

Vincenzo Paolo Senese

## La costruzione di un questionario di metamemoria prospettica per bambini mediante il modello di Rasch

*The development of a prospective metamemory questionnaire for children using a Rasch model.* Although researchers support the idea that metamemory plays an important role in the regulation of memory performances, particularly for children, to date only few studies have been conducted on children's prospective metamemory. Moreover, no instruments are available for the assessment of children's prospective metamemory. The aim of this study was to develop and validate a Prospective Metamemory Questionnaire for children (PMQ). To this end, a total of 300 children, from 8- to 12-years-old, participated to the study and completed a preliminary version of the PMQ. The preliminary 48-item PMQ was developed considering the four factors that determine the remembering of prospective memory tasks (importance, delay between task encoding and realization, task frequency and task precision of the execution time). A 5-level Likert scale was used to collect the answers. To examine the psychometric properties of the

PMQ the questionnaire was analyzed according to Rasch analyses. The RUMM and the Winsteps programs were used to assess scale fit, scale dimensionality, items location, the presence of differential item functioning and the Likert scale discrimination. To examine the influence of the four factors on the prospective metamemory, a 4-way repeated measures ANOVA was executed. Rasch analyses led to a definition of a reliable, invariant and valid questionnaire made up of 24 items and with a 3-level Likert scale. According to the previous literature, the ANOVA showed that task importance is the factor that mainly influences the prospective memory failure, and that the four factors interact to determine the prospective metamemory. These findings indicate that the PMQ has acceptable psychometric properties to evaluate children prospective metamemory. Further studies should be conducted to investigate the relationship between prospective metamemory and the prospective memory ability.

### Introduzione\*

Con il termine metamemoria ci si riferisce a un costrutto latente multidimensionale relativo alla conoscenza, alla percezione e alle credenze che gli individui hanno sulla loro memoria e sui

sistemi di memoria in generale (Flavell e Wellman, 1977). Secondo Baddeley (1990), quando le persone lamentano di avere una cattiva memoria, non costruiscono questa convinzione esclusivamente sui fallimenti della memoria retrospettiva, quanto piuttosto su quelli della memoria prospettica (MP). Come è noto, la memoria prospettica si riferisce al "ricordarsi di ricordare", ovvero al ricordarsi di portare a compimento intenzioni che non possono essere realizzate nel momento stesso in cui vengono formulate, ma devono essere ri-

\* Il presente contributo rispetta le norme previste dal codice etico della ricerca e dell'insegnamento dell'Associazione Italiana di Psicologia, sia nei principi generali sia nelle norme specifiche.

mandate ad un momento successivo (Kvavilashvili e Ellis, 1996). Ricordarsi di dare un messaggio ad un amico o ricordarsi di prendere un medicinale sono esempi di compiti di memoria prospettica. Nella letteratura sulla MP sono diversi i modelli teorici proposti per spiegare i processi che regolano la riattivazione del ricordo delle intenzioni al momento opportuno (per una rassegna si veda McDaniel e Einstein, 2007). Tra questi, il *Multiprocess Framework* (MF; McDaniel e Einstein, 2000; McDaniel, Guynn, Einstein e Breneiser, 2004) è il modello teorico maggiormente accreditato. Secondo il MF il recupero di un'intenzione dipende da processi sia automatici sia strategici, basati su sistemi mnestici e attentivi, che vengono attivati in modo differente a seconda delle caratteristiche delle intenzioni da realizzare. Come testimoniato dai risultati presenti in letteratura, la corretta esecuzione dei compiti di memoria prospettica è influenzata dal tipo di compito prospettico, dal tipo di attività nella quale il soggetto è impegnato, dalla motivazione, dalla frequenza d'esecuzione dell'intenzione, dall'ampiezza dell'intervallo di performance e da quella dell'intervallo di tempo che separa la fase di codifica dell'intenzione dal momento in cui può essere realizzata (Kvavilashvili e Ellis, 1996).

Per quanto riguarda la natura del compito prospettico, gli studiosi distinguono i compiti prospettici in *event-based* e *time-based* (Einstein e McDaniel, 1990). Nel primo caso, il momento giusto per eseguire l'intenzione viene definito dalla presenza di un determinato evento od oggetto (*cue*) nell'ambiente esterno (ad esempio, riferire un messaggio ad un amico quando lo si incontra). Nei compiti *time-based*, invece, l'intervallo di performance viene definito dal trascorrere del tempo (ad esempio, tra un'ora controllare l'e-mail) o da un momento preciso (ad esempio, alle quattro in punto fare una telefonata). In casi del genere manca un elemento esterno al quale possa essere associata l'intenzione e, quindi, il suo recupero dipende totalmente dalla capacità del soggetto di monitorare il trascorrere del tempo ( Craik, 1986). Nei lavori in cui sono state confrontate le performance in compiti

event- e time-based i risultati hanno confermato il ruolo facilitante del cue esterno nell'esecuzione delle intenzioni pianificate (Nigro e Cicogna, 1999).

Il successo nei compiti prospettici sembra dipendere anche dalla natura e dalla complessità delle attività nelle quali si è impegnati, le così dette attività *ongoing* (Marsh, Hicks e Hancock, 2000). Quando le attività *ongoing* richiedono molte risorse attentive o cognitive, o quando non hanno alcuna relazione con l'intenzione prospettica, la probabilità che l'intenzione stessa venga ricordata diminuisce in maniera significativa (Kidder, Park, Hertzog e Morrell, 1997).

Gli aspetti motivazionali concorrono nell'influenzare la probabilità che il compito prospettico venga eseguito correttamente. È oramai ampiamente riconosciuto che un'intenzione ritenuta importante ha maggiori probabilità di essere realizzata rispetto a un'intenzione considerata di scarsa importanza (Andrzejewsky, Moore, Corvette e Herrmann, 1991; Cicogna e Nigro, 1998). Inoltre, come sottolineato da Kliegel, Martin, McDaniel e Einstein (2001), tale effetto sembra essere moderato dal tipo di compito: l'importanza percepita avrebbe un ruolo primario in compiti *time-based*, secondario nei compiti *event-based*.

Anche la frequenza o la regolarità con cui un'intenzione viene eseguita influenza la sua realizzazione (Meacham e Leiman, 1982). In generale, più è frequente e regolare un'intenzione, maggiore è la probabilità che essa possa essere realizzata in modo corretto (Andrzejewski e coll., 1991; per un parere contrario si veda Einstein, McDaniel, Smith e Shaw, 1998).

