

**Il questionario *HIT (How I Think)* per la misurazione delle distorsioni cognitive che favoriscono il comportamento antisociale. Una validazione su 1688 studenti italiani**

**The HIT (How I Think) questionnaire for the assessment of self serving cognitive distortions conducive to anti-social behaviours. A validation study with a sample of 1688 Italian students**

Anna Emilia Berti, Luciano Arcuri, Massimiliano Pastore

Università di Padova, Dipartimento di Filosofia, Sociologia, Pedagogia, e Psicologia Applicata, via Venezia, 14 - 35131, Padova.;  
email: ae.berti@unidp.it; tel.: +39 049 8276526.

**Ricevuto:** 10.05.2016 - **Accettato:** 23.12.2016

**Riassunto**

La ricerca si propone di contribuire alla validazione italiana del questionario How I think (HIT) di Barriga et al. (2001). Lo strumento rileva le Distorsioni cognitive a favore del sé (Self serving cognitive biases) che facilitano i comportamenti antisociali. Le distorsioni sono così denominate: Autocentrazione (Self-Centered); Incolpare gli altri (Blaming Others); Minimizzare/Dare nomi sbagliati (Minimizing/Mislabelling); Assumere il Peggio (Assuming the Worst). Parte di queste distorsioni corrispondono ad alcuni dei meccanismi di disimpegno morale descritti da Bandura, Caprara e collaboratori (ad esempio Bandura, et al., 1996), e, prima ancora, alle tecniche di neutralizzazione identificate da Sykes e Matza (1957). Ciò che contraddistingue lo HIT è il ruolo di primo piano attribuito all'Auto-centrazione (distorsione non menzionata dai precedenti autori) e la sua connessione con una teoria dello sviluppo morale. Lo strumento è stato somministrato a un campione di 1688 studenti italiani, provenienti da regioni del Nord e del Sud Italia, frequentanti le diverse classi della scuole secondaria. Ad un sottocampione di 285 ragazzi sono stati somministrati anche la scala DMC (Caprara et

A.E. Berti et al. / *Ricerche di Psicologia*, 2017, Vol. 40 (2), 203-231  
ISSN 0391-6081, ISSN e 1972-5620

al., 2006) e il questionario sui valori di Schwartz (1992). Ad un sotto-campione di 587 ragazzi, di I, III, e V sono state somministrate la scala sulla disapprovazione della devianza e quella sulla devianza dichiarata, contenute nel questionario "Io e la mia salute" (Bonino et al., 2003). L'analisi fattoriale confermativa ha identificato i fattori corrispondenti alle quattro distorsioni. La validità convergente dello strumento è stata confermata dalle elevate correlazioni positive tra i punteggi fattoriali corrispondenti alle quattro distorsioni cognitive e lo DMC ( $0,68 < r < 0,70$ ) i comportamenti devianti dichiarati ( $0,58 < r < 0,59$ ) e dalla correlazione negativa con la disapprovazione dei comportamenti devianti ( $-0,58 < r < -0,68$ ). Per quanto riguarda i valori, sono emerse correlazioni positive con potere ( $0,35 < r < 0,40$ ), edonismo ( $0,28 < r < 0,31$ ) stimolazione ( $0,27 < r < 0,31$ ) e successo ( $0,15 < r < 0,17$ ) e negative con benevolenza ( $-0,18 < r < -0,20$ ) e universalismo (tutti gli  $r = -0,20$ ), conformismo ( $-0,21 < r < -0,28$ ) e spiritualità ( $-0,16 < r < -0,17$ ). Un'interessante relazione curvilinea tra l'età dei partecipanti e le prestazioni nelle diverse scale dei comportamenti antisociali viene infine descritta e interpretata.

**Parole chiave:** validazione questionario, distorsioni cognitive al servizio del sé, comportamento antisociale, studenti secondaria di secondo grado, analisi fattoriale confermativa.

### Abstract

The present study aims to contribute to the Italian validation of the How I think questionnaire (HIT) (Barriga et al., 2001). The questionnaire is designed to assess four *Self serving cognitive distortions* contributing to anti-social behaviours: *Self-Centered, Blaming Others, Minimizing /Mislabelling, Assuming the Worst*. Some of these distortions have characteristics in common with some of the Mechanisms of moral disengagement described by Bandura, Caprara and co-workers (e.g.: Bandura et al., 1996) and with the Techniques of neutralization identified by Sykes and Matza (1957) even before. What characterizes HIT is its link to a theory of moral development and the central role assigned to *Self-Centered* (a distortion not mentioned by previous authors). Participants were 1688 secondary school students from Northern and Southern Italy ( $F = 45\%$ ), attending 9th-to-13<sup>th</sup> grades. A sub-sample of 285 students also completed the DMC questionnaire (Caprara et al., 2006) and Schwartz (1992) Value Survey. A sub-sample of 587 students from 9th, 11th and 13th grades also completed the scales of self-reported deviant behaviour and deviant behaviour disapproval from Jessor Health Behaviour Questionnaire (Jessor et al., 1992). Confirmatory factor analyses highlighted factors matching the four cognitive distortions. Convergent validity of the instrument was confirmed by significant positive correlations between cognitive distortions factorial scores and DMC ( $.68 < rs < .70$ ) and self-reported deviant behaviours ( $.58 < rs < .59$ ), and by the significant negative correlation with disapproval of deviant behaviours ( $-.58 < rs < -.68$ ). A coherent pattern of correlations with values also emerged. We found positive correlations with power ( $.35 < rs < .40$ ), hedonism ( $.28 < rs < .31$ ), stimulation ( $.27 < rs < .31$ ) and achievement ( $.15 <$

$r_s < .17$ ) and negative correlations with benevolence ( $-.18 < r_s < -.20$ ), universalism (all  $r_s = .20$ ) and conformity ( $-.21 < r_s < -.28$ ) and spirituality ( $-.16 < r_s < -.17$ ). Lastly, an interesting curvilinear relation between age and scores of cognitive distortions is described and tentatively explained.

**Keywords:** questionnaire validation, self-serving cognitive distortions, anti-social behaviour; secondary school students, confirmatory factor analysis.

## Introduzione

### *Le distorsioni cognitive a favore del Sé e analoghi costrutti*

Il questionario How I think (HIT) di Barriga, Gibbs, Potter e Liao (2001) si propone di misurare le *distorsioni cognitive a favore del sé (self-serving cognitive biases)* che facilitano i comportamenti antisociali. Questo costrutto appartiene ad una famiglia di costrutti simili tra loro, proposti da autori diversi, che riguardano le razionalizzazioni o giustificazioni utilizzate da persone che compiono delle trasgressioni più o meno gravi (da veri e propri crimini, a infrazioni o elusioni della legge, a insolenze nei confronti di coetanei) per prevenire o contrastare la disapprovazione da parte della propria coscienza o di altre persone.

### *Le tecniche di neutralizzazione (Sykes e Matza)*

L'origine prima di questi costrutti va individuata in quello freudiano di razionalizzazione (A. Freud, 1936). Un primo tentativo di identificare e classificare le razionalizzazioni usate dai giovani delinquenti è stato condotto dai sociologi americani Gresham M. Sykes e David Matza (1957), che le hanno chiamate *tecniche di neutralizzazione*. Opponendosi alla teoria secondo la quale esiste una "sottocultura criminale", caratterizzata da valori e codici di condotta diversi o addirittura in contrapposizione a quelli prevalenti nella "società rispettabile", questi autori sostengono che i criminali condividono i valori della società in cui vivono, ma hanno appreso delle razionalizzazioni con le quali sono in grado di neutralizzare le pressioni esterne e interne a conformarsi al sistema normativo della più ampia società di cui fanno parte. Secondo Sykes e Matza (1957) l'efficacia di queste razionalizzazioni deriva dal fatto che norme e valori non sono for-

mulati come imperativi categorici, cioè prescrizioni universalmente valide, ma “sono guide all’azione che contengono delle specificazioni su tempo, luogo, persone e circostanze a cui vanno applicate” (p. 666). Ad esempio, l’imposizione di non uccidere non si applica in guerra, o quando si tratta di difendere la propria vita.

Sykes e Matza hanno descritto cinque tecniche di neutralizzazione: *negare la propria responsabilità*, ad esempio attribuendo la propria condotta a cattive compagnie o a un ambiente disagiato; *negare il danno causato*, minimizzando tramite eufemismi la propria azione e i suoi effetti; *negare la vittima*, attribuendole dei torti e descrivendo la propria azione come una giusta ritorsione; *appellarsi a obblighi a più alta priorità*, ad esempio quelli nei confronti della famiglia, il gruppo di amici, la gang; *condannare chi condanna*, ad esempio accusando polizia o giudici di ipocrisia, cinismo, crudeltà, o ostilità personale.

L’articolo di Sykes e Matza è stato uno dei più citati nella letteratura criminologica della seconda metà del Novecento, ha influenzato diverse altre teorie del comportamento criminale e ispirato interventi mirati a modificare il modo di pensare degli autori di reati (Fritsche, 2005; Maruna e Copes, 2005). Non altrettanto successo hanno avuto invece gli strumenti (ideati da altri autori) per la misurazione del costrutto, come testimoniano le poche decine di citazioni ottenute dagli articoli in cui sono esposti (Ball, 1966; Shields e Whitehall, 1994 ). Secondo Barriga et al. (2001) i limiti principali della scala di Ball sono le difficoltà di somministrazione, dovute al numero e la complessità degli item; una revisione, proposta da Shields e Whitehall (1994), prevede una somministrazione faccia a faccia ed è perciò di difficile utilizzazione. Altri strumenti ispirati al concetto di tecniche di neutralizzazione sono menzionati nella meta-analisi di Helmond, Overbeek, Brugman, e Gibbs (2014) sulla relazione tra distorsioni cognitive e comportamenti esternalizzanti. Essi però hanno un target più limitato dei precedenti perché ideati per essere applicati a molestatori sessuali.

