

Analisi del profilo della WISC-R in soggetti con disabilità di apprendimento

Sono stati esaminati 43 soggetti tra i 6 e i 16 anni con disabilità nell'apprendimento con l'adattamento italiano della WISC-R e confrontati con i risultati del gruppo di standardizzazione. È stato analizzato l'andamento dei punteggi dei subtest, dei QI, dei QI di Deviazione fattoriali e dei Quozienti di Deviazione delle categorie di Bannatyne insieme a tre indici di analisi del profilo della WISC-R: (1) la differenza tra QI verbale e QI di performance; (2) lo scatter dei subtest dalla media; (3) lo scatter dei QI di Deviazione fattoriali dalla media. Il risultato più interessante riscontrato, in accordo con la letteratura, è sicuramente l'ampio deficit (>1 d.s.) per questo disturbo del fattore di attenzione e concentrazione. Ciò fa ritenere che il tipo di analisi che utilizza i Quozienti di Deviazione fattoriale dovrebbe diventare routinaria in quanto risulta la più utile nel progettare programmi rieducativi e di recupero.

PAOLO SALOTTI

Introduzione

La problematica dell'apprendimento e dei suoi disturbi è sicuramente uno dei campi privilegiati di applicazione dello psicologo all'interno del contesto scolastico, come lo è pure la costruzione e/o l'applicazione di validi strumenti per valutarli. In questo studio si vuole apportare un contributo alla validazione della scala WISC-R in relazione proprio alle tematiche dei disturbi di apprendimento. Secondo il DSM-IV, i disturbi di apprendimento sono dei disturbi insorgenti nella età evolutiva caratterizzati da prestazioni che in base all'età cronologica risultano significativamente al di sotto della media (almeno 2 d.s.) in prove standardizzate di lettura, calcolo, o espressione scritta, nonostante il livello di intelligenza medio o superiore (Q.I.) e in assenza di altre particolari condizioni sfavorevoli, quali per esempio, un disturbo nell'elaborazione sensoriale e cognitiva, un ritardo mentale, una condizione medica generale. Essi vanno differenziati pure dalle normali oscillazioni nei risultati scolastici e dalle difficoltà scolastiche provocate dalla mancanza di opportunità, da un insegnamento scadente, o da fattori culturali. A tali disturbi spesso si associano altre manifestazioni, quali la demoralizzazione, la scarsa autostima, i deficit nelle capacità sociali, i problemi di comportamento o i disturbi dell'umore.

La WISC-R (Wechsler, 1974, 1986) è considerata uno strumento indispensabile per la valutazione di questa disabilità sia in chiave diagnostica che riabilitativa. Questa scala, infatti, alla luce delle ricerche effettuate (Kaufman, 1979; 1981; Orsini, 1993; Silverstein, 1981a,b), consente di acquisire informazioni su tutti e tre i livelli in cui, secondo i paradigmi empirici differenziali (Boncori, 1993; Kline, 1996; Sternberg, 2000), si articola gerarchicamente l'intelligenza: da quello più generale e comprensivo, mediante un punteggio generale o QI totale, a uno o più livelli intermedi, tramite i punteggi del QI verbale e del QI di performance, fino a quelli più specifici e contestualizzati, i punteggi dei singoli subtest.

Il calcolo della proporzione di varianza comune, specifica ed errore, nel campione di standardizzazione italiano della WISC-R (Orsini, 1993), ha mostrato, inoltre, una specificità delle scale verbale, di performance e dei singoli subtest, superiore a quella della scala statunitense, consentendo, anche all'adattamento italiano della scala, di interpretare il punteggio dei subtest come abilità specifica.

Pertanto, sulla base di queste considerazioni è giustificato un utilizzo applicativo di questo strumento che preveda, dopo aver esaminato il valore e il significato del QI totale, l'esecuzione di confronti ipsativi; di confronti, cioè, in cui il soggetto costituisce l'unità di misura di se stesso. Questo tipo di analisi consente di personalizzare l'informazione fornita dal QI totale (basso o alto che sia) e avere una panoramica dei punti di forza e di debolezza della persona valutata offrendo la possibilità di tradurre i punteggi del test in indicazioni e strategie educative o riabilitative.

