predictive power of the components of the University of Puerto Rico's admissions formula. The three components have been academic in nature: high school GPA, standardized aptitude tests scores, and standardized achievement tests scores. Various multiple regression equations were generated to determine the joint and individual predictive power of the formula components. Aptitude and achievement tests scores' predictive power were compared. Based on the research findings, recommendations for possible modifications to the admissions formula are proposed.

Keywords: admissions criteria, multiple linear regressions, predictors, validity coefficient, validity study

Introducción

Actualmente, la demanda por estudios universitarios es más alta que nunca. En 2005, de acuerdo a Hawkins y Clinedinst (2006), más de tres millones de estudiantes se graduaron de escuela superior en los Estados Unidos. De estos, aproximadamente el 60% solicitó admisión a alguna institución de estudios postsecundarios.

La mayoría de las instituciones universitarias en dicho país utiliza algún conjunto de criterios para admitir a los egresados de escuela superior que solicitan admisión. Tradicionalmente, estos han sido de carácter académico. En una encuesta llevada a cabo por Hawkins y Clinedinst (2006), los principales criterios reportados fueron: el promedio académico de escuela superior (GPA, por sus siglas en inglés), el promedio académico en cursos preparatorios para estudios universitarios, las puntuaciones en pruebas estandarizadas de aptitud y aprovechamiento, y el rango percentil del estudiante respecto a su clase graduanda.

Las pruebas de aptitud son diseñadas con el propósito de medir habilidades generales de razonamiento y destrezas de pensamiento crítico consideradas indispensables para el éxito universitario. De otra parte, las de aprovechamiento buscan medir conocimientos y destrezas adquiridas en los cursos de escuela superior, especialmente en aquellos que son de carácter preparatorio para estudios universitarios. Aunque diferentes en su propósito y diseño, ambas tienden a exhibir una correlación bastante alta.

Al igual que en los Estados Unidos, los criterios de admisión a la Universidad de Puerto Rico (UPR) han sido mayormente académicos. Menéndez (1995) informa que, a partir de los años 1960, la UPR ha utilizado diversas fórmulas de admisión que han incluido los siguientes tres componentes, asignándoles diferentes pesos a cada uno de ellos: el promedio académico de escuela superior, las puntuaciones en las pruebas estandarizadas de aptitud verbal y aptitud matemática confeccionadas y administradas por el College Entrance Examination Board (CEEB), y las puntuaciones en las pruebas estandarizadas de aprovechamiento en español, matemáticas e inglés como segundo idioma, también confeccionadas y administradas por el CEEB.

Periódicamente, las instituciones universitarias evalúan sus criterios y fórmulas de admisión para determinar cuán efectivas son respecto a algún tipo de indicador de éxito universitario. Al igual que los criterios de admisión, los indicadores de éxito universitario seleccionados han sido, en su mayoría, de naturaleza académica. Los de mayor

frecuencia son: el promedio académico (GPA) al completar el primer año de estudios universitarios (Bridgeman, McCamley-Jenkins & Erwin, 2000; Geiser & Studley, 2002; Menéndez, 1996; Ramist, Lewis & Erwin, 1993), el promedio académico en algún momento después de haber completado el primer año de estudios universitarios (Geiser & Santaelices, 2007; Wilson, 1983), el promedio académico al momento de graduación (Menéndez, 1996) y haber completado el grado de bachillerato (Burton & Ramist, 2001; Geiser & Santaelices, 2007).

El método generalmente empleado para evaluar la efectividad de los criterios de admisión respecto a algún indicador de éxito universitario se conoce con el nombre de *estudio de validez*. En este, los criterios de admisión juegan el papel de variables independientes y se les denomina *predictores*. Por otro lado, el indicador de éxito universitario constituye la variable dependiente y se conoce con el nombre de *criterio*. Un estudio de validez es un estudio de *correlación* e incluye los siguientes análisis estadísticos: el cómputo de coeficientes de correlación simple entre cada predictor y el criterio ($-1 \leq r_{xy} \leq 1$), la generación de diversas ecuaciones o modelos de regresión lineal múltiple, y el cómputo de coeficientes de correlación lineal múltiple entre los valores predichos y los valores observados del criterio, conocidos, muy apropiadamente, como *coeficientes de validez* ($0 \leq R \leq 1$).

El coeficiente de correlación lineal múltiple, o coeficiente de validez, permite estimar el porcentaje de variabilidad o dispersión del criterio, que puede ser explicado a partir del conjunto de predictores seleccionado. Según expresado por Punch (2004), los objetivos de los modelos de regresión lineal múltiple son: estimar qué fracción o porcentaje de la variabilidad del criterio puede explicarse por un conjunto de dos o más predictores, y comparar el peso o contribución relativa de cada uno de ellos para explicar la variabilidad del criterio. Mientras mayor sea el porcentaje de variabilidad del criterio explicado por el conjunto de predictores, mayor será el valor de predicción conjunta de estos últimos. Asimismo, mientras mayor sea el peso o contribución relativa de cada predictor, mayor será su respectivo poder de predicción respecto a los restantes.

El coeficiente de validez, siendo un coeficiente de correlación, adolece de las limitaciones de este tipo de estadística. Los factores que más le afectan son: la restricción en el alcance de los valores de los predictores y la falta de confiabilidad del criterio. En lo que atañe a los criterios de admisión, dicha restricción es resultado de las políticas de admisión selectiva de las instituciones universitarias. La reduc-

ción en el alcance de los predictores tiende a disminuir la magnitud del coeficiente de validez. De acuerdo a Burton y Ramist (2001), este fenómeno es resultado, no solo de las políticas selectivas, sino, además, de la selección de las diferentes disciplinas de estudio efectuada por el estudiante. Esta condición lleva a una subestimación de la capacidad predictiva de estos factores, pues solo se analiza la porción de variabilidad que queda disponible una vez hecha la selección.

Zwick (2007) indica que el cómputo del promedio académico acumulativo (GPA) está plagado de inconsistencias e inexactitudes, las cuales son consecuencia de: diferencias sistemáticas en los conocimientos, destrezas y aptitudes requeridas por diferentes disciplinas de estudio; diferencias en el nivel de dificultad de los cursos, y ausencia de uniformidad y confiabilidad en los procesos y estándares de calificación que utilizan los profesores universitarios. Al igual que ocurre con la restricción en el alcance de los predictores, estas limitaciones tienden a disminuir la magnitud del coeficiente de validez. Existen diversas fórmulas especialmente diseñadas para compensar las limitaciones inherentes al coeficiente de validez, las cuales son conocidas como *factores de corrección*. Sin embargo, estos presuponen varios supuestos para los que, en la mayoría de las instancias, no existe garantía de que se cumplan.

