



European Journal of Education and  
Psychology

ISSN: 1888-8992

[ejep@ejep.es](mailto:ejep@ejep.es)

Editorial CENFINT  
España

Almeida, Leandro S.; Guisande, M. Adelina; Primi, Ricardo; Lemos, Gina  
Contribuciones del factor general y de los factores específicos en la relación entre inteligencia y  
rendimiento escolar  
European Journal of Education and Psychology, vol. 1, núm. 3, noviembre, 2008, pp. 5-16  
Editorial CENFINT  
Almería, España

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=129318720001>

- 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

## **Contribuciones del factor general y de los factores específicos en la relación entre inteligencia y rendimiento escolar**

Leandro S. Almeida<sup>1</sup>, M. Adelina Guisande<sup>2</sup>, Ricardo Primi<sup>3</sup> y Gina Lemos<sup>4</sup>

<sup>1</sup>Universidade de Minho (Portugal), <sup>2</sup>Universidade de Santiago de Compostela (España),

<sup>3</sup>Universidade de São Francisco (Brasil), <sup>4</sup>Universidade de Évora (Portugal)

En este artículo se pretende analizar en qué medida, factores más específicos de la cognición, asociados a contenido verbal, numérico o figurativo, complementan un factor más general de raciocinio en la predicción del rendimiento escolar de los alumnos, al inicio y final de la adolescencia. A una muestra de estudiantes portugueses (n=4.899) entre el 5º y el 12º año de escolaridad, se le aplicó una Batería de Pruebas de Raciocinio en sus tres versiones. El rendimiento escolar de los alumnos se estimó en base a sus clasificaciones en Lengua Portuguesa y Matemáticas. El modelo de ecuaciones estructurales mostró un mayor impacto del factor general (inteligencia fluida-inductiva) asociado a todas las pruebas de la BPR en la predicción del rendimiento escolar, observándose que esa significación disminuía progresivamente a lo largo de la escolaridad. Por otro lado, elementos específicos de cada prueba entraron en un segundo modelo, especialmente, en el grupo de los alumnos más jóvenes (5º y 6º año). Entre el 7º y el 9º año las contribuciones específicas de las pruebas se refieren, sobre todo, a la prueba de raciocinio verbal (la prueba de raciocinio numérico aparece también en el 9º año). Así, aún reconociendo la relevancia del factor “g” en la explicación del rendimiento académico, componentes cognitivos específicos pueden también contribuir para asociar inteligencia y realización académica.

*Palabras clave:* Inteligencia, factor “g”, factores específicos, Gf-Gc, rendimiento académico.

*Contributions of the general and the specific factors for the intelligence and school achievement relationship.* This paper aims to analyse the extent to which factors more specific cognition, content associated with verbal, numerical or figurative, complement a reasoning general factor in predicting students' academic achievement at the beginning and the end of adolescence. Taking a Portuguese students sample (n=4,899) from 5th to 12th grades, the reasoning tests battery (BPR – Bateria de Provas de Raciocínio) was administrated in its three versions. Academic achievement was estimated on base of students' classifications at Portuguese Language and Mathematics. The structural equation modelling shows a more expressive impact of general factor (inductive and fluid factor) associated to all BPR tests in academic achievement prediction, even though its importance decreases progressively when we advance on school grades. At same time, specific components in each test are present in a second model namely for the 5th and 6th grades. From 9th to 12th grades the specific contributes of tests are confined to the verbal reasoning test (numerical reasoning test appears in 9th grade too). So we can conclude for the importance of “g” factor to explain the academic performance, but specific cognitive components can also contribute to reinforce the relation between intelligence and school achievement.

*Key words:* Intelligence, G factor, specific factors, Gf-Gc, academic achievement.

Los tests psicológicos, y en especial los tests de inteligencia, a pesar de toda la controversia y críticas a las que están frecuentemente expuestos, siguen siendo relevantes para la práctica psicológica (Almeida, Diniz, Pais, y Guisande, 2006; Deary, Strand, Smith, y Fernandes, 2007; Diniz, Almeida, y Pais, 2007; Watkins, Lei, y Canivez, 2007). En los contextos escolares, los tests de inteligencia complementan la evaluación de los programas educativos y, en particular, apoyan la consulta psicológica en los casos de dificultades de aprendizaje y de orientación vocacional (Bartels, Rietveld, Van Baal, y Boomsma, 2002; Deary *et al.*, 2007; Kamphaus, Petoskey, y Rowe, 2000; Kuncel, Hezlett, y Ones, 2004; Te Nijenhuis, Evers, y Mur, 2000).