Le ricerche sulle risposte alla WISC-R di soggetti con disabilità di apprendimento hanno evidenziato punteggi di QI nella media o superiori alla media, accompagnati però da un profilo cognitivo complessivo non omogeneo (Galvin, 1981). Sono stati studiati anche degli indici di dispersione dei punteggi ponderati, quali le differenze fra QIV e QIP e lo scatter dalla media (Gutkin, 1979; Rychman, 1981; Stevenson, 1980; Tabacknick, 1979; Thompson, 1980). In particolare, sono stati trovati QI Verbali inferiori ai QI di Performance. Questo risultato, essendo in comune con altri tipi di disabilità, non si è dimostrato, però, utile per la diagnosi differenziale (Berk, 1982; Nichols, Inglis, Lawson e MacKay, 1988; Saklofske, Schmidt e Yackulik, 1984; Stevenson, 1980; Thompson, 1980).

Confrontando il campione di standardizzazione statunitense della WISC-R con campioni con disabilità di apprendimento, sia le differenze medie fra QIV e QIP, che la dispersione media dei punteggi ponderati, sono risultate più ampie nella popolazione clinica rispetto a quella normale (Kaufman, 1976a, 1976b, 1981; Silverstein, 1987), restando, però, molto elevata la variabilità individuale (Piotrowski, 1978, 1981). Per quanto riguarda, invece, la frequenza di scatter significativi in queste tipologie di soggetti, essa non differisce da quella dei soggetti normali, similmente a quanto accade per i punteggi dei tre QI (Anderson, Kaufman, Kaufman, 1976; Piotrowski, 1978; Swerdlik, Wilson, 1979).

È stato, inoltre, segnalato in letteratura che gruppi di tali soggetti ottengono punteggi medi più alti nei subtest Completamento di figure, Ricostruzione di oggetti e Storie figurate e più bassi nei subtest Informazione, Somiglianze, Vocabolario, Aritmetica, Memoria di Cifre e Cifrario (Ackerman, Dykman, Peters, 1976; Anderson, Kaufman, Kaufman, 1976; Lutey 1977; Kaufman, 1979, 1981; McManis, Figley, Richert, Fabre., 1978; Robeck 1971; Rugel 1974; Sattler, 1988; Silverstein 1968; Smith, 1978; Smith, Coleman, Dokecki e Davis, 1977; Vance, Gaynor e Coleman, 1976).

In ultimo, non è possibile non menzionare l'ipotesi di Bannatyne (1968; 1974) che, nello studio della dislessia genetica, propose dei raggruppamenti di subtest della WISC in modo da ottenere tre punteggi, spaziale, concettuale e sequenziale.

Secondo questo autore, la dislessia genetica è caratterizzata da un modello spaziale>concettuale>sequenziale. Rugel (1974) e Smith, Coleman, Dokecki e Davis (1977) confermarono questo andamento in soggetti disabili della lettura e dell'apprendimento. La categorizzazione di Bannatyne ha trovato riscontro anche in soggetti adulti (Cordoni, O'Donnell, Ramaniah, Kurtz e Rosenshein, 1981; Faas e D'Alonzo, 1990; Katz, Goldstein, Rudisin e Bailey, 1993; Kaufman, 1981; Salvia, Gajar, Gajria e Salvia, 1988).

Questo lavoro si propone di studiare l'andamento delle differenze tra QI, lo scatter dei subtest e dei quozienti di deviazione fattoriale in un gruppo di soggetti con disabilità di apprendimento tramite un confronto con il campione di standardizzazione italiano (Orsini, 1993) tenendo conto sia della significatività di una differenza, sia della sua occorrenza nel campione studiato (Kaufman, 1979, 1981; Orsini, 1993; Silverstein 1987).

