
Il «Saving Inventory-Revised (SI-R)»: contributo alla verifica della struttura trifattoriale nella popolazione generale italiana

Caterina Novara – Dipartimento di Psicologia Generale, Università di Padova

Gioia Bottesi – Dipartimento di Psicologia Generale, Università di Padova

Stella Dorz – Casa di Cura Parco dei Tigli, Teolo (PD)

Massimiliano Pastore – Dipartimento di Psicologia dello Sviluppo e della Socializzazione, Università di Padova

Riassunto

La disposofobia (*hoarding disorder*) è definita dall'acquisizione e dalla conservazione di numerosi oggetti di scarso valore e da un conseguente ingombro degli spazi abitativi tale da precluderne l'uso. Il più importante strumento di valutazione dei comportamenti di accumulo è il *Saving Inventory-Revised (SI-R)*, che è formato da 23 item su una scala Likert a 5 punti. L'analisi fattoriale originaria ha identificato 3 scale: Ingombro, Difficoltà a disfarsi degli oggetti e Acquisizione; diversi adattamenti in lingua straniera del questionario hanno confermato sia le buone caratteristiche psicometriche sia la struttura trifattoriale osservate nella versione originaria. Il presente studio è stato condotto con l'obiettivo di verificare le caratteristiche psicometriche della versione italiana del SI-R; inoltre, attraverso l'analisi fattoriale confermativa si è voluto contribuire alla verifica della struttura trifattoriale su due campioni indipendenti di partecipanti tratti dalla popolazione non clinica. I risultati hanno confermato che la versione italiana del SI-R presenta buone coerenza interna e affidabilità test-retest, e un'accettabile intercorrelazione tra le scale. Inoltre, la bontà del modello a tre fattori è stata supportata. Si rendono necessari studi futuri volti a valutarne le caratteristiche psicometriche anche in campioni clinici.

Parole chiave: *Disposofobia, Assessment, Popolazione generale, Proprietà psicometriche.*

Abstract

The «Saving Inventory-Revised (SI-R)»: Study of the validity of the three-factor structure in Italian community samples

Hoarding disorder is defined by the acquisition and inability to discard a large amount of objects, leading to cluttered living spaces to the extent that normal activities are precluded. The most important self-report questionnaire assessing hoarding behaviours is the *Saving Inventory-Revised*

(SI-R), which is made up of 23 items on a 5-point Likert scale. The original factor analysis identified three subscales: Clutter, Difficulty discarding and Acquisition, and subsequent adaptations of the questionnaires demonstrated good psychometric properties as well as the three-factor structure seen in the original version. This study was conducted with the aim of verifying the psychometric properties of the Italian version of the SI-R; furthermore, the validity of the three-factor structure was evaluated through confirmatory factor analysis on two independent community samples. Results have confirmed that the Italian version of the SI-R has good internal consistency and test-retest reliability, and that the subscales are acceptably intercorrelated. Moreover, the validity of the three-factor model has been supported. Further studies investigating the psychometric properties of the SI-R in clinical samples are recommended.

Keywords: *Hoarding disorder, Assessment, Community sample, Psychometric properties.*

INTRODUZIONE

La disposofobia, ovvero la paura di disfarsi degli oggetti, è detta anche accumulo patologico (*hoarding behaviour*) ed è definita sia dall'acquisizione e conservazione di un gran numero di oggetti apparentemente inutili o di scarso valore economico, sia dalla difficoltà e dal disagio a disfarsi dei propri beni (Frost e Gross, 1993). Un'altra caratteristica riguarda la presenza di ingombri che possono arrivare a precludere l'uso consueto della propria abitazione e che causano *distress* e limitazioni nel funzionamento sociale e lavorativo (Frost e Steketee, 1998; Tolin et al., 2008).

Studi epidemiologici indicano una prevalenza *lifetime* della disposofobia compresa tra il 2 e il 5% negli Stati Uniti (Mataix-Cols et al., 2010; Pertusa et al., 2010). Questo dato trova conferma anche nella popolazione europea dove si sono riscontrati tassi compresi tra il 2,6 (Fullana et al., 2010) e il 4,6% (Mueller et al., 2009). Uno studio effettuato da Frost e Steketee (2002) sulle denunce arrivate presso alcuni Dipartimenti di Salute Pubblica del Nord-Est degli Stati Uniti da parte dei vicini di casa ha evidenziato una prevalenza di disposofobici conclamati pari a 26 abitanti ogni 100.000. Si tratta ovviamente di una sottostima poiché, se i problemi disposofobici sono stati evidenziati nel 20-25% della popolazione clinica con un Disturbo Ossessivo-Compulsivo la cui prevalenza *lifetime* è stimata intorno al 2% della popolazione, allora potremmo stimare una più accurata prevalenza della disposofobia intorno a 4 abitanti ogni 100. In linea con i dati provenienti da tali studi, una recente ricerca italiana ha riportato un tasso di prevalenza compreso tra il 3,7 e il 6% in un vasto campione appartenente alla popolazione generale (Bulli et al., 2013).

