

EL ESTILO DE RESPUESTA EN LOS FACTORES DE INTELIGENCIA: ANÁLISIS FACTORIAL DEL WISC CON DEFICIENTES LIGEROS

por MARÍA DOLORES PERIS I PASCUAL
Universidad de Valencia

Introducción

La teoría de la medida ha desarrollado diversas alternativas al tradicional enfoque psicométrico. Sin embargo, los diagnósticos continúan realizándose en base a pruebas elaboradas según las técnicas clásicas (véase al respecto Bergan et al., 1985).

En educación, un tema clave es el diagnóstico de la deficiencia mental ligera, dado su carácter de «banda de corte» entre la población normal y la deficiente, con la trascendental repercusión educativa y social que en el sistema de enseñanza vigente tiene para el sujeto el ser clasificado en uno u otro sector de este continuo. Las responsabilidades que conlleva este campo del diagnóstico exige contar con técnicas de elevada precisión y reunir investigaciones que proporcionen un marco de referencia fiable.

Con tal objeto, se analizaron 83 protocolos completos de pruebas WISC de una muestra de esta población. Hay que destacar la ausencia, en este sector de evaluación, de pruebas que conlleven la más pedagógica evaluación referida al criterio frente a las referidas a la norma (en la revuelta anti-test se insiste en la inadecuación de unas pruebas diseñadas y normalizadas con sujetos normales, como es el caso del WISC, para evaluar a sujetos que por sus hándicaps tienen procesos cognitivos diferentes). Y aún más la ausencia de pruebas e investigaciones con modelos estructurales de rasgo latente que, al establecer las funciones de distribución y sus correspondientes de densidad respecto a cada ítem en cada población, vendrían a solucionar las diferencias entre poblaciones distintas mediante los pesos dados a cada ítem (si bien exigirían distintas composiciones de las escalas).

Uno de los objetivos que se plantea esta perspectiva (Lord, 1980) de «Teoría fuerte de la puntuación verdadera» frente a la tradicional «Teoría débil de la puntuación verdadera», es la determinación de cómo varía

la eficacia de un test a través de distintos niveles de aptitud, exigiendo el rediseño de los tests convencionales, al establecer que la eficiencia relativa de las puntuaciones de dos tests [1] así como la cantidad de información de cada ítem, y de las escalas que componen, varía con el nivel de aptitud, maximizándose esta última para cada ítem en diferentes niveles de dicha aptitud, con la lógica conclusión de que para discriminar niveles bajos de estos rasgos latentes, es más conveniente utilizar ítems que sean fáciles (Lord, 1968) [2].

Desde otra perspectiva más empírica, se ha desarrollado una gran controversia en el sector de evaluación de la personalidad, acerca de los estilos de respuesta y de la «deseabilidad social» (Edwards, 1964) como la mejor interpretación de los factores que mayor varianza explican en los análisis, frente a las tradicionales interpretaciones en base a los «contenidos de los ítems».

Según estos enfoques hay que cuestionarse la interpretación del diagnóstico con tests, especialmente cuando su aplicación se traslada a poblaciones, precisamente diferentes «en y debido a» los procesos evaluados, que aquellas que se utilizaron para su construcción. El trabajo presentado analiza empíricamente algunos de estos aspectos métricos y sus repercusiones en el diagnóstico pedagógico.

1. Registros y análisis

Aplicamos los doce subtests de la escala WISC a una muestra de 83 sujetos (56 niños y 27 niñas). La media de edad era 8,74, su desviación típica 3,42. La media de los C.I. era 68,37, y su desviación típica 29,26. Todos los alumnos asistían a un centro de educación especial.

Contamos con 17 variables, correspondientes a las puntuaciones en los 12 subtests, más los tres cocientes y las variables sexo y edad. La equivalencia entre estas variables y su orden en la matriz factorial es la siguiente:

Variable 1	Subtest INFORMACION
Variable 2	Subtest COMPRENSION
Variable 3	Subtest ARITMETICA
Variable 4	Subtest SEMEJANZAS
Variable 5	Subtest VOCABULARIO
Variable 6	Subtest DIGITOS
Variable 7	Subtest FIGURAS INCOMPLETAS
Variable 8	Subtest HISTORIETAS
Variable 9	Subtest CUBOS
Variable 10	Subtest ROMPECABEZAS
Variable 11	Subtest CLAVES
Variable 12	Subtest LABERINTOS
Variable 13	COCIENTE VERBAL

Variable 14	COCIENTE MANIPULATIVO
Variable 15	COCIENTE INTELECTUAL
Variable 16	SEXO
Variable 17	EDAD

2. Resultados

Como muestra la tabla 1, el primer factor explica por sí solo el 45 % de la varianza, completando entre los cuatro primeros factores un 70 %, lo que supone un buen porcentaje, sin que haya necesidad de recurrir a más factores, que añadirían una cantidad mínima de varianza (coincidiendo con el criterio de Guttman).

TABLA 1.—Resultados del análisis factorial

ANÁLISIS FACTORIAL WISC							
N.º DE VARIABLES 17				N.º DE CASOS 83			
MEDIAS							
5.06024	7.89157	5.33735	6.45783	6.31325	1.42169	7.22892	7.01205
6.50602	8.13253	2.63855	4.19277	68.90361	73.92771	68.37349	.67470
8.74899							
DESVIACIONES TÍPICAS							
3.21335	3.69908	3.43681	3.29560	3.41420	3.63291	3.55557	4.52229
4.15367	5.77372	3.64785	5.43130	20.86402	30.92468	29.26044	.47134
3.42460							
RAICES LATENTES							
7.71525	1.74077	1.49799	1.08828	.88515	.76560	.56632	.52445
PORCENTAJE ACUMULADO DE VARIANZA							
.45384	.55324	.64435	.70837	.76044	.80547	.83879	.86964

MATRIZ FACTORIAL DE COMPONENTES PRINCIPALES

		FACT 1	FACT 2	FACT 3	FACT 4
X(1)	1	.725	.138	— .427	.020
X(2)	2	.569	.463	— .352	.141
X(3)	3	.773	— .025	— .081	— .963
X(4)	4	.684	.292	— .192	.049
X(5)	5	.587	.062	— .580	.092
X(6)	6	— .053	.588	.132	— .190
X(7)	7	.757	.197	— .122	— .146
X(8)	8	.891	— .068	.044	— .013
X(9)	9	.808	.028	— .046	— .211
X(10)	10	.973	— .190	.031	.129
X(11)	11	— .067	.787	.190	— .252
X(12)	12	.713	— .341	— .021	.056
X(13)	13	.714	.015	.484	.068
X(14)	14	.825	— .077	.495	— .071
X(15)	15	.822	.083	.466	— .024
X(16)	16	.166	.192	.152	.836
X(17)	17	— .518	.465	.156	.268
VP		7.715	1.741	1.498	1.083

