

**ADAPTACION DEL CUESTIONARIO DE FALLOS
COGNITIVOS DE BROADBENT, COOPER,
FITZGERALD Y PARKES
(CFQ, *Cognitive Failures Questionnaire*)**

Jesús García Martínez (*)

José Sánchez-Cánovas ()**

(*) Dpto. Psiquiatría, Personalidad, Evaluación y Tratamientos Psicológicos. UNIVERSIDAD DE SEVILLA. Facultad de Psicología.

(**) Dpto. Personalidad, Evaluación y Tratamientos Psicológicos. UNIVERSIDAD DE VALENCIA- Estudio General.

RESUMEN

Exponemos la adaptación de un cuestionario de metamemoria compuesto por ítems referentes a fallos en memoria, atención y control de las acciones y comparamos nuestros resultados obtenidos con muestras de jóvenes y ancianos con los resultados de estudios ingleses. Diferentes indicadores apoyan la idea de que hay un único factor común subyacente a todos los tipos de fallos, pero estos tienen una manifestación diferente en función de la edad de los sujetos que los padecen, los ancianos sufren fundamentalmente de problemas de memoria, mientras que los jóvenes los tienen en atención y control. El cuestionario no logra ser validado frente a pruebas de memoria a pesar de su buena fiabilidad.

SUMMARY

We display the adaptation of a metamemory questionnaire which is composed of memory, attention and control failures. We compare our results with the english studies ones. A large number of dates support the theory of an only common factor to all the failures kinds.

But the different failures have an different behavior to age. Olders suffer more memory problems, but youngs suffer more attention and control failures. Questionnaire has a good reliability but is validity is very low.

1. INTRODUCCION

El Cuestionario de Fallos Cognitivos (*Cognitive Failures Questionnaire*, CFQ) es una prueba de metamemoria elaborada por Broadbent, Cooper, Fitzgerald y Parkes (1982). Tiene la peculiaridad de que incluye apartados referidos a fallos de naturaleza no estrictamente mnésica sino que cubre una amplia gama de fallos cotidianos de tipo cognitivo. Contempla fallos de memoria, de atención y de control del pensamiento o la acción. Sus autores partieron de tres fuentes para elaborar el test: a) los trabajos de Reason (1977, 1979) acerca de los fallos cognitivos de tipo cotidiano, b) los estudios que vinculan los fallos cognitivos con el estrés, c) el interés por otros cuestionarios de metamemoria aparecidos anteriormente.

El supuesto de los autores es que todos los fallos cognitivos (tanto atencionales, de memoria, como de otros tipos) comparten una misma naturaleza psicológica: el curso de la acción cognitiva que se lleva a cabo no concuerda con la intencionalidad con que se acomete la tarea. Se fracasa en la planificación de la tarea porque la realizamos de un modo automático sin atender a las condiciones concretas en que ha de realizarse, de ahí el error. El plan de trabajo que plantearon los autores para desarrollar el cuestionario fue a) comprobar la existencia del factor común cognitivo por ellos propuesto, b) comprobar la relación entre el cuestionario y una serie de factores de personalidad o afectivos, c) comprobar la relación entre fallos cognitivos y estrés y d) comprobar la relación entre las Medidas de autoinforme y medidas de memoria de laboratorio (en este último interés nuestros objetivos coinciden).

El cuestionario se elaboró a partir de una muestra de items que supuestamente representaban las áreas de problemas relativas a atención, memoria o fallos del control, del pensamiento o las acciones construidos en base a estos fenómenos experimentados por personas cercanas a los investigadores o experimentados por ellos mismos. En la versión definitiva el test incluye 25 items formulados en sentido positivo que se valoran en función de una escala de cinco puntos que representa la frecuencia relativa de cada uno de

los fallos durante el último medio año desde 1 (Muy a menudo) a 5 (Nunca), esta versión es la que nosotros hemos empleado aunque los autores desarrollaron otras con otros tipos de escalas de medida (véase Broadbent y cols., 1982). Las primeras versiones del test incluían también ítems de sinceridad eliminados por la escasa correlación que obtuvieron con los ítems que preguntaban por fallos de tipo cognitivo. Trabajaron con mucho tipos de muestras, sobre todo para comprobar la vinculación fallos cognitivos-estrés, pero nunca estudiaron el papel que cumplía la edad a la hora de contestar el cuestionario, objetivo que sí nos hemos planteado nosotros.

Los resultados del estudio de Broadbent y cols. (1982) fueron los siguientes:

1) En cuanto al hallazgo de un único factor común a todos los fallos cognitivos la prueba manifiesta una alta homogeneidad psicológica lo que demuestra que hay una única variable subyacente a la prueba lo que entienden como un apoyo a su propuesta del marco común de fallo cognitivo. También encuentran un factor general en los análisis factoriales acompañados de factores que varían muestra a muestra.

2) No encuentran covariaciones entre los resultados en el CFQ y los obtenidos en pruebas de personalidad o inteligencia como los test EPI, STAI, Escala de Defensividad de la Lista de Adjetivos de Gough, Locus de Control de Rotter, tampoco con las escalas de sinceridad insertas en el EPI o la Lista de Gough, lo que indica que la deseabilidad social no contamina los resultados del CFQ, ni con los Tests de Vocabulario de Mill Hill y las Matrices de Raven.

3) En cuanto a la vinculación con el estrés encontraron que no se produce un incremento en el número de fallos cognitivos en situaciones de estrés pero que el CFQ sirve como un indicador de la susceptibilidad al mismo, las personas que obtienen bajas puntuaciones en el cuestionario (sufren muchos fallos cognitivos) son las que antes se desorganizan en situaciones estresoras.