Dal punto di vista squisitamente clinico si tratta di un disturbo debilitante caratterizzato da elevati livelli di compromissione del funzionamento sociale e lavorativo (Frost, Steketee, Williams e Warren, 2000; Tolin, Frost, Steketee e Fitch, 2008), spesso associato a scarso *insight* del disturbo e, quindi, a una scarsa motivazione al trattamento (Pertusa et al., 2010).

Si è sviluppato un notevole dibattito intorno alla sua classificazione diagnostica: a oggi la disposofobia è inserita all'interno dello spettro Ossessivo-Compulsivo come disturbo a sé stante ed è generalmente riconosciuto che possa esistere indipendentemente da tale disturbo (Bottesi e Novara, 2012; Rachman, Elliott, Shafran e Radomsky, 2009).

Il questionario di autovalutazione più utilizzato a livello internazionale è il *Saving Inventory-Revised* (SI-R; Frost, Steketee e Grisham, 2004). Nella sua versione originaria valuta tre domini: la difficoltà a disfarsi degli oggetti (ad esempio la difficoltà a distaccarsi da oggetti inutili), l'acquisizione compulsiva (ad esempio raccogliere/acquistare/conservare oggetti inutili o di limitato valore economico) e l'ingombro (ad esempio l'ingombro della propria abitazione). La versione originaria è formata da 23 item ancorati a una scala Likert a 5 punti. Il punteggio totale ha un *range* compreso fra 0 e 92 e a punteggi maggiori corrispondono gravità più elevate. Ha ottime proprietà psicometriche relative alla consistenza interna ($\alpha = 0,80-0,89$; Frost, Steketee, Tolin e Renaud, 2008) e alla validità convergente e divergente rispetto a misure di ingombro e ad altre misure d'ansia, depressione e controllo degli impulsi (Frost, Steketee, Tolin e Renaud, 2008; Hayward e Coles, 2009); inoltre, risulta sensibile al cambiamento dopo un trattamento (Tolin, Frost e Steketee, 2007).

Sono state pubblicate diverse traduzioni e differenti adattamenti dell'inventario e tutti confermano generalmente le buone caratteristiche psicometriche e la struttura originaria, ad eccezione della versione cinese (Tan, Jian-ping, Su-qin e Li-na, 2012). La versione tedesca del SI-R (Mueller et al., 2009) è composta da 19 item e le analisi fattoriali hanno confermato sostanzialmente la struttura originaria delle tre scale in un ampio campione di soggetti clinici e non clinici ($n = 2.307$), così come viene confermata la struttura trifattoriale dalla versione iraniana in un campione non clinico (Mohammadzadeh, 2009).

La versione cinese standardizzata su un'ampia popolazione non clinica ha messo in evidenza ottime proprietà psicometriche, ma l'analisi fattoriale confermativa non ha confermato un modello a tre fattori. Il modello validato si compone di due fattori: eccessiva acquisizione/difficoltà a buttar via e ingombro. Inoltre, uno studio italiano (Chiorri e Melli, 2012; Melli, Chiorri, Smurra e Frost, 2013) che ha messo a confronto una somministrazione *standard* con una via internet ha evidenziato una struttura trifattoriale (Ingombro, Acquisizione, Difficoltà a disfarsi degli oggetti), una buona consistenza delle scale ($0,88 < \alpha < 0,81$) e una buona stabilità temporale (test-retest a 4 settimane $0,91 < r < 0,79$).

Obiettivo del seguente studio è quello di fornire un contributo alla verifica delle proprietà psicometriche del SI-R in un ampio gruppo di individui tratti dalla popolazione generale italiana; in particolare è stata affrontata la valutazione della bontà del modello trifattoriale, utilizzando il metodo dell'analisi fattoriale confermativa con due campioni indipendenti.

METODO

Partecipanti

Il campione iniziale era costituito da 413 individui (112 maschi e 301 femmine) di età compresa tra i 19 e i 60 anni. Nello specifico, il 62,1% dei partecipanti aveva un'età compresa tra i 19 e i 29 anni, mentre il 37,9% aveva un'età compresa tra i 30 e i 60 anni. Il 54,72% (77,5% donne) era rappresentato da studenti reclutati presso la Facoltà di Psicologia dell'Università di Padova, mentre il restante 45,28% (68,4% donne) erano formato da persone appartenenti alla popolazione generale italiana del Nord e del Sud Italia.

Tutti i partecipanti, dopo avere fornito il proprio consenso informato per la partecipazione alla ricerca, hanno compilato una scheda anagrafica e una batteria di questionari, tra i quali il SI-R. I dati che verranno presentati in questa sede sono stati raccolti nell'ambito di uno studio più ampio, i cui risultati preliminari sono stati descritti da Bottesi e Novara (2012).

