



UNIVERSITÀ DEGLI STUDI DI PADOVA

Dipartimento di Filosofia, Sociologia, Pedagogia e Psicologia Applicata
Dipartimento di Psicologia dello Sviluppo e della Socializzazione

Corso di Laurea Magistrale in Psicologia Clinico-Dinamica

Tesi di laurea Magistrale

**Analisi della struttura fattoriale della versione italiana del
Metacognitions Questionnaire for Children (MCQ-C):
Uno studio esplorativo in bambini di età scolare**

**Factorial structure of the Italian version of the Metacognitions
Questionnaire for Children (MCQ-C):
An exploratory study in school-age children**

Relatrice

Dr.ssa Tatiana Marci

Laureanda: Giorgia Pretto

Matricola: 2014826

Anno Accademico 2021/2022

INDICE

INTRODUZIONE	p. 3
CAPITOLO 1 – LA METACOGNIZIONE	p. 7
1.1 Introduzione	p. 7
1.1.1 <i>La teoria di John H. Flavell</i>	p. 8
1.1.2 <i>Il modello di Adrian Wells</i>	p. 9
1.2 Lo sviluppo delle capacità metacognitive	p. 11
1.3 Metacognizione e disturbi psicologici	p. 13
CAPITOLO 2 – IL METACOGNITIONS QUESTIONNAIRE FOR CHILDREN (MCQ-C)	p. 17
2.1 Introduzione	p. 17
2.2 Metacognitions Questionnaire (MCQ e MCQ-30)	p. 18
2.3 Metacognitions Questionnaire – Adolescent version (MCQ-A)	p. 25
2.4 Metacognitions Questionnaire for Children (MCQ-C)	p. 29
2.4.1 <i>Proprietà psicometriche</i>	p. 31
2.4.2 <i>Studi sulla versione italiana</i>	p. 36
CAPITOLO 3 – LA RICERCA	p. 39
3.1 Obiettivi	p. 39
3.2 Metodo	p. 41
3.2.1 <i>Partecipanti</i>	p. 41
3.2.2 <i>Procedura</i>	p. 42
3.2.3 <i>Misure</i>	p. 43
3.3 Analisi dei dati	p. 44

CAPITOLO 4 – RISULTATI	p. 47
4.1 Analisi descrittive	p. 47
4.2 Analisi fattoriale esplorativa	p. 50
4.3 Consistenza interna	p. 56
CAPITOLO 5 – CONCLUSIONI E DISCUSSIONE	p. 57
5.1 Discussione dei risultati	p. 57
5.2 Limiti della ricerca e prospettive future	p. 62
BIBLIOGRAFIA	p. 65
SITOGRAFIA	p. 77
APPENDICE A	p. 79

INTRODUZIONE

Negli ultimi decenni il costrutto di metacognizione ha assunto un ruolo centrale nell'ambito della psicologia clinica, soprattutto grazie alla concettualizzazione del Modello dell'Autoregolazione delle Funzioni Esecutive (S-REF; Wells e Matthews, 1994). Secondo questo modello, la metacognizione può essere definita come la capacità di descrivere e di riflettere sui propri e altrui stati mentali, e i disturbi psicologici sono determinati da processi e convinzioni metacognitive disfunzionali (Wells & Matthews, 1994; 1996). Per anni la ricerca metacognitiva si è concentrata prevalentemente sulla prima infanzia e sull'età adulta, trascurando lo studio di tale costrutto durante la media infanzia. Questo potrebbe in parte riflettere la mancanza di misure adeguatamente validate per questa fascia di età, in cui i cambiamenti cognitivi rendono più difficile rilevare e valutare questo costrutto. Tuttavia, la recente letteratura sottolinea come alcuni disturbi internalizzanti legati ai processi metacognitivi abbiano origine durante l'infanzia e l'adolescenza, e che tendano a persistere fino all'età adulta (Benedetto, Di Blasi & Pacicca, 2014; Del Giudice, Angeleri & Manera, 2009; Laugesen, Dugas & Bukowski, 2003; Reinholdt-Dunne et al., 2019). Di conseguenza, la disponibilità di misure valide e affidabili è indispensabile al fine di individuare le credenze metacognitive disfunzionali in questa fase evolutiva, e potrebbe consentire di agire in ottica preventiva, ed evitare così che tali credenze si cristallizzino durante le successive fasi dello sviluppo (Cartwright-Hatton et al., 2004; Reinholdt-Dunne et al., 2019).

Il *Metacognitions Questionnaire for Children* (MCQ-C; Bacow, Pincus, Ehrenreich & Brody, 2009) è uno dei pochi strumenti ad oggi disponibili per valutare le credenze metacognitive e i livelli di monitoraggio cognitivo nei bambini e negli adolescenti tra i 7 e i 17 anni. Adattato a partire dal MCQ per gli adulti (Cartwright-Hatton & Wells, 1997), è composto da 24 *item* suddivisi in 4 fattori: Meta-preoccupazione Positiva; Meta-preoccupazione Negativa; Monitoraggio Cognitivo; convinzioni negative relative ai temi della Superstizione, della Punizione e della Responsabilità. Nonostante il crescente utilizzo, pochi studi ne hanno indagato le proprietà psicometriche, giungendo a risultati non sempre sovrapponibili (Myers,

Solem & Wells, 2019). Inoltre, ad oggi non esistono studi che abbiano indagato le proprietà psicometriche della versione italiana.

L'obiettivo della presente tesi è dunque quello di fornire un primo contributo allo studio della struttura fattoriale del questionario in un campione di bambini italiani in età scolare. A tale scopo, il questionario è stato somministrato a 349 bambini italiani (52.3% femmine) di terza, quarta e quinta elementare, di età compresa tra i 9 e i 12 anni (età media = 10.4, SD = 0.6). Dopo aver esaminato gli *item* dal punto di vista descrittivo, è stata valutata la struttura fattoriale dello strumento tramite analisi fattoriale esplorativa, e sono stati calcolati gli indici *alpha* di Cronbach per valutare la consistenza interna dei fattori emersi.

I risultati non hanno confermato la struttura fattoriale proposta da Bacow e colleghi (2009). Infatti, già a livello di analisi degli *item*, ve ne sono alcuni che riportano basse saturazioni con i fattori emersi. Sulla base dei risultati ottenuti nel campione, sembra che la struttura fattoriale più appropriata sia costituita da 14 *item* totali suddivisi in 3 fattori: Credenze Positive (4 *item*), Credenze Negative (5 *item*) e Monitoraggio Cognitivo (5 *item*). La consistenza interna dei tre fattori è risultata tra l'insufficiente e l'adeguato, con indici di *alpha* di Cronbach compresi tra .66 (Monitoraggio Cognitivo) e .75 (Credenze Positive).

La tesi è suddivisa in 5 capitoli. Nel primo capitolo viene definito il costrutto di metacognizione, con particolare riferimento alle teorizzazioni di John H. Flavell e di Adrian Wells, seguite dalla descrizione dello sviluppo delle abilità metacognitive durante l'infanzia e l'adolescenza. Nell'ultima parte del capitolo è stato invece evidenziato il ruolo centrale della metacognizione nella formazione e nel mantenimento dei disturbi emotivi.

Nel secondo capitolo vengono presentate le versioni precedenti del *Metacognitions Questionnaire for Children*, ossia quelle per adulti (MCQ e MCQ-30) e quella per adolescenti (MCQ-A), dalle quali il questionario è stato adattato. Nella seconda parte del capitolo viene invece approfondito il MCQ-C, facendo particolare attenzione alle proprietà psicometriche ad oggi documentate in letteratura.

Il terzo capitolo è dedicato alla presentazione della ricerca: vengono definiti gli obiettivi e descritti i partecipanti, la procedura di raccolta dei dati e le misure utilizzate

per rilevare le variabili di interesse. Infine, sono presentate le analisi eseguite sui dati raccolti.

Nel quarto capitolo sono illustrati i risultati ottenuti, a partire dalle analisi descrittive degli *item*. In particolare, vi sono riportati i criteri e le riflessioni che hanno guidato la scelta della struttura fattoriale maggiormente appropriata per il campione analizzato. Nell'ultima parte del capitolo è stata valutata la consistenza interna dei fattori emersi.

L'ultimo capitolo è, infine, dedicato alla discussione dei risultati, dei limiti della ricerca e di eventuali prospettive di ricerca future.

CAPITOLO 1

LA METACOGNIZIONE

Questo primo capitolo intende presentare il costrutto della metacognizione attraverso la descrizione di diversi approcci teorici, con particolare attenzione alla teoria di John H. Flavell e a quella di Adrian Wells. Sarà descritta poi l'evoluzione delle abilità metacognitive durante l'infanzia e l'adolescenza, mentre nell'ultimo paragrafo si sottolinea il ruolo della metacognizione nella formazione e nel mantenimento dei disturbi psicologici.

1.1 Introduzione

Il concetto di metacognizione è stato sviluppato a partire dagli anni '70 grazie al contributo John Flavell, psicologo dello sviluppo americano che, per primo, ne ha dato una definizione formale (Rhodes, 2019). All'interno del modello della regolazione cognitiva, Flavell (1979) definisce la metacognizione come la capacità di pensare e di riflettere sui propri stati mentali, che comprende tutti i processi cognitivi legati al monitoraggio e alla valutazione del pensiero. Il concetto di metacognizione nasce, dunque, nell'ambito della psicologia dello sviluppo e della psicologia cognitiva, per poi ampliarsi e coinvolgere altre aree, come le neuroscienze cognitive, la psicologia sociale e la psicologia clinica (Norman et al., 2019). Per questo motivo, il concetto di metacognizione viene considerato oggi come un termine ombrello che comprende definizioni leggermente diverse tra loro, ma tutte riferite all'abilità di pensare ai propri pensieri, sia in modo inconscio che conscio (Norman et al., 2019). Come evidenziato da Norman e colleghi (2019), infatti, nelle diverse sotto-discipline psicologiche vengono affrontati e approfonditi aspetti diversi della metacognizione. Di particolare rilevanza per la presente trattazione sono l'ambito della psicologia dello sviluppo e quello della psicologia clinica.

All'interno della psicologia dello sviluppo, la ricerca si concentra principalmente su come si manifesti la metacognizione durante l'età evolutiva, cerca di capire il modo in cui gli individui pensano in modo metacognitivo, e come questo

influenza il loro funzionamento (Norman et al., 2019). Per fare questo, sono state sviluppate una serie di misure osservative ed orientate al compito, ma anche inventari *self-report* per i bambini più grandi e per gli adulti (Norman et al., 2019).

Per quanto riguarda la psicologia clinica, la ricerca ha focalizzato maggiormente l'attenzione allo studio del legame tra la metacognizione e il benessere psicologico. Uno degli approcci teorici maggiormente influenti e che rappresenta la base teorica di questo lavoro è il Modello dell'Autoregolazione delle Funzioni Esecutive (*Self-Regulatory Executive Function model*; S-REF) sviluppato da Wells e Matthews (1996). Tale approccio definisce la metacognizione come la capacità di descrivere e di riflettere sui propri e altrui stati mentali (Dimaggio & Lysaker, 2015), e ha delineato i fattori cognitivi e metacognitivi coinvolti nello sviluppo e nel mantenimento dei disturbi emotivi (Norman et al., 2019; Wells & Cartwright-Hatton, 2004; Wells & Matthews, 1996). Il *Meta-Cognition Questionnaire* (MCQ; Cartwright-Hatton & Wells, 1997) e i suoi derivati, che verranno approfonditi nel prossimo capitolo, si inseriscono all'interno di questa cornice teorica.

1.1.1 La teoria di John H. Flavell

John Flavell introduce il concetto di metacognizione definendola come la “conoscenza e consapevolezza riguardo i fenomeni cognitivi” (Flavell, 1979, pag. 906), e ne delinea due componenti principali: la conoscenza metacognitiva (o credenze metacognitive) e le esperienze metacognitive (Rhodes, 2019).

Le conoscenze metacognitive comprendono tutte le convinzioni riguardo i fattori e le variabili che influenzano i compiti cognitivi. Queste variabili possono essere suddivise in tre categorie principali: la persona, il compito e la strategia. Nella prima categoria rientrano tutte le convinzioni circa la natura di sé e degli altri come elaboratori cognitivi, la seconda categoria comprende tutte le informazioni disponibili durante un compito cognitivo e la comprensione dei suoi obiettivi, mentre l'ultima categoria si riferisce alle strategie migliori da usare per svolgere un determinato compito cognitivo (Flavell, 1979). Come sottolinea l'autore, comunque, la maggior parte delle conoscenze metacognitive riguarda la combinazione tra due o tre di queste

variabili (Flavell, 1979). Ad esempio, rientra nelle conoscenze metacognitive la consapevolezza che, per svolgere il compito A, sia preferibile utilizzare la strategia X anziché la strategia Y, mentre per svolgere il compito B potrebbe essere più utile usare la strategia Y.

La seconda componente, l'esperienza metacognitiva, comprende "tutte le esperienze cognitive o affettive consapevoli che accompagnano e riguardano qualsiasi compito intellettuale" (Flavell, 1979, pag. 906). Le esperienze metacognitive differiscono le une dalle altre per una serie di caratteristiche: alcune possono verificarsi durante il compito cognitivo, altre prima e altre dopo; alcune possono essere brevi, altre di lunga durata; alcune possono essere semplici nel contenuto, altre complesse (Flavell, 1979). L'ipotesi dell'autore è che queste esperienze si verifichino soprattutto nelle situazioni che stimolano un pensiero attento e consapevole, ossia nei compiti cognitivi che portano l'individuo a riflettere esplicitamente sul proprio pensiero (Flavell, 1979).

1.1.2 Il modello di Adrian Wells

Secondo Adrian Wells (1995), la metacognizione si riferisce a "conoscenze o credenze stabili sul proprio sistema cognitivo e la conoscenza dei fattori che influenzano il funzionamento del sistema; la regolazione e la consapevolezza dello stato attuale della cognizione e la valutazione del significato del pensiero e dei ricordi" (citato in Spada, Mohiyeddini & Wells, 2008, pag. 238).

Wells e Matthews (1994, 1996) cercano di ampliare la teoria e la terapia cognitiva, sviluppando un modello esplicativo dei disturbi emotivi, ossia il Modello dell'Autoregolazione delle Funzioni Esecutive. Secondo gli autori, il sistema cognitivo è organizzato su tre livelli interdipendenti: il primo è caratterizzato da processi automatici e riflessivi, e opera al di fuori della consapevolezza, il secondo livello è contraddistinto da processi volontari e consci, mentre il terzo comprende le conoscenze e le credenze metacognitive (Wells & Matthews, 1996). Secondo questa teoria (Wells & Matthews, 1996), sono possibili diverse configurazioni di elaborazione, ma la più importante per i disturbi emotivi è la S-REF. Questa configurazione si occupa

dell'interpretazione dei segnali provenienti dal corpo e degli eventi esterni, della valutazione del significato dei pensieri e della gestione della cognizione successiva, ed è influenzata dalle convinzioni personali (Wells & Matthews, 1996). Queste ultime sono di due tipi: convinzioni personali dichiarative, ossia le credenze che possono essere espresse verbalmente (ad esempio “Preoccuparmi mi aiuta ad essere preparato”), e convinzioni procedurali, che “dirigono l'attenzione selettiva, il recupero dalla memoria, la valutazione e l'elaborazione metacognitiva in risposta agli stimoli” (Wells & Matthews, 1996, pag. 882). L'autoregolazione delle funzioni esecutive opera nel secondo livello del sistema cognitivo, ossia quello dei processi volontari e consci, e viene influenzata/influenza gli altri due livelli: “il processamento è un'interazione dinamica e continua tra credenze personali, processi consci e processi automatici” (Wells & Matthews, 1996, pag. 883).

Wells e Matthews (1996) descrivono poi un particolare stile di pensiero disadattivo, denominato *Sindrome Cognitivo-Attentiva (Cognitive Attentional Syndrome; CAS)*, che contribuisce all'insorgenza e al mantenimento dei disturbi emotivi. Questa sindrome è caratterizzata da uno stile di pensiero ripetitivo e difficile da controllare, che si presenta sotto forma di rimuginio o ruminazione, da un aumento dell'attenzione focalizzata su di sé, da *bias* attenzionali, dall'uso di strategie di *coping* inefficaci e dall'attivazione di credenze metacognitive disfunzionali (Morrison, Wells & Nothard, 2000; Wells, 2007; Wells & Matthews, 1996). La CAS è problematica per il benessere psicologico dell'individuo, perché “mantiene un'elaborazione focalizzata sulla minaccia, e non riesce a fornire informazioni che possano modificare le valutazioni e le credenze disfunzionali dell'individuo” (Hjemdal, Hagen, Nordahl & Wells, 2013, pag. 301). Le credenze metacognitive che guidano la S-REF possono essere di due tipi: positive o negative (Benedetto, Di Blasi & Pacicca, 2014; Hjemdal et al., 2013; Wells & Cartwright-Hatton, 2004). Le convinzioni metacognitive positive riguardano i benefici e i vantaggi dell'impegnarsi nelle diverse attività cognitive, ad esempio nella ruminazione, nel rimuginio, nel controllo delle minacce e nella soppressione delle intrusioni indesiderate, e rappresentano una strategia di *coping* che si osserva sia in popolazioni cliniche che non cliniche (Benedetto et al., 2014; Hjemdal et al., 2013). Come sottolineano Hjemdal e colleghi (2013), “avere meta-credenze positive non è di per sé patologico, ma aumenta la tendenza ad usare il rimuginio come

una strategia di *coping*, che non è il modo più efficace per gestire affetti e pensieri negativi” (pag. 302). Un esempio di convinzione metacognitiva positiva è il seguente: “È utile concentrare l’attenzione sulla minaccia” (Benedetto et al., 2014, cpv. Introduction). Al contrario, le convinzioni metacognitive negative riguardano la pericolosità e il timore di perdita di controllo delle esperienze cognitive, e contribuiscono allo sviluppo della psicopatologia (Hjemdal et al., 2013).

Questo modello è stato applicato per comprendere diversi disturbi, in particolare il disturbo d’ansia generalizzata (Cartwright-Hatton & Wells, 1997; Ellis & Hudson, 2010; Hjemdal et al., 2013; Wells, 1999, 2007; Wells & Carter, 1999, 2001), il disturbo di panico (Wells & Carter, 2001), la fobia sociale (Wells, 2007), la depressione (Papageorgiou & Wells, 2001; Wells & Carter, 2001), e i sintomi ossessivo-compulsivi (Gwilliam, Wells & Cartwright-Hatton, 2004; Önen, Uğurlu & Çayköylü, 2013; Purdon & Clark, 1999). È importante sottolineare che Cartwright-Hatton e Wells (1997) hanno sviluppato il *Metacognitions Questionnaire* (MCQ-65) proprio per misurare i domini di credenze metacognitive implicati nel modello S-REF.

1.2 Lo sviluppo delle capacità metacognitive

La ricerca metacognitiva nell’ambito della psicologia dello sviluppo ha fatto interessanti progressi negli ultimi dieci anni, ma è complicata dalle difficoltà metodologiche e di valutazione nelle prime fasi evolutive del bambino (Marulis, Palincsar, Berhenke & Whitebread, 2016). I primi studi individuavano l’emergere delle capacità metacognitive attorno ai 7-8 anni di età (Flavell, 1999; Flavell, Green & Flavell, 1998). Studi successivi, hanno evidenziato che alcune forme rudimentali di metacognizione possono essere presenti già a 30 mesi (Lyons & Ghetti, 2010 citati in Marulis et al., 2016) e a 2-4 mesi di età, quando compaiono le prime forme di intersoggettività (Brandl, 2012; Brinck & Liljenfors, 2013 citati in Norman et al., 2019).

Schneider (2008) ha dimostrato che i bambini di 3-5 anni tendono a sovrastimare la propria capacità di apprendimento, mentre questi giudizi sono accurati già a partire dalla scuola elementare. Durante tutta la scuola elementare e l’adolescenza

si sviluppano invece le abilità di giudicare ciò che si è imparato e l'accuratezza della sensazione di sapere (Schneider, 2008). Allo stesso modo, Schneider (2008) ha riscontrato anche che, sebbene i bambini siano in grado di distinguere tra compiti facili e difficili a partire dai 6 anni, è solo a partire dai 10 anni che riescono a distribuire in modo efficace il tempo di studio, dedicando maggiore tempo ai compiti più difficili. Come sottolinea l'autore, tra la scuola dell'infanzia e la prima media vi è dunque un aumento principalmente nella conoscenza e nello sviluppo di strategie, mentre la metamemoria si sviluppa più lentamente, durante e dopo l'adolescenza (Schneider, 2008). Qualche anno più tardi, studiando le abilità metacognitive nei bambini dai 5 ai 7 anni, Bryce e Whitebread (2012) hanno dimostrato che la frequenza dei comportamenti di monitoraggio e di controllo del compito aumentano con l'età. Allo stesso modo, Marulis e colleghi (2016) hanno evidenziato un incremento nello sviluppo delle abilità metacognitive tra i 3 e i 5 anni, dimostrando che i bambini in questa fascia d'età "sono più metacognitivi di quanto si pensasse" (pag. 354).

Per quanto riguarda le abilità metacognitive in adolescenza, Flavell e colleghi (1998) hanno rilevato punteggi molto simili tra gli adolescenti di 13 anni e gli adulti, mentre nella ricerca di Ormond, Luszcz, Mann e Beswick (1991) i preadolescenti (12-14 anni) hanno dimostrato di avere una minore consapevolezza metacognitiva rispetto agli adolescenti di 15-17 anni.

Altri studi hanno invece indagato la relazione tra l'età dei soggetti e i punteggi ottenuti ai questionari MCQ-A (*Meta-cognition Questionnaire – Adolescent Version*) e MCQ-C (*Meta-cognition Questionnaire for Children*). In particolare, Bacow, Pincus, Ehrenreich e Brody (2009) hanno riscontrato che, all'aumentare dell'età, aumentavano anche i punteggi ottenuti nella subscale di monitoraggio cognitivo del MCQ-C, su un campione di soggetti tra i 7 e i 17 anni. Al contrario, Cartwright-Hatton e colleghi (2004) non hanno rilevato alcun cambiamento nelle credenze metacognitive nel loro campione di adolescenti (13-17 anni), suggerendo che probabilmente si tratta di concetti già ben sviluppati a 13 anni di età.

Per quanto riguarda le differenze di genere, emergono risultati contrastanti. Alcuni studi non ne hanno rilevate (Benedetto et al., 2014; Cartwright-Hatton et al., 2004; Grøtte et al., 2016; Ormond et al., 1991; Quattropiani, Lenzo, Mucciardi & Toffile, 2015; Wells & Cartwright-Hatton, 2004), mentre altri autori hanno riscontrato

delle differenze tra i punteggi ottenuti dai maschi e dalle femmine al MCQ-C. Bacow e colleghi (2009), ad esempio, hanno rilevato delle differenze di genere per il punteggio totale al MCQ-C, con punteggi maggiori nelle ragazze adolescenti rispetto ai ragazzi. Ciò che è interessante sottolineare è che, nello stesso studio, non si sono invece riscontrate differenze di genere nei bambini più piccoli (Bacow et al., 2009). Irak (2011), su un campione di bambini e adolescenti tra gli 8 e i 17 anni, ha registrato punteggi maggiori nelle femmine rispetto ai maschi sia per il punteggio totale al MCQ-C, sia per una delle sottoscale. Infine, nello studio di Stevanovic, Lalic, Batinic, Damjanovic e Jovic (2016), le analisi hanno mostrato che i bambini più piccoli (9-12 anni) hanno ottenuto punteggi al MCQ-C significativamente più bassi rispetto ai ragazzi più grandi (13-18 anni), ma anche rispetto alle femmine di tutte le età (9-18 anni). La letteratura suggerisce che le ragazze tendono a mostrare livelli più alti di ruminazione, rimuginio, depressione e ansia rispetto ai ragazzi, in particolar modo durante l'adolescenza (Bernstein, Borchardt & Perwein, 1996, citati in Bacow et al., 2009; Muris, Roelofs, Meesters & Boomsma, 2004), e questo potrebbe spiegare le differenze di genere riscontrate negli studi sopracitati. Tuttavia, alcuni autori (e.g., Fergus & Bardeen, 2017, citati in Myers, Solem & Wells, 2019) suggeriscono che la mancanza di coerenza tra i diversi studi potrebbe essere spiegata dall'esistenza di differenze di genere solo di piccola entità.

