



Perfiles Educativos

ISSN: 0185-2698

perfiles@unam.mx

Instituto de Investigaciones sobre la
Universidad y la Educación
México

Moral de la Rubia, José
Predicción del rendimiento académico universitario
Perfiles Educativos, vol. XXVIII, núm. 113, julio-septiembre, 2006, pp. 38-63
Instituto de Investigaciones sobre la Universidad y la Educación
Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=13211303>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica
Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

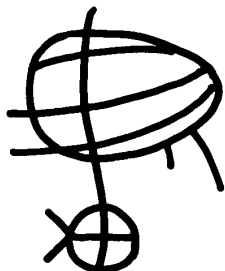
Predicción del rendimiento académico universitario*

JOSÉ MORAL DE LA RUBIA**

El objetivo del presente artículo es estudiar la relación del rendimiento académico con capacidad intelectual, alexitimia como indicador de inteligencia emocional, salud mental y variables sociodemográficas. La muestra constó de 362 estudiantes universitarios. La inteligencia se midió mediante el DAT y el Dominó, la alexitimia por la TAS-20, la salud mental por el MMPI y el rendimiento académico por la calificación promedio del semestre y número de materias de segunda oportunidad. El análisis estadístico de datos se realizó con técnicas de correlación, regresión y análisis factorial. El rendimiento académico se asoció fundamentalmente con las capacidades intelectuales, aunque de forma débil. Respecto a la alexitimia, la calificación promedio dicotomizada por los cuartiles primero y tercero mostró una relación significativa con el Pensamiento Externamente Orientado (tercer factor de las TAS-20) y el número de materias de segunda oportunidad se asoció con Dificultad para Expresar Sentimientos (primer factor de la TAS-20 en la adaptación mexicana), pero con influencia de la edad en esta última relación. Las escalas de inteligencia (DAT y Dominó) fueron los predictores significativos de rendimiento académico. Por el contrario, las escalas de alexitimia (TAS-20) y el desequilibrio psíquico (MMPI), así como las variables sociodemográficas, resultaron predictores inadecuados.

The objective of the present paper is to study the relationship of academic performance with intellectual capacity, alexithymia, mental health and socio-demographic variables. The sample consisted of 362 students. The intelligence was measured by the DAT and the Domino Series, the alexithymia by the TAS-20, the mental health by the MMPI and the academic performance by the semester grade-point average and the number of second opportunity subjects. The data statistical analysis was done by techniques of correlation, regression and factor analysis. The academic performance was associated fundamentally with the intellectual capacities, although in a weak way. In regard to alexithymia, the grade-point average dichotomized by first and third quartiles showed a significant relationship with Externally Oriented Thinking (EOT) (TAS-20 third factor) and the number of second opportunity subjects with Difficulty Describing Feelings (DDF) (TAS-20 first factor in Mexican adaptation), but with influence of the age in this latter relationship. The intelligence scales (DAT, Domino Series) were the significant predictors of academic performance. On the contrary, the scales of alexithymia (TAS-20) and psychic imbalance (MMPI) as well as the socio-demographic variables were inadequate predictors.

Rendimiento académico / Inteligencia / Alexitimia / Coeficientes intelectuales / TAS-20/ MMPI
Academic performance / Intelligence / Alexithymia / Intellectual quotients / TAS-20/ MMPI



Recepción: 26.09.2005 /
aprobación: 27. 06.2006

* Quiero agradecer a la licenciada Delfina María Treviño Lecea y las alumnas de servicio social por su ayuda valiosísima en la captura de datos desde el Departamento de Orientación Vocacional de la Facultad de Psicología de la UANL.

** Profesor-investigador de tiempo completo, Facultad de Psicología, Universidad Autónoma de Nuevo León.
Correo electrónico:
jose_moral@hotmail.com

INTRODUCCIÓN

Los trabajos pioneros en la medición de la inteligencia (Binet y Simon, 1905, y Terman, 1916) están íntimamente relacionados con procesos de selección de alumnos, así como con selección de soldados y trabajadores mediante las pruebas desarrolladas por Yerkes, Bridges y Hardwick (1915) para el ejército estadounidense durante la primera guerra mundial y por Raven (1941) para el ejército británico durante la segunda guerra mundial. La primera teoría de la inteligencia afirmaba que ésta es una capacidad general que se manifiesta en todas las tareas que requiriesen uso del razonamiento, el discernimiento y la comprensión (Spearman, 1927). No obstante, pronto surgen dos teorías competitivas. La primera postula una estructura jerárquica. Se habla de una inteligencia general en primer nivel, de las capacidades verbal y manipulativa en segundo nivel, y de un tercer nivel de aptitudes más específicas subordinadas a la verbal o manipulativa (Weschler, 1939; Vernon, 1960). Otra habla de capacidades múltiples sin contemplar una capacidad general (Thurstone, 1938; Guilford, 1967).

Las tres teorías, de la inteligencia general, de estructura jerárquica o de factores independientes, han obtenido apoyos empíricos por instrumentos muy fiables, con estructuras factoriales estables. No obstante, la validez de estas medidas ha resultado de débil a moderada. Así, las escalas de inteligencia tienen en sí poca capacidad para predecir rendimiento académico o laboral, o para seleccionar líderes aptos (Detterman, 1979). Esto ha provocado que ciertos autores como Perlman y Kaufman (1990) señalen la debilidad conceptual que subyace a la operativización de la inteligencia mediante los instrumentos que dicen medirla.

Entre los años setenta y ochenta surgen en Estados Unidos críticas de corte social. Se señala que las escalas de inteligencia miden habilidades especialmente cultivadas por los niños y adultos de la clase social media y alta que son quienes puntúan más. Por el contrario, en la clase social baja y otros grupos étnicos donde dichas habilidades son menos cultivadas, se observan puntuaciones significativamente más bajas. Al emplear estas pruebas como indicadores de capacidad de razonamiento, resolución de problemas, aprendizaje y adaptación en situaciones complejas que requieran del intelecto, y como un criterio crucial de selección de alumnos, trabajadores y directivos, la consecuencia es una segregación social. Incluso se puede convertir en la base de un discurso racista que proclame la superioridad de una raza y la inferioridad de otras. Tal discurso acude frecuentemente a un argumento biológico (Williams, 1970; Jackson, 1975).

Dentro de la crisis conceptual de las medidas de inteligencia se empieza a acentuar dimensiones prácticas, afectivas y sociales, imponiéndose el enfoque multidimensional y una concepción de las capacidades como características en su mayor parte desarrolladas y modificables. En esta línea podemos destacar como autores pioneros a Gardner (1983) y Stenberg (1985).

Salovey y Mayer en 1990 crean el concepto de inteligencia emocional y lo definen como un conjunto de rasgos mentales cuyo propósito primario es la resolución de problemas en uno u otro dominio de la emoción. Requiere la capacidad de representar la emoción y referir estas representaciones con información contextual, biográfica y conceptual, con lo que se crean símbolos cargados de significados. A su vez, requiere la capacidad para plantear problemas, fijar metas y descubrir y crear medios para alcanzarlas, valiéndose en gran parte de conocimiento experto. Finalmente, está la capacidad para llevar a cabo los planes trazados, esto es, motivar y controlar la conducta propositiva. Con el trabajo de Mayer, DiPaolo y Salovey (1990) se inicia la primera línea de investigación que conceptúa la inteligencia emocional como competencias cognitivo-emocionales, independientes tanto de las capacidades intelectivas o académicas como de los rasgos de personalidad, y que culmina con la creación del Mayer-Salovey-Caruso Emocional Intelligence Test (MSCEIT) (2002).

Con el libro *La inteligencia emocional* de Goleman (1995), el término alcanza gran popularidad. Dicha inteligencia es contemplada como un conjunto de competencias cognitivo-emocionales y rasgos de personalidad. Precisamente, los autores que trabajan con este modelo mixto de competencias y rasgos de personalidad acentúan el carácter adquirido y modificable de la inteligencia emocional y su papel primario para el éxito académico, laboral y personal. De ahí el atractivo del concepto. Ya no son unas pocas personas que nacen inteligentes quienes están destinadas al éxito, sino que el éxito está al alcance de todos; sólo basta con cultivar la inteligencia emocional, especialmente desde los primeros años de vida. En esta línea de investigación podemos destacar a Bar-On, quien crea el Emotional Quotient Inventory (EQ-i) publicado en 1997.

Un concepto afín al de inteligencia emocional es el de alexitimia. Fue acuñado por Sifneos en 1967 y definido como un déficit en la función de la fantasía, expresado en una pobre conciencia emocional, dificultad para expresar los sentimientos, ausencia de ensueños, sueños nocturnos con escaso material simbólico y un estilo de pensamiento externamente orientado sin contacto con el mundo vivencial interno (Sifneos, 1972). Las primeras medidas que aparecen de la alexitimia son una entrevista clínica, el Beth-

Israel Psychosomatic Questionnaire (BIQ) de Sifneos (1973), y una escala psicométrica, el Schalling-Sifneos Alexithymia Scale (SPSS) de Apfel y Sifneos (1979).