### ***I meccanismi di disimpegno morale (Bandura)***

Negli anni del ‘90 del Novecento, Bandura (1991) ha proposto, senza mai citare Sykes e Matza, il costrutto di Meccanismi di disimpegno morale, che è del tutto simile a quello di tecniche di neutralizzazione non solo nei suoi termini generali, ma anche riguardo a singoli meccanismi: ad es., spostamento della responsabilità, attribuzione del torto alla vittima, giustificazione morale corrispondono alle prime quattro tecniche di neutralizzazione (si veda Ribeaud e Eisner, 2010, per un’analisi approfondita di questo punto). Questa duplicazione di concetti va probabilmente attribuita

alla mancanza di collegamenti fra criminologia e psicologia. In seguito, con alcuni colleghi, Bandura ha proposto degli strumenti per misurare il costrutto. La prima versione della Scala di disimpegno morale (DM), i cui item si riferiscono a trasgressioni di tipo aggressivo, è stata costruita per ragazzi tra i 10 e 14 anni e validata su un campione estratto da una normale popolazione scolastica (Bandura, Barbaranelli, Caprara, e Pastorelli, 1996). Sono seguite altre due versioni, per adolescenti e adulti, e altri strumenti, volti a indagare il disimpegno morale nei confronti di altri tipi di trasgressione (ad esempio, la scala di disimpegno morale civico, DMC, Caprara, Barbaranelli, Pastorelli, Iafrate, Berretta e Bandura, 2006; Caprara, Fida, Vecchione, Tramontano e Barbaranelli, 2009). Sia il costrutto sia gli strumenti hanno riscosso un enorme successo, come indicano le migliaia di citazioni riportate dagli articoli sopra menzionati e le numerose ricerche in cui sono stati ripresi. A questo successo ha probabilmente contribuito il fatto che il costrutto di meccanismi di disimpegno morale fa parte di una più ampia teoria social-cognitiva del sé, che si propone di spiegare le condotte in generale, rivolgendosi al vasto pubblico degli psicologi e non a quello più ristretto dei criminologi (per una esposizione di questa teoria si veda Bandura, 2002).

#### ***Distorsioni cognitive a favore del Sé e sviluppo del ragionamento morale***

Il costrutto di distorsioni cognitive a favore del sé si richiama esplicitamente a quelli proposti da Sykes e Matza oltre che da Bandura, ma viene fatto rientrare anche nella più ampia categoria delle distorsioni cognitive proposta da Beck negli anni 60 del Novecento a spiegazione dei disturbi depressivi. Le distorsioni al servizio del sé fanno da complemento a quelle autolesionistiche (*self-debasing*), su cui Beck si era particolarmente concentrato. Al tempo stesso, il costrutto si collega alla teoria dello sviluppo morale che ha proposto John Gibbs (2013).

Gibbs ha operato una radicale revisione della teoria di Kohlberg, sostenendo che la sequenza standard di sviluppo del ragionamento morale è formata da quattro stadi, due immaturi e due maturi, corrispondenti ai primi quattro stadi della sequenza di Kohlberg, ma reinterpretati in chiave piagetiana. Il primo stadio è caratterizzato da *Centrazioni*, cioè da una focalizzazione della propria attenzione sui singoli aspetti più appariscenti di una situazione, come la dimensione fisica o il potere (“Il papà ha ragione perché è grande e forte”); i propri desideri o opinioni, a scapito di quelli altrui; il momento presente anziché gli effetti a lungo termine delle proprie azioni. Nel secondo stadio, *Scambi Pragmatici*, si afferma una reciprocità ancora concreta o pragmatica, secondo cui è giusta l’azione che ricambia quella altrui e che può essere espressa nel motto “fai agli altri

quello che hanno fatto o faranno a te”. Un arresto nello sviluppo del ragionamento morale, con la permanenza in uno di questi stadi, pone a rischio di comportamenti antisociali. Le centrazioni spingono ad azioni dannose agli altri o a se stessi e al disprezzo delle regole sociali quando si pensa di poterla passare liscia; gli scambi pragmatici possono portare alla ritorsione, sui singoli individui o su una collettività, per i torti veri o presunti che si pensa di aver subito.

I due stadi successivi, che per Kohlberg (Kohlberg e Hersh, 1977) erano caratterizzati dalla conformità alle aspettative di familiari e amici e conoscenti (stadio 3) e all’ordine sociale (stadio 4) sono invece, secondo Gibbs, pienamente morali ed è per questo che li qualifica come “maturi”. Secondo Gibbs, a caratterizzarli non è il conformismo (come suggeriva Kohlberg), ma la “reciprocità di diritto o ideale”, concetto del quale egli si dichiara esplicitamente debitore di Piaget (1932/1972).

Si tratta di un concetto estremamente importante, anche se Piaget vi ha dedicato poche righe e diversi suoi divulgatori non l’hanno neppure notato, e nella teoria di Gibbs esso ha un ruolo centrale. La reciprocità ideale si distingue da quella pragmatica (Piaget la chiama “di fatto”) perché “ciò che viene considerato giusto non sono più le condotte semplicemente reciproche, ma soprattutto le condotte suscettibili di reciprocità indefinita” (p. 264), cioè quelle condotte che nel loro ripetersi da parte delle persone coinvolte portano a un consolidamento dei rapporti, e non ad una escalation di ritorsioni. È a questo punto che “la raccomandazione «non fate agli altri quello che non vorresti fosse fatto a voi» sostituisce [...] l’uguaglianza brutta” (264-265).

Nello stadio 3 (che Gibbs denomina *Mutualità*) la reciprocità ideale viene realizzata nel contesto dei rapporti interpersonali, nella consapevolezza che sono necessari fiducia e rispetto reciproci; nello stadio 4, *Sistemi*, la reciprocità si realizza nel contesto di sistemi più ampi e complessi, che coinvolgono numerose persone tra cui non sono possibili né l’interazione faccia a faccia né i sentimenti che essa alimenta, e che richiedono il rispetto di regole formali.

Secondo Gibbs, se un adolescente o peggio ancora un adulto si trova ancora in uno stadio immaturo di ragionamento morale, le centrazioni, normali in un bambino che non ha ancora sviluppato le operazioni concrete, diventano un bias egocentrico, che si manifesta in “atteggiamenti, pensieri, centrati su di sé [...], il sentimento di avere diritto di ottenere tutto ciò che si desidera.” (Barriga e Gibb, 1996, p. 334). Combinato con motivazioni egoistiche, questo bias può facilmente sfociare in comportamenti antisociali. Per questo, secondo Barriga e Gibbs l’*Autocentrazione* costituisce la distorsione cognitiva primaria (Gibbs, 2013; Barriga e Gibb,

1996). A essa si accompagnano tre distorsioni secondarie: *Incolpare gli altri* (*Blaming Others*), *Minimizzare/Dare nomi sbagliati* (*Minimizing/Mislabelling*), che corrispondono ad alcuni dei meccanismi già descritti da Sykes e Matza e da Bandura, e *Assumere il Peggio* (*Assuming the Worst*), che richiama invece degli altri costrutti: dalla tendenza ad attribuire agli altri intenzioni ostili, studiata da Dodge (1980), a una visione pessimistica di sé e degli altri.

Barriga e Gibb (1996) hanno considerato secondarie queste distorsioni, assumendo che esse “riducono lo stress derivante dalle conseguenze delle distorsioni primarie [tra cui] la sofferenza empatica (e forse il senso di colpa basato sull’empatia) e la dissonanza tra l’azione dannosa commessa e la propria visione di sé come persona che non fa del male agli altri senza giustificazioni.” (p. 334). Una descrizione più dettagliata delle distorsioni cognitive è presentata nella tab. 1.

Tab. 1- *Descrizione delle distorsioni cognitive (adattato da Barriga e Gibbs 1996)*

---

*Centrazione su di sé:* privilegiare i propri punti di vista, desideri, aspettative, sentimenti del momento, al punto di ignorare o non rispettare quelli degli altri o il proprio benessere futuro, che gli effetti a lungo termine delle proprie azioni potrebbero danneggiare.

*Incolpare gli altri:* attribuire la propria azione a cause esterne (individui, gruppi, uno stato di malessere momentaneo, la sfortuna, un ambiente sfavorevole, una famiglia sfasciata).

*Minimizzare/dare nome sbagliati:* Descrivere il proprio comportamento in modo da sminuirne la portata, o addirittura farlo sembrare ammissibile; dare nomi degradanti alle vittime delle proprie azioni.

*Assumere il peggio:* attribuire gratuitamente agli altri intenzioni ostili; assumere che non sono possibili miglioramenti nel comportamento proprio o altrui; dare la peggiore interpretazione possibile di una certa situazione (ad esempio, se la moglie è taciturna, concludere che non ci ama più).

---

L’aggiunta dell’autocentrazione e il ruolo distinto ad essa attribuito come causa interna principale del comportamento deviante -- mentre le distorsioni secondarie avrebbero l’effetto di attenuare e prevenire ansia, stress o senso di colpa generato da tale comportamento -- è una importante innovazione rispetto alle catalogazioni proposte da Sykes e Matza e da Bandura e colleghi. L’attribuzione di un ruolo distinto ad un ritardo nello

sviluppo del giudizio morale è giustificata dalla letteratura sulle relazioni tra giudizio morale e comportamento deviante o criminale. La prima rassegna sull'argomento (Blasi, 1980) ha trovato un'associazione (seppure moderata) tra basso livello di ragionamento morale e delinquenza. Un'associazione più elevata ( $d$  complessivo = 0,76) è emersa invece da una meta-analisi condotta più di recente (Stams, Brugman, Deković, van Rosmalen, van der Laan, e Gibbs. 2006).