Un altro fattore che influenza la memoria prospettica è l'ampiezza della finestra temporale durante la quale può essere eseguita l'intenzione (Kvavilashvili e Ellis, 1996). Maggiore è l'ampiezza della finestra temporale, più numerose sono le occasioni in cui l'intenzione può essere richiamata e più elevata è la probabilità che essa venga eseguita correttamente (Maylor, 1990). Tuttavia, se i compiti sono considerati molto importanti, saranno ricordati con maggiore probabilità quelli

che devono essere realizzati in una finestra temporale ristretta (Kvavilashvili e Ellis, 1996).

Inoltre, l'ampiezza dell'intervallo tra la formulazione dell'intenzione e la sua realizzazione (*delay*) sembra influenzare la *compliance* prospettica, sebbene i risultati delle ricerche condotte sul ruolo di questo fattore non vadano in un'unica direzione. Mentre alcuni studiosi hanno riscontrato che l'incremento del *delay* riduce la probabilità che l'intenzione venga eseguita correttamente (Brandimonte e Passolunghi, 1994), altri ricercatori hanno dimostrato che l'ampiezza dell'intervallo di *delay* non influenza la corretta esecuzione dell'intenzione prospettica (Guynn, McDaniel e Einstein, 1998; Hicks, Marsh e Russell, 2000). Anche in questo caso, la ragione di tali discordanze potrebbe essere legata all'effetto di moderazione della tipologia di compito. Infatti, come dimostra uno studio di Nigro e Cicogna (2000), nei compiti event-based il *delay* (10 minuti, 2 giorni, 2 settimane) non influenza l'esecuzione corretta dell'intenzione pianificata, mentre l'effetto si osserva nei compiti time-based.

Come riportato da Kvavilashvili, Kyle e Messer nella loro recente rassegna (2008), nonostante la memoria prospettica sia stata molto studiata negli ultimi trent'anni, sono ancora pochi gli studi che ne propongono un'analisi nei bambini. Nel loro complesso, i risultati raccolti sembrano evidenziare che i fattori che regolano le performance di memoria prospettica degli adulti agiscono nella stessa direzione quando a dover eseguire i compiti sono dei bambini (Beal, 1988; Ceci e Bronfenbrenner, 1985; Guajardo e Best, 2000; Kerns, 2000; Nigro, Senese, Natullo e Sergi, 2002; Passolunghi, Brandimonte e Cornoldi, 1995). Nei bambini, come per gli adulti, confrontando compiti di memoria prospettica event-based e time-based si osserva che la presenza di un cue esterno facilita il ricordo prospettico (Nigro e coll., 2002). Diversi studi hanno evidenziato che i bambini mostrano una competenza paragonabile a quella degli adulti nello svolgimento dei compiti time-based (Winograd, 1988). Infatti, Ceci e Bronfenbrenner (1985), Ceci, Baker e Bronfenbrenner (1988) e Kerns (2000),

in accordo con Harris e Wilkins (1982), hanno indicato che anche i bambini sono in grado di pianificare e correggere le loro attività in relazione all'orologio e che i pattern di monitoraggio del tempo sono sovrapponibili a quelli mostrati dagli adulti nelle stesse situazioni.

Per ciò che concerne la relazione tra performance di memoria prospettica e autoefficacia di metamemoria prospettica, non c'è accordo in letteratura, analogamente, peraltro, a quanto si riscontra per la memoria retrospettiva (per una recente rassegna sulla relazione tra metacognizione e performance in generale si veda Yeo e Neal, 2006). Secondo taluni ad una stima più elevata della metamemoria prospettica corrisponderebbe una maggiore abilità nell'esecuzione dei compiti prospettici (Andrzejewsky e coll., 1991; Devolder, Brigham e Pressley, 1990). Al contrario, secondo altri ricercatori, valutazione metamnestica e performance sarebbero pressoché indipendenti (Dobbs e Reeves, 1996). L'evidente contraddittorietà dei risultati probabilmente è da ricondurre ad altri fattori, in particolare alle caratteristiche degli strumenti utilizzati e del campione su cui i rilievi sono stati effettuati. Inoltre, è importante sottolineare che questo tipo di ricerche è stato condotto quasi esclusivamente con adulti.

Sebbene nella letteratura siano stati proposti numerosi strumenti finalizzati alla misurazione della metamemoria in generale, a nostra conoscenza non ci sono strumenti dedicati alla valutazione della metamemoria prospettica nei bambini. Scopo di questo studio è la costruzione e la validazione di uno strumento di metamemoria prospettica per bambini (MPB).

### **Il questionario di metamemoria prospettica per bambini (MPB)**

In linea con gli studi precedenti che hanno portato alla messa a punto di strumenti per la valutazione della metamemoria prospettica in popolazioni di adulti (Cicogna, Cristante, Nigro e Robusto, 1997) e anziani (Senese, Nigro, Robusto,

Cicogna e Cristante, 2000), e similmente ad altri strumenti che valutano la metamemoria retrospettiva (Pedone, Cosenza e Nigro, 2005), in questo lavoro il questionario di metamemoria è stato messo a punto facendo riferimento a un costrutto latente unidimensionale relativo alla valutazione generale della memoria prospettica. In particolare, si è fatto riferimento all'autoefficacia (si veda Hultsch, Hertzog, Dixon e Davidson, 1988), una componente specifica della metamemoria, stimata come frequenza della dimenticanza di compiti di memoria prospettica.

Partendo dall'analisi della letteratura (McDaniel e Einstein, 2000; 2007), e sulla scorta dei precedenti strumenti messi a punto (Cicogna e coll., 1997; Senese e coll., 2000), per la costruzione degli item del questionario di metamemoria prospettica per bambini (MPB), che qui viene presentato, sono stati considerati i quattro fattori che regolano le performance di memoria prospettica: l'importanza del compito, la frequenza con cui viene svolto, la latenza tra la codifica e l'esecuzione dell'intenzione, e l'ampiezza dell'intervallo di esecuzione. Pertanto sono stati considerati compiti Importanti e Non importanti, Unici e Ricorrenti, da realizzare dopo un intervallo di latenza Breve (da uno a tre giorni), Medio (da quattro giorni ad una settimana) o Lungo (da due settimane ad un mese), e da eseguire in un momento Preciso (ad esempio, "alle sette in punto") o Vago (ad esempio, "durante la mattinata"). Per ciascuna combinazione dei fattori considerati ( $2 \times 2 \times 3 \times 2 = 24$ ), sono stati costruiti due item, per un totale di 48 item; ciascuno dei quali presenta un compito di memoria prospettica. "Domani mattina indossare la tuta per la lezione di ginnastica" o "La settimana prossima chiedere a tua madre di comprare un quaderno nuovo" sono esempi dei compiti utilizzati. La definizione dei compiti è avvenuta facendo riferimento a diari e a interviste raccolte in una fase preliminare su un campione di 100 bambini di età compresa tra gli 8 e i 12 anni cui veniva chiesto di indicare compiti importanti e compiti non importanti programmati o realizzati durante una settimana.