1.3 Metacognizione e disturbi psicologici

Nell'ambito della psicologia clinica, il ruolo delle credenze e delle capacità metacognitive è stato ampiamente studiato e associato a una varietà di disturbi e difficoltà. In particolare, come riportano Quattropani, Lenzo, Mucciardi e Toffle (2014), la ricerca in quest'area ha dimostrato l'esistenza di una serie di relazioni tra credenze/capacità metacognitive e sintomi ossessivi compulsivi (Cartwright-Hatton & Wells, 1997; Grøtte et al., 2016; Gwilliam et al., 2004; Mather & Cartwright-Hatton, 2004; Matthews, Reynolds & Derisley, 2006; Önen et al., 2013; Purdon & Clark, 1999; Stevanovic et al., 2016; Wells & Papageorgiou, 1998), disturbo d'ansia generalizzata (Donovan, Holmes & Farrell, 2016; Donovan, Holmes, Farrell & Hearn, 2017; Fisak,

Mentuccia & Przeworski, 2014; Francis, Hawes, Abbott & Costa, 2018; Hjemdal et al., 2013; Kertz & Woodruff-Borden, 2013; Wells, 1999, 2007; Wells & Carter, 1999, 2001), fobia sociale (Stevanovic et al., 2016; Wells, 2007; Wells & Carter, 2001), disturbo post traumatico da stress (Roussis & Wells, 2005 citati in Spada, Mohiyeddini, et al., 2008), depressione (Papageorgiou & Wells, 2001; Wells & Carter, 2001), disturbo di panico (Wells, 2007; Wells & Carter, 2001), disturbi del comportamento alimentare (Olstad, Solem, Hjemdal & Hagen, 2015), psicosi e disturbi di personalità (Dimaggio & Lysaker, 2015). Una serie di ricerche che hanno indagato la metacognizione nella popolazione generale, suggeriscono associazioni con la predisposizione alle allucinazioni (Goldstone, Farhall, Thomas & Ong, 2013; Morrison et al., 2000), con allucinazioni e deliri in popolazioni non cliniche di adolescenti (Debbané, Van der Linden, Gex-Fabry & Eliez, 2009), con l'ansia da prestazione (O'Carroll & Fisher, 2013), con lo stress percepito e le emozioni negative, come ansia e depressione (Spada, Nikčević, Moneta & Wells, 2008). Infine, Yılmaz, Gençoz e Wells (2011) hanno evidenziato che sono le credenze metacognitive negative a predire lo sviluppo di ansia e depressione, e non il contrario.

Nel corso degli ultimi 25 anni, il modello metacognitivo di Wells e Matthews (1996) è stato impiegato per spiegare lo sviluppo e il mantenimento di alcuni dei disturbi sopracitati. Il primo modello metacognitivo ad essere stato sviluppato è quello per il disturbo d'ansia generalizzata, in cui risulta centrale il ruolo del rimuginio (Wells, 1995, 1997 citato in Cartwright-Hatton & Wells, 1997). Il rimuginio (*worry*) può essere definito come “una catena di pensieri catastrofici che sono prevalentemente verbali. Consiste nella contemplazione di situazioni potenzialmente pericolose e di strategie di *coping* personali. È intrusivo e controllabile, anche se viene vissuto spesso come incontrollabile. Il rimuginio è associato alla motivazione a prevenire o evitare un potenziale pericolo. Il rimuginio può essere visto di per sé come una strategia di *coping*, ma può diventare centro della preoccupazione di un individuo” (Wells, 1999, pag. 87). Nel modello di Wells (1999) vengono distinte due tipologie di rimuginio: il *worry* di tipo 1 è riferito ad eventi esterni e interni di natura non cognitiva (ad esempio la preoccupazione per una malattia fisica), mentre il *worry* di tipo 2 riguarda il pensiero, in particolare la paura delle conseguenze del rimuginio e l'incontrollabilità di quest'ultimo. Tipicamente il rimuginio viene attivato come strategia di *coping* in

risposta a un pensiero intrusivo, e diventa problematico quando l'individuo sviluppa credenze metacognitive negative sul *worry*, ossia quando inizia a "preoccuparsi di preoccuparsi" (Cartwright-Hatton & Wells, 1997). Gli individui con disturbo d'ansia generalizzata hanno, infatti, sia credenze positive che negative sul rimuginio, e questo ha due implicazioni importanti: da un lato è meno probabile che cerchino di controllarlo, perché è visto come una strategia di *coping* efficace, mentre dall'altro lato si trovano in uno stato di dissonanza, proprio perché coesistono in loro credenze metacognitive opposte sul rimuginio (Wells & Matthews, 1996). Vi sono poi anche una serie di meccanismi che contribuiscono al mantenimento del GAD, come l'evitamento delle situazioni temute, che rende impossibile per l'individuo scoprire che le preoccupazioni erano inaccurate, la ricerca di rassicurazioni, che impedisce al soggetto di capire che il rimuginio è controllabile, e i tentativi di controllo del pensiero (Wells & Carter, 1999). I pazienti con GAD cercano di sopprimere i pensieri intrusivi in modo da evitare il rimuginio, ottenendo però l'effetto opposto (Wells & Carter, 1999). La conseguenza di questo meccanismo è che la paura di perdere il controllo viene rafforzata, proprio perché lo sforzo di sopprimere i pensieri indesiderati li fa riemergere (Wegner, Schneider, Carter, & White, 1987 citati in Wells & Carter, 1999). Gli studi nei pazienti adulti sembrano confermare i concetti chiave del modello metacognitivo del GAD, in particolare l'idea che sono solo i soggetti clinici a possedere elevate convinzioni metacognitive negative sul rimuginio, e non la popolazione generale (Hjemdal et al., 2013; Wells, 1999; Wells & Carter, 1999, 2001).

Modelli metacognitivi simili sono stati sviluppati anche per comprendere il disturbo ossessivo-compulsivo (Wells 1997, 2000; Wells & Matthews, 1994, citati in Gwilliam et al., 2004), la depressione maggiore, in cui la ruminazione ha un ruolo centrale (Papageorgiou & Wells, 2001), il disturbo post-traumatico da stress (Wells & Sembi, 2004a, 2004b; Wells et al., 2008, citati in Kadak, Nasiroğlu, Boysan & Aydın, 2013) e la fobia sociale (Clark & Wells, 1995 citato in Wells, 2007).

Come sottolineano anche Stevanovic e colleghi (2016), gran parte della ricerca nell'ambito della psicologia clinica è stata condotta con il *Metacognitions Questionnaire* (MCQ), che è stato sviluppato proprio a partire dal modello metacognitivo per il disturbo d'ansia generalizzata (Cartwright-Hatton & Wells, 1997; Wells & Cartwright-Hatton, 2004). Sebbene la maggior parte della ricerca si sia

focalizzata sull'età adulta, è in aumento l'interesse verso l'applicabilità di questi modelli anche a fasi precedenti dello sviluppo. Ormai è infatti ben documentato che i sintomi legati al rimuginio e i problemi internalizzanti spesso hanno origine durante l'infanzia, e tendono a persistere in adolescenza e in età adulta (Benedetto et al., 2014). Per questo motivo, risulta particolarmente rilevante riuscire a sviluppare strumenti che consentano di indagare le credenze metacognitive disfunzionali dei bambini e degli adolescenti. Il *Metacognitions Questionnaire for Children* (MCQ-C; Bacow et al., 2009), sviluppato per il *range* di età tra i 7 e i 17 anni, cerca di rispondere a questa esigenza, ma non ci sono ancora evidenze circa la sua applicabilità sulla popolazione italiana.

Nel prossimo capitolo verranno dunque approfonditi il MCQ e i suoi derivati, e poi si procederà con lo studio delle proprietà psicometriche del MCQ-C, somministrato a un campione di partecipanti italiani tra i 9 e i 12 anni.

CAPITOLO 2

IL METACOGNITIONS QUESTIONNAIRE FOR CHILDREN (MCQ-C)

Prima di approfondire il *Metacognitions Questionnaire for Children* saranno illustrate le versioni precedenti del questionario, ossia quelle per adulti (MCQ e MCQ-30) e quella per adolescenti (MCQ-A), dalle quali il questionario è stato adattato. Saranno illustrate le proprietà psicometriche in termini di validità e affidabilità ad oggi documentate dalla letteratura.

2.1 Introduzione

Il *Metacognitions Questionnaire* (MCQ; Cartwright-Hatton & Wells, 1997) è stato sviluppato per testare il modello metacognitivo di Wells (1995), in particolare per indagare i processi e le credenze metacognitive negli adulti. Lo strumento, nella versione originale a 65 *item*, e la sua versione breve (MCQ-30; Wells & Cartwright-Hatton, 2004) sono stati determinanti per la ricerca metacognitiva sulla popolazione adulta (Myers, Solem & Wells, 2019). Tuttavia, la ricerca su bambini e adolescenti è molto meno estesa. Il recente adattamento dello strumento per l'uso con adolescenti (i.e. *Metacognitions Questionnaire - Adolescent Version*; Cartwright-Hatton et al., 2004) e bambini (i.e. *Metacognitions Questionnaire for Children*; Bacow, Pincus, Ehrenreich & Brody, 2009) ha permesso, almeno in parte, di colmare la carenza di ricerche sulle capacità metacognitive in età evolutiva (Myers et al., 2019).

I primi risultati ottenuti utilizzando il MCQ-A e il MCQ-C sembrano promettenti, e supportano l'applicazione della teoria metacognitiva dei disturbi emotivi anche su bambini e adolescenti (Myers et al., 2019). Tuttavia, come evidenziato da Myers e colleghi (2019), è importante valutare la validità di questi strumenti, perché i risultati ottenuti nella ricerca con gli adulti non possono essere applicati in modo automatico a popolazioni più giovani. In primo luogo è necessario capire se i questionari sono facilmente comprensibili in queste fasce d'età, ma si deve anche considerare che le capacità metacognitive aumentano nel corso dell'età

evolutiva, e non è ancora noto il periodo preciso in cui dovrebbero essere completamente sviluppate (Myers et al., 2019; Schneider, 2008). Ellis e Hudson (2010, 2011), ad esempio, hanno tentato di valutare l'applicabilità su bambini e adolescenti del modello metacognitivo per il disturbo d'ansia generalizzata. Come sottolineano le autrici, sembra che anche i bambini possiedano credenze sui loro pensieri e sul funzionamento della loro mente, ma lo sviluppo cognitivo ha sicuramente un ruolo importante nell'accrescere queste capacità. Tuttavia, i primi aspetti da esaminare rimangono l'affidabilità e la validità delle due versioni *Metacognitions Questionnaire for Adolescents* (MCQ-A; Cartwright-Hatton et al., 2004) e *Metacognitions Questionnaire for Children* (MCQ-C; Bacow et al., 2009), per le quali emergono ancora pochi dati in letteratura.

2.2 Metacognitions Questionnaire (MCQ e MCQ-30)

Il *Metacognitions Questionnaire* (MCQ; Cartwright-Hatton & Wells, 1997) è il primo questionario *self-report* di natura multidimensionale ad essere stato sviluppato per indagare le credenze metacognitive generali nei soggetti adulti (Grøtte et al., 2016). Il MCQ è composto da 65 *item* che esplorano i pensieri intrusivi, le credenze sul rimuginio (*worry*), la tendenza a controllare i pensieri, e il funzionamento cognitivo, ossia gli aspetti della metacognizione rilevanti per lo sviluppo della psicopatologia secondo il modello S-REF (Cartwright-Hatton & Wells, 1997; Myers et al., 2019; Wells & Matthews, 1996; Wells & Papageorgiou, 1998).

La prima versione del questionario era costituita da 94 *item*, ricavati dai trascritti di terapia cognitiva condotta con 12 pazienti con disturbi d'ansia e da un'intervista semi-strutturata somministrata a 25 studenti universitari, a cui sono state aggiunte una serie di affermazioni che indagano la fiducia nelle proprie capacità cognitive (Cartwright-Hatton & Wells, 1997). Successivamente gli *item* sono stati revisionati e ridotti a 79, fino ad arrivare alla versione definitiva composta da 65 *item* totali, suddivisi in cinque sottoscale (Cartwright-Hatton & Wells, 1997). I soggetti sono chiamati a indicare il grado di accordo rispetto alle affermazioni riportate, secondo una scala *Likert* a 4 punti che va da "Per nulla d'accordo" a "Molto d'accordo" (Cartwright-Hatton & Wells, 1997; Quattropiani, Lenzo, Mucciardi & Toffle, 2015). Il

punteggio totale viene calcolato sommando i punteggi ottenuti ai singoli *item*, tenendo conto che vi sono 3 *item reverse* (*item* 20, 41 e 44; Cartwright-Hatton & Wells, 1997). Il punteggio totale può dunque oscillare tra 65 e 260 punti, mentre per le sottoscale i *range* sono, rispettivamente, 19-76 punti (prima sottoscala), 16-64 punti (seconda sottoscala), 10-40 punti (terza sottoscala), 13-52 punti (quarta sottoscala) e 7-28 (quinta sottoscala). Punteggi più alti sono indicativi di credenze metacognitive maggiormente disfunzionali.

Le istruzioni per la compilazione sono le seguenti: “Questo questionario riguarda le credenze che le persone hanno circa i loro pensieri. Qui di seguito sono elencate alcune di tali credenze. Per favore, legga ogni affermazione ed esprima quanto, in genere, è d’accordo segnando con una X il numero corrispondente. La preghiamo di rispondere a tutte le affermazioni: non ci sono risposte giuste o sbagliate.” (Quattropani et al., 2015, pag. 40).

La prima sottoscala (MCQ-PB) indaga le credenze metacognitive positive sull’utilità del *worry* per risolvere i problemi e come strategia di *coping* (ad esempio “Preoccuparmi mi aiuta a prevenire problemi futuri”), ma include anche *item* come “La preoccupazione è indicativa di una persona buona”, che suggeriscono che il rimuginio sia segno di una personalità normale e piacevole (Cartwright-Hatton & Wells, 1997). Il secondo fattore (MCQ-UD) comprende gli *item* riguardanti le credenze sull’incontrollabilità del rimuginio e sulla sua pericolosità, e la necessità di controllare il rimuginio per restare al sicuro e funzionare al meglio (Cartwright-Hatton & Wells, 1997). Alcuni esempi di *item* che rientrano nella seconda sottoscala sono i seguenti: “È dannoso per me preoccuparmi” e “I miei pensieri minacciosi persistono indipendentemente da quello che faccio per fermarli” (Cartwright-Hatton & Wells, 1997). Come è già stato sottolineato, le credenze metacognitive positive e negative sul *worry* sono considerate centrali per lo sviluppo e il mantenimento della psicopatologia, in particolare del disturbo d’ansia generalizzata (Wells & Carter, 2001). Il terzo fattore (MCQ-CC) riguarda l’assenza di fiducia nella propria memoria e nelle capacità attentive (esempio: “Ho una scarsa memoria”), e sembra essere implicato sia nei pensieri intrusivi, sia nella ruminazione e nel rimuginio (Cartwright-Hatton et al., 2004; Cartwright-Hatton & Wells, 1997). Il quarto fattore (MCQ-SPR) comprende gli *item* sulle conseguenze negative derivanti dall’aver determinati pensieri e sulla

responsabilità di prevenire queste conseguenze; molti di questi *item* sono di tipo superstizioso (Cartwright-Hatton & Wells, 1997). Alcuni esempi sono: “Sarò punito se non controllo certi pensieri”, oppure “Se non riuscissi a controllare i miei pensieri non sarei in grado di funzionare” (Cartwright-Hatton & Wells, 1997). Sembra che anche le convinzioni superstiziose siano importanti nello sviluppo del rimuginio, e che portino l’individuo a impegnarsi nella ricerca di rassicurazioni e nella soppressione dei pensieri (Cartwright-Hatton et al., 2004; Cartwright-Hatton & Wells, 1997). L’ultima sottoscala (MCQ-CSC) riguarda l’autoconsapevolezza cognitiva, ossia la tendenza a monitorare e ad essere consapevoli dei propri pensieri, ad esempio: “Esamino costantemente i miei pensieri” (Cartwright-Hatton & Wells, 1997). Secondo Wells e Matthews (1984), un fattore centrale nello sviluppo dei sintomi emotivi e dei disturbi ansiosi sarebbe proprio l’attenzione selettiva verso gli eventi interni (citati in Cartwright-Hatton et al., 2004).

Il questionario ha dimostrato di avere buone proprietà psicometriche in termini di validità e affidabilità. In termini di struttura fattoriale, come già anticipato, lo studio originale di Cartwright-Hatton e Wells (1997) ha dimostrato l’esistenza di cinque fattori che indagano aspetti distinti della metacognizione: Credenze Positive sul *Worry* (MCQ-PB), Credenze Negative sull’Incontrollabilità dei Pensieri e sul Relativo Pericolo (MCQ-UD), Fiducia Cognitiva (MCQ-CC), Credenze Negative sui Pensieri in Generale, compresi i Temi della Superstizione, della Punizione e della Responsabilità (MCQ-SPR), e Autoconsapevolezza Cognitiva (MCQ-CSC). I risultati, tuttavia, non sono stati replicati in popolazioni diverse da quella inglese, in quanto gran parte della ricerca successiva si è concentrata sulla versione breve del questionario (MCQ-30), che verrà approfondita in seguito.

In termini di affidabilità, le cinque sottoscale del MCQ hanno riportato indici di consistenza interna nel complesso buoni, con valori degli *alpha* di Cronbach che variano da adeguati (.72, sottoscala dell’autoconsapevolezza cognitiva: MCQ-CSC) a buoni (.89, sottoscala delle credenze negative sul rimuginio: MCQ-UD) secondo le linee guida *European Federation of Psychological Association* (EFPA; 2013), dove indici di *alpha* di Cronbach sono considerati adeguati tra .70 e .80, buoni tra .80 e .90, ed eccellenti se $\geq .90$.

Anche l'attendibilità *test-retest* è risultata buona in un intervallo di 5 settimane, sia per le sottoscale che per il punteggio totale: le correlazioni di Pearson variano tra .76 a .94 (Cartwright-Hatton & Wells, 1997). Secondo le linee guida EFPA (2013), infatti, correlazioni tra .60 e .70 sono considerate adeguate, tra .70 e .80 buone, ed eccellenti se $\geq .80$.

Per quanto riguarda la validità concorrente, gli autori (Cartwright-Hatton & Wells, 1997) hanno dimostrato che le sottoscale del MCQ correlano in modo significativo con il rimuginio misurato tramite l'*Anxious Thoughts Inventory* (AnTI; Wells, 1994 citato in Cartwright-Hatton & Wells, 1997), con l'ansia di tratto misurata con il *Spielberger Trait Anxiety Inventory* (STAI; Spielberger, Gorsuch & Lushene, 1983, citati in Cartwright-Hatton & Wells, 1997), e con due sottoscale del *Padua Inventory* (Sanavio, 1988, citato in Cartwright-Hatton & Wells, 1997): quella di Controllo insufficiente sulle attività mentali e quella dei Comportamenti di controllo. Secondo gli autori (Cartwright-Hatton & Wells, 1997), questi risultati indicano che le sottoscale del MCQ riescono a predire efficacemente la vulnerabilità emotiva e allo stress, e che le credenze metacognitive positive e negative sono associate alla predisposizione al rimuginio.

Infine, Cartwright-Hatton e Wells (1997) hanno indagato la validità discriminante del questionario, somministrandolo a 32 pazienti con disturbo d'ansia generalizzata, a 17 pazienti con disturbo ossessivo-compulsivo, a 14 pazienti con disturbi emotivi (gruppo di controllo clinico), e a 30 soggetti non clinici. I risultati ottenuti sembrano suggerire che quattro sottoscale su cinque (MCQ-UD, MCQ-CC, MCQ-SPR, MCQ-CSC) distinguono efficacemente i pazienti con GAD e DOC dai due gruppi di controllo (Cartwright-Hatton e Wells, 1997). In particolare, i pazienti con DOC hanno ottenuto punteggi maggiori rispetto al gruppo non clinico nella sottoscala MCQ-CC, mentre nelle sottoscale MCQ-UD e MCQ-SPR i pazienti con DOC hanno ottenuto punteggi maggiori sia rispetto al gruppo di controllo clinico che a quello non clinico, e nella sottoscala MCQ-CSC hanno ottenuto punteggi maggiori rispetto a tutti e tre i gruppi (Cartwright-Hatton e Wells, 1997). I pazienti con GAD, invece, hanno ottenuto punteggi maggiori rispetto al gruppo non clinico nelle sottoscale MCQ-UD, MCQ-CC e MCQ-SPR, e nella sottoscala MCQ-UD hanno ottenuto punteggi

significativamente più alti anche rispetto al gruppo clinico di controllo (Cartwright-Hatton e Wells, 1997).

Rispetto alle differenze di genere, nello studio di Cartwright-Hatton e Wells (1997) non sono emerse differenze significative in termini di punteggio totale. Lo stesso risultato è stato suggerito per le sottoscale che indagano le Credenze Positive e Negative sul rimuginio (MCQ-PB e MCQ-UD), e per la sottoscala della Fiducia Cognitiva (MCQ-CC). Al contrario, le femmine hanno riportato punteggi significativamente più bassi rispetto ai maschi nella sottoscala dell'Autoconsapevolezza Cognitiva (MCQ-CSC) e in quella delle credenze negative sui temi della Superstizione, della Punizione e della Responsabilità (MCQ-SPR; Cartwright-Hatton e Wells, 1997).

Nonostante lo strumento abbia dimostrato di avere buone caratteristiche psicometriche, la sua lunghezza (65 *item*) ne ha in parte limitato l'applicazione (Wells & Cartwright-Hatton, 2004). Per questo motivo, gli autori (Wells & Cartwright-Hatton, 2004) hanno successivamente proposto una versione più breve del questionario: il *Metacognitions Questionnaire - 30* (MCQ-30), che è diventato uno degli strumenti maggiormente utilizzati per la valutazione della metacognizione negli adulti (Myers et al., 2019).

Il *Metacognitions Questionnaire - 30* (MCQ-30; Wells & Cartwright-Hatton, 2004) è costituito da 30 *item* totali. Per la sua costruzione sono stati scelti i 6 *item* più rappresentativi di ciascuna delle cinque sottoscale del *Metacognitions Questionnaire* (MCQ; Cartwright-Hatton & Wells, 1997). Gli *item* sono stati selezionati sulla base di tre criteri principali: le loro correlazioni con i cinque fattori, la tematica centrale delle sottoscale, e il fatto che gli *item* non fossero mai stati contestati dai partecipanti degli studi precedenti (Wells & Cartwright-Hatton, 2004). Ad esempio, per la seconda sottoscala (Incontrollabilità e Pericolo, MCQ-UD), sono stati mantenuti i tre *item* con le correlazioni più alte che avessero come tema centrale l'incontrollabilità del rimuginio, e i tre *item* con le correlazioni più alte che avessero come tematica centrale la sua pericolosità (Wells & Cartwright-Hatton, 2004). Per la quarta sottoscala (MCQ-SPR), che nel MCQ (Cartwright-Hatton & Wells, 1997) combina diverse tematiche, gli autori hanno considerato centrali le credenze sulla necessità di controllo dei pensieri e sulle conseguenze negative del non farlo, e hanno selezionato i 6 *item* con le

correlazioni maggiori più rappresentativi di questo tema (Wells & Cartwright-Hatton, 2004). Di conseguenza, la quarta sottoscala è stata rinominata “Necessità di Controllo dei Pensieri” (Wells & Cartwright-Hatton, 2004).

