

INTELIGENCIA Y APTITUDES EN LA PREDICCIÓN DEL RENDIMIENTO ACADÉMICO EN MATEMÁTICAS DE BACHILLERATO

por ÁNGEL VÁZQUEZ ALONSO y M.^a ANTONIA MANASSERO MAS

Inspección técnica de Educación, Universidad de las Islas Baleares

Inteligencia y aptitudes son dos constructos con una alta componente común de la varianza, que ha hecho difícil su discriminación conceptual a lo largo de la historia. Por otro lado, cada uno de ellos está rodeado de un halo difuso de incertidumbre según las interpretaciones teóricas que se pueden hacer, en particular, del concepto de inteligencia. En líneas generales, y como una primera aproximación, podríamos decir que la inteligencia es una capacidad mental que permite el razonamiento abstracto, adaptarse al medio ambiente y aprender (Freeman, 1962). Las aptitudes serían destrezas básicas, desarrolladas fundamentalmente en la escuela, y por tanto, ligadas a los aprendizajes específicos cognitivos escolares, que dotan al individuo de capacidad para combinar, reestructurar y unificar su entramado cognitivo personal; serían, por tanto, un conjunto de destrezas exigidas y adquiridas por el tipo de trabajo escolar.

Las diversas interpretaciones de estos conceptos que se han sucedido a lo largo de la historia están muy ligadas a los instrumentos psicométricos concretos diseñados para su medida. Desde el punto de vista operacional, los tests de aptitudes miden aspectos de la capacidad relativamente bien definidos, diferenciados y homogéneos con puntuaciones distintas, en tanto que los tests de inteligencia suelen ser pruebas más heterogéneas y que proporcionan una puntuación global única (p. e., CI). No es el objeto de este artículo profundizar en estos temas que autores con más autoridad han tratado y discutido en mayor

profundidad (Anastasi, 1974; Wolman, 1980), pero para centrar las ideas del lector se hará un breve resumen, que sirva a la vez de justificación de los instrumentos empleados.

La sintética e intuitiva diferenciación establecida en el párrafo anterior entre inteligencia y aptitudes es el resultado decantado de toda una historia de la psicometría, es decir, del esfuerzo realizado para medir con mayor precisión, empírica y conceptual, las capacidades diferenciales de los individuos. Desde los comienzos, a principios de siglo, con los estudios pioneros de Galton y Binet en Europa, y Terman y Thorndike en los E.U.A., el análisis diferencial de los numerosos datos empíricos acumulados comienza a marcar la discriminación entre un concepto más estricto de inteligencia (pero menos consensuado en sus precisiones teóricas), y una serie de capacidades ligadas a la experiencia cultural y escolar (verbales y numéricas, principalmente); por una pura necesidad de precisión terminológica, para distinguir ambos conceptos cuya discriminación apuntaban los datos empíricos, se comenzó a hablar de tests de inteligencia y tests de aptitudes.

Por otro lado, en la conceptualización teórica de la inteligencia los datos empíricos han sido el germen de dos orientaciones fundamentales: las teorías unitarias, que conciben la inteligencia como una capacidad global o general, y las teorías factoriales o jerárquicas, que contemplan la inteligencia como un conglomerado de rasgos o factores diferenciados. Entre los factoriales, el modelo tridimensional de Guilford es el que goza de más aceptación; la distinción bifactorial entre inteligencia fluida y cristalizada realizada por R. B. Cattell, ha conducido al desarrollo de tests de inteligencia sin cultura, que permiten medir un tipo de inteligencia desligada de factores culturales o aprendidos, muy útiles para eliminar las diferencias con los menos aventajados o las minorías étnicas.

La discriminación de distintas aptitudes (verbal, numérica, abstracta, espacial, percepción, mecánica...) respecto al concepto de inteligencia, ha conducido al desarrollo de tests que miden cada uno de estos factores en forma conjunta, conformando las denominadas baterías de aptitudes múltiples. La batería suministra una puntuación para cada rasgo separadamente (generalmente normativizadas) que permiten el diagnóstico diferencial de los individuos.

El resultado es que, en estos momentos, existen a disposición del profesional un conjunto extensísimo de instrumentos y pruebas, bien caracterizados y estudiados en sus propiedades psicométricas, que cubren prácticamente todos los matices de refinamiento conceptual en la medida de la inteligencia y las aptitudes. Algunas de sus siglas

comienzan a ser famosas por la frecuencia de su aplicación en investigaciones educativas.

Si existe una asignatura escolar cuyas tareas y destrezas implicadas en su aprendizaje puedan identificarse genuinamente, a nivel popular, con el concepto de inteligencia general o en términos de aptitudes abstractas o numéricas éstas son las Matemáticas. Esta creencia está muy extendida entre la opinión pública, y probablemente tenga un alto componente de veracidad, porque realmente en los últimos años, las investigaciones cognitivas centradas en el aprendizaje de las Matemáticas en la escuela, o en el análisis del desempeño de tareas centradas en operaciones lógico-matemáticas concretas, ocupan gran parte de las investigaciones psicológicas sobre procesos cognitivos básicos (Ginsburg, 1983). Desde la contribución histórica de Piaget (1983), pasando por los modelos de simulación (p. e., Riley, Greeno y Heller, 1983) hasta los actuales modelos de procesamiento de la información (Kintsch y Greeno, 1985) la investigación cognitiva básica se confunde con la investigación sobre aprendizaje matemático. Todo ello conforma un estado que contribuye a relacionar cada vez con más profundidad la enseñanza y el aprendizaje de las Matemáticas con los procesos cognitivos básicos del intelecto, y por tanto, con sus manifestaciones macroscópicas, medidas por los tests de inteligencia y aptitudes. De modo que los actuales cauces de desarrollo de la investigación cognitiva, y la magnitud que ha alcanzado, con tareas Matemáticas justifican sobradamente la creencia en una relación intensa entre Matemáticas y aptitudes e inteligencia.

Experimentalmente, la relación entre el rendimiento en Matemáticas y la inteligencia/aptitudes implica estudios de tipo correlacional, siendo muy frecuentes los referidos a la etapa de educación obligatoria (EGB); el coeficiente de correlación simple entre ambos tipos de variables es el parámetro más habitual para estimar el grado de relación, y en algunos estudios, de tipo predictivo (regresión múltiple), se obtiene el coeficiente de correlación múltiple. Con la intención de ofrecer una referencia contextualizadora válida para este estudio, citaremos sumariamente algunos de estos estudios correlacionales.

Avia, Morales y Roda (1976) para 374 alumnos de 6.º y 7.º de EGB obtienen correlaciones poco significativas del rendimiento en Matemáticas con el factor verbal (PMA .30), razonamiento abstracto (PMA .26) e inteligencia (Otis .31).

Coromines (1981) encuentra una correlación del rendimiento en Matemáticas de 8.º de EGB con inteligencia (D48), factores verbales y numéricos (PMA) de .53, para una muestra de 385 alumnos.

Touron (1984) con una muestra de 103 alumnos del primer curso de universidad obtiene correlaciones significativas de Matemáticas con inteligencia medida con el D-48 (.26) y aptitudes numéricas del DAT (.40); en la regresión múltiple del rendimiento en Matemáticas respecto a un conjunto de variables donde figuran además de inteligencia (D-48) y aptitudes del DAT, rendimiento anterior en BUP y COU, puntuaciones en pruebas objetivas de rendimiento, personalidad, hábitos de estudio y preferencias, la inteligencia entra en la ecuación de regresión aportando sólo 1.39% a la varianza predicha del criterio.

Pérez (1981) emplea diversas pruebas de inteligencia y aptitudes (T.H.G., T.H.E., T.R.F.) aplicados a 460 alumnos de 5.º de EGB y 814 alumnos de 8.º de EGB; obtiene correlaciones con el rendimiento académico en Matemáticas que oscilan entre .39 y .70 para la muestra de 5.º y entre .29 y .40 para 8.º.

Marrero y Espino (1988), dentro de un macroestudio nacional (11.844 alumnos de primer curso de enseñanzas medias —14 a 16 años—) ofrecen datos de la correlación de la calificación de Matemáticas respecto a aptitudes verbal (.19), numérica (.27), mecánica (.28), espacial (.07) y razonamiento abstracto (.21), y regresión múltiple de esas variables respecto a Matemáticas obteniendo un coeficiente de regresión de .29, siendo el mejor predictor la aptitud numérica.