Esta utilización de los tests de inteligencia proviene de la fuerte asociación entre cognición y aprendizaje, es decir, entre aptitudes cognitivas y rendimiento escolar. Si esto es así, los tests de inteligencia ayudan en la consecución de objetivos de diagnóstico y de pronóstico de las potencialidades y dificultades de los alumnos en sus aprendizajes y desempeños académicos (Barca y Peralbo, 2002; Watkins *et al.*, 2007). En particular, los tests de factor “g” y las escalas de CI son, hoy en día, considerados los mejores predictores simples del desempeño académico (Almeida, Antunes, Martins, y Primi, 1997; Deary *et al.*, 2007; Gottfredson, 2002a, 2002b; Te Nijenhuis, Tolboom, y Bleichrodt, 2004).

La investigación sobre la relación entre cognición y aprendizaje— y es conveniente asumir esta relación como recíproca— ha revelado que los coeficientes de correlación obtenidos, no se presentan constantes a lo largo de toda la escolarización, y oscilan en función de las áreas curriculares y de las propias aptitudes cognitivas que se consideren en los estudios (Almeida, 1988; Almeida y Campos, 1986; Evans, Floyd, McGrew, y Leforgee, 2002; Floyd, Evans, y McGrew, 2003). Además de que los coeficientes de correlación disminuyen a medida que se aumenta el intervalo de tiempo entre la evaluación psicológica y las medidas de rendimiento escolar que se pretenda correlacionar, también se observa que la grandeza de los coeficientes parece disminuir a medida que avanzamos en la edad y en la escolarización de los sujetos (Almeida, 1988; Ribeiro, 1998).

Por otro lado, los coeficientes de correlación tienden a ser más elevados cuando los procesos cognitivos y el contenido de los ítems en las pruebas psicológicas tienen mayores afinidades con las disciplinas curriculares (Almeida, 1988; Almeida y Campos, 1986; Floyd *et al.*, 2003; McGrew y Evans, 2002; Primi y Almeida, 2000). Este aspecto es sumamente relevante en algunas situaciones de la práctica psicológica escolar, justificándose así, por ejemplo, la mayor utilización de tests de aptitudes diferenciales, como alternativa a los tests de factor “g” y a los tests de CI, en la evaluación psicológica de apoyo a la consulta de orientación vocacional de los adolescentes y adultos. Se comprende, también, el interés permanente de la investigación en torno al número de aptitudes necesarias para una correcta representación y delimitación de las capacidades

intelectuales. Este número fue oscilando a lo largo del tiempo, recusándose la teoría del factor “g” o único (Spearman, 1927), pero observándose números bastante aleatorios como siete en la aproximación de Thurstone (1938) o 120 en el modelo de Guilford (1967), simplemente para ilustrar las posiciones más opuestas.

La cuestión de la definición de la inteligencia en términos de su estructura y de sus factores constituyentes es recurrente, y lógicamente que contiene interesantes implicaciones para la psicología de la educación. Los recientes avances en las teorías de la inteligencia han puesto de nuevo en el foco de interés la definición de los factores cognitivos, su relación con el aprendizaje académico y, como consecuencia, las ventajas y limitaciones de los instrumentos disponibles para la evaluación de la inteligencia (Fiorello y Primerano, 2005). Un aspecto importante en este debate se ha centrado en qué factores cognitivos específicos pueden contribuir para la explicación del aprendizaje y rendimiento académico, y qué instrumentos de evaluación psicológica de los disponibles, o a crear, mejor evalúan esos factores.

Este debate todavía no ha finalizado. Por un lado, se argumenta que la información de factores cognitivos específicos a partir de subtests de baterías de inteligencia más general no aportan información adicional a aquella ya existente en la puntuación global (McDermott, Fantuzzo y Glutting, 1990), por otro, se sugiere que versiones más recientes de esas escalas generales de inteligencia incluyen subtests con información cognitiva singular y relevante para el aprendizaje académico. Por ejemplo, estudios más recientes con el *Woodcock Jhonson* (Woodcock, 2002) o empleando diversas baterías (*Cross Battery Approach*) han demostrado la utilidad de medidas que evalúan funciones cognitivas específicas en la explicación del desempeño académico (Evans *et al.*, 2002; Fiorello y Primerano, 2005; Floyd *et al.*, 2003; Phelps, McGrew, Knopik y Ford 2005). De cualquier modo este debate ha servido también para mejorar la definición de inteligencia y los métodos de análisis, consiguiéndose además una relativa confluencia de posiciones en torno de la diferenciación inteligencia fluida (*Gf*)–inteligencia cristalizada (*Gc*) y de los modelos teóricos que de aquí han surgido, por ejemplo, la teoría de los tres estratos o teoría Cattell-Horn-Carroll (Carroll, 1993; McGrew y Flanagan, 1998). Básicamente se propone que la inteligencia, en términos de su estructura, debe ser comprendida por un modelo de tres estratos, organizados jerárquicamente, situándose en un nivel superior o más general el propio factor “g”, un nivel intermedio formado por una decena de factores de segunda orden asociados a procesos cognitivos específicos (velocidad de procesamiento, capacidad de almacenamiento, evocación de información, raciocinio...) o a contenidos de las tareas (numérico, viso-espacial, auditivo-verbal...), y finalmente un conjunto bastante más numeroso y heterogéneo de factores primarios o de primera orden, más próximos de las especificidades de los tests y tareas usadas en la evaluación cognitiva (Carroll, 1997). Frente a este modelo teórico de relativa convergencia entre los investigadores en la

actualidad, la duda que se ha planteado es en qué medida esos factores se asocian al aprendizaje y cuáles de esos factores específicos aportan alguna capacidad predictiva del desempeño académico más allá del factor “g”.