La scala di risposta è rimasta invariata rispetto alla versione lunga, e anche in questo caso i soggetti sono chiamati a indicare il loro grado di accordo con le affermazioni riportate secondo una scala *Likert* a 4 punti, che va da “Non sono d’accordo” a “Molto d’accordo” (Wells & Cartwright-Hatton, 2004). Coerentemente con la versione precedente, il punteggio totale viene calcolato sommando i punteggi ottenuti ai singoli *item*. Nella versione breve il punteggio totale può variare tra 30 e 120 punti, mentre per le singole sottoscale i punteggi variano tra 6 e 24 (Wells & Cartwright-Hatton, 2004). Punteggi più alti indicano la presenza di credenze metacognitive maggiormente disfunzionali (Wells & Cartwright-Hatton, 2004).

Il MCQ-30 ha dimostrato di avere buone proprietà psicometriche. Le analisi fattoriali confermate ed esplorative hanno comprovato l’adeguatezza della soluzione a cinque fattori anche per il MCQ-30, supportando così la validità di costrutto del questionario (Spada, Mohiyeddini & Wells, 2008; Wells & Cartwright-Hatton, 2004). La struttura fattoriale del MCQ-30 è stata successivamente replicata e confermata anche in altre popolazioni: italiana (Quattropani et al., 2015), turca (Tosun & Irak, 2008, citato in Quattropani et al., 2015), greca (Typaldou et al., 2010), spagnola (Ramos-Cejudo, Salguero & Cano-Vindel, 2013) e coreana (Cho, Jahng & Chai, 2012), ma anche in popolazioni di soggetti con disturbo ossessivo-compulsivo (Grøtte et al., 2016) e con disturbi emotivi misti (Martín et al., 2014 citato in Grøtte et al., 2016).

In termini di affidabilità, la consistenza interna del MCQ-30 è risultata buona-eccezionale, con valori di *alpha* di Cronbach tra .72 e .93, mentre le correlazioni *item*-totale hanno evidenziato che tutti gli *item* sono rappresentativi sia dell’intera scala, sia delle rispettive sottoscale (Wells & Cartwright-Hatton, 2004). Anche la versione italiana del questionario (Quattropani et al., 2015) ha dimostrato di avere una consistenza interna soddisfacente, con valori di *alpha* di Cronbach tra .71 e .87.

Per quanto riguarda la validità convergente, le correlazioni tra le cinque sottoscale e altre misure di costrutti simili (rimuginio patologico, ansia di tratto e sintomi ossessivo-compulsivi) sono risultate positive e significative, confermando

l'esistenza di una relazione tra la metacognizione e questi costrutti (Wells & Cartwright-Hatton, 2004). In particolare, sono risultate di grande effetto le relazioni della seconda sottoscala del MCQ-30 (Incontrollabilità e Pericolo) con il rimuginio patologico ($r = .73, p < 0.0005$) misurato tramite PSWQ (*Penn State Worry Questionnaire*; Meyer, Miller, Metzger, & Borkovec, 1990, citati in Wells & Cartwright-Hatton, 2004), e con l'ansia di tratto ($r = .69, p < 0.0005$) misurata tramite la sottoscala dell'ansia di tratto del STAI (*State-Trait Anxiety Inventory*; Spielberger, Gorsuch, Lushene, Vagg, & Jacobs, 1983, citati in Wells & Cartwright-Hatton, 2004). I risultati supportano il ruolo centrale di queste credenze nella teoria metacognitiva dei disturbi emotivi (Wells & Cartwright-Hatton, 2004; Wells & Matthews, 1996).

Gli autori (Wells & Cartwright-Hatton, 2004) hanno valutato anche l'attendibilità *test-retest* dopo un periodo di 22-118 giorni, evidenziando che l'intero questionario e quattro sottoscale su cinque possiedono alti livelli di stabilità (r tra .69 e .87, $p < 0.0005$), mentre una delle sottoscale (Incontrollabilità e Pericolo) presenta livelli modesti di stabilità nel tempo ($r = .59, p < 0.002$). I risultati ottenuti sembrano suggerire che il MCQ-30 rilevi caratteristiche stabili, e che sia quindi una misura di tratti piuttosto che di uno stato temporaneo del soggetto (Wells & Cartwright-Hatton, 2004). L'affidabilità *test-retest* è risultata buona anche per la versione italiana, in un periodo di 3 mesi (Quattropiani et al., 2015).

In termini di validità predittiva, Spada, Mohiyeddini e Wells (2008), in uno studio condotto tra il 2001 e il 2006 con 399 partecipanti inglesi tra i 18 e i 59 anni (media = 28.7, SD = 9.4), hanno trovato un'associazione tra alcune delle dimensioni del MCQ-30 e i livelli di ansia e depressione misurati tramite la HADS (*Hospital Anxiety and Depression scale*; Zigmond & Snaith, 1983, citati in Spada et al., 2008). In particolare, usando un modello di equazione strutturale, gli autori hanno evidenziato che tre sottoscale del MCQ-30 su cinque (Fiducia Cognitiva, Necessità di Controllo dei Pensieri, Autoconsapevolezza Cognitiva) sono associate alla depressione ma non all'ansia, mentre la seconda sottoscala (Incontrollabilità e Pericolo) è risultata essere il predittore più forte sia dell'ansia che della depressione, coerentemente con il modello S-REF (Wells & Cartwright-Hatton, 2004; Wells & Matthews, 1996).

Per quanto riguarda le differenze di genere, i risultati sono contrastanti: mentre alcuni studi non hanno rilevato differenze significative tra i due gruppi (i.e., Wells &

Cartwright-Hatton, 2004), altri (i.e., Spada et al., 2008) hanno rilevato che i maschi tendono a presentare punteggi significativamente più alti rispetto alle femmine nei fattori dell'Autoconsapevolezza Cognitiva e della Necessità di Controllo dei Pensieri.

In conclusione, gli studi ad oggi presenti in letteratura suggeriscono buoni indici di validità e affidabilità sia della versione originale a 65 *item* sia della versione breve a 30 *item*. Si può affermare che il MCQ-30 è uno strumento promettente per valutare diversi aspetti della metacognizione implicati nei processi psicopatologici negli adulti. La versione breve rende la somministrazione più veloce, pur garantendo buone proprietà psicometriche.

2.3 Metacognitions Questionnaire - Adolescent version (MCQ-A)

Il *Metacognitions Questionnaire - Adolescent Version* (MCQ-A; Cartwright-Hatton et al., 2004) è stato sviluppato a partire dal MCQ-30 (Wells & Cartwright-Hatton, 2004). Coerentemente alla forma breve dello strumento originale, il MCQ-A indaga le credenze sul pensiero, il funzionamento cognitivo, i pensieri intrusivi e la tendenza al monitoraggio cognitivo negli adolescenti (Cartwright-Hatton et al., 2004; Mather & Cartwright-Hatton, 2004) attraverso 5 sottoscale, ciascuna costituita da 6 *item*: Credenze Positive sul Rimuginio; Incontrollabilità e Pericolo; Fiducia Cognitiva; Superstizione, Punizione e Responsabilità (SPR); e Autoconsapevolezza Cognitiva (Cartwright-Hatton et al., 2004). Sebbene il contenuto degli *item*, la modalità di risposta (scala *Likert* a 4 punti, dove 1 corrisponde a “Per nulla d'accordo” e 4 a “Completamente d'accordo”) e lo *scoring* dei punteggi (i punteggi per le singole sottoscale possono variare tra 6 e 24, mentre il punteggio totale oscilla tra 30 e 120) siano molto simili a quelli della versione breve per adulti, il linguaggio è stato leggermente modificato, in modo che fosse facilmente comprensibile anche dai ragazzi più giovani (Cartwright-Hatton et al., 2004).

Nello studio originale di Cartwright-Hatton e colleghi (2004), gli autori hanno valutato il livello di leggibilità degli *item* del MCQ-A attraverso la formula di Flesch-Kincaid. La *Flesch-Kincaid Reading Grade Level* è una formula che consente di approssimare il grado di difficoltà di lettura di un testo inglese: il punteggio ottenuto

corrisponde al livello di educazione necessario per riuscire a leggere un testo (*Flesch Reading Ease and the Flesch Kincaid Grade Level*, s.d.). Cartwright-Hatton e colleghi (2004) riportano che il MCQ-A ha un livello di leggibilità di 3.6, punteggio che corrisponde a un livello di lettura che si acquisisce intorno al terzo/quarto anno di scuola elementare (terzo/quarto “grado” nel sistema scolastico americano); la versione americana del questionario sembra dunque essere comprensibile già a partire dagli 8-9 anni (*Flesch Reading Ease and the Flesch Kincaid Grade Level*, s.d.).

Nello studio iniziale (Cartwright-Hatton et al., 2004) i partecipanti avevano età comprese tra i 13 e i 17 anni, ma altri autori (e.g. Ellis & Hudson, 2011) hanno ampliato il campione, comprendendo anche i ragazzi di 12 anni, in modo da analizzare le credenze metacognitive su una fascia d’età più ampia.

Il *Metacognitions Questionnaire for Adolescents* ha dimostrato di avere buone proprietà psicometriche (Cartwright-Hatton et al., 2004). L’analisi fattoriale esplorativa eseguita da Cartwright-Hatton e colleghi (2004) ha portato gli autori a scegliere una soluzione a cinque fattori, mantenendo così la struttura del MCQ-30. La consistenza interna del questionario è stata valutata tramite i coefficienti *alpha* di Cronbach, i quali sono risultati tutti accettabili (Cartwright-Hatton et al., 2004). Anche l’affidabilità *test-retest* dopo un periodo di due settimane è risultata buona, sia per l’intero questionario che per quattro sottoscale (Cartwright-Hatton et al., 2004). La seconda sottoscala (Incontrollabilità e Pericolo) sembra essere infatti la meno stabile, e questo potrebbe avere due spiegazioni: o la sottoscala misura credenze metacognitive particolarmente sensibili al cambiamento, oppure ci potrebbero essere alcune difficoltà legate specificatamente a questo secondo fattore (Cartwright-Hatton et al., 2004).

Per quanto riguarda la validità concorrente, ciascuna sottoscala e il punteggio totale del MCQ-A hanno ottenuto correlazioni positive significative con altre misure di depressione, ansia e sintomi ossessivo-compulsivi (Cartwright-Hatton et al., 2004). Infine, per valutare la validità di criterio del questionario, Cartwright-Hatton e colleghi (2004) hanno confrontato i punteggi ottenuti dal gruppo non clinico con quelli ottenuti dal gruppo clinico, composto da 11 adolescenti con disturbi emotivi. I risultati hanno evidenziato che il gruppo clinico ha ottenuto, nel complesso, punteggi mediamente più alti rispetto al gruppo non clinico, eccetto per la prima sottoscala (Credenze Positive sul Rimuginio) e l’ultima (Autoconsapevolezza Cognitiva), coerentemente con la

letteratura su campioni adulti (Cartwright-Hatton et al., 2004). Sembra dunque che il MCQ-A riesca efficacemente a distinguere tra gruppo clinico e non clinico, ma solo tramite tre sottoscale su cinque (Cartwright-Hatton et al., 2004). Come sottolineano gli autori, tuttavia, il ridotto numero di partecipanti appartenenti al gruppo clinico (n=11) rende difficilmente generalizzabili i risultati (Cartwright-Hatton et al., 2004). Sono necessari ulteriori studi sia per capire se effettivamente le due sottoscale (Credenze Positive e Autoconsapevolezza Cognitiva) sono inefficaci nel distinguere tra soggetti clinici e non, sia per confrontare tra loro gruppi clinici con diverse diagnosi di disturbi emotivi (Cartwright-Hatton et al., 2004).

Negli anni successivi Ellis e Hudson (2011) hanno ampliato lo studio preliminare, somministrando il questionario a 123 adolescenti tra i 12 e i 17 anni, dei quali 42 appartenenti al gruppo non clinico e 81 a quello clinico. Coerentemente con quanto rilevato da Cartwright-Hatton e colleghi (2004), il gruppo clinico ha ottenuto punteggi significativamente maggiori nella metacognizione totale, nella seconda sottoscala (Incontrollabilità e Pericolo) e nella terza (Superstizione, Punizione e Responsabilità; Ellis & Hudson, 2011). Tuttavia, diversamente dalle aspettative, non vi sono state differenze significative nella Fiducia Cognitiva, e il gruppo clinico ha ottenuto punteggi significativamente maggiori anche nella sottoscala delle credenze positive sul rimuginio (Ellis & Hudson, 2011). Il risultato si distanzia anche da quanto evidenziato nella ricerca sugli adulti (Cartwright-Hatton & Wells, 1997; Wells & Carter, 2001), suggerendo che avere elevate credenze positive sul rimuginio potrebbe essere un fenomeno clinico (Ellis & Hudson, 2011). Le autrici hanno poi confrontato i giovani con un disturbo d'ansia generalizzata con quelli aventi altri disturbi d'ansia (e.g. disturbo ossessivo-compulsivo, fobia sociale, disturbo d'ansia da separazione), senza rilevare differenze tra i gruppi in nessuna delle sottoscale. Come riportano le stesse autrici (Ellis & Hudson, 2011), “questo dato è in contrasto con le ricerche condotte su popolazioni adulte, che hanno riscontrato che gli individui con GAD riportano più convinzioni negative sul rimuginio rispetto agli adulti con altri disturbi emotivi” (pag. 39). I risultati suggeriscono che le credenze metacognitive siano quindi associate in generale ai disturbi emotivi negli adolescenti, e non specificatamente al disturbo d'ansia generalizzata (Ellis & Hudson, 2011).

Come evidenziano Bacow e colleghi (2009), altri autori (i.e. Mather & Cartwright-Hatton, 2004; Matthews, Reynolds & Derisley, 2006) hanno esaminato anche la relazione tra metacognizione e sintomi ossessivo-compulsivi in campioni di adolescenti. Mather e Cartwright-Hatton (2004) hanno constatato che le credenze metacognitive e i sintomi ossessivo-compulsivi correlano positivamente, e che la metacognizione rappresenta un valido predittore di questi sintomi in campioni non clinici di adolescenti. Qualche anno dopo, Matthews e colleghi (2006) hanno confermato questi risultati, concludendo che “i modelli cognitivi del disturbo ossessivo compulsivo sembrano essere applicabili ai giovani come agli adulti, e le misure utilizzate per valutare la cognizione sono adeguate a questa fascia d'età” (pag. 159).

Per quanto riguarda il genere degli adolescenti, gli autori dello studio preliminare non hanno evidenziato differenze significative tra i punteggi dei due gruppi (Cartwright-Hatton et al., 2004). Non sono state rilevate differenze significative neanche legate all'età dei soggetti: sembra che le credenze metacognitive non mutino tra i 13 e i 17 anni (Cartwright-Hatton et al., 2004). Secondo gli autori, questo risultato potrebbe significare che le credenze metacognitive siano già ben sviluppate a partire dai 13 anni di età, e che tutte le convinzioni identificate nei soggetti adulti siano quindi presenti anche negli adolescenti. Risultati analoghi rispetto al genere e all'età sono stati rilevati anche da Ellis e Hudson (2011) nel loro campione di adolescenti tra i 12 e i 17 anni. Le ricerche dunque confermano l'applicabilità del questionario anche in questa fascia d'età (Cartwright-Hatton et al., 2004; Ellis & Hudson, 2011).

In conclusione, sembra che la metacognizione sia centrale anche nello sviluppo e nel mantenimento dei disturbi emotivi negli adolescenti, e che il MCQ-A sia uno strumento valido e attendibile per i ragazzi dai 12 ai 17 anni (Ellis & Hudson, 2010, 2011; Myers et al., 2019). Come riportano Ellis e Hudson (2010), sarebbe interessante riuscire a stabilire a che età si sviluppano le credenze metacognitive, e a determinare in che misura lo sviluppo cognitivo influisca sul rimuginio e su queste convinzioni. Un passo importante, come già anticipato, è stato lo sviluppo del *Metacognitions Questionnaire for Children* (MCQ-C; Bacow et al., 2009), che consente di indagare le credenze metacognitive anche nella fascia di età 7-12 anni.

2.4 Metacognitions Questionnaire for Children (MCQ-C)

Il *Metacognitions Questionnaire for Children* (MCQ-C; Bacow et al., 2009) è stato adattato da Bacow e colleghi (2009) a partire dal *Metacognitions Questionnaire - Adolescent version* (MCQ-A; Cartwright-Hatton et al., 2004) e può essere utilizzato a partire dai 7 anni di età sino ai 17 anni. Gli autori hanno selezionato i 7 anni come età minima per la somministrazione perché sembra che a questa età, grazie allo sviluppo della conoscenza metacognitiva, i bambini riescano a preoccuparsi (rimuginare) in modo simile agli adulti. Inoltre, per poter rispondere accuratamente agli *item* del questionario, i bambini devono riuscire sia ad anticipare le loro azioni, sia a descrivere i loro pensieri (Bacow et al., 2009).

Tuttavia, per semplificarne il linguaggio, gli autori (Bacow et al., 2009) hanno somministrato il MCQ-A a un primo campione di 9 bambini tra i 7 e i 14 anni, a cui hanno chiesto dei *feedback* su *item*, concetti e frasi che non erano chiari. Questi *feedback*, assieme a quelli del personale clinico, sono stati usati per sviluppare la versione per bambini e adolescenti del questionario: il MCQ-C (Bacow et al., 2009). Gli autori hanno inizialmente rimosso qualsiasi concetto o parola che potesse essere difficilmente comprensibile ai più piccoli, e hanno poi cercato di esplicitare le affermazioni più ambigue, in modo che non ci fosse bisogno di interpretazioni (Bacow et al., 2009). Infine, le frasi sono state semplificate anche riducendo gli *item* a più sillabe ed eliminando ortografia e termini meno usati dai giovani, ad esempio “Ho bisogno di preoccuparmi per essere organizzato” è stato modificato in “Preoccuparmi delle cose mi aiuta a organizzarmi e rispettare i miei impegni” (Bacow et al., 2009, pag. 730). A differenza del MCQ-A, il MCQ-C ha un livello di leggibilità di 2.0 secondo la formula di Flesch-Kincaid, e risulta quindi teoricamente comprensibile a partire dai 7-8 anni (Bacow et al., 2009; Myers et al., 2019).

La differenza maggiore tra il MCQ-C e le versioni precedenti del questionario è l'assenza della scala della Fiducia Cognitiva: il MCQ-C è composto infatti solo da 4 sottoscale (Bacow et al., 2009). Gli autori hanno deciso di eliminarla per ragioni teoriche: sembra infatti che “la scala di fiducia cognitiva del MCQ per adulti possa essere meglio rappresentata da tre fattori distinti: fiducia generale nella memoria, fiducia nel monitoraggio della realtà e fiducia nel mantenere l'attenzione [...] Pertanto,

abbiamo voluto omettere questo fattore in attesa che la ricerca futura possa chiarire la questione” (Bacow et al., 2009, pag. 730-731). Questa scelta presenta però alcuni problemi: come sottolineano Myers e colleghi (2019), la rimozione della sottoscala della fiducia cognitiva significa che “i partecipanti non sono stati esposti agli stessi *item* di coloro che hanno completato la versione completa di 30 *item* in altri studi. È possibile che questo abbia portato a risposte un po' diverse negli *item* rimanenti, ed è anche possibile che questo possa influire sul raggruppamento degli *item* e sulle variabili latenti che emergono dalle analisi fattoriali. Un ulteriore problema della rimozione di una sottoscala dalla misura è che un importante tipo di metacognizione identificato nel modello S-REF non viene valutato. Ciò impedisce anche di confrontare i risultati di questa sottoscala con quelli di altre versioni del MCQ” (pag. 19).

Il *Metacognitions Questionnaire for Children* è quindi uno strumento *self-report* per bambini e adolescenti tra i 7 e i 17 anni, composto da 24 *item* suddivisi in 4 fattori (Bacow et al., 2009). Sebbene le 4 sottoscale siano equivalenti a quelle delle versioni precedenti, gli autori (Bacow et al., 2009) hanno modificato leggermente i nomi relativi alle diverse dimensioni. In particolare, la scala delle convinzioni positive sul rimuginio è stata rinominata “Meta-preoccupazione Positiva”; il fattore che indaga le convinzioni sull'incontrollabilità e il pericolo del *worry* è stato rinominato “Meta-preoccupazione Negativa”; la sottoscala dell'autoconsapevolezza cognitiva è stata chiamata “Monitoraggio Cognitivo”, mentre la sottoscala che misura le convinzioni negative sul pensiero in generale (SPR: superstizione, punizione, responsabilità) non è stata rinominata (Bacow et al., 2009). Il formato di risposta è rimasto invariato su scala *Likert* a 4 punti, che va da 1 (“Per nulla d'accordo”) a 4 (“Completamente d'accordo”). Il punteggio per ciascuna delle 4 sottoscale può dunque variare tra 6 e 24, mentre quello totale oscilla tra 24 e 96 (Bacow et al., 2009). Il punteggio totale è stato considerato dagli autori (Bacow et al., 2009) come una misura generale dei processi e della consapevolezza metacognitiva, mentre i punteggi ottenuti alle singole sottoscale sono una misura dei rispettivi costrutti.

2.4.1 Proprietà psicometriche

Le proprietà psicometriche del questionario sono state indagate da diversi autori. Escludendo lo studio originale (Bacow et al., 2009), la struttura fattoriale dello strumento è stata esaminata solo in due ulteriori studi: quello di Stevanovic, Lalic, Batnic, Damjanovic e Jovic (2016) e quello di Irak (2011). Stevanovic e colleghi (2016), nello studio di validazione del MCQ-C per la popolazione serba, hanno eseguito un'analisi fattoriale esplorativa, che non ha confermato la struttura originale dello strumento. Gli autori (Stevanovic et al., 2016) hanno infatti estratto 3 fattori, giungendo a una soluzione poco parsimoniosa in cui il primo fattore (Monitoraggio Cognitivo) è composto da 7 *item*, mentre gli altri due fattori (Credenze Positive sulla Preoccupazione - Specifiche e Credenze Positive sulla Preoccupazione - Generali) hanno 3 *item* ciascuno, per un totale di 13 *item*. Irak (2011), nello studio di validazione della versione turca del MCQ-C, ha condotto un'analisi fattoriale confermativa. Sebbene l'autore (Irak, 2011) abbia concluso che la struttura fattoriale della versione turca del MCQ-C sia comparabile a quella originale (Bacow et al., 2009), non tutti gli indici di *fit* sono risultati accettabili. L'autore (Irak, 2011) ha riportato i seguenti indici (tra parentesi i valori suggeriti da Schermelleh-Engel, Moosbrugger & Müller, 2003): RMSEA = .05 (buono se $\leq .05$); CFI = .89 (buono se $\geq .97$, accettabile se $> .95$); GFI = .90 (buono se $\geq .95$, accettabile se $> .90$); AGFI = .88 (buono se $\geq .90$, accettabile se $> .85$); RMR = .08 (deve essere il più vicino possibile allo zero, ma va sottolineato che si tratta di un indice che dipende dalle dimensioni delle varianze e covarianze delle variabili osservate; Schermelleh-Engel et al., 2003). Confrontando gli indici di *fit* ottenuti da Irak (2011) con quelli suggeriti da Schermelleh-Engel e colleghi (2003), si può osservare che il RMSEA è buono, mentre una parte degli indici è appena accettabile (GFI, AGFI), e il CFI non è accettabile.

Per quanto riguarda la consistenza interna del MCQ-C, Bacow e colleghi (2009) riportano valori accettabili degli *alpha* di Cronbach, che variano da .87 (scala totale) a .75 (sottoscale del monitoraggio cognitivo e delle meta-preoccupazioni negative), con l'eccezione della sottoscala SPR (*alpha* di Cronbach di .64). Nello studio di Irak (2011) la consistenza interna è risultata adeguata, mentre altri autori (Carr & Szabo, 2015; Fisak, Mentuccia & Przeworski, 2014; Smith & Hudson, 2013)

hanno ottenuto risultati meno incoraggianti. Come riportano Myers e colleghi in una revisione del 2019, “La consistenza interna del punteggio totale dell'MCQ-C è risultata da adeguata a buona nei tre studi che l'hanno riportata (*range* 0.73 - 0.87). I punteggi delle sottoscale variavano a seconda dello studio: PB [Meta-preoccupazioni Positive] (nove studi) da 0.46 a 0.86, NB [Meta-preoccupazioni Negative] (otto studi) da 0.60 a 0.78, NFC [Convinzioni Negative sui temi della Superstizione, della Punizione, della Responsabilità] (tre studi) da 0.25 a 0.64, CSC [Monitoraggio Cognitivo] (tre studi) da 0.61 a 0.75” (pag. 15).