### ***Il questionario HIT***

Il questionario HIT è stato costruito per essere utilizzato sia a scopo diagnostico, sia per valutare gli effetti di interventi psico-educativi per la prevenzione e il trattamento di comportamenti aggressivi e antisociali. È formato da 54 item, organizzati in 6 sotto-scale corrispondenti ad altrettante dimensioni concettuali; 4 di queste sono dedicate ad altrettante distorsioni cognitive; una quinta sottoscala è costituita da 8 item destinati a identificare chi dà risposte dettate dalla desiderabilità sociale o da uno scarso impegno nel compito (scala delle *Risposte anomale RA*). Una sesta sottoscala, *Riempitivi positivi (RP)* è formata da 7 item a contenuto positivo, cioè riferiti a comportamenti pro-sociali, introdotti per stemperare il contenuto prevalentemente negativo degli altri item. Ogni item contiene un'affermazione seguita da una scala Likert a 6 punti (1 = completamente in disaccordo, 6 = completamente d'accordo). I 39 item che misurano le distorsioni cognitive sono stati costruiti in modo da fare riferimento a comportamenti (come rubare, mentire, aggredire fisicamente, essere insolenti) associati a disturbi del comportamento. Ad esempio, l'item "Se il proprietario di un negozio o di una casa viene derubato, è colpa sua che non li ha messi in sicurezza" esprime la distorsione di dare la colpa agli altri e si riferisce al furto. Gli item possono così essere inseriti in una tabella a doppia entrata e collocati in due diversi tipi di scale, a seconda che si guardi al tipo di distorsione cognitiva che essi esprimono, o al tipo di comportamento a cui fanno riferimento. A loro volta le quattro scale sui comportamenti sono raggruppate in due scale di livello più elevato: la scala dei comportamenti diretti (*overt*), che include insolenza e aggressione fisica, cioè comportamenti nei quale c'è un contatto diretto con la vittima, e la scala dei comportamenti indiretti (*covert*, rubare, mentire) in cui questo contatto non c'è. Alcuni item del questionario con le scale a cui corrispondono sono presentati a titolo di esempio nella tabella 2. Ulteriori informazioni sul questionario possono essere richieste al primo autore del presente articolo.



Tab. 2 - Esempi di item del questionario HIT

N.	Item	Scale
1	Le persone dovrebbero provare a risolvere i loro problemi.	Riempitivo positivo
3	A volte per ottenere quello si vuole è necessario mentire	Autocentratura, Mentire
6	Se ho commesso un errore, è perché mi sono messo con la gente sbagliata	Incolpare gli altri, Oppositivo-provocatorio
13	A volte faccio pettegolezzi sulle altre persone	Risposte Anomale
22	Se voglio veramente qualcosa, non importa in che modo la ottengo	Autocentratura, Rubare
23	Se non ti riesci ad imporre sugli altri, ti metteranno sempre sotto i piedi	Assumere il peggio, Aggressione fisica
30	I supermercati guadagnano così tanto, che uno fa bene a rubare le cose di cui ha bisogno	Minimizzare/nomi fuorvianti, Rubare
40	Cosa vuoi che sia disobbedire la legge. Lo fanno tutti	Minimizzare/nomi fuorvianti, Oppositivo-provocatorio
46	Quando perdo le staffe è perché qualcuno cerca di provocarmi	Incolpare gli altri, Oppositivo-provocatorio

**Proprietà psicometriche del questionario HIT**

Il questionario HIT è stato costruito e validato attraverso una serie di fasi. Una prima versione è stata applicata a un campione di 147 adolescenti tra i 14 e i 19 anni (Barriga e Gibbs, 1996). Circa un terzo di questi erano reclusi in un carcere minorile, mentre gli altri erano studenti. Solo su questa versione gli autori hanno valutato l’affidabilità dello strumento attraverso un test - retest a una settimana di distanza, con il risultato di  $r_{(135)} = 0,91$ . La affidabilità test-retest della versione definitiva è stata recentemente verificata di nuovo di su un gruppo di 58 ragazzi italiani da Bacchini, De Angelis, Affuso e Brugman (2016) ottenendo, nelle varie sottoscale, correlazioni comprese fra 0,48 per Assumere il peggio e 0,63 per Autocentratura. Barriga et al. (2001), nel manuale di presentazione del questionario, hanno descritto la validazione di una nuova versione del questionario, costruita introducendo le modifiche suggerite dall’analisi degli item, su cinque campioni, uno “di rifinitura” (da quanto si può capi-

re, non presentava ancora la versione definitiva del questionario) e quattro di validazione, includendo complessivamente un totale di 671 partecipanti, 413 dei quali erano studenti di *high school* e del primo anno di Psicologia e 258 erano giovani fra i 12 e i 18 anni con comportamenti antisociali, ospitati in carceri minorili o in strutture carcerarie o psichiatriche (per disturbi di comportamento dirompente), o dei quali il tribunale aveva richiesto una valutazione psicologica.

Per stimare la validità di criterio, ad alcuni campioni sono stati somministrati vari strumenti, tra cui la scala di internalizzazione e esternalizzazione della Child Behavior Checklist per le età tra i 6 -18 (CBCL; Achenbach, 1991) e una misura di self report su comportamenti illegali (Adapted Self-Report Delinquency Questionnaire, SRD, Elliot e Agenton, 1980). Per alcuni dei ragazzi carcerati erano disponibili dati d'archivio su incidenti da essi provocati; di altri ragazzi con condotta antisociale gli autori hanno registrato dati sull'intelligenza (WISC) e i risultati scolastici. Per alcuni studenti c'erano informazioni sulle sospensioni scolastiche ricevute nel corso di 13 settimane e per altri i voti ottenuti negli ultimi mesi. La validità di facciata è stata stimata chiedendo a 10 studenti di master o dottorato in psicologia di classificare gli item in base alla distorsione cognitiva e al comportamento che essi sottintendevano. La percentuale di item correttamente classificati va dal 70% al 100%.

La struttura del questionario è stata valutata mediante un'Analisi fattoriale confermativa su quattro dei campioni di validazione, includendo sia gli studenti sia i giovani con condotte antisociali. Sono stati confrontati un modello a 6 fattori (4 distorsioni, RA, RP) con un modello a tre fattori (distorsioni, RA, RP): il primo è risultato il migliore. Anche la suddivisione degli item in base ai comportamenti è stata confermata. La coerenza interna è stata calcolata separatamente per i singoli campioni, ottenendo degli alfa complessivi compresi tra 0,92 e 0,96, mentre quelli entro le scale sono risultati variare tra 0,63 e 0,90. Anche le correlazioni tra le scale sono risultate elevate (tra 0,80 e 0,86 per le scale sulle distorsioni; tra 0,77 a 0,84 per le scale sui comportamenti), il che concorda con l'ipotesi che le distorsioni si possano consolidare in una struttura unitaria, ovvero una "mentalità criminale".

La validità convergente, stimata grazie alle correlazioni tra i punteggi allo HIT e quelli sui comportamenti aggressivi o devianti varia a seconda degli strumenti usati: gli  $r$  vanno da 0,45 a 0,66 per i self-report a da 0,29 e 0,32 per il CBCL. Per quanto riguarda i dati d'archivio, la correlazione dei punteggi HIT con gli incidenti provocati dai ragazzi carcerati è di 0,37 e quella con le sospensioni da scuola ricevute dagli studenti di 0,28. Gli

autori hanno considerato indici di validità divergente l'assenza di correlazioni significative tra punteggi HIT ed età cronologica, genere, razza.

Il campione normativo, su cui sono stati identificati i cut-off per analisi di tipo clinico è stato creato selezionando i soggetti "normali" di ciascun campione, compreso quello di "rifinitura" (N = 413). I cut-off clinici sono stati identificati mediante l'analisi discriminante condotta mettendo a confronto il campione dei soggetti normali con il campione di soggetti "antisociali". I cut-off, trasformati in ranghi percentili, consentono di distinguere i soggetti "non clinici" (sotto il 73° percentile), i soggetti "al confine" (*borderline*, tra il 73° e 83° percentile) e i soggetti "clinici" (sopra l'83° percentile). Secondo Barriga et al. (2001), questi percentili coincidono grossomodo con i tassi di prevalenza dei disturbi del comportamento dirompente presenti nel Manuale Diagnostico e Statistico dei Disturbi Mentali (DSM-IV). Nel complesso, tuttavia, i punteggi medi sono piuttosto bassi: per dare un esempio, quello sull'HIT totale è 2,39 (DS = 0,69). I corrispondenti valori di cut-off sono 3,03 (84° percentile) e 2,77 (74%). Considerato che il punteggio 3 corrisponde alla modalità di risposta "sono lievemente in disaccordo", sembra che le distorsioni cognitive presenti nei soggetti clinici siano di entità piuttosto lieve.

Il questionario HIT è stato tradotto in diverse lingue e applicato in ricerche condotte in Australia (Grive e Panebianco, 2013), Canada (Plante, Daigle, Gaumont, Charbonneau, Gibbs e Barriga, 2012), Curaçao (Barriga, Hawkins e Camelia, 2008), Francia (Chabrol, Van Leeuwen, Rodgers e Gibbs, 2011; van Leeuwen, Chauchard, Chabrol e Gibbs, 2013), Italia (Bacchini et al., 2016), Olanda (Nas, Brugman e Koops, 2008), Spagna (Fernández, Rodríguez, Barriga e Gibbs, 2013) Svezia (Wallinius, Johansson, Larden e Dernevik, 2011). Alcune di queste ricerche hanno rianalizzato la struttura fattoriale dello strumento e le sue correlazioni con varie misure. I risultati sono contrastanti: due ricerche hanno confermato la struttura a sei fattori (Bacchini et al., 2016; Fernández et al., 2013); due hanno trovato che il raggruppamento delle quattro distorsioni cognitive in un unico fattore è migliore della loro suddivisione in quattro fattori distinti (van Leeuwen et al., 2013; Wallinius et al., 2011); infine, in una ricerca è emersa una struttura a tre fattori, corrispondenti alle due scale dei comportamenti diretti e di quelli indiretti, e alle scale delle risposte anomale e a quella dei riempitivi unite tra loro. Un recente meta-analisi (Gini e Pozzoli, 2013) ha confermato la correlazione positiva tra HIT e punteggi di aggressività, comportamenti antisociali, scarsi livelli di empatia: i valori di  $r$  medi sono risultati compresi tra 0,38 e 0,55. La ricerca di Bacchini et al. (2016), pubblicata successivamente, ha riportato correlazioni dello stesso segno, ma con valori più bassi: le correlazioni positive tra il que-

stionario HIT e le scale di comportamenti devianti e di comportamenti aggressivi sono comprese fra 0,15 e 0,32; le correlazioni negative con scale di ragionamento morale hanno ottenuto valori fra -0,29 e -0,42.

Alcune ricerche hanno esaminato la validità divergente del questionario accompagnandolo con una misura del ragionamento morale (il questionario SMR-SF, Gibbs, Basinger e Fuller, 1992). Nella ricerca olandese (che aveva coinvolto diversi campioni, Nas et al., 2008) le correlazioni sono state basse (tra -0,22 a -0,27) o non significative; in quella svedese la correlazione è stata pari a -0,28 (Lardé et al., 2006).