El criterio de éxito universitario más frecuentemente utilizado en estudios de validez ha sido el promedio académico al completar el primer año de estudios universitarios. De acuerdo a Meléndez (1996) este promedio es un criterio idóneo puesto que: 1) está disponible en un momento en el tiempo no muy distante de la admisión del estudiante; 2) por lo general, no se afecta si el estudiante se da de baja en algún curso o se transfiere a otra institución; 3) el currículo universitario de primer año tiende a ser bastante homogéneo, no importa la disciplina ni la institución de estudio, y 4) las políticas y estándares de calificación de cursos durante el primer año tienden a ser más objetivas y uniformes que en años posteriores.

Sobre la primera razón, Borg y Gall (1983) afirman: “Además, la predicción a corto plazo permite menos tiempo para que predictores de relevancia puedan cambiar o para que nuevas determinantes individuales emerjan” (p. 584). La segunda razón minimiza el problema de la restricción en el alcance de los predictores. Las últimas dos otorgan mayor confiabilidad al promedio de primer año comparado con otros promedios acumulativos calculados cuando el estudiante ha tomado

una cantidad considerable de cursos en diferentes áreas de estudio con diferentes requisitos y políticas para asignar calificaciones.

Wilson (1983) argumenta a favor de criterios de éxito universitario a más largo plazo, como, por ejemplo, el promedio acumulativo una vez completado el cuarto año de estudios universitarios, por ser más representativo de un esfuerzo académico sostenido. Por el contrario, Camara y Echternacht (2000) argumentan en contra de criterios de éxito a largo plazo, dadas las diferencias en el nivel de dificultad de cursos más avanzados y sus estándares de calificación, así como el menor grado de variabilidad en sus calificaciones.

Utilizando el promedio de primer año como criterio de éxito universitario, Ramist, Lewis y McCamley-Jenkins (1993) realizaron un estudio de validez con una muestra de 46,379 estudiantes procedentes de 38 instituciones de educación superior. Los predictores académicos utilizados fueron: el promedio de escuela superior, la puntuación en el examen de aptitud verbal (SAT Verbal) y la puntuación en el examen de aptitud matemática (SAT Math). Sus resultados revelaron que el promedio de escuela superior es mejor predictor de éxito universitario que la combinación de las puntuaciones de las dos pruebas de aptitud. Sin embargo, añadir las puntuaciones de dichas pruebas al primero resultó en un aumento significativo en el poder de predicción de los predictores. De igual manera, Bridgeman, MacCamley-Jenkins y Ervin (2000) obtuvieron resultados similares, al llevar a cabo un estudio de validez con datos de 48,039 estudiantes procedentes de 23 universidades.

Con una muestra aproximada de 78,000 estudiantes del Sistema Universitario Público de California, Geiser y Studley (2002) compararon la validez de predicción, respecto al promedio académico de primer año, de los siguientes criterios de admisión: las puntuaciones en las pruebas de aptitud verbal y matemática del SAT I, las puntuaciones en las pruebas de aprovechamiento del SAT II, y el promedio de escuela superior. Sus resultados revelaron que: 1) las puntuaciones en las pruebas de aprovechamiento evidenciaron el mayor valor de predicción, seguidas muy de cerca por el promedio de escuela superior; 2) cualquier combinación de dos o más predictores aumentó significativamente el poder de predicción, y 3) el incremento en el poder de predicción resultado de incorporar las puntuaciones en las pruebas de aptitud, una vez incluidos el promedio de escuela superior y las puntuaciones en las pruebas de aprovechamiento, resultó estadísticamente insignificante.

A partir de una muestra de estudiantes de la Universidad de Puerto Rico y utilizando el promedio de primer año como criterio de éxito universitario, Menéndez (1996) comparó la validez de predicción del promedio de escuela superior, las puntuaciones en las pruebas de aptitud verbal y matemática, y las puntuaciones en las pruebas de aprovechamiento (español, matemáticas e inglés como segundo idioma). Los coeficientes de correlación computados revelaron que: 1) el coeficiente mayor correspondió al promedio de escuela superior; 2) el segundo coeficiente, muy cercano al primero y bastante distante del tercero, correspondió a la puntuación en la prueba de aprovechamiento en español, y 3) los coeficientes de correlación menores registrados correspondieron a la puntuación en la prueba de aptitud matemática y a la puntuación en la prueba de aprovechamiento de inglés como segundo idioma.

Por su parte, Burton y Ramist (2001) examinaron los resultados de diferentes estudios de validez llevados a cabo entre finales de los 1980 y principios de los 1990 utilizando una muestra de aproximadamente 30,000 estudiantes procedentes de 174 instituciones de educación superior. Utilizaron predictores tradicionales (promedio de escuela superior y puntuaciones en pruebas estandarizadas) y criterios a largo plazo (promedio académico de cuarto año de universidad y promedio de graduación). Los hallazgos revelaron que: 1) las puntuaciones en las pruebas de aptitud del SAT contribuyeron significativamente a la predicción del promedio acumulativo y 2) la combinación del promedio de escuela superior y las puntuaciones en las pruebas de aptitud del SAT demostraron mayor poder de predicción que cada uno de ellos por separado.

Geiser y Santelices (2007) llevaron a cabo un estudio de validez con una muestra de 79,785 estudiantes admitidos al Sistema Universitario Público de California entre los años de 1996 a 1999. Además de los predictores tradicionales, promedio de escuela superior y puntuaciones en las pruebas de aptitud del SAT I, incorporaron como predictores las puntuaciones en las pruebas de aprovechamiento del SAT II. Las pruebas de aprovechamiento del SAT II consisten de tres componentes: un componente de matemáticas, un componente de escritura y un componente, seleccionado por el estudiante, con preguntas relacionadas a un área específica de estudios. Los resultados del estudio respecto al promedio de cuarto año de universidad como al promedio de graduación fueron: 1) el promedio de escuela superior resultó ser el mejor predictor respecto a la totalidad de los estudiantes y a cada

uno de los cuatro cohortes (1996-1999), y 2) las puntuaciones en las pruebas de aprovechamiento evidenciaron ser mejor predictores que las puntuaciones en las pruebas de aptitud.