4) No hallaron covariaciones entre el CFQ y pruebas que evalúan capacidad de memoria (se trataba de pruebas de memoria inmediata tanto visual como auditiva, supresión articulatoria, efecto sufijo, memoria a largo plazo de material categorizado y el test de recuerdo diferido de Williams). Pero si obtiene altas correlaciones con otros instrumentos de metamemoria como los *Slips of Actions* (formas A y B) de Reason, el *Short Inventory of Memory Experiences* de Herrmann y Neisser, y el *Absent-Mindedness Questionnaire*, también de Reason.

Además los autores investigaron la posibilidad de evaluar al sujeto a través de la opinión de una persona próxima. Este tipo de estudio es muy habitual con instrumentos de metamemoria (Sunderland, Harris y Gleave, 1984). Broadbent y sus colaboradores construyeron una versión especial del cuestionario con sólo ocho items para lograr este objetivo. Estos items se valoran con una escala de frecuencias de cinco puntos que se contrabalancea en su orientación de un item a otro. Las correlaciones entre el CFQ para otros y el CFQ de la persona en cuestión eran significativas en una muestra de matrimonios.

Elegimos la prueba CFQ para nuestro estudio de los instrumentos de metamemoria debido al apoyo que encuentra en el estudio original en cuanto a la causalidad común de todos los fallos cognitivos, lo que constituye una teoría a tener en cuenta y que merece ser explorada. Además la prueba tiene una buena fiabilidad (tanto en el sentido de la consistencia interna como de la estabilidad de las puntuaciones) pero no alcanza buenos resultados en cuanto a su validez, lo que hace interesante replicar sus cualidades psicométricas o para confirmar o infirmar estos datos. Además la prueba es citada en otros estudios anglosajones ((Harris y Wilkins, 1981; Absson y Rabbitt, 1988). Nosotros intentaremos comprobar también si el cuestionario ofrece diferentes resultados en función de la edad de los sujetos que lo contestan y es por tanto sensible a la caída de la capacidad mnésica (y cognitiva, en general) en la vejez. Aunque los autores originales no estudiaron este tema el cuestionario si ha sido utilizado en estos ámbitos (Absson y Rabbitt, 1988).

1.1. Objetivos del estudio

En nuestro estudio nos planteamos dos objetivos, estudiar las propiedades psicométricas y adaptar este cuestionario a poblaciones de nuestro entorno, de un lado, y comprobar la sensibilidad del cuestionario a los efectos de la edad.

2. MUESTRAS

Nuestras muestra fueron una de población joven y otra de ancianos. la muestra de jóvenes estaba compuesta por 188 sujetos voluntarios que cur-

saban estudios de BUP y COU o tercer curso de Psicología en la Universitat de València. Todos ellos residían bien en la ciudad de València o en Villena, una ciudad de 32.000 habitantes, capital de la comarca de l'Alt Vinalopó. En cuanto al sexo 51 eran varones y 137 mujeres. Estos indicadores pueden comprobarse en la Tabla I.

TABLA 1.- Datos demográficos de la muestra de jóvenes

Procedencia	Niveles educativos						
	BUP		COU		FACULTAD		TOTALES
Sexo	V	M	V	M	V	M	V= 51 M= 137
Valencia	18	21	16	45	10	53	163
Villena	0	0	7	18	0	0	25
Totales	39		86		63		188

TABLA 2.- Datos demográficos de la muestra de ancianos

Procedencia	Sexo		Totales
	V	M	
Valencia	23	26	49
Villena	28	87	115
Totales	51	113	164

La muestra de ancianos estuvo compuesta por un total de 164 sujetos voluntarios pertenecientes a clubs de la tercera edad de la Unión Democrática

de Pensionistas del País Valenciano procedentes de los mismos ámbitos geográficos que la muestra de jóvenes. El nivel de formación escolar en el caso de la muestra de ancianos era más homogéneo, todos tenían estudios equivalentes a la actual primaria excepto una persona que había cursado estudios de grado medio por lo que esta variable no se consideró para esta muestra. En cuanto al sexo 113 sujetos fueron mujeres y 51 varones. Véase la tabla II.

3. MATERIAL Y METODO

La administración de la prueba se realizó de modo colectivo para los sujetos jóvenes y en forma individual a los ancianos. Se utilizó la versión en castellano del CFQ, traducida por los autores que se administró a todos los sujetos y una batería de pruebas psicológicas utilizadas únicamente para la validación del cuestionario, aplicada sólo a un grupo de 71 ancianos. Esta batería estaba compuesta, además de por el CFQ, por a) la Escala de Memoria de Weschler (WMS), b) el Test de Retención Visual de Benton (TRVB), c) el Test Perceptivo de Atención de Tolousse-Pièron (TP), d) las Matrices Progresivas de Raven en Color elegidas como prueba de inteligencia por la adecuación de este instrumento a una población con escasa formación académica como fueron los ancianos de nuestra muestra, e) el Cuestionario de Fallos de Memoria en la Vida Cotidiana, otro instrumento de metamemoria elegido para ver el comportamiento del CFQ frente a pruebas de su clase, f) el Test Conductual de Memoria de Rivermead (RBMT) de Wilson, Cockburn y Baddeley (1985), un instrumento de evaluación de la memoria en base a análogos de conductas cotidianas de memoria compuesto por 11 items que se valoran según un criterio de todo o nada y una prueba de recuerdo de párrafos que se valora de modo inmediato y diferido y g) la prueba de pares asociados del Test de Memoria de la Universidad de Nueva York (Randt, Brown y Osborne, 1980) que los autores del RBMT recomiendan administrar junto a su prueba.

Una vez administrado el CFQ se procedió a comprobar su unidimensionalidad, estructura factorial, su sensibilidad al envejecimiento y su validez. Los análisis se refieren tanto a la muestra de ancianos como a la de jóvenes y a una tercera muestra, llamada total, producto de la simple unión de las dos anteriores. Todos los análisis estadísticos fueron elaborados con el paquete SYSTAT 3.0.

4. RESULTADOS

Los estadísticos básicos de la aplicación de la prueba pueden verse en la Tabla III.

