

## ESPERIENZE E STRUMENTI

LAURA ALENI SESTITO, MARIA DOMENICA COZZOLINO,  
PALMA MENNA, GIANCARLO RAGOZINI  
E LUIGIA SIMONA SICA

*Contributo alla validazione della versione italiana  
della Scala del Social Support di Susan Harter*

*Contribution to the validation of Italian version  
of the Social Support Scale by Susan Harter*

### Introduzione

Concettualizzato e misurato in una varietà di modi, il costrutto del supporto sociale, per il suo significato multidimensionale e per la sua complessità, è da alcuni autori considerato un meta-costrutto (Prezza e Principato, 2002).

In generale è definito come un insieme di "informazioni che inducono il soggetto a ritenere di essere considerato, amato e valutato e di far parte di un network di relazioni e comunicazioni reciproche" (Cobb, 1976); ovvero come "attenzione positiva da parte di altri significativi" (Harter, 1982); oppure come la percezione che il soggetto ha dei comportamenti supportivi da lui stesso attribuiti ad altri. Il supporto sociale rappresenta, pertanto, una risorsa che accentua o incrementa gli esiti positivi dello sviluppo e protegge da quelli negativi (Bender e Losel, 1997; Demaray e Malecki, 2002; Jackson e Warren, 2000), come un fattore di promozione del benessere e come una significativa variabile di mediazione tra stress e adattamento sia in età scolare (Dubov e Ullmann, 1987, 1989; Forman, 1988; Harter, 1982, 1985; Varni, Babani, Walanderr, Roe e Frasier, 1989) sia in soggetti adulti (Barrera, 1986; Cobb, 1976; Turner, 1981; Uchino, Cacioppo e Kiecolt-Glaser, 1996).

In ambito evolutivo, le ricerche evidenziano significative relazio-

ni tra supporto sociale, soprattutto da parte dei coetanei, e problemi di internalizzazione e di esternalizzazione (Demaray e Malecki, 2002; Varni et al., 1989). Altre ricerche evidenziano una significativa correlazione tra supporto percepito ed ansia sociale, nel senso che soggetti più ansiosi riferiscono di ricevere minore supporto rispetto a soggetti meno ansiosi (Caldwell e Reinhart, 1988; Johnson, 1991). All'interno di un modello di causalità lineare, la mancanza di supporto determinerebbe ansia sociale; nell'ambito di un modello di effetto reciproco sarebbero i soggetti più ansiosi quelli meno capaci di attrarre e conservare relazioni di tipo supportivo (Jackson e Warren, 2000). Ben-Zur (2002) sottolinea l'influenza del sostegno sociale sulla capacità di gestire le situazioni stressanti e, in generale, sul coping. Nella medesima direzione vanno gli studi di Alemi, Stephens, Llorens e Schaefer (2003), che evidenziano l'influenza esercitata sul comportamento individuale dai membri di una rete di supporto sociale e i contributi più recenti di Mounts Valentiner, Anderson e Boswell (2005) che mostrano l'impatto del supporto genitoriale sulla qualità dei legami amicali. Soenens e Vansteenkiste (2005), ancora, rimarcano l'impatto positivo del supporto percepito da parte di genitori e insegnanti nei processi di autodefinizione degli adolescenti. Il sup-

porto sociale percepito funzionerebbe come un filtro di tipo cognitivo di cui il soggetto dispone per interpretare e per dare significato tanto alle azioni ed ai comportamenti di supporto effettivamente ricevuto quanto ai propri stati emotivi (Calsyn, Winter e Burger, 2005).

Il nostro contributo intende fare riferimento proprio a quella interpretazione del supporto che, focalizzandone la dimensione soggettiva, lo interpreta come supporto percepito (Sarason e Sarason, 1985), come valutazione da parte del soggetto di essere sostenuto da altri e come significato che egli stesso attribuisce alla qualità delle relazioni in cui è coinvolto (Prezza e Sgarro, 1992). Nell'ampio panorama di interpretazioni teoriche, ed in particolare per quel che attiene al supporto percepito, Scholte, Van Lieshout e Van Aken (2001) individuano tre modelli esplicativi: un modello funzionale o *provision model* (Cutrona e Russell, 1990), all'interno del quale il supporto si caratterizza per le specifiche funzioni che assolve ed è concettualizzato come dimensione globale nella quale si aggrega il supporto proveniente da diversi providers. Un secondo modello è quello basato sull'interazione o *provider model*, per il quale il supporto è considerato come un fenomeno unidimensionale, indipendente dalle specifiche funzioni che assolve e si caratterizza, al contrario del precedente, in funzione dell'interazione del soggetto con ciascuna differente fonte. In questa accezione, gli effetti del supporto dipendono in larga misura dal ruolo che svolgono gli altri significativi, soprattutto in adolescenza, ai fini della valutazione del sé (Harter, 1998). Il terzo modello (Cauce, Reid, Landesman e Gonzales, 1990) fonde i primi due e considera come significative ai fini degli effetti esercitati dal

## ESPERIENZE E STRUMENTI

supporto sia le differenti fonti sia le differenti funzioni.

Nella prospettiva evolutiva, il supporto, interpretato in particolare alla luce del *provider model* (Harter, 1985, 1998), rappresenta una variabile importante nello sviluppo del sé, soprattutto in relazione alle componenti cognitive e valutative del concetto e della rappresentazione di sé. Fa da sfondo a tali formulazioni teoriche l'ipotesi secondo la quale il sé abbia una natura intrinsecamente relazionale (Andersen, Chen e Miranda, 2002) e sia espressione del significato che ciascuno attribuisce alle proprie relazioni con gli altri (Schott e Bellin, 2001), all'interno di una prospettiva che vede lo sviluppo stesso come una sequenza di transazioni tra persona e contesto (Bosma e Kunnen, 2001; Grotevant, 1987; Kroger, 1993, 1996). Il confronto sé-altro viene considerato come una fonte importante di conoscenza e valutazione del sé nell'ambito di un processo di costruzione sociale che il soggetto realizza servendosi delle valutazioni ed opinioni che attribuisce ad altri significativi (*looking glass-self*, Cooley, 1902). Il supporto sociale è inteso, pertanto, come una specifica forma di "validazione" da parte degli altri (Harter, 1990), come riconoscimento, accettazione, approvazione, stima (*regard*) che il soggetto percepisce di ricevere da altri significativi, dei quali incorpora il giudizio inerente la propria persona, attraverso un graduale processo di interiorizzazione.