Geiser y Santelices (2007) concluyeron que sus resultados, al igual que otros anteriores, confirmaban que: 1) el mejor predictor de éxito universitario, tanto a corto como largo plazos, es el promedio de escuela superior y 2) las puntuaciones en las pruebas de aprovechamiento son mejores predictores que las puntuaciones en las pruebas de aptitud. La superioridad predictiva del promedio de escuela superior podía ser explicada, de acuerdo a Geiser y Santelices (2007), por las siguientes razones: 1) el promedio acumulativo representa un esfuerzo sostenido a largo plazo, en lugar de un único esfuerzo aislado, como es el caso de las pruebas; 2) el promedio de escuela superior refleja, además de validez predictiva, validez de contenido, y 3) las notas de escuela superior correlacionan menos con factores socioeconómicos que las puntuaciones en pruebas de aptitud. A la luz de sus hallazgos, Geiser y Santelices (2007) recomendaron que, para propósitos de admisión a una institución universitaria, las pruebas de aptitud debieran ser sustituidas por pruebas de aprovechamiento ya que, por un lado, resultan ser mejores predictores de éxito universitario y, por el otro, correlacionan menos con factores de carácter socioeconómico.

En un estudio de validez llevado a cabo por Menéndez (1996), además de utilizar el promedio de primer año universitario como criterio de éxito universitario, se utilizó el promedio de graduación. La posición y magnitud del coeficiente de correlación de los predictores respecto al promedio de graduación resultó muy similar a la posición y magnitud de estos mismos predictores respecto al promedio de primer año. Menéndez generó varios modelos de regresión lineal múltiple, incluyendo de uno a cinco predictores, para predecir promedio de primer año y promedio de graduación. Los modelos computados revelaron que: 1) el mejor predictor, para todos los modelos y para criterios a corto y a largo plazos, resultó ser el promedio de escuela superior; 2) para predicción a corto plazo, el segundo mejor predictor resultó ser la puntuación en la prueba de aprovechamiento en español; 3) para predicción a largo plazo, el segundo mejor predictor resultó ser la puntuación en la prueba de aptitud verbal; 4) el tercer mejor predictor, para el Sistema UPR en su totalidad, fue la puntuación en la prueba de aprovechamiento de inglés como segundo idioma, y 5) ninguna de las dos pruebas matemáticas, ni la de aptitud ni la de aprovechamiento,

quedó entre los tres mejores predictores en los modelos de regresión generados.

Desde 1994, la fórmula de admisión de la Universidad de Puerto Rico, conocida como el *Índice General de Solicitud* (IGS), ha consistido de un promedio ponderado de los siguientes tres componentes: el promedio de escuela superior (50%), la puntuación en la prueba de aptitud verbal (25%) y la puntuación en la prueba de aptitud matemática (25%). A pesar de que en algún momento lo hiciera, la fórmula de ingreso actual no incluye ninguna de las puntuaciones en las tres pruebas de aprovechamiento.

Después del estudio de validez llevado a cabo por Menéndez (1996), ningún otro estudio de validez formal se ha llevado a cabo en la UPR. El propósito primordial del presente estudio fue determinar: 1) si los predictores incluidos en la fórmula de ingreso (IGS) actual siguen siendo igual de efectivos en la predicción de éxito universitario, tanto a corto como a largo plazo, y 2) cómo los predictores incluidos comparan, unos con otros, respecto a su poder de predicción. Además, para arrojar luz sobre la controversia entre la validez de predicción de las pruebas de aptitud y las pruebas de aprovechamiento, abordada por Menéndez (1996) y destacada por Geiser y Santelices (2007), se incluyó como predictores, aunque actualmente no forman parte de la fórmula de admisión, las puntuaciones en las pruebas de aprovechamiento.

Método

Los criterios de admisión seleccionados como predictores en este estudio fueron: el promedio académico de escuela superior, las puntuaciones en las pruebas de aptitud verbal y aptitud matemática, y las puntuaciones en las pruebas de aprovechamiento en español, matemáticas e inglés como segundo idioma. Las puntuaciones en las pruebas de aptitud y de aprovechamiento fluctúan entre una puntuación mínima de 200 y una máxima de 800. Los criterios de éxito universitario seleccionados fueron: a corto plazo, el promedio de primer año de estudios universitarios y, a largo plazo, el promedio de graduación. El promedio académico (GPA) fluctúa entre un mínimo de 0.0 y un máximo de 4.0. Este estudio utilizó data recolectada de la cohorte de estudiantes admitidos a la Universidad de Puerto Rico, Recinto de Río Piedras, en el año 2000. El conjunto original de datos consistía de un total de 3,116 estudiantes.

Como es natural, no todos los estudiantes admitidos a cursar estudios universitarios completan su primer año de estudios. Por otro lado,

no todos aprueban el mismo número de créditos al completar ese primer año, por lo que promedios iguales no necesariamente representan el mismo esfuerzo o aprovechamiento. Tampoco lo es el mismo número de créditos aprobados ya que los cursos pueden diferir en la dificultad de sus requisitos, las exigencias del maestro y los criterios de evaluación. Para minimizar el posible efecto de estas diferencias, solamente aquellos estudiantes que aprobaron un mínimo de 24 créditos al completar su primer año fueron considerados en el cómputo del promedio de primer año. Esto representa, en promedio, 12 créditos por semestre, lo que equivale a una carga académica completa para el alumno. Una vez removidos de la cohorte original aquellos que no completaron su primer año o que aprobaron menos de 24 créditos, la cantidad de sujetos se redujo a 2,125.

Similarmente, al momento de llevar a cabo el estudio, algunos estudiantes se habían dado de baja de la universidad, se habían transferido a otra institución universitaria o no habían completado su grado de bachillerato. Una vez removidos estos estudiantes, resulta que un total de 1,654 estudiantes de la cohorte original completó su grado de bachillerato. Estos fueron incluidos en el cómputo del promedio académico de graduación.

Los resultados del estudio fueron generados en el siguiente orden: 1) estadísticas descriptivas de cada predictor y de cada uno de los dos criterios (promedio de primer año y promedio de graduación), 2) coeficientes de correlación lineal entre cada predictor y cada uno de los dos criterios, y 3) ecuaciones de regresión lineal múltiple entre las diferentes combinaciones de predictores y cada uno de los dos criterios.

La Tabla 1 ilustra las diferentes ecuaciones o modelos de regresión lineal múltiple generadas que combinaran todos los posibles predictores con cada uno de los dos criterios. Así podemos ver que: 1) los modelos 1, 2 y 3 incluyen un solo predictor, 2) los modelos 4, 5 y 6 incluyen todas las combinaciones de dos predictores, y 3) el modelo 7 incluye los tres predictores.