TABLA 3.- Estadísticos básicos del CFQ

Muestra	Jóvenes	Ancianos	Total
Media	85.516	84.516	86.256
Desv. estándar	11.814	13.206	12.666
P. máxima	117	114	117
P. Mínima	58	62	58
N	188	164	352

Fiabilidad

En cuanto a la unidimensionalidad de la escala, que los autores consideran suficientemente probada así como punto central de su argumentación teórica procedimos a replicar los análisis efectuados por estos: la consistencia interna y la homogeneidad de los items.

Los índices de consistencia interna hallados (Tabla IV) alcanzan valores altos para ambas muestras, siendo ligeramente más altos para la de jóvenes. Esto concuerda con la opinión de los autores de que todos los fallos cognitivos obedecen a un único principio causal. Estos índices son, a su vez, semejantes a los obtenidos en el estudio de Broadbent y cols. (1982) utilizando 98 sujetos, pero algo más bajos.

El estudio de los items refuerza la idea de la homogeneidad de la prueba. Los items tendían a corelacionar entre si. En todas las muestras el índice alfa de la correlación entre el item y el total excluido el item arrojaron valores muy adecuados estando siempre por encima de .830 en la muestra de jóvenes, .703 en la de ancianos y .807 en la total. Como puede observarse, la muestra



de ancianos obtiene valores algo más bajos, aunque también potentes. Si atendemos, en lugar de a los índices alfa, a las correlaciones entre el ítem y el total menos el ítem éstas alcanzan para todas las muestras índices de significación superiores a $p=.01$ en todos los ítems para ambas las muestras. El ítem que obtiene una correlación más baja a lo largo de las diferentes muestras es el ítem 3 cuya correlación es de .201, .168, .223 para las muestras de jóvenes, ancianos y total respectivamente. Estos resultados se aproximan de nuevo a los obtenidos por Broadbent y cols. (1982). Vemos en la tabla VI que el nivel de la correlación es similar al obtenido por Broadbent y cols. (1982) y resulta significativa en todas las muestras y para todos los ítems. Podemos afirmar que la prueba tiene una fiabilidad muy buena.

TABLA 4.- Coeficientes de consistencia interna

Coefficientes	Jóvenes	Ancianos	Total	Broadbent
Dos mitades	.759	.685	.711	-
Alfa de Cronbach	.840	.801	.816	.890
Alfa ítems pares	.729	.692	.709	-
Alfa ítems impares	.705	.630	.655	-

A la luz de los datos obtenidos en los diversos estudios debemos concluir que el CFQ es una prueba con un índice muy aceptable de homogeneidad tanto en lo que se refiere a la escala en su conjunto como a los ítems que la componen.

Un tercer análisis que efectuamos para comprobar la homogeneidad de la prueba fue el cálculo del coeficiente Theta a partir del factor principal de la matriz factorial no rotada. Se consideraron para este análisis todos los ítems con saturaciones superiores a .400. En las tres muestras el coeficiente Theta ronda o es superior a .850.

TABLA 5.- Comparación de la fiabilidad de los ítems del CFQ entre el estudios de Broadbent y cols. (1982) y nuestros resultados

Ítems	Muestra de Broadbent (N=98) r	Muestra de nuestro estudio					
		Jóvenes (N = 188)		Ancianos (N = 164)		Total (N = 352)	
		r	Alfa	r	Alfa	r	Alfa
1	.239	.454	.830	.374	.793	.421	.807
2	.372	.563	.829	.466	.789	.435	.807
3	.305	.201	.838	.168	.801	.223	.815
4	.251	.292	.837	.182	.800	.273	.813
5	.385	.347	.836	.284	.797	.339	.811
6	.256	.472	.834	.374	.793	.357	.810
7	.006	.428	.835	.352	.794	.306	.812
8	.325	.330	.834	.385	.793	.351	.810
9	.258	.370	.838	.226	.801	.261	.814
10	.328	.276	.838	.291	.797	.286	.813
11	.287	.246	.833	.291	.797	.286	.813
12	.405	.392	.841	.176	.801	.313	.812
13	.255	.417	.825	.415	.790	.410	.807
14	.243	.269	.835	.329	.795	.296	.812
15	.362	.471	.835	.329	.795	.411	.807
16	.493	.373	.834	.384	.793	.384	.809
17	.455	.518	.827	.468	.788	.468	.805
18	.354	.462	.831	.253	.801	.321	.812
19	.266	.400	.833	.320	.796	.376	.809
20	.221	.387	.835	.363	.793	.347	.810
21	.531	.338	.827	.435	.789	.410	.807
22	.466	.439	.833	.416	.792	.400	.809
23	.531	.479	.830	.432	.790	.406	.808
24	.362	.399	.838	.243	.798	.338	.811
25	.238	.398	.832	.382	.792	.397	.808

Estructura factorial

Las soluciones factoriales (Tablas VI a VIII) rotadas (rotación Varimax) fueron las siguientes:

TABLA 6.- Prueba CFQ. Análisis de Componentes Principales (rotación Varimax). Muestra de Jóvenes

