

Raffaele Cioffi<sup>1</sup>, Marco Guicciardi<sup>2</sup>, Massimiliano Pastore<sup>3</sup>, Giulio Vidotto<sup>4</sup>

## Una revisione critica dell'Adattamento Italiano della Children's Depression Scale

<sup>1</sup> Dipartimento di Scienze Biomediche, Università degli Studi "G. d'Annunzio" di Chieti-Pescara

<sup>2</sup> Dipartimento di Psicologia, Università di Cagliari

<sup>3</sup> Dipartimento di Psicologia dello Sviluppo e della Socializzazione, Università di Padova

<sup>4</sup> Dipartimento di Psicologia Generale, Università di Padova

**RIASSUNTO.** *Introduzione.* Nel presente lavoro abbiamo esaminato la struttura fattoriale della versione italiana della Children's Depression Scale (CDS). *Metodi.* Sono state analizzate le risposte al questionario di 592 soggetti (9-16 anni) e confrontate una soluzione a due fattori e una a tre fattori in precedenza presentate in letteratura, tramite analisi fattoriale esplorativa e confermativa. Considerati i limiti riscontrati in letteratura a proposito della CDS - alti valori di consistenza interna con soluzioni fattoriali molteplici e instabili - si è ritenuto opportuno testare una soluzione che riducesse il portato di un'ipotizzabile ridondanza degli item, introducendo un modello di stima dei parametri, implicante una correlazione degli errori riferibili ad item appaiabili (ad esempio, due item di identico contenuto, inerente la figura materna l'uno e l'altro quella paterna). *Risultati.* Complessivamente i risultati avvalorano l'ipotesi di una soluzione a due fattori, con o senza l'artificio introdotto, rilevando una sostanziale disomogeneità strutturale della versione italiana della scala rispetto all'originale australiano. *Conclusioni.* Si ritiene difficile poter conciliare interamente i risultati ottenuti con la teoria di Lang e Tisher sia per come definiscono il tratto latente (cioè la depressione), sia per come lo misurano attraverso il CDS.

**Parole chiave:** misurazione, depressione infantile, psichiatria dell'adolescenza.

**ABSTRACT.** *A CRITICAL REVIEW OF ITALIAN CHILDREN'S DEPRESSION SCALE.* **Introduction.** In the present paper we investigate the factor structure of the Italian version of the Children's Depression Scales (CDS). **Methods.** We analyzed the responses at the questionnaires of 592 subjects (9-16 years old) and we studied three factor structures previous considered in literature. As a first step, we replicated an exploratory factor analyses and, then, a two and three-factor solutions analyzed by a confirmatory factorial analysis. Finally, we modified the models introducing the parameter estimation of correlation between errors when paired item were present (e.g. two similar item but one referred to mother and the other one to father). **Results** showed the two-factor model interpretation has to be preferred when we administer the CDS Italian version; indeed there are important differences in the factor structure between the Italian and the original English version. **Conclusions.** Findings should be considered for further studies on the factor structure of the CDS. Finally, it seems to us not easy to consider these results entirely coherent with Lang & Tisher theory both for how they define the latent trait (i.e. depression), and how they measure it using the CDS.

**Key words:** measurement, infant depression, adolescent psychiatry.

### Introduzione

Il recente aumento di diagnosi di disturbi bipolari in età evolutiva, riscontrato negli Stati Uniti e in Europa, ha posto in luce la scarsità di dati epidemiologici relativi all'incidenza dei disturbi dell'umore nei bambini, unitamente alla mancanza di strumenti diagnostici di comprovata attendibilità e validità (1, 2). Contrariamente ai sintomi "ester-nalizzanti" e ai comportamenti dirompenti tipici dell'*Attention Deficit Hyperactivity Disorder* (ADHD), i disagi più "internalizzanti" (3, 4), come la depressione, hanno sinora ricevuto una minore attenzione da parte dei clinici. Circa il 2% dei bambini in età scolare (fra i 6 e i 12 anni) mostrano sintomi di depressione. Con la pubertà, la percentuale di depressione aumenta a circa il 4%. Con l'adolescenza le ragazze presentano una maggior probabilità rispetto ai maschi di soffrire di depressione e questo maggior rischio persiste per il resto della vita. Tali percentuali devono far riflettere poiché secondo i dati OMS riferiti all'Europa la depressione nei bambini di età inferiore ai 14 anni è la quinta concausa di malattia ed il suicidio in età adolescenziale rappresenta la seconda causa di morte. Il DSM-IV-TR (5) classifica i disturbi depressivi all'interno dei Disturbi dell'umore e riguardo alla depressione unipolare, distingue i disturbi depressivi maggiori dai disturbi distimici e dai disturbi depressivi non altrimenti specificati.

Nel complesso i disturbi dell'umore sono connotati da tristezza e irritabilità, mancanza di energia e interessi, lamenti rispetto allo stato fisico, senso d'inutilità e di scarso valore, senso di colpa ingiustificato, agitazione o rallentamento psicomotorio, disturbi del sonno, dell'appetito e della concentrazione. Uno stile cognitivo pessimistico, uno scarso senso di controllo, una riduzione delle abilità di *problem solving* e una tendenza a utilizzare stili attributivi ostili sono state riscontrate nei giovani (6, 7, 8). Spesso nei bambini e negli adolescenti prevale l'irritabilità alla tristezza, che si associa all'eccentricità e alla compromissione delle prestazioni scolastiche e delle interazioni sociali (5).