Con este estudio, pretendemos analizar en qué medida factores más específicos de la cognición, sobre todo, los factores que más pueden estar asociados al contenido verbal, numérico o figurativo de las tareas, complementan un factor más general de raciocinio en la predicción del rendimiento escolar de los alumnos al inicio y final de la adolescencia.

## METODO

### *Participantes*

El estudio consideró una muestra de 4.899 alumnos, representativa de los estudiantes portugueses entre el 5º y el 12º año de escolaridad (correspondientes a edades que oscilan entre los 10 y los 18 años). La estratificación de la muestra tuvo en cuenta las regiones del país, la naturaleza urbana-rural de las comunidades, el género, el año escolar y las opciones curriculares en la educación secundaria (10º al 12º año). Las escuelas y las respectivas aulas fueron sorteadas de forma aleatoria en función de las necesidades del número de alumnos a considerar.

### *Instrumentos*

Se utilizó la Batería de Pruebas de Raciocinio (BPR; Almeida, 2003) en sus tres versiones de acuerdo con los niveles de escolarización: la versión BPR5/6 para alumnos de 5º y 6º año de escolaridad; la BPR7/9 para alumnos de 7º, 8º y 9º año; y la BPR 10/12 para alumnos de 10º, 11º y 12º año. La versión BPR5/6 está formada por cuatro pruebas: Prueba RA o de raciocinio abstracto (analogías figurativas), Prueba RN o de raciocinio numérico (secuencias numéricas), Prueba RV o de raciocinio verbal (analogías con palabras), y Prueba RP o de raciocinio práctico (problemas lógicos del cotidiano). Las versiones BPR7/9 y BPR10/12 están formadas por cinco pruebas: Prueba RA o de raciocinio abstracto (analogías figurativas), Prueba RN o de raciocinio numérico (secuencias numéricas), Prueba RV o de raciocinio verbal (analogías con palabras), Prueba RM o de raciocinio mecánico (problemas de física y mecánica), y Prueba RE o de raciocinio espacial (series de cubos en movimiento).

Las clasificaciones escolares fueron obtenidas a través de los propios alumnos, centrándonos exclusivamente en las clasificaciones en el final del 1º período (las más próximas del momento en que realizaron los tests). Las clasificaciones oscilan entre 1 y 5 para los alumnos del 5º al 9º año, y entre 1 y 20 para los alumnos del 10º al 12º año. A efectos de este estudio sólo incluimos las clasificaciones en las disciplinas de Lengua Portuguesa y de Matemáticas.

*Procedimiento*

La batería fue aplicada en tiempos lectivos cedidos por los profesores. Los alumnos fueron informados de los objetivos del estudio y de la confidencialidad de los datos antes de decidir voluntariamente participar en el estudio. Las instrucciones estaban incluidas en los cuadernos de cada prueba, así como los ejemplos y los ejercicios de entrenamiento. El resultado de cada prueba correspondía al número de ítems correctamente resueltos.

**RESULTADOS**

En las tablas 1 y 2 presentamos las medias y las desviaciones típicas (dentro del paréntesis) de los resultados en las pruebas de la BPR considerando los alumnos por año de escolaridad. Dada la estructura similar de las versiones BPR7/9 y BPR10/12, aunque con ítems de dificultad diferente, unimos estos dos niveles escolares (Tabla 2). Junto con las puntuaciones en los tests, indicamos los valores de la distribución para las clasificaciones escolares en las disciplinas de Lengua Portuguesa y de Matemáticas (notas de 1 a 5 hasta el 9º año, y notas de 1 a 20 para los alumnos del 10º al 12º año).

*Tabla 1. Medias y desviaciones típicas (entre paréntesis) de los resultados en la BPR y disciplinas curriculares en el 5º y 6º año*

<b>Año</b>	<b>N</b>	<b>RA</b>	<b>RV</b>	<b>RN</b>	<b>RP</b>	<b>Portugués</b>	<b>Matemáticas</b>
<b>5º</b>	267	9,7(3,47)	11,6(3,36)	5,7(2,82)	8,4(2,82)	3,2(,75)	3,2(,78)
<b>6º</b>	275	11,1(3,29)	13,0(3,42)	5,9(2,45)	9,5(2,49)	3,1(,82)	3,2(,87)

Excepto en la prueba de raciocinio numérico (Prueba RN), donde los alumnos presentaron mayores dificultades y algún desinterés en su realización, el valor de la media siempre aumenta cuando pasamos del 5º para el 6º año de escolaridad. En las disciplinas escolares, como sería de esperar, las medias se mantienen.