González (1988) estudia la relación entre pruebas objetivas (Ortografía, Comprensión lectora, Matemáticas-Cálculo Matemáticas-Aplicaciones) y las calificaciones en las materias de 8.º de EGB en una muestra de 5.000 alumnos de todo el territorio MEC. Las calificaciones de Matemáticas muestran la más elevada correlación (.439) con Cálculo, y la regresión múltiple obtiene resultados bajos ($R = .466$; $R^2 = .217$), siendo el Cálculo el primer predictor en la regresión.

Nortes y Martínez (1990) relacionan las calificaciones de Matemáticas de 399 alumnos de 5.º (ciclo medio) y 6.º de EGB con inteligencia (g-2A de Cattell) y aptitud numérica (test de monedas de Seisdedos). Las correlaciones con inteligencia son .427 (5.º) y .445 (6.º) y con aptitud numérica .486 (5.º) y .525 (6.º); la regresión múltiple para 5.º de EGB con las dos variables da un coeficiente de regresión .56, y para 6.º de EGB (añadiendo el rendimiento en Matemáticas de 5.º) obtiene $R = .75$, pero este último resultado no es comparable con el anterior, ya que es bien conocido que el rendimiento anterior es el mejor predictor del rendimiento posterior (Vázquez, 1990b; Vázquez y Manassero, 1991), correlacionado altamente las calificaciones de las distintas asignaturas entre sí en un «efecto de halo» y con cargas factoriales elevadas sobre el mismo factor (Vázquez, 1991a, 1991b; Alvaro y otros, 1990). Las varia-

bles de rendimiento anterior (calificaciones medias del curso anterior y calificaciones de las asignaturas), rendimiento esperado y motivación (Vázquez y Manassero, 1991) pueden llegar a predecir (análisis de regresión múltiple) hasta un 58% de la varianza de la calificación futura en Matemáticas ($R = .76$).

En la construcción de un modelo causal para el rendimiento académico con 5.380 alumnos de 8.º de EGB repartidos por todo el territorio MEC, Álvaro y otros (1990) encuentran correlaciones significativas con diversas aptitudes (TEA-3), numérica (.369), abstracta (.336), verbal (.271), espacial (.178) y razonamiento mecánico (.198). La variable latente aptitud general, construida con las tres primeras, tiene, en el modelo causal ajustado, el efecto directo más importante ($\beta = .975$) sobre el rendimiento en Matemáticas, muy elevado en términos absolutos.

Las diferencias de género en todas las edades son uno de los temas que ha concitado, desde hace años, gran atención en la investigación didáctica científica. Desde los grandes estudios nacionales (i.e., Steinkamp y Maehr, 1983; Erikson y Erikson, 1984; Johnson, 1987), hasta los innumerables estudios particulares parecen decantarse dos resultados principales, trascendentes en el proceso educativo: 1) cuando tienen oportunidad de elegir especialidad, las mujeres eligen materias científicas en menor proporción que los hombres (según Boli, Allen y Payne —1985— los bajos antecedentes en Matemáticas serían los responsables de estas diferencias), y 2) las mujeres tienen un rendimiento escolar inferior a los hombres en las materias de ciencias y en pruebas estandarizadas (Tamir, 1990). Algunos estudios ponen en evidencia que las diferencias parecen mostrar una tendencia a disminuir (Parker y Offer, 1987), y cuando el estudio comparativo se extiende a otros aspectos (actitudes, expectativas de futuro, autoconfianza...) las mujeres presentan resultados mejores (Alting y Pelgrum, 1990; Humrich, Jacobson y Doran, 1990).

El modelo de Eccles (Eccles y otros, 1982; Eccles, 1987) explica las diferencias de género en la elección, relacionadas con el rendimiento, por el valor subjetivo de la tarea y la expectativa de éxito, que a su vez son influenciadas por una compleja trama de otras variables como el autoconcepto, las metas, las experiencias previas, creencias, etc., y en último lugar por los antecedentes culturales, los estereotipos de género y las aptitudes diferenciales de los alumnos.

De los datos reflejados en esta breve revisión parece que ni la inteligencia ni las aptitudes son determinantes exclusivos, ni siquiera preponderantes, del rendimiento académico en Matemáticas si se tienen en cuenta las correlaciones moderadas, aunque significativas, obte-

nidas en los diferentes estudios. También parece percibirse una tendencia a la disminución de la correlación estudiada a medida que aumenta la edad (el grado de escolaridad) de los alumnos, como si su influencia en el rendimiento fuese paulatinamente menor.

Por otro lado, muchos profesores sostienen una versión más académica y concreta de la creencia ingenua señalada anteriormente, que propugna una relación directa entre calificaciones en Matemáticas e Inteligencia/Aptitud Numérica/Razonamiento abstracto, en el sentido que se tiende a identificar alumnos con buenas calificaciones en Matemáticas con alumnos inteligentes y/o capaces, y viceversa, los alumnos capaces e inteligentes se espera que obtendrán buenas calificaciones en Matemáticas. Justificar esta creencia puede resultar más problemático ya que está basada en las arenas movedizas de las calificaciones escolares, sobre cuya validez (¿qué miden realmente?) existe abundante literatura crítica, si bien es cierto que las calificaciones en Matemáticas se suelen aceptar como las más fiables por padres y alumnos (Sanz, 1989), aunque algún trabajo (Vidal, 1984) ha demostrado la gran variabilidad de criterios de evaluación de los profesores de Matemáticas de BUP, pero también la facilidad con que una sencilla estrategia de coordinación permite reducir los problemas derivados de esa falta de unanimidad de criterios (Barceló y Vidal, 1984).

El objetivo de este estudio es analizar la relación existente entre el rendimiento académico en Matemáticas de BUP, operacionalizado por las calificaciones escolares finales de curso, y la inteligencia y aptitudes de los alumnos medidas mediante el test de inteligencia general libre de cultura, escala 3, forma A de Cattell (TEA, 1986) y la versión española (TEA, 1985) de la batería APT (Academic Promise Tests) que mide tres factores (Razonamiento Abstracto, Verbal y Numérico).

Las variables empleadas para describir y analizar los datos de rendimiento académico en este estudio, y los valores asignados a cada una de ellas, son los que se describen a continuación.

CENTRO. Cada uno de los institutos de bachillerato de donde se ha extraído la muestra.

CURSO. Cada uno de los cursos de bachillerato (BUP) y Curso de Orientación Universitaria (primero, segundo, tercero y COU).

SEXO. Distingue los alumnos en hombres y mujeres.

SITUACIÓN INICIAL (INIC). Codifica el resultado académico global de cada alumno en el curso anterior en cuatro categorías:

— Alumnos de buen rendimiento (BUENOS), que promocionan al curso siguiente (sin asignaturas pendientes y no repetidores).

— Alumnos que promocionan al curso siguiente con asignaturas pendientes (AS PDTES) de cursos anteriores (no repetidores).

— Alumnos repetidores sin pendientes (REPETIDORES).

— Alumnos repetidores con asignaturas pendientes (REP+PDTEs).

INTELIGENCIA. Puntuación bruta en el test de Inteligencia general libre de cultura de Cattell, escala 3, forma A (TEA, 1986).

APTITUDES. Puntuaciones en cada uno de los tres factores (Razonamiento Abstracto, Verbal y Numérico) de la batería «Academic Promise Tests-APT» (TEA, 1985).

Método

Sujetos

La muestra se ha obtenido mediante un muestreo de conglomerados (cluster) y opinático en dos etapas: seleccionado en primer lugar los centros, y dentro de cada centro los grupos de alumnos. En ambos casos, se ha intentado conseguir una muestra equilibrada, balanceando la presencia de centros grandes y pequeños, de ciudades grandes (centro urbano y periféricos) y pequeñas, así como el tipo de grupos. La muestra está formada por 2.502 alumnos, cuya distribución según cada una de las variables independientes (curso, sexo, centro, situación inicial...) están explicitadas en las tablas que contienen los resultados generales. Las diferencias entre el número de alumnos en las calificaciones de Matemáticas y en las variables de Inteligencia y Aptitudes son debidos a ausencias de algunos alumnos en el momento de aplicar los tests. Todos los centros de la muestra son centros públicos (institutos de bachillerato) de la isla de Mallorca, y los datos se refieren al curso 1986/87.