Metodo e tecniche

Il campione studiato è composto da 43 soggetti (35 maschi, 8 femmine) di età compresa tra i 6 e i 16 anni (età media=8.5, ds=2.4) con disabilità nell'apprendimento. A tutti i soggetti è stato somministrato, da psicologi clinici esperti, l'adattamento italiano della WISC-R (Wechsler, 1986) secondo la procedura standard prevista dal manuale. Il campione di soggetti normali utilizzato per i confronti con i soggetti disabili dell'apprendimento è il campione di 1944 soggetti dai 6 ai 16 anni utilizzato per la taratura italiana della WISC-R ed è stato presentato in Orsini (1993), alla quale pubblicazione si rimanda il lettore. Per la trasformazione dei punteggi grezzi in punti ponderati e per il calcolo dei QI e dei QI fattoriali sono stati utilizzati i dati normativi della taratura italiana (Orsini, 1993). Per ciascun soggetto è stata calcolata quindi (1) la differenza tra QI verbale e QI di performance; (2) lo scatter di ciascun subtest dalla media dei dodici subtest; (3) il numero di scatter significativi dalla media utilizzando le soglie di significatività, con la correzione di Bonferroni, riportate nella taratura italiana (per $p < 0.05$; Orsini, 1993); (4) i quozienti di deviazione fattoriali di comprensione verbale (QDFCV = Informazione + Vocabolario + Comprensione + Somiglianze), di organizzazione percettiva (QDFOP = Completamento figure + Storie figurate + Disegno con cubi + Ricostruzione oggetti + Labirinti), del terzo fattore di attenzione e concentrazione (QDFAC = Memoria cifre + Aritmetica + Cifrario) e lo scatter dei 3 QI fattoriali dalla loro media; (5) i Quozienti di Deviazione delle categorie di Bannatyne: spaziale (Completamento figure + Disegno con Cubi + Ricostruzione di oggetti), concettuale (Vocabolario + Comprensione + Somiglianze), sequenziale (Memoria cifre + Aritmetica + Cifrario). Sono state, quindi, calcolate, per tutte queste grandezze, le medie e ds del nostro campione di soggetti con disabilità dell'apprendimento e sono stati effettuati confronti (Anova) con le corrispondenti medie del campione di standardizzazione.

Risultati

In tabella 1 sono riportate medie e ds dei punti ponderati dei subtest, dei tre QI, dei Quozienti di deviazione fattoriale e delle differenze QIV-QIP per il gruppo dei soggetti con disturbi di apprendimento e i risultati dell'Anova con i corrispondenti dati del campione di standardizzazione.

WISC-R	Disabilità di apprendimento		F1,1985	p
	Media	ds		
Informazione	8.3	2.7	13.8	<0.0002
Somiglianze	10.0	3.2	0.001	n.s.
Aritmetica	8.0	3.4	18.5	<0.0001
Vocabolario	9.6	3.3	0.8	n.s.
Comprensione	10.4	3.1	0.9	n.s.
Memoria di cifre	7.2	4.0	39.4	<0.0001
Completamento figure	12.1	3.2	22.3	<0.0001
Storie figurate	10.0	2.9	0.0	n.s.
Disegno con cubi	8.8	3.2	7.0	<0.008
Ricostruzione di oggetti	10.3	2.5	0.4	n.s.
Cifrario	8.4	3.4	12.8	<0.0004
Labirinti	9.3	3.1	1.9	n.s.
QIV	95.1	15.7	4.5	<0.034
QIP	99.3	12.4	0.1	n.s.
QIT	96.7	14.7	2.1	n.s.
QIV-QIP	-4.2	13.4	3.8	<0.05
QDFCV	97.3	15.2	1.3	n.s.
QDFOP	100.0	15.0	0.2	n.s.
QDFAC	84.7	18.8	43.1	<0.0001

Tabella 1 □ Medie e ds di subtest, QI e differenze tra i QI per il gruppo dei soggetti con disturbi di apprendimento e confronto con il campione di standardizzazione.

Ricordando che i valori normativi sono $M=10$ e $ds=3$ per i subtest e $M=100$ e $ds=15$ per i QI e per i Quozienti di deviazione fattoriale, e $M=0.02$ e $ds=13.92$ per le differenze tra i QI , si può osservare che, nel campione studiato, cinque subtest su dodici si discostano dai valori normativi con una flessione significativa nei subtest di Memoria cifre, Aritmetica, Informazione, Cifrario e Disegno con cubi; il Completamento figure presenta valori superiori alla media e i subtest di Comprensione, Ricostruzione oggetti, Storie figurate, Somiglianze, Vocabolario e Labirinti non si discostano, di fatto, dalla media del campione normativo. Il QI verbale del campione clinico è inferiore a quello del gruppo normativo ($F_{1,1985} = 4.5$; $p < 0.034$), mentre risultano normali il QI di performance e il QI totale. Vi sono differenze significative tra i due gruppi per le differenze $QIV-QIP$ ($F_{1,1985} = 3.9$; $p < 0.05$), e si osserva una differenza $QIV-QIP < 0$ nel gruppo dei disabili nell'apprendimento. Le medie dei quozienti di deviazione del fattore di Comprensione verbale e di Organizzazione percettiva sono, di fatto, sovrapponibili a quelle del campione di standardizzazione, mentre la media del quoziente di deviazione del fattore di Attenzione e Concentrazione differisce da quella del campione di standardizzazione di più di 15 punti QI , vale a dire più di una deviazione standard, mostrando un sensibile calo rispetto al campione normativo.