El análisis de regresión da por sentado varios supuestos. Uno de los principales es que las variables independientes o predictores deben ser independientes entre sí. El concepto de *multicolinealidad* es utilizado para denotar la presencia de correlación entre los predictores en el análisis de regresión. Según señalan Schroeder, Sjoquist y Stephan (1986), todo análisis de regresión contiene algún grado de multicolinealidad puesto que casi siempre los predictores exhiben diferentes

Tabla 1

Ecuaciones de regresión lineal múltiple con todas las combinaciones posibles de predictores

Modelo	Predictor					
	HSGPA	APTVER	APTMAT	ACHSPA	ACHMAT	ACHENG
1	X					
2		X	X			
3				X	X	X
4	X	X	X			
5	X			X	X	X
6		X	X	X	X	X
7	X	X	X	X	X	X

Notas:

X = Indica que el predictor ha sido incluido en el modelo

HSGPA = Promedio de escuela superior

APTVER = Puntuación en la prueba de aptitud verbal

APTMAT = Puntuación en la prueba de aptitud matemática

ACHSPA = Puntuación en la prueba de aprovechamiento en español

ACHMAT = Puntuación en la prueba de aprovechamiento en matemáticas

ACHENG = Puntuación en la prueba de aprovechamiento en inglés como segundo idioma

niveles de correlación entre sí. Esto trae como consecuencia la pérdida de precisión de los coeficientes de la ecuación de regresión lineal. En el caso de que dos predictores correlacionen altamente, se recomienda descartar una de las variables puesto que miden el mismo constructo. La Tabla 2 contiene la matriz de los coeficientes de correlación entre los seis predictores utilizados en este estudio de validez.

Como es predecible por la naturaleza de las pruebas, los dos coeficientes de correlación mayores se registran entre las puntuaciones en las pruebas matemáticas ($r_{xy} = 0.81843$) y entre las puntuaciones en las pruebas de español ($r_{xy} = 0.62613$). También predecible, los coeficien-

Tabla 2

Matriz de los coeficientes de correlación entre los predictores del estudio

Predictor	ACHSPA	ACHENG	ACHMAT	APTMAT	APTVER	HSGPA
ACHSPA	1.00000	0.49926	0.44161	0.44062	0.62613	0.27266
ACHENG		1.00000	0.48792	0.48704	0.52388	0.08616
ACHMAT			1.00000	0.81843	0.44699	0.25688
APTMAT				1.00000	0.46195	0.17764
APTVER					1.00000	0.19798
HSGPA						1.00000

tes de correlación entre las pruebas de aprovechamiento y el promedio de escuela superior (GPA) son mayores que los correspondientes coeficientes de correlación entre las pruebas de aptitud y el promedio de escuela superior, con excepción de la prueba de aprovechamiento en inglés. Jeeshim (2002) indica que no existe un criterio concluyente para determinar multicolinealidad y señala, además, que la presencia de coeficientes de correlación relativamente altos entre predictores no necesariamente implica multicolinealidad.

Resultados

La Tabla 3 incluye las estadísticas descriptivas de aquellos estudiantes que completaron su primer año de estudios universitarios habiendo aprobado por lo menos un total de 24 créditos. En esta, las siglas FGPA representan el promedio académico del primer año de estudios universitarios. La Tabla 4, por su parte, incluye las mismas estadísticas descriptivas, pero esta vez para aquellos estudiantes que completaron su grado de bachillerato. En esta otra, las siglas GGPA representan el promedio de graduación.

Tabla 3

Estadísticas descriptivas de aquellos estudiantes que completaron su primer año de estudios universitarios

Variable	Promedio	Desviación	Correlación con FGPA
FGPA	3.132	0.512	1.000
HSGPA	3.544	0.386	0.405
APTVR	587.97	72.000	0.340
APTMAT	608.47	89.652	0.279
ACHSPA	555.54	66.670	0.339
ACHMAT	601.39	88.966	0.307
ACHENG	556.23	105.724	0.281

Nota. Número total de estudiantes = 2,125.

La tercera columna de la Tabla 5, que sigue a continuación, contiene la diferencia entre los coeficientes de correlación de los predictores con respecto al GGPA y los coeficientes de correlación correspondientes respecto a FGPA. Una diferencia negativa (o positiva) en la tercera columna indica que el coeficiente de correlación del predictor con respecto al FGPA fue mayor (o menor) que el coeficiente de correlación correspondiente para el GGPA.

Tabla 4

Estadísticas descriptivas de aquellos estudiantes que completaron su grado de bachillerato

Variable	Promedio	Desviación	Correlación con GGPA
GGPA	3.34	0.341	1.000
FGPA	3.21	0.472	0.690
HSGPA	3.56	0.399	0.343
APTVR	591.35	73.396	0.320
APTMAT	611.36	92.050	0.232
ACHSPA	557.58	68.934	0.314
ACHMAT	605.49	91.164	0.244
ACHENG	562.06	106.827	0.251

Nota. Número total de estudiantes = 1,654.

Tabla 5

Diferencias entre los coeficientes de correlación de los predictores para GGPA y FGPA

Predictor	FGPA	GGPA	GGPA-FGPA
HSGPA	0.405	0.343	- 0.062
APTVR	0.340	0.320	- 0.020
APTMAT	0.279	0.232	- 0.047
ACHSPA	0.339	0.314	- 0.019
ACHMAT	0.307	0.244	- 0.063
ACHENG	0.281	0.251	- 0.030

Nota. Número total de estudiantes = 1,654.

Los resultados de las Tablas 3, 4 y 5 pueden ser resumidos de la siguiente manera:

1. Los predictores con los tres coeficientes de correlación de mayor magnitud respecto a ambos criterios, FGPA y GGPA, fueron, en orden descendente de magnitud, el promedio de escuela superior, la puntuación en la prueba de aptitud verbal y la puntuación en la prueba de aprovechamiento en español.
2. Respecto al FGPA, la cuarta posición correspondió al coeficiente de correlación con la puntuación en la prueba de aprovechamiento matemático, y el quinto, a la puntuación en la prueba de aprovechamiento de inglés como segundo idioma. Para el GGPA, estas posiciones se invirtieron.

3. El sexto y último coeficiente de correlación para ambos criterios, FGPA y GGPA, correspondió a la puntuación en la prueba de aprovechamiento matemático.
4. Todas las diferencias entre los coeficientes de correlación de los predictores respecto al GGPA y FGPA (tercera columna de la Tabla 5) resultaron negativas. Esto corrobora el principio estadístico que establece que los predictores tienden a perder validez de predicción mientras más lejanos temporalmente se encuentran del criterio utilizado.

La Tabla 6 contiene los siete posibles modelos de regresión lineal múltiple, con sus correspondientes coeficientes de correlación estandarizados (*coeficientes beta*), generados a partir de todas las posibles combinaciones de los tres predictores: el promedio de escuela superior, las puntuaciones en las pruebas de aptitud verbal y matemática, y las puntuaciones en las tres pruebas de aprovechamiento. En este caso, se utilizó como criterio el promedio de primer año (FGPA).

La octava columna de la Tabla 6 contiene los *coeficientes de correlación lineal múltiple* o *coeficiente de validez* (R), es decir, el coeficiente de correlación entre los valores observados del criterio y los valores predichos por el modelo de regresión correspondiente. La última columna contiene el *coeficiente ajustado de determinación* (R^2), que representa el porcentaje de la variabilidad del criterio explicada por el conjunto de predictores.