Infine, alcune ricerche hanno riportato i punteggi medi (solo quelli complessivi, o anche quelli delle singole scale). Escludendo quelli di ragazzi carcerati o altri soggetti con condotte antisociali, risulta che la media all'HIT totale varia considerevolmente nei diversi paesi. In alcuni casi è inferiore a quella del campione americano (2,39), come nel campione australiano (Grive e Panebianco, 2013), in cui è di 1,72 per i maschi e 1,62 per le femmine; quello svedese (Wallinius et al., 2011) in cui è di 2,23, e di quello francese (van Leeuwen et al., 2013) in cui è di 2,26. In altri campioni la media è invece superiore a quella americana: in quello olandese (Nas et al., 2008) è di 2,71, e in quello napoletano (Bacchini et al., 2016) è di 2,86 per i maschi e 2,73 per le femmine. I punteggi più elevati sono stati rilevati in Spagna (Fernández et al., 2013): 3,19 per i maschi e 2,85 per le femmine.

Dato questo panorama di risultati piuttosto contrastanti, con la presente indagine ci siamo proposti di: 1) contribuire a chiarire il punto controverso della struttura fattoriale del questionario, attraverso un'analisi confermativa compiuta su un vasto campione di studenti di scuola secondaria di secondo grado; 2) esaminare ulteriormente la validità di criterio del questionario, associandolo ad altri strumenti, con cui ci aspettiamo a seconda dei casi correlazioni negative o positive; 3) rendere il questionario fruibile anche da parte degli psicologi italiani, fornendo dei criteri di comparazione con un vasto campione. Chi è interessato ad ulteriori informazioni sul questionario e sui percentili corrispondenti ai punteggi del campione da noi esaminato può chiederli al primo autore del presente articolo.

## **Metodo**

### ***Partecipanti***

Ha partecipato alla ricerca un totale di 1688 studenti di scuola secondaria di secondo grado (F = 45%) di cinque regioni italiane: Veneto (n = 912), Puglia (n = 331), Sicilia (n = 245), Trentino (n = 116), Venezia Giu-

lia (n = 92). In ogni regione si è scelto un gruppo di ragazzi frequentanti licei (scientifici o di scienze umane), e istituti tecnici o scuole professionali. A differenza di quanto avviene nei licei, nelle scuole tecniche e professionali c'è una distribuzione per genere molto disomogenea: in alcune prevalgono i maschi, in altre le femmine. Per fare in modo che ad ogni livello scolare fosse presente più o meno lo stesso numero di maschi e femmine, si sono scelti in ogni regione un istituto tecnico o professionale a prevalente presenza maschile e uno a prevalente presenza femminile, e ci si è assicurati che i liceali fossero equamente suddivisi nei due sessi. Ai fini delle analisi statistiche abbiamo unito le scuole professionali e quelle tecniche, confrontandole con i licei. Abbiamo considerato il tipo di scuola frequentato come un indicatore di status socio-economico (SES). Da un'indagine promossa dal MIUR e la fondazione ISMU sui ragazzi frequentanti il secondo anno della secondaria di secondo grado nel 2012-2013, risulta che il SES dei liceali è superiore a quello dei ragazzi degli istituti tecnici, che a sua volta è superiore a quello degli studenti delle scuole professionali (Barabanti, 2015). Su questa variabile abbiamo preferito non porre domande esplicite ai partecipanti, per non creare un ostacolo all'accettazione di partecipare all'indagine da parte di scuole, studenti e famiglie.

Poiché in alcune classi erano presenti dei ripetenti, abbiamo suddiviso gli studenti non in base alla classe ma ai livelli di età. C'erano 407 studenti di 14 anni ( $M = 14,4$ ;  $DS = 0,32$ ), 254 di 15 anni ( $M = 15,4$ ;  $DS = 0,28$ ), 208 di 16 anni ( $M = 16,4$ ;  $DS = ,027$ ) 278 di 17 anni ( $M = 17,4$ ;  $DS = 0,26$ ), 366 di 18 anni ( $M = 18,4$ ;  $DS = 0,28$ ), e 175 di età compresa tra 19 e 25 anni ( $M = 19,5$ ;  $DS = 0,79$ ), con circa il 45% di ragazze in ogni livello di età.

### ***Procedura***

Sono state contattate diverse scuole nelle città scelte per l'indagine presentando il progetto della ricerca e, nel caso in cui la scuola consentisse a partecipare, chiedendo di fornire alle famiglie e agli studenti maggiori informazioni il modulo per il consenso informato.

### ***Strumenti***

A tutti i partecipanti è stato somministrato il questionario HIT. La traduzione dall'inglese è stata condotta separatamente dalla prima autrice e da una collaboratrice, ciascuna cercando di rendere il tono colloquiale delle domande, piuttosto che ottenere una corrispondenza letterale con l'inglese. Le due traduzioni sono state confrontate e poi discusse con una

terza collaboratrice. Ad alcuni gruppi di partecipanti sono stati somministrati anche altri strumenti, per accertarne la validità di costruito:

- 1) la versione italiana della Scala di disimpegno morale-civico (DMC, Caprara et al., 2006) è stata somministrata a 285 studenti veneti, di tutte le classi della secondaria. Si tratta di una scala a struttura monofattoriale formata da 40 item, validata sia su adolescenti tra 15 e 20 anni sia su adulti, che misura con scale Likert a 5 punti (1 = per nulla d'accordo, 5 = molto d'accordo) l'inclinazione a mettere in atto meccanismi di disimpegno morale in varie circostanze della vita quotidiana.
- 2) Ai medesimi 285 studenti veneti è stato somministrato anche il questionario sui valori di Schwartz (1992). Si tratta di una lista di 56 valori, indicati con un nome seguito tra parentesi una breve descrizione, ad esempio: "Potere sociale (controllo sugli altri, dominanza)". Il partecipante deve indicare l'importanza di ciascun item come valore guida nella sua vita su una scala di Likert a 9 punti che va da 7 (di suprema importanza) a -2 (opposto ai miei valori). I 56 item sono raggruppati in dieci valori superordinati: autodirezione, stimolazione, edonismo, successo, potere, sicurezza, conformismo, tradizione, benevolenza, universalismo. Il questionario è stato tradotto in italiano seguendo la stessa procedura usata per il questionario HIT. La correlazione tra una versione semplificata di questo questionario<sup>1</sup> e il questionario DMC è stata esaminata da Bacchini, Affuso, Amodeo e Aquilar (2011), i quali hanno trovato delle correlazioni negative con benevolenza ( $r = 0,20$ ) e universalismo ( $r = 0,30$ ) e delle correlazioni positive con stimolazione ( $r = 0,18$ ), successo ( $r = 0,20$ ), potere ( $r = 0,22$ ) ed edonismo ( $r = 0,23$ )<sup>2</sup>. Ci aspettavamo perciò di trovare correlazioni simili tra HIT e questionario sui valori.
- 3) La scala sulla disapprovazione della devianza e quella sulla devianza dichiarata del questionario "Io e la mia salute" (Bonino, Cattellino e Ciairano e Jessor, 2003), sono state somministrate a 587 ragazzi, di I, III, e V classe residenti in Veneto, Sicilia, Trentino e Venezia Giulia, suddivisi nelle seguenti fasce di età: 13 a 14 = livello 1 (204 partecipanti); da 15 a 17: livello 2 (109 partecipanti); 18 = livello 3 (168 par-

<sup>1</sup> Si tratta del *Portrait Values Questionnaire*, un questionario i cui contenuti sono simili a quelli del Schwartz Value Survey, ma rivolto a soggetti più giovani o con scarsa scolarizzazione. Gli item, anziché chiedere ai rispondenti quanto è per loro importante un certo valore, chiedono quanto pensano di somigliare alla descrizione di una persona che ispira la sua vita a quel valore.

<sup>2</sup> L'articolo di Bacchini et al. (2011) riportava le correlazioni mediante dei grafici che consentono solo una stima approssimativa dei valori di  $r$ . Non viene data alcuna informazione sulla significatività delle correlazioni.

tecipanti); oltre 18 = livello 4 (106 partecipanti). Il questionario “Io e la mia salute” è la versione italiana dell’*Health Behavior Questionnaire* di Jessor, Donovan e Costa (1992) e comprende circa 600 domande riguardanti tutti gli aspetti della vita di un adolescente. Le domande sulla disapprovazione del comportamento deviante sono 13 e chiedono di indicare su una scala a 4 punti (1 = per niente sbagliato, 4 = molto sbagliato) quanto è sbagliato un certo comportamento (ad esempio, rubare in un negozio, mentire ad un insegnante, partecipare ad una rissa). Le domande sui comportamenti devianti sono 16 e chiedono di indicare in una scala a 5 punti (1 = mai, 5 = 5 volte o più) quante volte durante gli ultimi 6 mesi si sono messi atto comportamenti simili a quelli della lista precedente.

## **Risultati**

### ***Struttura fattoriale dello HIT***

Per valutare la struttura fattoriale dello strumento abbiamo utilizzato dei modelli di analisi fattoriale confermativa con uno stimatore Diagonally Weighted Least Squares (DWLS), più appropriato per gestire la natura ordinale delle scale di tipo Likert contenute nello strumento (si veda ad es. Casacci e Pareto, 2015; Flora e Curran, 2004; Jamieson, 2004; Yang-Wallentin, Jöreskog, e Luo, 2010). Per valutare la bontà dell’adattamento del modello abbiamo preso in considerazione tre indici: (1) il Comparative Fit Index (CFI); (2) il Non-Normed Fit Index (NNFI); (3) il Root-Mean-Square Error of Approximation (RMSEA). Tali indici indicano dei fit ottimali quando nel caso di (1) e di (2) si ottengono valori superiori a 0,95 e nel caso di (3) si ottengono valori inferiori a 0,06 (Hu e Bentler, 1999).

Considerando l’elevato numero di soggetti a disposizione (1688), abbiamo utilizzato una strategia di cross-validazione suddividendo il campione totale in tre sotto-campioni casuali ottenuti stratificando per classe e scuola, rispettivamente di N1 = 423 partecipanti, N2 = 676 partecipanti, N3 = 589 partecipanti. Quindi abbiamo proceduto analizzando prima di tutto le singole scale del questionario sul primo sotto-campione e successivamente testando i modelli fattoriali completi sul secondo e sul terzo. Un totale di 62 partecipanti (pari al 3,7%) del campione non aveva risposto a tutte le domande e non sono perciò rientrati nelle analisi.