Se in passato ci si è spesso domandati quanto i bambini più piccoli fossero capaci di sentirsi depressi, essendo il loro Super-IO ancora immaturo, le ricerche più recenti hanno ripresentato l'esistenza della depressione infantile (9, 10). In particolare, il tasso di prevalenza della depressione è stato stimato oscillare tra il .4 e il 2.5% nel caso dei

bambini e tra .4 e 8.3% negli adolescenti (11). Harrington, Rutter e Fombonne (12) hanno riscontrato un numero elevato di bambini e adolescenti depressi che hanno spesso sviluppato una comorbidità con l'ansia e con l'abuso di sostanze: nei casi di doppia diagnosi i disturbi d'ansia precedono la comparsa della depressione (9).

A fronte della rilevanza personale e sociale che tali problematiche assumono nell'infanzia e nella adolescenza, è curioso osservare che solo recentemente sono stati proposti e validati modelli di sviluppo esplicativi della depressione, mentre permangono ancora difficoltà nell'assumere a livello diagnostico una prospettiva evolutiva (13). Le caratteristiche del disturbo in rapporto all'età si sono andate chiarendo sempre più grazie agli studi longitudinali che segnalano da un lato la variabilità dei sintomi nel corso dello sviluppo e dall'altro rilevano l'alto rischio della continuità tra depressione infantile e adolescenziale verso la depressione maggiore o il disturbo bipolare in età adulta (14). Se è vero che i disturbi depressivi non necessariamente esitano verso un disturbo dell'umore propriamente detto, è altrettanto vero che una persona su tre che soffre di ciclotimia o distimia, sviluppa un episodio di maggiore gravità.

Per questi motivi è importante conoscere meglio quelle forme lievi, di depressione, con episodi intermittenti o borderline e comprendere i fattori che mediano una possibile transizione tra un quadro subsindromico e un disturbo conclamato (15). Studi prospettici condotti su bambini con disturbo distimico hanno dimostrato che essi frequentemente sperimentano episodi depressivi, alcuni dei quali evolvono in episodi ipomaniacali, maniacali o episodi misti (15).

Per gli stessi motivi ci è sembrato opportuno analizzare le proprietà metriche di uno strumento, la Children's Depression Scale (CDS) di Lang e Tisher (16) particolarmente indicato a cogliere quei tratti depressivi persistenti che possono esitare in quadri conclamati (17), oggi diagnosticati come disturbi dell'umore.

Lang e Tisher (16, 18, 19, 20), hanno considerato la depressione infantile come una risposta normale che varia per intensità e qualità con una diffusione omogenea in tutto il tessuto sociale.

Per giungere alla definizione di tratto depressivo e alla costruzione della CDS gli autori si sono basati su osservazioni empiriche e sull'esame della letteratura, stabilendo un ampio numero di item raggruppati in cluster tematici: Preoccupazione per la morte o per malattie proprie o dei familiari, pensieri di suicidio, senso di perdita, senso di tristezza e infelicità, pulsione al pianto, cattiva stima di sé, difficoltà nella gestione dell'aggressività, problemi psicosomatici, emicrania, gastrite, poca capacità di gioire, introversione patologica. Tali insiemi di item sono stati in seguito sottoposti ad alcuni neuropsichiatri infantili, unitamente ad altri desunti da scale di misurazione dell'ansia, al fine di verificare la loro validità di facciata.

Esistono tre forme dello stesso questionario. Nella *Scala per i Genitori*, le domande del test sono proposte ai genitori chiedendo loro come avrebbe risposto agli stessi quesiti il loro bambino. Nella *Scala per gli Insegnanti* le domande sono rivolte agli insegnanti che hanno un maggior contatto con il ragazzo chiedendo loro come egli avrebbe risposto, secondo la loro opinione, alle domande del test. In-

fine, nella *Scala per Bambini* gli item sono direttamente rivolti al singolo o alla classe (somministrazione collettiva).

Lo strumento composto di sessantasei item individua nel complesso due dimensioni: sintomi depressivi (D) ed esperienze piacevoli (P), misurate ciascuna rispettivamente da 48 e 18 item. Nella sua versione attuale compaiono alcuni item depressivi che non fanno riferimento ai cluster tematici sopra riportati e che vengono considerati come Miscellanea D. Lo stesso succede per altri item positivi, raggruppati come Miscellanea P, che non contribuiscono alla definizione della sotto-scala del Piacevole (16).

La scala CDS può essere utilizzata in situazione clinica e somministrata anche in gruppo. Ai rispondenti è richiesto di dare una risposta su una scala che va da 1 a 5, da sbagliato a corretto, passando per i gradi intermedi di parzialmente sbagliato, incerto e parzialmente corretto. Bassi punteggi indicano la presenza di depressione.

Gli studi di validazione sinora condotti hanno mostrato risultati contraddittori. Elevate attendibilità, calcolate principalmente con l'alfa di Cronbach si accompagnano a soluzioni fattoriali discordanti ed instabili.