Similarmente, la Tabla 7 incluye los mismos siete modelos de regresión, pero esta vez utilizando como criterio el promedio de graduación (GGPA).

Los resultados presentados en las Tabla 6 y Tabla 7 pueden ser resumidos de la siguiente manera:

1. Para los tres modelos que incluyeron un solo predictor (Modelos 1, 2 y 3) y para ambos criterios, el Modelo 1, que incluyó solamente el promedio de escuela superior (HSGPA), exhibió el mayor coeficiente de validez ($R = 0.343$). El Modelo 3, que incluyó las puntuaciones en las tres pruebas de aprovechamiento, quedó en una cercana segunda posición ($R = 0.339$) y la última posición correspondió al Modelo 2, que incluyó las puntuaciones en las dos pruebas de aptitud ($R = 0.332$).
2. La validez de predicción del Modelo 1 ($R = 0.343$), que incluyó solamente el promedio de escuela superior, respecto al FGPA, estuvo muy cerca del Modelo 6 ($R = 0.360$), que incluyó todas

Tabla 6
Ecuaciones de regresión lineal múltiple con sus respectivos coeficientes de correlación estandarizados (coeficientes beta) con respecto al FGPA

Modelo	HSGPA	APTVER	APTMAT	ACHSPA	ACHMAT	ACHENG	R	R ² Ajustado
1	0.405						0.405	0.164
2		0.268	0.152				0.365	0.133
3				0.221	0.168	0.087	0.388	0.150
4	0.340	0.217	0.113				0.493	0.242
5	0.331			0.143	0.095	0.132	0.499	0.247
6		0.153	-0.026	0.154	0.164	0.057	0.404	0.161
7	0.327	0.134	0.012	0.083	0.067	0.101	0.508	0.256

Nota. * Los coeficientes de correlación en negritas representan coeficientes estadísticamente significativos ($\alpha \leq 0.01$).
 Número total de estudiantes = 2,125

Tabla 7

Ecuaciones de regresión lineal múltiple con sus respectivos coeficientes de correlación estandarizados (coeficientes beta) con respecto al GGPA

Modelo	HSGPA	APTVER	APTMAT	ACHSPA	ACHMAT	ACHENG	R	R ² Ajustado
1	0.343						0.343	0.117
2		0.270	0.104				0.332	0.109
3				0.225	0.095	0.085	0.339	0.114
4	0.271	0.219	0.065				0.422	0.177
5	0.270			0.143	0.029	0.128	0.421	0.175
6		0.166	-0.011	0.147	0.082	0.051	0.360	0.127
7	0.265	0.146	0.018	0.074	-0.001	0.094	0.434	0.186

Nota. * Los coeficientes de correlación en negritas representan coeficientes estadísticamente significativos ($\alpha \leq 0.01$).
Número total de estudiantes = 1,654

las puntuaciones de las pruebas de aptitud y de aprovechamiento. Es decir, el promedio de escuela superior, por sí solo, exhibió una validez de predicción similar a las puntuaciones de todas las pruebas combinadas.

3. Aquellos modelos que combinaron el promedio de escuela superior (HSGPA) con uno de los conjuntos de puntuaciones en las pruebas (Modelo 4 y Modelo 5), exhibieron una validez de predicción similar, para ambos criterios, mayor que los restantes modelos, excepto por el Modelo 7, que incluyó todos los predictores. Esto es indicativo de que añadir cualquiera de los dos conjuntos de puntuaciones en las pruebas al promedio de escuela superior aumenta significativamente el poder de predicción del modelo.
4. El valor de predicción del Modelo 7, que incluyó los tres predictores, para ambos criterios, fue muy similar a aquellos modelos que añadieron una de las dos puntuaciones al promedio de escuela superior (Modelo 4 y Modelo 5). Esto es indicativo de que añadir un segundo conjunto de puntuaciones en las pruebas al promedio de escuela superior no produce un incremento significativo en el valor de predicción del modelo.
5. En el Modelo 2, que solamente incluyó las puntuaciones en las pruebas de aptitud, para ambos criterios, el *coeficiente beta* de la puntuación en la prueba de aptitud verbal fue mayor que el correspondiente a la puntuación en la prueba de aptitud matemática. El Modelo 3, que incluyó solamente las puntuaciones en las pruebas de aprovechamiento, el *coeficiente beta* mayor correspondió a la puntuación en la prueba de aprovechamiento en español, seguido por la puntuación en la prueba de aprovechamiento en matemáticas; el *coeficiente beta* menor correspondió a la puntuación en la prueba de aprovechamiento en inglés como segundo idioma.
6. En el Modelo 7, que incluyó los tres predictores, para ambos criterios, ninguno de los *coeficientes beta* de las puntuaciones en las pruebas de matemáticas (aptitud y aprovechamiento) resultó estadísticamente significativo.

La Tabla 8 incluye los dos modelos de regresión múltiple con los tres mejores predictores para FGPA y GGPA, respectivamente.

Los resultados presentados en la Tabla 8 pueden ser resumidos de la siguiente manera:

Tabla 8

Modelos de regresión lineal con los mejores tres predictores para FGPA y GGPA con sus correspondientes coeficientes beta

Criterio	Predictor	Coefficiente Beta	R	R ² Ajustado
FGPA	HSGPA	0.353	0.500	0.249
	APTVR	0.191		
	ACHENG	0.150		
GGPA	HSGPA	0.280	0.430	0.184
	APTVR	0.185		
	ACHENG	0.120		

Nota. * Los coeficientes de correlación representan coeficientes estadísticamente significativos ($\alpha \leq 0.05$).

1. Los tres mejores predictores para ambos criterios, FGPA y GGPA, fueron los mismos y en el mismo orden descendente de magnitud de sus *coeficientes beta*: promedio de escuela superior, puntuación en la prueba de aptitud verbal y puntuación en la prueba de aprovechamiento en inglés como segundo idioma. El promedio de escuela superior resultó ser, por mucho, el mejor predictor de los tres.
2. El coeficiente de validez para el modelo que incluyó como criterio el FGPA ($R = 0.500$) fue mayor que el coeficiente correspondiente para el modelo que incluyó como criterio el GGPA ($R = 0.430$). Este resultado corrobora la aseveración de que, en general, los predictores, individual o colectivamente, tienden a perder poder predictivo mientras más distantes temporalmente se encuentran del criterio utilizado.
3. La puntuación en la prueba de aprovechamiento en español no quedó incluida entre los tres mejores predictores para ninguno de los dos criterios. De igual manera, ninguna de las puntuaciones en las pruebas matemáticas (aptitud y aprovechamiento) quedó incluida entre los tres mejores predictores para ninguno de los dos criterios.
4. La puntuación en la prueba de aprovechamiento en inglés como segundo idioma quedó incluida entre los tres mejores predictores para ambos criterios.