La tabella 3 riporta gli indici di fit ottenuti sulle singole scale ed i relativi alfa di Cronbach nel primo campione. Avendo ottenuto per tutte le scale dei buoni fit abbiamo proceduto alla valutazione dei modelli fattoriali completi utilizzando per le stime gli altri due sotto-campioni.

Tab. 3 - *Indici di fit sulle singole scale ottenuti sul primo campione di soggetti*

Scale	item	n	cfi	nnfi	rmsea	alfa
Autocentrazione	9	421	0,96	0,95	0,08	0,79
Incolpare gli altri	10	422	0,96	0,95	0,06	0,77
Minimizzare nomi sbagliati	9	420	0,97	0,96	0,07	0,82
Attendarsi il peggio	11	417	0,97	0,96	0,08	0,82

Nel secondo sotto-campione abbiamo prima testato il modello fattoriale proposto da Nas, Brugman, e Kooops (2008), caratterizzato dalla presenza dei 4 fattori relativi alle distorsioni cognitive, un fattore sovraordinato di questi, la scala delle RA e quella dei RP, per un totale di 7 fattori. Sebbene gli indici di fit abbiano riportato valori ottimali, questo modello ha presentato problemi nella stima degli errori standard dei parametri e pertanto non è stato possibile considerarlo accettabile<sup>3</sup>. Abbiamo allora eliminato dal modello il fattore sovraordinato, con l'obiettivo di semplificare il modello, e ritestato questa nuova soluzione a 6 fattori sulla quale non sono stati riscontrati problemi di stima ed abbiamo ottenuti degli indici di fit soddisfacenti: CFI = 0,959, NNFI = 0,957 e RMSEA = 0,061.

A questo punto abbiamo utilizzato il terzo sotto-campione per ritestare questo modello ottenendo gli stessi indici di fit: CFI = 0,959, NNFI = 0,957 e RMSEA = 0,059. Da ultimo, abbiamo confrontato le stime delle saturazioni fattoriali in questi due sotto-campioni riscontrando dei valori molto simili (la differenza media tra i valori è stata pari a 0,007 con DS = 0,02), ad ulteriore supporto della bontà/stabilità del modello.

Per le analisi successive abbiamo calcolato i punteggi fattoriali relativi alle quattro scale delle distorsioni cognitive. La scelta di utilizzare i punteggi fattoriali è motivata dal fatto che permettono di superare il problema metrico (la natura ordinale della scala Likert) e pesare ciascun item con i *factor loadings* ottenendo dei valori più coerenti con la struttura fattoriale del modello testato.

<sup>3</sup> Se l'algoritmo di stima dei parametri, pur raggiungendo la convergenza, non riesce a stimare gli errori standard dei parametri, il modello potrebbe non essere identificato. Pertanto, così come non sono accettabili modelli che raggiungono la convergenza ma producono parametri non coerenti (es. varianze negative, correlazioni fuori dall'intervallo 0-1), riteniamo non accettabile un modello in cui non vengono stimati gli errori standard dei parametri. Ad ulteriore supporto di questa scelta, ricordiamo che senza l'errore standard non è possibile valutare la significatività statistica.



### ***Effetti delle variabili demografiche sui punteggi allo HIT***

Luogo di residenza dei partecipanti, genere sessuale, tipo di scuola frequentata e livello di età sono state le variabili indipendenti inserite nell'analisi condotta. Nello specifico, il luogo di residenza è stato categorizzato in regioni del Nord (Veneto, Trentino, Friuli Venezia Giulia) e regioni del Sud (Puglia e Sicilia). Il tipo di scuola frequentata è stato categorizzato in due livelli (Istituto professionale/Istituto tecnico vs. Liceo). Quanto alle variabili dipendenti, abbiamo impiegato i punteggi fattoriali corrispondenti alle quattro sotto-scale destinate a registrare le distorsioni cognitive (Autocentratura, Incolpare gli altri, Minimizzare /nomi sbagliati, Attendersi il peggio). Abbiamo condotto una Manova multifattoriale, dalla quale sono emersi:

- l'effetto principale della variabile genere sessuale sulle quattro sotto-scale: Autocentratura:  $F_{1,1640} = 26,54$ ;  $p < 0,001$ ;  $\eta^2 = 0,016$ ; Incolpare gli altri:  $F_{1,1640} = 21,84$ ;  $p < 0,001$ ;  $\eta^2 = 0,013$ ; Minimizzare:  $F_{1,1640} = 34,57$ ;  $p < 0,001$ ;  $\eta^2 = 0,021$ ; Attendersi il peggio:  $F_{1,1640} = 10,74$ ;  $p < 0,001$ ;  $\eta^2 = 0,007$ )
- l'effetto principale della variabile tipo di scuola frequentata: Autocentratura:  $F_{1,1640} = 4,65$ ;  $p < 0,031$ ;  $\eta^2 = 0,003$ ; Incolpare gli altri:  $F_{1,1640} = 4,72$ ;  $p < 0,001$ ;  $\eta^2 = 0,003$ ; Minimizzare:  $F_{1,1640} = 14,16$ ;  $p < 0,001$ ;  $\eta^2 = 0,009$ ; Attendersi il peggio:  $F_{1,1640} = 7,62$ ;  $p < 0,001$ ;  $\eta^2 = 0,005$ .
- l'effetto principale della variabile livello di età: Autocentratura:  $F_{1,1640} = 4,62$ ;  $p < 0,001$ ;  $\eta^2 = 0,014$ ; Incolpare gli altri:  $F_{1,1640} = 9,79$ ;  $p < 0,001$ ;  $\eta^2 = .029$ ; Minimizzare:  $F_{1,1640} = 5,53$ ;  $p < 0,001$ ;  $\eta^2 = 0,017$ ; Attendersi il peggio:  $F_{1,1640} = 6,02$ ;  $p < 0,001$ ;  $\eta^2 = 0,018$ .

- Non è risultato significativo l'effetto della variabile luogo di residenza, così come non sono emerse interazioni fra le variabili considerate.

I risultati fin qui ottenuti, diversamente da quelli riportati da Barriga et al. (2001), mettono in luce una sistematica tendenza dei maschi e degli alunni di scuole professionali e istituti tecnici a manifestare punteggi delle distorsioni cognitive più alti rispetto alle femmine e agli alunni dei licei. Per un confronto più sistematico dei punteggi fattoriali nelle distorsioni cognitive a carico dei partecipanti differenziati per genere sessuale, tipo di scuola e livello di età, si veda la Tab.4.

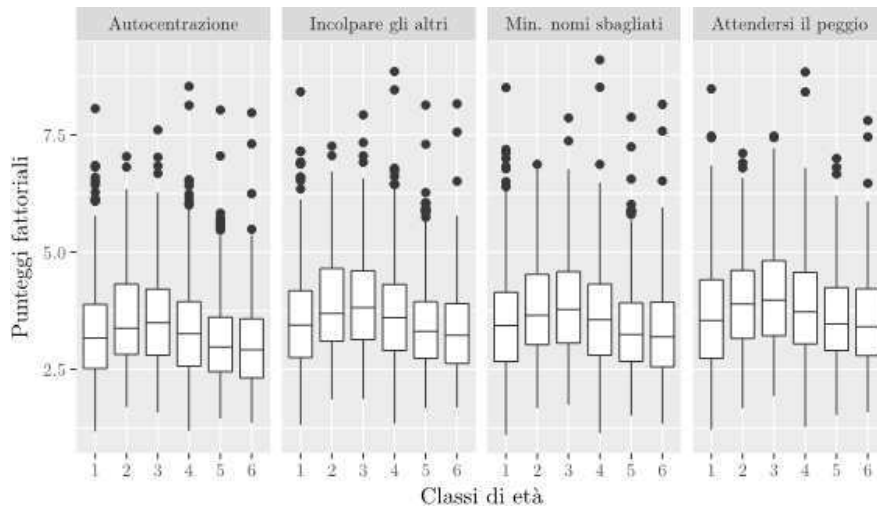
È opportuno sottolineare che la significatività statistica degli effetti principali emersi è facilmente giustificabile tenendo conto della cospicua numerosità dei campioni presi in esame nella nostra indagine. Una riprova di tale fenomeno discende anche dai valori di  $\eta^2$ , che accompagnano nei termini di *effect size* i valori di  $F$  corrispondenti alle diverse variabili considerate: essi risultano particolarmente ridotti.

Tab. 4 - *Punteggi fattoriali medi (e deviazioni standard) alle sottoscale del questionario HIT in relazione al genere e al tipo di scuola frequentata*

Distorsione cognitiva	Genere		Tipo di scuola frequentata	
	Femmine	Maschi	Professionale o Istituto Tecnico	Liceo
Autocentrazione	2,77 (0,76)	3,06 (0,81)	2,99 (0,91)	2,84 (0,79)
Incolpare gli altri	2,55 (0,67)	2,79 (0,74)	2,73 (0,72)	2,61 (0,70)
Minimizzare	2,21 (0,71)	2,57 (0,80)	2,49 (0,80)	2,27 (0,74)
Attendarsi il peggio	2,52 (0,69)	2,71 (0,74)	2,68 (0,77)	2,54 (0,71)

Per altro, la sistematicità con cui gli effetti principali emergono sembra costituire una prova che la distribuzione dei dati ha un andamento la cui logica è ragionevolmente giustificabile. A questo proposito, un andamento particolare interessante presenta la variabile livello di età (14, 15, 16, 17, 18, oltre 18 anni). In maniera costante il punteggio totale allo HIT e alle singole sotto-scale aumenta nel passaggio dai 14 ai 16 anni, per diminuire dai 17 in poi. Non abbiamo indicazioni circa il manifestarsi dello stesso trend in altri contributi di ricerca che avevano fatto ricorso ad analogo differenziazione dei livelli di età. È vero però che in sede di analisi dei risultati molti autori (cf. Fernandez et al., 2013) si sono limitati ad analizzare la correlazione tra età e punteggi: il fatto che non siano emerse correlazioni è compatibile con il trend curvilineo messo in evidenza dalla presente ricerca. Il trend emerso nei punteggi fattoriali delle sotto-scale dello HIT è illustrato dalla fig. 1, che evidenzia con chiarezza la sistematicità dell'andamento curvilineo della distribuzione dei punteggi classificati in base all'età dei partecipanti. Dalla figura emerge anche la presenza di punteggi decisamente differenziati rispetto al valore mediano nei diversi livelli della variabile considerata, coerentemente con i bassi indici di  $\eta^2$  ai quali abbiamo poco sopra accennato.