Per quanto riguarda l'attendibilità, Lang e Tisher (16) hanno riportato un coefficiente alfa di Cronbach pari a .96, utilizzando tuttavia un campione composito di bambini sia frequentanti la scuola, che fuoriusciti dal circuito scolastico o inseriti in una clinica psichiatrica. Utilizzando un campione più omogeneo di studenti, Bath e Middleton (21) hanno ottenuto un coefficiente di Guttman (split-half) di .90, mentre Kazdin (22) ha riscontrato, in un campione di pazienti psichiatrici in età evolutiva, dei valori di alfa pari a .94 e .85, rispettivamente per i punteggi della depressione e del piacere e coefficienti di Spearman-Brown pari rispettivamente a .90 e .79. Tonkin e Hudson (23) hanno riportato un alfa di Cronbach pari a .92 e un coefficiente di correlazione test-retest pari a .74, a distanza di circa due settimane in un campione in ragazzi (9-13 anni) emigrati in Australia. Rotundo e Hensley (24) hanno riferito un alfa di .97 per il punteggio alla scala di depressione per bambini e di .96 per la versione adattata ai genitori. Kazdin (22) ha osservato un risultato simile su soggetti psichiatrici: nel gruppo dei ragazzi un valore di alfa pari .94 nella depressione e un valore di .85 nella scala del piacere; nel gruppo dei genitori un valore di .92 nella scala depressiva e di .84 in quella del piacere. Knight, Hensley e Waters (25) hanno riportato a livello dei bambini un valore di .94 per la scala di depressione e un valore di .82 per quella del piacere; mentre relativamente ai genitori hanno riscontrato dei valori rispettivamente pari a .95 e .82. Knight et al. (25) hanno somministrato la scala CDS ed il Children's Depression Inventory di Kovacs (26) dimostrando una migliore consistenza interna della CDS. Sebbene gli alti valori dei coefficienti lascino ben sperare in merito all'attendibilità della scala, non bisogna dimenticare che alti valori possono anche essere segno di un'elevata ridondanza degli item.

Per quanto riguarda la validità discriminante Lang e Tisher (16) hanno riferito che la scala discrimina tra gruppi di giovani normali e depressi, mentre a livello concorrente Kazdin (22) ha riscontrato elevati livelli di correlazione positiva con il Children's Depression Inventory

(26), il Bellevue Index of Depression (27) e la Hopelessness Scale for Children (28).

Per quanto riguarda la validità di costruito permangono sostanziali differenze tra gli autori, in merito al numero e al tipo di dimensioni latenti identificabili. Un'analisi condotta da Lang e Tisher, (16) ha portato a identificare un unico fattore generale di Depressione, composto di 56 item con saturazioni superiori a .4 e capace di spiegare il 32% della varianza dei punteggi.

Bath e Middleton (21) sono giunti successivamente ad identificare una soluzione a 9 fattori, con i primi due sovrapponibili alla suddivisione originaria proposta da Lang e Tisher, in componente depressiva e del piacere. Una successiva analisi ha tuttavia portato gli autori a ridimensionare il peso delle sottoscale, favorendo la misura generale di depressione, corrispondente alla prima dimensione estratta. Rotundo e Hensley (24) hanno ottenuto una struttura fattoriale formata da 13 dimensioni non sovrapponibili ai cluster originali, ma alla fine propendono per un unico fattore di depressione essendo la maggior parte delle altre dimensioni individuate composte da un unico item. Costello e Angold (29), ritenendo la CDS uno strumento più complesso di una "symptom checklist", hanno suggerito una soluzione a più fattori correlati.

In conformità a questi risultati gli stessi Tisher, Lang-Takac e Lang (30) hanno sostenuto la necessità di una revisione della scala, anche al fine di renderla compatibile con i sistemi di classificazione in uso (DSM-III). Gli autori stessi hanno pertanto ipotizzato una struttura fattoriale, composta da 4 dimensioni latenti. Analoga soluzione è stata in seguito prospettata da Patton e Burnett (31), che hanno anche proposto una rivisitazione della scala, composta da 19 item la Children's Depression Scale- Revised (CDS-R), le cui dimensioni hanno mostrato interessanti sovrapposizioni con quelle identificate da Beck et al. (6).

In Italia la scala originaria è stata tradotta e adattata da Gori Savellini e Morino Abbele (32), che utilizzando una versione con cinquantacinque item hanno ipotizzato la presenza di due fattori latenti: *Inadeguatezza* e *Senso di Colpa*. Entrambe le dimensioni hanno mostrato una buona consistenza interna (alfa di Cronbach pari a .91 per il senso di inadeguatezza e .88 per il senso di colpa 0.88), così come la scala totale (alfa di Cronbach = .93)

L'*Inadeguatezza* tenderebbe a far sentire il ragazzo come poco utile per gli altri: ciò creerebbe un'eccessiva dipendenza, una scarsa autostima e, di conseguenza, una forte sensazione di abbandono. Il senso d'inutilità e d'impotenza nel prendere decisioni originerebbero una certa difficoltà nel comunicare agli altri (genitori, insegnanti, amici) la sensazione di deficit relazionale. Ciò avverrebbe sia per un'effettiva incapacità a esprimersi da parte del soggetto, sia perché gli altri non riuscirebbero a capirlo. La sensazione di *Inadeguatezza* genera in alcuni ragazzi una visione pessimistica della realtà, un pessimismo verso il quotidiano che, col tempo, porta verso l'insoddisfazione. Quest'ultima darebbe vita a condotte autopunitive dovute dai sensi di colpa per una situazione di cui sembra il bambino l'unico responsabile. Il sentirsi solo, o ancor di più il ritrovarsi solo, è una risposta al disagio che sta av-

vertendo: ciò porta il soggetto a reputare la casa come unico ambiente in cui ci si possa sentire protetti e trovarvi conforto (a casa però non trova la risposta al suo malessere e ciò aggrava maggiormente quel senso di solitudine che fino allora sembrava sostenuto dalle figure genitoriali). La sensazione di disagio familiare si riversa anche nelle relazioni scolastiche, con gli amici (disagio sociale) e, di conseguenza, è introiettato all'interno del Sé, portando a una scarsa accettazione: si assiste a una sorta di generalizzazione patologica che giunge a non permettere un minimo di auto accettazione. In alcuni casi, fortunatamente rari, il senso d'impotenza suscita nel ragazzo la sensazione di essere aggredito dall'interno e, come se impossibilitato da una forza misteriosa, non è in grado di districarsi.