MATRIZ FACTORIAL ROTADA (VARIMAX)

		FACT 1	FACT 2	FACT 3	FACT 4
X(1)	1	.273	.803	-.082	-.029
X(2)	2	.159	.756	.213	.175
X(3)	3	.600	.475	-.103	-.072
X(4)	4	.372	.659	.118	.077
X(5)	5	.073	.807	-.193	-.004
X(6)	6	.083	.041	.632	-.019
X(7)	7	.497	.615	.094	-.120
X(8)	8	.719	.507	-.160	-.026
X(9)	9	.606	.536	-.030	-.209
X(10)	10	.667	.475	-.312	.078
X(11)	11	.012	.049	.849	-.022
X(12)	12	.563	.361	-.423	-.036
X(13)	13	.844	.112	.051	.149
X(14)	14	.957	.138	-.026	-.005
X(15)	15	.917	.209	.100	.073
X(16)	16	.128	.108	-.049	.918
X(17)	17	-.367	-.280	.459	.397
VP		5.160	3.975	1.770	1.138

El primer factor puede interpretarse como el de CAPACIDAD INTELECTUAL, por la alta saturación que muestran los tres cocientes, muy interrelacionados entre sí, lo que hace suponer que no cabe plantearse la distinción entre tres, cuando con uno solo se viene a obtener la misma información. Por esta multicolinealidad/redundancia se explica la proporción de varianza (VP) tan aumentada.

En orden decreciente de saturación, siguen las pruebas de HISTORIETAS, ROMPECABEZAS, CUBOS, ARITMETICA y LABERINTOS, siendo de menor saturación pero significativas [3], las escalas de FIGURAS INCOMPLETAS y SEMEJANZAS.

Observamos que la máxima relación con el C.I. la tienen las pruebas del grupo manipulativo, a las que se asocia la escala ARITMETICA, del grupo verbal. En vista de estos resultados, cabe cuestionarse si la escala ARITMETICA debe pertenecer al grupo verbal, y queda evidenciada la mayor capacidad predictiva del C.I. desde el grupo manipulativo. Si observamos la matriz de correlaciones encontramos que, excepto con la escala CLAVES, la escala ARITMETICA correlaciona más con todas las pruebas del grupo manipulativo que con las de su grupo.

Es característico el que la edad aparezca con valor negativo en este factor, pudiéndose interpretar en el sentido de que los niños con aptitudes limitadas, suelen tener un C.I. más bajo al aumentar su edad. De este modo, los sujetos con C.I. más bajo serían aquellos cuyas edades son mayores, y así se explicaría la oposición de signos.

El tercer factor de la matriz rotada (segundo de la de componentes principales), podríamos interpretarlo como de CAPACIDAD DE REPETICION, MEMORIA y ATENCION DISCRIMINATIVA. Las pruebas de

máxima saturación, CLAVES y DIGITOS, seguidas de LABERINTOS, parecen tener este componente como factor común. La edad correlaciona muy elevadamente con este factor, lo que permite la interpretación de que las capacidades de discriminación y memoria, independientes en cierto modo del C.I., aumentan con la edad.

Aunque mucho más baja, la prueba de COMPRENSION, también satura positivamente, mientras que LABERINTOS y ROMPECABEZAS lo hacen con signo negativo y saturaciones bajas aunque significativas, lo que añadido a que las pruebas relevantes en este factor, tienen saturaciones nulas en el primero, hace pensar que las tareas de atención y memoria son independientes de los procesos cognitivos reunidos en el primer factor, o bien que la estereotipia repetitiva y de fijación, puede bloquear algunos de los procesos del factor primero.

El segundo factor de la matriz rotada (tercero en la de componentes principales), reúne el grupo de tareas VERBALES que se podrían considerar producto de entrenamientos o APRENDIZAJES, y que prácticamente no correlacionan con la edad. Tenemos en orden de saturación decreciente las escalas de VOCABULARIO, INFORMACION, COMPRENSION, SEMEJANZAS, FIGURAS INCOMPLETAS, CUBOS, HISTORIETAS, ROMPECABEZAS, ARITMETICA y LABERINTOS. Con signo opuesto al primer factor, las correlaciones con el C.I. son prácticamente nulas. En consecuencia, si bien podemos hablar, como plantea el constructor del test, de dos bloques, uno verbal y otro manipulativo (y consideramos que al manipulativo, por las tareas y factores implícitos, sería más apropiado llamarle factor espacial o espacio-temporal), en ningún modo se pueden considerar del mismo nivel de importancia. Mientras el primer factor explica un alto porcentaje de varianza y correlaciona con los cocientes, este segundo factor tiene una incidencia mínima en el C.I. y parece que responde más a hábitos y adquisiciones que a aptitudes. O de otra manera, no parece que esté tan directamente relacionado con el C.I. como síntomaefecto del retraso mental.

Por último, el cuarto factor se refiere a una única variable que no ha intervenido en ninguno de los otros tres factores: el sexo. En este sentido, la variable sexo se muestra totalmente independiente de los tres factores aparecidos y de todas las pruebas aplicadas. La ligera correlación con la variable edad se debe a que el número de niños de edad superior es más elevado que el de niñas. En definitiva, este cuarto factor no puede considerarse como tal, sino simplemente como la evidencia de la independencia de la única variable con saturación en el mismo.

En conclusión, con los doce subtests del WISC, podemos considerar que el deficiente se caracteriza por tres dimensiones bastante independientes entre sí. A saber:

I. Capacidad intelectual, representada por el C.I. y las pruebas manipulativas.

II. Aptitudes discriminativas, con componentes de atención y memoria, que aumentan con la edad.

III. Aprendizajes adquiridos y representados por las pruebas verbales.

Con esta triada de aspectos, se plantea una amplia posibilidad de hipótesis en educación especial. Inmediatamente surgen cuestiones tales como ¿con cuál de las tres dimensiones correlacionará más el rendimiento escolar? ¿Qué métodos de enseñanza favorecen más cada una de las dimensiones? ¿Qué área está más afectada y cuál se conserva mejor en cada uno de los síndromes? El obtener mayor o menor puntuación en el tercer factor ¿depende del aprendizaje adquirido únicamente o responde a unas capacidades diferentes de las primeras e independientes del C.I.? ¿Qué nuevas pruebas habría que añadir a las 12 del WISC para obtener un posible cuarto factor? ¿Qué factor/es sería el responsable del fracaso cognitivo?...