È in particolare durante gli anni dell'adolescenza che il supporto, così inteso, si configura come un potente predittore della valutazione che il soggetto elabora rispetto al suo proprio valore globale, (*global self-worth*) rispetto cioè a quanto "si piace" come persona e rispetto all'autostima (*self-esteem*) (Harter 1985, 1990, 1998). Grazie ai significativi

cambiamenti che intervengono nella capacità di rappresentazione del sé (Adamson e Lyxell, 1996; Higgins, 1989; Selman, 1980), l'adolescente diventa, infatti, progressivamente più sensibile alle opinioni degli altri (Harter, 1986; Rosemberg, 1979).

L'ipotesi sviluppata da Harter trova riscontro nelle ricerche ispirate alla teoria dell'attaccamento (Bowlby, 1969), nelle quali si sottolinea come la qualità delle relazioni interpersonali, di cui il bambino fa esperienza fin dalla prima infanzia, sia strettamente collegata al senso del sé ed ai modelli operativi interni (Main, Kaplan e Cassidy, 1985). È per questo che alcune ricerche tendono a considerare contemporaneamente tanto misure di attaccamento quanto misure di supporto, sia rispetto ai genitori sia rispetto ai coetanei (Goldberg, 2000).

L'importanza del supporto come variabile significativa dello sviluppo, documentata dalla letteratura e dalla ricerca, sottolinea la forte valenza empirica e clinica del costrutto e mette in evidenza il bisogno di strumenti di misura in grado di coglierne le differenti articolazioni nei diversi livelli di età e rispetto alle fonti valutate come significative (genitori, insegnanti, amici, compagni di scuola). Mentre alcuni Autori, enfatizzando la natura multidimensionale del costrutto, hanno privilegiato l'elaborazione di strumenti in grado di cogliere contemporaneamente differenti tipi di supporto (ad esempio strumentale, emozionale, informativo e valutativo; *Student Social Support Scale* di Nolten, 1994), altri hanno sottolineato l'importanza di strumenti volti in prevalenza a differenziare le fonti, evitando di mescolare dimensioni che appaiono solo relativamente correlate le une con le altre (*Social Support Appraisal Scale*; Dubow e Ullmann, 1989).

La *Social Support Scale for Children*, messa a punto da Harter (1985), di cui si cura qui l'adattamento e la validazione italiana, viene presa in considerazione per due sue peculiari qualità: da una parte, consente di discriminare le diverse fonti del supporto percepito; dall'altra, permette di correlare il supporto ad altre dimensioni della rappresentazione del sé e, quindi, di esplorare l'ipotesi secondo la quale la stima di sé attribuita ad altri abbia una influenza diretta sulla stima che ciascuno sviluppa circa il proprio sé. Tali dimensioni della rappresentazione del sé sono rilevate attraverso un altro strumento della stessa Autrice (*Self Perception Profile*; Harter, 1988).

Si tratta di una misura, di tipo self-report, del supporto inteso come attenzione positiva da parte di adulti (genitori e insegnanti) e coetanei (compagni di scuola e amici), originariamente elaborata per la fascia di età che va dagli 11 ai 14 anni. La scala ha mostrato la sua validità oltre che per la popolazione statunitense, per la quale è stata costruita, anche in contesti culturali differenti, come documentato dalla gran mole di ricerche nelle quali è stata utilizzata (López, Stewart, García-Vázquez, 2002; Piek, Dworcan, Barrett e Coleman, 2000; Teoh Hsien-Jin, 2004).

### Obiettivi

Scopo del presente lavoro è l'adattamento e la validazione della *Social Support Scale* di Harter per la popolazione italiana, attraverso la verifica dell'attendibilità delle scale e della struttura fattoriale della versione da noi elaborata.

Un altro peculiare obiettivo del presente lavoro è la verifica della possibilità di estendere l'utilizzo della scala anche a fasce d'età non considerate nel lavoro originario della Harter ed in par-

ticolare a soggetti dai 14 ai 18 anni, allo scopo di disporre di uno strumento utilizzabile lungo tutto l'arco dell'età adolescenziale.

## Metodi

### Partecipanti

La versione italiana della *Social Support Scale* è stata somministrata durante l'orario scolastico a 1203 soggetti di scuole medie inferiori (N = 449) e del biennio (N = 504) e del triennio (N = 250) di scuole superiori. Per tenere sotto controllo possibili effetti legati al sesso e alla provenienza geografica il campione è stato selezionato in modo da risultare equilibrato rispetto al sesso (53% maschi e 47% femmine) e sono state considerate due grandi città, una del Sud Italia (Napoli con il 55% dei soggetti) e una del Nord Italia (Torino con il 45%).

La somministrazione è avvenuta previo consenso dei partecipanti e tutelandone l'anonimato.