Col *Senso di Colpa* emerge principalmente il timore di deludere la famiglia (le figure genitoriali in particolare), l'incapacità affettiva, la paura di non gratificare i genitori. Agli occhi del ragazzo le esigenze parentali appaiono eccessivamente onerose: tutto ciò lo induce a pensare di ricevere punizioni esagerate da parte dei genitori stessi. La paura di non poter soddisfare le esigenze parentali, una visione eccessivamente pessimista delle sue azioni, porta il ragazzo a pensare che i genitori ne possano soffrire fino ad ammalarsi e che la causa principale delle loro sofferenze andrebbe ricercata nella sua incapacità di dare amore. È da questo tormento che nasce l'esigenza di essere punito, quasi per espiare le colpe che si sente dentro.

Cioffi (33) ha proposto un modello alternativo a tre fattori correlati in cui ai due fattori originari (*Inadeguatezza* e *Senso di Colpa*), riformulati nella loro composizione, si aggiunge un terzo fattore denominato *Preoccupazione*. Il modello a tre fattori sarebbe secondo Cioffi preferibile in quanto: le saturazioni sono più alte, gli Alpha di Cronbach dei tre fattori sono comunque alti e inoltre le correlazioni tra i fattori, testate tramite una rotazione obliqua (Oblimin), consentirebbero una descrizione più dettagliata del fenomeno.

Nel presente lavoro, abbiamo ripreso il modello avanzato da Gori Savellini e Morino Abbele (32) e abbiamo considerato le modifiche proposte da Cioffi (33) in merito alle dimensioni soggiacenti, sottoponendo entrambi i modelli ad analisi fattoriale di tipo esplorativo e confermativo. In seguito tramite i sistemi di equazioni strutturali abbiamo testato un modello che ha ipotizzato una correlazione tra gli errori associati agli item concettualmente appaiabili (34).

---

## Metodo

### Partecipanti

Il campione utilizzato è composto da 592 studenti estratti casualmente (pareggiati per le variabili genere ed età) in alcune scuole della provincia di Pesaro e Urbino con età compresa fra i 9 ed i 16 anni (vedi tab. I). Prima di iniziare la ricerca sono stati contattati i presidi delle scuole facendo loro esplicita richiesta di poter somministrare la CDS agli alunni dell'Istituto da loro presieduto. Sono stati inoltre informati il corpo docente e gli alunni delle classi interessate. La compilazione è stata condotta in forma anonima e, ai fini dell'analisi, sono stati utilizzati tutti i test somministrati in quanto tutti compilati in maniera corretta.

**Tabella I. Frequenze del campione per sesso ed età**

Anni	Maschi	Femmine	Totali
9	31	39	70
10	41	53	94
11	24	36	60
12	38	27	65
13	52	47	99
14	29	35	64
15	37	30	67
16	34	39	73
Totali	286	306	592

### Strumenti

È stato utilizzato l'adattamento italiano della CDS nella versione per bambini e composto di 55 item (32). Di questi diciotto, detti di piacere, hanno soltanto valenza clinica all'interno del test e di conseguenza, come si sostiene nel manuale, nessun interesse statistico. I rimanenti item sono raggruppati, secondo la formulazione delle autrici, in due fattori: *Inadeguatezza* e *Senso di Colpa*. I ragazzi, dopo aver ricevuto le dovute spiegazioni sulle modalità di compilazione del test, rispondono dichiarando il loro accordo - disaccordo su una scala a cinque livelli. L'adattamento italiano della CDS, che non deriva da nessuna forma per adulti, è stato formulato prettamente per ragazzi e leggermente modificato nella sua struttura testuale per le figure principali che condividono la vita dei soggetti (genitori, insegnanti, educatori). Entrambe le scale dell'adattamento italiano della Children's Depression Scale non sono sovrapponibili alla versione originale del test. Escludendo gli item di piacere (che non hanno valore statistico), i due fattori sono costituiti da alcuni sotto-raggruppamenti.

L'*Inadeguatezza* (fattore 1) è composto complessivamente da 24 item (1, 2, 3, 5, 6, 7, 9, 10, 12, 14, 15, 16, 18, 19, 21, 22, 23, 25, 26, 27, 29, 31, 32, 33) di cui 4 della scala del "Disagio sociale", 7 della "scarsa accettazione", 2 della "difficoltà nella comunicazione", 2 della "scarsa autostima", 2 del "senso di solitudine", 1 dell'"identità disturbata", 3 del "pessimismo" e 3 delle "condotte autopunitive".

Il *Senso di Colpa* (fattore 2) è composto di 13 item (34, 35, 36, 37, 39, 40, 42, 43, 44, 46, 47, 49, 51) di cui 1 della scala "Desiderio di autopunizione", 4 della "paura di non gratificare i genitori", 2 della "incapacità di dare amore", 2 della scala "punizioni esagerate da parte dei genitori" e 4 del "pessimismo".

### Procedura

Cioffi (33) ha proposto un modello alternativo a tre fattori correlati in cui ai due fattori originari (*Inadeguatezza* e *Senso di Colpa*), riformulati nella loro composizione, si aggiunge un terzo fattore denominato *Preoccupazione*. In pratica, il fattore *Inadeguatezza* perde gli item 19, 27 e 33 (che vanno al secondo fattore) e si riduce così a 21 item (1, 2, 3, 5, 6, 7, 9, 10, 12, 14, 15, 16, 18, 21, 22, 23, 25, 26, 29, 31, 32). Il fattore *Senso di Colpa* si riduce

a 10 item (19, 27, 33, 34, 35, 36, 37, 39, 40, 42). Il terzo fattore, definito *Preoccupazione*, eredita tutti gli item esclusi dal secondo (43, 44, 46, 47, 49, 51). Facendo riferimento alla distribuzione degli item nei sottogruppi riportata dalle autrici italiane gli elementi che compongono la terza dimensione della *Preoccupazione* appartenerebbero ai seguenti raggruppamenti: incapacità di dare amore (item 43 e 44), pessimismo (item 46 e 47), paura di non gratificare i genitori (item 49 e 51).