Items	C. I	C. II	C. III	C. IV	C.V	C. VI	C. VII	h ²
1	.251	.526	.097	.172	-.017	.161	.172	.434
2	.692	.212	.033	.116	.232	.112	.062	.514
3	.017	-.015	.002	-.011	.154	.089	.703	.661
4	.029	.151	-.025	.476	.339	.012	.007	.366
5	.332	.102	-.022	.035	.654	.020	-.129	.567
6	.236	.186	.314	-.113	.575	.130	.200	.589
7	.065	.124	.869	.027	.155	.055	.108	.814
8	-.040	.232	-.102	.555	.164	.296	.024	.489
9	.230	.172	.059	.001	-.006	.631	.143	.505
10	.305	.401	-.199	.102	-.171	.260	-.019	.401
11	.163	.105	.119	.562	-.081	-.370	.292	.596
12	.185	.124	.270	.214	-.165	.102	.659	.640
13	.659	.242	-.056	-.116	.107	.048	.186	.558
14	.093	-.042	.014	.097	.123	.729	.058	.570
15	.117	.373	.039	.437	.022	.357	.087	.481
16	.265	-.037	.438	.544	-.056	.072	-.109	.580
17	.431	.366	.080	-.024	.237	.083	-.355	.516
18	.650	-.123	.125	.393	.046	.112	.076	.628
19	-.035	.678	.050	.125	.361	-.043	.040	.613
20	.099	.124	.866	.045	.041	-.024	.097	.790
21	.043	.743	.091	.057	-.011	-.076	.028	.572
22	.417	.432	.281	.008	.004	.199	-.321	.582
23	.686	-.056	.316	.114	.169	.127	-.064	.635
24	.073	-.049	.114	.363	.662	.123	.127	.622
25	.033	.448	.176	.168	.175	.330	-.128	.417
Valor Propio	2.721	2.446	2.207	1.804	1.784	1.643	1.612	13.767
Varianza Explicada	10.833	9.785	8.829	7.215	7.136	6.572	6.488	56.859

TABLA 7.- Análisis de componentes principales (rotación Varimax). Muestra de ancianos

Items	C. I	C.II	C.III	C.IV	C. V	C. VI	C.VII	C.VIII	h ²
1	.493	.163	.097	.045	-.030	.280	.340	.068	.480
2	.485	.238	.059	.176	-.075	.296	-.023	.279	.498
3	.052	-.053	.080	.121	.687	-.073	-.074	.478	.738
4	.087	.043	.029	.093	.129	.011	.187	.770	.663
5	.080	.249	.141	-.017	.203	.056	.620	.225	.568
6	.750	.002	-.163	.071	.033	.037	.083	-.131	.621
7	.146	.059	.833	.104	-.101	.099	.057	.013	.753
8	.094	.534	.162	.381	-.081	-.051	-.024	.075	.481
9	.066	.036	-.093	.589	-.145	.167	.481	.165	.669
10	-.049	.778	.023	.090	-.108	.116	.141	-.078	.667
11	.155	.173	.146	.740	-.061	.001	-.148	.047	.651
12	.111	-.160	-.125	-.107	.800	.248	.171	-.023	.796
13	.267	.072	.169	.646	.398	.182	.047	.015	.716
14	.147	.755	.018	.019	-.206	.056	-.044	.233	.694
15	.059	.682	.077	.052	-.272	.028	.136	-.016	.582
16	.676	-.183	.223	.099	-.103	.036	-.307	.142	.676
17	.672	-.005	.236	.266	.150	-.039	.067	.029	.607
18	.559	.101	-.067	.385	.236	-.022	.047	-.036	.535
19	.366	.401	-.276	.173	.434	-.064	-.131	.069	.615
20	.069	.095	.886	.093	.027	.093	-.005	.059	.820
21	.692	.204	.185	-.143	.105	.156	.148	.127	.648
22	.245	.205	.282	-.034	.188	.563	-.272	-.106	.620
23	.551	.129	.133	.151	.144	.172	-.435	.114	.609
24	.000	.002	.047	-.044	.018	.667	-.001	.464	.665
25	.161	.024	.078	.268	.089	.773	.279	-.174	.818
Valor Propio	3.455	2.456	1.979	1.937	1.860	1.758	1.398	1.395	16.238
Varianza Explicada	13.820	9.823	7.915	7.748	7.440	7.030	5.594	5.580	64.950

Del análisis factorial de la muestra de jóvenes (tabla VI) se derivaron siete factores que explican el 57% de la varianza. Los dos últimos factores con valores propios superiores a 1 sólo se vieron saturados por dos ítems por lo que hemos procedido a incluir también ítems con saturaciones de .350 para facilitar su interpretación psicológica.

El primer factor incluye los ítems 2, 23, 13, 18, 17, y 22 (el enunciado de los ítems puede verse en el apéndice). Se refiere a todo tipo de fallos, tanto atencionales como de memoria. Parece ser un factor de tipo general semejante a los encontrados por Broadbent y cols. (1982) pero la varianza que explica es mucho menor. Lo denominamos *Distraibilidad General*.

El segundo factor está compuesto por los ítems 21, 19, 1, 25, 22, 10, 17, 15 y todos ellos se refieren a tipos de fallos debidos a que el foco de atención del sujeto está ocupado en una tarea mientras que otra distinta pugna porque se le atiende. Llamamos al factor *Problemas de Atención* y su interpretación se acerca mucho a la teoría de la competencia entre actividades que formuló Reason y que es la base teórica de este instrumento.

El tercer factor (ítems 7, 20, 16) se refiere a un área concreta: olvido de los nombres de las personas. Factores de contenido semejante a este han aparecido en las factorizaciones de otros cuestionarios de metamemoria (Herrmann y Neisser, 1978). Lo denominamos *Olvido de nombres*.

Los factores del cuarto al sexto están compuestos por una serie de ítems (cuarto: 11, 8, 16, 4, 15, 18, 24; quinto: 24, 5, 6, 19; sexto: 4, 9, 15) que tienen en común ser ítems referidos a fallos en el control de la acción, si bien el quinto tiene una tendencia (no exclusiva) a centrarse en situaciones de control motor y el sexto a conversaciones. El cuarto y quinto incluyen también algunos ítems de memoria. La subdivisión entre ellos parece algo forzada por lo que los consideramos simplemente como factores relativos al control.

El séptimo factor compuesto por los ítems 3, 12 y 17 se centra de nuevo en un área específica: la perceptivo-espacial. En ocasiones, son fallos perceptivos; otras veces, olvidos relativos a mapas espaciales.