Instrumentos

Los tests de Inteligencia y la batería de Aptitudes se han aplicado a los alumnos de la muestra correlativamente, en sus grupos-clase, empleando los cuadernillos y siguiendo las instrucciones del adaptador español de las pruebas (TEA, 1985, 1986).

Procedimiento

Las calificaciones de Matemáticas han sido codificadas con los valores numéricos siguientes: Muy deficiente/No Presentado/Pendiente (10), Insuficiente (30), Suficiente (50, 45), Bien (65, 60), Notable (80, 75) y Sobresaliente (95, 90), el primer valor cuando la calificación se ha obtenido en junio, y el segundo cuando se ha obtenido en septiembre. De esta manera se unifica en una sola escala, convenientemente graduada, todas las calificaciones cualitativas que un alumno puede recibir. Al mismo tiempo, las asignaciones numéricas reflejan aproximadamente las equivalencias numéricas habitualmente usadas por los profesores (en escala 0 a 10), transformadas a una escala de 0 a 100 para evitar codificaciones decimales.

En el análisis de los datos se ha adoptado una metodología cuantitativa, adoptando el paradigma experimental para el análisis de las diferencias entre grupos y técnicas correlacionales (regresión múltiple) para verificar las relaciones entre variables. En la regresión se ha aplicado el procedimiento «enter» en el cual todos los predictores se introducen juntos en la ecuación, obteniéndose la máxima varianza común posible criterio/predictores; a continuación, se ha aplicado el método «stepwise» con eliminación sucesiva de la ecuación de aquellos predictores cuya contribución a la varianza común no es significativa ($p < .10$), quedando, en consecuencia, seleccionados aquellos predictores significativos en una ecuación de predicción más parsimoniosa.

Resultados

La estadística descriptiva básica de las variables empleadas en este estudio está resumida en la tabla 1. En términos generales, la distribución de las calificaciones muestra en torno a un 2-3% de alumnos sobresalientes, 7-11% alumnos notables, 12-22% alumnos con calificación bien y 35-41% de alumnos suficientes; las mayores diferencias entre cursos, en la variabilidad de las tasas de los alumnos, ocurre en la calificación bien. La tasa global de éxito (aprobados) muestra patrones diferenciados entre los dos primeros y los dos últimos (tercero y COU): la tasa de aprobados en los dos cursos iniciales se sitúa en torno al 60%, en tanto que son muy superiores en tercero (75%) y COU (68%); sin duda, el carácter optativo de la asignatura Matemáticas en estos dos últimos cursos puede ser la principal razón del aumento de los alumnos aprobados. La tasa de recuperación en la convocatoria extraordinaria de septiembre de los fracasos (suspensos) de junio se sitúa en torno al

11%. La puntuación media más alta se da también en tercer curso y COU, frente a las más bajas de primero y segundo.

TABLA 1

RESUMEN DE CALIFICACIONES EN MATEMÁTICAS DE BACHILLERATO (DISTRIBUCIÓN PORCENTUAL DE CALIFICACIONES Y TASAS DE APROBADOS Y FRACASOS GLOBALES, MEDIA DE PUNTUACIONES) Y PUNTUACIONES DE LAS PALABRAS DE INTELIGENCIA Y APTITUDES

	PRIMERO	SEGUNDO	TERCERO	C.O.U.
DISTRIBUCION PORCENTUAL DE CALIFICACIONES				
MUYDEFICIENTE	21.1	23.1	12.3	20.1
INSUFICIENTE	18.4	17.8	12.0	11.1
SUFICIENTE-SEP	8.3	9.4	10.0	9.8
SUFICIENTE	26.9	28.3	31.4	26.5
BIEN-SEP	1.0	1.5	2.0	1.5
BIEN	14.6	9.9	20.6	16.5
NOTABLE-SEP	.5	.1	.5	.8
NOTABLE	6.9	7.9	8.1	10.5
SOBRESAL-SEP	-	-	-	-
SOBRESALIENTE	2.2	1.9	3.2	3.3
APROBADOS JUNIO	50.7	48.1	63.2	56.7
APROBADOS SEPT	9.8	11.0	12.5	12.1
APROBADOS/EXITO	60.5	59.1	75.7	68.8
SUSPENSO/FRACASO	39.5	40.9	24.3	31.2

MATEMATICAS				
Casos...	985	720	408	389
Media..	43.0	41.7	49.5	46.8
DvEst..	22.6	22.6	20.9	23.8
N válidos		659.	367	369
INTELIGENCIA				
		22.1	23.3	24.5
		4.1	3.9	3.6
R. ABSTRACTO				
		40.8	42.1	43.3
		8.8	8.1	7.6
VERBAL				
		38.6	41.1	44.4
		8.1	7.6	6.6
NUMERICO				
		30.2	35.4	39.7
		8.6	8.9	8.9

Las puntuaciones medias de Inteligencia y Aptitudes muestran aumentos aproximadamente constantes entre los tres cursos evaluados, lo cual indicaría que tanto la capacidad cognitiva como las aptitudes de los alumnos de bachillerato no están saturadas, experimentando a lo largo de estos años un progreso constante. Paralelamente, se observa un decrecimiento de la desviación estándar (excepto en Numérico) que indicaría una progresiva homogeneización de los colectivos de alumnos a medida que avanzan en su escolaridad: es decir, incrementan sus rendimientos, pero reducen las diferencias entre ellos.

Las puntuaciones medias según el sexo (tabla 2) muestran patrones diferentes para las calificaciones en Matemáticas y para las puntuaciones en Inteligencia y Aptitudes. Las calificaciones en Matemáticas son mejores para las mujeres en primero, tercero y COU, siendo las diferencias respecto a los hombres significativas ($p < .05$) sólo en el curso tercero. Por el contrario, las puntuaciones en Inteligencia y Aptitudes son mejores para los hombres que para las mujeres y significativas (con distinto grado de significación) en casi todos los casos, excepto para el Razonamiento Abstracto. Este diferente patrón encontrado según el sexo, favorable a las mujeres en las calificaciones y a los hombres en las puntuaciones de Inteligencia y Aptitudes, indican la existencia en las calificaciones de una importante componente no relacionada con las capacidades cognitivas básicas, sino con otros elementos que intervienen en el proceso de evaluación.

Para contrastar la existencia de diferencias significativas en las puntuaciones de las variables dependientes, entre los diferentes centros escolares de procedencia de la muestra, se ha realizado un análisis de la varianza (ANOVA) tomando aquellas puntuaciones como variable dependiente y la variable centro como factor para definir los grupos, complementado con el test de Scheffé para comprobar las diferencias significativas entre centros ($p < .05$). En la tabla 3 se indican las medias de puntuaciones para cada variable y centro; las diferencias globales entre grupos del ANOVA (F-prob) se indican mediante el convenio de asteriscos y las diferencias entre grupos particulares según el test de Scheffé se indican con una letra minúscula situada al lado de la media, que es la misma para cada par de grupos cuyas diferencias mutuas sean significativas ($p < .05$).