Occorre qui osservare che la giustificazione dei modelli a due e a tre fattori si basa sul metodo delle *Componenti Principali*. Questo metodo presenta la caratteristica di concentrare il maggior numero di item nelle prime componenti estratte (principali). Tale procedura esplorativa corre poi il rischio di trascurare alcune peculiarità dello strumento, non ponendo vincoli sulle soluzioni testate. Nel nostro caso ciò è particolarmente limitante poiché alcuni item del questionario appaiono tra loro associati e - come riportato in letteratura - non c'è un'indicazione unanime sul numero di dimensioni ipotizzate.

Analizzando il contenuto degli item emerge che alcuni di essi possono considerarsi associati perché la risposta positiva/negativa al primo implica una risposta altrettanto positiva/negativa al secondo. Pertanto abbiamo ritenuto opportuno modificare i due modelli introducendo la stima dei parametri di correlazione tra gli errori associati a tali item.

Per valutare i modelli fattoriali con tali modifiche abbiamo utilizzato l'approccio delle Equazioni Strutturali (34). Tale approccio si caratterizza per l'aspetto confermativo piuttosto che esplorativo. Nella pratica, il modello formulato è valutato sulla base della misura in cui i dati riproducono il modello stesso. Questo consente di saggiare una o più ipotesi fattoriali precise imponendo la presenza/assenza di un item in un raggruppamento e, conseguentemente, di verificare la bontà del modello stesso con una serie d'indici di adattamento.

Nel presente lavoro, abbiamo analizzato il modello a due fattori, proposto originalmente dagli autori (che indicheremo con M2f), e quello a tre, proposto da Cioffi (M3f), utilizzando dei modelli di equazioni strutturali e imponendo, a differenza dei modelli originari, la correlazione tra i fattori. Inoltre, in un secondo momento, abbiamo aggiunto, nella specificazione di tali modelli, anche le correlazioni tra gli errori associati alle seguenti coppie di item la cui correlazione è superiore a .55 (35, 36):

- 34-35 (spesso sento di deludere mio padre - spesso sento di deludere mia madre), 36-37 (a volte credo che mio padre faccia o dica cose che mi fanno sentire come se avessi fatto qualche cosa di terribile - a volte credo che mia madre faccia o dica cose che mi fanno sentire come se avessi fatto qualche cosa di terribile), 39-40 (a volte ho paura di fare cose che possono preoccupare mio padre - a volte ho paura di fare cose che possono preoccupare mia madre), 43-44 (qualche volta mi sento in colpa perché non amo mia madre quanto dovrei - qualche volta mi sento in colpa perché non amo mio padre quanto dovrei), 46-47 (a volte credo di fare delle cose che potrebbero fare ammalare mia madre - a volte credo di fare delle cose che potrebbero fare ammalare mio padre), 49-51 (a volte sono preoccupato - a volte sono preoccupata).

pato perché non posso dare a mia madre l'attenzione e l'affetto di cui ha bisogno - a volte sono preoccupato perché non posso dare a mio padre l'attenzione e l'affetto di cui ha bisogno) in cui la forte relazione è mutuata da un'identica struttura degli item riferiti alle due figure genitoriali;

- inoltre, sono stati aggiunti gli item 6-7 (a volte mi sembra che la vita non valga la pena di essere vissuta - mi sembra che per me la vita sia sgradevole), 15-16 (il più delle volte sento che nessuno mi capisce - nessuno mi capisce quanto in realtà sono infelice dentro di me), in cui la forte relazione è mutuata da una semantica simile degli item.

Per comodità di lettura, il modello M2f con correlazione tra errori sarà indicato con M2fc, il modello M3f con M3fc.

## Risultati

In prima battuta abbiamo riprodotto con il nostro campione delle analisi fattoriali così come presentate dagli autori italiani (32), escludendo gli item 4, 8, 11, 13, 17, 20, 24, 28, 30, 38, 41, 45, 48, 50, 52, 53, 54 e 55 in quanto considerati "di piacere" ed aventi un valore unicamente clinico e non statistico (32). In particolare, sono state analizzate due configurazioni (rispettivamente a due e a tre componenti correlate), ricavate con il metodo delle Componenti Principali e Rotazione Oblimin. Dalla lettura di queste soluzioni, emerge subito che le strutture fattoriali in entrambi i modelli sono piuttosto sfuocate; molti item, infatti, presentano saturazioni superiori a .35 in più di una componente e rendono difficile una collocazione netta in una specifica dimensione.

Per una diversa valutazione dei modelli li abbiamo riprodotti con due analisi fattoriali confermatrice utilizzando stime di *Massima Verosimiglianza*. Nella tabella II sono riportati gli indici di fit ottenuti con queste analisi per le ipotesi M2f e M3f. Nel modello M2f, gli item sono così suddivisi: per il fattore 1 (inadeguatezza) item da 1 a 33, per il fattore 2 (senso di colpa) item da 34 a 51. Nel modello M3f, dal fattore 1 (inadeguatezza) sono esclusi gli item 19 e 27, che, insieme agli item da 34 a 42 vanno a costituire il fattore 2 (senso di colpa). Il terzo fattore (preoccupazione) è composto dagli item 43, 44, 46, 47, 49, 51.