El análisis de las medias debe considerar separadamente los alumnos del 7º al 9º año (BPR7/9) y los alumnos del 10º al 12º año (BPR10/12). Observando los resultados en la BPR7/9, la media aumenta progresivamente cuando pasamos del 7º para el 9º año, no mostrándose esta situación tan evidente en la prueba de raciocinio numérico. A su vez, en el grupo de alumnos del 10º al 12º año asistimos a una mayor estabilidad en las medias, observando una ligera subida progresiva en la transición de estos años escolares en la prueba de raciocinio verbal (Prueba RV). Debido a la escala diferente usada en la evaluación escolar, la media en las dos disciplinas escolares difiere según nos estemos refiriendo del 7º al 9º año o del 10º al 12º año.

Teniendo en cuenta los objetivos del estudio, y debido a que las pruebas de la BPR se encuentran bastante correlacionadas entre sí, intentamos avanzar con un procedimiento de análisis del impacto de las variables cognitivas en el desempeño

escolar de los alumnos procurando diferenciar aquello que puede ser el factor común o general a los varios tests (raciocinio) y aquello que puede ser específico de cada prueba (es decir, el contenido de sus ítems).

Tabla 2. Medias y desviaciones típicas (entre paréntesis) de los resultados en la BPR y disciplinas curriculares del 7º al 12º año

Año	N	RA	RV	RN	RE	RM	Portugués	Matemáticas
7º	396	11,6(3,09)	12,5(3,64)	6,3(3,22)	8,3(3,27)	8,3(3,01)	3,0(.69)	3,0(1,30)
8º	369	12,8(3,20)	14,3(3,39)	7,1(3,34)	10,1(4,24)	9,1(2,88)	3,1(.71)	3,0(.94)
9º	268	14,0(3,12)	15,6(3,57)	7,3(3,31)	11,5(4,28)	10,7(3,45)	3,1(.75)	2,9(.89)
10º	459	12,2(2,85)	15,1(3,36)	7,2(3,54)	10,1(3,69)	9,2(3,41)	12,1(3,97)	11,4(4,81)
11º	372	12,2(2,89)	15,5(3,59)	7,4(3,24)	10,1(3,51)	9,4(4,38)	12,7(2,76)	12,2(3,44)
12º	349	12,0(2,66)	16,1(3,07)	7,5(3,31)	10,5(3,59)	9,5(3,59)	12,7(3,58)	13,2(3,21)

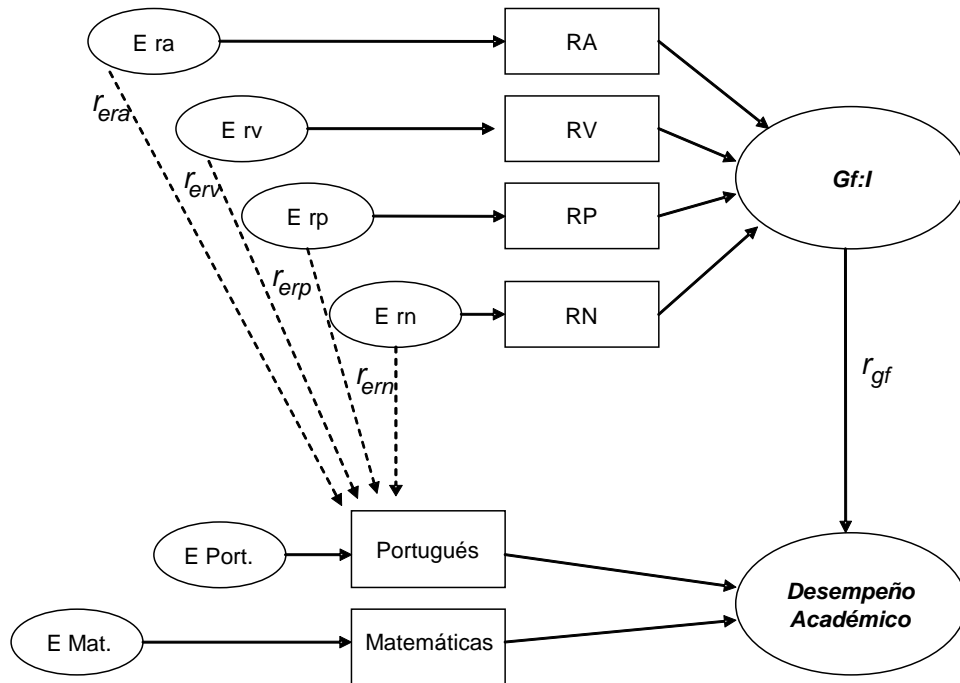
Nuestro objetivo fue, pues, identificar la proporción de varianza del rendimiento académico (uniendo las disciplinas de Lengua Portuguesa y de Matemáticas) asociada al elemento común de la BPR (raciocinio) y al componente específico de cada prueba. Así, para comprender mejor la importancia de los factores específicos, se empleó el método de las ecuaciones estructurales que nos permitió evaluar diferentes modelos para las estructuras correlacionales de las variables.