Los resultados para las calificaciones en Matemáticas muestran que las diferencias globales entre centros se atenúan desde el curso primero al COU: son muy significativos en primero y segundo ($p < .001$), menos en tercero ($p < .01$) y no existen diferencias significativas en COU aunque el grado de significación es bajo (F-prob = .126) y las diferencias

TABLA 2

PUNTUACIONES EN MATEMÁTICAS DE BACHILLERATO Y EN LAS PRUEBAS DE INTELIGENCIA Y APTITUDES POR SEXO; PARA CADA CELDA SE INDICAN LOS CASOS, MEDIA Y DESVIACIÓN ESTÁNDAR Y LAS DIFERENCIAS SIGNIFICATIVAS ENTRE HOMBRES Y MUJERES (***) $p < .001$; ** $p < .01$; * $p < .05$)

Casos Media Dv.St.	PRIMER CURSO		SEGUNDO CURSO		TERCER CURSO		C . O . U .	
	HOMBRE	MUJER	HOMBRE	MUJER	HOMBRE	MUJER	HOMBRE	MUJER
MATEMATICAS								
N	449	536	302	418	205	203	203	186
m	42.3	43.5	42.4	41.2	47.1 *	51.8	44.9	48.8
ds	22.4	22.7	23.5	21.9	21.5	20.0	24.9	22.3
N válidos			274	385	193	174	190	179
INTELIGENCIA								
	m		22.8***	21.6	23.4	23.1	24.9 *	24.0
	ds		4.2	4.0	3.8	4.1	3.6	3.4
R. ABSTRACTO								
	m		41.6	40.3	42.4	41.8	43.8	42.8
	ds		9.2	8.4	8.0	8.1	7.9	7.3
VERBAL								
	m		41.3***	36.6	42.6***	39.5	46.1***	42.6
	ds		7.2	8.2	7.1	7.8	5.8	6.9
NUMERICO								
	m		32.9***	28.3	37.1***	33.6	41.5***	37.8
	ds		9.0	7.7	9.4	8.0	8.7	8.6
*** $p < .001$ ** $p < .01$ * $p < .05$								

entre los dos grupos extremos, amplias. Esta paulatina atenuación de las diferencias significativas hacia el COU podría estar relacionada con un efecto homogeneizador y nivelador de las pruebas de acceso a la Universidad (selectividad), que analizaremos más adelante.

Los resultados para las puntuaciones en Inteligencia y Aptitudes ofrecen un patrón diferente para las distintas variables. Así, la Inteligencia no muestra diferencias significativas entre centros en ninguno de los cursos, pero se percibe un ligero incremento aproximadamente constante entre los cursos sucesivos de donde se deducen dos principales conclusiones: 1) las poblaciones de alumnos de los distintos centros escolares que forman la muestra son sensiblemente iguales en Inteligencia (no son significativamente diferentes), y 2) el desarrollo cognitivo de los alumnos no parece agotado en la edad de bachillerato, visto el incremento sistemático entre cursos de las puntuaciones de Inteligencia. Por tanto, la educación recibida por los alumnos en bachillerato

TABLA 3

PUNTUACIONES MEDIAS EN MATEMÁTICAS DE BACHILLERATO Y EN LAS PRUEBAS DE INTELIGENCIA Y APTITUDES POR CENTROS: SE INDICAN CON ASTERISCOS LAS DIFERENCIAS SIGNIFICATIVAS GLOBALES (ANOVA) ENTRE CENTROS PARA CADA ASIGNATURA (F-prob), ASÍ COMO LAS DIFERENCIAS SIGNIFICATIVAS ENTRE CADA PAR DE CENTROS (test Scheffé, $p < .05$) MEDIANTE UNA LETRA MINÚSCULA COINCIDENTE ENTRE ELLOS

F-prob		CENTROS PRIMERO					
		1	4	6	8	9	
MAT	***	38.5a	52.2abcd	34.5bef	43.8ce	44.9df	
casos		146	238	234	223	136	
		CENTROS SEGUNDO					
		1	2	4	5	6	8
MAT	***	42.7a	45.0b	42.7c	42.2	29.7abc	39.5
casos		184	155	210	65	74	32
INTELIG		22.3	22.3	22.4	22.1	20.9	22.8
ABSTRAC	*	39.3	41.8	41.7	37.7	41.3	42.6
VERBAL	**	38.9	39.9a	39.0	36.5	35.8a	37.1
NUMERIC	**	30.7	31.6	29.9	26.4	28.4	32.0
casos		178	147	199	34	69	32
		CENTROS TERCERO					
		1	3	4	5	7	8
MAT	**	46.8	42.7a	47.0	48.4	49.5	55.3a
casos		113	42	38	38	55	122
INTELIG		23.5	22.3	23.4	23.3	24.2	23.1
ABSTRAC	***	43.3a	37.0ab	42.4	43.2	43.9b	41.6
VERBAL		42.1	40.6	40.5	41.0	42.3	40.2
NUMERICO	**	35.5	31.5a	33.6	35.1	38.7a	35.9
casos		97	36	38	36	55	105
		CENTROS C. O. U.					
		1	3	4	5	7	8
MAT		46.6	44.0	48.2	37.7	51.8	48.9
casos		76	80	75	31	48	79
INTELIG		25.3	24.2	24.3	24.2	24.3	24.7
ABSTRAC	*	45.3a	42.3	43.6	43.4	40.2a	44.1
VERBAL	*	46.3a	44.7	43.9	44.2	45.3	42.6a
NUMERICO	*	41.8	38.8	38.3	37.8	43.0	39.2
casos		71	72	70	29	45	82

*** $p < .001$ ** $p < .01$ * $p < .05$
a,b,c,d,e,f: diferencias mutuas entre pares (test Scheffé, $p < .05$)

incrementa su Inteligencia a medida que avanza la escolaridad, pero no introduce diferencias según el centro en ninguno de los cursos.

Por el contrario, los resultados para las tres variables de Aptitudes muestra diferencias significativas en los tres cursos para todas ellas, con excepción del factor Verbal en tercero, apareciendo también diferencias significativas entre centros individuales entre aquellos que tienen las puntuaciones extremas (mejores y peores). Aunque no se puede hablar de un *status* definido claramente para cada centro, se aprecia una cierta tendencia de los centros 1, 2 y 7 a obtener mejores puntuaciones y los centros 3, 5 y 6 con puntuaciones más bajas. Comparando los cursos, se observa también el incremento regular en las puntuaciones de las tres variables de Aptitudes en los cursos sucesivos de bachillerato, que ratifican la capacidad de los aprendizajes realizados para incrementar las Aptitudes de los alumnos. Las diferencias significativas globales entre centros están en el nivel mínimo en COU ($p < 0.5$) siendo más altas en los cursos precedentes, que podría entenderse como una consecuencia del efecto del filtro del bachillerato, que va seleccionando los alumnos a medida que avanzan los cursos.

Un ANOVA similar al anterior se ha realizado para todas las variables frente a los grupos de Situación inicial (alumnos de buen rendimiento global, alumnos con asignaturas pendientes, repetidores, repetidores con pendientes). Los resultados están resumidos en la tabla 4 que tiene el mismo formato y contenidos que la tabla anterior.

El rendimiento en Matemáticas muestra diferencias significativas profundas en todos los cursos entre los grupos de Situación inicial con un patrón definido: las puntuaciones más altas corresponden al grupo de Buen rendimiento y las más bajas al grupo de alumnos con asignaturas pendientes (no repetidores), estando los otros dos grupos en una situación intermedia. Las diferencias entre pares de grupos se centran en estos dos grupos de puntuaciones extremas, principalmente en el grupo de más bajas puntuaciones (alumnos con asignaturas pendientes, no repetidores).

Las variables de Inteligencia y Aptitudes muestran resultados irregulares dependiendo del curso considerado y sus diferencias no son tan profundas como las calificaciones de Matemáticas; en segundo curso y en COU se obtienen diferencias significativas en todas las variables (excepto Abstracto, aunque está próxima a la significación mínima, $p = .0794$), más importantes en segundo que en COU, en tanto que en tercer curso las diferencias no resultan significativas en ninguna de las variables. Por tanto, las diferencias en Inteligencia y Aptitudes entre los grupos de diferente rendimiento global inicial, aunque resultan

TABLA 4

PUNTUACIONES MEDIAS EN MATEMÁTICAS DE BACHILLERATO Y EN LAS PRUEBAS DE INTELIGENCIA Y APTITUDES PARA LOS GRUPOS DE SITUACION ACADÉMICA INICIAL DE LOS ALUMNOS: SE INDICAN CON ASTERISCOS LAS DIFERENCIAS SIGNIFICATIVAS GLOBALES PARA CADA VARIABLE (F-prob) ASÍ COMO LAS DIFERENCIAS SIGNIFICATIVAS ENTRE CADA PAR DE GRUPOS (test Scheffé, p .05) MEDIANTE LETRAS MINÚSCULAS COINCIDENTES ENTRE ELLOS