Per la valutazione del fit di un modello strutturale esistono molti indici, nel presente lavoro abbiamo considerato i seguenti: Comparative Fit Index (CFI) e Nonnormed Fit Index (NNFI), che indicano un buon modello quando sono superiori a .96 e Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA), che indica un buon modello quando è inferiore a .06 (37). È pertanto evidente che nessuno dei due modelli produce degli indici soddisfacenti.

In tabella III abbiamo riportato gli indici di adattamento calcolati per M2fc e M3fc che, ricordiamo, sono gli stessi M2f e M3f con l'aggiunta delle correlazioni tra gli errori relativi ad alcuni item.

In tabella IV sono state riportate le matrici di saturazione (soluzione completamente standardizzata) relative a M2fc e M3fc., da cui è possibile anche visualizzare la struttura delle soluzioni fattoriali testate.

In tabella V sono riportate le correlazioni stimate tra i fattori per M2fc e M3fc.

Per valutare, in un ottica di maggiore generalità l'apparente miglioramento in termini di indici di fit con l'introduzione delle correlazioni tra gli errori, abbiamo effettuato un bootstrap bilanciato, utilizzando uno degli algoritmi proposti da Gleason (38). Sono stati estratti 1000 campioni con ripetizione dal nostro data-set originario e stimato per ciascuno di essi gli indici di adattamento concernenti i quattro modelli considerati (a due e tre fattori, con e senza correlazione tra gli errori).

In tabella VI sono riportati i risultati ottenuti: medie, errore standard, intervallo di confidenza al 95% basato sui percentili (39) ed il *bias* (lo scarto tra l'indice calcolato sul campione originario e la media della distribuzione ottenuta dai campioni di *bootstrap*) per i quattro indici di fit già considerati. Dalla lettura di questi risultati appare evidente che, pur non raggiungendo ancora dei livelli di fit soddisfacenti, l'introduzione delle correlazioni tra gli errori comporta un miglioramento degli indici di fit in entrambi i modelli.

## Discussione e Conclusioni

Nel presente lavoro abbiamo tentato una re-interpretazione fattoriale dell'adattamento italiano della Children's Depression Scale alla luce di un precedente lavoro (33) nel quale si sosteneva un'ipotesi tri-fattoriale (*Inadeguatezza*, *Senso di Colpa*, *Preoccupazione*) a fronte della originaria

Tabella II. Indici di adattamento sui modelli a due e a tre fattori correlati

MODELLI FATTORIALI	Chi <sup>2</sup>	gl	p	CFI	NNFI	RMSEA	RMSEA 90%
M2f	4147.4	628	<.001	.88	.88	.097	.095-.100
M3f	3782.6	626	<.001	.89	.89	.092	.089-.095

Tabella III. Indici di adattamento sui modelli a due e a tre fattori correlati, con correlazioni tra gli errori

MODELLI FATTORIALI	Chi <sup>2</sup>	gl	p	CFI	NNFI	RMSEA	RMSEA 90%
M2fc	2469.3	620	<.001	.94	.94	.071	.068 - .074
M3fc	244.3	618	<.001	.94	.94	.071	.068 - .074

**Tabella IV. Matrici dei coefficienti strutturali; soluzione completamente standardizzata (Massima Verosimiglianza) con stima dei parametri di correlazione tra gli errori**

	M2fc		M3fc		
	<i>Inadeguatezza</i>	<i>Senso di Colpa</i>	<i>Inadeguatezza</i>	<i>Senso di Colpa</i>	<i>Preoccupazione</i>
Item 01	.536		.531		
Item 02	.537		.539		
Item 03	.530		.530		
Item 05	.464		.471		
Item 06	.449		.459		
Item 07	.494		.501		
Item 09	.614		.618		
Item 10	.518		.523		
Item 12	.562		.566		
Item 14	.495		.501		
Item 15	.652		.649		
Item 16	.606		.608		
Item 18	.660		.658		
Item 19	.378			.347	
Item 21	.488		.493		
Item 22	.697		.694		
Item 23	.647		.647		
Item 25	.610		.612		
Item 26	.607		.601		
Item 27	.451			.482	
Item 29	.646		.645		
Item 31	.496		.498		
Item 32	.711		.707		
Item 33	.425		.422		
Item 34		.697		.720	
Item 35		.700		.721	
Item 36		.565		.558	
Item 37		.443		.451	
Item 39		.557		.547	
Item 40		.569		.582	
Item 42		.576		.571	
Item 43		.491			.531
Item 44		.388			.429
Item 46		.561			.627
Item 47		.475			.524
Item 49		.541			.619
Item 51		.453			.519

struttura a due fattori (*Inadeguatezza* e *Senso di Colpa*) messa in luce da Gori Savellini e Morino Abbele (32). Per prima cosa abbiamo replicato, su un campione di 592 soggetti, le analisi delle componenti principali già proposte utilizzando un modello a due dimensioni ed uno a tre dimensioni. In seguito abbiamo sottoposto entrambi i modelli ad Analisi Fattoriale Confermativa ottenendo indici di adattamento insoddisfacenti. L'analisi semantica degli item, ha portato a evidenziare la presenza di item associati, già ri-

scontrata da Gori Savellini e Morino Abbele ma non approfondita da un punto di vista statistico. Si sono così modificati i due modelli introducendo la stima dei parametri di correlazione tra gli errori associati a tali item; in particolare per le coppie: 6-7, 15-16 (per l'*Inadeguatezza*, in cui la forte relazione è mutuata da una semantica simile degli item) e 34-35, 36-37, 39-40, 43-44, 46-47, 49-51 (per il *Senso di Colpa*, in cui la forte relazione è mutuata da un'identica struttura degli item riferiti alle due figure genitoriali).