Come per gli strumenti precedentemente costruiti, il questionario prevede che ciascun partecipante indichi la frequenza con la quale gli capita di dimenticare, o ritiene che gli possa capitare di dimenticare, il compito di memoria prospettica presentato. Le risposte vengono raccolte su una scala Likert a 5 punti (da "non lo dimentico mai" = 1 a "lo dimentico sempre" = 5). Punteggi alti su questa scala sono indicativi di un'alta frequenza della dimenticanza di eventi di memoria prospettica, vale a dire un'autovalutazione negativa della propria abilità di memoria prospettica.

### La scelta del modello di misura

Sebbene nella letteratura psicologica il modello psicometrico più utilizzato per la costruzione di strumenti di misura sia stato e sia la teoria dell'errore casuale, sviluppata sin dagli inizi del Novecento (*Classic Testing Theory*; CTT), a partire dagli anni '60 è stato proposto un nuovo approccio metodologico (per una presentazione aggiornata di entrambe le prospettive si veda Barbaranelli e Natali, 2005). Tale modello teorico, conosciuto come teoria della risposta all'item (*Item Response Theory*; IRT), nasce con lo scopo di colmare alcune lacune della teoria classica mediante la possibilità di ottenere degli strumenti dotati della proprietà della misurazione fondamentale (Rasch, 1960/1980). Secondo tale approccio, la risposta osservata a un item viene determinata dalle caratteristiche dell'individuo e dalle proprietà degli item. Differentemente dal modello classico, nell'IRT l'attendibilità di un test viene definita dalla capacità dei singoli item di determinare delle risposte che vengano influenzate esclusivamente dalla dimensione considerata. Nei modelli dell'IRT, la relazione tra comportamento manifesto e tratto latente viene esplicitata da un modello matematico che definisce e formalizza i parametri implicati nella generazione delle risposte, relativi alle caratteristiche dell'individuo e alle caratteristiche dell'item. Questo consente di creare una matrice di dati

attesa in base al modello considerato e di confrontarla con la matrice osservata. In questo senso, i modelli dell'IRT si applicano in una prospettiva confermativa e non esplorativa. Di conseguenza, mediante delle opportune statistiche di *fit*, vi è la possibilità di verificare la congruenza tra i valori attesi e i dati osservati. Tra le diverse proposte formulate nell'ambito dell'IRT (si veda, per una rassegna, van der Linden e Hambleton, 1997) una specifica classe di modelli, sviluppati a partire dai lavori del matematico danese Rasch, risulta particolarmente utile nel trattamento di dati che si ritiene possano essere sottesi da un tratto latente unidimensionale. Secondo Rasch (1960/1980), che sviluppa il suo modello a partire dal caso di item dicotomici, la risposta di ciascun soggetto a ciascun item è determinata esclusivamente da due parametri: uno relativo al soggetto ( $\beta$ ), l'altro all'item ( $\delta$ ) (*Simple Logistic Model*; SLM). A partire dalla formulazione del SLM di Rasch, alcune sue estensioni hanno permesso di applicare lo stesso modello teorico a formati di item diversi da quello dicotomico. Fra i modelli utili al trattamento di scale tipo-Likert, il *Dispersion Location of Item Model* (DLIM; Andrich, 1982; 1988) si è rivelato particolarmente adeguato quando si è interessati alla valutazione delle caratteristiche dei singoli item e della capacità discriminativa delle categorie della scala Likert (Senese, Nigro, Robusto, Cicogna e Cristante, 2003). Come sottolineato da Giampaglia (2004), grazie alla reinterpretazione della differenza tra le categorie in termini di soglie da superare (Andrich, 1982; 1988), l'utilizzo del modello di Andrich consente di valutare sia l'attendibilità dello strumento e dei singoli item, sia l'adeguatezza della scala di raccolta delle risposte. Infatti, può accadere che – per ragioni solo in parte investigate – la struttura dei dati manifesti una sequenza nell'ordine delle categorie diversa da quella ipotizzata (Giampaglia e Roccatò, 2002). Pertanto, il modello di misura considerato per la valutazione delle caratteristiche psicometriche dello strumento dovrebbe essere in grado di individuare e trattare adeguatamente eventuali divergenze tra il formato di risposta ipo-

tizzato e il formato empiricamente osservato. A tutt'oggi, sembra che il modello di Andrich sia l'unico in grado di effettuare un controllo analitico della capacità discriminativa delle singole categorie. Tale valutazione avviene mediante l'analisi dei coefficienti stimati per le soglie che consente di individuare, per esempio, le categorie che non discriminano in maniera adeguata le risposte. Infatti, dal momento che le categorie di risposta della scala Likert sono ordinate in modo crescente sul continuo, ci si aspetta che i valori dei coefficienti stimati per le soglie risultino a loro volta ordinati in modo crescente. Se ciò non avviene significa che l'ordinamento presunto non viene rispettato nei dati e che vi sono una o più categorie di risposta che non discriminano a sufficienza.

## Metodo

### *Partecipanti e procedura*

La versione preliminare dello strumento (MPB), composta da 48 item, è stata somministrata ad un campione di 300 bambini (153 maschi; 147 femmine), di età compresa tra gli 8 e i 12 anni ( $M = 9.1$ ,  $ds = .8$ ). I partecipanti, selezionati attraverso un campionamento ad hoc, sono stati reclutati in diverse scuole elementari e scuole medie del centro e della periferia di Napoli, previa autorizzazione da parte dei Dirigenti scolastici. I questionari sono stati compilati collettivamente nelle classi selezionate. In ogni classe è stato preliminarmente descritto l'obiettivo dello studio, gli studenti sono stati informati poi della possibilità di rifiutare di partecipare alla ricerca o di poter interrompere la partecipazione in qualsiasi momento, e sono state ripetute oralmente le istruzioni per la compilazione del questionario. Nessuno studente si è rifiutato di partecipare alla ricerca e tutti hanno completato il questionario. In media i partecipanti hanno impiegato circa 20 minuti per rispondere a tutti gli item.