F-prob	SITUACION		INICIAL	
	REP+PDTES	REPETIDORES	ASIGN PDTES	BUEN RDTO
PRIMER CURSO				
MAT.. ***	-	36.8 a	-	44.1 a
casos		151		834
SEGUNDO CURSO				
MAT.. ***	36.0 ade	47.1 bd	27.1 abc	50.8 ce
casos	65	49	230	376
INTELIG ***	20.9 a	22.0	21.3 b	22.9 ab
ABSTRAC	40.3	40.1	39.8	41.7
VERBAL ***	36.2 a	37.3	36.5 b	40.4 ab
NUMERICO***	27.1 a	28.7	27.9 b	32.4 ab
casos	52	45	209	353
TERCER CURSO				
MAT.. ***	41.9	44.5a	36.4b	55.1ab
casos	13	31	97	267
INTELIG	23.2	23.5	23.1	23.4
ABSTRAC	41.2	42.0	41.0	42.7
VERBAL	37.8	39.9	40.2	41.9
NUMERICO	34.8	32.2	34.1	36.3
casos	12	23	92	240
C . O . U .				
MAT ***	47.1 a	45.2 b	29.2 abc	54.9 abc
casos	42	23	102	222
INTELIG *	25.5	24.5	23.7	24.8
ABSTRAC	42.9	42.4	41.9	44.2
VERBAL ***	44.8	44.0	42.1a	45.4b
NUMERICO *	38.4	38.8	37.9	40.9
casos	36	20	96	217

*** p<.001 ** p<.01 * p<.05
a,b,c,d,e: diferencias mutuas (test Scheffé, p < .05)

significativas en algunas variables y cursos, no los son en otras variables y cursos, por lo que la relación entre éxito/fracaso en la escuela con Inteligencia y Aptitudes resulta controvertida o, al menos, poco clara.

La tabla 5 contiene las correlaciones de las calificaciones de Matemáticas con las calificaciones de las asignaturas de ciencias del mismo curso y con las variables de Inteligencia y Aptitudes. Aunque prácticamente todas las correlaciones son significativas, es evidente que las correlaciones con las asignaturas son mucho mayores que con las variables de Inteligencia y Aptitudes.

TABLA 5

CORRELACIONES DE LAS CALIFICACIONES DE MATEMÁTICAS CON ALGUNAS ASIGNATURAS DE CIENCIAS (DEL MISMO CURSO) E INTELIGENCIA Y APTITUDES (RAZONAMIENTO ABSTRACTO, VERBAL Y NUMÉRICO)

(Matemáticas)	PRIMERO	SEGUNDO	TERCERO	C.O.U.
CIENCIAS-NAT	.5332**			
FISICA-QUIMICA		.7305**		
FISICA-QUIMICA			.7664**	
CIENCIAS-NAT			.6515**	
FISICA				.8199**
QUIMICA				.8467**
BIOLOGIA				.7725**
GEOLOGIA				.6059**
INTELIGENCIA	-	.2964**	.2135**	.2157**
ABSTRACTO	-	.1376**	.1361*	.0561
VERBAL	-	.3069**	.2164**	.2458**
NUMÉRICO	-	.3941**	.3425**	.2760**

** $p < .001$ * $p < .01$

Las correlaciones con las asignaturas crecen a medida que avanzan los cursos, siendo mayores en COU que en el primer curso. Aunque podría pensarse que esto fuera un simple efecto de la disminución de la muestra (que incrementa el coeficiente de correlación) algunos detalles se oponen a esta interpretación: en primer lugar, en tercero y COU las muestras son similares, pero las diferencias en las correlaciones son claras; en segundo lugar, si se consulta una tabla de significación de las correlaciones, se observa que para las diferencias de sujetos en los diversos cursos de nuestra muestra, corresponden diferencias de pocas centésimas en los coeficientes de correlación significativos; las diferencias entre primero y COU (del orden de 30 centésimas) son suficientemente amplias para ser atribuidas a un simple efecto de la disminución muestral. En consecuencia, el progresivo aumento con los cursos de las correlaciones entre las calificaciones académicas de Matemáticas y las otras asignaturas de ciencias debe ser atribuido a otras causas.

Las correlaciones de las calificaciones de Matemáticas con las variables de Inteligencia y Aptitudes evidencian la menor relación de Abstracto, en tanto que las otras tres son muy similares, aunque en todos los cursos las correlaciones mayores se dan con razonamiento Numérico. Ciertamente, es coherente que las correlaciones más elevadas de Matemáticas tengan lugar con el razonamiento numérico, que sin duda, constituye una parte importante de las tareas de aprendizaje de la asignatura de Matemáticas.

El análisis de regresión múltiple permite discriminar la potencia predictiva de cada variable (β) de Inteligencia y Aptitudes (predictores) respecto a las calificaciones de Matemáticas; se han empleado dos procedimientos: el método «enter» (todos los predictores entran en la recta de regresión, obteniéndose la máxima varianza de las calificaciones predecible por los predictores) y el método «stepwise» (los predictores salen de la regresión, paso a paso, si su aportación a la varianza común de la calificación no es significativa). Los resultados (tabla 6) muestran que las diferencias en los valores de R y R^2 entre el método «enter» y «stepwise» son mínimas, pero consiguiendo con el segundo método una descripción más parsimoniosa de la predicción (menos predictores, los más significativos), por lo que los comentarios siguientes se referirán a los resultados de este método.

Para la muestra total de alumnos en cada curso, la proporción de varianza explicada (R^2) empleando como predictores Inteligencia, Abstracto, Verbal y Numérico es pequeña, obteniendo el valor mayor para las Matemáticas de segundo (.1820). Además, se observa que este valor decrece progresivamente desde segundo a COU, de modo que la relación entre los predictores (inteligencia y aptitudes) y la variable dependiente (las calificaciones) parece debilitarse con el avance de la escolaridad. El factor Numérico se configura como el predictor más importante de las calificaciones de Matemáticas, ya que aparece en todos los casos en primer lugar, siendo el segundo en importancia el factor Verbal. La Inteligencia y el Razonamiento Abstracto sólo aparecen en el caso de las Matemáticas de segundo, apareciendo como los predictores más débiles (obsérvese el signo negativo de Abstracto).

Para los diferentes grupos analizados anteriormente (Sexo, Centro y Situación inicial) se observan en ocasiones importantes diferencias, entre los grupos y respecto a los resultados de la muestra total. En segundo curso, las diferencias más notables se producen en el número y tipo de predictores. Así, mientras los hombres mantienen como predictores las cuatro variables de la muestra total, las mujeres sólo conservan Numérico y Verbal; entre Centros, el único predictor impor-

TABLA 6

MODELOS DE PREDICCIÓN DEL RENDIMIENTO ACADÉMICO (REGRESIÓN MÚLTIPLE) EN MATEMÁTICAS EMPLEANDO COMO PREDICTORES INTELIGENCIA, RAZONAMIENTO ABSTRACTO, VERBAL Y NUMÉRICO

* * * * REGRESION MULTIPLE * * * *								
Método:	Enter	Stepwise (eliminación hacia atrás)						
	R:	R:	Predictores			Coeficientes estandard(θ)		
-----SEGUNDO CURSO-----								
TOTAL	.182	.182	NUM ABS VER INT	.285	-.072	.116	.147	
HOMBRES	.194	.194	NUM ABS VER INT	.225	-.133	.130	.276	
MUJERES	.216	.213	NUM VER	.371	.144			
CENTRO1	.233	.233	NUM INT VER	.313	.128	.147		
CENTRO2	.181	.176	NUM INT	.250	.248			
CENTRO4	.169	.161	NUM	.401				
CENTRO5	.237	.152	NUM	.390				
CENTRO6	.100	.069	NUM	.264				
CENTRO8	.242	.222	NUM	.471				
REP+PTE	.127	.106	NUM	.326				
REPETID	.160	.091	INT	.303				
PENDTES	.093	.082	NUM INT	.188	.157			
BUENRTO	.167	.154	NUM INT	.338	.098			
-----TERCER CURSO-----								
TOTAL	.121	.117	NUM	.342				
HOMBRES	.125	.117	NUM	.343				
MUJERES	.168	.154	NUM	.393				
CENTRO1	.257	.234	NUM	.484				
CENTRO2	.177	.123	ABS	.351				
CENTRO4	.062	.000						
CENTRO5	.178	.160	NUM	.400				
CENTRO6	.097	.078	VER	.279				
CENTRO8	.136	.127	NUM	.356				
REP+PTE	.678	.547	NUM	.739				
REPETID	.355	.283	ABS	.532				
PENDTES	.083	.059	INT	.244				
BUENRTO	.107	.100	NUM	.317				
-----C.O.U.-----								
TOTAL	.103	.093	NUM VER	.206	.149			
HOMBRES	.197	.197	NUM ABS INT VER	.247	-.144	.179	.170	
MUJERES	.068	.066	NUM VER	.159	.150			
CENTRO1	.249	.198	NUM	.445				
CENTRO3	.146	.101	VER	.318				
CENTRO4	.080	.070	INT	.265				
CENTRO5	.135	.000						
CENTRO7	.194	.185	NUM ABS	.370	-.282			
CENTRO8	.085	.061	NUM	.247				
REP+PTE	.436	.394	VER INT	-.483	.545			
REPETID	.448	.308	INT	.554				
PENDTES	.065	.042	NUM	.205				
BUENRTO	.121	.109	NUM VER	.173	.202			