Este análisis fue efectuado, uno para cada año escolar, en dos pasos o modelos. En el primer paso (Modelo 1) se estimó la correlación ( $r_{gp}$ ) entre el factor general, formado por las cuatro o cinco pruebas de la BPR dependiendo del año de escolaridad, y el factor de desempeño académico, formado a partir de los dos indicadores considerados (notas de lengua portuguesa y de matemáticas). En el segundo paso (Modelo 2) se mantuvo el primer modelo fijándose la correlación encontrada entre el factor general y el desempeño y, además, se incluyeron algunas correlaciones entre las variables latentes residuales de las pruebas de la BPR ( $r_{era}$ ,  $r_{erv}$ ,  $r_{erp}$ ,  $r_{ern}$ ) con las de los indicadores del desempeño. Mediante esta modificación del modelo fue posible verificar si los residuos ayudaban a explicar partes adicionales de la varianza del desempeño en portugués y matemáticas, después de eliminada la parcela ya incluida y correspondiente al factor general. La elección de qué caminos aumentar se realizó en base al análisis de la matriz residual de correlaciones del primer análisis, en concreto, a partir de las correlaciones que permanecían sin explicar por el primer modelo que consideraba apenas el factor general.

En la figura 1 presentamos el esquema del modelo evaluado para el 5º año. El modelo analizado en el primer paso es igual al de la figura 1, únicamente eliminando las correlaciones entre las variables latentes residuales (líneas con puntos). Este esquema fue seguido para el análisis en cada uno de los años escolares incluyendo las pruebas de la BPR aplicadas.

En la tabla 3 se presentan los resultados resumidos de los análisis de ecuaciones estructurales. Para cada año de escolaridad se exponen los resultados de dos modelos. El Modelo 1 establece dos variables latentes: el raciocinio fluido inductivo (*Gf:I*) a partir de las pruebas de la BPR y el desempeño académico estimado a partir de las clasificaciones en Portugués y Matemáticas. Este Modelo 1 intenta predecir el desempeño a partir del factor *Gf:I*. En cada línea del Modelo 1, se muestran, entre las columnas 3 y 6, los índices de ajuste, en concreto, índices que evalúan la correspondencia entre las correlaciones modeladas con las observadas (*Qui Cuadrado*, *Root Mean Square Deviation RMSEA*, *Bentler Normed Fit Index NFI*, *James Mulaik Brett PFI*) y en la última columna se indica la correlación entre las variables latentes *Gf:I* y desempeño académico. En las líneas correspondientes del Modelo 2, se presentan los mismos índices de ajuste y, en la última columna, las correlaciones entre las puntuaciones residuales acrecentadas a los modelos. Todos los coeficientes de correlación que aparecen en la tabla contienen, entre paréntesis, los errores-típicos a partir de los cuales se pueden establecer los intervalos de confianza para evaluar si los coeficientes difieren significativamente de cero.

Figura 1. Modelo de ecuación estructural para la estimación del efecto de factores específicos en el desempeño (modelo 2)





Como se puede observar en la tabla 3, los coeficientes de correlación entre el factor general (*Gf:I*) y el desempeño académico son elevados y significativos, entre 0,26 y 0,64. Los índices de ajuste del Modelo 1, considerando apenas el factor general son adecuados (RMSEA entre 0,033 y 0,11; NFI entre 0,85 y 0,96), concluyéndose que un modelo incluyendo únicamente un factor general es explicativo de la mayor parte de la estructura correlacional entre las pruebas de la BPR y el desempeño académico. Entretanto, a pesar del Modelo 1 presentar buenos índices de ajuste, el Modelo 2 siempre añade alguna varianza explicada al rendimiento académico, mostrando índices de ajuste todavía más adecuados. Además, las correlaciones acrecentadas fueron siempre significativas, indicando la existencia de componentes específicos de las pruebas de raciocinio que persisten correlacionados al desempeño en portugués y matemáticas, incluso después de la retirada de los componentes generales.