L'affidabilità *test-retest* è stata valutata da Irak (2011) su un campione di 154 bambini e ragazzi tra gli 8 e i 17 anni, considerando un intervallo di tre settimane. Tutte le correlazioni *test-retest* sono risultate significative, sia per i singoli *item* (*range* .47 - .88, $p < .01$), sia per le sottoscale (*range* .76 - .82, $p < .001$), dimostrando così che la versione turca del MCQ-C possiede un'affidabilità accettabile (Irak, 2011).

Rispetto alla validità di criterio, diversi studi hanno esaminato le differenze tra la popolazione clinica e quella non clinica nei punteggi al MCQ-C. Bacow e colleghi (2009), contrariamente alle aspettative, hanno osservato differenze significative tra i gruppi solo nella sottoscala del monitoraggio cognitivo, con punteggi più alti nella popolazione non clinica rispetto a quella clinica (partecipanti con GAD, OCD, ansia sociale e disturbo d'ansia da separazione). Il risultato è comunque in linea con la letteratura su adolescenti e adulti, che sottolinea come il monitoraggio dei pensieri non sia sufficiente allo sviluppo di problematiche legate all'ansia (Bacow et al., 2009). Una possibile spiegazione avanzata da Cartwright-Hatton e colleghi (2004) è che i giovani con disturbi d'ansia potrebbero cercare di evitare di focalizzarsi sulle loro cognizioni ansiose, e questo fa sì che siano anche meno consapevoli dei loro processi di pensiero. È poi importante sottolineare che la sottoscala del monitoraggio cognitivo non indaga specificatamente la consapevolezza di pensieri ansiosi, ripetitivi o intrusivi, ma la consapevolezza generale dei pensieri, e le differenze tra i gruppi potrebbero essere legate anche a questo aspetto (Bacow et al., 2009). Altri autori hanno confrontato la popolazione clinica e quella non clinica focalizzandosi in modo esclusivo su due sottoscale del MCQ-C: quella delle meta-preoccupazioni positive e quella delle meta-preoccupazioni negative (Donovan, Holmes & Farrell, 2016; Hearn, Donovan, Spence, March & Holmes, 2017). Donovan e colleghi (2016) hanno messo a confronto

un campione di bambini tra i 7 e i 12 anni con GAD e un campione non clinico della stessa età, mentre nello studio di Hearn, Donovan, Spence, March e Holmes (2017) il campione clinico era composto da bambini di 8-12 anni con GAD e SAD (disturbo d'ansia sociale). Nonostante le differenze, in entrambi gli studi il campione clinico ha ottenuto punteggi significativamente maggiori nella sottoscala delle meta-preoccupazioni negative, mentre non sono state riscontrate differenze nella sottoscala delle meta-preoccupazioni positive (Donovan et al., 2016; Hearn, Donovan, Spence, March, et al., 2017). Infine, Smith e Hudson (2013) hanno confrontato un campione clinico di bambini tra i 7 e i 12 anni con GAD, fobia sociale, OCD, fobie specifiche, disturbo d'ansia da separazione e PTSD con un campione non clinico della stessa età. Dai risultati è emerso che il gruppo clinico ha ottenuto punteggi significativamente maggiori rispetto al gruppo non clinico nella scala totale e nelle sottoscale delle meta-preoccupazioni negative e positive, mentre non si sono evidenziate differenze nel monitoraggio cognitivo e nella sottoscala delle credenze riguardanti la superstizione, la punizione e la responsabilità. In conclusione, come riportano le autrici (Smith & Hudson, 2013), sembra che alcuni elementi del modello metacognitivo di Wells siano applicabili e rilevanti anche in età evolutiva, mentre altri non lo sono. Ad esempio, "l'assenza di differenze tra bambini clinici e non clinici per quanto riguarda la superstizione, la punizione, le credenze di responsabilità e il monitoraggio cognitivo suggerisce che questi fattori non sono associati alle presentazioni cliniche dell'ansia. Ciò può essere dovuto al fatto che i bambini non sono ancora in possesso delle abilità per queste metacognizioni, [può essere] perché il MCQ-C non è una misura valida di questi costrutti nei bambini, o perché semplicemente non sono rilevanti nei disturbi infantili" (Smith & Hudson, 2013, pag. 600).

La validità convergente del questionario è stata testata esaminando le relazioni del MCQ-C con altre misure di costrutti simili (e.g. PSWQ-C, STAI-C). Rispetto alla validità concorrente, Bacow e colleghi (2009) hanno osservato che, nel loro campione clinico, il punteggio totale al MCQ-C e tutte le sue sottoscale erano significativamente e positivamente correlati con il PSWQ-C (*Penn-state worry questionnaire for children*; Chorpita, Tracey, Brown, Collica, & Barlow, 1997), un questionario che misura la preoccupazione eccessiva nei bambini. Nel campione non clinico, invece, solo la sottoscala delle meta-preoccupazioni negative e quella delle credenze SPR

(sulla superstizione, la punizione e la responsabilità) erano correlate positivamente e in modo significativo con il PSWQ-C (Bacow et al., 2009). Bacow e colleghi (2009) hanno poi indagato le correlazioni tra il MCQ-C e il CDI (*Children's Depression Inventory*; Kovacs, 1981), questionario che misura la depressione in età evolutiva. Nel campione non clinico non sono state osservate correlazioni significative, mentre nel gruppo clinico la sottoscala delle meta-preoccupazioni negative e quella del monitoraggio cognitivo erano associate in modo significativo e positivo con la depressione (Bacow et al., 2009). Negli anni successivi, Smith e Hudson (2013) hanno valutato la validità convergente del questionario correlando il punteggio totale e le sue sottoscale con i livelli di ansia valutati attraverso la *Self-report measure of anxiety* (SCAS; Spence, 1997) e le difficoltà emotive rilevate attraverso lo *Strengths and Difficulties Questionnaire* (SDQ; Goodman, 1997). I risultati evidenziano come maggiori livelli di ansia e problematiche emotive siano associati a punteggi più alti di preoccupazioni positive, meta-preoccupazioni negative e monitoraggio cognitivo, rilevati con le rispettive sottoscale del MCQ-C, e un'associazione positiva con il punteggio totale del MCQ-C. Lo studio di Irak (2011) sulla versione turca riporta una correlazione significativa tra il punteggio totale e le sottoscale del MCQ-C e sintomi ossessivo-compulsivi, rilevati attraverso il *Maudsley Obsessive Compulsive Inventory* (MOCI; Hodgson & Rachman, 1977), e l'ansia di tratto rilevata attraverso lo *State Trait Anxiety Inventory for Children* (STAI-C; Spielberger, Gorsuch, & Lushene, 1970). Tuttavia, sebbene tutte le correlazioni risultino significative (MCQ totale e relative sottoscale con sintomi ossessivi compulsivi e ansia di tratto), fatta eccezione delle associazioni tra Meta-preoccupazioni Negative e ansia di tratto ($r = .412, p < .001$), Meta-preoccupazioni Negative e MOCI ($r = .331, p < .001$), punteggio totale del MCQ e ansia di tratto ($r = .396, p < .001$) e tra MCQ totale e MOCI ($.401, p < .001$), le restanti associazioni riportano un basso effetto secondo le linee guida di Cohen (1988) per le scienze sociali ($r = \pm .10$ corrisponde a un effetto piccolo, $r = \pm .30$ a un effetto medio, e $r = \pm .50$ a un effetto grande).

Ancora rispetto alla validità concorrente, Boysan, Kadak, Tarakcioglu, Sertdurak e Demirel (2016) hanno rilevato correlazioni significative tra il MCQ-C e sintomi ossessivo-compulsivi; Francis, Hawes, Abbott e Costa (2018) hanno osservato correlazioni significative tra il questionario e il PSWQ-C, mentre Kadak, Nasiroğlu,

Boysan e Aydın (2013) hanno trovato correlazioni tra MCQ-C e sintomi depressivi, dissociativi e ansiosi. Altri autori si sono concentrati invece esclusivamente sulle sottoscale delle meta-preoccupazioni positive e negative: nello studio di Donovan, Holmes, Farrell e Hearn (2017) entrambe le sottoscale hanno dimostrato di avere correlazioni significative con la preoccupazione misurata tramite il PSWQ-C, mentre altri autori (i.e., Hearn, Donovan, Spence, & March, 2017; Kertz & Woodruff-Borden, 2013) hanno osservato che le meta-preoccupazioni negative, ma non quelle positive, correlano significativamente con sintomi del disturbo d'ansia sociale, con la preoccupazione e con l'ansia. In conclusione, come riportano Myers e colleghi (2019), "il punteggio totale e la sottoscala NB [meta-preoccupazioni negative] sono significativamente correlati con una serie di sintomi in tutte le analisi. Le dimensioni dell'effetto per il punteggio totale variano da basso-medio ad alto, e per [la sottoscala] NB da medio ad alto. Le altre sottoscale erano correlate in modo significativo nella maggior parte delle analisi, ma non in tutte, con dimensioni dell'effetto che vanno da basso a medio" (pag. 15).

Smith e Hudson (2013) hanno valutato anche la validità discriminante del questionario, calcolando le correlazioni tra le sottoscale del MCQ-C e la sottoscala del SDQ che misura i problemi di condotta. Le autrici (Smith & Hudson, 2013) non hanno riscontrato alcuna correlazione positiva tra le due misure, confermando la validità discriminante del MCQ-C.

Per quanto riguarda le differenze di età e di genere, i risultati ottenuti dai diversi autori sono contrastanti. Bacow e colleghi (2009), hanno individuato un aumento dei punteggi con l'aumentare dell'età esclusivamente nella sottoscala del monitoraggio cognitivo in un campione clinico di bambini e adolescenti (*range* 7-17 anni), interpretando il risultato come una conferma del fatto che anche i più piccoli hanno credenze metacognitive disfunzionali e che sono in grado di riflettere sui loro pensieri. L'analisi della relazione tra età e MCQ, tenendo conto del genere, evidenzia una tendenza a ottenere punteggi più alti nel MCQ-C nelle femmine in adolescenza, mentre non emergono differenze significative tra i punteggi dei partecipanti più piccoli in base al genere (Bacow et al., 2009). Questo risultato sembra essere coerente con la letteratura, secondo cui le ragazze adolescenti tendono ad avere livelli più elevati di ruminazione e rimuginio, e a presentare più frequentemente disturbi d'ansia o

depressione rispetto ai ragazzi (Bacow et al., 2009). Carr e Szabo (2015) hanno esaminato la scala delle meta-preoccupazioni positive in un campione non clinico di bambini tra i 7 e i 12 anni, senza però rilevare relazioni tra l'età dei partecipanti e il punteggio ottenuto. Al contrario, Irak (2011) ha osservato una differenza significativa tra il gruppo di bambini (*range* 8-12 anni) e quello di adolescenti (13-17 anni) per quanto riguarda il punteggio ottenuto nella sottoscala delle meta-preoccupazioni positive. Dallo studio di Irak (2011) è emerso anche che le femmine tendono a ottenere punteggi significativamente maggiori dei maschi nel MCQ-C (punteggio totale) e nella sottoscala delle meta-preoccupazioni negative, ma non è emerso alcun effetto di interazione tra età e genere dei partecipanti. Non sono state individuate differenze di genere significative né da Francis e colleghi (2018), né da Carr e Szabo (2015).

Infine, sebbene Bacow e colleghi (2009) abbiano riportato che il MCQ-C possa essere somministrato a partire dai 7-8 anni di età, altri autori (i.e., Smith & Hudson, 2013) suggeriscono una difficoltà di comprensione di alcuni *item* da parte dei bambini più piccoli. In particolare, le autrici hanno valutato il grado di comprensione del questionario in un campione di 14 bambini australiani tra i 7 e gli 8 anni, e hanno constatato che sei *item* (un quarto degli *item* totali) risultavano incomprensibili da più del 30% del loro campione. Sembra infatti che i più piccoli abbiano difficoltà a leggere autonomamente alcuni *item*, ad astrarre i concetti, ad anticipare gli eventi, e che tendano a prendere le frasi alla lettera (Smith & Hudson, 2013). Nonostante la bassa numerosità campionaria, il risultato suggerisce la necessità di approfondire tale aspetto al fine di accertare l'appropriatezza e l'applicabilità del MCQ-C per questa fascia di età (Smith & Hudson, 2013).

2.4.2 Studi sulla versione italiana

Il primo tentativo di valutazione delle proprietà psicometriche della versione italiana è riconducibile allo studio di Benedetto, Di Blasi e Pacicca (2014), che hanno somministrato il MCQ-C a un campione di 184 studenti tra gli 11 e i 13 anni, e valutato l'associazione con i livelli di ansia e di preoccupazione rilevati rispettivamente con il *Revised Children's Manifest Anxiety Scale* (RCMAS; Reynolds & Richmond, 1978) e il *Penn State Worry Questionnaire for Children* (PSWQ-C; Chorpita et al., 1997).

Tuttavia, ad oggi, non sono presenti dati in letteratura rispetto alla struttura fattoriale, mentre la consistenza interna è risultata parzialmente inadeguata, con valori di *alpha* di Cronbach compresi tra .61 (Meta-preoccupazioni Positive) e .78 (Meta-preoccupazioni Negative; Benedetto et al., 2014).

Le autrici (Benedetto et al., 2014) hanno calcolato poi le correlazioni tra i livelli di ansia (misurati tramite RCMAS-2), i livelli di preoccupazione (misurati tramite PSWQ-C) e le credenze metacognitive, che sono risultate tutte positive. Dai risultati è emerso che i preadolescenti con livelli maggiori di ansia tendono ad ottenere punteggi più elevati in tutte le sottoscale del MCQ-C, tranne in quella delle meta-preoccupazioni positive (Benedetto et al., 2014). Questo è in linea con il modello metacognitivo, secondo cui le convinzioni positive sul rimuginio non sono associate all'ansia, ma rappresentano una strategia di *coping* (Bacow et al., 2009; Benedetto et al., 2014). In contrasto con la teoria metacognitiva, dallo studio di Smith e Hudson (2013) era invece emerso che gli adolescenti clinici tendono ad avere elevate meta-preoccupazioni positive. Questa differenza potrebbe essere spiegata dalla diversa composizione dei campioni: mentre Smith e Hudson (2013) hanno messo a confronto un campione di adolescenti non clinico e uno clinico, i partecipanti di Benedetto e colleghe (2014) appartengono tutti alla popolazione generale. In conclusione, sebbene siano sicuramente necessari ulteriori studi per chiarire il ruolo dei fattori metacognitivi nello sviluppo dei disturbi ansiosi, “questi risultati confermano che i bambini ansiosi sono consapevoli che la preoccupazione è un’esperienza stressante che può provocare conseguenze negative nel pensiero individuale, *arousal* emotivo e lo sforzo di controllare questi pensieri intrusivi” (Benedetto et al., 2014, pag. 10).

Per quanto riguarda le differenze di genere, contrariamente a quanto osservato da Bacow e colleghi (2009), le autrici (Benedetto et al., 2014) non hanno rilevato alcuna differenza tra maschi e femmine nei punteggi ottenuti al questionario. Va sottolineato però che il campione di Benedetto e colleghe (2014) era composto da preadolescenti, mentre Bacow e colleghi (2009) avevano rilevato differenze di genere solo tra gli adolescenti. Questa differenza potrebbe quindi essere legata alla diversa età dei partecipanti, oppure potrebbe essere connessa al *trend* evolutivo dei disturbi d'ansia (Benedetto et al., 2014).

Lo studio di Benedetto e colleghe (2014) è il primo ad aver applicato il MCQ-C al contesto italiano, e fornisce un supporto iniziale all'affidabilità di questo strumento. Tuttavia, sebbene il MCQ-C sia una misura potenzialmente molto utile, sono necessarie ulteriori ricerche per approfondire le sue proprietà psicometriche e completarne così la validazione italiana (Benedetto et al., 2014).

CAPITOLO 3

LA RICERCA

In questo capitolo saranno illustrati obiettivi dello studio, seguiti dalla descrizione del campione, della procedura di raccolta dei dati e degli strumenti utilizzati. Nell'ultimo paragrafo verranno invece illustrate le analisi condotte sui dati raccolti.

3.1 Obiettivi

Uno dei contributi maggiormente influenti per lo studio della metacognizione è stato quello di Adrian Wells (1995, citato in Benedetto, Di Blasi & Pacicca, 2014) che, attraverso il modello dell'Autoregolazione delle Funzioni Esecutive (S-REF), sottolinea il ruolo cruciale svolto dai processi e dalle convinzioni metacognitive disfunzionali sull'insorgenza dei disturbi psicologici. Sulla base di tale modello teorico, Cartwright-Hatton e Wells (1997) propongono il *Metacognitions Questionnaire* (MCQ), un questionario *self-report* introdotto per rilevare gli aspetti centrali legati alle credenze metacognitive all'interno del modello S-REF. Tale modello è stato applicato allo studio della metacognizione negli adulti, contribuendo allo studio dell'insorgenza e del mantenimento della psicopatologia in questa fascia di età. D'altra parte, gli studi che hanno indagato il ruolo della metacognizione sull'adattamento socio-emotivo durante la media infanzia rimangono ancora limitati. Questo rappresenta un'importante lacuna, considerata la recente letteratura che suggerisce come alcuni disturbi internalizzanti (esempio i disturbi d'ansia) abbiano origine durante l'infanzia e l'adolescenza, e che tendono a persistere fino all'età adulta (Benedetto et al., 2014; Laugesen, Dugas & Bukowski, 2003; Reinholdt-Dunne et al., 2019). La ricerca è stata probabilmente limitata a causa delle difficoltà di valutare la metacognizione durante questa fase dello sviluppo e la conseguente difficoltà di sviluppare misure adatte per questa fascia di età.

La *middle childhood* è una fase dello sviluppo che, convenzionalmente, si colloca tra i 7-8 e i 12 anni (Eccles, 1999). Si tratta di un periodo cruciale nello sviluppo umano, in cui vi sono profondi cambiamenti sia fisici che cognitivi:

aumentano le capacità di auto-regolazione del bambino, le abilità di ragionamento, le funzioni esecutive e anche la capacità di mentalizzazione (Del Giudice, 2017). La letteratura più recente suggerisce diversi aspetti problematici che iniziano a comparire proprio durante questa fase evolutiva, come per esempio la fobia specifica, la fobia sociale, il disturbo d'ansia da separazione, il disturbo oppositivo-provocatorio e l'ADHD, riconducibili alla sfera ansiosa e aggressiva (Del Giudice, Angeleri & Manera, 2009). In conclusione, la *middle childhood* è una fase di grandi trasformazioni, ma è anche un periodo evolutivo in cui "l'organismo è massivamente responsivo agli *input* ambientali" (Del Giudice, 2017, pag. 99). Riuscire ad individuare le credenze metacognitive disfunzionali in questa fase evolutiva potrebbe dunque essere di fondamentale importanza per agire in ottica preventiva, e per evitare che comportamenti potenzialmente disattivi si cristallizzino durante l'adolescenza.

In quest'ottica, la disponibilità di strumenti validi e affidabili è di fondamentale importanza. Il MCQ-C, adattato a partire dal MCQ-A (Cartwright-Hatton et al., 2004), è l'unico questionario *self-report* ad oggi disponibile per misurare le credenze metacognitive in età scolare, ed è potenzialmente di grande utilità. Tuttavia, come illustrato nel capitolo precedente, ad oggi gli studi che hanno indagato la validità di costruito del questionario, attraverso l'analisi della struttura fattoriale, sono limitati a tre. Tali studi presentano procedure analitiche differenti e riportano risultati non sempre sovrapponibili.

Bacow e colleghi (nello studio originale, 2009) ed Irak (2011) hanno eseguito un'analisi fattoriale confermativa. I risultati ottenuti non offrono chiare evidenze di validità dello strumento: alcuni indici di *fit* sono infatti risultati buoni, mentre altri erano inadeguati o appena adeguati. Stevanovic e colleghi (2016), nello studio di validazione della versione serba del MCQ-C, hanno eseguito un'analisi fattoriale esplorativa. Gli autori hanno selezionato solo 13 dei 24 *item* previsti dallo strumento originale, suddivisi in tre sotto-scale (Monitoraggio Cognitivo, Credenze Positive sulla Preoccupazione - Specifiche, Credenze Positive sulla Preoccupazione - Generali) e non quattro come previsto dalla scala originale. Inoltre, ad oggi, non vi è nessuno studio che abbia esaminato la struttura fattoriale del MCQ-C nella popolazione italiana.

Date queste premesse, l'obiettivo generale della presente ricerca è stato contribuire allo studio delle proprietà psicometriche del questionario in un campione di bambini italiani di età compresa tra i 9 e i 12 anni. In particolare, gli obiettivi specifici sono stati:

- a) Esaminare, da un punto di vista descrittivo, gli *item* del questionario
- b) Valutare la struttura fattoriale dello strumento attraverso l'applicazione dell'analisi fattoriale esplorativa
- c) Valutare la consistenza interna dei fattori emersi attraverso il calcolo dell'*alpha* di Cronbach.

3.2 Metodo

3.2.1 Partecipanti

Allo studio sono stati invitati 411 bambini frequentanti la terza, quarta e quinta primaria di 7 scuole appartenenti allo stesso Istituto Comprensivo, per un totale di 19 classi. Di questi, 389 hanno fornito il consenso informato da parte di entrambi i genitori. Tuttavia, 14 bambini erano assenti il giorno in cui sono state somministrate le prove. I bambini che hanno partecipato allo studio sono 375. Ai fini dell'analisi statistica sono stati esclusi tutti i bambini certificati per disturbi di apprendimento ($n=4$) e i bambini che hanno riportato più di 2 risposte mancanti al MCQ-C ($n=22$). Di conseguenza, le analisi sono state svolte su 349 bambini (52.3% femmine, 47.7% maschi) di età compresa tra i 9 e i 12 anni (età media = 10.4, SD = 0.6), appartenenti alle classi terza ($n = 16$, 4.6%), quarta ($n = 186$, 53.3%) e quinta elementare ($n = 147$, 42.1%). Del campione totale, 6 bambini hanno omesso la compilazione della data di nascita, e 1 bambino non ha riportato il genere. La maggior parte dei bambini ha riportato un livello socioeconomico alto (79.4%) o medio (19.8%), mentre solo lo 0.8% dei bambini ha riportato uno *status* socioeconomico basso rilevato attraverso la *Family Affluence Scale* (FAS; Boyce, Torsheim, Currie & Zambon, 2006; Currie et al., 2008). Ulteriori analisi preliminari hanno confermato una distribuzione omogenea del genere per classe ($\chi^2 (2, N = 348) = .5, p = .8$).

3.2.2 Procedura

Il presente lavoro si inserisce all'interno di un progetto di ricerca più ampio, dal titolo "Sviluppo socio-emotivo in bambini di età scolare". Il progetto è stato approvato dal Comitato Etico della Scuola di Psicologia dell'Università di Padova.

Dopo un primo incontro con il dirigente scolastico, il progetto è stato illustrato alle insegnanti delle classi che sarebbero state coinvolte, le quali hanno dato la loro disponibilità a partecipare. Le famiglie hanno quindi ricevuto la lettera di descrizione del progetto e il consenso informato. Dopo circa due settimane, i consensi sono stati raccolti e le attività sono state calendarizzate con i referenti dei plessi aderenti. Una volta ricevuto il consenso informato firmato da entrambi i genitori è stata effettuata la somministrazione durante l'orario scolastico. I bambini hanno fornito il consenso verbale prima della somministrazione delle prove. I partecipanti sono stati informati della possibilità di ritirarsi dalla ricerca in qualsiasi momento, senza alcuna penalizzazione. I dati sono stati raccolti in forma confidenziale e trattati in modo anonimo in conformità all'art. 13 GDPR 679/2016.