**Tabella V. Correlazioni tra i fattori nei due modelli a due e a tre fattori e con correlazioni tra gli errori; metodo Massima Verosimiglianza**

M2fc			
	Inadeguatezza	Senso di Colpa	
Inadeguatezza			
Senso di Colpa	.650		
M3fc			
	Inadeguatezza	Senso di Colpa	Preoccupazione
Inadeguatezza			
Senso di Colpa	.682		
Preoccupazione	.565	.785	

**Tabella VI. Risultati dell'analisi con metodo bootstrap, 1000 replicazioni**

Chi <sup>2</sup>	M2f	M3f	con errori correlati	
			M2fc	M3fc
media	4917.51	4519.55	3228.49	3196.18
err. std.	273.56	242.86	215.33	212.50
int. conf. 95%	4439.30 - 5510.59	4069.19 - 5011.80	2834.00 - 3669.22	2801.11 - 3659.10
bias	770.11	736.96	759.19	755.88

CFI	M2f	M3f	con errori correlati	
			M2fc	M3fc
media	0.857	0.870	0.917	0.917
err. std.	0.014	0.013	0.009	0.009
int. conf. 95%	0.828 - 0.882	0.845 - 0.892	0.897 - 0.934	0.898 - 0.934
bias	-0.023	-0.020	-0.023	-0.023

NNFI	M2f	M3f	con errori correlati	
			M2fc	M3fc
media	0.849	0.861	0.911	0.911
err. std.	0.015	0.013	0.010	0.010
int. conf. 95%	0.817 - 0.875	0.835 - 0.885	0.890 - 0.929	0.890 - 0.929
bias	-0.031	-0.029	-0.029	-0.029

RMSEA	M2f	M3f	con errori correlati	
			M2fc	M3fc
media	0.107	0.103	0.084	0.084
err. std.	0.003	0.003	0.003	0.003
int. conf. 95%	0.101 - 0.115	0.096 - 0.109	0.078 - 0.091	0.077 - 0.091
bias	0.010	0.011	0.013	0.013

A nostro avviso, considerando parte della letteratura sulla CDS (17, 21, 23-25, 28-31, 40) in cui sono ipotizzate più soluzioni poli-fattoriali, è alquanto difficile propendere per una struttura bi-fattoriale netta, per altro mai sostenuta dagli stessi autori. A differenza dei lavori sopra citati, nella nostra ricerca gli item della scala *Preoccupazione* (o, meglio, *Preoccupazione verso le figure genitoriali*)

hanno un'elevata correlazione con il *Senso di colpa* e sono caratterizzati da un significato non molto diverso tra loro. Ad esempio, gli item prima elencati 36 e 37 (del *Senso di colpa*) hanno una semantica simile a quella degli item 44 e 45, oppure degli item 46 e 47 appartenenti al fattore della *Preoccupazione*. Ciò non favorirebbe l'ipotesi dei due fattori originati interamente dal *Senso di colpa* stesso.

A nostro avviso, quindi come già ipotizzato da Gori Savellini e Morino Abbele e ancora prima da Lang e Tisher (16, 19), entrambi i raggruppamenti (*Inadeguatezza* e *Senso di colpa*) potrebbero essere costituiti da più sotto-raggruppamenti e tale struttura potrebbe ampiamente giustificare un coefficiente di correlazione così alto. È evidente pertanto che la soluzione da preferire, sia da un punto di vista statistico sia da un punto di vista teorico, è quella a due fattori con errori correlati.

A nostro avviso, comunque, tale risultato discordante con la letteratura sopra citata potrebbe essere ricondotto al fatto che, mentre nel presente lavoro si fa riferimento a un adattamento italiano della CDS, le altre ricerche impiegano la versione originale del test (16, 19). Tali differenze sono sia quantitative (numero di item diverso: 66 per la versione originale e 55 per l'adattamento italiano) che qualitative (riducendo il numero degli item anche le strutture fattoriali tendono a mutare rendendo i test non sovrapponibili). Per questi motivi, quindi, è difficile poter ricondurre i risultati ottenuti con lo strumento italiano alla teoria di Lang e Tisher sia per quanto concerne la loro formulazione del concetto di depressione, sia per quanto riguarda la sua misurazione con il test CDS.