Tabla 3. Resultados resumidos de los análisis de ecuaciones estructurales

Año	Modelo	Qui Cuadrado	RMSEA	NFI	James Mulaik Brett PFI	<i>Gf</i> x Desemp, (Mod1) Residuos x Desemp, (Mod2)
5°	1	157,65 (Gl=9)	0,112	0,853	0,513	0,593 (0,035)
	2	19,47 (Gl=4)	0,025	0,981	0,262	E ra x Mat 0,376 (0,068) E rv x Mat 0,433 (0,088) E rp x Mat 0,417 (0,067) E rn x Mat 0,586 (0,108) E rn x Port 0,180 (0,075)
6°	1	103,59 (Gl=9)	0,068	0,921	0,552	0,635 (0,031)
	2	34,46 (Gl=5)	0,033	0,974	0,325	E ra x Mat 0,305 (0,048) E rv x Mat 0,225 (0,060) E rp x Mat 0,223 (0,043) E rn x Mat 0,224 (0,054)
7°	1	43,20 (Gl=13)	0,033	0,962	0,596	0,629 (0,041)
	2	15,96 (Gl=13)	0,025	0,986	0,61	E rv x Port 0,276 (0,052)
8°	1	58,8 (Gl=13)	0,041	0,947	0,586	0,575 (0,041)
	2	35,77 (Gl=13)	0,034	0,968	0,599	E rv x Port 0,210 (0,043)
9°	1	52,69 (Gl=13)	0,035	0,954	0,591	0,533 (0,042)
	2	17,86 (Gl=12)	0,02	0,985	0,563	E rv x Port 0,181 (0,045) E rn x Mat 0,182 (0,047)
10°	1	69,42 (Gl=13)	0,053	0,935	0,579	0,497 (0,044)
	2	17,19 (Gl=12)	0,025	0,984	0,562	E rv x Port 0,320 (0,042) E rv x Mat 0,142 (0,045)
11°	1	41,29 (Gl=13)	0,051	0,937	0,58	0,259 (0,062)
	2	23,76 (Gl=12)	0,03	0,964	0,55	E rv x Port 0,194 (0,051) E rv x Mat 0,193 (0,050)
12°	1	60,52 (Gl=13)	0,051	0,911	0,564	0,482 (0,057)
	2	32,42 (Gl=12)	0,041	0,953	0,544	E rv x Port 0,248 (0,055) E rv x Mat 0,273 (0,054)

Como se observa en la tabla 3, el patrón de correlaciones residuales difiere entre las muestras por años escolares, pudiendo esto traducir una cierta sensibilidad por

grupos de alumnos en diferentes momentos de su desarrollo. Entre los alumnos de los años iniciales (5° y 6°) las puntuaciones residuales de las cuatro pruebas correlacionan con el desempeño en la disciplina de matemáticas. Esto indica que, además del factor general, los componentes específicos de la varianza restante de esas puntuaciones contribuyen en la predicción del desempeño en esta disciplina (la disciplina que tiende a marcar bastante la trayectoria académica de los alumnos a lo largo de la escolaridad básica y secundaria). Además, de todos los análisis efectuados, en estos niveles de escolarización fue donde el modelo que consideraba solamente el factor general obtuvo los menores índices de ajuste (RMSEA 0,11 y 0,07), por lo tanto, el modelo que más se beneficia de las alteraciones realizadas indicando correlaciones entre las habilidades específicas.

En los años de escolarización posteriores, las puntuaciones residuales de la prueba de raciocinio verbal (Prueba RV) contribuyeron significativamente, junto con el factor general, en la predicción del desempeño, principalmente en Lengua Portuguesa (aspecto que aparece consistentemente en todos los años escolares), observándose también en algunos grupos para la disciplina de Matemáticas. Apenas en una muestra (alumnos del 9° año de escolarización) las puntuaciones residuales de la prueba de raciocinio numérico (Prueba RN) contribuyeron significativamente, junto con el factor general, en la predicción del rendimiento en matemáticas.

## DISCUSION

Los resultados obtenidos sugieren una correlación moderada, y estadísticamente significativa, entre los tests de inteligencia y las clasificaciones escolares, tal como ha sido encontrado en otras investigaciones (Almeida, 1988; Bartels *et al.*, 2002; Gottfredson, 2002a, 2002b; Kuncel *et al.*, 2004; Sternberg, Grigorenko, y Bundy, 2001; Te Nijenhuis *et al.*, 2004). Esta asociación entre habilidades cognitivas y desempeño escolar va oscilando a medida que se avanza en la escolarización, traduciéndose en una menor correlación progresiva entre inteligencia y rendimiento escolar (Almeida, 1988; Evans *et al.*, 2002; Floyd *et al.*, 2003).