La medición de la alexitimia adoleció de problemas de fiabilidad y validez hasta la publicación en 1985 de la Toronto Alexitimia Scale (TAS) por Taylor, Ryan y Bagby. Es una escala tipo Likert de 26 reactivos, con una consistencia interna de .79 para la escala y de .83 a .64 para los factores y una fiabilidad temporal de .82 a una semana y .75 a 5 semanas para la escala. Presenta una estructura de 4 factores ortogonales que explican 32% de la varianza común: dificultad para identificar los sentimientos, dificultad para expresar verbalmente los sentimientos, pobreza de la fantasía y pensamiento externamente orientado. Presenta un sesgo débil introducido por la variable deseabilidad social (correlación de -.178 con la Social Deseability Scale (SDS) de Crowne y Marlowe, 1960).

La TAS fue revisada por Bagby, Parker y Taylor en 1994, pasando de 26 a 20 elementos, de 4 a 3 factores, mejorando su consistencia interna (de .73 a .81) y eliminando su correlación con deseabilidad social. Precisamente, el factor de pobreza de la fantasía fue eliminado por su correlación significativa con la SDS de Crowne y Marlowe (1960) (Bagby, Parker y Taylor, 1994). En la mayoría de los estudios la TAS-20 muestra equivalencia entre hombres y mujeres, independencia con clase social, educación y medidas de inteligencia (Taylor, Bagby y Parker, 1997). Aunque la alexitimia surgió en el contexto de la psicopatología desde un enfoque psicodinámico, los estudios empíricos potenciados especialmente por la TAS muestran a la alexitimia como un factor de riesgo para toda enfermedad física y mental relacionada con la regulación de las emociones. Asimismo, éstos van tomando un enfoque neurocognitivo.

La existencia de un solapamiento considerable entre los conceptos de inteligencia intrapersonal e interpersonal de Gardner y el de alexitimia es señalada por Taylor y Bagby (2000). En particular con la capacidad para identificar, etiquetar, discriminar entre sentimientos y representarlos simbólicamente. Aunque la dificultad para observar los sentimientos y emociones de los otros no está incluida en la definición de alexitimia, hay evidencias clínicas y empíricas de que los individuos con alto grado de alexitimia experimentan dificultades para identificar adecuadamente las emociones en las expresiones faciales de los demás (Parker, Taylor y Bagby, 1993) y que manifiestan una capacidad limitada para empatizar con los estados emocionales de los demás (Davies, Stankov y Roberts, 1998).

Salovey y Mayer (1990), inspirados en los dos factores de inteligencia intrapersonal e interpersonal de Gardner (1983), definen la inteligencia emocional como la capacidad para observar en uno

mismo y los demás los sentimientos y emociones, discriminar entre ellos, y usar esta información para guiar nuestras acciones y pensamiento. Desde esta definición Schutte, Malouff, Hall *et al.* (1998) elaboran la escala para medir el constructo. En su estudio como prueba de validez divergente emplearon la TAS-20 y obtuvieron una correlación negativa y moderadamente alta ($r=-.65$, $p<.0001$) en una muestra de 25 estudiantes.

Parker, Taylor y Bagby (2001) estudiaron la relación entre alexitimia (TAS-20) e inteligencia emocional medida por EQ-i de Bar-On (1997). El EQ-i incluye un coeficiente general, cinco puntajes correspondientes a factores de segundo orden (inteligencia intrapersonal, inteligencia interpersonal, adaptabilidad, manejo del estrés y humor general) que surgen de agrupar 15 escalas. La TAS-20 y sus tres factores correlacionaron de forma significativa e inversa con la puntuación total y los 5 factores secundarios del EQ-i, variando de $-.72$ entre las puntuaciones totales de la TAS-20 y el EQ-i a $-.20$ entre el Pensamiento Externamente Orientado y manejo del estrés. Se concluye que, por la fuerte correlación entre las dos escalas, la TAS-20 podría emplearse como una estimación aproximada de la inteligencia emocional. De ahí que si se postula que la inteligencia emocional es clave para el rendimiento académico, entonces la TAS-20 debería correlacionar y predecir rendimiento académico. No obstante, los resultados de relación entre inteligencia emocional y rendimiento escolar (calificación promedio) son contradictorios.

La correlación entre rendimiento académico y alexitimia fue directa y significativa en el estudio pionero de Schutte *et al.* (1998). Empleando el EQ-i (Bar-On, 1997), Newsome, Day y Catano (2000) no obtienen correlación entre el rendimiento académico y la puntuación total y los 5 factores de la medida de inteligencia emocional. Parker, Summerfeldt, Hogan y Majeski (2004) tampoco logran correlación significativa entre la puntuación total del EQ-i y rendimiento académico, pero sí con tres de sus cinco factores: inteligencia intrapersonal, manejo del estrés y adaptabilidad; aunque estas relaciones resultaron pobres, pues explican sólo de 8% a 10% de la varianza común. Sin embargo, estos tres factores mostraban una buena capacidad discriminativa al diferenciar a estudiantes con alto rendimiento académico (promedio de calificaciones por encima del tercer cuartil) de estudiantes con bajo rendimiento (promedio de calificaciones por debajo del primer cuartil). El modelo discriminante clasificaba correctamente a 82% de los estudiantes con alto rendimiento y 91% de los estudiantes con bajo rendimiento. Extremera y Fernández-Berrocal (2004) estiman la inteligencia emocional por el TMMS y contemplan varias varia-

bles psicosociales. Por medio de modelos estructurales lineales observan un mejor ajuste con vías directas de relación entre la inteligencia emocional y el rendimiento académico. La inteligencia intrapersonal influye sobre la salud mental de los estudiantes y este equilibrio psicológico está relacionado con el rendimiento escolar. Barchard (2003) midió la inteligencia emocional (MSCEIT), capacidades intelectuales (habilidad verbal, razonamiento inductivo y visualización) y medidas de personalidad (NEO-PI). Halla que la inteligencia emocional junto con las aptitudes intelectuales predicen rendimiento escolar, aunque con potencia explicativa pobre.

El presente trabajo tiene por objetivos estudiar la asociación y capacidad para predecir rendimiento académico (calificación promedio y número de materias para segunda oportunidad) de dos medidas de inteligencia (DAT y Dominó), 14 medidas de personalidad y psicopatológicas —alexitimia por la TAS-20, las 3 escalas de validación y 10 clínicas del Inventario Multifásico de la Personalidad (Minnesota Multiphasic Personality Inventory) (MMPI)— y 3 variables sociodemográficas (sexo, edad y padres separados). Se espera que el rendimiento académico esté relacionado, en primer lugar, con las medidas de inteligencia, y en segundo lugar con medidas psicopatológicas que indiquen desequilibrio psíquico. La asociación con alexitimia será débil y mediada por las variables psicopatológicas, destacando especialmente depresión. Una de las variables psicopatológicas que más afecta al rendimiento escolar es la depresión que es precisamente la que muestra mayor correlación con alexitimia con coeficientes de .40 a .60 en muestra clínicas (Honkalampi, Saarinen, Hintikka *et al.*, 1999) y de .30 a .60 en población general (Honlampi, Hintikka, Tanskanen *et al.*, 2000).

MÉTODO

Sujetos

Nuestro estudio correlacional emplea un diseño no experimental de tipo transversal con una muestra no probabilística por conveniencia de 362 sujetos voluntarios, obtenida durante el proceso de selección de estudiantes para primer semestre de la Facultad de Psicología de la Universidad Autónoma de Nuevo León (UANL) en junio de 2003. La edad media fue de 17.65 años con una desviación estándar de 2.32 años. La edad mínima era de 16 y máxima de 36. En la población, 76% eran mujeres; 98% eran solteros; 2%, casados o en unión libre; 98% eran dependientes económicos de los padres y sólo 20% trabajaba a tiempo parcial.