3. *Discusión*

3.1. *Consideraciones previas*

El hecho de que nuestros resultados difieran de los de otros análisis factoriales realizados con niños normales y sean sensiblemente equivalentes a los realizados con sujetos afectados por un retraso mental, apoya las indicaciones de que el nivel mental es una variable moduladora de la estructura factorial (Burt, 1960). Las demostraciones de que la edad también afecta a dicha estructura (Cohen, 1959; Rivas, 1981) vienen a reforzar estas conclusiones, acordes con la teoría del rasgo latente. Estadísticos que prueben las diferencias entre Curvas características de los ítems para diferentes grupos (Linn et al., 1981; Hulin et al., 1982; Hui et al., 1983) así como para la comparación de patrones de respuestas según el orden de dificultad de los ítems como el «delta plot» (Irvine, 1965; Angoff, 1972; Irvine y Carroll, 1980) constatan como los ítems no miden los mismos atributos en grupos diferenciales, con los consiguientes problemas de dimensionalidad y cambios de estructura.

¿Cuáles son los fundamentos de estos cambios de estructura que, por otra parte, se muestran constantes y equivalentes en la mayoría de estudios?

La hipótesis propuesta en este trabajo es que las diferencias en la estructura se deben en una gran parte, a los efectos del «estilo de respuesta». Tales efectos han sido ampliamente estudiados y discutidos en el campo de la personalidad, cuestionando las interpretaciones facto-

riales en función del contenido de los items, cuando lo común al factor no era tal contenido sino el estilo de respuesta similar, que agrupaba a los items correspondientes a dichas respuestas «tendenciosas».

En un trabajo anterior (Peris, 1984), ya apunté la necesidad de revisar el estilo de respuesta en los resultados factoriales de áreas diferentes a personalidad, tales como actitudes, rendimientos, aptitudes o intereses. Y en el trabajo actual se evidencia tal necesidad.

En primer lugar atenderemos al concepto de estilo de respuesta. Hablar de «aquietud» o de «deseabilidad social» en aptitudes, pudiera no parecer oportuno. Pero si atendemos al proceso, es decir, al hecho de que una serie de items, independientemente (una independencia relativa) de su semejanza en el contenido, en cuanto a áreas y dimensiones medidas, reúnen un gran porcentaje de respuestas iguales, el paralelismo es evidente. En consecuencia, si en el campo de la inteligencia se demuestra el hecho de que una serie de items, independientemente de su contenido, en una población homogénea y diferenciada, reúne un gran porcentaje de respuestas extremas, habría que hablar también de «estilos de respuestas», para así establecer una diferenciación respecto a «tipos de contenidos». Obsérvese la relación de este enfoque con el «análisis de estructura latente» (Lazarsfeld, 1950) en cuanto que utiliza los patrones de respuesta para estimar los parámetros del modelo.

En los análisis factoriales de personalidad, los factores debidos a estilos de respuesta, agrupan los items con una elevada «ratificación», de manera que son items muy homogéneos, con desviaciones típicas muy pequeñas. Sus medias son muy extremas, en el caso más frecuente de que puntúen las respuestas como SI o como NO, dependiendo el que sean muy altas o muy bajas (medias próximas a 1 o a 0), del modo en que se cuantifiquen las respuestas. Los items con elevada ratificación de respuesta se pueden considerar como aquellos que expresan la opinión de la mayoría y se ha demostrado, como es fácilmente deducible, que son más estables y aumentan la fiabilidad del test, tanto en su consistencia interna y su homogeneidad, como en su estabilidad.

En el campo de las aptitudes, los items con elevada ratificación de respuesta corresponderían, por ejemplo, a los muy fáciles (medias muy elevadas) y a los muy difíciles (medias muy bajas). En ambos casos, las desviaciones típicas alcanzarían puntuaciones pequeñas, puesto que la variabilidad de respuesta a estos items es muy escasa. Las características métricas van a ser semejantes a las de los items de personalidad afectados por el estilo de respuesta, y en consecuencia, el factor en el que se agrupan tendrá que interpretarse en función de este estilo y no de las áreas y dimensiones aptitudinales evaluadas o a las que se refería su contenido (que puede ser muy heterogéneo).

Añadiré que considero oportuno mantener el concepto de estilo de respuesta por varias razones:

1.^a Por la semejanza con el proceso que, con igual nombre afecta a los análisis factoriales en el área de personalidad.

2.^a Para indicar que la «comunalidad factorial» se ha encontrado en el tipo de respuesta y no en el área evaluada por el ítem.

3.^a Porque según las muestras de ítems y de sujetos analizados, tal estilo de respuesta admite diferentes modalidades explicativas, y

4.^a Para permitir modelizaciones complejas con varios parámetros, en tanto que denominaciones como la de «tendencia del ítem» se identifican con modelos de un solo parámetro.

Si bien parece que el nivel de dificultad es el efecto que más puede interferir como estilo de respuesta en la estructura factorial de las aptitudes, no es el único a considerar. Entre otros cabe citar:

a) El nivel de dificultad ya mencionado.

b) La distribución muestral.

c) El lugar que ocupa el ítem en la escala. Especialmente en los tests con limitación de tiempo, si atendemos a la «tendencia del ítem», es de esperar una media elevada para los ítems colocados al principio de las escalas y una media muy baja para los colocados al final, a la vez que una constancia de estos resultados, independientemente de la escala y de la aptitud medida.

Este aspecto se presenta asociado al nivel de dificultad en la mayoría de los tests, cuando se colocan al principio los ítems más «fáciles», asociación que debe considerarse al interpretar su importancia sobre el estilo de respuesta y el posible factor o factores que constituyan.

d) Los aprendizajes y entrenamientos previos de la muestra. Tanto las actividades que los sujetos de la muestra han aprendido a realizar, como aquellas en las que carecen de experiencia y de referentes para comprenderlas, alcanzarán una elevada ratificación de respuesta (en sentidos opuestos), asociando los ítems en función de su relación con las actividades previas y no con las diferentes aptitudes evaluadas.

Especialmente importante es este aspecto del estilo de respuesta en la comparación de grupos, relacionándose con la dificultad de establecer estudios comparativos y cross-validaciones, por el cambio de estructura que suponen las experiencias previas, y restringiendo la validez externa de las pruebas.

e) El orden de seriación de ítems, especialmente importante en los estudios de procesos cognitivos. Pueden aparecer generalizaciones de una respuesta a las contiguas.

Parece evidente la necesidad de realizar un análisis de ratificación de respuestas en todo análisis factorial de aptitudes, para poder con-

trolar los procesos que, siendo ajenos al objetivo de la investigación y afectando a los datos, se han venido considerando como varianza de error (o en el peor de los casos, como varianza de la puntuación verdadera), y que siempre que se detecten como estilos de respuesta, podrán controlarse por dos medios:

— Previo al análisis factorial se pueden eliminar las variables con elevada ratificación de respuesta, evitando así que la estructura resultante esté afectada por los factores que determinan la tendencia en la respuesta.