### Strumenti

La *Social Support Scale* è stata costruita per valutare il supporto sociale percepito in relazione a differenti fonti, a partire dall'ipotesi che il tipo e il grado di supporto fornito da ciascuna fonte possa variare da soggetto a soggetto ed in relazione all'età. L'Autrice ha identificato, in particolare, quattro fonti di supporto valutate come significative per i soggetti in via di sviluppo, delle quali due costituite da coetanei, compagni di classe e amici e due da adulti, genitori, ed insegnanti. Al fine di poter esaminare profili distinti di supporto in relazione alle diverse fonti, per ciascuna di esse è stata definita una sottoscala con contenuti leggermente differenti. Pertanto:

- la sottoscala *Compagni di classe* misura il grado in cui il soggetto

percepisce che i compagni di classe apprezzano il suo modo d'essere, sono disponibili con lui e lo coinvolgono nei giochi;

- la sottoscala *Amici* misura il grado in cui il soggetto sente di avere un amico fidato a cui riferirsi, a cui poter raccontare i problemi e che veramente lo capisca;

- la sottoscala *Genitori* misura il grado in cui il soggetto percepisce che i genitori lo comprendono, si preoccupano dei suoi sentimenti e attribuiscono importanza a ciò che fa;

- la sottoscala *Insegnanti* misura il grado in cui il soggetto percepisce che i propri insegnanti lo aiutano a fare del suo meglio e si preoccupano per lui.

Il questionario, che si compone di 24 item, presenta un formato identico a quello inizialmente previsto per la scala di *Competenza Percepita per Ragazzi* (Harter, 1982), messo a punto dall'Autrice allo scopo di ridurre gli effetti della desiderabilità sociale. Ciascun item è formulato in maniera da proporre al soggetto due alternative tra le quali scegliere (cfr. Appendice).

Si tratta di una scala ordinale a 4 punti, in cui ciascuna sottoscala è composta da 6 item, codificati con valori da 1 a 4, dove 4 rappresenta il livello più alto di supporto e 1 il livello più basso. Gli item inclusi in ciascuna sottoscala sono controbilanciati in modo che tre di essi risultino col punteggio più alto sul versante sinistro e tre con il punteggio più alto sul versante destro.

La configurazione fattoriale originaria, derivante dalla somministrazione a 1137 soggetti statunitensi, ha mostrato una soluzione a quattro fattori corrispondenti alle fonti di supporto ipotizzate dall'Autrice per i soggetti dagli 11 ai 14 anni; invece per i soggetti più piccoli (8-10 anni) si è configurata una soluzione a tre fattori, nella quale le due scale relative ai coetanei – compagni di classe e

amici intimi – si combinano formando un unico fattore.

L'attendibilità delle sottoscale nel campione originario, calcolata mediante l'alfa di Cronbach, oscilla tra .77 e .88, con valori maggiori per le sottoscale *Genitori* e *Insegnanti* (rispettivamente .84, .88) e minori per le sottoscale *Amici* e *Compagni di classe* (rispettivamente .77 e .79).

### Procedura e analisi dei dati

Il questionario originale è stato tradotto mediante *back version procedure* e somministrato, in fase di pre-test, a 80 soggetti. I rilievi emersi hanno condotto ad una serie di adattamenti in considerazione delle peculiarità culturali della popolazione italiana. La versione così ottenuta è stata somministrata al campione totale.

In un primo tempo l'analisi dei dati ha previsto un procedimento di item analysis con l'analisi esplorativa delle distribuzioni di frequenza dei punteggi e l'osservazione dei valori di tendenza centrale e di dispersione. Al fine di verificare la capacità discriminativa dei singoli item sono stati calcolati gli indici relativi alla forma della distribuzione, ovvero l'asimmetria e la curtosi. Per nessuno degli item è stata rilevata la contemporanea presenza di accentuate caratteristiche di asimmetria e curtosi: non sono stati perciò individuati item poco discriminanti.

In un secondo tempo, è stata eseguita un'analisi fattoriale esplorativa a quattro fattori mediante la tecnica del *principal axis factors*, scegliendo una rotazione di tipo *promax* per fattori correlati, per mezzo del software SPSS. Il metodo di estrazione dei fattori, noto come *principal axis factor*, è una procedura utilizzata in alternativa al metodo della massima verosimiglianza nel caso di non-normalità della distribuzione dei dati, come nel caso dei nostri

**ESPERIENZE E STRUMENTI**

dati (Costelo e Osborne, 2005; Fabrigar, Wegener, MacCallum e Strahan, 1999); il metodo di rotazione *promax* è stato scelto poiché i dati originari della Harter (1985) mostrano correlazioni tra i fattori, concettualmente giustificabili in base al costrutto unitario di supporto sociale che si articola, nello strumento, soltanto in funzione delle quattro fonti del supporto stesso.