Instrumentos de medida

- *Prueba de Aptitudes Diferenciales* (Differential Ability Test) (DAT) de Bennett, Seashore y Wesman con la traducción distribuida por Manual Moderno (1980). Parte de una teoría factorial de la inteligencia, compuesta por un conjunto de 6 factores independientes, cada una de ellos medido por una escala independiente: Razonamiento Verbal (RV), Habilidad Numérica (HN), Razonamiento Abstracto (RA), Velocidad y Exactitud (VE), Razonamiento Mecánico (RM), Relaciones Espaciales (RE). En la presente muestra ($n=362$), las seis escalas tuvieron una consistencia interna que varía de .88 a .96. Las distribuciones de todas ellas se ajustaron a una curva normal.
- *Series de Dominó de Anstey* (1955). Mide un factor general de inteligencia o capacidad de abstracción. Consta de 48 elementos no verbales en orden de dificultad creciente. En la presente muestra ($n=362$), la escala tuvo una consistencia interna de .94, ajustándose su distribución a una curva normal.
- *Escala de Alexitimia de Toronto de 20 reactivos* (TAS-20) de Bagby *et al.* (1994), con la adaptación a población mexicana de Moral (en prensa) llevada a cabo en una muestra de 381 estudiantes que incluye a los 262 del presente estudio. En la adaptación mexicana, la TAS-20 por análisis factorial exploratorio, con la técnica de Ejes principales, presenta una estructura de tres factores ortogonales que explican 30.16% de la varianza total: 1) Dificultad para Expresar Sentimientos (DES) (2, 4, 11, 12, y 17); 2) Dificultad para Identificar Sentimientos (DIS) (1, 3, 6, 7, 9, 13 y 14), y 3) Pensamiento Externamente Orientado (PEO) (5, 8, 10, 15, 16, 18, 19 y 20). Asimismo, por análisis factorial exploratorio por el método GLS-ML presenta un excelente ajuste al modelo de tres factores relacionados ($RMS\ SR = .053$, $RMS\ EA = .041$, $PGI = .949$, $APGI = .935$, $GFI = .923$ y $AGFI = .903$). La escala resultó consistente ($\alpha = .82$) y fiable a los 6 meses ($r = .70$), así como sus dos primeros factores de Dificultad para Expresar ($\alpha = .80$ y $r = .55$) y Dificultad para Identificar Sentimientos ($\alpha = .78$ y $r = .61$). El tercer factor tiene una fiabilidad baja ($\alpha = .53$ y $r = .36$). Aunque en la versión original canadiense cada reactivo tiene una amplitud de 5 puntos (de 1 a 5); en la adaptación mexicana, éstos se presentaron con un formato de 6 puntos (de 0 a 5), eliminando el punto medio y poniendo tres a cada lado. Así, el recorrido potencial de la escala es de 0 a 100. La distribución de la escala se ajusta a una curva nor-

mal, con una media aritmética de 25 y una desviación estándar de 12. La distribuciones de sus tres factores son asimétricas positivas.

- *Inventario Multifásico de la Personalidad* (MMPI) de Hathaway y McKinley (1967), con la traducción al español de Núñez (1979) distribuida por Manual Moderno. El inventario consta de 366 elementos que componen 4 escalas de validez (de las que se emplean la L, F y K) y 10 clínicas (Hipocondriasis (Hs), Depresión (D), Histeria (Hi), Desviación Psicopática (DP), Masculinidad - Femeneidad (M-F), Paranoia (Pa), Psicastenia (Pt), Esquizofrenia (Es), Hipomanía (Ma), Introversión Social (IS). En la presente muestra (n=362), la consistencia interna de las escalas varió de .60 a .82. Sólo las distribuciones de 5 escalas se ajustaron a una curva normal, siendo las restantes asimétricas positivas (K, Histeria, Masculinidad-Feminidad, Hipomanía e Introversión Social). Se emplearon las puntuaciones brutas sin emplear las correcciones de la escala K.

Procedimiento estadístico

Ambas variables-criterio (calificación promedio y número de materias para segunda oportunidad) se manejaron como continuas en los modelos de regresión lineal. Con el fin de reducir el número de entradas para calcular el modelo, de forma previa, se estudió la correlación de cada criterio con los potenciales predictores (DAT, Dominó, TAS-20, MMPI y edad) por el coeficiente de Pearson, así como la intercorrelación entre las variables significativamente asociadas al criterio. En caso de alta intercorrelación se opta por el empleo de componentes factoriales estimados por Análisis Factorial de Componentes Principales con una rotación Varimax. A su vez, ambos criterios se dicotomizaron para el cálculo de los modelos de regresión logística lineal. Los modelos fueron estimados por método Forward empleando la prueba de Wald como criterio de inclusión. La calificación promedio se dicotomizó mediante dos procedimientos: por la mediana y por los cuarteles primero y tercero. El número de materias para segunda oportunidad se dividió en ausencia (0) y presencia (1 o más). De forma previa se estudia la correlación de cada criterio con los potenciales predictores por el coeficiente biserial para las variables continuas (DAT, Dominó, TAS-20, MMPI y edad) y por el coeficiente phi para las dicotómicas (sexo y padres divorciados), así como la intercorrelación entre las variables significativamente asociadas al criterio. El modelo de regresión lineal ordinal de McCullagh (1980) se aplicó para predecir el número

ro de materias reprobadas. La función de vínculo del modelo se estimó por el método Logit. De forma previa al cálculo del modelo, se estudia la correlación de los potenciales predictores con el coeficiente de Spearman para las variables continuas y el coeficiente biserial-puntual para las dicotómicas, así como la intercorrelación entre las variables significativamente asociadas al criterio. Por último, por análisis factorial de eje principal con una rotación Varimax, se estudia la composición de los factores que explican la varianza compartida entre los predictores y el criterio, para obtener una imagen más clara de la asociación entre las variables. Como nivel de significación se empleó .05. Se habla de tendencia a la significación con probabilidades de entre .10 y .05.

RESULTADOS

Predicción de la calificación promedio

Modelo por regresión lineal para calificación promedio como variable continua

De las 25 posibles variables predictoras, sólo 5 mostraron correlación significativa: Razonamiento abstracto del DAT ($r=.164$, $p=.002$), Capacidad verbal del DAT ($r=.162$, $p=.003$), las Series de Dominó ($r=.151$, $p=.005$), Velocidad y exactitud del DAT ($r=.128$, $p=.017$) y Razonamiento numérico del DAT ($r=.126$, $p=.020$). A mayor calificación promedio en el primer semestre de carrera, los alumnos muestran mayores capacidades para el razonamiento abstracto, el razonamiento verbal, la concentración y discriminación sensorial, así como para el razonamiento numérico. Es decir, aparecen las capacidades intelectuales típicamente asociadas con rendimiento académico. La alexitimia no muestra ninguna relación con el rendimiento.

Las 5 variables de capacidad intelectual se encuentran significativamente correlacionadas entre sí con un nivel de significación menor que .01. La capacidad verbal es la que muestra magnitudes de correlación más altas con las 4 restantes (de .431 a .195) y la Velocidad y exactitud presenta las más bajas (de .278 a .195). Debido a la alta interrelación, se aplicó un análisis factorial de componentes principales a estas 5 variables con una rotación Varimax.

La matriz de correlaciones era apta para la factorización. Por el índice de adecuación de la muestra de Kaiser-Meyer-Olkin (.779) y la prueba de Bartlett ($\chi^2 = 315.643$, $g.l.=10$, $p=.000$) se observa alta interdependencia de las variables. El cálculo arrojó un único componente factorial con un autovalor mayor que 1. Éste explica 47.305% de la varianza total, donde la variable con más peso es la

escala de razonamiento verbal (.749), seguida del razonamiento numérico (.736), verbal (.733), las series de Dominó (.705) y, por último, la escala de velocidad y exactitud (.478). Con las puntuaciones factoriales se crea una nueva variable denominada Componentes intelectuales académicos (CIA): $CIA = .316 (DAT: Abs) + .311 (DAT: Num) + .310 (DAT: Verbal) + .298 (Dominó) + .202 (DAT: V y E)$. Ésta presenta una correlación directa y significativa con la calificación promedio del primer semestre ($r = .215$, $p = .000$) y de mayor magnitud que sus 5 variables componentes. Esta variable muestra una distribución normal ($Zk-s=.692$, $p=.724$).

Al aplicar el análisis de regresión lineal, empleando las puntuaciones factoriales como predictores, se obtiene un modelo significativo que explica 4.4% de la varianza del criterio. El coeficiente de determinación del predictor es significativamente distinto de cero ($B = .333$, $t = 4.072$, $p = .000$). Por cada unidad de incremento en la variable de componentes de inteligencia académica hay un incremento de .333 en la calificación promedio de primer semestre. Es un modelo significativo con baja potencia explicativa, el cual nos indica que a mayor puntuación en la combinación lineal de las escalas de inteligencia abstracta, verbal, numérica y de velocidad y exactitud, mayor rendimiento académico estimado por la puntuación promedio.

Asimismo, con las 5 variables de inteligencia correlacionadas con el criterio y significativamente interrelacionadas, se estimó un modelo por el método Stepwise. El modelo resultante sólo quedó compuesto por una variable predictora: la escala de Razonamiento abstracto del DAT. El modelo explica 2.4% de la variable criterio con base en la correlación lineal al cuadrado. La variable Razonamiento abstracto del DAT muestra un coeficiente de determinación ($B = .290$) significativamente distinto de cero ($t = 3.071$, $p = .002$). Así tenemos que por cada unidad de incremento en la escala de Razonamiento abstracto del DAT, se corresponde un incremento de .290 en la calificación promedio.