Los resultados encontrados atestiguan la relativa importancia de los componentes específicos de las pruebas junto con la importancia del factor general, aún tratándose de una batería de pruebas marcadamente asociadas a un factor “g” (todas ellas pruebas de raciocinio), lo que también ha sido sugerido en la investigación (Evans *et al.*, 2002; Fiorello y Primerano, 2005; Floyd *et al.*, 2003; Phelps *et al.*, 2005). Una posible interpretación para estos datos pasa por una distinción frecuente en los autores entre inteligencia como proceso, lo que podemos designar por inteligencia fluida, e inteligencia como conocimiento, lo que designamos por inteligencia cristalizada (Ackerman, 1996; Cattell, 1971). Esta inteligencia cristalizada estará más asociada a los

aprendizajes escolares y a conocimientos específicos más fácilmente evaluados a través de las pruebas RV y RN (conocimiento del léxico y operaciones matemáticas básicas), aunque ambos se encuentran más presentes como elementos basales de los aprendizajes en las disciplinas de Lengua Portuguesa y Matemáticas (de acuerdo con los resultados proporcionados por el Modelo 2 de ecuaciones estructurales a partir del 7º año de escolarización). En la literatura, los estudios sugieren también correlaciones más elevadas entre tests de inteligencia y rendimiento escolar cuando los propios tests recurren a contenidos y a formatos que se aproximan a las situaciones curriculares de aprendizaje (Ackerman, 1996; Almeida *et al.*, 1997; Barca y Peralbo, 2002; Cahan y Cohen, 1989).

Se puede también pensar en una interacción compleja entre inteligencia fluida y aprendizajes escolares para explicar porque disminuye la capacidad explicativa del rendimiento académico por parte de los tests de inteligencia a medida que se avanza en la escolarización. Esta inteligencia fluida, en cuanto facilitadora en la comprensión, organización de informaciones nuevas y, en consecuencia, formación de conceptos y consolidación de conocimientos, acabará por tener un papel determinante en la adquisición de conocimientos posteriores. Debido a que los conocimientos específicos envueltos en las pruebas de las diferentes BPR son básicos, probablemente las diferencias individuales en esos componentes estén más evidenciadas y sean más determinantes en los años escolares iniciales que en los finales. Así, una mayor capacidad fluida, puede acelerar el aprendizaje de esos conocimientos que, a su vez, vendrán a facilitar los aprendizajes posteriores. A medida que avanza la escolarización las diferencias individuales en esos componentes se reducen, ya que una parte considerable de los alumnos, en ese momento, ya habían adquirido los conocimientos básicos necesarios para realizar las pruebas, lo que haría disminuir el poder predictivo de ese componente. Estas consideraciones, algo especulativas, merecen ser analizadas en profundidad a través de estudios más robustos desde el punto de vista metodológico, por ejemplo mejorando la evaluación de los componentes específicos de inteligencia pues aquí estaban mezclados con los errores de medida, y teniendo como principal objetivo la verificación empírica de esa hipótesis.

## REFERENCIAS

- Ackerman, P.L. (1996). A theory of adult intellectual development: Process, personality, interests, and knowledge. *Intelligence*, 22, 227-257.
- Almeida, L.S. (1988). *O raciocínio diferencial dos jovens: Avaliação, desenvolvimento e diferenciação*. Porto: Instituto Nacional de Investigação Científica.
- Almeida, L.S. (2003). *Bateria de Provas de Raciocínio*. Braga: Universidade do Minho.
- Almeida, L.S., Antunes, A.M., Martins, T.B.O. y Primi, R. (1997). Bateria de Provas de Raciocínio (BPR-5): Apresentação e procedimentos na sua construção. *Actas do I*