### Analisi dei dati

Partendo dall'ipotesi che le risposte agli item si riferissero ad una componente specifica della metamemoria e che quindi dipendessero da un costrutto latente unidimensionale, e allo scopo di analizzare sia le proprietà dei singoli item sia il potere discriminativo delle categorie della scala tipo-Likert, i dati sono stati analizzati mediante il DLIM (Andrich, 1982; 1988) e utilizzando sia il software RUMM 2010 (Andrich, Sheridan e Luo, 2004) sia il software WINSTEPS 3.57 (Linacre, 2005). Per analizzare il *fit* tra la scala e il modello psicometrico considerato è stata impiegata la statistica item-tratto per l'intera scala, mentre per la valutazione dei singoli item è stata utilizzata sia la statistica dei residui standard sia quella dell'item-tratto (Senese e coll., 2003). Come suggerito da Linacre (1998), l'unidimensionalità della scala è stata valutata mediante un'analisi delle componenti principali (PCA) sui residui. Da questa analisi ci si aspetta che dopo aver rimosso la dimensione di Rasch (la dimenticanza delle intenzioni di memoria prospettica) i residui degli item non siano correlati tra loro e che non risulti nessuna componente di rilievo. La statistica dei residui standard considera l'insieme delle risposte fornite da tutti i soggetti a un dato item ed esprime lo scostamento delle risposte attese dalle risposte osservate in punti standard. La statistica item-tratto prevede la suddivisione del campione in  $n$  gruppi in funzione della localizzazione sul tratto latente e, successivamente, la valutazione, per ciascun item e per ciascun gruppo, dello scostamento delle risposte osservate dalle risposte attese. Tale indice si esprime attraverso la distribuzione del  $\chi^2$ . Nelle analisi condotte, il campione è stato suddiviso in 4 gruppi e sono stati considerati come non accettabili valori superiori a  $|1.64|$  punti standard per la valutazione dei residui, e valori con probabilità associata minore di .05 per la statistica item-tratto. Inoltre, per la valutazione dell'attendibilità sono stati utilizzati sia l'indice alfa di Cronbach (Cronbach, 1951), sia l'indice di attendibilità proposto da Andrich e collaboratori

(*person separation index*, PSI; Andrich e coll., 2004). Entrambi gli indici si fondano sulla stessa logica e valutano l'attendibilità dello strumento su una scala standardizzata che va da 0 a 1. Allo scopo di individuare eventuali item che presentassero un funzionamento differenziale (*Differential Item Functioning*, DIF; Chan, 2000) in funzione del genere e del punteggio sul tratto latente stimato, è stata condotta un'ANOVA a due vie utilizzando come fattori il genere e la posizione sul tratto latente e come variabile dipendente il punteggio di dimenticanza. Sono stati considerati DIF gli item che mostravano un effetto principale del fattore genere (DIF uniforme) o un effetto di interazione tra il genere e la posizione sulla dimensione latente (DIF non uniforme) con un valore di probabilità associato inferiore a .01.

Infine, allo scopo di analizzare il peso dei fattori considerati nell'autovalutazione della memoria prospettica, i dati sono stati analizzati mediante un'ANOVA fattoriale a misure ripetute  $2 \times 2 \times 2 \times 3$ , utilizzando come variabili indipendenti i 4 fattori utilizzati per la costruzione degli item (importanza, ricorrenza, precisione e latenza) e come variabile dipendente la metamemoria prospettica.

### Risultati

L'applicazione preliminare del DLIM ai 48 item iniziali per verificare il *fit* della scala e dei singoli item rispetto al modello ha mostrato un'incongruenza fra scala e modello ( $\chi^2[144; N = 300] = 232.1; p < .05$ ), ma indici di attendibilità adeguati: PSI = .95; alfa = .93.

Allo scopo di selezionare gli item migliori, in base alla statistica di *fit* item-tratto e alla statistica dei residui standardizzati, per ciascuna combinazione dei fattori considerati si è definito l'item maggiormente adeguato alle attese del modello. La nuova scala composta dai migliori 24 item è stata analizzata mediante il DLIM. I risultati, riportati nella tabella 1, mostrano un buon adattamento del modello alla scala,  $\chi^2(72; N = 300)$

Tab. 1 - Descrizione delle caratteristiche psicometriche del questionario di metamemoria prospettica per bambini (MPB) con cinque categorie di risposta.

Item	Fattori	$\beta$	$\chi^2$	Z	Coefficienti delle soglie			
					$\tau_1$	$\tau_2$	$\tau_3$	$\tau_4$
I15. La settimana prossima fare gli auguri alla maestra per il suo compleanno.	IUPM	0.39	3.20	1.74*	0.16	0.23	0.11	-0.50
I10. La settimana prossima andare alle prove della recita scolastica.	IRVM	0.38	2.26	-0.03	0.71	-0.08	0.29	-0.92
I19. Tra un mese andare a pranzo dal tuo amico del cuore.	IRPL	0.38	4.73	-0.34	0.65	-0.45	-0.21	0.01
I22. Tra due settimane, alle 15:00, andare a scuola per il mercatino di beneficenza.	IUPL	0.37	1.21	-0.18	0.05	0.14	-0.02	-0.17
I05. Tra un mese comprare un regalo di compleanno per un tuo amico.	IUVL	0.33	2.77	0.21	0.33	0.03	-0.28	-0.08
I02. Domani mattina indossare la tuta per la lezione di ginnastica.	IRPB	0.31	1.91	0.96	0.72	-0.21	0.10	-0.62
I09. Domani portare a scuola gli inviti per la tua festa di compleanno.	IUVB	0.21	3.58	0.12	0.74	-0.03	0.18	-0.89
I08. Domani ricordare a tua madre di comprare il cibo per il cucciolo di casa.	IRVB	0.20	0.51	-0.09	0.50	0.06	-0.08	-0.47
I14. Tra un mese sostituire la gabbietta del tuo animaletto.	NRVL	0.14	2.49	0.61	0.54	0.16	0.18	-0.88
I 21. Tra una settimana, alle 15:00, ricordarsi di guardare un film alla tv.	NUPM	0.07	1.45	0.23	-0.21	0.34	0.45	-0.58
I06. La settimana prossima chiedere a tua madre di comprare un quaderno nuovo.	IUVM	0.06	2.69	1.10	0.08	-0.14	0.48	-0.41
I16. Tra due settimane accompagnare tua madre a fare delle compere.	IRVL	0.05	4.29	0.18	-0.11	0.01	0.59	-0.49
I24. Tra una settimana chiedere a tuo padre di comperare il CD del tuo cantante preferito.	NRVM	0.01	3.14	-0.52	0.27	0.28	0.05	-0.60
I20. Tra una settimana, alle 19:00, guardare la puntata del tuo telefilm preferito.	NRPM	-0.04	8.45*	-0.19	0.25	-0.20	0.95	-1.00
I01. Domani mattina, prima di entrare a scuola, passare in cartoleria a comprare dei pastelli.	IUPB	-0.03	0.94	1.37	0.11	-0.39	0.58	-0.30
I23. La settimana prossima finire il puzzle con tuo padre.	NUVM	-0.17	5.09	0.22	-0.08	0.00	0.49	-0.41
I17. Domani, alle 18:00, andare con tuo zio a noleggiare un film per la sera.	NRPB	-0.13	3.25	0.45	-0.38	0.02	0.76	-0.40
I13. Domani, alle 17:00, guardare in tv un documentario.	NUPB	-0.16	2.50	0.57	0.37	0.15	0.26	-0.78
I18. Tra una settimana, alle 20:30, andare allo stadio a vedere la partita della tua squadra preferita.	IRPM	-0.18	6.51	0.34	0.45	-0.19	0.75	-1.01
I07. Domani chiedere al tuo compagno di banco l'indirizzo di casa.	NRVB	-0.20	0.88	2.57**	-0.25	0.14	0.15	-0.04
I11. Il mese prossimo, alle 17:00, andare in piazza a vedere lo spettacolo dei burattini.	NUPL	-0.32	10.3*	1.64	-0.45	0.14	0.71	-0.40