Nella tabella 2 sono indicate medie e ds dello scatter dalla media per il campione con disabilità di apprendimento e i risultati dell'Anova nel confronto con gli stessi dati del campione di standardizzazione (Orsini (1993)). Troviamo scatter negativi e significativamente inferiori a quelli del campione di standardizzazione nella Memoria cifre, Aritmetica, Informazione e Cifrario e scatter positivi e significativi nei subtest di Completamento figure, Comprensione e Ricostruzione oggetti. Non si discosta dal campione normativo lo scatter di Somiglianze, Vocabolario, Storie Figurata, Disegno con Cubi e Labirinti. È interessante notare che i tre subtest che saturano il terzo fattore, il fattore di attenzione e concentrazione, e cioè Aritmetica, Memoria di cifre e Cifrario, presentano scatter negativi e significativi nel confronto col campione di standardizzazione.

WISC-R	Disabilità di apprendimento	Campione di standardizzazione		ANOVA			
		Media	ds	Media	ds	F _{1,1985}	P
Informazione		-1.0	2.1	0.0	2.2	10.2	<.001
Somiglianze		+0.7	2.3	0.0	2.2	3.6	n.s.
Aritmetica		-1.3	2.5	-0.0	2.2	14.8	<.0001
Vocabolario		+0.2	2.4	-0.0	2.1	0.4	n.s.
Comprensione		+1.0	2.5	-0.0	2.4	8.3	<.004
Memoria di cifre		-2.2	3.3	0.0	2.5	32.1	<.0001
Completamento figure		+2.7	3.1	-0.1	2.3	60.1	<.0001
Storie figurate		+0.6	2.5	0.0	2.4	2.8	n.s.
Disegno con cubi		-0.6	2.5	0.0	3.0	3.0	n.s.
Ricostruzione di oggetti		+0.9	2.1	-0.0	2.3	6.6	<.01
Cifrario		-1.0	3.4	0.0	2.7	6.2	<.02
Labirinti		0.0	3.0	0.0	2.5	0.0	n.s.

Tabella 2

Medie e ds dello scatter di ciascun subtest dalla media dei 12 subtest per il gruppo dei soggetti con disturbi di apprendimento e per il campione di standardizzazione italiano e risultati dell'Anova.

WISC-R	Disabilità di apprendimento	Campione di standardizzazione	ANOVA					
			Media	ds	Media	ds	F _{1,1985}	P
QDFCV			+3.0	9.1	-0.0	8.5	5.4	<0.02
QDFOP			+6.6	9.4	-0.0	8.4	25.5	<0.0001
QDFAC			-9.6	11.8	0.0	8.6	51.2	<0.0001

In tabella 3 è riportato lo scatter dalla media dei tre QI fattoriali. Mentre si osservano scatter positivi (e significativi nel confronto con il campione di standardizzazione) del Quoziente di Comprensione verbale e Organizzazione percettiva, troviamo uno scatter molto ampio e negativo del fattore di Attenzione e Concentrazione.

Tabella 3

Medie e ds dello scatter di ciascun QI fattoriale dalla media dei 3 QI fattoriali per il gruppo dei soggetti con disturbi di apprendimento e per il campione di standardizzazione italiano e risultati dell'Anova.

In tabella 4 sono riportate medie e ds del numero di confronti significativi, per soggetto, dello scatter dei dodici subtest dalla loro media e i risultati dell'analisi della varianza nel confronto con il campione di standardizzazione. Si può notare come i due campioni differiscano riguardo al numero dei confronti significativi (l'88.4% dei disabili dell'apprendimento presenta almeno uno scatter significativo dalla media, contro il 60.1% dei soggetti del campione di standardizzazione) e che sia le medie che le ds del campione con disabilità di apprendimento risultano essere maggiori rispetto a quelle dei soggetti normali.