- Congresso Luso-Espanhol de Psicologia da Educação* (pp. 295-298). Coimbra: APPORT/COP.
- Almeida, L.S., y Campos, B.P. (1986). Validade preditiva dos testes de raciocínio diferencial. *Cadernos de Consulta Psicológica*, 2, 105-118.
- Almeida, L.S., Diniz, A.M., Pais, L.G., y Guisande, M.A. (2006). A avaliação psicológica na prática dos psicólogos: As provas psicológicas usadas em Portugal. In C. Machado, L.S. Almeida, M.A. Guisande, M. Gonçalves, y V. Ramalho (Orgs.), *Actas da XI Conferência Internacional "Avaliação Psicológica: Formas e Contextos"* (pp. 1091-1097). Braga: Psiquilíbrios.
- Barca, A. y Peralbo, M. (2002). *Los contextos de aprendizaje y desarrollo en la educación secundaria obligatoria (ESO). Perspectivas de intervención psicoeducativa sobre el fracaso escolar en la comunidad autónoma de Galicia*. Informe final del Proyecto FEDER (1FD97-0283). Madrid: Ministerio de Ciencia y Tecnología.
- Bartels, M., Rietveld, M.J.H., Van Baal, G.C.M. y Boomsma, D.I. (2002). Heritability of educational achievement in 12-year-olds and the overlap with cognitive ability. *Twin Research*, 5, 544-553.
- Cahan, S. y Cohen, N. (1989). Age versus schooling effects. *Child Development*, 60, 1239-1249.
- Carrol, J.B. (1993). *Human cognitive abilities: A survey of factor-analytic studies*. New York, NY: Cambridge University Press.
- Carrol, J.B. (1997). The three-stratum theory of cognitive abilities. En D.P. Flanagan, J.L. Genshaft, y P.L. Harrison (Eds.), *Contemporary intellectual assessment: Theories, tests, and issues* (pp. 122-130). New York, NY: Guilford Press.
- Cattell, R.B. (1971). *Abilities: Their structure, growth and action*. Boston: Houghton-Mifflin.
- Deary, I.J., Strand, S., Smith, P. y Fernandes, C. (2007). Intelligence and educational achievement. *Intelligence*, 35, 13-21.
- Diniz, A.M., Almeida, L.S., y Pais, L.G. (2007). Contextos profissionais e práticas de avaliação psicológica: Inquérito aos psicólogos portugueses. *Psico-USF*, 12, 1-12.
- Evans, J.J., Floyd, R.G., McGrew, K.S. y Leforgee, M.H. (2002). The relations between measures of Cattell-Horn-Carroll (CHC) cognitive abilities and reading achievement during childhood and adolescence. *School Psychology Review*, 31, 246-262.
- Fiorello, C.A. y Primerano, D. (2005). Cattell-Horn-Carroll cognitive assessment in practice: Eligibility and program development issues. *Psychology in Schools*, 42, 525-536.
- Floyd, R.G., Evans, J.J. y McGrew, K.S. (2003). Relations between measures of Cattell-Horn-Carroll (CHC) cognitive abilities and mathematics achievement across the school-age years. *Psychology in the Schools*, 40, 151-171.
- Gottfredson, L.S. (2000a). *g*: Highly general and highly practical. In R. J. Sternberg y E. L. Grigorenko (Eds.), *The general factor of intelligence: How general is it?* (pp. 331-380). Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Gottfredson, L.S. (2000b). Where and why *g* matters: Not a mystery. *Human Performance*, 15, 25-46.
- Guilford, J.P. (1967). *The nature of human intelligence*. New York, NY: McGraw-Hill.
- Kamphaus, R.W., Petoskey, M.D. y Rowe, E.W. (2000). Current trends in psychological testing of children. *Professional Psychology, Research and Practice*, 31, 155-164.

- Kuncel, N.R., Hezlett, S.A. y Ones, D.S. (2004). Academic performance, career potential, creativity and job performance: Can one construct predict them all? *Journal of Personality and Social Psychology*, 86, 148-161.
- McDermott, P.A., Fantuzo, J.W., y Glutting, J.J. (1990). Just say no to subtest analysis: A critique on Wechsler theory and practice. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 8, 290-302.
- McGrew, K.S. y Evans, J.J. (2002). Within-CHC domain comparisons of the WJ III cognitive and achievement tests growth curves. *IAP Research Report*, 7, 18 pp.
- McGrew, K.S. y Flanagan, D.P. (1998). *The intelligence test desk reference (ITDR): Gf-Gc cross-battery assessment*. Needham Heights: Allyn y Bacon.
- Phelps, L., McGrew, K.S., Knopik, S.N. y Ford, L. (2005). The general (g), broad and narrow CHC stratum characteristics of the WJ III and WISC-III tests: A confirmatory cross-battery investigation. *School Psychology Quarterly*, 20, 66-88.
- Primi, R. y Almeida, L.S. (2000). Estudo de validação da Bateria de Provas de Raciocínio (BPR-5). *Psicologia: Teoria e Pesquisa*, 16, 165-173.
- Ribeiro, I. (1998). *Mudanças no desempenho e na estrutura das aptiões: Contributos para o estudo da diferenciação cognitiva em jovens*. Tese de Doutoramento. Braga: Universidade do Minho.
- Spearman, C. (1927). *The abilities of man: Their nature and measurement*. New York, NY: Macmillan.
- Sternberg, R.J., Grigorenko, E.L. y Bundy, D.A. (2001). The predictive value of IQ. *Merrill-Palmer Quarterly*, 47, 1-41.
- Te Nijenhuis, J., Evers, A. y Mur, J. (2000). The validity of the Differential Aptitude Test for the assessment of immigrant children. *Educational Psychology*, 20, 90-115.
- Te Nijenhuis, J., Tolboom, E.R. y Bleichrodt, N. (2004). Does cultural background influence the intellectual performance of children from immigrant groups?: The RAKIT Intelligence Test for Immigrant Children. *European Journal of Psychological Assessment*, 20, 10-26.
- Thurstone, L.L. (1938). *Primary mental abilities*. Chicago: University of Chicago Press.
- Watkins, M.W., Lei, P.W. y Canivez, G.L. (2007). Psychometric intelligence and achievement: A cross-lagged panel analysis. *Intelligence*, 35, 69-68.
- Woodcock, R.W. (2002). New looks in the assessment of cognitive ability. *Peabody Journal of Education*, 77, 6-22.

Recibido: 20 de abril de 2008

Recepción Modificaciones: 15 de julio de 2008

Aceptado: 18 de julio de 2008