La raccolta dati è avvenuta in un unico incontro in aula, collettivo e in presenza dell'insegnante, della durata media di 3 ore. I bambini hanno compilato, sotto la supervisione del ricercatore, una scheda socio-demografica e una serie di questionari volti a rilevare diversi aspetti di benessere socio-emotivo in età scolare. Per il presente lavoro sono stati considerati i dati anagrafici relativi al genere e all'età, la *Family Affluence Scale* (FAS; Boyce et al., 2006; Currie et al., 2008), che valuta lo *status* socio-economico della famiglia di provenienza, e il *Metacognitions Questionnaire for Children* (MCQ-C; Bacow et al., 2009), che rappresenta il focus di questo elaborato. I questionari sono stati presentati e spiegati singolarmente ai partecipanti, e tutti gli *item* sono stati letti ad alta voce dal ricercatore, per minimizzare l'effetto di eventuali differenze nell'abilità di lettura. Al termine delle attività tutti i bambini hanno ricevuto un attestato di partecipazione, per ringraziarli del loro contributo alla ricerca.

3.2.3 Misure

Family Affluence Scale (FAS)

La *Family Affluence Scale* (FAS; Boyce et al., 2006; Currie et al., 2008) è uno strumento *self-report* volto a rilevare lo *status* socio-economico (SES) attraverso tre fasce di affluenza (bassa, media, alta). La scala è composta da 4 *item* facilmente comprensibili che indagano i beni materiali della famiglia: “La tua famiglia ha una macchina?” (No [0]; Sì, una [1]; Sì, due o più [2]); “A casa hai una stanza tutta per te?” (No [0]; Sì [1]); “Nell’ultimo anno, quante volte sei stato/a in vacanza con la tua famiglia?” (Mai [0]; Una volta [1]; Due volte [2]; Più di due volte [3]); “Quanti computer avete in casa?” (Nessuno [0]; Uno [1]; Due [2]; Più di due [3]) (Boyce et al., 2006). Il punteggio totale è dato dalla somma dei punti ottenuti ai singoli *item*, e può dunque variare tra 0 e 9 (Boyce et al., 2006). In particolare, un punteggio compreso tra 0 e 2 è indicativo di uno *status* socio-economico basso, un punteggio tra 3 e 5 indica uno SES medio, e un punteggio tra 6 e 9 si riferisce a uno SES alto. La scala è ampiamente utilizzata a livello internazionale e ha dimostrato di avere una buona validità e affidabilità anche nel contesto italiano (Vieno, Santinello, Lenzi, Baldassari & Mirandola, 2009).

Metacognitions Questionnaire for Children (MCQ-C)

Il *Metacognitions Questionnaire for Children* (MCQ-C; Bacow et al., 2009) è un questionario *self-report* composto da 24 *item*, che valutano le credenze metacognitive e i livelli di monitoraggio cognitivo nei bambini e negli adolescenti di età compresa tra i 7 e i 17 anni. Il questionario è composto da 4 sottoscale: Meta-preoccupazione Positiva; Meta-preoccupazione Negativa; Monitoraggio Cognitivo; Superstizione, Punizione e Responsabilità (SPR; Bacow et al., 2009). I partecipanti sono invitati a rispondere alle 24 affermazioni secondo una scala *Likert* a 4 punti, che va da 1 (“Per nulla d’accordo”) a 4 (“Completamente d’accordo”). Secondo quanto proposto dagli autori, è previsto il calcolo di quattro punteggi (uno per ciascuna sotto-scala) che possono variare tra 6 e 24, e di un punteggio totale che può variare tra 24 e 96, (Bacow et al., 2009). Il punteggio totale è stato considerato dagli autori come una misura

generale dei processi e della consapevolezza metacognitiva, mentre i punteggi ottenuti alle singole sottoscale sono una misura delle dimensioni del costrutto (Bacow et al., 2009). Tuttavia, le analisi fattoriali ad oggi presenti non supportano l'utilizzo di un punteggio globale (ulteriori dettagli sullo strumento sono riportati nel Capitolo 2).

3.3 Analisi dei dati

Le analisi statistiche sono state condotte attraverso il *software* statistico *open-source* R (versione 4.2.0, R Core Team, 2022). In particolare, per le analisi descrittive delle variabili è stato utilizzato il pacchetto di R “psych” (versione 2.2.9, Revelle, 2022). Per l'analisi fattoriale esplorativa sono stati usati i pacchetti “psych” (versione 2.2.9, Revelle, 2022) e “polycor” di R (versione 0.8-1, Fox, 2022). Tutti gli script sono riportati in Appendice A.

Analisi descrittive. A livello descrittivo è stata valutata la distribuzione delle risposte agli *item* e sono state calcolate le principali statistiche descrittive. In particolare, per ogni *item* sono state calcolate la media, la deviazione standard, la mediana, il punteggio minimo e quello massimo, l'indice di asimmetria (Skew) e le frequenze percentuali dei punteggi. Nello specifico, l'indice di *Skewness* (Pearson, 1895) misura l'asimmetria di una distribuzione di dati, e può variare tra $-\infty$ e $+\infty$. Più la distribuzione è simmetrica e più l'indice si avvicina allo zero (la curva Normale ha infatti un indice di asimmetria pari a zero) (Ho & Yu, 2015). Generalmente l'indice di *Skewness* è considerato soddisfacente quando assume valori inferiori a $| 1.00 |$, e la distribuzione può essere considerata approssimativamente Normale.

Struttura fattoriale. Come analisi preliminare è stata condotta un'analisi fattoriale confermativa (CFA) con quattro fattori correlati, tenendo conto della struttura originale dello strumento (Bacow, et al. 2009). Il modello, tuttavia, ha riportato indici di *fit* non soddisfacenti e alcuni *item* con basso peso fattoriale, ovvero che presentavano associazioni molto basse con i fattori corrispondenti. Considerato che in letteratura vi sono pochi studi che hanno indagato la struttura fattoriale del questionario (i.e. lo studio originale di Bacow et al., 2009; Irak, 2011; Stevanovic et al., 2016), e che nessuno studio ad oggi ha esaminato la struttura fattoriale dello

strumento nella popolazione italiana, si è deciso di procedere adottando un'ottica esplorativa.

In particolare, tenendo conto dello strumento originale (Bacow et al., 2009) e dei risultati emersi da studi precedenti in altre popolazioni (Irak, 2011; Stevanovic et al., 2016), e considerata la natura esplorativa dello studio, sono state eseguite una serie di analisi fattoriali esplorative che hanno considerato da 1 a 4 fattori. Tutte le EFA sono state eseguite sulla matrice policorica tenendo conto della natura ordinale dei dati (Rhemtulla, Brosseau-Liard & Savalei, 2012). Sulla base di precedenti ricerche che rilevano una correlazione di medio effetto tra le diverse dimensioni del questionario abbiamo utilizzato il criterio di rotazione Oblimin.

Per valutare le diverse soluzioni fattoriali e selezionare la soluzione più plausibile, sono stati seguiti diversi criteri. In primo luogo, è stata adottata una prospettiva di confronto dei modelli utilizzando il *Bayesian Information Criterion* (indice BIC), in cui valori più bassi indicano un migliore adattamento al modello (Raftery, 1995). In secondo luogo, è stata valutata la varianza spiegata dai modelli, considerando almeno il 30% di varianza spiegata come un livello ragionevole.

Dopo aver selezionato il modello più plausibile, è stato esaminato il significato di ciascun fattore, sono stati controllati attentamente i *loading* (le associazioni tra *item* e fattore) e il contenuto degli *item*. Sono stati considerati accettabili gli *item* con un *loading* > .30 nel fattore principale e < .20 nel fattore secondario. Sebbene la letteratura suggerisca come criterio di selezione un *loading* sul fattore principale di .40 (Comrey & Lee, 1992), considerata la natura esplorativa dello studio, si è deciso di adottare il valore di .30 come *cut-off*. Gli *item* sono quindi stati assegnati al fattore per il quale hanno riportato un *loading* primario da medio ad alto (> .30), e basso negli altri fattori.

Consistenza interna. Una volta selezionato il modello più plausibile, per ciascun fattore emerso è stato calcolato l'*alpha* di Cronbach. Sebbene tale indice sia ampiamente discusso, in questa sede ci permette un confronto con i risultati ad oggi emersi nella letteratura.

CAPITOLO 4

RISULTATI

Nel presente capitolo sono riportati i risultati della ricerca. Nel primo paragrafo verranno illustrate le analisi descrittive condotte sui singoli *item*, mentre nel secondo paragrafo saranno presentati i risultati dell'analisi fattoriale esplorativa.

4.1 Analisi descrittive

La Tabella 1 riporta le principali statistiche descrittive (media, deviazione standard, mediana, minimo e massimo, indice di asimmetria, frequenza percentuale delle risposte) per ciascun *item* del *Metacognitions Questionnaire for Children* (MCQ-C; Bacow et al., 2009).

A livello descrittivo, emerge che la maggior parte degli *item* ha una distribuzione che si approssima a quella Normale. Come si può notare dalla Tabella 1, tutti gli *item* del MCQ-C hanno un indice di asimmetria (Skew) inferiore a $|1.00|$, fatta eccezione per l'*item* 16. Quest'ultimo presenta infatti un indice di *Skewness* di 1.34, indicativo di una distribuzione asimmetrica positiva, ossia di una distribuzione con la coda allungata verso destra. Sembra quindi che i 24 *item* del MCQ-C si distribuiscano tutti più o meno normalmente, ad eccezione dell'*item* 16. Le distribuzioni delle risposte agli *item* sono riportate alla Figura 1.

Tutti gli *item* presentano un buon campo di variazione, con punteggi che oscillano tra l'1 e il 4 (*range* = 3). Per quanto riguarda la media dei punteggi, si può osservare che questa si colloca tra il 2.05 e il 2.79 per quasi tutti gli *item*, con una deviazione standard tra il .90 e il 1.07. Le uniche eccezioni sono rappresentate dall'*item* 16, dall'*item* 19 e dall'*item* 20, che hanno ottenuto un punteggio medio inferiore a 2. Al contrario, nessun *item* ha ottenuto una media superiore a 3.

Tabella 1*Statistiche descrittive e distribuzione delle risposte agli item*

Item	N	M	SD	Me	min-max	Skew	Frequenze (%)			
							1	2	3	4
Item 1	347	2.71	1.01	3	1.00-4.00	-0.31	0.16	0.23	0.37	0.25
Item 2	342	2.41	1.04	2	1.00-4.00	0.03	0.25	0.26	0.32	0.17
Item 3	345	2.79	0.92	3	1.00-4.00	-0.37	0.10	0.24	0.42	0.23
Item 4	344	2.45	1.06	3	1.00-4.00	-0.03	0.25	0.24	0.33	0.19
Item 5	344	2.49	0.96	3	1.00-4.00	-0.03	0.18	0.32	0.35	0.16
Item 6	343	2.31	0.94	2	1.00-4.00	0.15	0.22	0.36	0.31	0.11
Item 7	345	2.62	1.04	3	1.00-4.00	-0.16	0.18	0.26	0.32	0.24
Item 8	335	2.48	0.92	2	1.00-4.00	0.02	0.15	0.36	0.35	0.14
Item 9	345	2.05	1.05	2	1.00-4.00	0.48	0.41	0.24	0.24	0.11
Item 10	344	2.65	1.01	3	1.00-4.00	-0.14	0.15	0.29	0.32	0.24
Item 11	343	2.07	0.95	2	1.00-4.00	0.37	0.35	0.31	0.27	0.07
Item 12	346	2.78	0.91	3	1.00-4.00	-0.29	0.09	0.27	0.40	0.23
Item 13	346	2.18	1.07	2	1.00-4.00	0.35	0.35	0.26	0.25	0.14
Item 14	345	2.77	0.90	3	1.00-4.00	-0.20	0.08	0.30	0.39	0.23
Item 15	343	2.71	0.92	3	1.00-4.00	-0.18	0.10	0.31	0.38	0.22
Item 16	344	1.59	0.91	1	1.00-4.00	1.34	0.65	0.17	0.12	0.06
Item 17	346	2.26	0.99	2	1.00-4.00	0.26	0.27	0.34	0.27	0.13
Item 18	345	2.46	1.02	2	1.00-4.00	0.09	0.20	0.33	0.28	0.19
Item 19	346	1.90	0.94	2	1.00-4.00	0.65	0.44	0.29	0.21	0.06
Item 20	344	1.81	0.98	1	1.00-4.00	0.85	0.51	0.23	0.18	0.07
Item 21	344	2.37	1.03	2	1.00-4.00	0.15	0.24	0.31	0.27	0.17
Item 22	341	2.26	1.04	2	1.00-4.00	0.21	0.30	0.28	0.28	0.14
Item 23	348	2.13	1.06	2	1.00-4.00	0.50	0.36	0.31	0.18	0.15
Item 24	345	2.72	0.95	3	1.00-4.00	-0.25	0.12	0.27	0.38	0.23

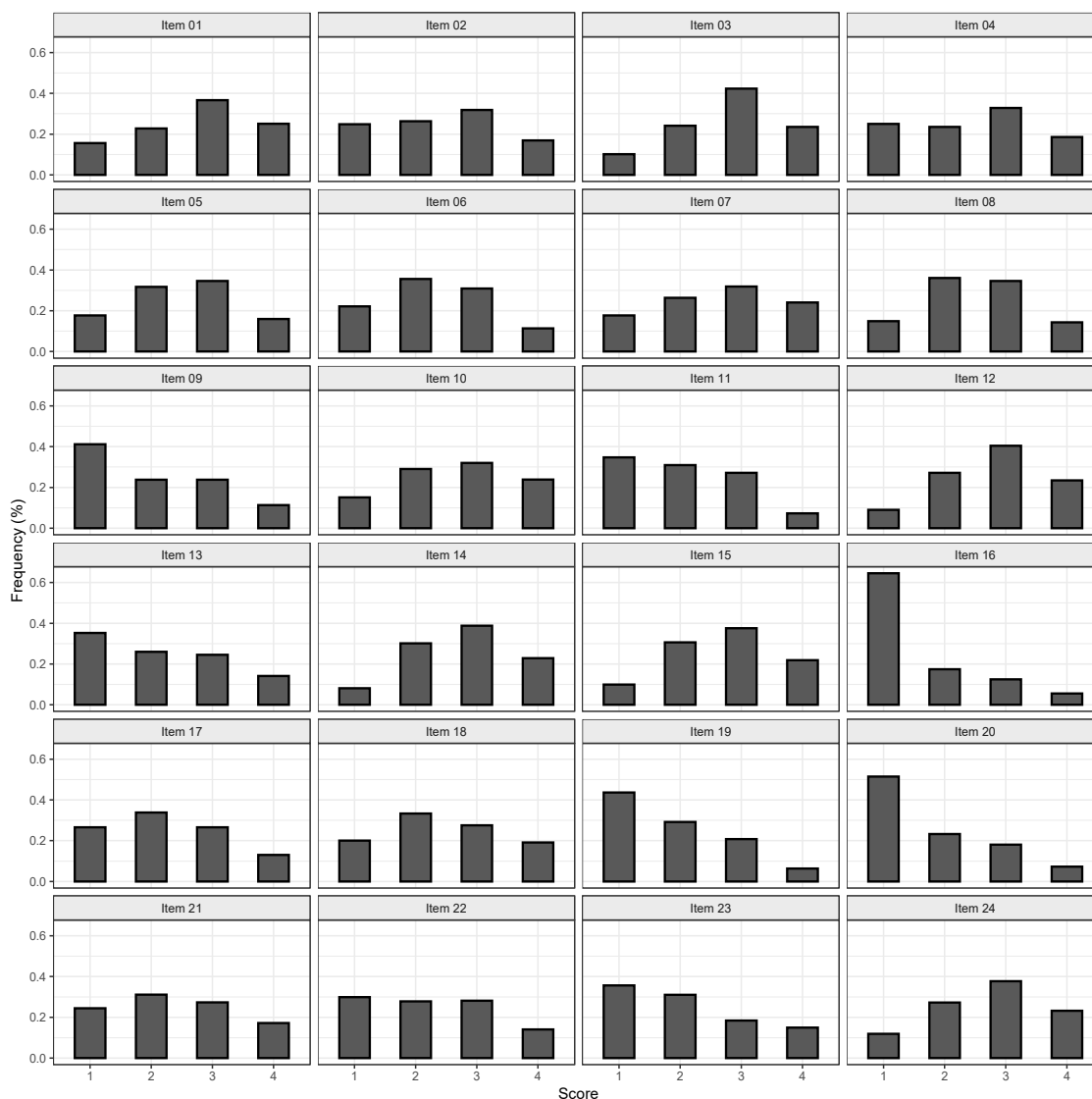


Figura 1. Distribuzione delle risposte agli item

Complessivamente, i risultati suggeriscono che la maggior parte delle risposte agli *item* si collocano tra i due valori centrali della scala *Likert*, ossia tra il 2 (“In parte d’accordo”) e il 3 (“Abbastanza d’accordo”) (vedi Tabella 1). Da un punto di vista descrittivo, gli *item* riportano valori soddisfacenti. Una rappresentazione grafica delle distribuzioni delle risposte per ciascun *item* è riportata nella figura 1. Infine, è interessante notare che l’*item* 8 (“Le mie preoccupazioni persistono, qualunque sforzo

faccia per cacciarle via dalla mia mente”) è quello che ha ottenuto il maggior numero di risposte mancanti (n=14).

4.2 Analisi fattoriale esplorativa

Al fine di indagare la struttura fattoriale dello strumento, considerata la natura esplorativa dello studio e i risultati non sempre sovrapponibili emersi dalla letteratura, sono stati estratti da uno a quattro fattori. Il miglior modello è stato valutato tenendo conto del BIC (valori più bassi del BIC sono indicativi di un migliore adattamento, Raftery, 1995), della percentuale di varianza spiegata, del numero di *item* riconducibile a ciascun fattore e dei *loading* riportati dagli *item* sul fattore principale e sui fattori secondari. Nel complesso, come si nota dalla Tabella 2, i modelli più plausibili sono il modello a tre e a quattro fattori. L’Appendice A riporta l’output di R di tutti i modelli testati.

Tabella 2

Indice BIC e percentuale di varianza spiegata dei 4 modelli considerati

Modello	BIC	Var
Modello 1 - Soluzione a 1 Fattore	- 720.07	16%
Modello 2 - Soluzione a 2 Fattori	- 812.75	22%
Modello 3 - Soluzione a 3 Fattori	- 841.23	27%
Modello 4 - Soluzione a 4 Fattori	- 790.98	30%

In particolare, da una prima analisi la soluzione a 3 fattori risulta il modello migliore in termini di BIC (- 841.23), ma riporta una percentuale di varianza spiegata del 27% (primo fattore = 11%; secondo fattore = 9%; terzo fattore = 7%). La soluzione a 4 fattori presenta un peggioramento in termini di BIC (superiore rispetto al modello a tre fattori, i.e., - 790.98) ma un miglioramento in termini di varianza spiegata (30%; primo fattore = 9%, secondo fattore = 7%, terzo fattore = 7%, quarto fattore = 6%).

Per quanto riguarda le associazioni tra *item* e fattore (vedi Tabella 3), nel modello a tre fattori, tenendo conto dei criteri di selezione stabiliti (*loading* primario > .30 e secondario < .20), sono stati individuati 15 *item* suddivisi nei 3 fattori come

segue: 6 *item* nel primo fattore, 4 *item* nel secondo fattore e 5 *item* nel terzo fattore. Tutti gli *item* hanno riportato un *loading* sul fattore principale superiore a .30 e un *loading* sugli altri fattori < .20, fatta eccezione per due *item* (i.e., 7 e 24) che hanno riportato un *loading* su un fattore secondario leggermente superiore al *cut-off* stabilito (i.e., .20). Tuttavia, il *loading* nel fattore principale è risultato più che soddisfacente, rispettivamente di .52 e .43.

Per quanto riguarda la soluzione a quattro fattori (vedi Tabella 4) sono stati individuati 16 *item* che hanno riportato un *loading* sul fattore principale > .30 e sugli altri fattori < .20 (fatta eccezione per l'*item* 18, che ha riportato un *loading* secondario di .22, ma comunque un *loading* sul fattore principale soddisfacente e pari a .53). Di questi 16 *item*, 5 *item* confluivano nel primo fattore, 3 *item* nel secondo, 5 *item* nel terzo e 3 *item* nel quarto.

Nel complesso, la soluzione a tre fattori riporta un numero di *item* adeguato in tutti i fattori, mentre la soluzione a quattro fattori riporta un numero di *item* appena sufficiente (3 *item*) in due dei quattro fattori. Un'analisi del contenuto degli *item* suggerisce inoltre una maggiore interpretabilità della soluzione a tre fattori. Nella Tabella 5 viene riportata la corrispondenza con la versione originale dello strumento (Bacow et al., 2009).

La soluzione a quattro fattori, infatti, renderebbe difficilmente interpretabili due dei quattro fattori emersi. In particolare, il primo fattore (*item* 4, 13, 17, 19, 22, vedi Tabella 4) comprende 2 *item* (i.e., #4, 13) della sottoscala delle meta-preoccupazioni negative dello strumento originale e 3 *item* (i.e., #17, 19, 22) della sottoscala SPR, mentre il terzo fattore emerso (*item* 1, 8, 12, 18, 21) comprende due *item* (i.e., #8, 18) che appartengono alla sottoscala delle meta-preoccupazioni negative nella versione originale, 2 *item* (i.e., #12, 21) che appartengono alla sottoscala SPR, e un *item* (i.e., #1) che si colloca nella sottoscala delle meta-preoccupazioni positive nella versione di Bacow e colleghi (2009).

Tabella 3*Risultati dell'analisi fattoriale esplorativa (modello selezionato a 3 fattori)*

Item	Fattore 1	Fattore 2	Fattore 3
Item 13	0.64	- 0.12	0.00
Item 17	0.58	0.03	- 0.10
Item 22	0.54	- 0.01	0.10
Item 4	0.53	- 0.07	0.02
Item 19	0.50	0.12	- 0.03
Item 18	0.37	0.29	0.12
Item 10	0.35	0.24	0.18
Item 8	0.31	0.17	0.08
Item 2	0.30	- 0.24	0.04
Item 11	0.29	0.17	- 0.06
Item 21	0.27	0.05	0.10
Item 6	0.24	0.24	- 0.06
Item 20	- 0.01	0.69	- 0.06
Item 16	- 0.02	0.56	- 0.11
Item 9	0.12	0.54	0.02
Item 7	- 0.11	0.52	0.23
Item 23	0.32	0.35	0.04
Item 1	0.03	0.30	0.22
Item 15	- 0.06	- 0.05	0.64
Item 14	0.03	- 0.05	0.62
Item 24	0.22	0.07	0.43
Item 5	0.04	0.17	0.40
Item 3	0.01	- 0.02	0.34
Item 12	- 0.06	0.28	0.29

Tabella 4*Risultati dell'analisi fattoriale esplorativa (modello a quattro fattori)*

Item	Fattore 1	Fattore 2	Fattore 3	Fattore 4
Item 13	0.62	- 0.05	0.00	0.03
Item 22	0.58	0.10	- 0.07	0.16
Item 17	0.52	0.02	0.12	- 0.11
Item 4	0.51	- 0.02	0.03	0.03
Item 19	0.46	0.13	0.09	- 0.03
Item 2	0.27	- 0.25	0.08	0.01
Item 11	0.23	0.11	0.18	- 0.10
Item 20	- 0.02	0.71	0.01	- 0.02
Item 9	0.12	0.60	- 0.03	0.07
Item 16	- 0.03	0.57	0.00	- 0.08
Item 23	0.28	0.35	0.10	0.04
Item 7	- 0.20	0.34	0.33	0.14
Item 6	0.19	0.20	0.12	- 0.07
Item 18	0.22	0.06	0.53	- 0.04
Item 1	- 0.13	0.04	0.52	0.06
Item 12	- 0.16	0.08	0.40	0.18
Item 8	0.19	- 0.01	0.39	- 0.04
Item 10	0.24	0.09	0.36	0.08
Item 21	0.16	- 0.11	0.35	- 0.01
Item 15	0.00	0.01	- 0.08	0.73
Item 14	0.03	- 0.06	0.11	0.58
Item 24	0.17	0.00	0.24	0.36
Item 3	0.03	- 0.01	0.02	0.33
Item 5	- 0.01	0.08	0.22	0.33

D'altra parte, tenendo conto dello strumento originale e del contenuto degli *item*, la soluzione a tre fattori risulta più plausibile e interpretabile. In particolare, il primo fattore include alcuni degli *item* che si riferiscono alle meta-preoccupazioni

negative (*item* 4, 8, 13) e alle credenze negative sui temi della superstizione, della punizione e della responsabilità (*item* 17, 19, 22).