Discusión

El propósito primordial de este estudio fue evaluar la validez de predicción de los tres criterios incluidos en la fórmula de admisión (promedio de escuela superior y puntuaciones en las pruebas de aptitud verbal y matemática) que actualmente utiliza el Recinto de Río Piedras de la Universidad de Puerto Rico. Los resultados han sido comparados con los de un estudio anterior similar llevado a cabo por Menéndez (1996), que utiliza como muestra la cohorte de estudiantes admitidos al Sistema de la Universidad de Puerto Rico en 1989 (incluyendo el Recinto de Río Piedras). Para ese año, la fórmula incorporaba los mismos criterios que la actual, asignándoles un porcentaje igual a cada uno, es decir un 33.3%. En 1995, la distribución de los porcentajes asignados a los componentes de la fórmula fue modificada, aumentando el porcentaje asignado al promedio de escuela superior a un 50% y reduciendo el porcentaje de cada una de las dos pruebas de aptitud a un 25%.

En este estudio, siguiendo recomendaciones de Menéndez (1996) y de otros investigadores (Geiser & Studley, 2002; Geiser & Santelices, 2007), se incluyeron las puntuaciones en las pruebas de aprovechamiento como predictores, a pesar de que actualmente no forman parte de la fórmula de ingreso (aunque en el pasado sí lo hicieron). De esta manera, este estudio intentó corroborar los resultados de Menéndez (1996), que evidenciaban que las puntuaciones en las pruebas de aprovechamiento eran iguales o más efectivas como predictores de éxito universitario que las puntuaciones en las pruebas de aptitud, especialmente para criterios de éxito universitario a corto plazo. Como consecuencia de sus hallazgos, Menéndez (1996) recomendó incorporar las puntuaciones en las pruebas de aprovechamiento en la fórmula de admisión universitaria.

La Tabla 9 incluye el coeficiente de correlación de cada uno de los predictores con el promedio de primer año de estudios universitarios (FGPA) y con el promedio de graduación (GGPA) del estudio de validez llevado a cabo por Menéndez (1996) y de este estudio.

Del contenido de la Tabla 9, se puede concluir:

1. En ambos estudios y para ambos criterios de éxito universitario, el mejor predictor, por un margen considerable, resultó ser el promedio de escuela superior.
2. En el estudio de Menéndez, para ambos criterios de éxito universitario, la puntuación en la prueba de aprovechamiento en

Tabla 9
Coefficientes de correlación de cada predictor respecto al FGPA y al GGPA en el estudio de Menéndez (1996) y en este estudio (2012)

Criterio	Año	HSGPA	APTVER	APTMAT	ACHSPA	ACHMAT	ACHENG
FGPA	1996	0.388	0.255	0.187	0.341	0.257	0.183
	2012	0.405	0.340	0.279	0.339	0.307	0.281
GGPA	1996	0.377	0.321	0.130	0.330	0.150	0.204
	2012	0.343	0.320	0.232	0.314	0.244	0.251

Notas.

HSGPA = Promedio de escuela superior

APTVER = Puntuación en la prueba de aptitud verbal

APTMAT = Puntuación en la prueba de aptitud matemática

ACHSPA = Puntuación en la prueba de aprovechamiento en español

ACHMAT = Puntuación en la prueba de aprovechamiento en matemáticas

ACHENG = Puntuación en la prueba de aprovechamiento en inglés como segundo idioma

español resultó ser el segundo mejor predictor. En este estudio y para ambos criterios de éxito universitario, el segundo mejor predictor fue la puntuación en la prueba de aptitud verbal, quedando en un cercano tercer lugar la puntuación en la prueba de aprovechamiento en español.

3. Para el promedio de primer año de estudios universitarios (FGPA), la puntuación en la prueba de aprovechamiento matemático resultó ser el tercer mejor predictor en el estudio de Menéndez y el cuarto mejor predictor en este estudio. Para el promedio de graduación (GGPA), en ambos estudios, la puntuación en la prueba de aprovechamiento matemático ocupó la quinta posición.
4. Para el promedio de primer año de estudios universitarios (FGPA), la puntuación en la prueba de aptitud matemática ocupó la quinta posición en el estudio de Menéndez y la sexta en este estudio. Para el promedio de graduación (GGPA), en ambos estudios, la puntuación en la prueba de aptitud matemática ocupó la sexta posición.
5. En el estudio de Menéndez y para el promedio de primer año de estudios universitarios (FGPA), la puntuación en la prueba de aprovechamiento en inglés como segundo idioma ocupó la última posición, y en este estudio, la penúltima. Sin embargo, para el promedio de graduación, esta puntuación ocupó la cuarta posición, por encima de las pruebas de aptitud matemática y aprovechamiento matemático.

La Tabla 10 contiene los tres mejores predictores, respecto a ambos criterios de éxito universitario, tanto en el estudio de Menéndez (1996), como en este estudio.

Los resultados de la Tabla 10 pueden resumirse de la siguiente manera:

1. Para ambos estudios y ambos criterios, el mejor predictor resultó ser el promedio de escuela superior.
2. En ambos, el segundo mejor predictor fue la puntuación en la prueba de aptitud verbal, excepto para el promedio de primer año universitario en el estudio de Menéndez, en el que el segundo mejor predictor fue la puntuación en la prueba de aprovechamiento en español.
3. El tercer mejor predictor de promedio de graduación en el estudio de Menéndez fue la puntuación en la prueba de apro-

Tabla 10

Coefficientes de correlación múltiple para los tres mejores predictores de promedio de primer año y promedio de graduación en el estudio de Menéndez y en este estudio

Criterio	Año	Predictor	R
FGPA	1996	HSGPA	0.449
		ACHSPA	
		APTVR	
	2012	HSGPA	0.500
		APTVR	
		ACHENG	
Criterio	Año	Predictor	R
GGPA	1996	HSGPA	0.480
		APTVR	
		ACHSPA	
	2012	HSGPA	0.430
		APTVR	
		ACHENG	

vechamiento en español. Sin embargo, en este estudio, dicha prueba no quedó incluida entre los mejores tres predictores. El tercer mejor predictor en este estudio, para ambos criterios, correspondió a la puntuación en la prueba de aprovechamiento en inglés como segundo idioma.