	Disabilità di apprendimento		Campione di standardizzazione		F1,1985	p
	Media	ds	Media	ds		
Numero confronti significativi	2.1	1.4	1.0	1.1	42.1	<.0001

Tabella 4

Medie e ds del numero di confronti significativi (per $p < 0.05$ con la correzione di Bonferroni) dello scatter dei 12 subtest dalla loro media.

In tabella 5, infine, sono riportate medie e ds dei Quozienti di Deviazione delle categorie di Bannatyne e i risultati dell'Anova nel confronto col campione di standardizzazione. Anche qui vi è un deficit del Quoziente di Deviazione sequenziale, che corrisponde pienamente al terzo fattore di attenzione e concentrazione. Inoltre il modello teorizzato da Bannatyne, spaziale>concettuale>sequenziale, è presente nel 34.9% di soggetti disabili contro il 17.3% dei soggetti del campione di standardizzazione.

WISC-R	Disabilità di apprendimento		Campione di standardizzazione		F1,1985	p
	Media	ds	Media	ds		
QD spaziale	102.7	13.2	100.0	15.0	1.4	n.s.
QD concettuale	100.1	15.7	100.0	14.8	.002	n.s.
QD sequenziale	84.7	18.8	100.0	15.0	43.1	<.0001

Tabella 5

Medie e ds dei Quozienti di Deviazione della categorizzazione di Bannatyne per il gruppo dei soggetti con disturbi di apprendimento e per il campione di standardizzazione italiano e risultati dell'Anova.

Conclusioni

È stato verificato che, nel campione con disabilità di apprendimento, cinque subtest su dodici presentano punteggi ponderati inferiori alla media. □ La media del QI verbale (95.1) è inferiore a quella del QI di performance (99.3) e la differenza QIV-QIP differisce da quella del campione dei soggetti normali. Mentre il QI di performance e il QI totale appaiono nella norma, il valore medio del QI verbale del gruppo dei disabili è inferiore a quello del campione di standardizzazione. Quest'ultimo dato può risultare fuorviante. Infatti, se si analizza l'andamento dei Quozienti di Deviazione fattoriale, si osserva che il Quoziente di Deviazione del fattore di Comprensione Verbale che, di certo, è una misura più pura del fattore verbale, risulta nella norma, e difatti la diminuzione del QI verbale è dovuta essenzialmente

al deficit dei subtest di Memoria di Cifre e Aritmetica che saturano il terzo fattore. Il vero deficit investe, infatti, il Quoziente di Deviazione del Fattore di Attenzione e Concentrazione.

Per quanto riguarda lo scatter dalla media insieme al subtest di informazione le differenze negative più ampie riguardano i subtest di Memoria cifre, Aritmetica e Cifrario, che formano quel terzo fattore interpretato in letteratura come memoria a breve termine, memoria di lavoro, attenzione e concentrazione, ed i cui deficit hanno un ruolo nel produrre e manifestare i disturbi specifici di apprendimento. Il profilo cognitivo complessivo del campione con disabilità di apprendimento presenta una maggiore variabilità rispetto ai dati ottenuti dal campione di standardizzazione. Riguardo, infine, l'utilizzo della categorizzazione di Bannatyne i risultati ottenuti ci dicono che questo modello può risultare utile nello studio delle disabilità dell'apprendimento.

I risultati ottenuti in questo studio concordano con quelli di precedenti studi statunitensi. Forse, l'unica differenza è costituita dal punteggio del subtest di Somiglianze che è risultato nella norma: in letteratura, infatti, il subtest Somiglianze viene indicato assumere punteggi ponderati bassi (Anderson, Kaufman, Kaufman, 1976; Swerdlik, Wilson, 1979; Piotrowski, 1978; Reynolds, 1979) mentre, nel campione qui preso in considerazione, risulta in media con i soggetti normali. Ma il dato che pare più interessante è dato dall'ampio deficit, in questo tipo di disturbo, del fattore di Attenzione e Concentrazione. Si ritiene che questo tipo di analisi, utilizzando i Quozienti di Deviazione fattoriale, dovrebbe essere estesa tanto da diventare routinaria perché è quella che risulta più utile nel progettare programmi rieducativi e di recupero.