R, R₂: Coeficiente de correlación múltiple y de determinación.

tante parece el Numérico, excepto para los dos primeros que incluyen otros; para los grupos de Situación Inicial, lo más notable es la presencia de la Inteligencia en tres grupos. En tercer curso se obtiene la predicción más parsimoniosa de todas (un solo predictor en todos los grupos) centrada en la mayoría de los casos en la aptitud Numérica; los rasgos más llamativos ocurren para el centro 4 donde ningún predictor resulta significativo y la notable diferencia en el valor de la varianza predicha entre los dos grupos inferiores de Situación inicial (Repetidores y Repetidores con pendientes) más elevada para éstos. En COU, hombres y mujeres tienen un patrón de predictores diferenciado y similar al observado en segundo curso, y además, la varianza predicha para los hombres es más elevada; el centro 5 no tiene ningún predictor significativo para las calificaciones de Matemáticas; los grupos de Situación inicial inferiores, como en tercero, obtienen valores de la varianza predicha elevadas y superiores a los otros dos grupos.

Discusión

Las diferencias de género encontradas muestran patrones opuestos entre el rendimiento escolar en Matemáticas (mejor para las mujeres) y las puntuaciones de los tests de Inteligencia y Aptitudes (mejores para los hombres). En primer lugar, este resultado constituye una primera evidencia contraria a la hipótesis ingenua que propugna una relación intensa entre Inteligencia y Aptitudes y calificaciones en Matemáticas; si fuera cierta esta hipótesis, las diferencias de género en uno y otro caso deberían ser paralelas y no opuestas.

En segundo lugar, el mejor rendimiento escolar de las mujeres en Matemáticas tampoco es consistente con el patrón internacional expuesto en el análisis de antecedentes efectuado en la introducción que indicaba un rendimiento inferior de las mujeres. Aunque esta contradicción podría ser atribuida genéricamente a las diferencias culturales, es posible concretar un poco más esta interpretación en un rasgo específico: si se tiene en cuenta que en la mayoría de estudios internacionales el rendimiento suele medirse mediante pruebas estandarizadas, y el rendimiento escolar en este estudio se ha medido mediante la calificación otorgada por los profesores (la aplicación de pruebas objetivas es inusual), creemos que esta diferencia en el método de evaluación sería la responsable del distinto signo de las diferencias observadas. La medida por el profesor sería más favorable a las mujeres, en tanto que las medidas mediante instrumentos objetivos daría puntuaciones superiores a los hombres.

En otra investigación (Vázquez, 1990a), comparando el rendimiento en Física y Química de BUP medido con una prueba objetiva con las calificaciones otorgadas por los profesores, las diferencias son favorables a las mujeres en las calificaciones, pero favorables a los hombres en la prueba objetiva. Este resultado empírico apoya la interpretación realizada anteriormente (las diferencias en el método de evaluación del rendimiento parecen las responsables de las diferencias de género), induciendo una hipótesis más precisa: la evaluación escolar del rendimiento resulta más favorable para las mujeres que para los hombres, en tanto que las pruebas objetivas sustentaría el patrón contrario.

Esta interpretación que subraya el papel del método de evaluación en la causación de las diferencias de género, relegaría a un segundo plano el presunto estereotipo masculino (no-femenino) de las Matemáticas, que incluiría factores como considerarla una materia masculina, que las mujeres tienen menos capacidad para las Matemáticas, una menor atracción e interés de las mujeres, el miedo de las mujeres al éxito/fracaso en las tareas, expectativas de futuro más bajas en mujeres, etc. Las causas de estas diferencias no serían exclusivamente las variables que influyen el complicado estereotipo masculino-femenino, sino la diferente valoración que concede uno u otro método de evaluación del rendimiento a rasgos específicos del perfil cognitivo característico de uno y otro sexo: parece obvio que la evaluación por un profesor valoraría rasgos más favorables a las mujeres, en tanto que las pruebas objetivas valorarían rasgos más favorables a los hombres.

¿Cuáles serían estos rasgos específicos? La investigación psicológica sobre las diferencias de género es extensa y sus resultados, a veces contradictorios, son difíciles de decantar con claridad, aunque parece que hay un acuerdo científico tendente a señalar menos diferencias de género de lo que la gente suele pensar. En una revisión sintética, Fernández (1987) hace un balance de hallazgos actuales, señalando entre las diferencias claramente establecidas, mejor aptitud verbal para las mujeres y, para los hombres, mejor aptitud visual-espacial y, con diversas reticencias, mejor aptitud matemática, así como una mayor agresividad. Son contradictorios los resultados respecto al miedo, timidez, ansiedad, nivel de actividad, competitividad, dominancia, condescendencia, obediencia y conducta maternal, y se catalogan como creencias infundadas las diferencias respecto a motivación de logro, aprendizaje de asociación mecánica (mujeres) o comprensivo (hombres), habilidades sociales y autoestima, intuitivas (mujeres) o analíticas (hombres), etc. Según esto, la evaluación del profesor tendría más en cuenta (implícita o explícitamente) los aspectos dependientes de la aptitud verbal y agresividad, en tanto que la evaluación mediante tests requeriría más aptitudes visuales-espaciales y/o numéricas.

Las diferencias significativas encontradas entre los diferentes centros docentes plantean la cuestión de la eficiencia de los centros en relación con la educación de los alumnos. Por un lado, debe constatarse un aspecto positivo de esta eficiencia: las puntuaciones obtenidas por los alumnos en Inteligencia y Aptitudes, medidas con los mismos instrumentos, se incrementan claramente desde el curso segundo a COU; no parece que pueda existir otra causa de este aumento que el efecto de la instrucción recibida por los alumnos en bachillerato.

Por otro lado, el análisis de las diferencias entre centros evidencia un efecto espúreo, quizá no tan deseable: alumnos que son sensiblemente iguales en Inteligencia, tienen puntuaciones en Matemáticas y Aptitudes significativamente diferentes entre los diversos centros. La complejidad del hecho educativo no hace fácil la interpretación de este resultado, pero es tan llamativo que exige una pequeña reflexión.