Procedura

La versione italiana del SI-R è stata sviluppata a partire dal 2007 presso il Dipartimento di Psicologia generale dell'Università degli Studi di Padova seguendo le tradizionali procedure di *forward-* e *back-translation*. Inizialmente, la versione originale del questionario è stata tradotta in maniera indipendente da tre membri; le tre traduzioni sono state messe a confronto ed eventuali discordanze sono state discusse, fino ad arrivare a un'unica versione. Quindi, una persona di madrelingua inglese si è occupata di fornire una *back-translation*, la quale è stata successivamente confrontata con la versione originale inglese al fine di evidenziare eventuali incongruenze o importanti differenze di significato. Infine sono stati condotti ulteriori adattamenti e modifiche formali in modo tale da rendere più scorrevole la lettura del questionario, fino ad arrivare alla versione definitiva riportata in Appendice. L'autore Randy O. Frost ne ha autorizzato l'utilizzo.

Oltre al SI-R è stato somministrato l'*Obsessive Compulsive Inventory-Revised* (OCI-R; Foa et al., 2002; versione italiana a cura di Sica et al., 2009), un questionario di autovalutazione delle caratteristiche ossessivo-compulsive costituito da 18 item, per ciascuno dei quali è richiesto di valutare il disagio causato dall'esperienza descritta in riferimento all'ultimo mese su una scala Likert a 5 punti (da 0 = «per nulla» a 4 = «moltissimo»). Comprende una sottoscala volta a valutare l'hoarding; la coerenza interna della versione originale è risultata pari ad $\alpha = 0,90$ e l'affidabilità test-retest a due settimane pari a $r = 0,79$ in un gruppo di pazienti con Disturbo Ossessivo e $r = 0,78$ in un gruppo di controlli non clinici (Foa et al., 2002). Anche nella versione italiana, coerenza interna e affidabilità test-retest a un mese sono risultate buone: $\alpha = 0,77$ sia in un gruppo clinico che in un gruppo di controlli sani, e $r = 0,85$ (Sica et al., 2009). In un sottocampione che ha preso parte alla ricerca ($N = 215$), la coerenza interna è risultata pari ad $\alpha = 0,78$.

RISULTATI

Modelli di analisi fattoriale confermativa

Il campione è stato diviso in due sottogruppi. L'assegnazione dei partecipanti a ciascun gruppo è avvenuta in modo casuale. Questa procedura è stata eseguita al fine di testare la bontà della struttura fattoriale del questionario su due campioni distinti di partecipanti. I dati analizzati nello studio 1 sono relativi a 217 individui (60 maschi e 157 femmine), di età compresa tra i 19 e i 60 anni ($M = 30,83$; $DS = 13,37$). Il livello d'istruzione era compreso tra gli 8 e i 23 anni di studio ($M = 13,33$; $DS = 2,31$). I dati presi in considerazione nello studio 2 fanno riferimento a 196 individui (52 maschi e 144 femmine), di età compresa

tra i 19 e i 60 anni ($M = 32,22$; $DS = 13,77$) e con una scolarità compresa tra gli 8 e i 23 anni di studio ($M = 13,19$; $DS = 2,26$). I due campioni sono risultati comparabili rispetto alle variabili anagrafiche prese in considerazione.

Su ogni insieme di dati è stata condotta preliminarmente un'analisi delle distribuzioni delle risposte nei 23 item. In entrambi i campioni, tale analisi ha evidenziato che la maggior parte dei casi si caratterizzava per condizioni di asimmetria (figure 1 e 2). Alla luce di tali asimmetrie, per testare tutti i modelli di Analisi Fattoriale Confermativa (CFA) è stato utilizzato lo stimatore *unweighted least squares* (ULS) con *standard error* robusti (Forero, Maydeu-Olivares e Gallardo-Pujol, 2009; Yang-Wallentin, Joreskog e Luo, 2010).

