

Utilización de la TRI en la exploración de las relaciones entre factor *g* y tareas de procesamiento de la información

Luis F. García, Francisco J. Abad y Manuel Juan-Espinosa
Universidad Autónoma de Madrid

Las relaciones entre el factor *g* y tareas de procesamiento de la información han abierto la puerta a la comprensión de la naturaleza de *g* (Jensen, 1998). No obstante, es necesario superar determinados problemas metodológicos para poder comprender hasta qué punto las diferencias en *g* son ocasionadas por diferencias en procesos cognitivos. En este sentido, la falta de fiabilidad de las puntuaciones en las tareas de procesos puede llevar a conclusiones equivocadas sobre la naturaleza de dichas relaciones. Un medio de abordar este problema es seleccionar a las personas con un menor error de estimación del nivel de habilidad. Los resultados muestran un aumento de las correlaciones entre *g* y memoria de trabajo en el grupo de sujetos mejor medidos frente al grupo de personas con un error de estimación mayor.

The use of IRT to investigate the relationships between the g factor and cognitive tasks. Many authors have looked for the relations between the *g* factor and cognitive tasks in order to find out the nature of the *g* factor (Jensen, 1998). Nevertheless, some methodological problems must be solved to understand if the individual differences in *g* are differences in cognitive processes. One of them is the low reliability of the scores in this kind of tasks. On the grounds of the standard error of the ability level estimation, we hypothesized that the correlations between the *g* factor and a working memory task would be larger in the group of the subjects better measured (less standard error). The results support this hypothesis.

Desde hace décadas han sido diversos los esfuerzos investigadores para descubrir procesos cognitivos básicos que explicaran la variabilidad en las aptitudes psicométricas. Especialmente prolífica en este aspecto ha sido la investigación concerniente al factor *g* (Nettelbeck, 1987; Deary y Stough, 1996)

La literatura muestra relaciones altas y consistentes entre el factor *g* y ejecución en tareas como tiempo de reacción, tiempo de inspección, etc. La principal explicación de estas, en principio sorprendentes, altas correlaciones ha aludido a que ambos tipos de tareas (test psicométricos de alta complejidad y tareas de procesos) demandan memoria de trabajo (Jensen, 1998).

Una limitación de este tipo de estudios es la falta de fiabilidad de las tareas cognitivas. Es bien conocido que la correlación entre dos tareas o tests está restringida por sus fiabilidades, es decir, la falta de fiabilidad de las tareas cognitivas podría estar provocando una reducción artificial de las correlaciones observadas. La corrección de este efecto negativo provocado por una baja fiabilidad podría ser muy útil para hallar la verdadera correlación entre tareas de memoria de trabajo y factor *g* y, por tanto, para encontrar una explicación a la relación entre ambos constructos.

En este sentido la TRI (Teoría de Respuesta al Ítem) podría aportar potenciales vías de solución. El cálculo del error de estimación de cada individuo ofrece la posibilidad de seleccionar a los individuos mejor medidos y descartar a los demás. El objetivo de esta investigación es explorar la posibilidad de aumentar las correlaciones entre factor *g* y pruebas de procesos por medio de la selección de los sujetos con un menor error en la estimación del nivel en el constructo medido por la tarea de procesos, en este caso la memoria de trabajo. Se deducen dos hipótesis que serán puestas a prueba:

1) Las correlaciones entre el factor *g* y el nivel de habilidad del sujeto en la tarea de memoria de trabajo estimado según la TRI serán altas y significativas.

2) La correlación entre factor *g* y memoria de trabajo será significativamente mayor en los sujetos cuyo error de medida esté por debajo del centil 50 que aquellos que se encuentren por encima de ese punto.

Método

Sujetos

La muestra de la tarea de memoria de trabajo está compuesta de 173 estudiantes de primer curso de psicología. De ellos, 114 tienen también puntuaciones en los tests psicométricos (22 hombres y 92 mujeres).

Tareas

Tarea de memoria de trabajo

La pantalla se compone de una rejilla de 6 por 6 cuadrados con espacios iguales entre ellos (Figura 1). Los ítems se componen de dos fases: En la fase de estudio, un punto perfectamente visible realizará un recorrido a velocidad constante entre los cuadrados que componen la pantalla, una vez terminado el recorrido el punto volverá al inicio del recorrido, en ese momento comienza la fase de respuesta, el sujeto tiene que replicar el recorrido previamente observado en la fase de estudio dirigiendo el punto naranja con los cursores. La variable independiente es el número de movimientos correctamente reproducidos por el sujeto antes de cometer el primer error, es decir, en un determinado momento realizó un giro que no se correspondía con el del punto en el mismo sitio en la fase de estudio. Se le contabilizarán el número de giros realizados hasta ese momento, el resto del recorrido no tiene ningún peso en la puntuación del sujeto.

Tests psicométricos:

Test de factor *g* de Cattell (1984) y test de razonamiento verbal de la escala APT (Bennett, y cols., 1985) como medidas de inteligencia fluida, desplazamientos (Manziona, 1978) y rotación de figuras macizas (Yela, 1968) como tests de capacidad visoespacial, y comprensión verbal (Manziona, 1978) y vocabulario (Manziona, 1978) como medidas de aptitud verbal.