Tuttavia, sebbene l'*item* 8 abbia riportato un *loading* primario $>.30$, suggerendone la selezione rispetto ai criteri stabiliti, un'analisi qualitativa dell'*item* suggerisce un contenuto non uniforme con quello degli altri *item* dello stesso fattore ("Le mie preoccupazioni persistono, qualunque sforzo faccia per scacciarle via dalla mia mente") ed è stato di conseguenza escluso. In particolare, i cinque *item* selezionati del primo fattore si riferiscono alle credenze sulle conseguenze negative della preoccupazione e sulle conseguenze negative dell'assenza di controllo sui pensieri, mentre l'*item* 8 fa riferimento alla persistenza della preoccupazione.

Il secondo fattore (i.e., #7, 9, 16, 20) include *item* che indagano le meta-preoccupazioni positive, e il terzo fattore (i.e., #3, 5, 14, 15, 24) *item* che si riferiscono al monitoraggio cognitivo nello strumento proposto da Bacow e colleghi (2009). Entrambi i fattori riconfermano l'associazione *item*-fattore proposta dallo strumento originale.

Riassumendo, il modello selezionato è costituito da 14 *item*, suddivisi in tre fattori. I fattori estratti sono stati chiamati Credenze negative (5 *item*), Credenze positive (4 *item*) e Monitoraggio cognitivo (5 *item*); le correlazioni tra i fattori oscillano tra il .24 e il .29.

Da un punto di vista comparativo, nonostante il numero di fattori individuati (estratti) sia sovrapponibile a quanto proposto da Stevanovic e colleghi (2016) per la versione serba, questa sovrapposizione manca nel momento in cui effettuiamo un'attenta analisi della distribuzione degli *item* tra i fattori (vedi Tabella 5). In particolare, il fattore Monitoraggio Cognitivo proposto da Stevanovic e colleghi (2016) include alcuni degli *item* riconducibili a tale fattore nel nostro studio e altri riconducibili alle credenze negative. Questi ultimi nel nostro studio riassemblano, almeno in parte, un fattore separato come proposto da Bacow e colleghi (2009). Infine, è importante segnalare come alcuni *item* mantenuti nella versione serba (per esempio, #1, 23) sono stati esclusi nella versione italiana poiché non presentavano una chiara associazione con un fattore specifico (alta saturazione in più di un fattore).

Tabella 5*Confronto tra i fattori delle diverse versioni del MCQ-C*

	MCQ-C (Bacow et al., 2009)	MCQ-C (Stevanovic et al., 2016)	Modello a 3 fattori	Modello a 4 fattori
Item 1	POS	POS-S		Fattore 3
Item 7	POS	POS-S	Fattore 2	
Item 9	POS	POS-G	Fattore 2	Fattore 2
Item 16	POS	POS-G	Fattore 2	Fattore 2
Item 20	POS	POS-G	Fattore 2	Fattore 2
Item 23	POS	POS-S		
Item 2	NEG			
Item 4	NEG		Fattore 1	Fattore 1
Item 8	NEG	CM	Fattore 1	Fattore 3
Item 10	NEG	CM		
Item 13	NEG		Fattore 1	Fattore 1
Item 18	NEG	CM		Fattore 3
Item 3	CM		Fattore 3	Fattore 4
Item 5	CM		Fattore 3	
Item 11	CM	CM		
Item 14	CM	CM	Fattore 3	Fattore 4
Item 15	CM	CM	Fattore 3	Fattore 4
Item 24	CM	CM	Fattore 3	
Item 6	SPR			
Item 12	SPR			Fattore 3
Item 17	SPR		Fattore 1	Fattore 1
Item 19	SPR		Fattore 1	Fattore 1
Item 21	SPR			Fattore 3
Item 22	SPR		Fattore 1	Fattore 1

Note. POS = meta-preoccupazione positiva, NEG = meta-preoccupazione negativa, SPR = superstizione, punizione, responsabilità, CM = monitoraggio cognitivo, POS-S = Credenze Positive sulla Preoccupazione - Specifiche, POS-G = Credenze Positive sulla Preoccupazione - Generali

La Tabella 5 riporta il dettaglio delle corrispondenze *item*-fattore emerse nella presente ricerca con quelle dello studio originale (Bacow et al., 2009) e dello studio sulla popolazione serba (Stevanovic et al., 2016).

4.3 Consistenza interna

Sulla base del modello selezionato, per valutare la coerenza interna, è stato calcolato l'*alpha* di Cronbach di ogni fattore. Sebbene tale indice sia ampiamente dibattuto in letteratura, ci permette in questa sede di effettuare una comparazione con i risultati emersi dalle precedenti ricerche.

Dalle analisi svolte, la consistenza interna è risultata adeguata per due fattori e insoddisfacente per il terzo fattore. Nello specifico, gli *alpha* di Cronbach sono i seguenti: $\alpha = .74$ (sottoscala delle Credenze Negative); $\alpha = .75$ (sottoscala delle Credenze Positive); $\alpha = .66$ (sottoscala del Monitoraggio Cognitivo). Tali valori, sebbene non completamente comparabili con dati precedenti (in quanto gli *item* non riassemblano la struttura originale dello strumento) sono sostanzialmente in linea con quanto riportato in letteratura facendo riferimento ai fattori in parte riconfermati all'interno di questo studio. La letteratura riporta infatti indici di *alpha* di Cronbach compresi tra .46 e .86 per la sottoscala delle meta-preoccupazioni positive, indici compresi tra .60 e .78 per la sottoscala delle meta-preoccupazioni negative, indici tra .61 e .74 per la sottoscala del monitoraggio cognitivo, e indici di *alpha* di Cronbach tra .25 e .64 per la sottoscala SPR (Bacow et al., 2009; Benedetto, Di Blasi & Pacicca, 2014; Carr & Szabo, 2015; Fisak, Mentuccia & Przeworski, 2014; Francis, Hawes, Abbott & Costa, 2018; Hearn, Donovan, Spence, & March, 2017; Hearn, Donovan, Spence, March & Holmes, 2017; Myers, Solem & Wells, 2019; Smith & Hudson, 2013). Nella popolazione italiana, lo studio di Benedetto e colleghe (2014) riporta indici di *alpha* di Cronbach compresi tra .61 (sottoscala delle meta-preoccupazioni positive) e .78 (sottoscala delle meta-preoccupazioni negative).

CAPITOLO 5

CONCLUSIONI E DISCUSSIONE

Questo ultimo capitolo presenta una discussione dei risultati emersi dalla nostra ricerca, seguiti dalla definizione dei limiti e dalle possibili prospettive di ricerca future.

5.1 Discussione dei risultati

Il presente studio ha avuto come obiettivo quello di fornire un primo contributo allo studio della struttura fattoriale della versione italiana del *Metacognitions Questionnaire for Children* (MCQ-C; Bacow, Pincus, Ehrenreich & Brody, 2009). Nello specifico, il questionario è stato somministrato a un campione di 349 bambini italiani di età compresa tra i 9 e i 12 anni. Per prima cosa sono state calcolate le principali statistiche descrittive, ed è stata valutata la distribuzione delle risposte agli *item*. Successivamente, è stata condotta un'analisi fattoriale confermativa (CFA) con quattro fattori correlati, tenendo conto della struttura originale dello strumento (Bacow, et al. 2009). Dal momento che il modello ha riportato indici di *fit* non soddisfacenti e alcuni *item* con basso peso fattoriale, si è deciso di procedere adottando un'ottica esplorativa.

Sono state quindi eseguite una serie di analisi fattoriali esplorative sulla matrice policorica, tenendo conto della natura ordinale degli *item*. In particolare, sono stati confrontati tra loro 4 diversi modelli, considerando da 1 a 4 fattori. Per selezionare la struttura fattoriale più plausibile sono stati considerati il BIC (*Bayesian Information Criterion*) e la percentuale di varianza spiegata dai modelli, ed è stata effettuata un'attenta analisi dei *loading* e del contenuto degli *item*.

A livello descrittivo, la maggior parte degli *item* non ha riportato anomalie, e quasi tutti sembrano avere una distribuzione delle risposte che si approssima a quella Normale.

Rispetto alla struttura fattoriale, dal confronto dei BIC e della varianza spiegata sono emersi due modelli potenzialmente plausibili, ossia le soluzioni a 3 e 4 fattori. Il

modello a tre fattori è risultato migliore in termini di BIC, mentre il modello a quattro fattori è risultato migliore in termini di varianza spiegata.

Per selezionare la soluzione fattoriale più appropriata per il campione, sono stati considerati i *loading* e i *cross-loading* (le associazioni tra *item* e fattore), il numero di *item* per ciascun fattore, il contenuto dei singoli *item* e la congruenza rispetto alla versione originale del questionario (Bacow et al., 2009). Sulla base di tali criteri, il modello a 4 fattori presentava un numero di *item* appena sufficiente in due dei quattro fattori (i.e., 3 *item*), e due fattori difficilmente interpretabili rispetto al contenuto degli *item*. Al contrario, la soluzione a tre fattori riporta un numero di *item* nel complesso adeguato in tutti i fattori e, tenendo conto dello strumento originale e del contenuto degli *item*, tale soluzione è risultata maggiormente interpretabile. Di conseguenza, la soluzione costituita da 14 *item* suddivisi in tre fattori (5 *item* nel primo fattore, 4 *item* nel secondo e 5 *item* nel terzo) è stata considerata la più appropriata. Sulla base del contenuto degli *item*, e tenendo conto della versione originale, il primo fattore è stato nominato Credenze Negative (5 *item*), il secondo fattore Credenze Positive (4 *item*), e il terzo Monitoraggio cognitivo (5 *item*).

Rispetto al questionario originale di Bacow e colleghi (2009), le sottoscale delle meta-preoccupazioni positive e del monitoraggio cognitivo sono state riconfermate quasi interamente, mentre non emerge una suddivisione degli *item* tra le meta-preoccupazioni negative e le credenze negative sui temi della superstizione, della punizione e della responsabilità. Infatti, uno dei fattori emersi nel nostro studio include 2 *item* della sottoscala delle meta-preoccupazioni negative e 3 *item* della sottoscala SPR. Da un punto di vista qualitativo, questi 5 *item* fanno riferimento alle credenze sulle conseguenze negative della preoccupazione (2 *item* delle meta-preoccupazioni negative) e alle credenze sulle conseguenze negative della mancanza di controllo sui pensieri (3 *item* della sottoscala SPR). In definitiva, il primo fattore emerso dal nostro studio sembrerebbe indagare le credenze sulle conseguenze negative della preoccupazione e dell'assenza di controllo sui pensieri.

Considerando la particolare associazione di *item* emersa nel nostro studio, si potrebbe ipotizzare che alcune credenze metacognitive negative e gli aspetti legati alla superstizione e alla responsabilità si differenzino successivamente durante lo sviluppo, a seguito della maturazione cognitiva che porta allo sviluppo del pensiero ipotetico

deduttivo. Da un punto di vista formale, gli *item* riconducibili alla scala SPR dello strumento originale (e che nel nostro studio si associano ad *item* che rilevano la metacognizione negativa) presentano difatti una formulazione ipotetica (iniziano con “Se”), presupponendo capacità di ragionamento ipotetico deduttivo che si sviluppano a partire dagli 11-12 anni e che arriva a completa maturazione intorno ai 14-15 anni. Di conseguenza, è plausibile pensare che gli *item* legati alla superstizione/responsabilità siano più difficili da comprendere per i bambini nella media infanzia, il che si tradurrebbe in una mancata discriminazione con gli aspetti legati alla meta-preoccupazione negativa.

Il secondo fattore emerso dal nostro studio conferma quattro dei sei *item* della sottoscala delle meta-preoccupazioni positive della versione originale del MCQ-C (Bacow et al., 2009), mentre il terzo fattore corrisponde sostanzialmente alla sottoscala del monitoraggio cognitivo della versione originale, della quale sono stati confermati cinque *item* su sei previsti.

Le correlazioni tra i fattori emersi oscillano tra il .24 e il .29, mentre la consistenza interna è risultata adeguata per due fattori su tre, con indici di *alpha* di Cronbach compresi tra .66 (Monitoraggio Cognitivo) e .75 (Credenze Positive). Tali valori sono in linea con quanto riportato in letteratura per la versione originale del MCQ-C (Myers, Solem & Wells, 2019).

Per quanto riguarda gli *item* eliminati (n=10) dalla versione originale (Bacow et al., 2009) nessuno di essi ha presentato anomalie a livello di statistiche descrittive. Tuttavia, alcuni di questi (i.e., *item* 10, 18, 23) hanno riportato *loading* elevati sia con il primo fattore (credenze negative), sia con un ulteriore fattore (credenze positive). Il risultato è particolarmente interessante se si considera che, in linea teorica, le due sottoscale dovrebbero misurare credenze metacognitive quasi opposte. Per chiarire la questione, studi futuri potrebbero indagare se questi *item* siano troppo difficili da comprendere, soprattutto per i bambini più piccoli.

Inoltre, sebbene l'*item* 8 rispettasse i criteri di selezione, è stato scartato in base all'analisi del contenuto. Infatti, tale *item* fa riferimento all'incapacità di “scacciare” le preoccupazioni, mentre gli *item* mantenuti dello stesso fattore si riferiscono alle credenze sulle conseguenze negative della preoccupazione.

Rispetto alla sottoscala originale delle meta-preoccupazioni positive (Bacow et al., 2009), nel presente studio sono stati eliminati due dei sei *item* proposti (i.e., gli *item* 1 e 23). In particolare, sebbene l'*item* 1 (“Se mi preoccupo subito delle cose, avrò meno problemi in futuro”) si riferisca alle credenze positive sulla preoccupazione, potrebbe risultare ambiguo e poco specifico (“preoccuparsi delle cose”) soprattutto per i bambini più piccoli, rispetto agli altri *item* della stessa sottoscala (e.g. *item* 16: “Preoccuparmi mi aiuta a stare meglio”) che sembrano ben focalizzati su un aspetto preciso. Per esempio, sarebbe interessante approfondire quale significato attribuiscono i bambini all’espressione “preoccuparsi delle cose”.

Per quanto riguarda la sottoscala del monitoraggio cognitivo, l’unico *item* a non essere stato riconfermato è l'*item* 11 (“Trovo difficile seguire il filo dei pensieri che ho in mente”). Confrontandolo con gli altri *item* della sottoscala (e.g. *item* 3: “Spesso faccio attenzione ai pensieri che ho in mente”), l'*item* 11 è l’unico che presenta una valenza negativa, suggerendo la necessità di approfondire un eventuale effetto della formulazione dell'*item*. Per esempio, studi futuri potrebbero riproporlo in forma positiva prima di pensare a una eliminazione (e.g., Per me è facile seguire il filo dei pensieri che ho in mente).

I tre *item* scartati della sottoscala SPR della versione originale (i.e., #6, 12, 21) hanno riportato invece una bassa dimensionalità. Analizzando il loro contenuto, emerge che i temi centrali di questi tre *item* sono il senso di colpa e la responsabilità, mentre, come illustrato precedentemente, gli *item* mantenuti della sottoscala si riferiscono alle credenze sulle conseguenze negative dell’assenza di controllo sui pensieri (e si sono associati con *item* relativi alla meta-preoccupazione negativa, in particolare alle credenze sulle conseguenze negative della preoccupazione). La bassa dimensionalità di questi *item* potrebbe essere legata a una difficoltà di comprensione. Precedenti studi (Smith & Hudson, 2013) hanno messo in discussione gli *item* della sottoscala SPR, avanzando la possibilità che le credenze metacognitive misurate da questa sottoscala non si sviluppino prima dell’adolescenza. Secondo Smith e Hudson (2013), queste convinzioni “sono piuttosto astratte e prevedono l’elaborazione di possibilità future” (pag. 599), capacità che potrebbero non essere ancora sviluppate nei bambini più piccoli. Inoltre, nello studio di validazione del MCQ-C sulla popolazione serba (campione di 473 bambini e adolescenti tra i 9 e i 18 anni), gli autori (Stevanovic

et al., 2016) hanno eliminato tutti gli *item* della sottoscala SPR (vedi Tabella 5), perché presentavano *loading* elevati con più di un fattore o perché presentavano bassa dimensionalità ($< .34$).

Infine, l'*item* 2 (“Preoccuparsi delle cose non è una buona idea, perché la preoccupazione per me è spiacevole”), riconducibile alle credenze sulle conseguenze negative della preoccupazione all’interno dello strumento originale, è stato eliminato in quanto ha riportato un *loading* primario di .30 con il fattore credenze negative e un *cross-loading* di - .24 con il fattore credenze positive. Tale risultato è simile alle motivazioni che hanno guidato l’esclusione di tre degli *item* originariamente proposti all’interno delle sotto-scale delle meta-preoccupazioni positive e negative (i.e., #10, 18, 23).

In conclusione, il nostro studio non ha confermato la struttura fattoriale della versione originale del MCQ-C (Bacow et al., 2009) sebbene riconfermi due delle quattro dimensioni proposte (meta-preoccupazioni positive e monitoraggio cognitivo). Studi futuri dovrebbero approfondire se tali risultati riflettano in qualche modo l’adattamento degli *item* dall’inglese all’italiano, che forse non riesce a catturare alcune sfaccettature di significato. D’altra parte, sarebbe necessario capire se questi risultati riflettano una difficoltà generale di comprensione di alcuni *item* da parte dei bambini. Tale argomentazione, infatti, non è nuova all’interno della letteratura. Dallo studio di Smith e Hudson (2013) è emerso che un quarto degli *item* del MCQ-C (i.e., #1, 5, 6, 21, 22, 23) erano troppo difficili da comprendere per più del 30% del loro campione, composto da 14 bambini australiani di 7 e 8 anni.

Considerando che il modello metacognitivo per l’età evolutiva è ancora in fase di sviluppo, e che non è ancora chiaro come si organizzi il costrutto della metacognizione nei più piccoli, non si può escludere che alcune capacità metacognitive potrebbero emergere prima di altre. Si potrebbe ad esempio ipotizzare che alcune credenze e capacità metacognitive (in particolare monitoraggio cognitivo e meta-preoccupazioni positive) siano effettivamente sviluppate nella fascia d’età considerata, mentre altre credenze potrebbero iniziare a emergere in una fase successiva dello sviluppo (e.g., adolescenza).

Inoltre, Myers e colleghi (2019) hanno evidenziato un’importante criticità del MCQ-C rispetto alle versioni precedenti del questionario (MCQ, MCQ-30, MCQ-A),

ossia la rimozione della sottoscala della Fiducia Cognitiva. Sebbene Bacow e colleghi (2009) abbiano giustificato la rimozione della sottoscala sottolineando la necessità di ulteriori studi che ne confermino l'unidimensionalità (sembra che tale sottoscala possa essere meglio rappresentata da 3 fattori distinti), Myers e colleghi (2019) evidenziano come questa scelta potrebbe “influire sul raggruppamento degli *item* e sulle variabili latenti che emergono dalle analisi fattoriali” (pag. 19). Questa osservazione è particolarmente rilevante considerando che sulla versione adattata del MCQ per l'uso con i bambini non è mai stata eseguita un'analisi fattoriale esplorativa. Difatti, Bacow e colleghi (2009) propongono una selezione delle sottoscale su base teorica e non supportata da evidenze empiriche, riportando nel loro primo studio i risultati di un'analisi fattoriale confermativa.

Alla luce dei risultati ottenuti nel presente lavoro e tenendo conto dei risultati emersi in studi precedenti (Bacow et al., 2009; Irak, 2011; Smith & Hudson, 2013; Stevanovic et al., 2016), sembrerebbe valido il suggerimento avanzato da Myers e colleghi (2019) rispetto alla necessità di rivedere il raggruppamento degli *item* e le sottoscale del MCQ-C attraverso ulteriori studi esplorativi. Questo lavoro potrebbe per esempio partire dall'analisi della validità di contenuto attraverso il coinvolgimento di clinici esperti.

5.2 Limiti della ricerca e prospettive future

Sebbene la presente ricerca offra un primo contributo all'indagine della struttura fattoriale del *Metacognitions Questionnaire for Children* (Bacow et al., 2009) nella popolazione italiana, vi sono alcuni limiti da tenere in considerazione nell'interpretazione dei risultati.

Un primo limite riguarda il campione: considerando che il campione del nostro studio è eterogeneo per età (9-12 anni), la numerosità campionaria (n=349) è relativamente bassa. Studi successivi potrebbero focalizzarsi su diverse fasce d'età (esempio 7-8 anni, 9-10 anni, 11-12 anni), in modo da rilevare eventuali differenze nelle capacità metacognitive legate all'età. Inoltre, il campione del nostro studio comprende bambini con un livello socioeconomico medio-alto e provenienti dal Nord

Italia. Le ricerche future dovrebbero cercare di coinvolgere un numero maggiore di partecipanti, con diverse caratteristiche socio-demografiche. Infine, poiché il campione è stato reclutato nelle scuole, i partecipanti rappresentano un campione “normativo”. Di conseguenza, studi futuri dovrebbero somministrare il MCQ-C a gruppi di bambini “a rischio” (e.g., diagnosticati con disturbi d’ansia o DOC) in modo da verificare la generalizzabilità dei risultati e la capacità discriminante dello strumento (per esempio confrontando i punteggi ottenuti da un gruppo clinico di bambini con disturbi d’ansia con i punteggi ottenuti da un gruppo di controllo non clinico). Questo confronto sarebbe inoltre particolarmente utile per testare, oltre che la validità discriminante dello strumento, l’applicabilità del modello metacognitivo di Wells per il disturbo d’ansia generalizzata e per gli altri disturbi emotivi (e.g, depressione, disturbo ossessivo-compulsivo) anche su campioni di bambini e adolescenti.

Al di là dei limiti di questo studio, infatti, gli studi che hanno indagato la validità di criterio del MCQ-C hanno ottenuto risultati contrastanti (Bacow et al., 2009; Donovan, Holmes & Farrell, 2016; Hearn, Donovan, Spence, March & Holmes, 2017; Smith & Hudson, 2013), e non è chiaro quali dimensioni del questionario riescano a distinguere efficacemente tra gruppo clinico e non clinico. Ad oggi, sembra che “alcuni aspetti dei modelli metacognitivi proposti da Wells (1995, 1997, 2000) siano rilevanti per i bambini clinicamente ansiosi, [mentre] altri elementi del modello potrebbero non essere supportati in questa popolazione” (Smith & Hudson, 2013, pag. 599). Sono dunque necessarie ulteriori ricerche per capire in che misura il modello metacognitivo sia applicabile anche su bambini e adolescenti, e per definire le dimensioni rilevanti in questa fascia d’età.

Un ulteriore limite di questo studio è riconducibile a una mancata valutazione qualitativa degli *item* prima della somministrazione. Studi successivi dovrebbero valutare il grado di comprensione degli *item* soprattutto da parte dei bambini più piccoli, attraverso analisi qualitative preliminari, ad esempio chiedendo direttamente ai bambini un *feedback* per ciascun *item* del questionario (seguendo l’esempio di Smith e Hudson, 2013). White e Hudson (2016) hanno infatti evidenziato che il MCQ-C potrebbe non essere appropriato per i bambini più piccoli perché vi sono concetti

astratti, proposizioni condizionali difficili e frasi negative, piuttosto che affermative. Studi futuri potrebbero, dunque, indagare il livello di comprensione degli *item*.