Modelos por regresión logística lineal para la calificación promedio dicotomizada

En primer lugar, la calificación promedio se dicotomiza con base en la mediana (84.13). Al estudiar las variables predictivas que se asocian con el criterio, sólo aparecen correlaciones significativas con las escalas de Razonamiento numérico ($r = .152$, $p = .005$) y Abstracto ($r = .138$, $p = .010$) del DAT. Tienden a la significación las relaciones con padres separados ($r = .099$, $p = .069$) y la capacidad de razonamiento abstracto medida por las Series de Dominó ($r = .090$, $p =$

.096). Una mayor capacidad para el razonamiento numérico y para el razonamiento abstracto medida por el DAT se asocia a pertenecer al grupo de calificaciones promedio por encima de la mediana. A su vez, el no tener padres separados y poseer más capacidad de razonamiento abstracto medida por la prueba Dominó, tiende a asociarse con pertenecer al grupo de calificación promedio por encima de la mediana.

La correlación entre las escalas de razonamiento numérico y razonamiento abstracto ($r = .434$, $p = .000$) es directa, significativa y de mayor magnitud que las de estas escalas con el criterio, es decir, no son independientes. Así, al estar interrelacionadas se optó por el método Forward que introduce las variables una a una sólo si su coeficiente de determinación es significativamente distinto de cero, contrastado por la prueba Wald. Este método garantiza variables significativas y normalmente independientes. Se obtiene un modelo con un solo predictor significativo: Razonamiento numérico. El modelo es significativo al mostrar coeficientes de determinación significativamente distintos de cero ($x^2 = 7.987$, g.l. = 1, $p = .005$) y al mantenerse la hipótesis nula de ajuste entre los valores observados (1 = por debajo o igual a la mediana y 2 = por encima de la mediana) y las probabilidades pronosticadas de asignación a grupo ($x^2 = 11.298$, g.l. = 8, $p = .185$). El modelo explica 3.1% de la varianza del criterio por el índice de Nagelkerke. Así, tiene una potencia explicativa baja, clasificando correctamente a 57% de los casos. Nos indica que a mayor capacidad de razonamiento numérico, habrá más probabilidad de pertenecer al grupo de calificaciones promedio por encima de la mediana. El modelo presenta un coeficiente de determinación del predictor significativamente distinto de cero (Wald = 7.410, g.l.=1, $p=.006$).

En segundo lugar, se dicotomizó la Calificación promedio por medio de los cuarteles: primero (77.62) y tercero (89.38). Así, se obtiene un grupo de promedios bajos de calificaciones constituido por los alumnos con promedios iguales o menores al primer cuartil (77.62) y el grupo de promedios altos de calificaciones constituido por los alumnos con promedios iguales a mayores al tercer cuartil (89.38). Cada grupo está integrado por 89 sujetos.

Se observa diferencia de correlación significativa en 5 variables: En la escala de Velocidad y exactitud del DAT ($r=.204$, $p=.007$), en la escala de validación F del MMPI ($r=-.178$, $p=.018$), en el tercer factor de Pensamiento Externamente Orientado de la TAS-20 ($r=-.149$, $p=.047$), en la escala de Razonamiento abstracto del DAT ($r=.149$, $p=.049$) y en la escala de Razonamiento verbal del DAT ($r=.149$, $p=.049$). Aparece tendencia a la significación en la escala de Razonamiento numérico del DAT ($r=.138$, $p=.069$). Así tenemos

que el pertenecer al grupo de promedios bajos de calificaciones (≤ 77.62) se asocia con una menor capacidad para la discriminación y concentración sensorial, el reporte de una mayor tensión interna y una mayor exageración de la propia problemática psíquica, un estilo de pensamiento externamente orientado con pobre contacto con el mundo vivencial interno de deseos, fantasías e intuiciones, una menor capacidad para el razonamiento abstracto y una menor capacidad verbal. Asimismo, tiende a asociarse con menor capacidad para el razonamiento numérico.

En el modelo, calculado por el método paso a paso Forward, en primer lugar, aparece la escala de Velocidad y Exactitud del DAT ($B=.037$, $W=5.779$, $p=.016$), y en segundo lugar, la escala de validez F del MMPI ($B=-.078$, $W=4.260$, $p=.039$). Cuanto menor es la capacidad para la discriminación y concentración sensorial y se reporta una mayor tensión interna, exagerándose más la problemática psíquica propia, hay más probabilidades de pertenecer al grupo de promedios bajos de calificaciones (≤ 77.62). Por la prueba ómnibus se puede mantener que los coeficientes de determinación del modelo son significativamente distintos de cero ($\chi^2=12.111$, $g.l.=2$, $p=.002$); y por la prueba de Hosmer y Lemeshow, se puede mantener la hipótesis nula de ajuste entre los datos observados y pronosticados ($\chi^2=7.103$, $g.l.=8$, $p=.526$). Así, el modelo es significativo. Por el índice de Nagelkerke se puede considerar que el modelo explica 9% de la varianza del criterio. Clasifica correctamente 62.6% de los casos, con 65.2% de aciertos a los del grupo de promedios bajos y 60% a los del grupo de promedios altos. Por consiguiente, resulta un modelo lineal significativo, con poca potencia explicativa y más exacto para los sujetos con promedios bajos de calificaciones.

Predicción del número de materias para segunda oportunidad

Modelo de regresión lineal para Número de materias como variable continua

De las posibles variables predictoras sólo cuatro muestran correlación significativa con el criterio: Razonamiento abstracto del DAT ($r=-.129$, $p=.017$), Inteligencia general de las Series de Dominó ($r=-.112$, $p=.036$), Capacidad verbal del DAT ($r=-.111$, $p=.039$) y Edad ($r=.110$, $p=.040$). A su vez, tres variables muestran tendencia a la significación: Dificultad para expresar las emociones ($r=-.104$, $p=.052$), Sexo ($r=-.096$, $p=.075$) y escala de Masculinidad-Feminidad del MMPI ($r=-.095$, $p=.077$). Un mayor número de materias para segunda oportunidad de primer semestre se asocia a

una menor capacidad de razonamiento abstracto y verbal, y más edad. A su vez, tiende a asociarse con una menor Dificultad para Expresar Sentimientos, ser hombre y mayor desviación del papel estereotípico de género. Debido a la alta proximidad a la significación del primer factor de la TAS-20 Dificultad para expresar las emociones ($r=-.104$, $p=.052$), éste se consideró como variable significativamente asociada al criterio, junto con el Razonamiento abstracto del DAT, la inteligencia general del Dominó, el Razonamiento verbal del DAT y la Edad.

Al estudiar la interrelación de las 5 variables, la Edad resulta independiente de las demás escalas, así como la Dificultad para Expresar Sentimientos (DES). Sin embargo, las tres escalas de inteligencia correlacionan significativamente entre sí. A fin de tener predictores independientes en el modelo de regresión, debido a la interdependencia de las 3 escalas de inteligencia, se opta por introducir sólo la más asociada con el criterio y con las otras dos escalas de inteligencia, siendo ésta la escala de Razonamiento abstracto del DAT.

Con la edad, DES y razonamiento abstracto, se obtuvo un modelo con un solo predictor, la escala de Razonamiento abstracto del DAT. Desde el análisis de las fuentes de variación del modelo, por el análisis de varianza, se observa que la varianza atribuida al modelo (8.895) es significativamente mayor ($F=5.788$, $p=.017$) que la varianza residual (1.537). Asimismo, presenta un error estándar de estimación pequeño de 1.24. Así, el modelo es significativo, explicando 1.7% de la varianza del criterio. Respecto al cumplimiento de los supuestos de normalidad, igualdad de varianza a lo largo de la distribución (homocedasticidad) e independencia de los residuos, tenemos que sí se cumple el supuesto de normalidad, pero la muestra residual es asimetría negativa y con ligera heterocedasticidad, violándose fundamentalmente el supuesto de normalidad. Precisamente, el criterio es una variable ordinal cuya distribución no se ajusta a una curva normal. De ahí que la interpretación que se deriva del coeficiente de regresión no estandarizado ($B=-.268$) tenga que realizarse en un sentido aproximado: por cada unidad de decremento de la variable predictora (Razonamiento abstracto del DAT), le corresponde un incremento de .27 en la variable-criterio (Número de materias para segunda oportunidad), es decir, por cada 4 puntos de decremento en Razonamiento abstracto del DAT desde el valor medio, corresponde el incremento de una materia aprobada.

Modelo de regresión ordinal para número de materias

Sólo tres variables numéricas tienen correlaciones significativas con el número de materias para segunda oportunidad ($p<.05$): Velo-

cidad y exactitud del DAT ($r=-.145$, $p=.007$), Razonamiento abstracto del DAT ($r=-.115$, $p=.033$) y Edad ($r=.110$, $p=.040$). A menor capacidad para discriminación sensorial, el razonamiento abstracto y mayor edad, el alumno tendrá un mayor número de materias para segunda oportunidad.