Segue Tab. 1

Item	Fattori	$\beta$	$\chi^2$	Z	Coefficienti delle soglie			
					$\tau_1$	$\tau_2$	$\tau_3$	$\tau_4$
I04. Il mese prossimo spedire il tagliando delle merendine per partecipare al concorso.	NUVL	-0.53	2.40	1.97*	-0.18	0.13	0.67	-0.62
I12. Domani dire a tua madre che sono finite le caramelle nel vaso.	NUVB	-0.55	3.63	2.70**	0.08	-0.19	0.66	-0.55
I03. Tra due settimane, alle 16:00, andare in strada a vedere la sfilata dei militari.	NRPL	-0.60	6.91	1.10	-0.11	0.27	0.42	-0.57
Valutazione della scala nel suo complesso		0 (0.30)	85.11	.697 (0.90)	-	-	-	-

Note:

Fattori: I = importante, N = non importante, U = unico, R = ricorrente, V = vago, P = preciso, B = breve termine, M = medio termine, L = lungo termine;  $\beta$  = localizzazione dell'item sul tratto latente (grado di dimenticanza dell'item);  $\chi^2$  = statistica di *fit* item-tratto, per i singoli item *gdl* = 3, mentre per l'intera scala *gdl* = 72; Z = statistica di *fit* dei residui standardizzati, in parentesi sono riportate le deviazioni standard;  $\tau_1$ - $\tau_4$ : coefficienti di soglia delle categorie della scala tipo-Likert utilizzata per la frequenza della dimenticanza:  $\tau_1$  soglia tra la categoria 0 (mai) e la categoria 1 (raramente);  $\tau_2$  soglia tra la categoria 1 (raramente) e la categoria 2 (qualche volta);  $\tau_3$  soglia tra la categoria 2 (qualche volta) e la categoria 3 (spesso);  $\tau_4$  soglia tra la categoria 3 (spesso) e la categoria 4 (sempre); \*\*\*  $p < .001$ ; \*\*  $p < .01$ ; \*  $p < .05$ .

= 85.11;  $p = .14$ , e dei buoni indici di attendibilità,  $PSI = .90$ ;  $\alpha = .84$ .

L'analisi delle componenti principali condotta sui residui ha confermato che la scala può essere considerata unidimensionale: varianza spiegata dai punteggi = 50.1%; varianza non spiegata = 49.9%; varianza spiegata dalla prima componente = 4.2%. Nonostante il *fit* tra dati e modello, l'analisi dei coefficienti relativi alle soglie ha rilevato che per nessun item la struttura delle categorie è stata rispettata. Come illustrato nella tabella 1, in nessun caso la struttura ordinale teorica delle categorie viene rispettata dall'ordinamento empirico delle categorie stesse, valutato mediante i coefficienti delle soglie. Infatti, i coefficienti delle soglie non rispettano l'ordinamento crescente sul continuo latente (dal negativo al positivo). L'analisi dei valori sembra suggerire che la ragione dello scostamento tra la struttura teorica ordinale delle categorie e la struttura osservata nei dati sia da attribuire a una non adeguata capacità discriminativa o a un

non adeguato utilizzo delle categorie intermedie. Pertanto, in base alle indicazioni fornite dal modello, per ciascun item, si è proceduto alla ricodifica della scala da 5 a 3 punti. In particolare, per tutti gli item, le categorie intermedie "raramente" e "spesso" sono state assimilate alle categorie estreme, rispettivamente alla categoria "mai" e alla categoria "sempre". La successiva analisi, condotta sulla scala a tre categorie di risposta, ha evidenziato per tutti gli item una corrispondenza tra ordinamento teorico ed empirico delle categorie (Tab. 2). Infatti, in questo caso tutti i coefficienti relativi alle soglie si dispongono secondo l'ordinamento teorico crescente. Questo ha comportato un ulteriore miglioramento della congruenza tra dati e modello,  $\chi^2(72; N = 300) = 59.76$ ;  $p = .85$ ;  $PSI = .86$ ;  $\alpha = .81$ .

L'analisi finalizzata all'individuazione di eventuali DIF ha evidenziato che la scala sembra essere dotata di una buona invarianza rispetto al fattore genere. Infatti, i risultati hanno messo in luce esclusivamente per tre item, l'item 8 (IRVB),



Tab. 2 - Descrizione delle caratteristiche psicometriche del questionario di metamemoria prospettica per bambini (MPB) con tre categorie di risposta.

Item	Fattori	$\beta$	$\chi^2$	Z	Coefficienti delle soglie	
					$\tau_1$	$\tau_2$
I 03	NRPL	-1.14	0.89	0.75	-0.79	0.79
I 12	NUVB	-1.05	1.41	1.26	-0.83	0.83
I 04	NUVL	-1.02	2.53	1.16	-0.90	0.90
I 11	NUPL	-0.64	2.14	0.88	-1.17	1.17
I 07	NRVB	-0.37	0.28	1.81*	-1.16	1.16
I 18	IRPM	-0.36	1.04	0.35	-0.50	0.50
I 23	NUVM	-0.34	0.43	-0.06	-0.96	0.96
I 13	NUPB	-0.29	2.23	0.23	-0.53	0.53
I 17	NRPB	-0.27	0.76	0.43	-1.21	1.21
I 20	NRPM	-0.08	6.04	-0.67	-0.72	0.72
I 01	IUPB	-0.06	0.20	0.65	-1.04	1.04
I 24	NRVM	0.01	5.23	-1.17	-0.62	0.62
I 16	IRVL	0.09	0.72	-0.17	-1.02	1.02
I 21	NUPM	0.09	1.96	0.34	-0.99	0.99
I 06	IUVM	0.12	3.08	0.88	-0.98	0.98
I 14	NRVL	0.30	4.65	-0.53	-0.45	0.45
I 08	IRVB	0.37	1.75	0.19	-0.56	0.56
I 09	IUVB	0.41	4.18	-0.57	-0.33	0.33
I 02	IRPB	0.62	8.82*	0.19	-0.54	0.54
I 05	IUVL	0.68	1.18	-0.37	-0.90	0.90
I 22	IUPL	0.69	3.23	0.77	-1.06	1.06
I 10	IRVM	0.75	0.86	0.00	-0.42	0.42
I 19	IRPL	0.75	5.49	-0.54	-0.78	0.78
I 15	IUPM	0.76	0.68	1.40	-0.88	0.88
Valutazione della scala nel suo complesso		0 (0.58)	59.76	.30 (0.74)	-	-