Abbiamo inteso utilizzare in un secondo tempo modelli di analisi

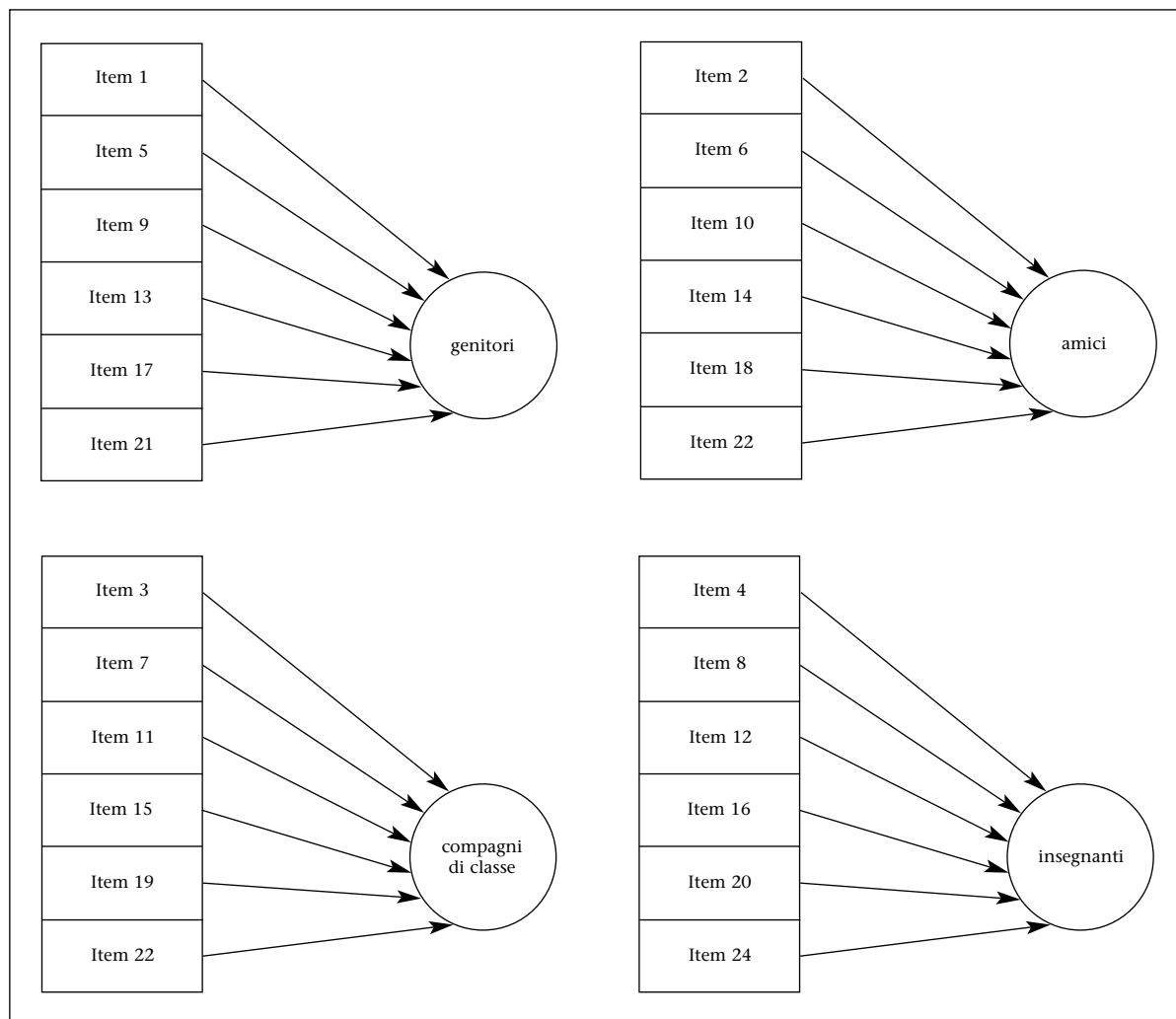
fattoriale confermativa, che consentono di pervenire a stime più precise della configurazione fattoriale e delle relazioni interne al costrutto indagato. A tal fine abbiamo utilizzato il software LISREL (Joresborg e Sorbom, 1985).

Il modello di riferimento è riportato in Fig. 1. Si tratta, come si può vedere, di un modello a quattro fattori, ciascuno dei quali composto da 6 item.

Prima di stimare il modello fattoriale, abbiamo verificato la

normalità dei singoli item e la normalità multivariata che, come è noto, rappresentano le ipotesi distribuzionali necessarie all'utilizzo del metodo della massima verosimiglianza per la stima dei parametri. Nel nostro caso, essendo gli item rilevati come punteggi su scale ordinali a quattro livelli, i test Kolmogorov-Smirnov (Massey, 1951) e Shapiro-Wilk (1965) hanno condotto a rifiutare sempre l'ipotesi di normalità univariata e, di

**Figura 1**  
*Modello ipotizzato*



conseguenza, anche quella multivariata. Pertanto, il metodo della massima verosimiglianza è risultato inadeguato per la stima dei parametri ed è stato necessario utilizzare un metodo *distribution-free*. Tra questi è stato scelto il metodo dei minimi quadrati ponderati (WLS) a partire dalla matrice di varianza e covarianza asintotica (*asymptotically distribution free*, ADF), utilizzabile, nel nostro caso, per la numerosità campionaria elevata, pari a 1203 soggetti, che ha consentito inoltre di superare i limiti ben evidenziati da Muthén (1993). Egli afferma, infatti, che "le proprietà asintotiche dell'ADF sembrano non poter essere realizzate adeguatamente per il tipo di modello e l'ampiezza ridotta dei campioni utilizzati comunemente. Il metodo però risulta efficace con numerose variabili, questo significa che l'analisi dell'ADF è teoricamente ottimale, ma non è un metodo di facile applicazione, in assenza di una numerosità campionaria elevata" (Muthén, 1993, p. 227).

Numerosi contributi, inoltre, dimostrano le migliori performance degli stimatori ADF nel caso di non normalità (Benson e Fleishman, 1994; Browne, 1984; Satorra, 1990). Di conseguenza, per verificare la bontà di adattamento del modello, sono stati considerati il *Normed Fit Index* (NFI), il *Non-Normed Fit Index* (NNFI; Bentler, Bonett e Douglas, 1980; Tucker e Lewis, 1973), il *Comparative Fit Index* (CFI) (Bentler, 1990), l'*SRMR* (Hu e Bentler, 1998) e l'*IFI* (Hu e Bentler, 1999) in quanto risultano più adeguati di altri indici in condizioni di non normalità (Lei e Lomax, 2005). L'indice del chi-quadro non è stato invece preso in considerazione come indice di bontà di adattamento, dal momento che esso risulta il meno robusto rispetto alla de-

viazione dalla normalità. Esso è stato, dunque, utilizzato esclusivamente per valutare l'effetto dell'inserimento di nuovi parametri da stimare nel modello attraverso le indicazioni provenienti dalla lettura dei *modification index* (Bollen, 1989). Essi sono misure associate ai parametri non ancora inseriti e stimati nel modello. Per ciascuno di essi tale indice è una misura della variazione del valore del chi quadro e del miglioramento della bontà di adattamento che si produrrebbe inserendo nel modello quel dato parametro. È stata, infine, effettuata l'analisi della coerenza interna delle quattro sottoscale considerate, attraverso il calcolo dell'alfa di Cronbach.