— Tras el análisis, determinando los factores en que se acumulan estas variables y consecuentemente, considerando tales factores, dentro de la estructura total, referidos al estilo de respuesta, reconsiderar el valor del contenido de los items al interpretar los resultados.

Es de esperar que, complementando el análisis factorial con el de análisis de items, se aumente la validez externa y la posibilidad de confrontación entre diferentes estudios de aptitudes, a la vez que se aumenta la validez interna y la de constructo, dando una mayor claridad y fidelidad a la estructura factorial.

Indudablemente, hay que utilizar como variables los items (y aun cada categoría de respuesta como variables «DUMMY» si no son dicotómicas) para realizar un auténtico análisis de ratificación de respuestas. Cuando se utilizan como variables escalas, con puntuaciones referidas no a items, sino a conjuntos de items, se pierden muchas matizaciones. Pero aún así, hasta cierto punto, puede analizarse la incidencia de los estilos de respuesta.

3.2. Datos concretos

Volviendo al análisis factorial presentado, y tras estas consideraciones, observamos, a partir del listado de medias y de desviaciones típicas, los siguientes hechos:

— Las medias más bajas las obtienen las variables siguientes:

v-16	Sexo	m = 0,67
v-6	Dígitos	m = 1,42
v-11	Claves	m = 2,63

— Las medias más altas las obtienen las variables siguientes:

v-14	C. manipulativo	m = 73,9
v-13	C. Verbal	m = 68,9
v-15	C. Intelectual	m = 68,37
v-17	Edad	m = 8,74
v-10	Rompecabezas	m = 8,13
v-2	Comprensión	m = 7,89

Obsérvese que las tres primeras son significativamente muy diferen-

tes a las restantes, sin que haya diferencias significativas entre el resto que se mantienen tan sólo ligeramente superior al promedio. El efecto de variabilidad del rango de medida se estudia en otro lugar (Peris, 1986).

— Las desviaciones típicas más amplias son:

v-14	Cociente manipulativo	s = 30,92
v-15	Cociente intelectual	s = 29,26
v-13	Cociente verbal	s = 20,86
v-10	Rompecabezas	s = 5,77
v-12	Laberintos	s = 5,43

Hay que destacar que la desviación típica del cociente verbal es significativamente diferente de las de los otros dos cocientes, mostrándose el más homogéneo ($Z_{sm-sv} = 3.47$, $p < 0.01$; $Z_{si-sv} = 2.97$, $p < 0.01$).

— En el listado de correlaciones observamos:

1.º Los tres cocientes obtienen las máximas correlaciones de la tabla entre ellos mismos (.83 a .91), siendo superior la correlación entre el cociente manipulativo y el C.I. Tan elevada multicolinealidad expresa una redundancia de información, y la inmadura diferenciación cognitiva en la muestra.

2.º Las variables que tienen menos correlación con los cocientes son v-11 (claves), v-6 (dígitos) y v-16 (sexo), unas con respuestas extremas y otra aleatoria.

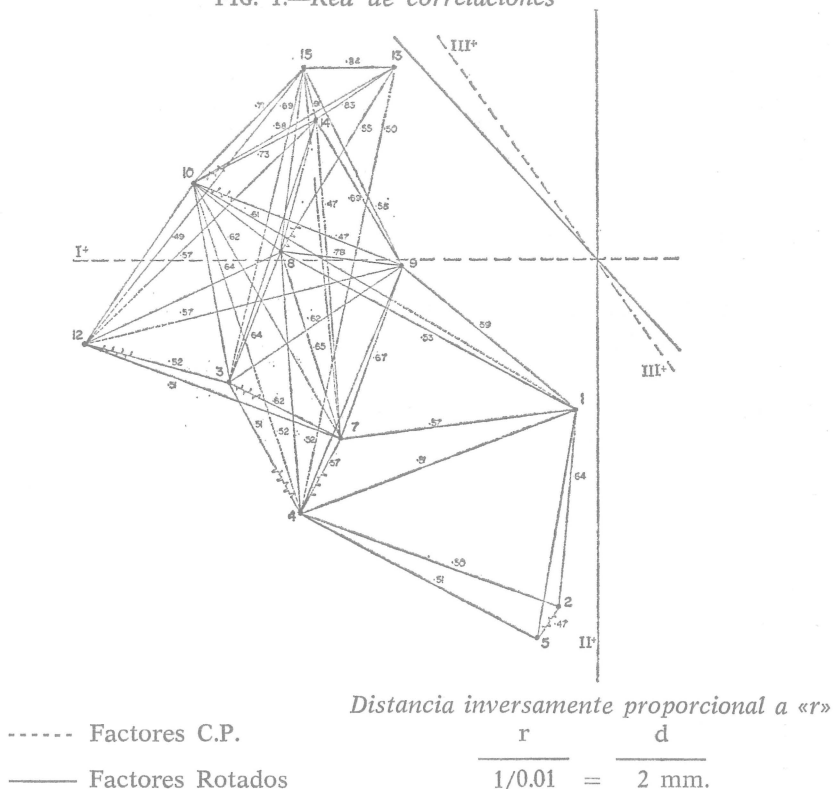
3.º El resto de variables correlaciona positivamente con los cocientes, a excepción de v-17 (edad), que lo hace negativamente.

Es de destacar que los tres cocientes mantienen relaciones muy semejantes con cada una de las variables.

4.º Las variables 8 (historietas), 10 (rompecabezas) y 9 (cubos), muy relacionadas entre sí y con los cocientes, mantienen correlaciones positivas y significativas con prácticamente todas las variables, y en menor grado, también, todas las demás variables entre sí, formando un grupo con gran cohesión e interrelaciones. Las variables 2 (comprensión) y 5 (vocabulario), son las menos correlacionadas, manteniéndose enlazadas con las variables 1 (información) y 4 (semejanzas) que, aunque poco correlacionadas con los cocientes, se integran en el grupo a través de sus correlaciones con las variables 9 (cubos), 8 (historietas), 10 (rompecabezas) y 7 (figuras incompletas).

La estructura (figura 1) de las interrelaciones toma así la forma de un cono, forma habitual en las investigaciones de este sector desde la Teoría de las «Facetas» (Hans et al., 1985; Donald, 1985), con la variable 13 (C. Verbal) en un extremo, seguidas de las 14 y 15 (C. manipulativo y C.I.). Este extremo se amplía (en cuanto que la distancia entre las variables es mayor) en una sección media formada por las

FIG. 1.—Red de correlaciones



variables 10 (rompecabezas), 8 (historietas) y 9 (cubos), seguidas de las variables (aumentando la distancia) 12 (laberintos), 3 (aritmética), 7 (figuras incompletas) y 9 (cubos). En la siguiente sección estarían las variables 1 (información) y 4 (semejanzas), a las que se unirían, como un apéndice, las variables 2 (comprensión) y 5 (vocabulario).