4. Ninguna de las dos pruebas matemáticas, ni la de aptitud ni la de aprovechamiento, en ninguno de los dos estudios, ni para ninguno de los dos criterios, quedó entre las tres primeras posiciones como predictores.
5. Para el estudio de validez de Menéndez, la validez de predicción de los tres mejores predictores entre FGPA y GGPA aumentó de $R = 0.449$ a $R = 0.480$. Por el contrario, en este estudio, la validez de predicción de los tres mejores predictores disminuyó de $R = 0.500$ a $R = 0.430$.

En lo que respecta al valor de predicción del promedio de escuela superior, este estudio corroboró los resultados de los llevados a cabo en los Estados Unidos y del de Menéndez (1996) en un contexto similar al del presente. El promedio de escuela superior resultó ser, por mucho, el mejor predictor de éxito universitario, tanto a corto, como a largo

plazos. Sin embargo, el poder de predicción del promedio de escuela superior tiende a disminuir con el paso del tiempo, lo cual puede atribuirse al principio estadístico que sostiene que a mayor distancia en tiempo entre el predictor y el criterio, menor será el poder de predicción del predictor.

En este estudio, el segundo mejor predictor de éxito universitario, tanto a corto, como a largo plazos, resultó ser la puntuación en la prueba de aptitud verbal. Los resultados revelaron la superioridad manifiesta de esta prueba al compararse con la puntuación en la prueba de aptitud matemática.

Menéndez (1996) argumenta que, siendo el caso que las pruebas de aptitud miden destrezas generales de pensamiento y no conocimientos ni destrezas específicas de contenido, su validez de predicción debería aumentar con el pasar del tiempo. Su estudio confirmó su argumento puesto que el segundo mejor predictor a corto plazo fue la puntuación en la prueba de aprovechamiento en español, mientras que para criterio de éxito a largo plazo, el segundo mejor predictor fue la puntuación en la prueba de aptitud verbal. En este estudio, tanto para el criterio a corto plazo como a largo plazo, la puntuación en la prueba de aptitud verbal resultó ser el segundo mejor predictor de éxito universitario, después del promedio de escuela superior.

La marcada y consistente superioridad del valor de predicción del promedio de escuela superior respecto a los demás predictores, confirmada en este estudio, valida la decisión de aumentar el porcentaje asignado a este predictor en la fórmula de admisión de la Universidad de Puerto Rico, de un 33% a un 50%. También se confirma la importancia de la puntuación en la prueba de aptitud verbal, justificando su peso actual de un 25%. Sin embargo, la fórmula de admisión resulta deficiente por dos razones: primero, la presencia de la puntuación en la prueba de aptitud matemática, que en este estudio exhibió muy poco valor de predicción, y segundo, la ausencia de la puntuación en la prueba de aprovechamiento en inglés como segundo idioma, que mostró validez de predicción considerable, especialmente con respecto a criterios de éxito universitario a largo plazo.

Los resultados de este estudio parecen apuntar a que una mejor opción a la fórmula de admisión actual sería una que reemplace las puntuaciones en las pruebas de aptitud por las de las pruebas de aprovechamiento, o que por lo menos las incorpore, como lo hiciera en un momento dado. La puntuación en la prueba de aprovechamiento matemático resultó ser mejor predictor de éxito universitario a corto

plazo, que la de aptitud matemática. Por su parte, la puntuación en la prueba de aprovechamiento en inglés como segundo idioma, en este estudio, quedó en la tercera posición como predictor de éxito universitario, tanto a corto, como a largo plazos.

Al igual que los de Geiser y Santelices (2007), los resultados de este estudio confirman que añadir las puntuaciones en las pruebas de aptitud y aprovechamiento al promedio de escuela superior no implica un incremento significativo en el valor de predicción de la fórmula. Además, dado que las puntuaciones en las pruebas de aptitud correlacionan con factores socioeconómicos del estudiante, según revelado por Geiser y Santelices (2007), removerlas eliminaría, también, las posibilidades de sesgo socioeconómico en la fórmula.

Se podría argumentar que, siendo el caso que, para este estudio, la puntuación en la prueba de aptitud verbal resultó ser el segundo mejor predictor de éxito universitario a corto y a largo plazos, no deberíamos eliminarla como predictor. Sin embargo, la validez de predicción de la puntuación en la prueba de aprovechamiento en español estuvo muy cerca de la de la puntuación en la prueba de aptitud verbal; además, estas dos pruebas tienden a exhibir un coeficiente de correlación relativamente alto (aproximadamente 0.63 en nuestro estudio).

Esta modificación a la fórmula de ingreso es consistente con los resultados y recomendaciones de otros estudios de validez llevados a cabo en los Estados Unidos (Geiser & Studley, 2002; Geiser & Santelices, 2007) y en Puerto Rico (Menéndez, 1996). Estos investigadores aseveran que la combinación del promedio de escuela superior con las puntuaciones en las pruebas de aprovechamiento representa un mayor poder de predicción que la combinación del promedio de escuela superior con las puntuaciones en las pruebas de aptitud. En este estudio, ambas combinaciones exhibieron aproximadamente el mismo valor de predicción, tanto para criterios a corto, como a largo plazos.

De otra parte, incorporar las puntuaciones en las pruebas de aprovechamiento a la fórmula de admisión conlleva un beneficio adicional. Las pruebas de aptitud son diseñadas para medir destrezas generales de pensamiento, mientras que las de aprovechamiento son diseñadas para medir conocimientos y destrezas vinculadas al contenido de las materias de estudio. Su inclusión en la fórmula de admisión, de acuerdo a Geiser y Santelices (2007), estimularía a las escuelas superiores a mejorar la enseñanza de español, matemáticas e inglés como

segundo idioma, mejorando, a su vez, las posibilidades del estudiante de ser admitido a una institución de estudios universitarios.

La fórmula de admisión a la Universidad de Puerto Rico que este estudio ha examinado, al igual que otras similares, busca maximizar su poder de predicción respecto a algún criterio de éxito académico. Sin embargo, el *coeficiente de determinación* (R^2), es decir, el porcentaje de variación en el criterio explicado por el conjunto de predictores que componen la fórmula resultó ser relativamente pequeño. Para el promedio de primer año de estudios universitarios, el modelo de regresión que incorporaba los tres predictores (promedios de escuela superior y pruebas de aptitud y aprovechamiento) arrojó un coeficiente de determinación de $R^2 = 0.256$. Es decir, este conjunto de predictores pudo explicar tan solo cerca del 25.6% de la variación de este criterio. Por otro lado, para el promedio de graduación, utilizando el mismo conjunto de predictores, el coeficiente de determinación resultó ser $R^2 = 0.186$, lo que significa que, en esta ocasión, el conjunto de predictores incluidos en el modelo de regresión solo pudo explicar cerca de un 18.6% de la variación en el criterio. Como fuera anticipado, el coeficiente de terminación para el criterio a largo plazo resultó ser menor que el coeficiente correspondiente para el criterio a corto plazo.