I risultati ottenuti confermano la grande utilità delle analisi ipsative nella interpretazione della WISC-R in contesti applicativi, sia clinici che educativi ma è, altresì, importante ricordare l'invito alla prudenza avanzato da Kaufman (1979) e ripreso da Orsini (1993): la ricerca, infatti, ha già confermato che scatter significativi sono presenti in una ampia fascia di soggetti normali e rientrano, quindi, nella normalità. Lo scatter dalla media non consente di eseguire una diagnosi differenziale ma risulta molto utile per interpretare profili individuali (Kaufman, 1979). Attraverso questa tecnica, in una ottica idiografica, è possibile individuare punti di forza e di debolezza di un soggetto, i suoi stili di elaborazione delle informazioni e a focalizzare possibili strategie rieducative e riabilitative (Kaufman, 1979).

BIBLIOGRAFIA

- Ackerman, P.T., Dykman, R. A., Peters, J. E. (1976), *Hierarchical factor patterns on the WISC as related to areas of learning deficit*, "Perceptual and Motor Skills", 42, 583-615. □
- Anderson, M., Kaufman, A. S., Kaufman, N. L. (1976), *Use of the WISC-R with learning disabled populations: some diagnostic implications*, "Psychology in the Schools", 13, 381-386.
- Bannatyne, A. (1968), *Diagnosing learning disabilities and writing remedial prescriptions*, "Journal of Learning Disabilities", 1, 242-249. □
- Bannatyne, A. (1974), *Diagnosis: A note on recategorization of the WISC scaled scores*, "Journal of Learning Disabilities", 7, 272-274.
- Berk, R. A. (1982), *Verbal-Performance IQ discrepancy score: A comment on reliability, abnormality and validity*, "Journal of Clinical Psychology", 38, 638-641. □
- Boncori, L., (1993). *Teoria e tecniche dei test*. Torino, Bollati Boringhieri. □
- Cordoni, B. K., O'Donnell, J. P., Ramaniah, N. V., Kurtz J., e Rosenshein, K. (1981), *Wechsler Adult Intelligent Scale patterns for learning disabled young adults*, "Journal of Learning Disabilities", 14, 404-407.
- Faas, L. A., e D'Alonzo, B. J. (1990), *WAIS-R scores as predictors of employment success and failure among adults with learning disabilities*, "Journal of Learning Disabilities", 23, 311-316. □
- Galvin, G. A. (1981), *Uses and abuses of the WISC-R with learning disabled*, "Journal of Learning Disabilities", 14, 326-329.
- Gutkin, T. B. (1979), *WISC-R scatter indices: useful information for differential diagnosis?* "Journal of School Psychology", 17, 368-371. □
- Katz, L., Goldstein, G., Rudisin, S., e Bailey, D. (1993), *A Neuropsychological approach to the Bannatyne recategorization on the Wechsler Intelligent Scales in Adults with learning disabilities*, "Journal of Learning Disabilities", 26, 65-72.
- Kaufman, A. S. (1976a), *Verbal-Performance IQ discrepancy on the WISC-R*, "Journal of Consulting and Clinical Psychology", 44, 739-744. □
- Kaufman, A. S. (1976b), *A new approach to the interpretation of test scatter on the WISC-R*, "Journal of Learning Disabilities", 9, 160-167.
- Kaufman, A. S. (1979), *Intelligent testing with the WISC-R*, New York, Wiley. □
- Kaufman, A. S. (1981), *The WISC-R and learning disability assessment: State of the art*, "Journal of Learning Disabilities", 14, 520-526. □
- Kaufman, A. S. (1981a), *Assessment: the Wechsler scales and learning disabilities*, "Journal of Learning Disabilities", 14, 397-398. □
- Kline, P. (1996). *Manuale di Psicometria*. Roma. Astrolabio. □
- Lutey C. (1977), *Individual intelligence testing: A manual and sourcebook*, 2nd and enlarged ed. Carol L. Lutey Publishing, Greeley, Colo. □
- McManis, D. L., Figley, C., Richert, M., Fabre, T. (1978), *Memory for designs, Bender-Gestalt, Trail-Making Test and WISC-R performance of retarded and adequate readers*, "Perceptual and motor Skills", 46, 443-450.
- Nichols, E. G., Inglis, J., Lawson, J. S., Mackay, I. (1988), *A cross validation study of patterns of cognitive ability in children with learning difficulties as described by factorially defined WISC-R Verbal and Performance IQs*, "Journal of Learning Disabilities", 21, 504-508. □
- Orsini, A. (1993). *WISC-R. Contributo alla taratura italiana*, Firenze, Organizzazioni Speciali.
- Piotrowski, R. J. (1978), *Abnormality of subtest score differences on the WISC-R*, "Journal of Consulting and Clinical Psychology", 46, 569-570.
- Piotrowski, R. J. (1981), *Abnormality of the difference and the WISC-R: Comment on Silverstein*, "Journal of Consulting and Clinical Psychology", 49, 467. □
- Reynolds, C. R. (1979), *Interpreting the index of abnormality when the distribution of score differences is known: Comment on Piotrowski*, "Journal of Consulting and Clinical Psychology", 47, 401-402.
- Robeck, M. C. (1971), *Identifying and preventing reading disabilities in Wilson A. R. (Ed), Diagnosis of learning Difficulties*, New York, McGraw-Hill, 1971. □
- Rugel, R. P. (1974), *WISC subtest scores of disabled readers: A review with respect to Bannatyne's recategorization*, "Journal of Learning Disabilities", 7, 48-55.
- Rychman, D. B. (1981), *Searching for a WISC-R profile for learning disabled children: An inappropriate task?*, "Journal of Learning Disabilities", 14, 508-511. □
- Saklofske, D. H., Schmidt, H. P., Yackulic, R. A. (1984), *Variations in WISC-R patterns of learning disabled children*, "Perceptual and Motor Skills", 59, 415-421.
- Salvia, J., Gajar, A., Gajria, M., e Salvia, S. (1988), *On comparison of WAIS-R profiles of nondisabled college freshmen and college students with learning disabilities*, "Journal of Learning Disabilities", 21, 632-636.
- Sattler, J. M. (1988). *Assessment of Children* (III Ed.). San Diego. J. Sattler Publ. □
- Silverstein, A. B. (1968), *Variance components in five psychological tests*, "Psychological Reports", 23, 141-142.
- Silverstein, A. B. (1981a), *Verbal-Performance IQ discrepancies on the WISC-R: one more time*, "Journal of Consulting and Clinical Psychology", 49, 465-466. □
- Silverstein, A. B. (1981b), *Reliability and abnormality of test score differences*, "Journal of Clinical Psychology", 37, 392-394.