La variable 17 (edad) parece que se encuentra «al otro lado del plano» de toda esta estructura, en dirección opuesta, por su relación negativa con la mayoría de variables. Tan sólo mantiene una correlación ligera con la variable 11 (claves) y ésta a su vez con la 6 (dígitos), ambas independientes prácticamente del resto de la estructura. La variable 16 (sexo), no tiene correlación con ninguna otra.

Observando, tras la revisión de estos datos, la matriz factorial (rotada), podemos entender mejor la estructura. Así, empezando por los últimos factores, los más simples, para terminar con el análisis de los primeros, más complejos, tenemos que:

- 1) De acuerdo con la primera interpretación, la variable 16 (sexo)

es independiente de la estructura factorial encontrada, y de no haber ampliado la matriz hasta el cuarto factor, su comunalidad hubiera sido 0,087, es decir, prácticamente nula. Es especialmente importante este hallazgo, divergente de los propuestos sobre estructura aptitudinal en sujetos normales, donde existen relaciones entre sexo y determinadas aptitudes. En vista de estos datos tendremos que plantearnos:

a) Que no existe tal diferenciación en la muestra estudiada, o de otra manera, que el sexo es independiente de la estructura aptitudinal del deficiente, o bien

b) Que la escala WISC no incluye los factores diferenciadores entre los dos sexos, o de otra manera, que la falta de diferenciación no está en la muestra de sujetos, sino en la muestra de variables.

c) Aún cabría una tercera interpretación, que sería la falta de diferenciación en ambas muestras, la de sujetos y la de variables.

Estos hallazgos de no diferenciación entre sexos en la prueba WISC coinciden con los de Finley y Thompson (1959) y con los de Gainer (1965), ambos partiendo también de una muestra de sujetos deficientes y trabajando con el mismo test.

2) El tercer factor pasa por los puntos más aislados de la densa «nube» que forman la mayoría de variables. La variable con saturación máxima, v-11 (claves) y la que sigue en importancia, v-6 (dígitos), observamos que tienen de común entre ellas y de diferenciado con el resto de variables, el presentar las medias mucho más bajas.

En este caso, y en base a la exposición previa, podemos decir que nos encontramos ante un factor de «estilo de respuesta», interpretable en función de la elevada ratificación de la respuesta «nula» (o de otra manera, por reunir las puntuaciones más bajas). Se podría explicar como el factor «nivel de dificultad», en cuanto que se refiere a las escalas más difíciles de realizar y en las que mayor cantidad de fracasos se acumulan. Viene a apoyar esta interpretación el hecho de que la variable que satura en tercer lugar, es precisamente la edad (v-17), de manera que se espera una puntuación más alta en ambas escalas, al aumentar la edad de los sujetos, independientemente de su C.I. Es de destacar que la edad correlaciona negativamente con todas las variables, excepto con estas dos y con la variable sexo, explicándose la última correlación, aunque baja, por el hecho de que los niños se distribuyen, algo más que las niñas, en las edades superiores, como ya se indicó.

Muy importante es atender a la covariación entre variables categoriales de la población, tales como estas dos de edad y sexo, ya que una correlación significativa entre ellas, y es muy difícil llegar a una correlación nula, puede hacer que se confundan sus efectos. Así, la

saturación que la edad (v-17) obtenía en el cuarto factor, se explica precisamente por este pequeño solapamiento entre ambas variables.

Otra aclaración que obtenemos a partir de la variable sexo es que, si bien su media es la más baja de todas (0,674, es decir, que el 67,4 % de la muestra eran niños, mientras que el 33,6 % eran niñas) su saturación es nula en este factor, formado por las variables con medias más bajas. Esto es así, porque la distribución de los sexos es aleatoria y su media tan baja se debe a que las puntuaciones no podían alcanzar valores altos. Sin embargo, las escalas dígitos y claves, tienen una mayor amplitud (sus desviaciones típicas son semejantes a las del resto de variables) y la alta ratificación de puntuaciones bajas, no es un fenómeno aleatorio, sino que en última instancia, está en función de alguna peculiaridad del ítem, aunque tal peculiaridad no sea la dimensión medida, sino cualquier otra, en este caso, el nivel de dificultad.

Resumiendo, podemos decir que las escalas de DIGITOS y CLAVES son las que plantean la mayor dificultad de las escalas WISC y las más diferentes a todas las demás, cuando se aplica a deficientes ligeros, mejorando su ejecución con la edad.

Cabría plantearse que los procesos que requieren su ejecución son los que tienen disminuidos los deficientes y en este caso, ambas escalas serían las más discriminativas para realizar el diagnóstico previo de estos casos [2]. Numerosos trabajos sobre deficientes ligeros, a través de una variada metodología, han llegado a la conclusión de que la falta de ATENCION es la característica cognitiva común y perturbadora del desarrollo normal. Así lo encontramos en Luria, Piaget y Zazzo, entre otros. Y en ambas escalas se precisa de cierta «eliminación de estímulos perturbadores o ruido» para retener el estímulo acústico (dígitos) o el visual (claves), diferenciándolo hasta ejecutar la respuesta. Si hay fallos en la discriminación sensorial, o bien en la memoria a corto plazo, o ambas se encuentran perturbadas por una falta de control del «ruido» (estímulos y retenciones distractoras), el aprendizaje inmediato no es posible. Esta característica de «tareas a aprender» es otra comunalidad de ambas escalas. En todas las demás se evalúan tareas previamente aprendidas (por ejemplo, vocabulario o aritmética) o habilidades previamente adquiridas (por ejemplo, seriaciones temporales o composición de figuras). Sin embargo, APRENDER una serie (dígitos) o aprender una relación (claves), evidencian con su fracaso, la dificultad que tienen los deficientes para aprender, la «lentitud» de tal proceso como nota diferenciadora primordial respecto a los niños con desarrollo normal. Los retrasados ligeros, podrán llegar a realizar idénticos aprendizajes que los niños no retrasados, pero con mucho más tiempo y con mayor esfuerzo y «reiteración». Así Zeaman (1973) indica como las

curvas de aprendizaje se diferencian especialmente en el tiempo de latencia, mucho mayor en los sujetos con retraso.