Análisis

El factor *g* se conceptualizará a partir del primer componente sin rotar (Jensen, 1998, Jensen and Weng, 1994). Las puntuaciones factoriales fueron calculadas por el método de coeficientes de regresión.

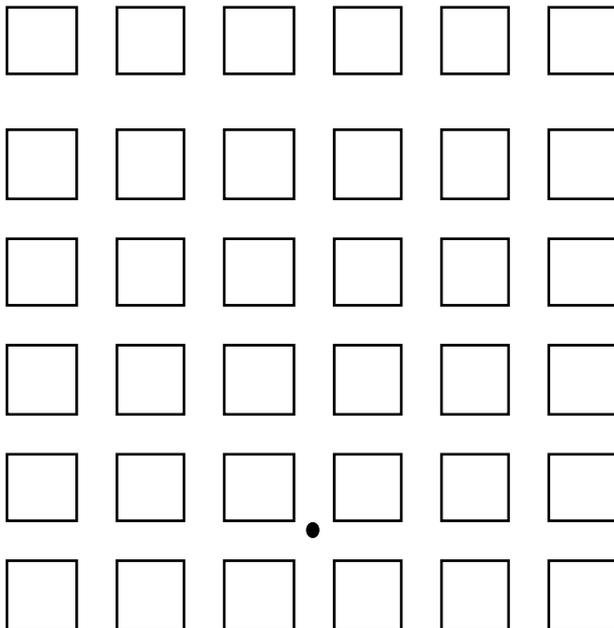


Figura 1. Pantalla de la tarea de Memoria de Trabajo

La no violación de los supuestos necesarios para la aplicación de la TRI fue comprobada por diversos medios. Se realizó un análisis factorial de las puntuaciones directas en la tarea de memoria de trabajo por el método de ejes principales con el objetivo de comprobar su unidimensionalidad. Con respecto a la dicotomización el éxito en el ítem fue definido como el acierto en el 100% de los giros. Para demostrar el supuesto de invarianza de parámetros se dividió la muestra en dos partes y se estimó la dificultad de los ítems para cada submuestra.

Para realizar las estimaciones se empleó el programa «Bilog». Aunque los ítems son susceptibles de diferenciarse según su capacidad de discriminación se utilizó el modelo de Rasch por el pequeño número de sujetos empleado en el estudio y por su robustez

Tabla 1
Parámetro de dificultad y ajuste de los ítems

Nº de Ítem (Nº giros)	% aciertos	Corr. Biserial	b	χ^2	Prob <
1 (7)	.751	.391	-1,18	2.5	0.2887
2 (7)	.486	.721	-,042	11.8	0.0083
3 (8)	.578	.554	-,410	3.7	0.2949
4 (9)	.526	.551	-,201	1.9	0.6048
5 (9)	.295	.499	.753	3.3	0.1886
6 (10)	.370	.530	.425	2.8	0.4183
7 (10)	.179	.631	1,35	2.7	0.4364
8 (10)	.185	.471	1,32	5.1	0.1627
9 (10)	.318	.598	.648	2.3	0.5085
10(11)	.110	.673	1,86	1.9	0.3928
11(11)	.127	.662	1,71	2.0	0.5810
12(11)	.266	.610	.889	2.0	0.5751
13(11)	.324	.453	.623	1.8	0.6168
14(11)	.295	.579	.752	1.7	0.4330
15(11)	.098	.571	1,96	0.8	0.6640
16(12)	.139	.603	1,63	4.6	0.2059
17(12)	.058	.334	2,43	1.5	0.2219
18(12)	.145	.550	1,58	0.9	0.8363
19(12)	.173	.554	1,39	1.3	0.7382
20(12)	.173	.559	1,39	1.1	0.7683
21(12)	.081	.378	2,14	3.7	0.0511
22(12)	.168	.572	1,43	1.7	0.6313
23(13)	.173	.538	1,39	1.5	0.6774
24(13)	.191	.364	1,28	4.9	0.1791
25(13)	.092	.338	2,02	1.6	0.4545
26(13)	.121	.532	1,76	1.0	0.8083

Tabla 2
Estadísticos descriptivos

	MUESTRA TOTAL (N=114)		SUJETOS MEJOR MEDIDOS (N=55)			SUJETOS PEOR MEDIDOS (N=59)						
	Media	Desv. tít.	Mín	Máx	Media	Desv. tít.	Mín	Máx	Media	Desv. tít.	Mín	Máx
Factor <i>g</i>	0	1,00	-2,20	2,35	,40	,95	-1,86	2,35	-,38	,88	-2,2	2,04
Test de Cattell	24,79	3,62	17	34	25,93	3,57	18	34	23,71	3,36	17	30
θ	0	1,00	-2,23	2,56	,78	,46	,16	2,02	-,744	,78	-2,23	2,56
Error De <i>q</i>	,43	,18	,29	1,00	,32	0,02	,29	,35	,549	,20	,38	1,00

ante la presencia de índices de discriminación distintos y aciertos al azar (Muñiz, 1996). Teniendo en cuenta el escaso número de sujetos disponibles para hacer un estudio de TRI, se han fijado 10 puntos de cuadratura, lo que permite incluir el máximo número de sujetos en un número de intervalos considerado aceptable (Muñiz, 1990). Se utilizó una métrica normal y la estimación de las puntuaciones fue obtenida por el método de máxima verosimilitud.