Note:

Fattori: I = importante, N = non importante, U = unico, R = ricorrente, V = vago, P = preciso, B = breve termine, M = medio termine, L = lungo termine;  $\beta$  = localizzazione dell'item sul tratto latente (grado di dimenticanza dell'item);  $\chi^2$  = statistica di fit item-tratto, per i singoli item  $gdl = 3$ , mentre per l'intera scala  $gdl = 72$ ; Z = statistica di fit dei residui standardizzati, in parentesi sono riportate le deviazioni standard;  $\tau_1, \tau_2$ : coefficienti di soglia delle categorie della scala tipo-Likert utilizzata per la frequenza della dimenticanza;  $\tau_1$  soglia tra la categoria 0 (mai o raramente) e la categoria 1 (qualche volta);  $\tau_2$  soglia tra la categoria 1 (qualche volta) e la categoria 2 (spesso o sempre); \*\*\*  $p < .001$ ; \*\*  $p < .01$ ; \*  $p < .05$ .

l'item 16 (IRVL) e l'item 18 (IRPM), un effetto principale del genere, rispettivamente:  $F(1, 294) = 12.97, p < .001$ ;  $F(1, 294) = 9.72, p < .01$ ;  $F(1, 294) = 34.81, p < .001$ . Non sono stati riscontrati effetti di interazione significativi tra il genere e la posizione sulla dimensione latente. In particolare, per l'item 8 e per l'item 16 i maschi hanno mostrato un punteggio di dimenticanza medio (rispettivamente 0.54 e 0.70) maggiore

delle femmine (rispettivamente 0.27 e 0.46), mentre per l'item 18 la direzione della differenza è invertita (0.88 per le femmine e 0.50 per i maschi).

Analizzando gli indici relativi alla posizione degli item lungo il tratto latente considerato (Tab. 2) si osserva che i compiti giudicati come più facili da dimenticare corrispondono agli item non importanti "Tra due settimane, alle 16:00, andare

in strada a vedere la sfilata dei militari" (item 3; NRPL;  $\beta = -1.14$ ), "Domani dire a tua madre che sono finite le caramelle nel vaso" (item 12; NUVB;  $\beta = -1.05$ ) e "Il mese prossimo spedire il tagliando delle merendine per partecipare al concorso" (item 4; NUVL;  $\beta = -1.02$ ); mentre gli item più difficili da dimenticare sono gli item importanti "La settimana prossima fare gli auguri alla maestra per il suo compleanno" (item 15; IUPM;  $\beta = .76$ ), "Tra un mese andare a pranzo dal tuo amico del cuore" (item 19; IRPL;  $\beta = .75$ ) e "La settimana prossima andare alle prove della recita scolastica" (item 10; IRVM;  $\beta = .75$ ). Dall'analisi descrittiva degli indici di localizzazione, mentre risulta chiaramente riconoscibile l'influenza del fattore importanza nella valutazione del grado di dimenticanza dei compiti, meno chiara risulta l'influenza degli altri fattori. Partendo da tale considerazione, allo scopo di indagare l'incidenza dei fattori considerati nella regolazione delle stime della metamemoria prospettica è stata condotta un'ANOVA. I risultati hanno evidenziato un effetto principale del fattore importanza, del fattore unicità e del fattore latenza (rispettivamente  $F[1, 299] = 290.94, p < .001, \eta_p^2 = .49$ ;  $F[1, 299] = 16.95, p < .001, \eta_p^2 = .05$ ;  $F[2, 598] = 19.61, p < .001, \eta_p^2 = .06$ ) e l'effetto di interazione tra tutti e quattro i fattori:  $F(2, 598) = 54.45, p < .001, \eta_p^2 = .15$ . I confronti tra le medie e i test *post hoc* condotti con la correzione di Bonferroni hanno evidenziato che i partecipanti stimano di dimenticare meno gli item importanti ( $M = 0.76$ ) degli item non importanti ( $M = 1.33$ ), gli item ricorrenti ( $M = .99$ ) rispetto agli item unici ( $M = 1.10$ ) e gli item da eseguire a breve ( $M = .94$ ) e a medio termine ( $M = .93$ ) rispetto agli item da eseguire a lungo termine ( $M = 1.11$ ). L'effetto di interazione mette in evidenza come tutti e quattro i fattori interagiscono nel regolare le valutazioni della memoria prospettica. Ad esempio, quando il compito è unico, preciso e da eseguire a breve termine non ci sono differenze tra compiti importanti ( $M = 1.12$ ) e non importanti ( $M = 1.19$ ), mentre se il compito è ricorrente, preciso e da eseguire a medio termine i compiti non im-

portanti ( $M = 1.04$ ) risultano essere meno dimenticati dei compiti importanti ( $M = 1.25$ ). Infine, per quanto riguarda il fattore precisione, che non ha mostrato un effetto principale significativo, i risultati evidenziano che l'effetto di tale caratteristica viene modulato dagli altri fattori considerati. Infatti, se i compiti sono importanti, unici e a breve termine o non importanti, ricorrenti e da eseguire a lungo termine, i compiti precisi sono dimenticati più frequentemente dei compiti vaghi, se i compiti sono ricorrenti la differenza tende ad annullarsi, negli altri casi i compiti vaghi sono valutati come più frequentemente dimenticati dei compiti precisi.

## Conclusioni

Obiettivo del presente lavoro era di costruire uno strumento finalizzato alla valutazione della metamemoria prospettica per bambini (MPB) di età compresa tra gli 8 e i 12 anni. A tale scopo, è stata messa a punto una versione preliminare dello strumento e i dati sono stati analizzati mediante il DLIM (Andrich, 1982; 1988). La scelta di utilizzare questo modello di misura è stata fatta poiché, come recentemente sottolineato in letteratura (Giampaglia, 2004; Giampaglia e Roccatò, 2002), si è ritenuto particolarmente importante analizzare sia le proprietà dei singoli item sia il potere discriminativo relativo alle categorie di risposta della scala tipo-Likert utilizzata.