Puesto que serían capaces de realizar estas pruebas bien, tras un tiempo de ensayo (de hecho memorizan series y aprenden códigos más amplios y complejos), la dificultad podría estar, no en las aptitudes propiamente, no en una carencia de memoria o de discriminación, sino en los mecanismos de control de estas actividades. Parece que no han automatizado el proceso del aprendizaje. En lugar de NO REALIZAN habría que decir, realizan de diferente manera o a través de procesos y etapas diferentes, o de los mismos procesos ACTIVADOS de forma diferente.

En base a tales resultados, sería oportuno plantearse un sistema de aprendizaje distinto para el deficiente, que no significa necesariamente unos objetivos distintos o niveles más bajos.

A su vez, queda abierta una investigación diferencial sobre las actividades requeridas en ambas escalas. Aspectos como la complejidad de relaciones podrían ser las que originen la dificultad de las escalas. Pero este tema desborda el objetivo del presente trabajo.

Nos parece oportuno insistir en el hecho de la correlación nula entre estas escalas y los C.I., porque esto significa que el proceso [2] que a ellas se refiere, y que se muestra como el más peculiar en el retraso frente al normal, no depende del grado de deficiencia mental medido a través del C.I., con lo que se abre un camino hacia un procedimiento diferente de medir la deficiencia mental al que se utiliza para la medida de la eficiencia normal. Lo que a su vez es lógico, si la estructura mental y los procesos implicados en el aprendizaje son otros. Realmente no se ha justificado la generalización de las características y procedimientos de medida de sujetos normales a los sujetos retrasados. Y según muestran estos resultados, parece que no es justificable.

Por último, podría decirse que, como hicimos al presentar los resultados factoriales, hemos llegado a explicar el factor a través del contenido de la variable. Cierto. Pero es muy diferente la forma en que entendemos que el contenido configura al factor. Si no se atiende a la ratificación de respuestas, se supondría que el factor se refiere a unas aptitudes «específicas», en cuanto procesos diametralmente distintos a otros. Sin embargo, a través de la ratificación de respuestas, el factor queda referido a la «nube» de puntos equivalentes a los «fracasos», y que pueden ser las mismas aptitudes explicadas por otro factor, pero con un nivel de exigencia (o cualquier otra característica) que aumente su dificultad. El contenido NO DEFINE el factor como dimensión, utilizándose como interpretación de la ratificación de respuesta que lo genera.

Las escalas a las que se refiere es un carácter *secundario* en cuanto que no es tanto «el tipo de tareas» lo que define la dimensión, como el

«nivel de dificultad» de las tareas. Posiblemente si se hubieran utilizado ítems y no escalas como variables, algún ítem sencillo de estas escalas (por ejemplo repetir dos dígitos), se distanciaría del factor mientras que ítems de otras escalas con niveles de dificultad elevados, se aproximarían. (Otros trabajos con Pruebas Objetivas así nos lo confirman.)

Analizando el polo opuesto del factor, con saturaciones bajas aparecen las variables 12 (LABERINTOS), y 10 (ROMPECABEZAS), que son las dos escalas con mayor desviación típica. Por su gran inercia aparecen como las menos diferenciadoras de la deficiencia, hecho que si bien podría afectar a la fiabilidad del diagnóstico, en conjunto, pueden permitir un diagnóstico diferencial entre los distintos síndromes. Buscando en el contenido los referentes de estos procesos, encontramos que ambas participan de una «previsión» o «anticipación» de resultados a través de la percepción visual, que parece afecta de forma muy diversa a los deficientes, como oposición a la problemática más común a todos. Si bien, el aspecto globalizante, como organización de partes en un conjunto, difiere de los resultados alcanzados por los deficientes en pruebas de carácter gestáltico. Una posible definición del factor podría ser APRENDIZAJES NUEVOS vs. APLICACION DE ESQUEMAS APRENDIDOS, que viene a coincidir con hallazgos y exposiciones aportadas por diferentes autores.

3) Tanto el factor tercero (recuérdese que el tercero ortogonal es el segundo de Componentes Principales y viceversa) como el cuarto, son bastante semejantes en la matriz rotada y en la de componentes principales. No ocurre lo mismo con los otros dos factores. Mientras que en la matriz de componentes principales, la estructura es prácticamente unidimensional, con un primer factor que por sí solo explica un 45 % de varianza, explicando el segundo apenas un 9 %, en la matriz factorial rotada aparece una estructura bifactorial, con una varianza explicada de 30'3 % en el primer factor y de 23'3 % en el segundo. Entre los dos aproximadamente la misma varianza en una y otra matriz.

Si atendemos a la matriz de componentes principales, vemos que el primer factor cruza por la gran nube de puntos, dividiéndola en dos zonas que se proyectarán sobre el segundo factor que las recorre longitudinalmente, con saturaciones positivas y negativas respectivamente. Aparece un primer factor que reúne prácticamente todas las variables y cuyas máximas saturaciones son las correspondientes al C.I. y las variables espacio-temporales, unidas a la escala de aritmética. El segundo factor cruzaría al primero de forma que en el polo positivo se situarían los C.I. con ligera saturación (no significativa según Burk-Banks) [3] de las pruebas de dígitos y claves (que formaban el factor comentado previamente). Las demás pruebas se situarían en el polo opuesto, con saturaciones negativas especialmente elevadas en las es-

calas 5 (VOCABULARIO), 1 (INFORMACION) y 2 (COMPRESION). Aparecen así diferenciadas estas tres escalas formando el factor VERBAL, sin que el resto de escalas que en el WISC se consideran de este factor, saturen en él.

Ya se ha visto cómo la variable 3 (ARITMETICA) se asocia con el grupo espacio-temporal y la 4 (SEMEJANZAS), aunque menos que aritmética, también se sitúa próxima al factor primero.

En conjunto, la estructura se abre en forma de abanico, con un espacio limitado por los polos positivos de ambos factores, correlacionados positivamente, en el que se sitúan los tres cocientes (ángulo agudo) y un amplio espacio entre el polo positivo del primer factor y el negativo del segundo (ángulo obtuso) en el que se sitúan las escalas, aproximándose al primer factor las espacio-temporales y al segundo las verbales. Hay que destacar el mayor peso en número y en intensidad de correlación, de las escalas espacio-temporales, que al unirse a los cocientes, presentan como distantes y diferenciadas las referidas a aspectos verbales.

La rotación ortogonal desplaza los ejes de manera que el primero ya no atraviesa la nube de puntos, sino que se desliza lateralmente, con lo que aumenta su distancia hasta las variables y desciende la varianza explicada por el factor, y el segundo se aleja de los cocientes aproximándose a las variables menos correlacionadas con ellos. Este giro se ha descrito gráficamente en la figura 1, y aunque con la aproximación que supone la proyección sobre una superficie de un modelo multidimensional, permite observar cómo en la matriz rotada ambos ejes son unipolares y, por tanto, todas las variables se distribuyen en el espacio I^*/II^{**} .