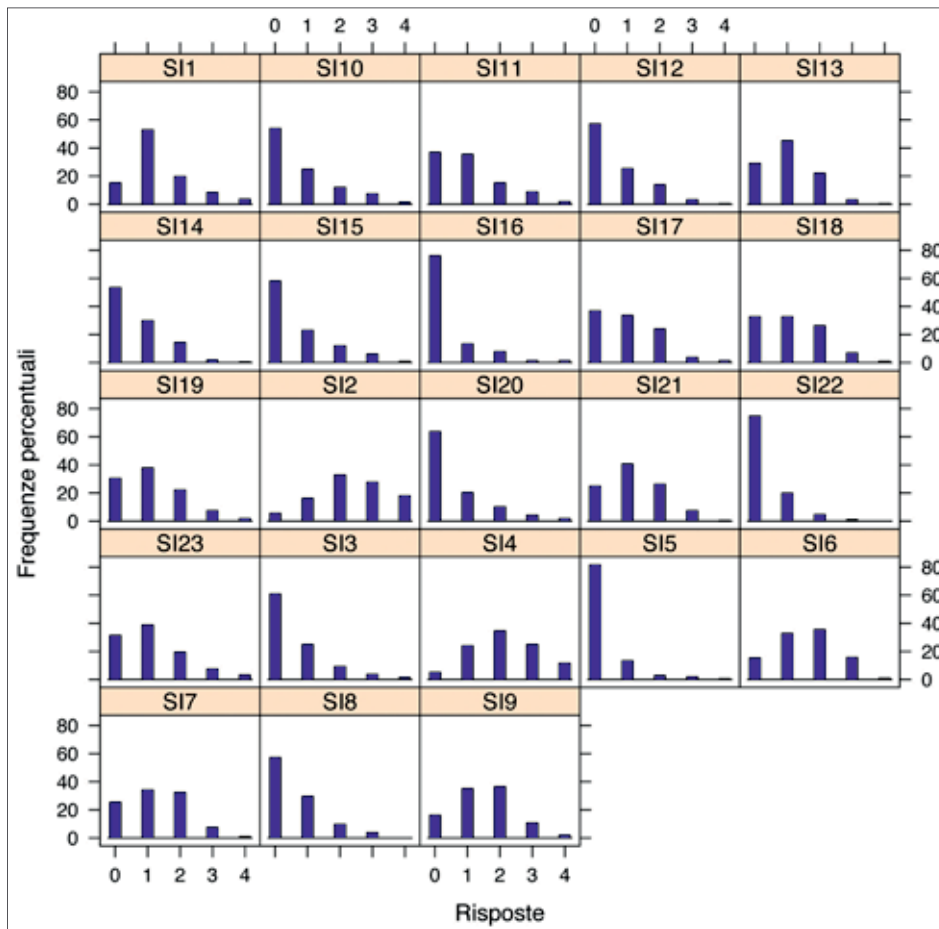


Figura 1 Analisi delle distribuzioni delle risposte ai 23 item relativamente al campione incluso nello studio 1 ($N = 217$).

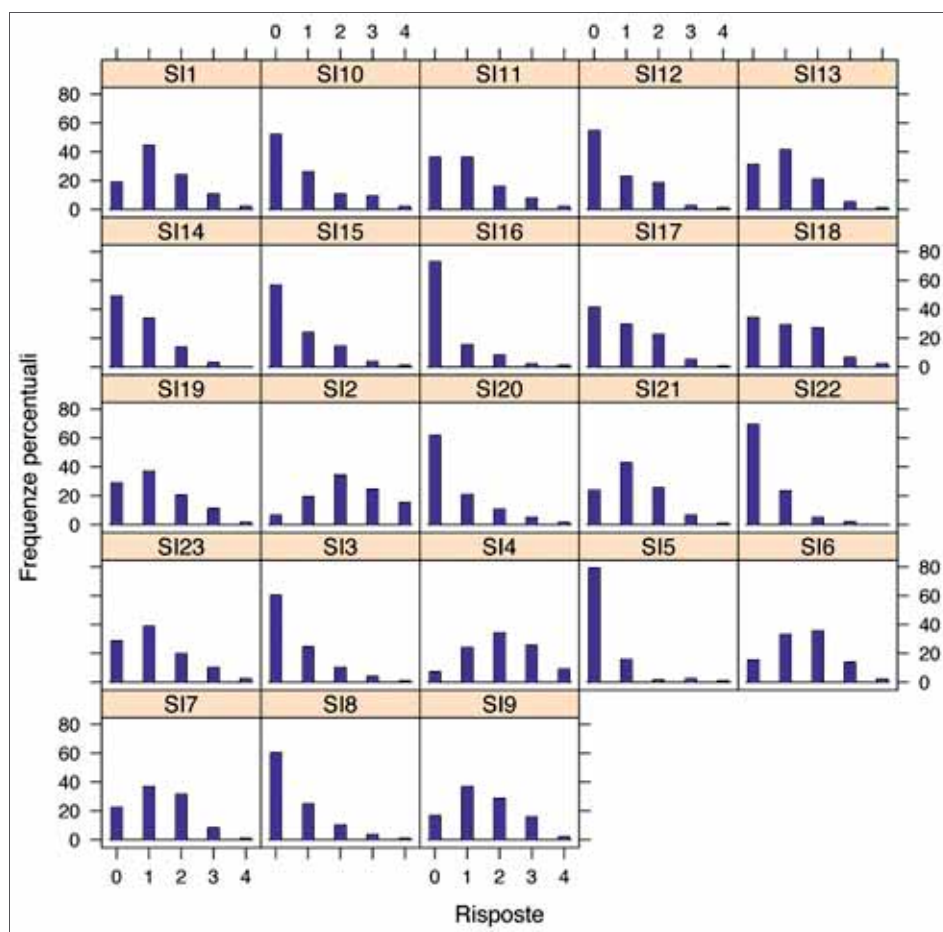


Figura 2 Analisi delle distribuzioni delle risposte ai 23 item relativamente al campione incluso nello studio 2 (N = 196).