Fig. 1 - *Punteggi fattoriali nelle sotto-scale relative alle distorsioni cognitive ai diversi livelli di età*



***Punteggi corrispondenti ai cut-off***

A titolo descrittivo, abbiamo effettuato il calcolo dei punteggi percentili relativi alle risposte ottenute dai partecipanti italiani nello HIT globale e nelle 4 sotto-scale delle distorsioni cognitive. In tabella 6 vengono presentati i valori corrispondenti alla mediana e ai percentili che nella ricerca di validazione americana sono immediatamente superiori ai due cut-off (73° e 83°).

Tab. 5 - *Punteggi corrispondenti al 50°, 74° e 84° percentile nel campione di validazione americano e nella presente ricerca*

Scala	Percentili					
	50°		74°		84°	
	Ital.	Amer.	Ital.	Amer.	Ital.	Amer.
Hit totale	2,6	2,4	3,0	2,8	3,3	3,0
Autocentratura	2,9	2,4	3,4	2,9	3,8	3,2
Incolpare gli altri	2,7	2,4	3,1	2,8	3,4	3,1
Minimizzare/nomi sbagliati	2,4	2,3	2,9	2,7	3,2	3,0
Attendarsi il peggio	2,6	2,4	3,0	2,7	3,4	3,0

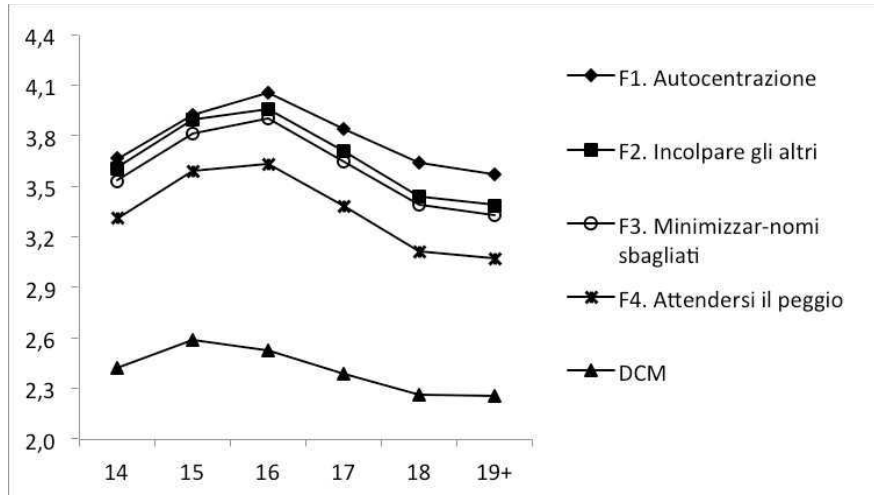
È interessante notare che i partecipanti americani hanno sistematicamente ottenuto dei punteggi minori rispetto a quelli del nostro campione italiano. Le altre ricerche condotte con l'HIT indicano notevoli differenze a seconda dei paesi in cui lo strumento è stato somministrato: i punteggi più alti, in normali popolazioni studentesche, sono riportati in Spagna (maschi,  $M = 3,19$ ;  $DS = 0,63$ ; femmine,  $M = 2,85$ ;  $DS = 0,58$ ), Curaçao ( $M = 2,78$ ;  $DS = 0,76$ ) e Olanda ( $M = 2,71$ ;  $DS = 0,73$ ), mentre quelli della Svezia sono allineati a quelli americani ( $M = 2,23$ ;  $DS = 0,79$ ). I punteggi più bassi sono rilevati in Australia (maschi,  $M = 1,72$ ;  $DS = 0,49$ ; femmine  $M = 1,62$ ,  $DS = 0,51$ ), ma si trattava di un campione formato da studenti universitari e altri adulti, con un'età media complessiva di 34 anni.

### ***Le procedure di validazione concorrente***

Prima di esaminare la correlazione tra HIT e lo DMC, abbiamo effettuato due separate ANOVE, 2(sesto) X 2 (tipo di scuola) X 6 (livello di età), una sui punteggi fattoriali al questionario HIT, l'altra sul punteggio medio al DMC. Per quanto concerne lo HIT i risultati hanno confermato quelli rilevati sul campione complessivo, e cioè i tre effetti principali di Distorsione  $F_{3,786} = 168,8$ ;  $p < 0,001$ ,  $\eta^2 = 0,39$ ) età,  $F_{1,262} = 2,27$ ;  $p = 0,048$ ,  $\eta^2 = 0,042$ ); tipo di scuola ( $F_{1,262} = 7,13$ ;  $p = 0,008$ ,  $\eta^2 = 0,027$ ), sesso  $F_{1,262} = 10,42$ ;  $p < 0,001$ ,  $\eta^2 = 0,038$ ). I ragazzi di professionali e istituto tecnico hanno ottenuto punteggi fattoriali medi superiori a quelli dei licei ( $M = 3,8$ ,  $DS = 1,1$ , rispetto a  $M = 3,4$ ,  $DS = 1$ ); i maschi hanno ottenuto punteggi fattoriali medi superiori alle femmine ( $M = 3,9$ ;  $DS = 1,1$ ; rispetto a  $M = 3,4$ ;  $DS = 0,9$ ). L'interazione tra distorsione cognitiva e livello di età è risultata marginalmente significativa ( $F_{15,786} = 1,6$ ;  $p = 0,057$ ,  $\eta^2 = 0,03$ ). Una configurazione simile è emersa nello DMC: livello di età ( $F_{5,262} = 2,76$ ;  $p = 0,02$ ,  $\eta^2 = 0,05$ ); tipo di scuola (Istituti vs. Liceo =  $2,47 > 2,29$ ;  $F_{1,262} = 7,72$ ;  $p = 0,006$ ,  $\eta^2 = 0,029$ ); sesso (M vs. F =  $2,45 > 2,30$ ;  $F_{1,26} = 4,39$ ;  $p = 0,04$ ,  $\eta^2 = 0,016$ ). Nessuna interazione è risultata significativa. In entrambi i questionari l'andamento dei punteggi medi in relazione ai livelli di età segue una traiettoria a U invertita (vedi figura 2).

È stata quindi calcolata la correlazione tra i punteggi fattoriali corrispondenti alle quattro sottoscale dell'HIT e il punteggio totale di disimpegno del questionario DMC: le correlazioni si sono distribuite tra un massimo di  $r(248) = 0,703$  per Minimizzare-fare nomi sbagliati e un minimo di  $0,685$  per Attendere il peggio.

Fig. 2 - *Punteggi fattoriali medi nelle sottoscale dello HIT e punteggio medio allo DCM nei diversi livelli di età*

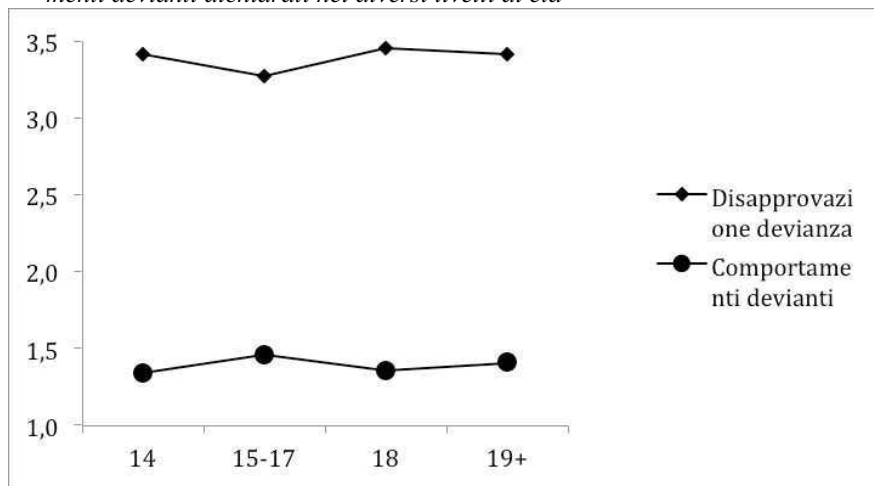


Abbiamo infine analizzato le correlazioni tra i punteggi fattoriali dell'HIT e i valori misurati con il questionario di Schwartz. Come ci aspettavamo, i risultati corrispondono a quelli trovati da Bacchini et al. (2011). Sono risultate significative (tutte per  $p < 0,01$  a due code) le correlazioni positive dei quattro fattori con potere ( $r$  compresi tra 0,35 e 0,40), edonismo ( $r$  compresi tra 0,28 e 0,31), stimolazione ( $r$  compresi tra 0,27 e 0,31) e successo ( $r$  compresi tra = 0,15 e 0,17); e quelle negative con benevolenza (comprese tra -0,18 e -0,20) e universalismo (tutte pari a  $r = -0,20$ ). In aggiunta, e diversamente da Bacchini et al. (2011) sono risultate significative anche la correlazioni con conformismo ( $r$  compresi tra -0,21 e -0,28) e spiritualità ( $r$  compresi tra -0,16 e -0,17).

Prima di analizzare le correlazioni tra i punteggi al questionario HIT e quelli nelle scale di disapprovazione della devianza e di comportamenti devianti dichiarati, esaminati nel sotto-campione di 587 studenti, abbiamo innanzitutto proceduto alla verifica della coerenza interna delle due scale, ottenendo valori di alfa pari rispettivamente a 0,894 e 0,834. Abbiamo quindi effettuato due distinte ANOVA 2(sesto) X 2 (tipo di scuola) X 6 (livello di età) sui punteggi medi di ciascuna delle due scale. Nella disapprovazione della devianza sono risultati significativi gli effetti del genere ( $F_{1,571} = 25,25, p < 0,001, \eta^2 = 0,042$ ), e del tipo di scuola  $F_{1,571} = 9,7; p < 0,001, \eta^2 = 0,017$ ). Le condotte devianti sono state disapprovate più dalle femmine ( $M = 3,54; DS = 0,36$ ) che dai maschi ( $M = 3,27; DS = 0,54$ ) e

dai ragazzi del liceo ( $M = 3,51$ ;  $DS = 0,42$ ) che da quelli di scuole professionali e tecniche ( $M = 3,29$ ;  $DS = 0,52$ ). Il livello di età è risultato solo tendenzialmente significativo ( $F_{3, 571} = 2,37$ ;  $p < 0,07$ ,  $\eta^2 = 0,012$ ), con la medie più basse conseguita nel livello di età di 15-17 anni.