En el factor primero se encuentran los tres cocientes y en el factor segundo las tres escalas verbales, especialmente vocabulario, como las variables más representativas de cada uno. Todas las demás escalas se encuentran próximas a la bisectriz del ángulo y, por tanto, saturan significativamente en ambos factores, siendo algo más próximas al factor primero las escalas de historietas y rompecabezas y algo más próxima al segundo la de semejanzas.

Tenemos que concluir diciendo que entre los deficientes, los C.I. obtenidos con el WISC están mucho más cargados de aspectos espacio-temporales, apareciendo las tres escalas de lenguaje, especialmente las de vocabulario, como bastante independientes y explicando dimensiones aptitudinales distintas. El cociente verbal en esta situación no es válido como tal, por su alta contaminación de aspectos no verbales, haciendo confusa su interpretación. Muestra a su vez una desviación típica significativamente menor que los otros cocientes, como consecuencia de una mayor homogeneidad de la muestra estudiada respecto a estas escalas

que respecto a las demás.

Todas las escalas obtienen medias de 1 a 1.5 desviación típica por debajo de las que obtienen los niños normales. La escala en la que obtienen una media más alta y a la vez mayor dispersión, situándose como la menos diferenciada (y diferenciadora) de los sujetos no retrasados, es ROMPECABEZAS, siguiéndole COMPRENSION. En consecuencia, serían las escalas menos apropiadas para el diagnóstico del deficiente ligero y las mejores para su evaluación [2] según la distinción establecida.

4. Comparación con otros estudios

Al revisar el manual del WISC encontramos las mayores diferencias en los siguientes puntos:

a) Es muy diferente la correlación entre las escalas de COMPRENSION y FIGURAS INCOMPLETAS encontrada en este estudio (0.439) y la mostrada por el manual (0.09), así como la correlación entre las escalas COMPRENSION y CUBOS (0.388 en nuestro estudio y 0.10 en el manual).

b) En el manual, las escalas de DIGITOS y CLAVES correlacionan con prácticamente todas las variables, mientras en nuestro estudio no se correlacionan con prácticamente ninguna.

c) Las correlaciones de la escala ARITMETICA con las escalas del grupo manipulativo que en el manual oscilan alrededor de 0.25, en nuestro estudio se sitúan alrededor de 0.60.

d) Las correlaciones de la escala SEMEJANZAS con el grupo manipulativo están, según el manual, próximas a 0.20 y según nuestro estudio próximas a 0.50.

e) En general en nuestro estudio aparecen todas las correlaciones más altas, tanto entre las escalas como con los cocientes. Cabría establecer que la selección de la muestra ha aumentado estas correlaciones y así demostrar su menor desarrollo del principio evolutivo de «diferenciación» (Lewin, 1954).

En definitiva, parece que las escalas WISC no dan un perfil tan diferenciado entre deficientes como lo hacen con sujetos normales, interpretable desde la teoría del rasgo latente por tener su nivel de dificultad más próximo de los sujetos normales que de los deficientes ligeros, dado que los ítems aportan la máxima cantidad de información a aquellos valores del rasgo latente que están próximos a su nivel medio de dificultad, conjugándose de este modo la probabilidad de que un sujeto cometa un error en un ítem (Rasch, 1980) por la dificultad del test y por la aptitud del examinado.

Silverstein (1968), a través de la revisión de 10 estudios con deficientes, encuentra que las escalas más difíciles son vocabulario, aritmé-

tica e información y las más fáciles rompecabezas y figuras incompletas. La parte de resultados divergentes a los nuestros pueden explicarse por el hecho de no especificar la clase de deficiencias que tenían los sujetos estudiados en cada muestra, y que puede ser un factor fuertemente modulador.

Sattler (1977) cita numerosos autores que obtienen un cociente manipulativo más elevado que el verbal, mientras que otros, como nosotros, no han hallado diferencias significativas (Atchison, 1955; Seashore, 1951; Young y Pitts, 1951; Sandercock y Butler, 1952) ($Z_{mm-mv} = 1.02$, $p > 0.05$).

Entre otros autores, Bauemeister y Bartlett (1962, 1963) hallan más compleja la estructura factorial en deficientes, obteniendo:

a) Un fuerte factor general.

b) Un factor verbal.

c) Un factor de ejecución.

d) Un cuarto factor en deficientes de «persistencia del estímulo» o «número», con las escalas de dígitos y aritmética como más significativas y que interpretan desde la Teoría de Ellis como «huella del estímulo» semejante a la interpretación de memoria a corto plazo que hace Cohen (1957).

Una triada de factores semejante a la nuestra con sujetos que presentan algún tipo de alteración cognitiva la obtiene también Van Hagen y Kauffman y Meeker (1975), Lombard y Riedel (1978), Stedman y cols. (1978) y Swardlik y Schweitzer (1978) denominándolos:

— VERBAL (información, vocabulario, comprensión y semejanzas).

— PERCEPTIVO (figuras incompletas, historietas, cubos, rompecabezas y laberintos).

— INDEPENDENCIA A LA DISTRACCION (aritmética, dígitos y claves).

Respecto a la recategorización del WISC que hace BANNATYNE (1974) en nuestro estudio se reúnen sus categorías VERBAL y APRENDIZAJE, y se mantienen la ESPACIAL y la que llama SECUENCIALIZACION (nuestro tercer factor más aritmética). También se confirma que este tercer factor es el de menor puntuación en niños disléxicos y con problemas de aprendizaje (Ruger, 1974; Smith et al., 1977) y fue el origen del «C.I. de desviación propuesto por Sattler (1974) y Sabotka y Black (1978).

En la misma línea, Osborne y Tilman (1967) hallan en deficientes un factor de «esmero», con claves, dígitos, rompecabezas y comprensión, que no aparece entre niños normales. Butterfield (1968) halla que en la escala dígitos la puntuación de los deficientes es equivalente a la de los niños normales de idéntica edad mental. También Belmont, Birch y Belmont (1967) hallan en niños retrasados los mismos factores que Cohen en normales, pero con mayor evidencia del tercero, que llaman «atención o independencia de la distracción», y así como en nor-

males se relaciona el factor verbal y el perceptivo, en deficientes se relacionan el perceptivo y el de atención.

Kauffman (1982) desde su perspectiva neurológica le dedica todo un capítulo a la discusión de las posibles interpretaciones de este tercer factor del WISC y es de lamentar como tal cantidad de trabajo acumulado, se orienta erróneamente bajo el insostenible supuesto de que los factores son isomórficos con «capacidades». Cualquier solución factorial no es más que uno de los posibles modelos matemáticos que organizan la información de una matriz de RESPUESTAS, y en la «desconceptualización» del modelo entran en competencia las complejas relaciones entre las respuestas y entre los diferentes aspectos de los estímulos que las suscitaron, uno de los cuales, es esa supuesta aptitud que el redactor del ítem pretende medir (y es muy difícil que la resolución/respuesta de un ítem se deba tan sólo a una aptitud).