L'adeguatezza di ciascun modello è stata valutata sulla base di diversi indici di fit: *Comparative Fit Index* (CFI, accettabile per valori superiori a 0,90; Bentler, 1990), *Tucker and Lewis Index* (TLI, accettabile per valori superiori a 0,90; Tucker e Lewis, 1973) e *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA, accettabile per valori inferiori a 0,06; Steiger e Lind, 1980).

Test 1. In primo luogo, le tre scale sono state analizzate separatamente; tutti i coefficienti di saturazione sono risultati significativi ($p < 0,05$), fatta eccezione per l'item SI4, appartenente alla scala Difficoltà a disfarsi degli oggetti ($p = 0,90$). Gli indici di fit relativi alle tre scale sono riportati nella tabella 1.

Tabella 1 – Indici di fit per le tre scale del SI-R calcolati mediante lo stimatore ULS nello studio 1 (N = 217)

	χ^2	gdl	p	CFI	TLI	RMSEA	IC 90% RMSEA
Ingombro	102,53	27	< 0,001	0,96	0,95	0,11	0,08-0,15
Difficoltà a disfarsi degli oggetti	40,31	14	< 0,001	0,98	0,97	0,09	0,04-0,15
Acquisizione	41,05	14	< 0,001	0,96	0,94	0,10	0,05-0,14

IC = Intervallo di Confidenza.

Le tre scale sono state quindi analizzate come modello unico con fattori correlati (figura 3). Il fit del modello è risultato complessivamente soddisfacente: $\chi^2_{(227)} = 543,64$, $p < 0,001$; CFI = 0,94; TLI = 0,93; RMSEA = 0,08 (IC 90% = 0,07-0,09).

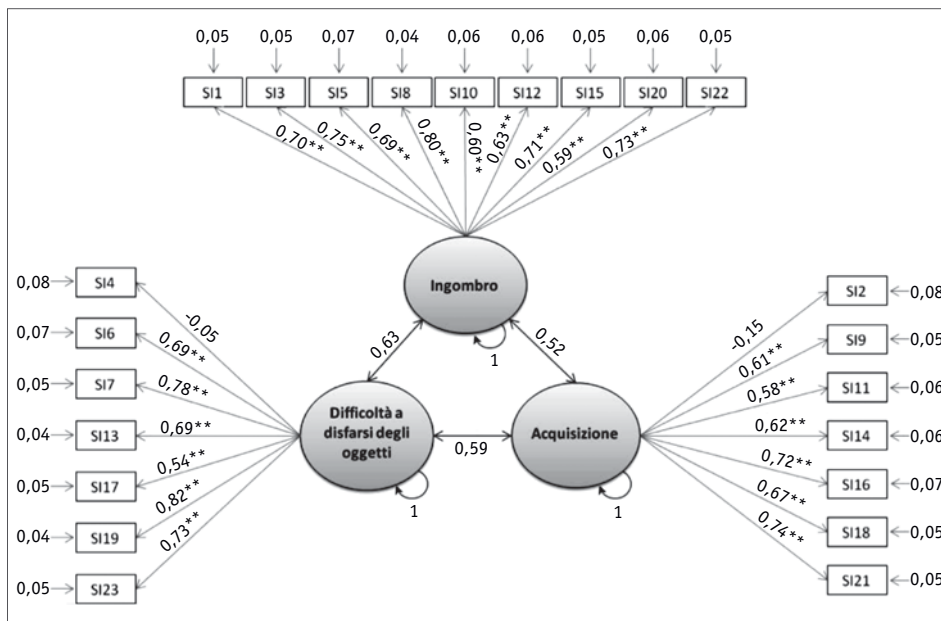


Figura 3 Coefficienti di saturazione, varianza d'errore e covarianze tra fattori latenti nel modello totale testato nello studio 1 (N = 217).

Test 2. Le tre scale inizialmente sono state analizzate in maniera separata anche nel secondo campione di dati, in cui tutti i coefficienti di saturazione sono risultati significativi

($p < 0,05$). L'unica eccezione è rappresentata dall'item SI2 nella scala Acquisizione ($p = 0,06$). Gli indici di fit relativi alle tre scale sono riportati nella tabella 2.