I risultati ottenuti hanno consentito di definire una scala composta da 24 item in grado di stimare in modo attendibile e coerente l'autoefficacia prospettica. Inoltre, mediante il modello di misura considerato, è stato possibile evidenziare che la scala risulta essere unidimensionale, dotata di invarianza rispetto al fattore genere e che una scala per la raccolta delle risposte a tre passi è preferibile e maggiormente discriminante di una scala a cinque passi.

Coerentemente con gli studi in letteratura, i risultati del presente lavoro confermano il ruolo dei fattori considerati nella regolazione della metamemoria prospettica (Cicogna e coll., 1997; Se-

nese e coll., 2000), e la similitudine tra anziani, adulti e bambini. Infatti, anche per i bambini l'importanza è risultato essere il fattore che ha un maggiore impatto ( $\eta_p^2 = .49$ ) nel regolare le stime di metamemoria prospettica (Andrzejewsky e coll., 1991; Cicogna e Nigro, 1998), seguito dalla latenza ( $\eta_p^2 = .06$ ; Brandimonte e Passolunghi, 1994) e dall'unicità ( $\eta_p^2 = .05$ ; Andrzejewsky e coll., 1991; Meacham e Leiman, 1982), mentre meno rilevante sembra essere il fattore precisione, il cui effetto viene modulato dagli altri fattori considerati. In definitiva, i risultati evidenziano che in generale i bambini dichiarano che i compiti maggiormente dimenticati sono quelli non importanti, unici e a lungo termine, ma anche che tutti e quattro i fattori interagiscono nel regolare la stima della dimenticanza prospettica.

A nostro avviso, quello che resta da approfondire è la relazione tra autoefficacia prospettica e performance prospettiche vere e proprie. Infatti, come è noto, al momento della formazione di un'intenzione la metamemoria ha un ruolo decisivo nella scelta delle strategie da adottare per realizzare l'intenzione pianificata. Una buona consapevolezza delle proprie capacità di memoria prospettica può portare alla scelta della strategia più efficace e di conseguenza a una maggiore probabilità di realizzare l'intenzione pia-

nificata rispetto a una non adeguata consapevolezza. In questa prospettiva, data la grande rilevanza della memoria prospettica nella vita di tutti i giorni, la messa a punto del questionario di metamemoria prospettica per bambini (MPB) rappresenta un passo in avanti nel tentativo di comprendere quando i bambini acquisiscono una buona consapevolezza delle proprie abilità di memoria prospettica.

Infine, è importante sottolineare che i risultati ottenuti confermano ulteriormente che l'impiego dei modelli di Rasch per la verifica delle caratteristiche psicometriche di strumenti di misura consente non soltanto un'analisi articolata e puntuale delle proprietà misurative degli item, ma anche di controllare il funzionamento della scala per la raccolta delle risposte indicando, ove necessario, il tipo di correzioni da apportare. Quest'ultima considerazione sembra essere di particolare importanza soprattutto quando gli strumenti sono finalizzati a popolazioni specifiche come in questo studio.

V. P. Senese - Dipartimento di Psicologia, Seconda Università di Napoli  
[29 luglio 2009]

e-mail: vincenzopaolo.senese@unina2.it

## Bibliografia

- ANDRICH D. (1982), «An extension of the Rasch model for ratings providing both location and dispersion parameters», *Psychometrika*, 47, 105-113.
- ANDRICH D. (1988), «A general form of Rasch's extended logistic model for partial credit scoring», *Applied Measurement in Education*, 1, 363-368.
- ANDRICH D., SHERIDAN B., LUO G. (2004), *RUMM2010: A windows interactive program for analyzing data with Rasch unidimensional models for measurement*, RUMM Laboratory, Perth, Western Australia.
- ANDRZEJEWSKY S.J., MOORE C.M., CORVETTE M., HERRMANN D. (1991), «Prospective memory skills», *Bulletin of Psychonomic Society*, 29, 304-306.
- BADDELEY A. (1990), *Human memory. Theory and practice*, Lawrence Erlbaum Associates, Hove.
- BARBARANELLI C., NATALI E. (2005), *I test psicologici: teorie e modelli psicometrici*, Carocci, Roma.
- BEAL C.R. (1988), «The development of prospective memory skills». In M.M. Gruneberg, P.E. Morris, R.N. Sikes (Eds.), *Practical aspects of memory: Current research and issues*, Wiley, Chichester, pp. 366-370.