El análisis factorial de la muestra de ancianos (Tabla VII) arrojó ocho factores que explicaban en torno al 56% de la varianza. Este análisis factorial está realizado sobre los datos de únicamente 93 ancianos, y su criterio de saturación es también de .350. El primer factor compuesto un gran número de ítems (6, 21, 16, 17, 10, 23, 1, 2 y 19) de diferente naturaleza se puede considerar como una dimensión general de *distraibilidad* en la línea de los

propuesto por Reason (1977, 1979, 1984) y Broadbent y cols.(1982). El segundo factor incluye cinco ítems (10, 14, 15, 8, 19) de *revisión de la acción una vez que ha concluido*. Este factor es importante dado que se ha constatado en otros estudios (Oberlander, 1964) la existencia de un componente de *inseguridad o desconfianza en la ejecución cognitiva* por parte de los ancianos. El tercer factor integrado por los ítems 20, 22 y 7 se refiere al *olvido de nombres*, estos dos son los únicos ítems del test relativos a esta temática. El resto de factores (del cuarto al octavo) se refieren a *fallos de control de las acciones* no concretados en un área pero siempre refiriéndose más al control que a fallos de memoria o atención. Sólo el quinto factor parece vincularse a un área concreta: los problemas perceptivo-espaciales.

Análisis de las subescalas de la prueba CFQ

Como hemos podido ver la estructura factorial de esta prueba es sumamente inestable, al margen del factor general hallado repetidamente en las sucesivas muestras. No consigue obtener una estructura factorial psicológicamente significativa con muestras amplias (muestra de jóvenes) aunque dicha estructura tienda a ser más estable en muestras mayores. Por ello procedimos a analizar la prueba en función de un análisis de contenidos, clasificando los ítems en los tres tipos de fallos cognitivos, evaluados de modo racional, e imponiendo dicha estructura tripartita al análisis obtenido, intentando comprobar si la clasificación en función del tipo de fallo cognitivo se reflejaba empíricamente en la factorización. Los ítems referidos a memoria son los ítems, 2, 6, 7, 11, 12, 16, 17, 20, 22 y 23. Los referidos a atención son los ítems 3, 4, 5, 13, 18, 21 y 24 y los referidos a fallos en el control del pensamiento y la acción los ítems 1, 8, 9, 10, 14, 15, 19 y 25. Analizamos estas subescalas, pero únicamente a partir de los datos de la muestra total que incluye los datos de jóvenes y ancianos.

En la tabla VIII exponemos los resultados del análisis factorial de la muestra total. Tras este análisis aparecieron siete factores, pero tuvimos sólo tres en un intento de imponer una estructura factorial que reprodujera los tres tipos de fallos incluidos en el CFQ (Memoria, atención y control) despreciando el resto de factores (el valor propio del factor cuarto fue de 1.403). Este intento resultó exitoso, podemos ver que prácticamente todos los ítems de memoria saturan en el primer factor (excepto los ítems 11

TABLA 8.- Análisis de Componentes Principales (Rotación Varimax). Muestra total. Estructura de tres componentes.

ITEMS	COMPONENTE I	COMPONENTE II	COMPONENTE III
1	1.85	.428	.274
2	.581	.316	.025
3	-.076	-.064	.711
4	-.072	.153	.574
5	-.075	.297	.541
6	.494	.265	-.017
7	.686	-.031	-.074
8	.124	.550	.031
9	.160	.377	.005
10	-.026	.617	-.000
11	.190	-.004	.451
12	.144	-.023	.585
13	.414	.151	.288
14	.072	.587	-.056
15	-.020	.578	.301
16	.511	-.003	.297
17	.545	.212	.200
18	.347	.007	.337
19	.018	.449	.375
20	.646	-.059	.075
21	.216	.375	.303
22	.478	.382	-.076
23	.669	.136	.022
24	.124	.176	.455
25	.234	.423	.197
Valor Propio	3.267	2.762	2.664
Varianza Explicada	13.069	11.046	10.655

y 12) por encima de .350, solo dos ítems (13 y 18) que evalúan atención saturan en este factor y sus saturaciones son las más bajas. En el segundo factor saturan por encima de .350 todos los ítems que racionalmente miden control de las acciones y sólo esta presente un ítem (21) que evalúa atención cuya saturación es la más baja del factor. El tercer factor está saturado por encima de .350 por la totalidad de los ítems que miden atención excepto el 13 y el 21, aunque en este factor también saturan de modo significativo los ítems 11 y 12 que miden memoria.

Los resultados en estadísticos básicos para cada una de estas subescalas pueden verse en la Tabla IX.

TABLA 9.- Estadísticos básicos de las subescalas. Muestra total

	Memoria	Control	Atención
Media	34.662	24.705	27.105
Desviación típica	6.228	5.434	4.418
P. Máxima	48	40	48
P. Mínima	18	13	12
N	352	352	352
Items	10	7	8

Los coeficientes de consistencia interna de cada una de estas subescalas se indican en la Tabla X.

TABLA 10.- Coeficientes de consistencia interna de las subescalas

	Memoria	Control	Atención
Correlación dos mitades	.665	.536	.438
Alfa de Cronbach	.734	.672	.605
Alfa ítems pares	.554	.431	.478
Alfa ítems impares	.535	.543	.365

Aunque se observa un descenso claro de los coeficientes, debido a la menor extensión de las subescalas, con respecto a la escala total, los valores de consistencia siguen resultando significativos.

TABLA 11.- Correlaciones entre las subescalas del CFQ

	Memoria	Control	Atención	Total CFQ
Memoria	1.000			
Control	.404	1.000		
Atención	.430	.450	1.000	
Total CFQ	.778	.760	.692	1.0000

Las correlaciones producto momento (tabla XI) entre las escalas son superiores a .400 y de .700 o más la correlación de cada subescala con la total. Estos datos nos indican que las subescalas se encuentran más relacionadas con la escala total que entre sí lo que avala la hipótesis del factor general de fallos cognitivos evaluado por la escala del CFQ.