Tabella 2 – Indici di fit per le tre scale del SI-R calcolati mediante lo stimatore ULS nello studio 2 (N = 196)

	χ^2	gdl	p	CFI	TLI	RMSEA	IC 90% RMSEA
Ingombro	153,70	27	< 0,001	0,93	0,91	0,16	0,12-0,19
Difficoltà a disfarsi degli oggetti	27,02	14	0,02	0,99	0,98	0,07	0-0,13
Acquisizione	23,87	14	0,05	0,98	0,98	0,06	0-0,12

IC = Intervallo di Confidenza.

Il modello unico con fattori correlati (figura 4) è risultato, nel complesso, soddisfacente: $\chi^2_{(227)} = 501,12$, $p < 0,001$; CFI = 0,95; TLI = 0,94; RMSEA = 0,08 (IC 90% = 0,07-0,09).

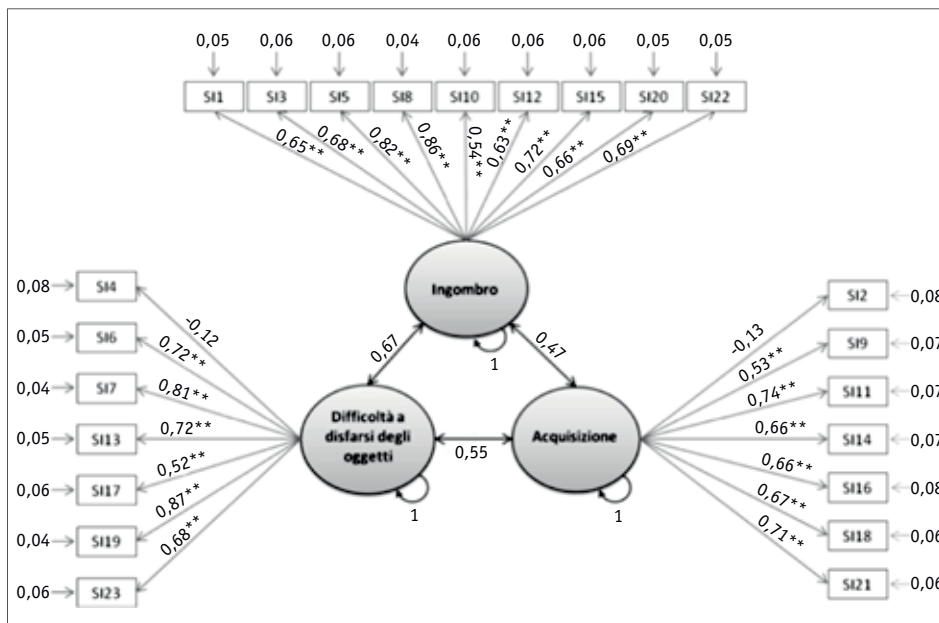


Figura 4 Coefficienti di saturazione, varianza d'errore e covarianze tra fattori latenti nel modello totale testato nello studio 2 (N = 196).

Alla luce dell'evidente similitudine dei due campioni testati sia nei valori dei punteggi agli item sia nei valori dei parametri dei modelli, si è infine condotto un test di omogeneità delle matrici di covarianza. Al fine di effettuare tale test si è resa necessaria l'eliminazione di due item (SI8 e SI14), in quanto mancanti di almeno un valore 4 rispettivamente nel primo e nel secondo campione. Il test è risultato non significativo ($\chi^2_{(189)} = 119,48, p = 1$), il che consente di concludere che i due campioni hanno la stessa matrice di covarianza.

Coerenza interna, intercorrelazione tra scale e affidabilità test-retest

In considerazione della bontà complessiva della struttura fattoriale del SI-R, la coerenza interna e l'intercorrelazione tra scale sono state calcolate sul campione totale (N = 413). I valori di coerenza interna sono risultati buoni e compresi tra $\alpha = 0,790$ e $\alpha = 0,881$; anche le intercorrelazioni tra scale sono risultate soddisfacenti (tabella 3).

Tabella 3 – Coerenza interna (α) e intercorrelazione tra scale (r di Pearson) (N = 413)

	Totale	Ingombro	Difficoltà a disfarsi degli oggetti	Acquisizione
Totale	0,88 (α) (IC: 0,86-0,90)	0,81*	0,82*	0,73*
Ingombro		0,83 (α) (IC: 0,80-0,86)	0,52*	0,35*
Difficoltà a disfarsi degli oggetti			0,80 (α) (IC: 0,77-0,83)	0,43*
Acquisizione				0,79 (α) (IC: 0,76-0,82)

* = $p < 0,001$; IC = Intervallo di Confidenza.

L'affidabilità test-retest a due settimane è stata calcolata su un sottocampione di partecipanti (N = 60) ed è risultata nel complesso buona ($p < 0,001$): punteggio totale: $r = 0,81$; Ingombro: $r = 0,74$; Difficoltà a disfarsi degli oggetti: $r = 0,79$; Acquisizione: $r = 0,82$.