Existe una interacción débil, determinada por el coeficiente de correlación lineal de Pearson, de la variable Velocidad y exactitud con el Razonamiento abstracto ($r=.188$ $p=.000$) y la Edad ($r=-.130$ $p=.014$). Al ser de baja magnitud y para evitar un incremento excesivo de las celdas, estas dos interacciones van a ser ignoradas en el modelo de regresión ordinal, reduciéndose éste a los efectos principales de las tres variables predictoras.

El cruce de los 8 niveles de la variable-criterio y las tres variables predictoras generan un gran número de celdas vacías (86.7%), lo que resta potencia a la técnica. Se obtiene un modelo significativo ($\chi^2=10.871$, g.l.= 3, $p=.012$) que explica 3.4% de la varianza del criterio por el índice de Nagelkerke. Se puede mantener la hipótesis nula de ajuste entre valores predichos y observados ($\chi^2=2155.286$, g.l.= 2195, $p=.723$). El modelo es significativo para valores altos del criterio (3 ó más materias para segunda oportunidad). No obstante, sólo dos variables predictoras tienden a mostrar estimaciones distintas de cero: Razonamiento abstracto ($p=.072$) y Velocidad y exactitud ($p=.090$).

Debido a las malas propiedades de este modelo de regresión ordinal se ensaya otro. Se reduce el número de niveles de la variable criterio a 4 (0, 1, 2, 3 o más materias para segunda oportunidad) y sólo se consideran las dos variables predictoras que mostraron tendencia a la significación: Razonamiento abstracto y Velocidad y exactitud. El cruce de los 4 niveles del criterio y las dos variables dependientes siguen generando un nivel muy alto de celdas vacías (69.8%). El modelo es significativo ($\chi^2=8.724$, g.l.= 2, $p=.013$) y explica 2.8% de la varianza del criterio por el índice de Nagelkerke. Se puede mantener la hipótesis nula de ajuste entre valores predichos y observados ($\chi^2=755.861$, g.l.=766, $p=.596$). El modelo es significativo para el valor de ninguna materia para segunda oportunidad ($p=.012$). La variable predictora Velocidad y exactitud presenta una estimación significativamente distinta de cero ($p=.049$) y el Razonamiento abstracto tiende a la significación ($p=.085$). Sigue siendo un modelo malo con poca capacidad predictiva. Nos indica que a mayor capacidad para el razonamiento abstracto y para la discriminación sensorial, menos materias para segunda oportunidad le quedarán al alumno, teniendo realmente sólo potencia predictiva para casos en los que se aprobó todas las materias (véase cuadro 1).

Modelo de regresión logística lineal para el número de materias dicotomizado

El criterio se dicotomiza entre aquellos alumnos que no presentan ninguna materia para segunda oportunidad ($n=193$, 55%) y aquellos que presentan al menos una ($n=156$, 45%). Se obtiene correlación significativa con dos variables: Velocidad y exactitud ($r=-.163$, $p=.002$) y Razonamiento numérico ($r=-.112$, $p=.037$). Con tendencia a la significación ($.05 < p < .10$), aparecen tres variables: Razonamiento abstracto ($r=-.10$, $p=.064$), Padres separados (1= Sí, 2=No) ($r=-.10$, $p=.068$) y Edad ($r=.94$, $p=.080$). Una menor capacidad para la discriminación sensorial y concentración, así como para el razonamiento numérico, se asocia a tener al menos una materia para segunda oportunidad. Tener al menos una materia para segunda oportunidad tiende a relacionarse con una menor capacidad para el razonamiento abstracto, tener padres separados y mayor edad.

La capacidad numérica correlaciona significativamente con la Velocidad y exactitud ($r = .278$, $p = .000$). Así, existe interrelación significativa entre las dos variables y éstas no son estrictamente independientes. Por tal motivo se emplea el método Forward que introduce la variables una a una, y que suele arrojar modelos no sólo con predictores significativos, sino también independientes. El modelo final resulta compuesto sólo por una variable, Velocidad y exactitud ($B=-.031$, $W=8.722$, $p=.003$). El Razonamiento numérico es desechado. El modelo es significativo. Por una parte, sus coeficientes de determinación son significativamente distintos de cero ($\chi^2=9.347$, $p=.002$) y se puede mantener la hipótesis nula de ajuste entre los grupos observados y las probabilidades pronosticadas ($\chi^2=4.624$, $g.l.=8$, $p=.797$). El modelo sólo explica 3.6% de la variable del criterio a partir del índice de Nagelkerke. Es más exacto en la clasificación correcta de los casos sin ninguna materia para segunda oportunidad (78.8%), que en los casos que presentan al menos una materia reprobada (34%). Su eficacia final es más bien baja. Clasifica correctamente a 58.6% de los casos. Nos indica que a mayor puntuación en la escala de Velocidad y exactitud, la probabilidad que arroja el modelo es menor que .05, lo cual deja al sujeto clasificado como no reprobador.

Factorización del rendimiento académico con sus variables asociadas

Calificación promedio y sus variables asociadas

Por el índice de Adecuación de la muestra de Kaiser-Meyer-Olkin se consideran las variables interrelacionadas (.783) y por la prueba de la esfericidad de Bartlett se puede rechazar la hipótesis nula de independencia de las variables o equivalencia estadística entre la matriz de correlaciones y una matriz identidad ($\chi^2=305.422$, g.l.=15, $p=.000$). La solución convergió en la sexta iteración. Se obtiene un solo factor que explica 29.527% de la varianza común; está compuesto por las 6 variables. La escala de abstracción del DAT (.674) es la que tiene más peso o carga factorial. Le sigue Razonamiento verbal (.629) y Numérico del DAT (.622), Inteligencia general del Dominó (.586), Velocidad y exactitud del DAT (.361). Por último, se halla la calificación promedio de primer semestre (.248). Así, se puede interpretar como un factor de capacidades intelectuales y rendimiento escolar, reflejando que las aptitudes para la abstracción, el razonamiento verbal y numérico, para la discriminación y atención sensorial, forman una unidad de capacidades asociadas al rendimiento escolar (véase cuadro 2).

Número de materias para segunda oportunidad y sus variables asociadas

El índice de adecuación de la muestra de Kaiser-Meyer-Olkin con un valor de .674 indica una interrelación significativa y moderada entre las variables. Asimismo, la prueba de la esfericidad de Bartlett permite rechazar la hipótesis nula de independencia de las variables o equivalencia estadística entre la matriz de correlaciones y una matriz identidad ($\chi^2=189.095$, g.l.=15, $p=.000$). Ello indica que los datos son aptos para análisis factorial. El análisis arroja dos factores que explican 26.682% de la varianza común. La variable-criterio Número de materias para segunda oportunidad aparece en los dos componentes factoriales, aunque con mayor carga en el segundo. El primer factor explica 21.471% de la varianza común. Está integrado por las tres escalas de inteligencia: Razonamiento Abstracto (.684), Inteligencia General (.647) y Razonamiento Verbal (.624), así como por el Número de materias para segunda oportunidad (-.200). El segundo explica 5.210% de la varianza común. Está constituido por la Edad (.314), Dificultad para expresar sentimientos (-.303) y el Número de materias para segunda oportunidad (.259) (véase cuadro 3).

Basándose en los factores que explican la varianza compartida por el criterio y las variables asociadas al mismo, un mayor número de materias para segunda oportunidad se asocia fundamentalmente con la edad y la dificultad para expresar sentimientos. En segundo lugar, se asocia con una menor capacidad intelectual. Si añadimos a la matriz de correlaciones sobre la que se calcula el análisis factorial, las otras dos variables que mostraban tendencia a la significación: Sexo y Masculinidad-Feminidad, éstas no aportan información nueva. Encontramos una estructura de tres factores, donde el segundo y tercero coinciden con los ya descritos y el primero está formado por las dos nuevas variables introducidas. Este primer factor es independiente del número de materias para segunda oportunidad.

DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

En primer lugar, vamos a discutir los resultados en relación con la hipótesis de alexitimia (TAS-20) y psicopatología (MMPI); en segundo lugar, se contemplan los hallazgos con relación a las escalas de inteligencias (DAT y Dominó), que son los pronosticadores más fuertes de rendimiento académico medido tanto por calificación promedio como por materias para segunda oportunidad; en tercer lugar se señalan las limitaciones del estudio, para finalmente pasar a las conclusiones.

Estudios anteriores han señalado una fuerte asociación entre alexitimia y las medidas por autorreporte de la inteligencia emocional (Schutte *et al.*, 1998; Parker *et al.*, 2001). Asimismo, se ha postulado que la inteligencia emocional es clave para el rendimiento académico, incluso por encima de las capacidades intelectuales (Goleman, 1995). De este modo esperábamos que la alexitimia estuviera asociada al rendimiento académico y fuese un predictor significativo del mismo. A mayor alexitimia, habrá menor rendimiento. No obstante, nuestros datos reflejan más bien independencia de la alexitimia con el rendimiento académico estimado por calificación promedio y materias para segunda oportunidad. La única asociación que es significativa aparece entre el factor de Pensamiento Externamente Orientado y la variable promedio de las calificaciones tratada como una dicotomía entre promedios bajos y altos. A más características de pensamiento externamente orientado, hay más probabilidades de pertenecer al grupo de promedios bajos. Resultados afines a los de Parker *et al.* (2004), quienes tras hallar una asociación débil entre medidas de inteligencia emocional (EQ-i) y la calificación promedio, observan una fuerte capacidad discriminativa de 3 factores de la inteligencia emocional (intra-

personal, manejo del estrés y adaptabilidad) al dicotomizar la variable rendimiento escolar por los cuarteles primero y tercero.