Es decir, el porcentaje de variación en el criterio explicado por el conjunto de predictores en este estudio fue aproximadamente 26% para el criterio a corto plazo y 19% para el criterio a largo plazo. Resulta natural preguntarse qué otros factores podrían explicar los restantes porcentajes de 74% y 81% en la variación de los criterios correspondientes. Estos factores podrían estar relacionados, entre otros, con la personalidad y el carácter del estudiante, su nivel socioeconómico, el nivel de apoyo familiar y el nivel de apoyo académico, financiero y de otra índole provisto por la institución universitaria.

Los predictores seleccionados para este estudio, al igual que los seleccionados en la mayoría de los estudios de validez similares, son estrictamente de carácter académico. Existen otras variables, tanto de carácter académico como no académico, que podrían ser consideradas como posibles predictores de éxito universitario. Entre los de carácter académico a considerar están: el rango percentil del estudiante respecto a su clase de graduación de escuela superior, algún tipo de ensayo o proyecto llevado a cabo por el estudiante y recomendaciones de maestros y consejeros de escuela. Algunos predictores no académicos que podrían ser considerados son: puntuaciones en pruebas de aptitud y de personalidad, el status socioeconómico del estudiante y

datos demográficos del estudiante, tales como el nivel de educación y tipo de empleo de sus padres.

Yun Choi (2004) incorporó a un conjunto de predictores académicos tradicionales (promedio de escuela superior y puntuaciones en las pruebas de aptitud) los siguientes nueve predictores no académicos: nivel de motivación, autoconcepto, liderato, servicio comunitario voluntario, estímulo recibido de personas influyentes, disposición a procurar orientación y apoyo de otros, compromiso con una meta educativa, compromiso con la institución de estudios y expectativas de desempeño. Cinco de estas nueve variables resultaron ser efectivas como predictores de éxito universitario: nivel de motivación, autoconcepto, servicio comunitario voluntario, estímulo de personas influyentes, y disposición de procurar orientación y apoyo de otros.

Los criterios de éxito universitario considerados en este estudio, y en la mayoría de los estudios de validez, también fueron criterios de tipo académico (promedio académico de primer año de estudios universitarios y promedio acumulativo de graduación). Sin embargo, futuros estudios de validez podrían incluir criterios de éxito universitario no académicos, como, por ejemplo: el crecimiento personal y social del estudiante, el desarrollo de liderato y la disposición hacia el servicio. Después de todo, la experiencia universitaria es de naturaleza multidimensional y rica, proveyendo no solo para el crecimiento intelectual del estudiante, sino también para su crecimiento personal, social, cultural y moral.

REFERENCIAS

- Borg, R. B. & Gall, M. D. (1983). *Educational research: An introduction* (4ta. ed.). New York: Longman.
- Bridgeman, W., McCamley-Jenkins, L. & Ervin, N. (2000). *Prediction of freshman grade point average from the revised and recentered SAT I: Reasoning Test* (College Board Research Report No. 2000-1). New York: College Entrance Examination Board. Recuperado de: <http://research.collegeboard.org/sites/default/files/publications/2012/7/researchreport-2000-1-predictions-freshman-gpa-revised-recentered-sat-reasoning.pdf>
- Burton, N. W. & Ramist, L. (2001). *Predicting success in college: SAT studies of classes graduating since 1980* (College Board Research Report No. 2001-2). New York: College Entrance Examination Board. Recuperado de: <http://research.collegeboard.org/sites/default/files/publications/2012/7/researchreport-2001-2-predicting-college-success-sat-studies.pdf>

- Camara, W. J. & Echternacht, G. (2000, julio). *The SAT and high school grades: Utility in predicting success in college* (The College Board, RN-10). New York: College Entrance Examination Board. Recuperado de: <http://research.collegeboard.org/sites/default/files/publications/2012/7/researchnote-2000-10-sat-high-school-grades-predicting-success.pdf>
- Geiser, S. & Santelices, M. (2007). *Validity of high-school grades in predicting student success beyond freshman year: High-school record vs. standardized tests as indicators of fourth-year college outcomes* (Research & Occasional Paper Series: CSHE.6.07). University of California, Berkeley, CA. Recuperado de: http://cshe.berkeley.edu/publications/docs/ROPS.GEISER._SAT_6.12.07.pdf
- Geiser, S. & Studley, R. (2002). UC and the SAT: Predictive validity and differential impact of the SAT I and SAT II at the University of California. *Educational Assessment*, 8(1), 1-26.
- Hawkins, D.A. & Clinedinst, M. (2006). *State of college admission*. Alexandria, VA: National Association for College Admission Counseling. Recuperado de http://www.immagic.com/eLibrary/ARCHIVES/GENERAL/NACAC_US/N060508H.pdf
- Jeeshim & KUCC. (2002). Multicollinearity in Regression Models. Recuperado de <http://php.indiana.edu/~kucc625>
- Menéndez, A. (1995). *Estudio sobre el proceso de admisiones a la Universidad de Puerto Rico*. Informe presentado a la Administración Central de la Universidad de Puerto Rico.
- Menéndez, A. (1996). *The predictive validity of admissions measures at the University of Puerto Rico*. Dissertation, University of Rutgers.
- Punch, K. F. (2004). *Introduction to social research: Quantitative and qualitative approaches*. Londres: SAGE Publications.
- Ramist, L., Lewis, C. & McCamley-Jenkins, L. (1993). *Student group differences in predicting college grades: Sex, language and ethnic groups* (College Board Research Report No. 93-1). New York: College Entrance Examination Board. Recuperado de: <http://research.collegeboard.org/sites/default/files/publications/2012/7/researchreport-1993-1-student-group-differences-predicting-college-grades.pdf>
- Schroeder, L. D., Sjoquist, D. L. & Stephan, P. E. (1986). *Understanding regression analysis: An introductory guide*. Londres: SAGE Publications.
- Wilson, K. M. (1983). *A review of research on the prediction of academic performance after the freshman year* (College Board Research Report No. 83-2). New York: College Entrance Examination Board. Recuperado de: <http://research.collegeboard.org/sites/default/files/publications/2012/7/researchreport-1983-2-prediction-performance-after-freshman-year.pdf>
- Yun Choi, J. (2004). *Predictive and comparative analysis of the relationship of academic and non-academic pre-college characteristics to college success: does the predictive power of pre-college characteristics differ by race and SES?* Doctoral dissertation. University of California, Los Angeles.

Zwick, R. (2007). *College admissions testing* (Report for the National Association for College Admission Counseling, NACAC). Recuperado de: <http://www.nacacnet.org/research/PublicationsResources/Marketplace/Documents/TestingWhitePaper.pdf>