Fig. 3 - *Punteggi medi totali di disapprovazione della devianza e di comportamenti devianti dichiarati nei diversi livelli di età*



Nella figura si può osservare che i punteggi medi relativi alla disapprovazione della devianza e quelli relativi alle condotte devianti dichiarate hanno un andamento speculare. Anche per la devianza dichiarata è risultato significativo il genere ( $F_{1,571} = 25,1$ ;  $p < 0,001$ , mentre livello di età è risultato solo marginalmente significativo ( $F_{3, 571} = 2,27$ ;  $p < 0,08$ ,  $\eta^2 = 0,012$ ) e così pure il tipo di scuola ( $F_{1, 571} = 2,56$ ;  $p = 0,06$ ,  $\eta^2 = 0,006$ ). specularmente alla precedente analisi, i maschi hanno dichiarato comportamenti devianti ( $M = 1,47$ ;  $DS = 0,42$ ) più spesso delle femmine ( $M = 1,27$ ;  $DS = 0,27$ ) e gli studenti degli istituti professionali e tecnici ( $M = 1,44$ ;  $DS = 0,42$ ) più spesso di quelli di liceo ( $M = 1,31$ ;  $DS = 0,29$ ). Abbiamo infine proceduto al calcolo del coefficiente di correlazione tra i punteggi fattoriali della scala HIT e i punteggi di disapprovazione delle condotte devianti e di comportamenti devianti dichiarati. In coerenza con le ipotesi, i punteggi di HIT sono correlati positivamente con la dichiarazione di condotte devianti ( $r$  compresi tra 0,58 e 0,59) e negativamente con la loro disapprovazione ( $r$  compresi tra 0,58 e 0,68), in entrambi i casi con un livello di significatività pari a  $p = 0,001$ .

## Discussione

Lo scopo della presente ricerca era quello di contribuire a chiarire le proprietà psicometriche del questionario HIT e di fornire dei criteri di riferimento per un suo utilizzo con ragazzi italiani. L'analisi fattoriale confermativa, applicata in successione a tre diversi sotto-campioni, ha confermato la struttura a sei fattori, cioè le quattro distorsioni cognitive, gli item riempitivi e quelli destinati ad evidenziare risposte anomale. La struttura fattoriale emersa ha costituito una conferma di quella già identificata nello studio di validazione americano e in alcuni degli studi condotti in altri paesi. Gli alfa di Cronbach delle sottoscale sono risultati tutti superiori a .77, confermando l'affidabilità dello strumento. Infine, la validità convergente è stata confermata 1) dalle correlazioni positive ed elevate con il DCM, uno strumento che misura un costrutto simile seppur non identico a quello di meccanismo di disimpegno morale; 2) dalle correlazioni positive ed elevate con la frequenza di comportamenti devianti dichiarata, e dalla correlazione negativa con la disapprovazione della devianza; infine, 3) dalla sequenza di correlazioni tra il punteggio HIT e i punteggi di adesione alla lista di valori proposta da Schwartz. Queste correlazioni confermano quelle riportate nella letteratura.

A differenza di quanto riportato nel manuale dell'HIT (Barriga et al., 2001) sono emerse differenze, di piccola entità (la varianza che spiegano va da 0,005 a 0,033) ma significative, tra i sessi, tra studenti di indirizzi diversi (professionale o tecnico, rispetto al liceo) che abbiamo considerato indicatori dello SES, e tra livelli di età. Le ragazze hanno riportato punteggi inferiori a quelli dei ragazzi nell'HIT totale e nelle singole distorsioni cognitive, così come nel MCD e nei comportamenti devianti dichiarati; viceversa, i loro punteggi sono risultati maggiori nella disapprovazione della devianza. Questi risultati, pur differenziandosi da quelli di Barriga et al. (2001), e Bacchini et al. (2016), sono congruenti con quelli degli altri studi condotti con l'HIT in cui è stato effettuato un confronto fra i sessi (Lardén, Melin, Holst, e Långström, 2006; Fernández et al., 2013). Analoga congruenza è emersa con studi in cui si proponevano dei confronti tra generi nei meccanismi di disimpegno morale (DM e DMC) (Bandura et al., 1996; Caravita et al., 2014; Caprara et al., 2009, 2014; Paciello et al., 2008), e con la maggiore frequenza di comportamenti devianti e di comportamenti esternalizzanti che solitamente si riscontra nei maschi (Bonino et al., 2003).

Lo SES non è stato considerato nelle ricerche americane di validazione del questionario HIT (Barriga et al., 2001) e neppure in quelle condotte in altri paesi, ad eccezione di quella di Bacchini et al. (2016), nella quale

non è emersa alcuna associazione significativa tra SES e punteggi HIT. Nas et al. (2008) riportano di aver trovato punteggi nettamente più alti negli studenti con un livello di istruzione inferiore, ma non specificano come questo livello sia stato operazionalizzato. Nelle ricerche sui meccanismi di disimpegno morale e sul DMC, in genere lo status o il percorso di studi non sono stati messi a fattore; fa eccezione lo studio di Bandura e Caprara (1996), dal quale tuttavia non sono emerse differenze legate allo status socio-economico dei partecipanti. I valori più elevati nelle distorsioni cognitive e nei meccanismi di disimpegno morale espressi dai ragazzi che frequentano scuole associate ad uno SES più basso sono però congruenti con la letteratura sui rapporti tra SES e comportamenti devianti (es., Defoe, Farrington, e Loeber, 2013): questi comportamenti, come abbiamo già avuto modo di notare, sono positivamente correlati con le distorsioni cognitive.

Infine, a differenza di quanto riportato da Barriga et al. (2001), nella nostra ricerca sono emerse differenze significative fra i livelli di età: il punteggio totale allo HIT e alle singole sotto-scale aumenta fra i 14 e i 16 anni, per diminuire dai 17 in poi. È possibile che un trend simile fosse presente nei dati degli autori citati e che essi non lo abbiano rilevato, poiché si sono limitati ad analizzare la correlazione tra età e punteggi: il fatto che non siano emerse correlazioni è compatibile con il trend curvilineo messo in evidenza dalla presente ricerca. Anche Fernández et al. (2013), che avevano sottoposto lo strumento a studenti fra gli 11 e i 19 anni hanno trovato (ma solo nei maschi) una debole correlazione positiva pari a 0,10. Quanto alle altre ricerche in cui l'HIT è stato somministrato a ragazzi di età diverse, in alcuni casi non sono stati condotti confronti tra le età (Barriga et al., 2008; van Lewen et al., 2013), in altri si sono posti a confronto due soli gruppi di età (ragazzi e adulti, Wallinius et al., 2011; studenti di I e IV superiore, Bacchini et al., 2016) trovando punteggi di HIT più bassi nel sotto-campione formato da partecipanti di età maggiore. Questi risultati, basati su confronti incompleti, suggeriscono una diminuzione dei punteggi dell'HIT con l'avanzare dell'età.

Altrettanto incompleti sono i dati sulle differenze di età nelle ricerche sui meccanismi di disimpegno morale, un costrutto, come abbiamo visto, simile a quello misurato dall'HIT e con esso significativamente correlato. Nella prima ricerca di validazione del DM, condotta con ragazzi tra 11 e 15 anni, non sono state osservate differenze tra le età (Bandura et al., 1996); nelle ricerche di validazione dello DMC, condotte con partecipanti la cui età andava dai 15 agli 85 anni, l'età non è stata presa in considerazione. In uno studio longitudinale (due somministrazioni a distanza di 12 mesi) è emerso che il punteggio nel DM aumentava lievemente con l'età



in ragazzi che alla prima somministrazione erano tra i 11 e i 14 anni, passando da una media di 2,32 (DS = 0,64) a una media di 2.39 (DS = 0,72) (Caravita, Sijtsema, Rambaran e Gini, 2014).

Studi longitudinali più sofisticati sui meccanismi di disimpegno morale in relazione ad altri costrutti hanno cercato di individuare non una singola traiettoria di sviluppo (l'unica che si può identificare con ricerche trasversali come la nostra), ma tipi diversi, come avvenuto nelle ricerche sullo sviluppo dei comportamenti antisociali (es., Moffitt, 1993), pervenendo a risultati analoghi (Paciello, Fida, Tramontano, Lupinetti e Caprara, 2008). I percorsi identificati per le età comprese fra 13 e 20 anni sono quattro: due sono caratterizzati da un livello iniziale basso o moderato seguito da un declino più o meno rapido, uno è caratterizzato da punteggi stabilmente elevati, e solo uno segue una una traiettoria U rovesciata. Con ogni probabilità, conducendo un'indagine longitudinale con il questionario HIT si potrebbero distinguere percorsi di sviluppo diversificati.

La traiettoria a U rovesciata evidenziata dai nostri dati richiama, sia nella forma che nei livelli di età a cui è associato l'apice, la traiettoria dei cambiamenti nella propensione al rischio degli adolescenti, con un aumento fra gli 11 e i 16 anni seguito da un rapido declino. Alla base di questi cambiamenti sembrano esserci i diversi tempi di maturazione di due aree cerebrali: una subcorticale, coinvolta nella risposta a stimoli piacevoli, la cui attività aumenta in coincidenza della pubertà, e una altra, corticale, preposta alla regolazione del comportamento, la cui maturazione si protrae fin oltre i 20 anni (Steinberg, 2009). La spiegazione di questa coincidenza tra le due curve è suggerita da uno studio longitudinale condotto da Harden, Quinn, e Tucker-Drob (2012) su un ampio campione di ragazzi fra i 10 e i 16 anni per rilevare la relazione tra ricerca di sensazioni e la frequenza di comportamenti devianti; si è visto che tanto la ricerca di sensazioni (connessa ai cambiamenti nella risposta a stimoli piacevoli) quanto i comportamenti devianti aumentano in questo arco di età e che un aumento della prima precede l'aumento dei secondi, indicando un rapporto di causa-effetto. Questi risultati suggeriscono che anche l'aumento nell'uso delle distorsioni cognitive a servizio del sé, evidenziato dalla presente indagine, possa essere la conseguenza dell'aumento della propensione al rischio, direttamente o attraverso la mediazione della tendenza a compiere comportamenti antisociali. Questa ipotesi può solo essere verificata da uno studio longitudinale.