**Tabella 1**  
*Saturazioni fattoriali*

	<i>Fattore I</i> <i>Amici</i>	<i>Fattore II</i> <i>Genitori</i>	<i>Fattore III</i> <i>Insegnanti</i>	<i>Fattore IV</i> <i>Compagni di classe</i>
<i>Item 4</i>	.860			
<i>Item 8</i>	.841			
<i>Item 12</i>	.838			
<i>Item 16</i>	.567			
<i>Item 20</i>	.715			
<i>Item 24</i>	.759			
<i>Item 1</i>		.663		
<i>Item 5</i>		.768		
<i>Item 9</i>		.786		
<i>Item 13</i>		.624		
<i>Item 17</i>		.664		
<i>Item 21</i>		.582		
<i>Item 3</i>			.769	
<i>Item 7</i>			.572	
<i>Item 11</i>			.797	
<i>Item 15</i>			.423	
<i>Item 19</i>			.589	
<i>Item 23</i>			.435	
<i>Item 2</i>				.522
<i>Item 6</i>				.505
<i>Item 10</i>				.553
<i>Item 14</i>				.508
<i>Item 18</i>				.641
<i>Item 22</i>				.496

## Risultati

L'analisi fattoriale esplorativa a quattro fattori spiega complessivamente il 53,23% della varianza totale. Le saturazioni fattoriali per ciascun item risultano soddisfacenti nel riprodurre una struttura a quattro fattori coincidente con la configurazione fattoriale originaria ottenuta dall'Autrice. I risultati relativi alle saturazioni sono mostrati in Tabella 1.

Successivamente è stato utilizzato un modello di analisi fattoriale confermativa, stimato mediante il software Lisrel 8.54, al fine di verificare la presenza del modello a 4 fattori (cfr. Fig. 1).

Dalla Tabella 2 si rileva come gli indici di bontà di adattamento

## ESPERIENZE E STRUMENTI

Tabella 2

Indici di bontà di adattamento

	<i>CFI</i>	<i>GFI</i>	<i>NNFI</i>	<i>RMSEA</i>	<i>SRMR</i>	<i>IFI</i>
<i>Modello stimato</i>	.97	.99	.97	.036	.80	.97

del modello risultano soddisfacenti. In particolare GFI e CFI hanno valori prossimi ad 1; l'RMSEA risulta anch'esso soddisfacente, con valore prossimo allo zero così come i valori di SRMR e IFI.

Dall'analisi dei *t-value* (Tabella 3) risulta che tutti i *factor loading* sono significativi e che gli item contribuiscono in modo sostanzialmente simile e ben equilibra-

to alla determinazione di ciascun fattore.

Considerata l'elevata bontà di adattamento del modello, si può affermare che tutti gli item si distribuiscono sui quattro fattori, così come indicato nella scala originaria. Si noti che il *factor loading* relativo al primo item di ogni scala è posto pari ad 1 come vincolo di stima per fornire un verso ed una scala al fattore latente.

L'esistenza di varianze e covarianze tra i fattori latenti  $\Phi$  (cfr. Tabella 4) mostra come le fonti di supporto siano tra loro correlate: emergono, infatti, covarianze significative tra i fattori, come ad esempio tra amici e compagni di classe. Tali risultati sono in linea con quanto emerso dall'analisi fattoriale esplorativa e dalla rotazione *promax*, che testimoniano l'unitarietà del

Tabella 3

Valori stimati dei  $\Lambda_x$  per il modello stimato: in ogni cella la prima riga  $\Lambda_x$ , errore standard tra parentesi e *t-value* (in corsivo) nella terza riga

<i>Genitori</i>	$\Lambda_x$	<i>Compagni classe</i>	$\Lambda_x$	<i>Insegnanti</i>	$\Lambda_x$	<i>Amici</i>	$\Lambda_x$
<i>Item 1</i>	1.00	<i>Item 2</i>	1.00	<i>Item 3</i>	1.00	<i>Item 4</i>	1.00
<i>Item 5</i>	1.14 (.03) <i>44.03</i>	<i>Item 6</i>	1.52 (.06) <i>26.55</i>	<i>Item 7</i>	1.12 (.08) <i>13.53</i>	<i>Item 8</i>	1.01 (.01) <i>92.19</i>
<i>Item 9</i>	1.13 (.03) <i>42.72</i>	<i>Item 10</i>	.58 (.03) <i>20.31</i>	<i>Item 11</i>	.80 (.02) <i>38.06</i>	<i>Item 12</i>	1.20 (.01) <i>82.65</i>
<i>Item 13</i>	.88 (.03) <i>34.17</i>	<i>Item 14</i>	.79 (.03) <i>23.59</i>	<i>Item 15</i>	.86 (.06) <i>13.42</i>	<i>Item 16</i>	.87 (.02) <i>38.82</i>
<i>Item 17</i>	1.02 (.03) <i>34.89</i>	<i>Item 18</i>	.90 (.04) <i>21.15</i>	<i>Item 19</i>	1.12 (.08) <i>13.67</i>	<i>Item 20</i>	1.05 (.02) <i>69.29</i>
<i>Item 21</i>	1.02 (.03) <i>32.35</i>	<i>Item 22</i>	1.73 (.09) <i>19.22</i>	<i>Item 23</i>	.52 (.04) <i>14.06</i>	<i>Item 24</i>	.95 (.01) <i>67.30</i>

**Tabella 4**

Modello generale: matrice delle varianze e covarianze fra i fattori latenti, con errore standard in corsivo

	<i>Genitori</i>	<i>Compagni di classe</i>	<i>Insegnanti</i>	<i>Amici</i>
<b>Genitori</b>	1.57 <i>s.e.</i> .06			
<b>Compagni di classe</b>	.51 <i>s.e.</i> .04	1.05 <i>s.e.</i> .06		
<b>Insegnanti</b>	.46 <i>s.e.</i> .05	.26 <i>s.e.</i> .03	1.08 <i>s.e.</i> .09	
<b>Amici</b>	.66 <i>s.e.</i> .05	.80 <i>s.e.</i> .05	.46 <i>s.e.</i> .05	2.24 <i>s.e.</i> .04

costruito, pur nella differenziazione delle fonti.