Por otra parte, la asociación del primer factor de dificultad para expresar sentimientos de la TAS-20 con el número de materias para segunda oportunidad tiende a la significación. Pero la dirección de esta relación va contra las expectativas. A mayor dificultad para expresar las emociones, tiende a haber menor número de materias para segunda oportunidad. Tal asociación puede implicar los hallazgos de Treviño (2005). En una muestra de estudiantes de segundo y séptimo semestres de psicología se encuentra correlación directa y significativa del número de materias para segunda oportunidad con la capacidad de empatía, el gusto por la relación personal y la preocupación por los demás; variables medidas respectivamente con las escalas de Intracepción, Afiliación y Nutrimiento del Edwards. Estas relaciones también, en un principio, se muestran en contra de las expectativas y parecen indicar que las personas con una actividad social de escucha y ayuda excesiva restan tiempo al estudio, redundando en un menor rendimiento académico. Con los datos de este estudio realizado en la misma población de estudiantes de psicología se podría añadir que estas personas tienden a presentar una edad por encima del promedio y expresan con facilidad sus sentimientos. Así, se colegiría que en nuestra muestra de primer semestre, al igual que los grupos de segundo y séptimo semestre del estudio de Treviño, hay un subgrupo de personas abocadas a relaciones de escucha y ayuda, con más capacidades para la empatía, expresar emociones y dar apoyo. Esa relación implica más materias para segunda oportunidad, no necesariamente reprobadas, sin repercutir claramente en un menor promedio.

Las escalas clínicas del MMPI no presentaron correlación significativa con ninguna de las estimaciones del criterio (rendimiento académico). No obstante, la alexitimia (como puntuación total de la TAS-20) sí correlaciona significativamente con 5 de las 10 escalas clínicas: Introversión social ($r=.416$, $p=.000$) Psicastenia ($r=.313$, $p=.000$), Depresión ($r=.231$, $p=.000$), Esquizoidismo ($r=.223$, $p=.000$) e Hipomanía ($r=.168$, $p=.001$). Al estudiar la estructura factorial que subyace por medio de la factorización de eje principal con una rotación Varimax, se hallan dos factores. El primero explica 28.07% de la varianza común, siendo las escalas con mayor saturación en el mismo: Introversión social (con carga factorial de .744), Depresión (.742), Psicastenia (.530) y la Alexitimia (.372); así puede interpretarse como una dimensión de depresión y neurosis con marcados rasgos de introversión y con rasgos alexitímicos. El segundo factor explica 21.85% de la varianza común, siendo las escalas de mayor saturación en el mismo: Esquizoidismo (.736), Psicastenia (.638) e

Hipomanía (.557), pudiéndose interpretar como una dimensión de psicoticismo. Esta estructura factorial refleja una asociación más fuerte de la alexitimia con la introversión social y la depresión, como se ha reportado frecuentemente en consonancia con el constructo (Taylor *et al.*, 1997).

En las hipótesis, se adelantaba la mediación de la depresión en la relación entre alexitimia y rendimiento. Sin embargo, resultaron tanto la depresión y la TAS-20 independientes del rendimiento escolar. El único factor de la alexitimia que correlacionó de forma significativa fue Pensamiento Externamente Orientado (PEO). Este factor suele ser independiente de depresión y presenta cierto sesgo de género (Páez, Fernández y Mayordomo, 2000). Precisamente, en nuestra muestra PEO sólo correlacionaba significativamente con Introversión social ($r=.172$, $p=.001$) y Masculinidad-Feminidad ($r=-.141$, $p=.001$). Al parcializar el efecto de la Introversión social, la relación entre Pensamiento Externamente Orientado y la calificación promedio dicotomizada por los cuarteles primero y tercero deja de ser significativa, pasando la correlación de $-.149$ ($p=.047$) a $-.140$ ($p=.064$). Igualmente sucede al parcializar el papel de género, tomando la correlación un valor de $-.142$ ($p=.062$).

La dificultad para expresar sentimientos correlaciona significativamente con 4 de las 10 escalas clínicas del MMPI: Introversión social ($r=.458$), Psicastenia ($r=.293$, $p=.000$), Depresión ($r=.265$, $p=.000$) y Esquizoidismo ($r=.243$, $p=.000$). Al parcializar el efecto de la depresión, por el contrario, la correlación se torna significativa, pasando de $-.104$ ($p=.052$) a $-.112$, ($p=.038$). Igualmente sucede con la Introversión social ($r=-.117$, $p=.029$), Psicastenia ($r=-.111$, $p=.040$) y Esquizoidismo ($r=-.112$, $p=.040$). La relación del Pensamiento Externamente Orientado con el rendimiento académico se debilita al eliminar el efecto de la introversión y el sesgo de la masculinidad, pero la relación de la Dificultad para Expresar Sentimientos se fortalece al eliminar la influencia de la Depresión, Introversión social, Psicastenia y Esquizoidismo. Así, al eliminar la influencia de la psicopatología sobre la dificultad para expresar los sentimientos, la relación con rendimiento académico se vuelve más clara. Esto da fuerza a la sugerencia interpretativa de que aquellas personas con más materias para segunda oportunidad no sólo se comunican emocionalmente con más fluidez, empalizan más, sino no sufren de depresión, psicastenia, esquizoidismo o introversión acusada.

El rendimiento académico no sólo está muy débilmente asociado con alexitimia, sino que es independiente de las escalas psicopatológicas del MMPI. Los datos del presente estudio no apoyan un modelo propuesto por Extremera y Fernández-Berrocal (2004), donde un alto nivel de alexitimia (baja inteligencia emocional)

determinaría una pobre salud mental (puntuaciones altas en las escalas clínicas del MMPI) y este desequilibrio psíquico un pobre rendimiento escolar (baja calificación promedio y número alto de materias para segunda oportunidad). Los resultados divergentes pueden reflejar diferencias de población. El estudio de Extremera y Fernández-Berrocal se realizó con estudiantes de secundaria y el actual, con estudiantes universitarios.

Los cuatro modelos de regresión nos indican que las calificaciones promedio del primer semestre de carrera de psicología se encuentran relacionadas de forma directa y débil con las capacidades intelectuales de razonamiento abstracto, verbal, numérico y capacidad de concentración y discriminación sensorial. La calificación promedio como variable continua es mejor pronosticada por la escala de razonamiento abstracto; como variable dicotomizada, empleando como punto de corte la mediana, es mejor predicha por el razonamiento numérico; y dicotomizada por los cuartiles primero y tercero por la escala de velocidad y exactitud del DAT. El análisis factorial revela una imagen semejante. Sólo parece un factor que relaciona de forma directa las capacidades intelectuales de abstracción, razonamiento verbal, razonamiento numérico y de discriminación sensorial con mayor rendimiento académico o calificación promedio.

Respecto al número de materias para segunda oportunidad, los modelos de regresión nos reflejan que la variable más importante como predictor al considerar al criterio como variable continua es el factor de Razonamiento abstracto y al considerarlo como ordinal o cualitativa dicotómica es el factor de Velocidad y exactitud. Ambos factores de inteligencia son medidos por el DAT. Por una parte, tenemos que a menor capacidad para el razonamiento abstracto, más materias habrá para segunda oportunidad. Por otra parte, a mayor capacidad sensorial discriminativa y concentración, mayor probabilidad habrá de no reprobar ninguna materia. El análisis factorial revela dos formas distintas de relación entre el criterio con los predictores. El factor que explica más varianza común asocia la capacidad intelectual con menor reprobación, independiente de la edad, la Dificultad para Expresar Sentimientos e incluso el sexo y el papel de género. El segundo factor donde adquiere más peso el criterio asocia a éste con la mayor edad y más facilidad de expresión verbal de sentimientos, con independencia de la capacidad intelectual, e incluso del sexo y el papel de género. Ya sean hombres o mujeres, reprueban menos quienes tienen más capacidades intelectuales para la abstracción y el razonamiento verbal y reprueban más los alumnos con edad por encima del promedio, más abocados a las relaciones de escucha y apoyo, con más fluidez en su expresión verbal de sus sentimientos.