Un'ultima differenza tra i risultati della presente ricerca e quelli dell'indagine di validazione del questionario HIT condotta negli Stati Uniti riguarda i punteggi ottenuti dai partecipanti, sia nello HIT totale, sia nelle sotto-scale. Abbiamo visto che i punteggi dei ragazzi italiani sono note-

volmente più elevati di quelli ottenuti dai ragazzi americani; lo stesso risultato è emerso nell'altro studio condotto in Italia (Bacchini et al., 2016). Il confronto tra le scale non è stato condotto da Barriga et al. (2001), ma le differenze tra scale che essi riportano sono minori (quella massima è di 0,11).

La discrepanza tra i punteggi del campione normativo americano e quelli italiani e di altri paesi suggerisce cautela nell'uso dei punteggi a scopo clinico. Quello che a nostro avviso va considerato è il significato dei punteggi in rapporto alla scale mediante cui vengono assegnati. Sotto il 3 c'è un disaccordo più o meno profondo con delle affermazioni che esprimono distorsioni cognitive, punteggi superiori vanno dalla neutralità al sostegno.

In conclusione, ribadiamo che il questionario HIT può essere utile usato nel contesto italiano. Studi ulteriori nel nostro paese potrebbero cercare di colmare i limiti del presente lavoro: la mancanza di una rilevazione diretta del SES, e un gruppo di confronto composto da ragazzi che hanno avuto problemi con la giustizia.

## **Bibliografia**

- Achenbach, T.M., (1991). *Manual for the Youth self-report for ages 11-18*. Burlington, VT University of Vermont Department of Psychiatry.
- Bacchini, D., Affuso, G., Amodeo, A.L., & Aquilar, S. (2011). Valori e condotte morali. In G.V. Caprara, E. Scabini, P. Seca, & S. H. Schwartz (Eds.), *I valori nell'Italia contemporanea* (pp. 133-158). Milano: FrancoAngeli.
- Bacchini, D., deAngeli, G., Affuso, G., & Brugman, D. (2015). The Structure of Self-Serving Cognitive Distortions: A Validation of the "How I Think" Questionnaire in a Sample of Italian Adolescents. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 1-18. DOI: 10.1177/0748175615596779.
- Ball, R.A. (1966). An empirical exploration of neutralization theory. *Criminology*, 4, 22-32.
- Bandura, A. (1991). Social cognitive theory of moral thought and action. In W. M. Kurtines & J.L. Gewirtz (Eds.), *Handbook of moral behavior and development* (Vol. 1, pp. 45-103). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Bandura, A. (2002). Selective Moral Disengagement in the Exercise of Moral Agency. *Journal of Moral Education*, 31(2), 101-119. DOI: 10.1080/0305724022014322.
- Bandura, A., Barbaranelli, C., Caprara, G.V., & Pastorelli, C. (1996). Mechanisms of moral disengagement in the exercise of moral agency. *Journal of Personality and Social Psychology*, 71(2), 364-374.

- Barabanti, P. (2015). Il nodo dell'apprendimento. Una comparazione fra studenti italiani. In M. Santagati & V. Ongini (Eds.), *Alunni con cittadinanza non italiana. Tra difficoltà e successi stranieri di prima e di seconda generazione. Quaderni ISMU*, 81-96.
- Barriga, A.Q., & Gibbs J.C. (1996). Measuring Cognitive Distortion in Antisocial Youth: Development and Preliminary Validation of the "How I Think" Questionnaire. *Aggressive Behavior*, 22, 333-343.
- Barriga, A.Q., Gibbs J.C., Potter G.B., & Liau A.K. (2001). *How I Think (HIT) Questionnaire Manual*. Champaign; IL: Research Press.
- Barriga, A.Q., Hawkins M.A., & Camelia C.R.T. (2008). Specificity of cognitive distortions to antisocial behaviours Criminal. *Behaviour and Mental Health*, 18, 104-116. DOI: 10.1002/cbm.683.
- Barriga, A.Q., Landau, J.R., Stinson, B.L., Liau, A.K., & Gibbs, J.C. (2000). Cognitive distortion and problem behaviors in adolescents. *Criminal Justice and Behavior*, 27(1), 36-56. DOI: 10.1177/0093854800027001003.
- Blasi, A. (1980). Bridging moral cognition and moral action: a critical review of the literature. *Psychological Bulletin*, 88, 1-45.
- Bonino, S., Cattellino, E., Ciairano, S., & Jessor, R. (2003). *Adolescenti e rischio: comportamenti, funzioni e fattori di protezione*. Firenze: Giunti.
- Caprara, G.V., Barbaranelli, C., Pastorelli, C., Iafra, C., Berretta, M., & Bandura, A. (2006). La misura del disimpegno morale nel contesto delle trasgressioni dell'agire quotidiano. *Giornale Italiano di Psicologia*, 33(1), 83-105.
- Caprara, G.V., Fida, R., Vecchione, M., Tramontano, M., & Barbaranelli, C. (2009). Assessing civic moral disengagement: Dimensionality and construct validity. *Personality and Individual Differences*, 47, 504-509. DOI: 10.1037/a0034488.
- Caravita, S.C., Sijtsema, J.J., Rambaran, A.J., & Gini, G. (2014). Peer influence on moral disengagement in late childhood and early adolescence. *Journal of Youth and Adolescence*, 43, 193-207. DOI 10.1007/s10964-013-9953-1.
- Casacci, S., & Pareto, A. (2015). Methods for quantifying ordinal variables: a comparative study. *Quality & Quantity*, 49, 1859-1872.
- Chabrol, H., Van Leeuwen, N., Rodgers, R.F., & Gibbs, J.C. (2011). Relations between self-serving cognitive distortions, psychopathic traits, and antisocial behavior in a non-clinical sample of adolescents. *Personality and Individual Differences*, 51, 887-892.
- Defoe, I.N., Farrington, D.P., & Loeber, R. (2013). Disentangling the relationship between delinquency and hyperactivity, low achievement, depression, and low socioeconomic status: Analysis of repeated longitudinal data. *Journal of Criminal Justice*, 41, 100-107.
- Dodge, K.A. (1993). Social-Cognitive Mechanisms in the Development of Conduct Disorder and Depression. *Annual Review of Psychology*, 44, 559-584.
- Elliot, D.S., & Ageton, S.S. (1980). Reconciling race and class differences in self-reported and official estimates of delinquency. *American Sociological Review*, 45, 95-110.

- Farrell, A.D., Sullivan, T.N., Esposito, L.E., Aleta, L., & Meyer, A.L. (2005). A Latent Growth Curve Analysis of the Structure of Aggression, Drug Use, and Delinquent Behaviors and Their Interrelations Over Time in Urban and Rural Adolescents. *Journal of Research on Adolescence*, *15*(2), 179-204.
- Fernández, M.E.P., Rodríguez, J.M.A., Barriga, A.Q., & Gibbs, J.C. (2013). Psychometrical properties of the "How I Think" Questionnaire (HIT-Q) in adolescents. *Psicothema*, *25*(4), 542-548. DOI: 10.7334/psicothema2013.38.
- Flora, D.B., & Curran, P.J. (2004). An empirical evaluation of alternative methods of estimation for confirmatory factor analysis with ordinal data. *Psychological methods*, *9*, 466.
- Freud, A. (1936). *The ego and the mechanisms of defence*. London: The Hogarth Press. Trad. it.: L'io e meccanismi difesa. Firenze: Martinelli 1967.
- Fritsche, I. (2005). Predicting deviant behavior by neutralization: *Myths and findings*. *Deviant Behavior*, *26*, 483-510.
- Gibbs, J.C. (2013). *Moral development and reality: Beyond the theories of Kohlberg, Hoffman and Haidt. Third edition*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Gibbs, J.C., Basinger, K.S., & Fuller, D. (1992). *Moral maturity: Measuring the development of sociomoral reflection*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Gini, G., & Pozzoli, T. (2013). Measuring self-serving cognitive distortions: A meta-analysis of the psychometric properties of the How I Think Questionnaire (HIT). *European Journal of Developmental Psychology*, *10*(4), 510-517.
- Grive, R., & Panebianco, L. (2013). Assessing the role of aggression, empathy, and self-serving cognitive distortions in trait emotional manipulation. *Australian Journal of Psychology*, *65*, 79-88. DOI: 10.1111/j.1742-9536.2012.00059.x.
- Harden, K.P., Quinn, P.D., & Tucker-Drob, E.M. (2012). Genetically influenced change in sensation seeking drives the rise of delinquent behavior during adolescence. *Developmental Science*, *15*(1), 150-163. DOI: 10.1111/j.1467-7687.2011.01115.x.
- Helmond, P., Overbeek, G., Brugman, D., & C. Gibbs, J.C. (2014). A meta-analysis on cognitive distortions and externalizing problem behavior: associations, moderators, and treatment effectiveness. *Criminal Justice and Behavior*, *21*(4), 330-346, DOI: 10.1080/1068316X.2014.989164.
- Hu, L.T., & Bentler, P.M. (1999). Cutoff criteria for t indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, *6*(1), 1-55.
- Jamieson, S. (2004). Likert scales: how to (ab)use them. *Medical education*, *38*, 1217-1218.
- Jessor, R., Donovan, J.E., & Costa, F.M. (1992). Health behavior questionnaire. University of Colorado. Unpublished manuscript.
- Kohlberg, L., & Hersh, R.H. (1977). Moral development: A review of the theory. *Theory into Practice*, *16*(2), 53-59.
- Lardén, M., Melin, L., Holst, U., & Långström, N. (2006) Moral judgement, cognitive distortions and empathy in incarcerated delinquent and community control adolescents. *Psychology, Crime & Law*, *12*, 453-462.