Validez externa del CFQ

Broadbent y sus colaboradores no han utilizado la escala CFQ para evaluar el efecto de la edad sobre las habilidades cognitivas de un individuo sino para evaluar el grado de presencia de fallos cognitivos y la susceptibilidad a síntomas de estrés, evaluado en función de las puntuaciones en el Middlesex Hospital Questionnaire (MHQ), un inventario de síntomas que discrimina los pacientes neuróticos de los que no lo son. De esta manera no se pueden establecer comparaciones entre los resultados de las muestra utilizadas por ellos y por nosotros. La tabla siguiente (tabla XII) muestra algunas de las variables con que se ha intentado relacionar el CFQ de cara a establecer su validez de constructo, incluimos también las pruebas psicométricas y de memoria cotidiana que hemos utilizado en nuestro estudio. Recordamos que los datos del estudio de validez se refieren únicamente a un subgrupo de 71 ancianos de nuestra muestra.

TABLA 12.- Validez Externa del CFQ

Test	Broadbent y cols.		Estudio actual	
	r	n	r	n
Mill Hill	-.157	128		
Matrices de Raven	-.150	51	.038	71
Sips of Action A	.570	94**		
Slips of Action B	.580	94**		
Absent-Mindedness Questionnaire	.620	94**		
SIME	.590	94**		
MFE			-.661	71**
WMS Total			.018	71
WMS Información			.146	71
WMS Orientación			.193	71
WMS Control			.020	71
WMS Memoria Lógica			.112	71
WMS Dígitos			-.008	71
WMS R. Visual			-.074	71
WMS Pares Asociados			-.006	71
Pares Asociados (Randt y cols.)			-.099	71
RBMT			.158	71
Recuerdo Inmediato Párrafos			.007	71
Recuerdo Diferido Párrafos			.130	71
TP			.146	71
EPQ E	-.113	221		
EPQ N	.277	221**		
EPQ P	.070	221		
EPQ S	-.177	221**		
Locus Control Externo de Rotter	.350	221**		
STAI-R	.311	221**		
ACL Defensividad	-.246	221****		P=.01

Rec. de la U.M. de México

Vemos en la tabla XII que el CFQ sólo obtiene correlaciones positivas con variables relativas a problemas de memoria, pero sólo si estos problemas de memoria se evalúan a través de pruebas de autoinforme sobre la metamemoria no así con pruebas psicométricas de ejecución con las cuales obtiene correlaciones sorprendentemente bajas. Por otro lado, la prueba se asocia fuertemente a escalas que intentan medir el grado de ansiedad entendida como factor de personalidad (EPQN, STAI-R). El CFQ, pues, se relaciona con medidas de ansiedad; Broadbent y cols. (1982) defienden que se trata de una prueba de susceptibilidad al estrés. Se relaciona, también, con otras escalas de metamemoria y fallos cognitivos, con las que tiene grandes afinidades; esto apoya la propuesta de Reason acerca del factor común de labilidad cognitiva que estaría a la base de todos los deslices cotidianos. Pero la prueba falla ante tareas psicométricas de ejecución de memoria y ante tareas de análogos cotidianos de la conducta (RBMT) con las que no consigue asociaciones significativas por lo que no podemos afirmar que se trate de una prueba mnésica. Como casi todas las pruebas de metamemoria el CFQ es un predictor muy pobre de la capacidad de ejecución de memoria de los individuos.

Sensibilidad a los efectos del envejecimiento.

Uno de los objetivos que nos habíamos propuesto en nuestro estudio era comprobar la sensibilidad de los instrumentos de metamemoria al déficit mnésico y cognitivo que se dan con la edad. Las investigaciones realizadas hasta ahora han dado obtenido todo tipo de resultados; el hecho de replicar nosotros este tipo de estudio pretende aportar nuevos datos para apoyar bien la teoría del déficit cognitivo en los ancianos (Dixon y Hultsch, 1983; Gilewski y cols., 1983; Absson y Rabbitt, 1988; Jackson, Bogers y Kersshlot, 1988), o bien la teoría de que los jóvenes realizan peor las tareas propuestas debido a una mayor tasa de oportunidades de olvido dadas sus vidas más activas (Bennett-Levy y Powell, 1980; Harris y Sunrerland, 1981; Sunderland, Harris y Baddeley, 1984).

Las muestras que hemos utilizado se ajustan a lo que suele ser normal en este tipo de estudios: jóvenes universitarios o con otro tipo de estudios y ancianos retirados de la actividad laboral. Realizamos un ANOVA para detectar posibles efectos significativos de la edad (Tabla XIV). Este ANOVA dio como resultado el hallazgo de diferencias significativas entre las diferentes edades ($p=.020$). Si atendemos al valor de las medias, esta resulta más alta para los ancianos lo que indica una menor ocurrencia de fallos cognitivos,

es decir un resultado que apoyaría más el fallo como una cuestión de oportunidades de olvido o distraibilidad que de déficit.

TABLA 13.- Efectos de la edad

	N	Medias	
Jóvenes	188	84.314	F = 5.435
Ancianos	164	88.345	p = .020

TABLA 14.- Pruebas *t* de diferencias de medias entre jóvenes y ancianos para las subescalas del CFQ

Memoria	N	Media	Desviación Típica
Jóvenes	188	35.378	5.922
Ancianos	164 T=2.320	33.841 GL=350	6.501 P=.021
Control			
Jóvenes	188	23.867	4.463
Ancianos	164 T=3.338	25.870 GL=350	6.061 P=.001
Atención			
Jóvenes	188	25.271	3.676
Ancianos	164 T=9.281	29.207 GL=350	4.281 P=.000

Para comprobar si las diferencias entre grupos de edad se evidenciaban mejor a través de un análisis menos molar procedimos a analizar las dife-

rencias ítem a ítem así como a lo largo de las tres subescalas de contenido en que hemos subdividido el CFQ. Estos análisis los efectuamos mediante pruebas *t* de diferencia de medias.