Como limitaciones del presente estudio se pueden señalar: 1) Se forjó el supuesto de normalidad e incluso de continuidad con algunas variables (en 8 escalas del MMPI, los 3 factores de la TAS-20 y las dos variables de rendimiento académico), al emplearse pruebas estadísticas paramétricas como correlación lineal de Pearson, regresión lineal y análisis factorial. No obstante, las escalas de inteligencia que fueron las que más participaron en los modelos y análisis factoriales sí se ajustaron a una distribución normal. Además, el tamaño grande la muestra compensa la pérdida de potencia por la violación del supuesto. 2) Los sujetos rellenaron los cuestionarios durante un proceso de selección. Tal situación puede restar sinceridad a sus respuestas. Como argumentos a favor de la fiabilidad de las respuestas tenemos que los niveles medios de la escalas de validez del MMPI son adecuados, considerando los estándares estadounidenses [$L=(PB=5, PT=53)$, $F=(PB=8, PT=61)$, $K=(PB=13, PT=53)$] (Hathaway y McKinley, 1967); a su vez hay un porcentaje muy bajo de sujetos (12 de 362, 3.31%) que podría ser descartado por puntuación extrema ($PT \geq 80$ o $PT \leq 20$) en alguna de las tres escalas de validación ($0 < L < 12$, $0 < F < 15$ y $0 < K < 28$). Por otra parte, el estudio de fiabilidad temporal para la TAS-20, aplicado a esta misma muestra 6 meses después resultó muy satisfactorio, con una correlación lineal de .70. 3) El alcance de las conclusiones de este estudio se limita al primer semestre de carrera. A pesar de ello pueden generalizarse a otros semestres (segundo y séptimo), basándose en los resultados altamente coincidentes con los de la tesis de maestría de Treviño (en proceso) dentro de la misma población de estudiantes (Facultad de Psicología de la UANL).

Treviño, en su tesis, empleó como predictores del rendimiento académico: la prueba de Aptitudes Diferenciales (DAT), el MMPI, los cuestionarios de intereses vocacionales tanto el de Kuder como el de Angellini y la prueba de preferencias personales de Edward. Asimismo, contempló el sexo (hombre/mujer) y la calificación promedio del último semestre de preparatoria. La muestra constaba de 277 alumnos de séptimo y 207 de segundo semestre de la facultad de psicología. El sexo, el promedio de preparatoria, las escalas de aptitudes de inteligencia del DAT, así como algunas escalas de Kuder, Angellini y Edward correlacionaron con el promedio de la calificación en el semestre cursado. Los coeficientes de correlación varían de .11 a .26, es decir, de magnitud baja ($< .30$). Bajo un modelo de regresión lineal, por el método Stepwise, resultaron tres predictores significativos: la escala de Heterosexualidad del Edward ($\beta = -.476$), la calificación promedio del último semestre de preparatoria ($\beta = .296$); y la escala de Servicio social del Kuder ($\beta = .281$). El modelo posee una potencia explicativa moderada de 43%. En este

modelo, finalmente, las aptitudes de inteligencia pierden potencia explicativa. Son cuestiones de género, interés vocacional, base de conocimientos y hábitos de estudios (calificación promedio de preparatoria) los mejores predictores del rendimiento en la carrera de Psicología. Respecto al número de materias para segunda oportunidad, el sexo, la calificación promedio del último semestre de preparatoria, las escalas del DAT, algunas de Kuder, Angellini, Kuder e incluso del MMPI son sus correlatos significativos, con coeficientes bajos (de .11 a .19). De éstos, sólo cuatro quedaron como predictores en el modelo de regresión lineal: sexo ($\beta = -.182$), aptitud verbal de DAT ($\beta = -.177$), la escala de Psicastenia del MMPI ($\beta = -.160$) y la escala de Heterosexualidad del Edward ($\beta = .136$). El modelo tiene potencia explicativa baja, de 11%. Entre los reprobados hay más varones, con peores habilidades verbales, con quejas de cansancio, fobias y preocupaciones diversas y con un desempeño de papel de género más estereotípico masculino. Nuevamente, cuestiones de género adquieren más peso que la inteligencia en el fenómeno de la reprobación en la carrera de Psicología. El hecho de que el sexo, el papel de género y los intereses vocacionales no hayan sido contemplados en el presente estudio, puede explicar la baja potencia explicativa de sus modelos predictivos.

Se ha de señalar que la magnitud de las correlaciones significativas de nuestro estudio (de .13 a .17), la capacidad explicativa de los modelos predictivos (de 3% al 14%) y las comunalidades iniciales (.048 y .038) de las variables de rendimiento académico son bajas, lo que indica que las variables empleadas son pronosticadores pobres, aunque de uso muy común, y deberían ser reemplazados por otros. Se podría probar con escalas de hábitos de estudio, estilos de aprendizaje, asimismo con el sexo (hombre/mujer), el papel de género (masculinidad/feminidad) e intereses vocacionales (como gusto con la escucha y el apoyo emocional a los demás). Cuestiones, estas tres últimas, muy específicas y relevantes para una carrera como la de Psicología, la cual muestra un claro sesgo femenino y de vocación de escucha y apoyo emocional. Por otra parte, el contenido curricular de esta carrera (exento de matemáticas, física, química y lógica, con un peso pequeño de la estadística, la psicometría y la biología, pero saturado de contenidos declarativos verbales y de contenidos procedurales de entrevista, psicoterapia, así como de técnicas de apoyo y mediación) hace que las aptitudes de inteligencia académica medidas por el DAT y las Series de Dominó pierdan relevancia, y por el contrario, la cobren el género y la vocación hacia las profesiones o actividades de ayuda.

En conclusión, el rendimiento académico dentro de la carrera de Psicología, al contemplar variables de capacidad intelectual, psi-

Predicción del rendimiento académico universitario... José Moral (2006), vol. XXVIII, núm. 113, pp. 38-63

copatología, alexitimia y sociodemográficas (sexo, edad y padres separados), se asocia fundamentalmente con las capacidades intelectuales, aunque de forma débil. La calificación promedio, con independencia del género y la edad, se asocia con las capacidades intelectuales de abstracción, verbal, número y discriminación sensorial. El número de materias para segunda oportunidad, con independencia del género y la edad, se asocia con las capacidades intelectuales de abstracción y razonamiento verbal; e independiente del género, pero no así de la edad, con dificultad para expresar los sentimientos. En nuestra muestra hallamos un subgrupo de alumnos con edad mayor al promedio, con más capacidad para expresar los sentimientos, más abocados a las relaciones empáticas y de ayuda que presentan un mayor número de materias para segunda oportunidad. La alexitimia es un criterio inadecuado para predecir rendimiento académico, al igual que las variables de salud mental pobre o desequilibrio psíquico.

Predicción del rendimiento académico universitario... José Moral (2006), vol. XXVIII, núm. 113, pp. 38-63

CUADRO 1 • Modelo final de regresión ordinal para predecir el número de materias para segunda oportunidad (NM2O), empleando como predictores iniciales: Razonamiento abstracto (Abs) y Velocidad y exactitud (V y E) de la Prueba de aptitudes diferenciales (DAT).

Análisis de la significación		Estimación	Error estándar	Wald	g.l.	Sig.	Intervalo de confianza a 95%	
							Límite inferior	Límite superior
Por los valores de NM2O	NM2O=0	-1.795	.718	6.255	1	0.12	-3.202	-.388
	NM2O=1	-.702	.713	.969	1	.325	-2.099	.695
	NM2O=2	.255	.719	.126	1	.723	-1.154	1.664
Por los 2 predictores	DAT Abs	-.03225	.019	2.971	1	.085	-.06892	.004423
	DATV y E	-.01859	.009	3.840	1	.049	-.03714	-.000004

CUADRO 2 • Comunalidades y matriz factorial para calificación promedio y sus variables asociadas

	Comunalidades		Factor
	Inicial	Final	
DAT: Abstracto	.316	.454	.674
DAT: Verbal	.276	.396	.629
DAT: Numérico	.279	.387	.622
Series de Dominó: Inteligencia general	.246	.343	.586
DAT: Velocidad y exactitud	.109	.130	.361
Promedio de calificación de un semestre	.048	.062	.248

Nota: Factorización por ejes principales. DAT - Prueba de Aptitudes Diferenciales de Bennett, Seashore y Wesman (1980). Series de Dominó de Anstey (1955).

CUADRO 3 • Comunalidades y matriz factorial para Número de materias para segunda oportunidad y sus variables asociadas

	Comunalidades		Factores	
	Inicial	Final	1	2
DAT: Abstracto	.277	.468	.684	-.009
Series de Dominó: Inteligencia general	.260	.420	.647	.034
DAT: Verbal	.242	.404	.624	.123
Edad	.019	.100	-.035	.314
Dificultad de expresar sentimientos	.023	.101	.096	-.303
Número de materias para segunda oportunidad	.038	.107	-.200	.259

Nota: Factorización por ejes principales. DAT - Prueba de Aptitudes Diferenciales de Bennett, Seashore y Wesman (1980). Series de Dominó de Anstey (1955).