I coefficienti di attendibilità (valutati tramite alfa di Cronbach) delle quattro sottoscale risultano tutti soddisfacenti, essendo compresi tra un valore minimo di .71 fino ad un massimo di .89, come evidenziato in Tabella 5.

La sottoscala relativa agli amici e quella relativa ai genitori presentano i valori più alti, mentre quella dei compagni presenta il valore più basso.

Analizzando i valori dell'alfa per ciascuna sottoscala, eliminando un item alla volta, si può constatare che la consistenza interna di ciascuna sottoscala è tale da non richiedere la modifica o l'eliminazione di alcun item (cfr. Tabelle 6-9).

### Discussione e conclusioni

Dai risultati dell'analisi esplorativa e dal modello di equazioni strutturali emerge che la struttura fattoriale della versione italiana è quasi del tutto sovrapponibile a quella della versione originaria. Rispetto all'obiettivo di adattamento e validazione della *Social Support Scale* su popolazione italiana, i valori ottenuti evidenzia-

no pertanto la possibilità di un impiego efficace dello strumento anche su popolazione italiana. Gli item che compongono lo strumento saturano adeguatamente sui fattori latenti che intendono misurare, contribuendo ciascuno alla determinazione di una specifica scala. Il modello testato, mostra, dunque, una buona tenuta, discriminando le quattro fonti di supporto in maniera nitida, pur con la giustificabile presenza di covarianze tra i fattori.

Le varianze e covarianze confermano la presenza di correlazioni tra le sottoscale, giustificabili considerando che le scale misurano declinazioni specifiche (fonti del supporto) di un medesimo costruito. In particolare la correlazione più alta, relativa alle sottoscale *Amici* e *Compagni di classe*, suggerisce l'esistenza di una dimensione sovra-ordinata che riconduce entrambe le sottoscale alla dimensione del supporto percepito dai coetanei.

Per quanto attiene all'attendibilità delle sottoscale, questa risulta confermata rispetto ai valori originari. È da sottolineare che i coefficienti di attendibilità da noi ottenuti risultano tenden-

zialmente più alti rispetto a quelli ottenuti dall'Autrice.

Per concludere, quindi, l'indagine da noi svolta ha permesso di verificare la sostanziale validità e affidabilità della *Social Support Scale* e delle dimensioni che la compongono all'interno del campione italiano e in relazione a gruppi di età diversi rispetto a quelli per i quali era stata costruita.

Tale dato è ancor più rilevante se si considera che il nostro campione è costituito da adolescenti più grandi rispetto a quelli esaminati dall'Autrice (fino ai 18 anni d'età), presumibilmente dotati di una maggiore capacità discriminativa rispetto alle differenti fonti del supporto percepito.

**Tabella 5**

Affidabilità delle scale, valutata tramite l'alfa di Cronbach

<i>Scale</i>	$\alpha$
<i>Genitori</i>	.83
<i>Compagni</i>	.71
<i>Insegnanti</i>	.77
<i>Amici</i>	.89

## ESPERIENZE E STRUMENTI

Tabella 6

Media, deviazione standard e alfa della scala Genitori

	M	SD	Correlation item	$\alpha$ if item deleted
Item 3	2.65	1.05	.62	.70
Item 7	2.80	.97	.54	.73
Item 11	2.53	.98	.64	.70
Item 13	2.60	.97	.43	.75
Item 15	2.73	.95	.53	.73
Item 19	2.46	1.04	.35	.78

Tabella 7

Media, deviazione standard e alfa della scala Compagni di classe

	M	SD	Correlation item	$\alpha$ if item deleted
Item 1	3.04	.97	.59	.80
Item 5	3.33	.88	.66	.79
Item 9	3.31	.84	.68	.79
Item 13	3.39	.77	.57	.81
Item 17	3.34	.89	.59	.81
Item 21	3.34	.89	.53	.82

In conclusione, la *Social Support Scale* si configura, anche nel contesto italiano, come uno strumento utile ad analizzare il supporto percepito da parte di adolescenti dagli 11 ai 18 anni, considerando nello specifico il ruolo svolto dalle differenti fonti (genitori, insegnanti, amici, compagni di scuola) nei diversi livelli di età.

## Riferimenti bibliografici

ADAMSON, L. e LYXELL, B. (1996). Self-concept and question of life: identity development during late adolescence. *Journal of Adolescence*, 19, 569-582.

ALEMI, F., STEPHENS, R., LLORENS, S. e SCHAEFER, D. (2003). The orientation of social support

measures. *Addictive Behaviours*, 28, 1285-1298.

ANDERSEN, S. M., CHEN, S., MIRANDA, R. (2002). Significant others and the self. *Self and Identity*, 1, 159-168.

BARRERA, M. Jr (1986). Distinction between social support concepts, measures, and models. *American Journal of Community Psychology*, 14, 1456-1464.

BENDER, D. e LOSEL, F. (1997). Protective and risk effects of peer relations and social support on antisocial behaviour in adolescents from multi-problem milieus. *Journal of Adolescence*, 20, 661-678.

BENSON, J. e FLEISHMAN, J.A. (1994). The robustness of maximum likelihood and distribu-

tion-free estimators to non-normality in confirmatory factor analysis. *Quality and Quantity*, 28, 117-136.

BENTLER, P.M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107, 238-246.

BENTLER, P.M., BONETT, D. e DOUGLAS, G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88, 588-606.

BEN-ZUR, H. (2002). Monitoring/blunting and social support: Associations with coping and affect. *International Journal of Stress Management*, 9 (4), 357-373.

BOLLEN, K.A. (1989). *Lem structural equation with latent variables*. New York: John Wiley.