- Silverstein, A. B. (1987). *Two indices of subtest scatter on Wechsler's intelligence scales: Estimated vs. empirical values*, "Journal of Clinical Psychology", 43, 409-414. □
- Smith, M. D. (1978), *Stability of WISC-R profiles for learning disabled children*, "Psychology in the Schools", 15, 4-7.
- Smith, W., Coleman, M., Doeckel, P., Davis, E. (1977), *Recategorized WISC-R scores of learning disabled children*, "Journal of Learning Disabilities", 10, 444-449. □
- Sternberg, R. (2000). *Psicologia Cognitiva*. Piccin. □
- Stevenson L. P. (1980), *WISC-R analysis: Implications for diagnosis and intervention*, "Journal of Learning Disabilities", 13, 345-349.
- Swerdlik, M. E., Wilson, F. R. (1979). *A comparison of WISC and WISC-R subtest scatter*, "Journal of Learning Disabilities", 12, 105-107. □
- Tabachnik, B. G. (1979), *Test scatter on the WISC-R*, "Journal of Learning Disabilities", 12, 626-628.
- Thompson, R. J. (1980), *The diagnostic utility of WISC-R measures with children referred to a developmental evaluation center*, "Journal of Consulting and Clinical Psychology", 48, 440-447.
- Vance, H. B., Gaynor, P., Coleman, M. (1976). *Analysis of cognitive abilities for learning disabled children*, "Psychology in the Schools", 13, 477-483. □
- Wechsler, D. (1974). *Wechsler Intelligence Scale for Children Revised*. New York. Psychological Corporation.
- Wechsler, D. (1986). *Manuale della Scala di Intelligenza Wechsler per Bambini Riveduta*. Adattamento italiano a cura di V. Rubini e F. Padovani. Firenze, Organizzazioni Speciali.