- BRANDIMONTE M.A., PASSOLUNGI M.C. (1994), «The effect of cue familiarity, cue-distinctiveness, and retention interval on prospective remembering», *The Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 47A, 565-587.
- CECI S.J., BAKER J.G., BRONFENBRENNER U. (1988), «Prospective remembering, temporal calibration, and context». In M.M. Gruneberg, P.E. Morris, R.N. Sykes (Eds.), *Practical aspects of memory: Current research and issues*, Wiley, Chichester, pp. 360-365.
- CECI S.J., BRONFENBRENNER U. (1985), «“Don't forget to take the cupcakes out of the oven”: Prospective memory, strategic time-monitoring, and context», *Child Development*, 56, 152-164.
- CHAN D. (2000), «Detection of differential item functioning on the Kirton Adaption-Innovation Inventory using multiple-group mean and covariance structure analyses», *Multivariate Behavioral Research*, 35 (2), 169-199.
- CICOGNA P.C., CRISTANTE F., NIGRO G., ROBUSTO E. (1997), «Uno strumento di autovalutazione della memoria prospettica», *Testing Psicometria Metodologia*, 4, 117-130.
- CICOGNA P.C., NIGRO G. (1998), «Influence of importance of intention on prospective memory performance», *Perceptual and Motor Skills*, 87, 1387-1392.
- CRAIK F.I.M. (1986), «A functional account of age differences in memory». In F. Klix, H. Hagendorf (Eds.), *Human memory and cognitive capabilities: Mechanisms and performances*, Elsevier Science, Amsterdam, pp. 409-422.
- CRONBACH L.J. (1951), «Coefficient alpha and the internal structure of tests», *Psychometrika*, 16, 297-334.
- DEVOLDER P.A., BRIGHAM M.C., PRESSLEY M. (1990), «Memory performance awareness in younger and older adults», *Psychology and Aging*, 5, 291-303.
- DOBBS A.R., REEVES M.B. (1996), «Prospective memory: More than memory». In M. Brandimonte, G.O. Einstein, M.A. McDaniel (Eds.), *Prospective memory: Theory and applications*, Lawrence Erlbaum Associates, Mahwah, pp. 199-225.
- EINSTEIN G.O., MCDANIEL M.A. (1990), «Normal aging and prospective memory», *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, 16, 717-726.
- EINSTEIN G.O., MCDANIEL M.A., SMITH R.E., SHAW P. (1998), «Habitual prospective memory and ageing», *Psychological Science*, 9, 284-288.
- FLAVELL J.H., WELLMAN H.M. (1977), «Metamemory». In R.V. Kail Jr, J.W. Hagen (Eds.), *Perspectives on the development of memory and cognition*, Erlbaum, Hillsdale, pp. 3-33.
- GIAMPAGLIA G. (2004), «Quante e quali categorie di risposta? Il contributo del modello di Rasch alla costruzione di un buon questionario», *Polena*, 3, 45-78.
- GIAMPAGLIA G., ROCCATO M. (2002), «La scala di autoritarismo di destra di Altemeyer», *Testing Psicometria Metodologia*, 9, 93-111.
- GUJARDO N.R., BEST D.L. (2000), «Do preschoolers remember what to do? Incentive and external cues in prospective memory», *Cognitive Development*, 15, 75-97.
- GUYNN M.J., MCDANIEL M.A., EINSTEIN G.O. (1998), «Prospective memory: When reminders fail», *Memory & Cognition*, 26, 287-298.
- HARRIS J.E., WILKINS A.J. (1982), «Remembering to do things: A theoretical framework and an illustrative experiment», *Human Learning*, 1, 123-136.
- HICKS J.L., MARSH R.L., RUSSELL E.J. (2000), «The properties of retention intervals and their affect on retaining prospective memories», *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory and Cognition*, 26, 1160-1169.
- HULTSCH D.F., HERTZOG C., DIXON R.A., DAVIDSON H. (1988), «Memory self-knowledge and self-efficacy in the aged». In M.L. Howe, C.J. Brainerd (Eds.), *Cognitive development in adulthood: Progress in cognitive development research*, Springer-Verlag, New York, pp. 65-92.
- KERNS K.A. (2000), «The CyberCruiser: An investigation of the development of prospective memory in children», *Journal of the International Neuropsychological Society*, 6, 62-70.
- KIDDER D.P., PARK D.C., HERTZOG C., MORRELL R.W. (1997), «Prospective memory and aging: The effects of working memory and prospective memory task load», *Aging, Neuropsychology, and Cognition*, 4, 93-112.
- KLIEGEL M., MARTIN M., MCDANIEL M.A., EINSTEIN G.O. (2001), «Varying the importance of a prospective memory task: Differential effects across time- and event-based prospective memory», *Memory*, 9, 1-11.
- KVAVILASHVILI L., ELLIS J. (1996), «Varieties of intention: Some distinctions and classifications». In M.A. Brandimonte, G.O. Einstein, M.A. McDaniel (Eds.), *Prospective memory: Theory and applications*, Lawrence Erlbaum Associates, Mahwah, pp. 23-51.

- KVAVILASHVILI L., KYLE F., MESSER D. (2008), «Prospective memory in children: Methodological issues, empirical findings and future directions». In M. Kliegel, M. McDaniel, G.O. Einstein (Eds.), *Prospective memory: Cognitive, neuroscience, developmental, and applied perspectives*, Erlbaum, Mahwah, pp. 115-140.
- LINACRE J.M. (1998), «Structure in Rasch residuals: Why principal component analysis?», *Rasch Measurement Transactions*, 12 (2), 636.
- LINACRE J.M. (2005), *Facets Rasch measurement computer program*, Winsteps.com, Chicago.
- MARSH R.L., HICKS J.L., HANCOCK T.W. (2000), «On the Interaction of ongoing cognitive activity and the nature of an event-based intention», *Applied Cognitive Psychology*, 14, 29-41.
- MAYLOR E.A. (1990), «Age and prospective memory», *Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 42A, 471-493.
- MCDANIEL M.A., EINSTEIN G.O. (2000), «Strategic and automatic processes in prospective memory retrieval: A multiprocess framework», *Applied Cognitive Psychology*, 14, S127-S144.
- MCDANIEL M.A., EINSTEIN G.O. (2007), *Prospective memory: An overview and synthesis of an emerging field*, Sage, Thousand Oaks.
- MCDANIEL M.A., GUYNN M.J., EINSTEIN G.O., BRENEISER J. (2004), «Cue-focused and reflexive-associative processes in prospective memory retrieval», *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, 30, 605-614.
- MEACHAM J.A., LEIMAN B. (1982), «Remembering to perform future actions». In U. Neisser (Ed.), *Memory observed: Remembering in natural context*, Freeman, San Francisco, pp. 327-336.
- NIGRO G., CICOGLIA P.C. (1999), «Confronto tra compiti di memoria prospettica time-based e compiti event-based», *Ricerche di Psicologia*, 3 (23), 55-70.
- NIGRO G., CICOGLIA P.C. (2000), «Does delay affect prospective memory performance?», *European Psychologist*, 5 (3), 228-233.
- NIGRO G., SENESE V.P., NATULLO O., SERGI I. (2002), «Preliminary remarks on type of task and delay in children's prospective memory», *Perceptual and Motor Skills*, 95, 515-519.
- PASSOLUNGI M.C., BRANDIMONTE M.A., CORNOLDI C. (1995), «Encoding modality and prospective memory in children», *International Journal of Behavioural Development*, 18, 631-648.
- PEDONE R., COSENZA M., NIGRO G. (2005), «Un contributo all'adattamento italiano del Memory Functioning Questionnaire», *Testing Psicometria Metodologia*, 12 (3), 203-219.
- RASCH G. (1960/1980), *Probabilistic models for some intelligence and attainment tests*, The University Chicago Press, Chicago.
- SENESE V.P., NIGRO G., ROBUSTO E., CICOGLIA P.C., CRISTANTE F. (2000), «La costruzione di un questionario di memoria prospettica per anziani», *Testing Psicometria Metodologia*, 7, 85-95.
- SENESE V.P., NIGRO G., ROBUSTO E., CICOGLIA P.C., CRISTANTE F. (2003), «Il Dispersion Location Model e il Dispersion Location of Items Model, due modelli a confronto», *Testing Psicometria Metodologia*, 10, 5-22.
- VAN DER LINDEN W.J., HAMBLETON R.K. (Eds., 1997), *Handbook of modern item response theory*, Springer, New York.
- WINOGRAD E. (1988), «Some observations on prospective remembering». In M.M. Gruneberg, P.E. Morris, R.N. Sykes (Eds.), *Practical aspects of memory: Current research and issues*, Wiley, Chichester, vol. 2, pp. 348-353.
- YEO G., NEAL A. (2006), «An examination of the dynamic relationship between self-efficacy and performance across levels of analysis and levels of specificity», *Journal of Applied Psychology*, 91, 1088-1101.