En el análisis de ítems aparecieron 14 (el 56% del test) que proporcionaban diferencias significativas entre grupos de edad, todos ellos con un valor $P=.01$. En diez de estos ítems los ancianos consiguen mejores resultados que los jóvenes, en los cuatro restantes (2, 6, 7, 23) el sentido de la diferencia es el contrario. Fijémonos que estos últimos ítems pertenecen a la subescala de memoria, los otros diez son en su mayoría de atención o control.

La prueba *t* para las diferentes subescalas mostró que existían diferencias significativas debidas a la edad en todas las subescalas, pero la dirección era inversa en la escala de memoria frente a las otras dos en el sentido de que los ancianos informaban de un mayor número de problemas de memoria. El nivel de significación de la prueba *t* de esta subescala era algo menor ($P=.021$).

5. DISCUSION

El cuestionario que nos ocupa sigue la tónica de la mayoría de los cuestionarios de metamemoria: una buena fiabilidad y una escasa validez.

La fiabilidad del cuestionario queda fuera de toda duda, los coeficientes de consistencia interna son excelentes, como ya hemos visto, y se observa también una alta correlación de todos los ítems entre sí. Además Broadbent y cols. (1982) probaron también la estabilidad de las puntuaciones consiguiendo valores $r=.803$ con intervalos de 65 semanas. Estas medidas de estabilidad fueron replicadas con diferentes muestras.

La gran discusión teórica que se puede realizar sobre este cuestionario es la relativa al factor común que según sus autores subyace a todo tipo de fallos cognitivos y que ellos centran en la teoría del gasto y automaticidad de Reason. El empeño de Broadbent y sus colegas fue demostrar mediante procedimientos estadísticos que este factor común existía. Efectivamente los diferentes indicadores parecen apoyar una gran homogeneidad de la prueba, lo que apoyaría esta idea: así se alcanzan grandes valores de consistencia interna y altas correlaciones entre los ítems (como acabamos de indicar) pero también el coeficiente theta parece indicar la presencia de un factor común para (casi) todos los ítems. Todos estos indicadores parecen confirmar las ideas de los creadores del cuestionario.

Sin embargo, nosotros hemos hallado una divergencia con respecto a los datos del estudio original. Broadbent y cols., no pudieron hallar en sus factorizaciones más que “un obvio factor general y el resto de resultados son muy variables de uno a otro grupo”. Ellos atribuyeron estos resultados a que las distancias entre los items en el mejor de los casos eran muy variables, pero que como todos los items correlacionaban con el total no podía hablarse de subdivisiones entre los tres diferentes tipos de items. En nuestros resultados, las factorizaciones de las muestras de jóvenes y ancianos, no concretan mucho, pero si aportan algunas tendencias significativas: para la muestra de jóvenes (n= 188) los dos primeros factores estaban saturados por items de todas las escalas y el tercero fundamentalmente por items referidos a memoria. En la muestra de ancianos (n=93) el primer factor se ve saturado por items de todas las escalas, pero fundamentalmente de la referida a memoria, el segundo sólo por items de la subescala de control y el tercero por items referidos únicamente a Memoria. No hay una división por subescalas, pero esta ya se apunta.

Gracias a la imposición de una estructura factorial de sólo tres componentes en la muestra que incluye jóvenes y ancianos encontramos tres dimensiones de fallo cognitivo, coincidentes con las tres áreas de problemas que componen los items del test, damos una mayor coherencia a las cualidades psicológicas de la prueba, y comprobamos que el CFQ evalúa más allá del factor general de labilidad cognitiva (distraibilidad) hallado repetidamente tanto en el estudio de Broadbent y cols. (1982) como en nuestro trabajo (factorizaciones y coeficientes Theta).

Otro hallazgo importante es encontrar un factor de inseguridad en la muestra de ancianos que indica que la ejecución de los más viejos se ve afectada por factores de tipo emocional además de posibles factores de tipo cognitivo como ya se encontró en otros estudios (Oberlerder, 1964; Eysenck, 1977).

Destacar también que dos áreas de la memoria y los fallos cognitivos aparecen como diferenciadas y relevantes. Una clásica y mucho más clarificada, la de Nombres, encontrada anteriormente en multitud de factorizaciones de otras pruebas (ej. el IME, Herrmann y Neisser, 1978) y otra menos clásica y también menos definida, la referente a problemas de tráfico, que si no se ha encontrado antes puede deberse a la no inclusión de items que evalúen este aspecto en otras pruebas. La dimensión se diferencia de la referente a cuestiones motoras y espaciales y dada su relevancia en nuestra

vida cotidiana actual debía estudiarse con más profundidad en pruebas de metamemoria.

Indicar también que, y esto no es nada sorprendente, que a medida que el N de la muestra se amplía su estructura factorial se hace más estable. Sería interesante realizar nuevas factorizaciones con muestras más extensas y más representativas para hallar su estructura factorial definitiva y con ello una explicación psicológica de las variables que participan en el CFQ y en la regulación de los fallos cognitivos.

Los resultados de la sensibilidad de la prueba a los efectos de la edad merecen también comentarios, y en cierta medida vinculados con la estructura factorial hallada. La prueba discrimina entre jóvenes y ancianos, y hace a aquellos más susceptibles de experimentar fallos cognitivos. Este tipo de hallazgos han sido encontrados con anterioridad (Bennett-Levy y Powell, 1980; Harris y Wilkins, 1981; Sunderland, Harris y Baddeley, 1984) y se han interpretado en el sentido de que los jóvenes tienen mayores oportunidades de olvidar dadas sus vidas más activas. Moscovitch (1982) entiende que la variable fundamental es el uso de variables externas que ayudan a no cometer fallos. Los ancianos han aprendido a usarlas mientras que los jóvenes confían más en su propia capacidad. Algo similar concluyen Harris y Wilkins (1981).