REFERENCIAS

- ANSTEY, Edgar (1955), *Test de Dominó*, Buenos Aires, Argentina, Paidós.
- APFEL, Roberta J. y Peter E. Sifneos (1979), "Alexithymia: concept and measurement", en *Psychotherapy and Psychosomatics*, vol. 32, núms. 1-4, pp. 180-190.
- BAGBY, R. Michael, James D.A. Parker y Graeme J. Taylor (1994), "The twenty-item Toronto alexithymia scale-I. Item selection and cross-validation of the factor structure", en *Journal of Psychosomatic Research*, vol. 38, núm. 1, pp. 23-32.
- BARCHARD, Kimberly A. (2003), "Does emotional intelligence assist in the prediction of academic success?", en *Educational and Psychological Measurement*, vol. 63, pp. 840-858.
- BAR-ON, Reuven (1997), *Baron Emotional Quotient Inventory (EQ-i): Technical manual*, Toronto, Multi-Health Systems.
- BENNETT, George, K., Harold, G. Seashore y Alexander, G. Wesman (1980), *Pruebas de Aptitud Diferencial (DAT). Forma V: Manual del instructor*, México, El Manual Moderno.
- BINET, Alfred y Theophile Simon (1905), "Méthodes nouvelles pour le diagnostic du niveau intellectuel des anormaux", en *Année Psychologique*, vol. 11, pp. 191-244.
- CROWNE, Douglas P. y David Marlowe (1960), "A new scale of social desirability independent of psychopathology", en *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, vol. 24, pp. 349-354.
- DAVIES, M., L. Stankov, y R.D. Roberts (1998), "Emotional intelligence: In search of an elusive construct", en *Journal of Personality and Social Psychology*, vol. 75, pp. 989-1015.
- DETERMAN, Douglas K. (1979), "Human intelligence research in the year 2000", en *Intelligence*, vol. 3, pp. 295-306.
- EXTREMERA, Natalio y Pablo Fernández-Berrocal (2004), "El papel de la inteligencia emocional en el alumnado: evidencias empíricas", en *Revista Electrónica de Investigación Educativa*, vol. 6, núm. 2. Consultado en red el lunes 4 de abril de 2005; disponible en: <http://redie.uabc.mx/vol6no2/contenido-extremera.html>
- GARDNER, Howard (1983), *Frames of mind: The theory of multiple intelligence*, Nueva York, Basic Books.
- GUILFORD, Joy Paul (1967), *The nature of human intelligence*, Nueva York, McGraw-Hill.
- GOLEMAN, Daniel (1995), *Emotional intelligence*, Nueva York, Bantam Books.
- HATHAWAY, Starke R. y J. Charnley Mckinley (1967), *Minnesota Multiphasic Personality Inventory: Manual for administration and scoring*, Nueva York, Psychological Corporation.
- HONKALAMPI, Kirsí, Jukka Hintikka, Antti Tanskanen *et al.* (2000), "Depression is strongly associated with alexithymia in the general population", en *Journal of Psychosomatic Research*, vol. 48, pp. 99-104.
- HONKALAMPI, Kirsí, Pirjo Saarinen, Jukka Hintikka *et al.* (1999), "Factors associated with alexithymia in patients suffering from depression", en *Psychotherapy and Psychosomatics*, vol. 68, pp. 270-275.
- JACKSON, Gordon D. (1975), "On the report of the Ad Hoc Committee on Educational Uses of Tests with Disadvantaged Students: Another psychological view from the Association of Black Psychologists", en *American Psychologist*, vol. 30, pp. 88-93.
- MAYER, John D., Marco T. Dipaolo y Peter Salovey (1990), "Perceiving content in ambiguous visual stimuli: A component of emotional intelligence", en *Journal of Personality Assessment*, vol. 54, pp. 772-781.
- MAYER, John D., Peter Salovey y David R. Caruso (2002), *Mayer-Salovey-Caruso Emotional Intelligence Test (MSCEIT) Item Booklet*, Toronto, MHS Publishers.
- MCCULLAGH, Peter (1980), "Regression models for ordinal data", en *Journal of the Royal Statistical Society, Series B* 42, pp. 109-142.
- MORAL, José (en prensa), "Estudio de las propiedades psicométricas de la TAS-20 en muestra mexicana", en *Salud Pública de México*.
- NEWSOME, Shaun, Arla L. Day, y Victor M. Catano (2000), "Assessing the predictive validity of emotional intelligence", en *Personality and Individual Differences*, vol. 29, núm. 6, pp. 1005-1016.
- NUÑEZ, Rafael (1979), *Aplicación del Inventario Multifásico de la personalidad (MMPI)*, México, Manual Moderno.
- PAEZ, Darío, Itziar Fernández, y Sonia Mayordomo (2000), "Características alexitímicas y diferencias culturales", en Darío Páez y María Martina Casullo (eds.), *Cultura y alexitimia*, Buenos Aires, Paidós, pp. 51-71.
- PARKER, James D.A., Gordon J. Taylor y R. Michael Bagby (1993), "Alexithymia and the recog-

Predicción del rendimiento académico universitario... José Moral (2006), vol. XXVIII, núm. 113, pp. 38-63

- tion of facial expressions of emotion", en *Psychotherapy and Psychosomatics*, vol. 59, pp. 197-202.
- PARKER, James D.A., Gordon J. Taylor y R. Michael Bagby (2001), "The relationship between emotional intelligence and alexithymia", en *Personality and Individual Differences*, vol. 30, pp. 107-115.
- PARKER, James D. A., L. J., Summerfeldt, M. J. Hogan y S. A. Majeski (2004), "Emotional intelligence and academia success: examining the transition from high school to university", en *Personality and Individual Differences*, vol. 36, núm. 1, pp. 163-172.
- PERLMAN, Matthews D. y Alan S. Kaufman (1990), "Assessment of child intelligence", en Gerald Goldstein y Michel Hersen (dirs.), *Handbook of psychological assessment*, 2a. ed., Nueva York, Pergamon Press, pp. 59-78.
- RAVEN, John Carlyle (1941), "Standardization of progressive matrices", en *British Journal of Medical Psychology*, vol. 19, pp. 137-150.
- SALOVEY, Peter y John D. Mayer (1990), "Emotional intelligence", en *Imagination, Cognition and Personality*, vol. 9, pp. 185-211.
- SCHUTTE, Nicola S., John M. Malouff, Lena E. Hall et al. (1998), "Development and validation of a measure of emotional intelligence", en *Personality and Individual Differences*, vol. 25, núm. 2, pp. 167-177.
- SIFNEOS, Peter E. (1973) "The prevalence of alexithymic characteristics in psychosomatic patients", en *Psychotherapy and Psychosomatics*, vol. 22, pp. 255-262.
- (1972), *Short term psychotherapy and emotional crisis*, Cambridge, Massachusetts, Harvard University Press.
- (1967), "Clinical observations on some patients suffering from a variety of psychosomatic diseases", en European Psychosomatic Association (ed.), *Medic Psychosomatic Act: 7th European Conference on Psychosomatic Research*, Roma, European Psychosomatic Association, pp. 3-11.
- SPEARMAN, Carl (1927), *The abilities of man*, Nueva York, MacMillan.
- STENBERG, Robert J. (1985), *Beyond IQ: a triarchic theory of human abilities*, Nueva York, Cambridge University Press.
- TAYLOR, Gordon J. y R. Michael Bagby (2000), "An overview of the alexithymia construct", en Revuen Bar-On y James D.A. Parker (ed.), *The handbook of emotional intelligence. Theory, development, assessment, and application at home, school and in the workplace*, San Francisco, Jossey-Bass, pp. 40-66
- TAYLOR, Gordon, J. Bagby, R. Michael Parker et al. (1997), *Disorders of affect regulation: alexithymia in medical and psychiatric illness*, Cambridge, Reino Unido, Cambridge University Press.
- TAYLOR, Gordon J., D.P. Ryan y R.M. Bagby (1985), "Toward the development of a new self-report alexithymia scale", en *Psychotherapy and Psychosomatics*, vol. 44, núm. 4, pp. 181-199.
- TERMAN, Lewis Madison (1916), *The mesurement of intelligence*, Boston, Houghton Mifflin.
- THURSTONE, Louis L. (1938), *Primary mental abilities*, Chicago, University Chicago Press.
- TREVINO, Delfina María (2005), "Relación entre puntaje de pruebas psicométricas, perfil deseado, rendimiento académico y grado de satisfacción en la elección de la profesión" (tesis de maestría), Monterrey, N.L., México, Facultad de Psicología, Universidad Autónoma de Nuevo León.
- VERNON, Philip E. (1960), *The structure of human abilities*, Londres, Methuen.
- WESCHLER, David (1939), *The measurement of adult intelligence scale*, Baltimore, Williams and Wilkins.
- WILLIAMS, Robin L. (1970), "Danger: testing and deshumanizing the black child", en *Clinical Child Psychology Newsletter*, vol. 9, pp. 5-6.
- YERKES, Robert M., James W. Bridges y Rose S. Hardwick (1915), *A point scale for measuring mental ability*, Baltimore, Warwick & York.