La discriminación entre los efectos de las posibles fuentes de variabilidad en las respuestas analizadas nos llevaría hacia la teoría de la generalizabilidad (Brennan, 1983). Y la selección del modelo factorial que mejor ajuste a los datos, así como la comparación entre la estructura de los niños situados en diferentes niveles de C.I. a análisis confirmatorios tipo Lisrel (Joreskog, 19) que serán presentados en una segunda parte de este estudio.

Parece posible concluir que en la mayoría de estudios con idéntica escala y muestra semejante a la nuestra, aparece un polémico factor que no se evidencia en las muestras de niños con desarrollo normal y que tiene contenidos referidos a perturbaciones discriminativas, formado de manera más constante por la escala DIGITOS. Opinamos que este polémico factor es equivalente al hallado en tercer lugar en nuestro estudio, considerando válida la interpretación que le hemos dado y entendemos que aparece como el factor diferenciador de la deficiencia mental ligera, tal como se ha interpretado, precisamente por su característico «estilo de respuesta».

Dirección de la autora: María Dolores Peris i Pascual, Departamento de Métodos de Investigación y Diagnóstico, avda. Blasco Ibáñez, s/n., 46010 Valencia.

SUMARIO: Se han aplicado las escalas WISC a 83 niños retrasados ligeros y realizado un análisis factorial de las puntuaciones obtenidas en cada escala. La interpretación de resultados se ha realizado considerando la ratificación de respuestas (índice de dificultad de las variables). Se expone, por último, la estructura factorial resultante, conjugando la red de correlaciones proyectada como distancias con los factores de componentes principales y ortogonales.

Descriptores: Mentally handicaped, WISC, Factor Analysis, Item analysis, Network analysis, Intelligenzdiagnostik in der Bildung, avda. Blasco Ibáñez, 21, 46010 Valencia.

NOTAS

- [1] La eficiencia relativa de un test (A) respecto a otro (B) viene dada por la razón de sus funciones de información:
$$ER(A, B) = \frac{I(\Theta, A)}{I(\Theta, B)}$$

- [2] En este sentido se puede distinguir entre dos procesos de medida en educación: a) el categorial que exige un punto de corte entre poblaciones diferentes para la característica medida y aquí son discriminativos los items con elevada dificultad en uno de los grupos (siendo mejores según disminuye su σ), al definir la población diferencial por la respuesta tendenciosa, y b) el ordinal, que gradúa el nivel de ejecución dentro de una población en la que se supone equiprobabilidad en todos los sujetos para la aptitud medida, donde son más discriminativos los items de dificultad media (mejores al aumentar su σ) y que para el caso de los deficientes, situados en el extremo inferior del continuo del C.I., serían los más fáciles. Con las consabidas reservas, se puede denominar «diagnóstico» al primer proceso y «evaluación» al segundo, significados implícitos en la distinción histórica que se viene estableciendo entre los dos términos, pero que desde esta perspectiva métrica resultan más operativos al resaltar la discriminación inter-grupos (diagnóstico) vs. la intra-grupo (evaluación).
- [3] Utilizando la fórmula de Burk-Banks serán significativas al nivel del 0.01 las saturaciones superiores a 0.290 en el primer factor, a 0.298 en el segundo, a 0.308 en el tercero y a 0.319 en el cuarto.

BIBLIOGRAFIA

- BANNATYNE, A. (1974) «Diagnosis: A note on recategorization of the WISC scales scores», *Journal of Learning Disabilities*, 7: 272-274.
- BAUMEISTER, A. A. (1964) «Use of the WISC with mental retardates: A review.» *American Journal of Mental Deficiency*, 69: 183-194.
- BELMONT, I.; H. G. BIRT y L. BELMONT (1967) The organization of intelligence test performance in educable mentally subnormal children. *American Journal of Mental Deficiency*, 71: 969-976.
- BERGAN, J. R.; STONE, C. A. y FELD, J. K. (1985) «Path-Referenced Assessment of Individual Differences», en REYNOLDS, C. R. y WILLSON, V. L.: *Methodological and Statistical Advances in the Study of Individual Differences* (New York, Plenum Press).
- BURT, C. (1960) «The factor analysis of the WECHSLER Scale, II.» *British Journal of Statistical Psychology*, 13: 82-87.
- COHEN, J. (1959) «The factorial structure of the WISC at ages 7-6, 10-6 and 13-6.» *Journal of Consulting Psychology*, 23: 285-299.
- DONALD, I. (1985) «The Cylindrex of Place Evaluation» en CANTER, D. *Facet Theory Approaches to Social Research* (New York, Springer-Verlag).
- GAINER, W. L. (1965) «The ability of the WISC subtests to discriminate between boys and girls classified as educable mentally retarded.» *California Journal of Educational Research*, 16: 85-92.
- HANS, S.; BERNSTEIN, V. y MARCUS, J. (1985) «Some Uses of the Facet Approach in Child Development», en CANTER, D., o.c.
- LORD, F. M. y M. R. NOVICK (1968) *Statistical theories of Mental Test Scores* (New York, Addison-Wesley).
- LORD, F. M. (1980) *Applications of items response Theory to Practical Testing Problems* (Hillsdale, N. J., Lawrence Erlbaum).
- OSBORNE, R. T. y M. H. TILMAN (1967) «Normal and retardate WISC performance: An analysis of the stimulus trace theory.» *American Journal of Mental Deficiency*, 72: 257-261.
- PERIS, M. D. (1984) «El estilo de respuesta en las pruebas de aptitud.» *XXIII Congreso Internacional de Psicología*. México.
- RASCH, G. (1980) *Probabilistic Models for Some Intelligence and Attainment Tests*. (Chicago, Univ. Chicago Press). Original (1960) Copenhagen, Nielson & Lydiche.
- RIVAS, F. et al. (1981) *Escala de Inteligencia WPPSI en preescolares valencianos* (Madrid, Sociedad Española de Psicología).
- SILVERSTEIN, A. B. (1968) «WISC subtest patterns of retardates.» *Psychological Rep.*, 23: 1.061-1.062.
- WESCHLER, D. (1976) *Manual de la escala de WESCHLER para niños* (Madrid, TEA).
- ZEEMAN, D. y HOUSE, B. J. (1973) «The role of attention in retarded discrimination learning» en N. R. ELLIS: *Handbook of mental deficiency* (New York, Mc Graw-Hill).