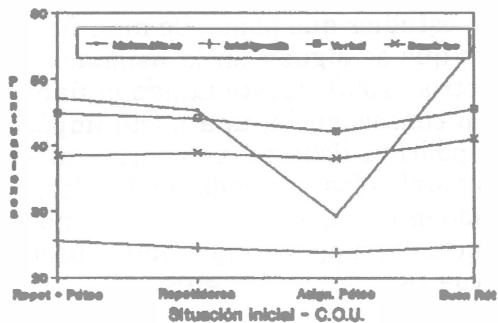
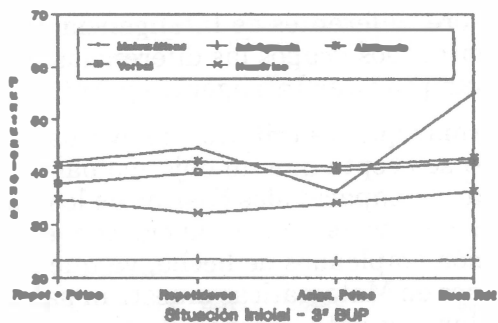
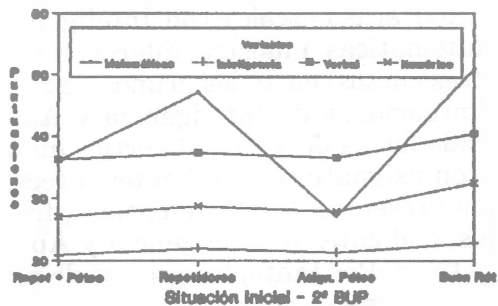
Ciertamente, la Inteligencia medida por el test de factor-G de Cattell (libre de cultura) puede asociarse a un constructo independiente de los aprendizajes escolares y sociales, en tanto, que las Aptitudes medidas por la batería APT (Razonamiento Abstracto, Verbal y Numérico) serían constructos ligados a habilidades y destrezas básicas concretas adquiridas por aprendizaje (principalmente en la escuela), y el rendimiento en Matemáticas es ofrecido y evaluado enteramente en la escuela, aunque su problemática sería un poco diferente, al estar relacionada más directamente con los problemas de la evaluación y la ausencia de criterios homogéneos entre los profesores. Por tanto, si alumnos de diferentes centros semejantes en Inteligencia en todos los cursos, alcanzan puntuaciones en Aptitudes y en Matemáticas diferentes significativamente según el centro de procedencia, debe concluirse que los centros escolares de bachillerato tienen distinta eficiencia en los procesos de enseñanza/aprendizaje que desarrollan. Este resultado cuestiona directamente la capacidad de la escuela para compensar las diferencias en rendimiento escolar (Matemáticas) y Aptitudes aprendidas en la escuela.

¿Cuáles serían los factores responsables de esta diferencia observada entre centros que alcanzan una diferente formación de sus alumnos? La respuesta supondría entrar en toda una área floreciente de la investigación sobre la eficacia de las escuelas (véase una excelente introducción y revisión de Báez, 1991), que no es el objeto de este estudio, aunque algunas consideraciones tentativas pueden orientar sobre el tipo de causas subyacentes. Los estudios sobre la eficacia de las escuelas se han centrado tradicionalmente en tres grupos de factores: personales (inteligencia, aptitudes, motivación, autoconcepto...), escolares

(rasgos de la escuela, metodología didáctica, ambiente de clase...) y sociales (ambiente familiar, tiempo libre, clase social...); el resultado que comentamos evidencia diferencias en el rendimiento en Matemáticas y Aptitudes (rasgos personales cultivados en la escuela), pero no en Inteligencia libre de cultura. Si las distintas características de los centros fueran las responsables de esas diferencias parecería plausible esperar que los patrones de variación, según los centros, de las distintas variables, fueran aproximadamente paralelos. Para contrastar esta hipótesis, se han representado gráficamente (figura 1) las puntuaciones medias de las variables con diferencias significativas para los tres cursos, según los centros; para el curso tercero se obtiene un patrón cuasi-paralelo entre las tres variables (con excepción del último centro) que confirmaría la hipótesis, pero en segundo las desviaciones son mayores (sobre todo entre Matemáticas y Aptitudes), y en COU se hace difícil ver una variación paralela de las variables. Por tanto, la conclusión estaría a mitad de camino de la hipótesis planteada: aparecen rasgos coherentes con la hipótesis de la influencia de las características del centro sobre las capacidades y rendimiento aprendidos en el centro (tercero), pero también existen rasgos que no confirman esta hipótesis, indicadores de la existencia de otros factores determinantes de las diferencias.

Las puntuaciones en Aptitudes son medidas objetivadas de las capacidades básicas adquiridas a lo largo de todos los procesos de aprendizaje desarrollados por los alumnos (principalmente en la escuela); puesto que todos los alumnos son sensiblemente iguales en Inteligencia, y diferentes entre centros en Aptitudes, sólo cabe pensar en la desigual eficacia de los centros escolares para explicar estas diferencias. El rendimiento en Matemáticas es una medida subjetiva del aprendizaje de los alumnos, tal como es evaluado por los profesores. La explicación de las diferencias entre centros, en este caso, podría parecer más compleja, porque a la desigualdad inicial de los alumnos en Aptitudes básicas se debería añadir el factor evaluación, y como tal, con todos los problemas inherentes a la evaluación educativa, relacionados tanto con el profesor como con la estructura del centro en cuyo contexto se realiza. Puesto que las más importantes desviaciones del patrón paralelo esperado, visualizadas en la figura 1, tienen como base las puntuaciones de Matemáticas (otorgadas por los profesores a través de un proceso de evaluación) respecto a las Aptitudes (medidas por el mismo instrumento), parece obvio que otro factor interviniente directamente en el proceso sería la metodología de evaluación, y principalmente, los criterios diferentes aplicados por los profesores en la evaluación de alumnos (Vidal, 1984).

FIGURA 2
MATEMÁTICAS, INTELIGENCIA Y APTITUDES SEGÚN SITUACIÓN INICIAL



Sólo se incluyen en las figuras las variables significativas diferentes entre los grupos de Situación Inicial

calificaciones de Matemáticas y las de las otras asignaturas de ciencias. La interpretación de este resultado puede tener dos componentes: una mayor homogeneidad en los criterios de evaluación de distintos profesores de diferentes asignaturas a medida que avanzan los cursos y también, una mayor homogeneidad del rendimiento de los alumnos en las distintas materias; eventualmente, ambos factores podrían ser cooperantes, sumando sus efectos, ya que actúan en el mismo sentido. En el primer caso, existe un mecanismo externo que puede favorecer la homogeneidad en los criterios de evaluación: las pruebas de acceso a la universidad (selectividad) actuarían retroactiva e implícitamente sobre los profesores, convirtiéndose en niveladoras y directivas de los procesos de enseñanza y evaluación. En segundo lugar, la homogeneidad del rendimiento de los alumnos se podría conseguir a través de dos mecanismos: por un lado, mediante la función selectiva de las calificaciones de bachillerato, actuando de filtro respecto a los alumnos que no alcanzan los mínimos de promoción, repitiendo o abandonando los estudios, de modo que los alumnos no expulsados del sistema educativo formarían un grupo más homogéneo; por otro lado, la elección de asignaturas optativas de ciencias, a partir del tercer curso, actuando también como mecanismo selectivo, contribuye a hacer más homogéneo el colectivo de los alumnos que ejercen su opción por las ciencias.

Los resultados examinados en la introducción de este estudio pueden servir de referencia, a la hora de valorar los coeficientes de regresión encontrados aquí en la predicción de la calificación de Matemáticas usando como predictores las variables de Inteligencia y Aptitudes (R .31 a .43; R^2 .10 a .18). Estos resultados están en el mismo orden de magnitud que aquellos, aunque ligeramente inferiores, pues ya se citó que existe una tendencia a disminuir la capacidad predictiva global de Inteligencia y Aptitudes al avanzar el nivel de estudios, tendencia que también es confirmada en nuestros resultados (disminuye R desde segundo curso a COU). Por otro lado, si se comparan con la potencia predictiva de otras variables (rendimiento anterior, motivación, etc.), ciertamente, son claramente inferiores, pudiendo valorarse como discretos; esto indica que calificaciones en Matemáticas e Inteligencia y Aptitudes tienen aspectos comunes, pero menos de lo que suele pensarse, ya que existe una gran cantidad de varianza no compartida.

La evidencia que la aptitud Numérica es el mejor predictor de la calificación de Matemáticas en todos los cursos, conforme a lo que sería plausible esperar, constituye el resultado más coherente de la regresión múltiple, y coincide a su vez con el mismo resultado informado por Álvaro y otros (1990) donde las notas de Matemáticas tienen la correlación más alta con la prueba de cálculo (.427), González (1988) y Marrero y Espino (1988).

La más importante y elevada predicción del rendimiento académico de los grupos de Situación inicial más baja (Repetidores y Repetidores con asignaturas pendientes), que llega a un 54.7% en tercer curso, podría proveer una interesante interpretación para justificar el bajo poder predictivo de Inteligencia y Aptitudes respecto a las calificaciones de Matemáticas: el efecto homogeneizador producido por los sucesivos filtros del sistema educativo originaría que las pequeñas diferencias en Inteligencia y Aptitudes en los grupos de rendimiento académico alto no sean suficientes para explicar las calificaciones; en cambio, entre los alumnos con pobre rendimiento, las calificaciones en Inteligencia y Aptitudes son cruciales para alcanzar buenos resultados escolares en Matemáticas, de modo que Inteligencia y Aptitudes resultan muy buenos predictores en estos grupos. Esta interpretación sería coherente con la progresiva disminución de la relación entre calificaciones con Inteligencia y Aptitudes a medida que se avanza por los grados sucesivos del sistema educativo, informada en los diferentes estudios correlacionales sobre el tema.