BOSMA, H.A. e KUNNEN, E.S. (2001). Determinants and mechanisms in ego identity development: a review and synthesis. *Developmental review*, 21, 39-66.

BOWLBY, J. (1969). *Attachment and Loss*. Vol. 1: *Attachment*. New York: Basic Books (tr. it.: *Attaccamento e perdita*. Vol. 1: *L'attaccamento alla madre*. 1972, Torino: Boringhieri).

BROWNE, M.W. (1984). Asymptotic distribution free methods in the analysis of covariance structures. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 37, 127-141.

CALDWELL, R.A. e REINHART, M.A. (1988). The relationship of personality to individual differences in the use of type and source of social support. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 6 (1), 140-146.

CALSYN, R. J., WINTER, J. e BURGER, G.K. (2005). The relationship between social anxiety and social support in adolescents: a test of competing causal models. *Adolescence*, 40, 103-113.

CAUCE A.M., REID, M., LANDESMAN, S. e GONZALES, N.



(1990). Social support in young children: Measurement, structure, and behavioral impact. In I.G. Sarason, B.R. Sarason e G. Pierce (a cura di), *Social support: An Interactional View*. Newbury Park, CA: Wiley and Sons.

COBB, S. (1976). Social support as a moderator of life stress. *Psychosomatic Medicine*, 38, 300-314.

COOLEY, C.H. (1902). *Human nature and the social order*. New York: Charles Scribner & Sons.

COSTELO, A. B., OSBORNE, J. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment Research & Evaluation*, 10 (7), 1-9.

CUTRONA, C.E., RUSSELL, D.W. (1990). Types of social support and perceived stress: Toward a theory of optimal matching. In B.R. Sarason, I.G. Sarason e G.R. Pierce (a cura di), *Social support: An interactional view*. Wiley: New York.

DEMARAY, M.K., MALECKI, C.K. (2002). The relationship between social support and maladjustment for students at risk. *Psychology in the School*, 39, 305-316.

DUBOV, E.F. e ULLMAN, D.C. (1987). *The measurement of children's social support: The development of a self-report scale*. Paper presented at the meeting of the Midwestern psychological association, Chicago.

DUBOV, E.F. e ULLMAN, D.C. (1989). Assessing social support in elementary school children: The survey of children's social support. *Journal of Clinical Child Psychology*, 18 (1), 52-64.

FABRIGAR, L.R., WEGENER, D.T., MACCALLUM, R.C. e STRAHAN, E.J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor in psychological research. *Psychological Methods*, 4, 272- 299.

FORMAN, E. (1988). The effects of social support and school placement of early adolescent

**Tabella 8**  
Media, deviazione standard e alfa della scala Insegnanti

	M	SD	Correlation item	α if item deleted
<b>Item 2</b>	3.04	.97	.59	.80
<b>Item 6</b>	3.33	.88	.66	.79
<b>Item 10</b>	3.31	.84	.68	.79
<b>Item 14</b>	3.39	.77	.57	.81
<b>Item 18</b>	3.34	.89	.59	.81
<b>Item 22</b>	3.34	.89	.53	.82

**Tabella 9**  
Media, deviazione standard e alfa della scala Amici

	M	SD	Correlation item	α if item deleted
<b>Item 4</b>	3.32	.89	.75	.86
<b>Item 8</b>	3.31	.87	.76	.86
<b>Item 12</b>	3.36	.86	.75	.86
<b>Item 16</b>	3.09	1.03	.58	.89
<b>Item 20</b>	3.20	.97	.69	.87
<b>Item 24</b>	3.17	.98	.73	.86

peer groups. *Journal of early adolescence*, 7, 153-163.

GOLDBERG, S. (2000). *Attachment and development*. London: Arnold.

GROTEVANT, H.D. (1987). Toward a process model of identity formation. *Journal of adolescent research*, 2 (3), 203-222.

HARTER, S. (1982). Perceived competence scale for children. *Child Development*, 53, 87-97.

HARTER, S. (1985). *Social Support Scale*. University of Denver, Denver, CO.

HARTER, S. (1986). Processes underlying the construction, maintenance and enhancement of the self-concept in children. In J. Suls e A. Greenwald (a cura di), *Psychological perspectives on the self*, vol. 3. Hillsdale, NY: Lawrence Erlbaum Associates.

HARTER, S. (1988). *Self Perception Profile*. University of Denver, Denver, CO.

HARTER, S. (1990). Developmental differences in the nature of Self representation: Implication for the understanding, assessment, an treatment of maladaptive behaviour. *Cognitive therapy and research*, 14 (2), 113-142.

HARTER, S. (1998). Relational self-worth: Differences in perceived worth as a persona across interpersonal context among adolescents. *Child Development*, 69 (3), 756-766.

HIGGINS, E.T. (1989). Continuities and discontinuities in self-regulatory and self-evaluative