Validità convergente

Al fine di testare la validità convergente, sono state condotte delle correlazioni di Pearson tra SI-R (totale e sottoscale) e la sottoscala *hoarding* dell'OCI-R. Come riportato nella tabella 4, le correlazioni hanno un valore di r compreso tra 0,42 e 0,72.

Tabella 4 – Correlazione tra SI-R e OCI-R hoarding (N = 215)

	OCI-R hoarding
Totale	0,72*
Ingombro	0,65*
Difficoltà a disfarsi degli oggetti	0,65*
Acquisizione	0,42*

* = $p < 0,001$

DISCUSSIONE E CONCLUSIONI

Il modello a tre fattori che caratterizza la sintomatologia disposofobica in diverse culture è risultato confermato anche dai nostri risultati e in due campioni differenti della popolazione non clinica italiana. I dati presentati confermano la struttura trifattoriale del SI-R, così come è stato evidenziato dagli studi italiani di Chiorri e Melli (2012) e Melli, Chiorri, Smurra e Frost (2013). Il SI-R, inoltre, conferma di avere una buona coerenza interna e affidabilità test-retest e un' accettabile intercorrelazione tra le scale. Risulta essere quindi, a nostro giudizio, un valido strumento di *self-report* nell'assessment e nella ricerca della sintomatologia disposofobica.

Riteniamo importante sottolineare che nella fase di assessment, in ambito sia clinico che di ricerca, la valutazione della sintomatologia disposofobica dovrebbe includere la valutazione delle tre diverse dimensioni del disturbo e non utilizzare singole sottoscale costruite per l'indagine sul Disturbo Ossessivo-Compulsivo. Inoltre, reputiamo che un assessment completo del comportamento di accumulo dovrebbe includere sia interviste specifiche che l'osservazione diretta presso l'abitazione del paziente e dovrebbe anche comprendere la valutazione dei disturbi ad esso associati: Disturbo da Deficit di Attenzione/Iperattività, Disturbo Post-Traumatico da Stress, Depressione, Disturbo d'Ansia Generalizzato, Disturbi del Controllo degli Impulsi.

È bene mettere in evidenza che questo studio non può tuttavia essere considerato una validazione completa del SI-R, in quanto sono stati inclusi solamente partecipanti appartenenti alla popolazione generale e, di conseguenza, la gamma dei punteggi alle scale potrebbe essere ristretta. Inoltre, non sono stati inclusi gruppi clinici e ciò ha precluso la possibilità di valutare la capacità discriminante dello strumento. Un ulteriore possibile limite dello studio riguarda la rappresentatività del campione, rispetto sia al genere che all'età: le donne sono, infatti, maggiormente rappresentate, così come la fascia d'età più giovane.

Studi futuri potranno prendere in considerazione le proprietà psicometriche in campioni clinici e la capacità discriminante dello strumento rispetto agli altri disturbi spesso in comorbidità.

BIBLIOGRAFIA

- Bentler, P.M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, *107*, 238-246.
- Bottesi, G., & Novara, C. (2012). Il disturbo da accumulo: Studio di un campione tratto dalla popolazione generale italiana. *Psicoterapia Cognitiva e Comportamentale*, *18*, 141-156.
- Bulli, F., Melli, G., Carraresi, C., Stopani, E., Pertusa, A., & Frost, R.O. (2013). Hoarding behaviour in an Italian non-clinical sample. *Behavioural and Cognitive Psychotherapy* (doi:10.1017/S1352465812001105).
- Chiorri, C., & Melli, G. (2012). Saving Inventory-Revised. In C. Sica (Ed.), *Disturbo Ossessivo-Compulsivo. Questionari e interviste per la valutazione clinica* (pp. 175-200). Trento: Erickson.
- Foa, E.B., Huppert, J.D., Leiberg, S., Langner, R., Kichik, R., Hajcak, G., & Salkovskis, P.M. (2002). The Obsessive-Compulsive Inventory: Development and Validation of a Short Version. *Psychological Assessment*, *4*, 485-496.
- Forero, C.G., Maydeu-Olivares, A., & Gallardo-Pujol, D. (2009). Factor analysis with ordinal indicators: A Monte Carlo study comparing DWLS and ULS estimation. *Structural Equation Modeling*, *16*, 625-641.
- Frost, R.O., & Gross, R.C. (1993). The hoarding of possessions. *Behaviour Research and Therapy*, *31*, 367-381.
- Frost, R.O., & Steketee, G.S. (1998). Hoarding: Clinical aspects and treatment strategies. In M.A. Jenike, L. Baer, & W.E. Minichiello (Eds.), *Obsessive-compulsive disorder: Practical management* (3rd ed., pp. 533-554). St. Louis, MO: Mosby Yearbook Medical.
- Frost, R.O., & Steketee, G. (2002). *Cognitive approaches to obsessions and compulsions: Theory, assessment and treatment*. Oxford: Pergamon.
- Frost, R.O., Steketee, G., & Grisham, J. (2004). Measurement of compulsive hoarding: Saving Inventory-Revised. *Behaviour Research and Therapy*, *42*, 1163-1182.
- Frost, R.O., Steketee, G., Tolin, D.F., & Renaud, S. (2008). Development and validation of the Clutter Image Rating. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, *30*, 193-203.
- Frost, R.O., Steketee, G., Williams, L.F., & Warren, R. (2000). Mood, personality disorder symptoms and disability in obsessive-compulsive hoarders: A comparison with clinical and non-clinical controls. *Behaviour Research and Therapy*, *38*, 1071-1081.
- Fullana, M., Vilagut, G., Rojas-Farreras, S., Mataix-Cols, D., de Graaf, R., Demyttenaere, K., Haro, J.M., de Girolamo, G., Lépine, J.P., Matschinger, H., & Alonso, J. (2010). Obsessive-compulsive symptom dimensions in the general population: Results from an epidemiological study in six European countries. *Journal of Affective Disorders*, *124*, 291-299.
- Hayward, L.C., & Coles, M.E. (2009). Elucidating the relation of hoarding to Obsessive-Compulsive Disorder and Impulse Control Disorders. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, *31*, 220-227.