Nonostante i limiti, questa ricerca fornisce un contributo allo studio delle proprietà psicometriche del MCQ-C in bambini italiani durante la media infanzia. Nel complesso, i risultati suggeriscono la necessità di ulteriori approfondimenti e cautela nell'utilizzo dello strumento nei bambini italiani di età compresa tra i 9 e i 12 anni.

BIBLIOGRAFIA

- Bacow, T. L., Pincus, D. B., Ehrenreich, J. T., & Brody, L. R. (2009). The metacognitions questionnaire for children: Development and validation in a clinical sample of children and adolescents with anxiety disorders. *Journal of Anxiety Disorders, 23*(6), 727–736.
- Benedetto, L., Blasi, D., & Pacicca, P. (2014). Worry and meta-cognitive beliefs in childhood anxiety disorders. *Mediterranean Journal of Clinical Psychology, 1*-14.
- * Bernstein, G. A., Borchardt, C. M., & Perwein, A. R. (1996). Anxiety disorders in children and adolescents: A review of the past 10 years. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry, 35*, 1110–1119.
- Boyce, W., Torsheim, T., Currie, C., & Zambon, A. (2006). The Family Affluence Scale as a Measure of National Wealth: Validation of an Adolescent Self-Report Measure. *Social Indicators Research, 78*(3), 473–487.
- Boysan, M., Kadak, M. T., Tarakcioglu, M. C., Sertdurak, Z. S., & Demirel, O. F. (2016). Psychometric Properties of Turkish versions of the Leyton Obsessional Inventory-Child Version (LOI-CV) and Obsessive Beliefs Questionnaire-Child Version (OBQ-CV). *Klinik Psikofarmakoloji Bülteni-Bulletin of Clinical Psychopharmacology, 26*(4), 382–396.
- * Brandl, J. L. (2012). Pretend play in early childhood: The road between mentalism and behaviourism. In M. J. Beran, J. L. Brandl, J. Perner, & J. Proust (Eds.), *Foundations of metacognition* (pp. 146–166). Oxford, UK: Oxford University Press.
- * Brinck, I., & Liljenfors, R. (2013). The developmental origin of metacognition. *Infant and Child Development, 22*, 85–101.
- Bryce, D., & Whitebread, D. (2012). The development of metacognitive skills: Evidence from observational analysis of young children's behavior during problem-solving. *Metacognition and Learning, 7*(3), 197–217.
- Carr, I., & Szabo, M. (2015). Worry in Children: Changing Associations With Fear, Thinking, and Problem-Solving. *Journal of Early Adolescence, 35*, 120–135.

- Cartwright-Hatton, S., Mather, A., Illingworth, V., Brocki, J., Harrington, R., & Wells, A. (2004). Development and preliminary validation of the Meta-cognitions Questionnaire-Adolescent Version. *Journal of Anxiety Disorders, 18*(3), 411–422.
- Cartwright-Hatton, S., & Wells, A. (1997). Beliefs about Worry and Intrusions: The Meta-Cognitions Questionnaire and its Correlates. *Journal of Anxiety Disorders, 11*(3), 279–296.
- Cho, Y., Jahng, S., & Chai, S. (2012). The Factor Structure and Concurrent Validity of the Korean Version of the Metacognitions Questionnaire 30 (K-MCQ-30). *Journal of Clinical Psychology, 68*(3), 349–391.
- * Chorpita, B. F., Tracey, S. A., Brown, T. A., Collica, T. J., & Barlow, D. H. (1997). Assessment of worry in children and adolescents: An adaption of the penn state worry questionnaire. *Behaviour Research and Therapy, 35*, 581–669.
- * Clark, D. M., & Wells, A. (1995). A cognitive model of social phobia. In R. Heimberg, M. Liebowitz, D. A. Hope, & F. R. Schneier (Eds.), *Social phobia: diagnosis, assessment and treatment*. New York: The Guilford Press.
- Cohen, J. (1988). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences* (2^a ed.). Routledge.
- Comrey, A. L., & Lee, H. B. (1992). *A first course in factor analysis, 2nd ed* (pp. xii, 430). Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Currie, C., Molcho, M., Boyce, W., Holstein, B., Torsheim, T., & Richter, M. (2008). Researching health inequalities in adolescents: The development of the Health Behaviour in School-Aged Children (HBSC) Family Affluence Scale. *Social Science & Medicine, 66*(6), 1429–1436.
- Debbané, M., Van der Linden, M., Gex-Fabry, M., & Eliez, S. (2009). Cognitive and emotional associations to positive schizotypy during adolescence. *Journal of Child Psychology and Psychiatry, and Allied Disciplines, 50*(3), 326–334.
- Del Giudice, M. (2017). Middle Childhood: An Evolutionary-Developmental Synthesis. In *Handbook of Life Course Health Development* (pp. 95–107).

- Del Giudice, M., Angeleri, R., & Manera, V. (2009). The juvenile transition: A developmental switch point in human life history. *Developmental Review, 29*(1), 1–31.
- Dimaggio, G., & Lysaker, P. H. (2015). Metacognition and mentalizing in the psychotherapy of patients with psychosis and personality disorders. *Journal of Clinical Psychology, 71*(2), 117–124.
- Donovan, C. L., Holmes, M. C., & Farrell, L. J. (2016). Investigation of the cognitive variables associated with worry in children with Generalised Anxiety Disorder and their parents. *Journal of Affective Disorders, 192*, 1–7.
- Donovan, C. L., Holmes, M. C., Farrell, L. J., & Hearn, C. S. (2017). Thinking about worry: Investigation of the cognitive components of worry in children. *Journal of Affective Disorders, 208*, 230–237.
- Ellis, D. M., & Hudson, J. L. (2010). The metacognitive model of generalized anxiety disorder in children and adolescents. *Clinical Child and Family Psychology Review, 13*(2), 151–163.
- Ellis, D. M., & Hudson, J. L. (2011). Test of the Metacognitive Model of Generalized Anxiety Disorder in Anxiety-Disordered Adolescents. *Journal of Experimental Psychopathology, 2*(1), 28–43.
- * Fergus, T. A., and Bardeen, J. R. (2017). The Metacognitions Questionnaire–30: an examination of a bifactor model and measurement invariance among men and women in a community sample. *Assessment, 26*, 223–234.
- Fisak, B., Mentuccia, M., & Przeworski, A. (2014). Meta-Worry in Adolescents: Examination of the Psychometric Properties of the Meta-Worry Questionnaire in an Adolescent Sample. *Behavioural and Cognitive Psychotherapy, 42*(4), 491–496.
- Flavell, J. H. (1979). Metacognition and cognitive monitoring: A new area of cognitive-developmental inquiry. *American Psychologist, 34*(10), 906–911.
- Flavell, J. H. (1999). Cognitive development: Children’s knowledge about the mind. *Annual Review of Psychology, 50*, 21–45.

- Flavell, J. H., Green, F. L., & Flavell, E. R. (1998). The mind has a mind of its own: Developing knowledge about mental uncontrollability. *Cognitive Development, 13*(1), 127–138.
- Fox J (2022). `_polycor: Polychoric and Polyserial Correlations_`. R package version 0.8-1, <<https://CRAN.R-project.org/package=polycor>>.
- Francis, R., Hawes, D. J., Abbott, M. J., & Costa, D. S. J. (2018). Cognitive mechanisms for worry in early adolescence: Re-examining the role of high verbal intelligence. *Personality and Individual Differences, 120*, 179–184.
- Goldstone, E., Farhall, J., Thomas, N., & Ong, B. (2013). The role of metacognitive beliefs in the proneness to hallucinations and delusions: An analysis across clinical and non-clinical populations. *The British Journal of Clinical Psychology, 52*(3), 330–346.
- Goodman, R. (1997). The Strengths and Difficulties Questionnaire: A research note. *Journal of Child Psychology and Psychiatry, 38*, 581–586.
- Grøtte, T., Solem, S., Myers, S. G., Hjemdal, O., Vogel, P. A., Güzey, I. C., Hansen, B., Nordahl, H. M., & Fisher, P. (2016). Metacognitions in obsessive-compulsive disorder: A psychometric study of the Metacognitions Questionnaire-30. *Journal of Obsessive-Compulsive and Related Disorders, 11*, 82–90.
- Gwilliam, P., Wells, A., & Cartwright-Hatton, S. (2004). Does Meta-cognition or Responsibility Predict Obsessive-Compulsive Symptoms: A Test of the Metacognitive Model. *Clinical Psychology & Psychotherapy, 11*(2), 137–144.
- Hearn, C. S., Donovan, C. L., Spence, S. H., & March, S. (2017). A worrying trend in Social Anxiety: To what degree are worry and its cognitive factors associated with youth Social Anxiety Disorder? *Journal of Affective Disorders, 208*, 33–40.
- Hearn, C. S., Donovan, C. L., Spence, S. H., March, S., & Holmes, M. C. (2017). What's the Worry with Social Anxiety? Comparing Cognitive Processes in Children with Generalized Anxiety Disorder and Social Anxiety Disorder. *Child Psychiatry and Human Development, 48*(5), 786–795.

- Hjemdal, O., Hagen, R., Nordahl, H. M., & Wells, A. (2013). Metacognitive Therapy for Generalized Anxiety Disorder: Nature, Evidence and an Individual Case Illustration. *Cognitive and Behavioral Practice, 20*(3), 301–313.
- Ho, A. D., & Yu, C. C. (2015). Descriptive Statistics for Modern Test Score Distributions: Skewness, Kurtosis, Discreteness, and Ceiling Effects. *Educational and Psychological Measurement, 75*(3), 365–388.
- * Hodgson, R. J., & Rachman, S. (1977). Obsessional-compulsive complaints. *Behaviour Research and Therapy, 15*(5), 389–395.
- Irak, M. (2011). Standardization of Turkish form of metacognition questionnaire for children and adolescents: The relationships with anxiety and obsessive-compulsive symptoms. *Turk Psikiyatri Dergisi = Turkish Journal of Psychiatry, 23*(1), 46–52.
- Kadak, M. T., Nasıroğlu, S., Boysan, M., & Aydın, A. (2013). Risk factors predicting posttraumatic stress reactions in adolescents after 2011 Van earthquake. *Comprehensive Psychiatry, 54*(7), 982–990.
- Kertz, S., & Woodruff-Borden, J. (2013). The role of metacognition, intolerance of uncertainty, and negative problem orientation in children's worry. *Behavioural and Cognitive Psychotherapy, 41*(2), 243–248.
- Kovacs, M. (1981). Rating scales to assess depression in school-age children. *Acta Paedopsychiatrica: International Journal of Child & Adolescent Psychiatry, 46*, 305–315.
- Laugesen, N., Dugas, M. J., & Bukowski, W. M. (2003). Understanding adolescent worry: The application of a cognitive model. *Journal of Abnormal Child Psychology, 31*(1), 55–64.
- * Lyons, K. E., & Ghetti, S. (2010). Metacognitive development in early childhood: New questions about old assumptions. In A. Efklides & P. Misailidi (Eds.), *Trends and prospects in metacognition research* (pp. 259–278). New York: Springer.

- * Martín, J., Padierna, A., Unzurrunzaga, A., González, N., Berjano, B., and Quintana, J. M. (2014). Adaptation and validation of the metacognition questionnaire (MCQ-30) in Spanish clinical and nonclinical samples. *Journal of Affective Disorders, 167*, 228–234.
- Marulis, L. M., Palincsar, A. S., Berhenke, A. L., & Whitebread, D. (2016). Assessing metacognitive knowledge in 3–5 year olds: The development of a metacognitive knowledge interview (McKI). *Metacognition and Learning, 11*(3), 339–368.
- Mather, A., & Cartwright-Hatton, S. (2004). Cognitive predictors of obsessive-compulsive symptoms in adolescence: A preliminary investigation. *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology, 33*(4), 743–749.
- Matthews, L., Reynolds, S., & Derisley, J. (2006). Examining Cognitive Models of Obsessive Compulsive Disorder in Adolescents. *Behavioural and Cognitive Psychotherapy, 35*(2), 149–163.
- * Meyer, T. J., Miller, M. L., Metzger, R. L., & Borkovec, T. D. (1990). Development and validation of the Penn State Worry Questionnaire. *Behaviour Research and Therapy, 28*, 487–495.
- Morrison, A. P., Wells, A., & Nothard, S. (2000). Cognitive factors in predisposition to auditory and visual hallucinations. *The British Journal of Clinical Psychology, 39*(1), 67–78.
- Muris, P., Roelofs, J., Meesters, C., & Boomsma, P. (2004). Rumination and worry in nonclinical adolescents. *Cognitive Therapy and Research, 28*, 539–554.
- Myers, S. G., Solem, S., & Wells, A. (2019). The Metacognitions Questionnaire and Its Derivatives in Children and Adolescents: A Systematic Review of Psychometric Properties. *Frontiers in Psychology, 10*, 1871.
- Norman, E., Pfuhl, G., Sæle, R. G., Svartdal, F., Låg, T., & Dahl, T. I. (2019). Metacognition in psychology. *Review of General Psychology, 23*(4), 403–424.
- O’Carroll, P. J., & Fisher, P. (2013). Metacognitions, worry and attentional control in predicting OSCE performance test anxiety. *Medical Education, 47*(6), 562–568.

- Olstad, S., Solem, S., Hjemdal, O., & Hagen, R. (2015). Metacognition in eating disorders: Comparison of women with eating disorders, self-reported history of eating disorders or psychiatric problems, and healthy controls. *Eating Behaviors, 16*, 17–22.
- Önen, S., Uğurlu, K. G., & Çayköylü, A. (2013). The relationship between metacognitions and insight in obsessive-compulsive disorder. *Comprehensive Psychiatry, 54*(5), 541–548.
- Ormond, C., Luszcz, M. A., Mann, L., & Beswick, G. (1991). A metacognitive analysis of decision making in adolescence. *Journal of Adolescence, 14*(3), 275–291.
- Papageorgiou, C., & Wells, A. (2001). Metacognitive beliefs about rumination in recurrent major depression. *Cognitive and Behavioral Practice, 8*(2), 160–164.
- Pearson, K. (1895). Contributions to the Mathematical Theory of Evolution. II. Skew Variation in Homogeneous Material. *Philosophical Transactions of the Royal Society of London. A, 186*, 343–414.
- Purdon, C., & Clark, D. A. (1999). Metacognition and obsessions. *Clinical Psychology & Psychotherapy, 6*(2), 102–110.
- Quattropiani, M., Lenzo, V., Mucciardi, M., & Toffle, M. (2015). Psychometric properties of the Italian version of the Short Form of the Metacognitions Questionnaire (MCQ-30). *Applied Psychology Bulletin, 269*, 30–42.
- R Core Team (2022). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <https://www.R-project.org/>.
- Raftery, A. E. (1995). Bayesian Model Selection in Social Research. *Sociological Methodology, 25*, 111–163.
- Ramos-Cejudo, J., Salguero, J. M., & Cano-Vindel, A. (2013). Spanish Version of the Metacognitions Questionnaire 30 (MCQ-30). *The Spanish Journal of Psychology, 16*, E95.

- Reinholdt-Dunne, M. L., Blicher, A., Nordahl, H., Normann, N., Esbjørn, B. H., & Wells, A. (2019). Modeling the Relationships Between Metacognitive Beliefs, Attention Control and Symptoms in Children With and Without Anxiety Disorders: A Test of the S-REF Model. *Frontiers in Psychology, 10*.
- Revelle, W. (2022) psych: Procedures for Personality and Psychological Research, Northwestern University, Evanston, Illinois, USA, <https://CRAN.R-project.org/package=psych> Version = 2.2.9.
- Reynolds, C.R., & Richmond, B.O. (1978). What I think and feel: a revised version of the Children's Manifest Anxiety Scale. *Journal of Abnormal Child Psychology, 5*, 237–249.
- Rhemtulla, M., Brosseau-Liard, P., & Savalei, V. (2012). When Can Categorical Variables Be Treated as Continuous? A Comparison of Robust Continuous and Categorical SEM Estimation Methods Under Suboptimal Conditions. *Psychological methods, 17*, 354–373.
- Rhodes, M. G. (2019). Metacognition. *Teaching of Psychology, 46*(2), 168–175.
- * Roussis, P., & Wells, A. (2005). Post-traumatic stress symptoms: Tests of relationships with thought control strategies and beliefs as predicted by the metacognitive model. *Personality and Individual Differences, 40*, 111–122.
- * Sanavio, E. (1998). Obsessions and compulsions: The Padua inventory. *Behaviour Research and Therapy, 26*, 169–177.
- Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H., & Müller, H. (2003). Evaluating the Fit of Structural Equation Models: Tests of Significance and Descriptive Goodness-of-Fit Measures. *Methods of Psychological Research, 8*, 23–74.
- Schneider, W. (2008). The Development of Metacognitive Knowledge in Children and Adolescents: Major Trends and Implications for Education. *Mind, Brain, and Education, 2*(3), 114–121.
- Smith, K. E., & Hudson, J. L. (2013). Metacognitive beliefs and processes in clinical anxiety in children. *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology, 42*(5), 590–602.

- Spada, M. M., Mohiyeddini, C., & Wells, A. (2008). Measuring metacognitions associated with emotional distress: Factor structure and predictive validity of the metacognitions questionnaire 30. *Personality and Individual Differences, 45*(3), 238–242.
- Spada, M. M., Nikčević, A. V., Moneta, G. B., & Wells, A. (2008). Metacognition, perceived stress, and negative emotion. *Personality and Individual Differences, 44*(5), 1172–1181.
- Spence, S. H. (1997). Structure of anxiety symptoms among children: A confirmatory factor-analytic study. *Journal of Abnormal Psychology, 106*, 280–297.
- * Spielberger, C.D., Gorsuch, R.L., & Lushene, R.E. (1970). *Manual for the State-Trait Anxiety Inventory*. Palo Alto CA: Consulting Psychologists Press.
- * Spielberger, C. D., Gorsuch, R. L., Lushene, R., Vagg, P. R., & Jacobs, G. A. (1983). *Manual for the state-trait anxiety inventory*. Palo Alto, CA: Consulting Psychology Press.
- Stevanovic, D., Lalic, B., Batinic, J., Damjanović, R., & Jović, V. (2016). Metacognitions questionnaire for children: Development and validation of the Serbian version. *Journal of Evidence-Based Psychotherapies, 16*, 135–151.
- * Tosun, A. & Irak, M. (2008). Adaptation, validity, and reliability of the Metacognitions Questionnaire-30 for the Turkish population, and its relationship to anxiety and obsessive-compulsive symptoms. *Turkish Journal of Psychiatry, 19*, 1-12.
- Typaldou, M., Nidos, A., Roxanis, I., Dokianaki, F., Vaidakis, N., & Papadimitriou, G. (2010). Psychometric properties of the Metacognitions Questionnaire-30 (MCQ-30) in a Greek sample. *Annals of General Psychiatry, 9*(Suppl 1), S103.
- Vieno A, Santinello M, Lenzi M, Baldassari D, & Mirandola M. (2009). Health status in immigrants and native early adolescents in Italy. *Journal of Community Health, 34*(3), 181–187.
- * Wegner, D. M., Schneider, D. J., Carter, S. R., & White, T. L. (1987). Paradoxical effects of thought suppression. *Journal of Personality and Social Psychology, 53*, 5-13

- * Wells, A. (1994). A multi dimensional measure of worry: Development and preliminary validation of the anxious thoughts inventory. *Anxiety, Stress and Coping*, 6, 289-299.
- * Wells, A. (1995). Meta-cognition and worry: A cognitive model of generalized anxiety disorder. *Behavioural and Cognitive Psychotherapy*, 23, 301–320.
- * Wells, A. (1997). *Cognitive therapy of anxiety disorders: A practice manual and conceptual guide* (pp. 236–264). Chichester: Wiley.
- Wells, A. (1999). A metacognitive model and therapy for generalized anxiety disorder. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 6(2), 86–95.
- * Wells, A. (2000). *Emotional disorders and metacognition: Innovative cognitive therapy* (pp. 179–199). Chichester: Wiley
- Wells, A. (2007). Cognition about cognition: Metacognitive therapy and change in generalized anxiety disorder and social phobia. *Cognitive and Behavioral Practice*, 14(1), 18–25.
- Wells, A., & Carter, K. (1999). Preliminary tests of a cognitive model of generalized anxiety disorder. *Behaviour Research and Therapy*, 37(6), 585–594.
- Wells, A., & Carter, K. (2001). Further tests of a cognitive model of generalized anxiety disorder: Metacognitions and worry in GAD, panic disorder, social phobia, depression, and nonpatients. *Behavior Therapy*, 32(1), 85–102.
- Wells, A., & Cartwright-Hatton, S. (2004). A short form of the metacognitions questionnaire: Properties of the MCQ-30. *Behaviour Research and Therapy*, 42(4), 385–396.
- * Wells, A., & Matthews, G. (1984). *Attention and emotion: a clinical perspective*. Hillsdale, N J: Lawrence Erlbaum Associates
- Wells, A., & Matthews, G. (1996). Modelling cognition in emotional disorder: The S-REF model. *Behaviour Research and Therapy*, 34(11), 881–888.
- Wells, A., & Papageorgiou, C. (1998). Relationships between worry, obsessive-compulsive symptoms and meta-cognitive beliefs. *Behaviour Research and Therapy*, 36(9), 899–913.

- * Wells, A., Sembi S. (2004a) Metacognitive therapy for PTSD: a preliminary investigation of a new brief treatment. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 35, 307–18.
 - * Wells, A., Sembi S. (2004b) Metacognitive therapy for PTSD: a core treatment manual. *Cognitive and Behavioral Practice*, 11, 365–77
 - * Wells, A., Welford, M., Fraser, J., King, P., Mendel, E., Wisely, J., Knight, A., Rees, D. (2008) Chronic PTSD treated with metacognitive therapy: an open trial. *Cognitive and Behavioral Practice*, 15, 85–92
- White, J. A., & Hudson, J. L. (2016). The Metacognitive Model of Anxiety in Children: Towards a Reliable and Valid Measure. *Cognitive Therapy and Research*, 40(1), 92–106.
- Yılmaz, A. E., Gençöz, T., & Wells, A. (2011). The temporal precedence of metacognition in the development of anxiety and depression symptoms in the context of life-stress: A prospective study. *Journal of Anxiety Disorders*, 25(3), 389–396.
- * Zigmond, A. S., & Snaith, R. P. (1983). The hospital anxiety and depression scale. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 67, 361–370.