## Bibliografia

- 1) Moreno C, Gonzalo L, Blanco C, Jiang H, Schmidt AB, Olfson M. National Trends in the Outpatient diagnosis and treatment of bipolar disorder in youth. *Arch Gen Psychiatry* 2007; 9(64): 1032-39.
- 2) Holtmann M, Bölte S, Poustka F. Rapid increase in rates of bipolar diagnosis in youth: "true" bipolarity or misdiagnosed severe disruptive behavior disorders. *Arch of Gen Psychiatry* 2008; 4(65): 477.
- 3) Gotlib IH, Lewinsohn PM, Seeley JR. Symptoms versus a diagnosis of depression: differences in psychosocial functioning. *J Consult Clin Psychol* 1995; 63: 90-110.
- 4) Kendall PC. *Childhood Disorders*. Hove: Psychology Press. 2000.
- 5) American Psychiatric Association. *Diagnostic and statistical manual of mental disorders*. 4th ed. Washington, D.C.: American Psychiatric Press, 2000. (Trad. It. *Manuale diagnostico e statistico dei disturbi mentali*. 4 ed. Milano: Masson, 2001).
- 6) Beck AT, Rush AJ, Shaw BF, Emery G. *Cognitive therapy and depression*. New York: Guilford Press, 1979.
- 7) Quiggle NL, Garber J, Panak WF, Dodge KA. Social information processing in aggressive and depressed children. *Child Dev* 1992; 63: 1305-20.
- 8) Kaslow NM, Brown RT, Mee LL. Cognitive and behavioral correlates of childhood depression: A developmental perspective. In: Reynolds WM & Johnston HF, eds. *Handbook of depression in children and adolescents*. New York: Plenum Publishing Corp., 1994: 97-121.
- 9) Kovacs M. Presentation and course of major depressive disorder during childhood and later years of the life span. *J Am Acad Child Adolesc Psychiatry* 1996; 35: 705-15.
- 10) Kovacs M. Depressive disorders in childhood: An impressionistic landscape. *J Child Psychol Psychiatry* 1997; 38: 287-98.
- 11) Birmaher B, Ryan N, Williamson D, Brent D, Kaufman J, Dahl R, et al. Childhood and adolescent depression: A review of the past 10 years. Part I. *J Am Acad Child Adolesc Psychiatry* 1996; 35: 1427-39.
- 12) Harrington R, Rutter M, Fombonne E. Developmental pathways in depression: Multiple meanings, antecedents, and endpoints. *Dev Psychopathol* 1996; 8: 601-16.
- 13) Cicchetti D, Toth SL. The development of depression in children and adolescents. *Am Psychol* 1998; 53: 221-41.
- 14) Guareschi Cazzullo A, Lenti C, Musetti L, Musetti MC. *Neurologia e Psichiatria dello Sviluppo*. Milano, McGraw-Hill: 1998
- 15) Kaplan HI, Sadock BJ. *Comprehensive Textbook of Psychiatry*. 6th ed. Baltimore: Williams & Wilkins, 1995.
- 16) Lang M, Tisher M. *Children's Depression Scale: Research Edition*. Melbourne: The Australian Council for Educational Research Limited, 1978.
- 17) Reynolds WM. Assessment of depression in children and adolescent by self-report questionnaires. In: Reynolds WM & Johnston HF, eds. *Handbook of depression in children and adolescents*. New York: Plenum Publishing Corp., 1994: 209-34.
- 18) Lang M, Tisher M. *Children's Depression Scale*. Victoria: Australian Council for Educational Research Limited, Hawthorn: 1980.
- 19) Lang, M, Tisher M. *Children's Depression Scale: second research edition*. Melbourne: The Australian Council for Educational Research Limited: 1983.
- 20) Lang M, Tisher M. *Children's depression scale manual*, North American edition. Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press: 1987.
- 21) Bath HJ Middleton MR. The Children's Depression Scale: psychometric properties and factor structure. *Aust J Psychol* 1985; 1(37): 81-8.
- 22) Kazdin AE. Children's depression scale: validation with psychiatric inpatients. *J Child Psychol Psychiatry* 1987; 1(28): 29-41.
- 23) Tonkin G, Hudson A. The Children's Depression Scale: some further psychometric data. *Australian Council for Educational Research Bulletin for Psychologists*, 1981; 30: 11-18.
- 24) Rotundo N, Hensley VR. The Children's Depression Scale: a study of its validity. *J Child Psychol Psychiatry* 1985; 6(26): 917-27.
- 25) Knight D, Hensley VR, Waters B. Validation of the children's depression scale and the children's depression inventory in a pre-pubertal sample. *J Child Psychol Psychiatry* 1988; 6(29): 853-63.
- 26) Kovacs M. Rating scales to assess depression in school-aged children. *Acta Paedopsychiatr* 1981; 46: 305-15.
- 27) Petti TA. Depression in hospitalized child psychiatry patients: approaches to measuring depression. *Journal of Annales Academy of Child Psychiatry* 1978; 17: 49-59.
- 28) Kazdin AE, French MH, Unis AS, Esveldt-Dawson K, Sherrick RB. Hopelessness, depression, and suicidal intent among psychiatrically disturbed inpatient children. *J Consult Clin Psychol* 1983; 51: 504-10.
- 29) Costello EJ, Angold A. Scales to assess child and adolescent depression: checklists, screens, and nets. *Journal of the Academy of Child and Adolescent Psychiatry* 1988; 6(27): 726-37
- 30) Tisher M, Lang-Takac E, Lang M. The Children's Depression Scale: review of Australian and overseas experience. *Aust J Psychol* 1992; 44: 27-35.
- 31) Patton W, Burnett PC. The children's depression scale: assessment of factor structure with data from a normal adolescent population. *Adolescence* 1993; 110(28): 315-24.
- 32) Gori Savellini S, Morino Abbele F. *Children's Depression Scale*. Firenze: O.S: 1984
- 33) Cioffi R. Modelli fattoriali della Children's Depression Scale. *TPM Testing, Psicomètria e Metodologia*, 2000; 1 (7): 19-32.
- 34) Jöreskog KG, Sörbom D. *Advances in factor analysis and structural equation models*. Cambridge, Massachusetts, Abstract Books: 1979.
- 35) Bollen KA. *Structural equations with latent variables*. New York: Wiley: 1989.
- 36) Bollen KA. *Testing structural equation models*. University of North Carolina, Scott Long J, Indiana University: 1993.
- 37) Hu L, Bentler PM. Cut-off criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Struct Equ Modeling* 1999; 1(6): 1-55.
- 38) Gleason JR. Algorithms for balanced bootstrap simulations. *Am Stat* 1988; 42: 263-66.
- 39) Gentle JE. *Elements of computational statistics*. Heidelberg: Springer Verlag: 2002.
- 40) Adb El Khalek AM. Construction and validation of Egyptian Children's Depression Scale. *Derasat Nafseyah* 1993; 12: 219-51.