- Mataix-Cols, D., Frost, R.O., Pertusa, A., Clark, L.A., Saxena, S., Leckman, J.F., Stein, D.J., Matsunaga, H., & Wilhelm, S. (2010). Hoarding disorder: A new diagnosis for DSM-V? *Depression and Anxiety*, 27, 556-572.
- Melli, G., Chiorri, C., Smurra, R., & Frost, R.O. (2013). Psychometric properties of the paper-end-pencil and online versions of the Italian Saving Inventory-Revised in non-clinical samples. *International Journal of Cognitive Therapy*, 6, 40-56.
- Mohammadzadeh, A. (2009). Validation of Saving Inventory-Revised (SI-R): Compulsive Hoarding Measure. *Iranian Journal of Psychiatry and Clinical Psychology*, 15, 33-41.
- Mueller, A., Mitchell, J.E., Crosby, R.D., Glaesmer, H., & de Zwaan, M. (2009). The prevalence of compulsive hoarding and its association with compulsive buying in a German population based sample. *Behaviour Research and Therapy*, 47, 705-709.
- Pertusa, A., Frost, R.O., Fullana, M. A., Samuels, J., Steketee, G., Tolin, D., Saxena, S., Leckman, J.F., & Mataix-Cols, D. (2010). Refining the boundaries of compulsive hoarding: A critical review. *Clinical Psychology Review*, 30, 371-386.
- Rachman, S., Elliott, C.M., Shafran, R., & Radomsky, A.S. (2009). Separating hoarding from OCD. *Behaviour Research and Therapy*, 47, 520-522.
- Sica, C., Ghisi, M., Altoè, G., Chiri, L.R., Franceschini, S., Coradeschi, D., & Melli, G. (2009). The Italian version of the Obsessive-Compulsive Inventory: Its psychometric properties on community and clinical samples. *Journal of Anxiety Disorder*, 2, 204-211.
- Steiger, J.H., & Lind, J.C. (1980). *Statistically based tests for the number of common factors*. Annual Spring Meeting of the Psychometric Society, Iowa City.
- Tan, T., Jian-ping, W., Su-qin, T., & Li-na, Z. (2012). Psychometric properties of the Saving Inventory-Revised in Chinese university students sample. *Chinese Journal of Clinical Psychology*, 20, 21-24.
- Tolin, D.F., Frost, R.O., & Steketee, G. (2007). An open trial of cognitive-behavioral therapy for compulsive hoarding. *Behaviour Research and Therapy*, 45, 1461-1470.
- Tolin, D.F., Frost, R.O., Steketee, G., & Fitch, K.E. (2008). Family burden of compulsive hoarding: Results of an internet survey. *Behaviour Research and Therapy*, 46, 334-344.
- Tolin, D.F., Frost, R.O., Steketee, G., Gray, K.D., & Fitch, K.E. (2008). The economic and social burden of compulsive hoarding. *Psychiatry Research*, 160, 200-211.
- Tucker L.R., & Lewis, C. (1973). A reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 38, 1-10.
- Yang-Wallentin, F., Joreskog, K.G., & Luo, H. (2010). Confirmatory Factor Analysis of ordinal variables with misspecified models. *Structural Equation Modeling*, 17, 392-423.

Presentato il 28 gennaio 2013, accettato per la pubblicazione l'11 giugno 2013

Corrispondenza

Caterina Novara
Dipartimento di Psicologia Generale
Università degli Studi di Padova
Via Venezia 8
35131 Padova
e-mail: caterina.novara@unipd.it