En resumen, la relación entre Inteligencia y Aptitudes con el rendimiento en Matemáticas de bachillerato ofrece resultados contrapuestos según el sexo y el centro escolar que revelan la distancia entre ambos constructos, respaldada por los discretos valores de las correlaciones y de la predicción en el análisis de regresión. Las interpretaciones efectuadas sobre estos tópicos ofrecen algunas reflexiones y conclusiones que pueden ser útiles para la práctica educativa y la didáctica de las Matemáticas en bachillerato.

Dirección del autor: Ángel Vázquez Alonso, Se vicio de Inspección de Educación, c/ S. Miguel, 28, 1.º, 07002 Palma de Mallo ca (Balears).

Fecha de recepción de la versión definitiva de este artículo: 18.XII.1991.

BIBLIOGRAFÍA

- ALTING, A. y PELGRUM, W. J. (1990) The SISS in The Netherlands: descriptives and gender differences. *Studies in Educational Evaluation*, 16, pp. 421-441.
- ÁLVARO PAGE, M. y otros (1990) *Hacia un modelo causal del rendimiento académico* (Madrid, Centro de Publicaciones de M.E.C. - C.I.D.E.).
- ANASTASI, A. (1974) *Tests Psicológicos* (Madrid, Aguilar).
- AVIA, M. D.; MORALES, J. F.; RODA, R. (1976) *Determinantes del rendimiento académico* (Madrid, INCIE).
- BAEZ, B. F. (1991) El movimiento de escuelas eficaces: implicaciones para la innovación educativa, *Revista de Educación*, 294, pp. 407-426.

- BARCELÓ, C. y VIDAL, M. C. (1984) *Programación por objetivos en la asignatura de Matemáticas: una experiencia en el primer curso*. I Jornadas de Estudio sobre la Evaluación en BUP y FP. Granada, 1-3 noviembre.
- BOLI, J.; ALLEN, M. L. y PAYNE, A. (1985) High-Ability Women and Men in Undergraduate Mathematics and Chemistry Courses, *American Educational Research Journal*, 22, pp. 605-626.
- COROMINES, E. (1981) *Predicción del rendimiento en alumnos de 8.º de EGB. Estudio longitudinal*, tesis de licenciatura no publicada, Universidad de Barcelona.
- ECCLES, J. S. (1987) Gender roles and women's achievement-related decisions, *Psychology of Women Quarterly*, 11, pp. 135-172.
- ECCLES-PARSONS, J. S.; KACZALA, C. M.; GEOFF, S. B. y FUTTERMAN, R. (1982) Sex differences in math achievement: Toward a model of academic choice, *Psychological Bulletin*, 91, pp. 324-348.
- ERIKSON, G. L. y ERIKSON, L. J. (1984) Females and science achievement: Evidence, explanations and implications, *Science Education*, 68, pp. 63-89.
- FERNÁNDEZ, J. (1987) Posible fundamentación biológica de las principales diferencias según el sexo, *Estudios de Psicología*, 32, pp. 71-88.
- FREEMAN, F. S. (1962) *Theory and practice of psychological testing* (New York, Holt, Rinehart and Winston).
- GINSBURG, H. (ed.) (1983) *The development of mathematical thinking* (Nueva York Academic Press).
- GONZÁLEZ, A. J. (1988) Indicadores del rendimiento escolar. Relación entre pruebas objetivas y calificaciones, *Revista de Educación*, 287, pp. 35-54.
- HUMRICH, E.; JACOBSON, W. J. y DORAN, L. (1990) Characteristics of female advanced science students in the United States, *Studies in Educational Evaluation*, 16, pp. 477-487.
- JOHNSON, S. (1987) Gender differences in science: parallels in interest, experience and performance, *International Journal of Science Education*, 9, pp. 467-482.
- KINTSCH, W. y GREENO, J. (1985) Understanding and solving word arithmetic problems, *Psychological Review*, 92:1, pp. 109-129.
- MARRERO, H. y ESPINO, O. (1988) Evaluación comparativa del poder predictor de las aptitudes sobre notas escolares y pruebas objetivas, *Revista de Educación*, 287, pp. 97-112.
- NORTES CHECA, A. y MARTÍNEZ ARTERO, R. (1990) ¿Cómo influye la inteligencia y la aptitud numérica en las calificaciones de Matemáticas?, *Revista Española de Pedagogía*, XLVIII:185, pp. 159-173.
- PARKER, L. H. y OFFER, J. A. (1987) School Science Achievement: Conditions for equality, *International Journal of Science Education*, 9, pp. 263-269.
- PÉREZ SERRANO, G. (1981) *Origen social y rendimiento escolar* (Madrid, Centro de Investigaciones Sociológicas).
- PIAGET, J. (1983) *Piaget's theory*. En Mussen, P. H. (ed.) *Handbook of Child Psychology* (Nueva York, John Wiley y Sons).
- RILEY, M. S.; GREENO, J. y HELLER, J. I. (1983) Development of children's problem solving ability in arithmetic, en Ginsburg, H. (ed.) *The development of mathematical thinking* (Nueva York, Academic Press).
- SANZ, M. A. (1989) Fracaso escolar en Matemáticas, *Eduadores*, 152, pp. 599-610.
- STEINKAMP, W.; MAEHR, M. y MARTIN, L. (1983) Affect, Ability and Science Achievement:

- A Quantitative Synthesis of Correlational Research, *Review of Educational Research*, 53, pp. 369-396.
- TAMIR, P. (1990) Ethnic origin, sex and science learning of Israeli High School Students, *Studies in Educational Evaluation*, 16, pp. 373-397.
- TEA (1985) *Apt - Tests de pronóstico académico - G. Bennett y otros (The Psychological Corporation) - Manual* (Madrid, TEA Ediciones, S.A.).
- (1986) *Tests de factor «g» Escalas 2 y 3 - Manual* (Madrid, TEA Ediciones, S.A.).
- TOURON, J. (1984) *Factores del rendimiento académico en la universidad* (Pamplona, EUNSA).
- VÁZQUEZ, A. (1990a) Rendimiento académico y rendimiento objetivo en Física y Química de bachillerato. *Enseñanza*, 8:145-164.
- (1990b) Estudio longitudinal del rendimiento académico en Bachillerato, *Revista Española de Pedagogía*, XLVIII:187, pp. 481-504.
- (1991a) Análisis predictivo del rendimiento académico en Bachillerato y COU, *Revista de Educación*, 295, pp. 429-462.
- (1991b) Estructura factorial del rendimiento académico en Bachillerato y COU, *Bordon*, 43, pp. 7-19.
- VÁZQUEZ, A. y MANASSERO, M. A. (1991) Rendimiento académico y motivación en Bachillerato: Aplicación a la predicción del logro futuro, *Educadores* (en prensa).
- VIDAL I XIFRE, M. C. (1984) *Criteris d'avaluació a l'ensenyament secundari* (Barcelona, CEAC).
- WOLMAN, B. B. (1980) *Manual de psicología general. Aprendizaje, lenguaje, pensamiento e inteligencia (v. 3)* (Barcelona, Martínez Roca).

SUMMARY: INTELLIGENCE AND ABILITIES IN ACADEMIC ACHIEVEMENT PREDICTING VARIABLES IN HIGH-SCHOOL MATHEMATICS

The academic achievement in High-School Mathematics is analysed across several schools, students' sex and initial general achievement, and taking into account the scores of Intelligence and Abilities (Abstract Reasoning, Verbal and Numerical) as predicting variables. The results show non-parallel differences between Maths achievement and the scores of Intelligence/Abilities among schools, sex and initial general achievement; the Intelligence and Abilities predictive power on Maths achievement is low, showing strong differences among initial general achievement groups. Some implications of these outcomes for educational Maths teaching are discussed.

KEY WORDS: Mathematics Achievement. High-School. Bachillerato. Achievement Prediction. Intelligence. Abilities.