Resultados

Con respecto a la comprobación de los supuestos de la TRI encontramos un 20% de varianza explicada por el primer factor sin rotar, la razón entre el autovalor del primer factor y el segundo fue de 4,71 y la saturación media de los ítems fue de .44 (desviación típica = 0.05). Respecto a la invarianza de parámetros la muestra se dividió según quedasen o no por encima de la media de las estimaciones de q (88 sujetos quedaron por debajo de la media y 85 por encima), la correlación en el parámetro de dificultad estimado a partir de ambas muestras fue de .878.

Los resultados obtenidos con el programa «Bilog» se muestran en la tabla 1, las columnas con los valores del estadístico χ^2 y su probabilidad asociada nos informan del comportamiento de los ítems. Solo el ítem 2 se ajusta mal a los datos (prob < 0,05).

Los estadísticos descriptivos de las puntuaciones de los sujetos en las diversas variables consideradas se muestran en la tabla 2. El centil 50 de la variable error de las estimaciones de habilidad es 0,383.

Las correlaciones entre las estimaciones del nivel de habilidad en memoria de trabajo (M. T.), factor g y el test de Cattell pueden verse en la tabla 3.

Conclusiones

Los análisis de unidimensionalidad e invarianza de parámetros muestran que la tarea de memoria de trabajo es susceptible de un análisis desde la TRI sin incurrir en violaciones graves de los su-

puestos. Especialmente satisfactorios son los resultados relativos a la invarianza. Cabe notar que solamente un ítem ofrece un mal ajuste a los datos.

Las altas correlaciones encontradas entre las puntuaciones factoriales, tests psicométricos y las estimaciones de habilidad basadas en el modelo de Rasch son coherentes con la literatura de relaciones entre procesos y aptitudes de inteligencia (Jensen, 1998). Estos datos apoyan la importancia que se concede a la memoria de trabajo en la explicación de las diferencias en tareas o tests donde el factor g es crítico para su correcta resolución.

Respecto a las comparaciones basadas en el control del error con el que están medidos los alumnos se observa un efecto en la dirección predicha, es decir, las correlaciones en el grupo mejor medido (con un error de estimación menor) son más altas que en el grupo peor evaluado (con un error de estimación mayor). No obstante las diferencias de correlaciones (.368 frente a .294 para el factor g y .355 frente a .202 para el test de Cattell) no son significativas y son menores que para la muestra total. Probablemente esto se deba al escaso número de sujetos en cada grupo resultante de la división de la muestra total.

Tabla 3
Correlaciones entre el factor g, test de Cattell y nivel de habilidad estimado en la tarea de memoria de trabajo (M.T.)

	MUESTRA TOTAL (N=114)			SUJETOS MEJOR MEDIDOS (N=55)			SUJETOS PEOR MEDIDOS (N=59)		
	Factor g	Test de Cattell	M. T.	Factor g	Test de Cattell	M. T.	Factor g	Test de Cattell	M. T.
Factor g	1,00	,641	,488	1,00	,533	,368	1,00	,648	,294
Test de Cattell	,641	1,00	,390	,533	1,00	,355	,648	1,00	,202
M. T.	,488	,390	1,00	,368	,355	1,00	,294	,202	1,00

Referencias

Bennett, G. K., Bennett, M. G., Clendenen, D. M., Doppelt, J. E., Ricks, J. H., Seashore, H. G., and Wesman, A. G. (1985): *APT. Test de Pro-nóstico Académico*. Madrid: T.E.A.

Cattell, R. B., and Cattell, A. K. S. (1984): *Tests de Factor g, Escalas 2 y 3*. Madrid: T.E.A.

Deary, I.J. y Stough, C. (1996). Intelligence and inspection time: Achievements, prospects, and problems. *American Psychologist*, 51, 599-608.

Jensen, A. (1998). *The g factor*. London: Praeger.

Jensen, A. and Weng, L. (1994): What is a good g? *Intelligence*, 18, 231-258.

Manziona, J. M. (1978): *B.F.A. Bateria Factorial de Aptitudes*. Madrid: M.E.P.S.A.

Muñiz, J. (1990). *Teoría de respuesta a los ítems*. Madrid: Pirámide.

Muñiz, J. (1996). Fiabilidad. En J. Muñiz (Ed), *Psicometría* (pp. 1-47). Madrid: Universitas.

Nettelbeck, T. (1987). Inspection time and intelligence. En P.A. Vernon (Ed.), *Speed of information-processing and intelligence* (pp. 295-346). Norwood, NJ: Ablex.

Yela, M. (1968): *Rotación de Figuras Macizas*. Madrid: T.E.A.