* = opere non consultate direttamente

SITOGRAFIA

* European Federation of Psychological Association (2013). *EFPA Review Model for The Description and Evaluation of Psychological Tests: Test Review, Form and Notes* (v 4.2.6). Available online at: www.efpa.eu

Flesch Reading Ease and the Flesch Kincaid Grade Level. (s.d.). Readable. Recuperato 14 agosto 2022, da <https://readable.com/readability/flesch-reading-ease-flesch-kincaid-grade-level/>

* = sito non consultato direttamente

APPENDICE A

Librerie

```
library(psych)  
library(polycor)  
library(devtools)
```

Analisi descrittive item

```
describe(ddef[,10:33 ])
```

##	vars	n	mean	sd	median	trimmed	mad	min	max	range	skew	kurtosis	se
## meta1	1	347	2.71	1.01	3	2.76	1.48	1	4	3	-0.31	-1.00	0.05
## meta2	2	342	2.41	1.04	2	2.39	1.48	1	4	3	0.03	-1.19	0.06
## meta3	3	345	2.79	0.92	3	2.86	1.48	1	4	3	-0.37	-0.67	0.05
## meta4	4	344	2.45	1.06	3	2.44	1.48	1	4	3	-0.03	-1.24	0.06
## meta5	5	344	2.49	0.96	3	2.49	1.48	1	4	3	-0.03	-0.97	0.05
## meta6	6	343	2.31	0.94	2	2.27	1.48	1	4	3	0.15	-0.91	0.05
## meta7	7	345	2.62	1.04	3	2.65	1.48	1	4	3	-0.16	-1.14	0.06
## meta8	8	335	2.48	0.92	2	2.48	1.48	1	4	3	0.02	-0.82	0.05
## meta9	9	345	2.05	1.05	2	1.94	1.48	1	4	3	0.48	-1.09	0.06
## meta10	10	344	2.65	1.01	3	2.68	1.48	1	4	3	-0.14	-1.08	0.05
## meta11	11	343	2.07	0.95	2	2.00	1.48	1	4	3	0.37	-0.97	0.05
## meta12	12	346	2.78	0.91	3	2.84	1.48	1	4	3	-0.29	-0.73	0.05
## meta13	13	346	2.18	1.07	2	2.10	1.48	1	4	3	0.35	-1.18	0.06
## meta14	14	345	2.77	0.90	3	2.81	1.48	1	4	3	-0.20	-0.79	0.05
## meta15	15	343	2.71	0.92	3	2.77	1.48	1	4	3	-0.18	-0.83	0.05
## meta16	16	344	1.59	0.91	1	1.42	0.00	1	4	3	1.34	0.58	0.05
## meta17	17	346	2.26	0.99	2	2.20	1.48	1	4	3	0.26	-1.01	0.05
## meta18	18	345	2.46	1.02	2	2.45	1.48	1	4	3	0.09	-1.11	0.05
## meta19	19	346	1.90	0.94	2	1.79	1.48	1	4	3	0.65	-0.70	0.05
## meta20	20	344	1.81	0.98	1	1.67	0.00	1	4	3	0.85	-0.52	0.05
## meta21	21	344	2.37	1.03	2	2.34	1.48	1	4	3	0.15	-1.14	0.06
## meta22	22	341	2.26	1.04	2	2.21	1.48	1	4	3	0.21	-1.17	0.06
## meta23	23	348	2.13	1.06	2	2.04	1.48	1	4	3	0.50	-1.01	0.06
## meta24	24	345	2.72	0.95	3	2.78	1.48	1	4	3	-0.25	-0.88	0.05

Analisi Fattoriale Esplorativa

Matrice di correlazione policorica

```
poli_cor <- hetcor(d_efa, ML=FALSE) # polychoric corr matrix
```

Sulla base della letteratura e tenendo conto dello strumento originale, sono state eseguite una serie di analisi fattoriali esplorative, considerando da 1 a 4 fattori

```
efa_1_1 <- fa(r=poli_cor$correlations, nfactores=1, n.obs=349, rotate="oblimin")
efa_1_2 <- fa(r=poli_cor$correlations, nfactores=2, n.obs=349, rotate="oblimin")
efa_1_3 <- fa(r=poli_cor$correlations, nfactores=3, n.obs=349, rotate="oblimin")
efa_1_4 <- fa(r=poli_cor$correlations, nfactores=4, n.obs=349, rotate="oblimin")
```

Risultati: M1 – Un fattore

```
print(efa_1_1, sort=TRUE, cutoff = 0.3)

## Factor Analysis using method = minres
## Call: fa(r = poli_cor$correlations, nfactores = 1, n.obs = 349, rotate = "oblimin")
## Standardized loadings (pattern matrix) based upon correlation matrix
##          V MR1      h2      u2 com
## meta18 18 0.59 0.3481 0.65  1
## meta10 10 0.57 0.3206 0.68  1
## meta23 23 0.54 0.2888 0.71  1
## meta9   9 0.49 0.2434 0.76  1
## meta24 24 0.48 0.2267 0.77  1
## meta22 22 0.47 0.2239 0.78  1
## meta19 19 0.45 0.2069 0.79  1
## meta20 20 0.44 0.1955 0.80  1
## meta8   8 0.42 0.1760 0.82  1
## meta7   7 0.42 0.1724 0.83  1
## meta17 17 0.41 0.1659 0.83  1
## meta13 13 0.39 0.1531 0.85  1
## meta5   5 0.38 0.1476 0.85  1
## meta1   1 0.37 0.1406 0.86  1
## meta4   4 0.37 0.1378 0.86  1
## meta12 12 0.34 0.1149 0.89  1
## meta14 14 0.33 0.1114 0.89  1
## meta6   6 0.33 0.1074 0.89  1
## meta11 11 0.33 0.1059 0.89  1
## meta16 16 0.32 0.1042 0.90  1
## meta21 21 0.31 0.0967 0.90  1
## meta15 15 0.28 0.0764 0.92  1
## meta3   3 0.19 0.0362 0.96  1
## meta2   2 0.08 0.0066 0.99  1
##
##              MR1
## SS loadings  3.91
## Proportion Var 0.16
##
## Mean item complexity = 1
## Test of the hypothesis that 1 factor is sufficient.
##
## The degrees of freedom for the null model are 276 and the objective function was 4.83
## 0.3 with Chi Square of 1639
## The degrees of freedom for the model are 252 and the objective function was 2.23
## 0.3
## The root mean square of the residuals (RMSR) is 0.08
## The df corrected root mean square of the residuals is 0.09
## 0.3
## The harmonic number of observations is 349 with the empirical chi square 1303 with pr
## ob < 4.6e-141
```

```

## 0.3The total number of observations was 349 with Likelihood Chi Square = 755 with p
rob < 1e-51
## 0.3
## Tucker Lewis Index of factoring reliability = 0.595
## RMSEA index = 0.076 and the 90 % confidence intervals are 0.07 0.082 0.3
## BIC = -720
## Fit based upon off diagonal values = 0.79
## Measures of factor score adequacy
##
## Correlation of (regression) scores with factors MR1 0.91
## Multiple R square of scores with factors 0.83
## Minimum correlation of possible factor scores 0.66

```

Risultati: M2 – Due fattori

```

print(efa_1_2,sort=TRUE,cutoff = 0.3)

## Factor Analysis using method = minres
## Call: fa(r = poli_cor$correlations, nfactors = 2, n.obs = 349, rotate = "oblimin")
## Standardized loadings (pattern matrix) based upon correlation matrix
##      item  MR1  MR2  h2  u2 com
## meta7    7  0.64 -0.14 0.365 0.63 1.1
## meta20   20  0.53  0.00 0.283 0.72 1.0
## meta9    9  0.48  0.11 0.281 0.72 1.1
## meta12   12  0.47 -0.07 0.205 0.79 1.0
## meta1    1  0.44  0.01 0.193 0.81 1.0
## meta5    5  0.43  0.03 0.193 0.81 1.0
## meta16   16  0.40 -0.02 0.154 0.85 1.0
## meta24   24  0.37  0.21 0.227 0.77 1.6
## meta15   15  0.36 -0.03 0.121 0.88 1.0
## meta14   14  0.36  0.04 0.139 0.86 1.0
## meta10   10  0.35  0.34 0.315 0.68 2.0
## meta23   23  0.34  0.31 0.284 0.72 2.0
## meta3    3  0.21  0.01 0.047 0.95 1.0
## meta13   13 -0.11  0.64 0.377 0.62 1.1
## meta17   17 -0.04  0.58 0.318 0.68 1.0
## meta22   22  0.06  0.54 0.324 0.68 1.0
## meta4    4 -0.04  0.53 0.268 0.73 1.0
## meta19   19  0.09  0.49 0.278 0.72 1.1
## meta18   18  0.36  0.36 0.342 0.66 2.0
## meta2    2 -0.18  0.30 0.086 0.91 1.6
## meta8    8  0.21  0.30 0.178 0.82 1.8
## meta11   11  0.12  0.29 0.118 0.88 1.3
## meta21   21  0.13  0.26 0.104 0.90 1.4
## meta6    6  0.17  0.23 0.109 0.89 1.9
##
##
##      MR1  MR2
## SS loadings      2.80 2.51
## Proportion Var    0.12 0.10
## Cumulative Var    0.12 0.22
## Proportion Explained 0.53 0.47
## Cumulative Proportion 0.53 1.00
##
## With factor correlations of
##      MR1  MR2
## MR1 1.00 0.34
## MR2 0.34 1.00
##
## Mean item complexity = 1.3
## Test of the hypothesis that 2 factors are sufficient.
##
## The degrees of freedom for the null model are 276 and the objective function was 4.83
## 0.3 with Chi Square of 1639
## The degrees of freedom for the model are 229 and the objective function was 1.56
## 0.3

```

```

## The root mean square of the residuals (RMSR) is 0.06
## The df corrected root mean square of the residuals is 0.07
## 0.3
## The harmonic number of observations is 349 with the empirical chi square 724 with prob < 9.6e-53
## 0.3The total number of observations was 349 with Likelihood Chi Square = 528 with prob < 1.1e-25
## 0.3
## Tucker Lewis Index of factoring reliability = 0.734
## RMSEA index = 0.061 and the 90 % confidence intervals are 0.054 0.068 0.3
## BIC = -813
## Fit based upon off diagonal values = 0.89
## Measures of factor score adequacy
##
## Correlation of (regression) scores with factors MR1 MR2
## Multiple R square of scores with factors 0.89 0.88
## Minimum correlation of possible factor scores 0.79 0.78
## 0.57 0.55

```

Risultati: M3 – Tre fattori

```

print(efa_1_3,sort=TRUE,cutoff = 0.3)

## Factor Analysis using method = minres
## Call: fa(r = poli_cor$correlations, nfactors = 3, n.obs = 349, rotate = "oblimin")
## Standardized loadings (pattern matrix) based upon correlation matrix
##      item  MR2  MR1  MR3  h2  u2 com
## meta13  13  0.64 -0.12  0.00 0.38 0.62 1.1
## meta17  17  0.58  0.03 -0.10 0.33 0.67 1.1
## meta22  22  0.54 -0.01  0.10 0.33 0.67 1.1
## meta4    4  0.53 -0.07  0.02 0.27 0.73 1.0
## meta19  19  0.50  0.12 -0.03 0.28 0.72 1.1
## meta18  18  0.37  0.29  0.12 0.34 0.66 2.1
## meta10  10  0.35  0.24  0.18 0.31 0.69 2.3
## meta8    8  0.31  0.17  0.08 0.18 0.82 1.7
## meta2    2  0.30 -0.24  0.04 0.11 0.89 2.0
## meta11  11  0.29  0.17 -0.06 0.13 0.87 1.7
## meta21  21  0.27  0.05  0.10 0.11 0.89 1.4
## meta6    6  0.24  0.24 -0.06 0.13 0.87 2.1
## meta20  20 -0.01  0.69 -0.06 0.45 0.55 1.0
## meta16  16 -0.02  0.56 -0.11 0.28 0.72 1.1
## meta9    9  0.12  0.54  0.02 0.35 0.65 1.1
## meta7    7 -0.11  0.52  0.23 0.35 0.65 1.5
## meta23  23  0.32  0.35  0.04 0.30 0.70 2.0
## meta1    1  0.03  0.30  0.22 0.18 0.82 1.9
## meta15  15 -0.06 -0.05  0.64 0.38 0.62 1.0
## meta14  14  0.03 -0.05  0.62 0.38 0.62 1.0
## meta24  24  0.22  0.07  0.43 0.31 0.69 1.5
## meta5    5  0.04  0.17  0.40 0.24 0.76 1.4
## meta3    3  0.01 -0.02  0.34 0.11 0.89 1.0
## meta12  12 -0.06  0.28  0.29 0.20 0.80 2.1
##
##
##      MR2  MR1  MR3
## SS loadings      2.56 2.20 1.67
## Proportion Var    0.11 0.09 0.07
## Cumulative Var    0.11 0.20 0.27
## Proportion Explained 0.40 0.34 0.26
## Cumulative Proportion 0.40 0.74 1.00
##
## With factor correlations of
##      MR2  MR1  MR3
## MR2 1.00 0.29 0.24
## MR1 0.29 1.00 0.29
## MR3 0.24 0.29 1.00
##
## Mean item complexity = 1.5

```

```

## Test of the hypothesis that 3 factors are sufficient.
##
## The degrees of freedom for the null model are 276 and the objective function was 4.83
## 0.3 with Chi Square of 1639
## The degrees of freedom for the model are 207 and the objective function was 1.1
## 0.3
## The root mean square of the residuals (RMSR) is 0.05
## The df corrected root mean square of the residuals is 0.05
## 0.3
## The harmonic number of observations is 349 with the empirical chi square 400 with prob
## < 2e-14
## 0.3The total number of observations was 349 with Likelihood Chi Square = 371 with prob
## < 2.1e-11
## 0.3
## Tucker Lewis Index of factoring reliability = 0.839
## RMSEA index = 0.048 and the 90 % confidence intervals are 0.04 0.055 0.3
## BIC = -841
## Fit based upon off diagonal values = 0.94
## Measures of factor score adequacy
##
## Correlation of (regression) scores with factors MR2 MR1 MR3
## Multiple R square of scores with factors 0.88 0.87 0.84
## Minimum correlation of possible factor scores 0.78 0.76 0.71
## Minimum correlation of possible factor scores 0.56 0.52 0.41

```

Risultati: M4 – Quattro fattori

```

print(efa_1_4, sort=TRUE, cutoff = 0.3)

## Factor Analysis using method = minres
## Call: fa(r = poli_cor$correlations, nfactors = 4, n.obs = 349, rotate = "oblimin")
## Standardized loadings (pattern matrix) based upon correlation matrix
##
##      item  MR2  MR4  MR1  MR3  h2  u2  com
## meta13  13  0.62 -0.05  0.00  0.03  0.39  0.61  1.0
## meta22  22  0.58  0.10 -0.07  0.16  0.39  0.61  1.3
## meta17  17  0.52  0.02  0.12 -0.11  0.32  0.68  1.2
## meta4   4  0.51 -0.02  0.03  0.03  0.27  0.73  1.0
## meta19  19  0.46  0.13  0.09 -0.03  0.29  0.71  1.2
## meta2   2  0.27 -0.25  0.08  0.01  0.11  0.89  2.2
## meta11  11  0.23  0.11  0.18 -0.10  0.14  0.86  2.8
## meta20  20 -0.02  0.71  0.01 -0.02  0.50  0.50  1.0
## meta9   9  0.12  0.60 -0.03  0.07  0.41  0.59  1.1
## meta16  16 -0.03  0.57  0.00 -0.08  0.30  0.70  1.0
## meta23  23  0.28  0.35  0.10  0.04  0.31  0.69  2.1
## meta7   7 -0.20  0.34  0.33  0.14  0.36  0.64  2.9
## meta6   6  0.19  0.20  0.12 -0.07  0.13  0.87  3.0
## meta18  18  0.22  0.06  0.53 -0.04  0.42  0.58  1.4
## meta1   1 -0.13  0.04  0.52  0.06  0.28  0.72  1.2
## meta12  12 -0.16  0.08  0.40  0.18  0.24  0.76  1.9
## meta8   8  0.19 -0.01  0.39 -0.04  0.23  0.77  1.5
## meta10  10  0.24  0.09  0.36  0.08  0.33  0.67  2.0
## meta21  21  0.16 -0.11  0.35 -0.01  0.15  0.85  1.6
## meta15  15  0.00  0.01 -0.08  0.73  0.50  0.50  1.0
## meta14  14  0.03 -0.06  0.11  0.58  0.37  0.63  1.1
## meta24  24  0.17  0.00  0.24  0.36  0.30  0.70  2.2
## meta3   3  0.03 -0.01  0.02  0.33  0.12  0.88  1.0
## meta5   5 -0.01  0.08  0.22  0.33  0.23  0.77  1.9
##
##
##      MR2  MR4  MR1  MR3
## SS loadings 2.16 1.78 1.75 1.43
## Proportion Var 0.09 0.07 0.07 0.06
## Cumulative Var 0.09 0.16 0.24 0.30
## Proportion Explained 0.30 0.25 0.25 0.20
## Cumulative Proportion 0.30 0.55 0.80 1.00
##
## With factor correlations of

```

```

##      MR2 MR4 MR1 MR3
## MR2 1.00 0.20 0.32 0.14
## MR4 0.20 1.00 0.45 0.22
## MR1 0.32 0.45 1.00 0.29
## MR3 0.14 0.22 0.29 1.00
##
## Mean item complexity = 1.6
## Test of the hypothesis that 4 factors are sufficient.
##
## The degrees of freedom for the null model are 276 and the objective function was 4.83
0.3 with Chi Square of 1639
## The degrees of freedom for the model are 186 and the objective function was 0.89
## 0.3
## The root mean square of the residuals (RMSR) is 0.04
## The df corrected root mean square of the residuals is 0.05
## 0.3
## The harmonic number of observations is 349 with the empirical chi square 296 with pro
b < 5.5e-07
## 0.3The total number of observations was 349 with Likelihood Chi Square = 298 with p
rob < 3.4e-07
## 0.3
## Tucker Lewis Index of factoring reliability = 0.877
## RMSEA index = 0.041 and the 90 % confidence intervals are 0.033 0.05 0.3
## BIC = -791
## Fit based upon off diagonal values = 0.95
## Measures of factor score adequacy
##
## Correlation of (regression) scores with factors      MR2 MR4 MR1 MR3
## Multiple R square of scores with factors            0.87 0.87 0.84 0.84
## Minimum correlation of possible factor scores        0.75 0.75 0.71 0.70
## Minimum correlation of possible factor scores        0.51 0.50 0.42 0.40

```

Consistenza interna

```

#####
NEG=ddef[,c("meta4","meta13","meta17","meta19","meta22")]
polychoric(NEG) #fornisce la matrice di correlazione policorica

## Call: polychoric(x = NEG)
## Polychoric correlations
##      meta4 met13 met17 met19 met22
## meta4 1.00
## meta13 0.48 1.00
## meta17 0.29 0.42 1.00
## meta19 0.20 0.36 0.40 1.00
## meta22 0.38 0.39 0.34 0.40 1.00
##
## with tau of
##      1      2      3
## meta4 -0.67 -0.036 0.89
## meta13 -0.38 0.286 1.07
## meta17 -0.63 0.264 1.13
## meta19 -0.16 0.608 1.53
## meta22 -0.53 0.196 1.08

ex_neg<-polychoric(NEG)
ex_neg

## Call: polychoric(x = NEG)
## Polychoric correlations
##      meta4 met13 met17 met19 met22
## meta4 1.00
## meta13 0.48 1.00
## meta17 0.29 0.42 1.00
## meta19 0.20 0.36 0.40 1.00

```

```

## meta22 0.38 0.39 0.34 0.40 1.00
##
## with tau of
##      1      2      3
## meta4 -0.67 -0.036 0.89
## meta13 -0.38 0.286 1.07
## meta17 -0.63 0.264 1.13
## meta19 -0.16 0.608 1.53
## meta22 -0.53 0.196 1.08

alpha(ex_neg$rho)

##
## Reliability analysis
## Call: alpha(x = ex_neg$rho)
##
##      raw_alpha std.alpha G6(smc) average_r S/N median_r
##      0.74      0.74      0.71      0.37 2.9      0.39
##
##      95% confidence boundaries
##      lower alpha upper
## Feldt 0.04 0.74 0.97
##
## Reliability if an item is dropped:
##      raw_alpha std.alpha G6(smc) average_r S/N var.r med.r
## meta4      0.72      0.72      0.66      0.39 2.5 0.00087 0.39
## meta13      0.67      0.67      0.61      0.34 2.0 0.00581 0.36
## meta17      0.70      0.70      0.65      0.37 2.3 0.00836 0.39
## meta19      0.72      0.72      0.66      0.39 2.5 0.00423 0.39
## meta22      0.69      0.69      0.65      0.36 2.2 0.00987 0.38
##
## Item statistics
##      r r.cor r.drop
## meta4 0.67 0.55 0.46
## meta13 0.76 0.68 0.58
## meta17 0.70 0.58 0.50
## meta19 0.67 0.54 0.46
## meta22 0.71 0.61 0.52

POS=ddef[,c("meta7", "meta9", "meta16", "meta20")]
polychoric(POS) #fornisce la matrice di correlazione policorica

## Call: polychoric(x = POS)
## Polychoric correlations
##      meta7 meta9 met16 met20
## meta7 1.00
## meta9 0.34 1.00
## meta16 0.27 0.46 1.00
## meta20 0.44 0.48 0.56 1.00
##
## with tau of
##      1      2      3
## meta7 -0.928 -0.15 0.7
## meta9 -0.223 0.38 1.2
## meta16 0.373 0.91 1.6
## meta20 0.036 0.67 1.5

ex_pos<-polychoric(POS)
ex_pos

## Call: polychoric(x = POS)
## Polychoric correlations
##      meta7 meta9 met16 met20
## meta7 1.00
## meta9 0.34 1.00

```

```
## meta16 0.27 0.46 1.00
## meta20 0.44 0.48 0.56 1.00
##
## with tau of
##      1      2      3
## meta7 -0.928 -0.15 0.7
## meta9 -0.223 0.38 1.2
## meta16 0.373 0.91 1.6
## meta20 0.036 0.67 1.5
```

alpha(ex_pos\$rho)

```
##
## Reliability analysis
## Call: alpha(x = ex_pos$rho)
##
## raw_alpha std.alpha G6(smc) average_r S/N median_r
##      0.75      0.75      0.71      0.42      3      0.45
##
## 95% confidence boundaries
## lower alpha upper
## Feldt 0.28 0.75 0.98
##
## Reliability if an item is dropped:
## raw_alpha std.alpha G6(smc) average_r S/N var.r med.r
## meta7      0.75      0.75      0.67      0.50 3.0 0.0028 0.48
## meta9      0.69      0.69      0.62      0.42 2.2 0.0217 0.44
## meta16     0.68      0.68      0.60      0.42 2.2 0.0049 0.44
## meta20     0.62      0.62      0.54      0.36 1.7 0.0096 0.34
##
## Item statistics
##      r r.cor r.drop
## meta7 0.68 0.50 0.43
## meta9 0.76 0.62 0.54
## meta16 0.76 0.65 0.55
## meta20 0.82 0.76 0.65
```

#glb.algebraic(ex_pos\$rho)

```
CM=ddef[,c("meta3","meta5","meta14","meta15","meta24")]
polychoric(CM) #fornisce la matrice di correlazione policorica
```

```
## Call: polychoric(x = CM)
## Polychoric correlations
##      meta3 meta5 met14 met15 met24
## meta3 1.00
## meta5 0.22 1.00
## meta14 0.19 0.29 1.00
## meta15 0.28 0.30 0.44 1.00
## meta24 0.15 0.24 0.36 0.33 1.00
##
## with tau of
##      1      2      3
## meta3 -1.27 -0.407 0.72
## meta5 -0.93 -0.015 0.99
## meta14 -1.40 -0.299 0.74
## meta15 -1.29 -0.240 0.78
## meta24 -1.18 -0.276 0.73
```

```
ex_cm<-polychoric(CM)
ex_cm
```

```
## Call: polychoric(x = CM)
## Polychoric correlations
##      meta3 meta5 met14 met15 met24
```



```

## meta3 1.00
## meta5 0.22 1.00
## meta14 0.19 0.29 1.00
## meta15 0.28 0.30 0.44 1.00
## meta24 0.15 0.24 0.36 0.33 1.00
##
## with tau of
##      1      2      3
## meta3 -1.27 -0.407 0.72
## meta5 -0.93 -0.015 0.99
## meta14 -1.40 -0.299 0.74
## meta15 -1.29 -0.240 0.78
## meta24 -1.18 -0.276 0.73

```

alpha(ex_cm\$rho)

```

##
## Reliability analysis
## Call: alpha(x = ex_cm$rho)
##
##      raw_alpha std.alpha G6(smc) average_r S/N median_r
##      0.66      0.66      0.62      0.28 1.9      0.28
##
##      95% confidence boundaries
##      lower alpha upper
## Feldt 0.27 0.66 0.96
##
## Reliability if an item is dropped:
##      raw_alpha std.alpha G6(smc) average_r S/N var.r med.r
## meta3      0.66      0.66      0.60      0.33 1.9 0.0044 0.31
## meta5      0.62      0.62      0.57      0.29 1.6 0.0116 0.30
## meta14     0.57      0.57      0.51      0.25 1.3 0.0041 0.26
## meta15     0.56      0.56      0.50      0.24 1.3 0.0058 0.23
## meta24     0.62      0.62      0.56      0.29 1.6 0.0073 0.28
##
## Item statistics
##      r r.cor r.drop
## meta3 0.56 0.36 0.30
## meta5 0.63 0.47 0.38
## meta14 0.70 0.60 0.48
## meta15 0.72 0.63 0.51
## meta24 0.64 0.49 0.39

```