Pero en este cuestionario encontramos que son los ítems referentes a atención y control de las actividades los que arrojan estos resultados. Los ítems de memoria (y la subescala de memoria entera) indican una mayor ocurrencia de fallos en los ancianos. A pesar de la unicidad de la prueba (los diferentes procesos siguen pautas comunes), se ha de concluir que algunos procesos cognitivos (memoria) tienen ciertas particularidades y la memoria parece que se debilita en la vejez, como concluyen otras investigaciones no centradas necesariamente en metamemoria (Hultsch, 1971; Eysenck, 1974; Belmont, Freeseaman y Mitchell, 1988).

Y esto nos lleva a la validez de la prueba, el CFQ no consigue ninguna correlación significativa con pruebas de ejecución de memoria, sino sólo con otros cuestionarios de metamemoria. Esto no lo hace útil como prueba para evaluar memoria, y por tanto quizá el tipo de quejas que efectúa el sujeto en este test no sean relevantes como tales. O, al menos, como pruebas de memoria: la prueba no sólo evalúa memoria, sino atención y problemas de control (que pueden entenderse como una manifestación de la atención dividida) y hemos visto que estas dos dimensiones tienen un comportamiento

diferente a la de memoria. Datos aportados por Martin y Jones (1984) consiguieron validar el CFQ frente a pruebas de atención dividida y quizá sea esta la variable psicológica que quizá está midiendo la prueba, al menos si nos basamos en los contenidos de los items de atención y control. Por otro lado, queda abierta su utilidad como prueba para investigar los efectos del estrés como ya apuntaron Broadbent y cols. (1982) en su estudio.

BIBLIOGRAFIA

- Absson, V. y Rabbitt, P. (1988) What do self rating questionnaires tell us about changes in competence in old age. En Grunenber, M. M., Morris, P.E. y Sykes, R.N: (Eds.) *Practical aspects of memory: current research and issuess. Vol. II.* New York: Wiley.
- Belmont, J.M., Freeseaman, L.J.; Mitchell, D.W. (1988) Memory as problem solving: the cases of young and elderly adults. En Grunenber, M. M., Morris, P.E. y Sykes, R.N: (Eds.) *Practical aspects of memory: current research and issuess. Vol. II.* New York: Wiley.
- Bennett-Levy J. Y Powell, G. E. (1980) The Subjective Memory Questionnaire: an investigacion into the self-reporting of real-life memory skills. *British Journal of Social and Clinical Psychology*, 19, 177-188.
- Broadbent, D. E., Cooper, P. E., Fitzgerald, P. y Parkes, K. R. (1982) The Cognitive Failures Questionnaire and its correlates. *British Journal of Clinical Psychology*, 21, 1-16.
- Dixon, R. A. y Hultsch, D. F. (1983) Structure and development of Metamemory in Adulthood. *Journal of Gerontology*, 38, 682-688.
- Eysenck, M.W. (1974) *Ageing, learning and memory*. Documento no publicado.
- Eysenck, M.W. (1977) *Human memory: theory, research and individual differences*. Oxford: Pergamon.
- Gilewski, M. J., Zelinski, E. M., Schaie, K. W. y Thompson, L. W. (1983) *Abbreviating the Metamemory Questionnaire: factor structure and norms for adults*. Comunicación presentada en el encuentro de la A.P.A. Araheim. California (EE.UU.).
- Harris, J.E. y Wilkins, A.J. (1981) Effects of age and instructions on an everydaymemory questionnaire. comunicación presentada en *British Psychology Society. Cognitive Psychology Section. Conference on Memory*. Plymouth.
- Herrmann, D. J. y Neisser, U. (1978) An inventory of everyday memory experiencies. En Grunenber, M. M., Morris, P.E. y Sykes, R. N. (Eds.) *Practical aspects of memory*. London: Academic Press.

- Hultsch, D.F. (1971) Adult age differences in free classification and free recall. *Developmental Psychology*, 4, 338-343.
- Jackson, J.L., Bogers, H. y Kersthot, J. (1988) Do memory aids the elderly in their day to day remember. En Grunenberg, M. M., Morris, P.E. y Sykes, R.N: (Eds.) *Practical aspects of memory: current research and issues. Vol. II*. New York: Wiley.
- Martin, M. y Jones, G. V. (1984) Cognitive failures in everyday life. En Harris, J. E. Y Morris, P. E. (Eds.) *Everyday memory: actions and absent-mindedness*. London: Academic Press.
- Moscovitch, M. (1982) A neuropsychological approach to memory and perception in normal and pathological aging. En Craick, F.I.M. y Trehub, S. (Eds.) *Aging and cognitive processes*. Nueva york: Plenum Press.
- Oberlerder, M. (1964) Effects of psychosocial factors in text results on the aging. *Psychological Reports*. 14, 383-387.
- Randt, C. T.; Brown, E. R. y Osborne, D. P. (1980) A memory test for longitudinal measurement of mild to moderate deficits. *Clinical Neuropsychiatry*, 2, 181-194.
- Reason, J. T. (1977) Skill and error in everyday life. En Howe, M. (Ed.) *Adult learning: psychological research and application*. Londres: Wiley.
- Reason, J. T. (1979) Actions not as planned: the price of automatization. En Underwood, G. y Stevens, R. (Eds.) *Aspects of conciouness*. Londres: Academic Press.
- Reason, J. T. (1984) Absent-mindedness and cognitive control. En Harris, J. E. Y Morris, P. E. (Eds.) *Everyday memory: actions and absent-mindedness*. London: Academic Press.
- Sunderland, A., Harris, J. E. Y Baddeley, A. D. (1984) Assessing everyday memory after severe head injury. En Harris, J. E. Y Morris, P. E. (Eds.) *Everyday memory: actions and absent-mindedness*. London: Academic Press.
- Sunderland, A., Harris, J. E. y Gleave, S. (1984) Memory Failures in Everyday Memory following severe head injury. *Journal of Clinical Neuropsychology*, 6, 127-142.
- Wilson, B. A., Cockburn, J. y Baddeley, A. D. (1985) *The Rivermead Behavioural Memory Test*. London: Thames Valley Tests Co.