## ESPERIENZE E STRUMENTI

- processes: A developmental theory relating self and affect. *Journal of personality*, 57 (2), 407-444.
- HU, L. e BENTLER, P.M. (1995). "Evaluating model fit". *Structural Equation Modeling: Concepts Issues, and Applications*. In R.H. Hoyle (a cura di). Sage: London.
- HU, L. e BENTLER, P.M. (1998). Fit indices in covariance structural equation modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods*, 3, 424-453.
- HU, L. e BENTLER, P.M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55.
- JACKSON, Y., WARREN, J. S. (2000). Appraisal, social support, and live events: Predicting outcome behaviour in school-age children. *Child Development*, 71, 1441-1457.
- JOHNSON, T.P. (1991). Mental health, social relations, and social selection: A longitudinal analysis. *Journal of health and social behaviour*, 32, 408-423.
- JORESBOG, K.G. e SORBOM, D. (1985). *LISREL VI: An analysis of linear structural relationships by the method of maximum likelihood*. Mooresville, IN: Scientific Software.
- KROGER, J. (1993). *Discussions in ego identity*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- KROGER, J. (1996). *Identity in adolescence*. London: Routledge.
- LEI, M. e LOMAX, R.G. (2005). The effect of varying degrees of non-normality in structural equation modelling. *Lem Structural Equation Modelling*, 12, 1-27.
- LÓPEZ, E.J., STEWART, E. e GARCÍA-VÁZQUEZ, E. (2002). Acculturation, social support and academic achievement of mexican and mexican american high school students: An exploratory study psychology. *Psychology in the schools*, 39 (3), 245-257.
- MAIN, M., KAPLAN, N. e CASSIDY, J. (1985). *La sicurezza nella prima infanzia, nella seconda infanzia e nell'età adulta: Il livello rappresentazionale* (tr. it.: C. Riva Prugnola (a cura di) (1993). *Lo sviluppo affettivo del bambino*. Milano: Raffaello Cortina).
- MASSEY, F.J. (1951). The Kolmogorov - Smirnov test for goodness of fit. *Journal of the American Statistical Association*, 46, 68-78.
- MOUNTS, N.S., VALENTINER, D.P., ANDERSON, K.L. e BOSWELL, M.K. (2005). Shyness, Sociability, and Parental Support for the College. Transition: Relation to Adolescents' Adjustment. *Journal of Youth and Adolescence*, 35 (1), 71-80.
- MUTHÉN, B.O. (1993). Goodness of fit with categorical and other non-normal variables. In K.A. Bollen e J.S. Long (a cura di), *Testing structural equation models*. Newbury Park, CA: Sage Publications.
- NOLTEN, P.W. (1994). *Conceptualization and measurement of social support: The development of the Student Social Support Scale*. Unpublished Doctoral Dissertation, University of Wisconsin-Madison, WI.
- PIEK, J.P., DWORCAN, M., BARRETT, N.C. e COLEMAN, K. (2000). Determinants of self-worth in children with and without developmental coordination disorder. *International Journal of Disability, Developmental and Education*, 47, 259-272.
- PREZZA, M. e PRINCIPATO, M.C. (2002). La rete sociale e il sostegno sociale. In M. Prezza, M. Santinello (a cura di), *Conoscere la comunità*. Bologna: Il Mulino.
- PREZZA, M. e SGARRO, M. (1992). Stress-buffering factors related to adolescents coping: A path-analysis. *Adolescence*, 34, 715-736.
- ROSENBERG, M. (1979). *Conceiving the self*. New York: Basic Books.
- SARASON, I.G., SARASON, B.R. (a cura di) (1985). *Social support: Theory, research and application*. Dordrecht, The Netherlands: Martinus Nijhoff.
- SATORRA, A. (1990). Robustness issues in structural equation modelling: A review of recent developments. *Lem Quality & Quantity*, 24, 367-386.
- SCHOLTE, R.H. J., VAN LIESHOUT, C.F.M. e VAN AKEN, M.A.G. (2001). Perceived Relational Support in Adolescence: Dimensions, Configurations, and Adolescent Adjustment. *Journal of Research on Adolescence*, 11 (1), 71-94.
- SCHOTT, G.R. e BELLIN, W. (2001). The relational self-concept scale: A context-specific self-report measure for adolescents. *Adolescence*, 36 (141), 86-104.
- SELMAN, R. (1980). *The growth of interpersonal understanding: Developmental and clinical analyses*. New York: Academic Press.
- SHAPIRO, S.S., WILK, M.B. (1965). An analysis of variance test for normality (complete samples). *Biometrika*, 52, 591-611.
- SOENENS, B. e VANSTEENKISTE, M. (2005). Antecedent and outcomes of self-determination in 3 life domains: The role of parents' and teachers' autonomy support. *Journal of Youth and Adolescence*, 34 (6), 589-604.
- STEIGER, J.H., LIND, J.C. (1980). Statistically Based Tests for the Number of Common Factors. Paper presented at the annual meeting of the Psychometric Society, Iowa City, IA.
- STEIGER, J.H. (1989). *EzPATH: A supplementary module for SYSTAT and SYGRAPH*. Evanston, IL: IL SYSTAT.
- TEOH HSIEN, J. (2004). A comparison of social, family and interpersonal. Experiences of primary and secondary school children in Malaysia. *Sunway College Journal*, 1, 73-82.
- TUCKER, L.R., LEWIS, C. (1973). A Reliability Coefficient for Maximum Likelihood Factor Analysis. *Psychometrika*, 38, 1-10.

TURNER, R. (1981). Social support as a contingency of psychological well-being. *Journal of Health and Social Behaviour*, 22, 357-367.

UCHINO, B.N., CACIOPPO, J.T. e KIECOLT-GLASER, J.K. (1996). The relationship between social support and psychological processes: A review with emphasis on underlying mechanism and implications for health. *Psychological Bulletin*, 119, 488-531.

VARNI, J., BABANI, L., WALANDERR, J., ROE, T. e FRASIER, S. (1989). Social support and self-esteem effects on psychological adjustment in children and adolescent with insulin-dependent diabetes mellitus. *Child and Family Behavior Therapy*, 11, 1-7.

**RIASSUNTO. Introduzione:** Scopo del presente lavoro è proporre una versione italiana della Social Support Scale for adolescents di Susan Harter (1985) e di testarne le proprietà psicometriche. La scala permette di valutare il grado di supporto sociale percepito dal soggetto e la

considerazione che sente di ricevere da parte di altri significativi. **Metodi:** La versione italiana è stata somministrata, in fase di pre-test, a 80 soggetti. I rilievi emersi hanno condotto ad alcuni adattamenti; la versione così ottenuta è stata somministrata ad un campione di 1203 soggetti (11-18 anni). Le analisi statistiche hanno consentito di verificare la consistenza interna e la struttura fattoriale della scala. **Risultati:** Tali analisi hanno confermato l'attendibilità e la validità della versione italiana rispetto allo strumento originario. È stato inoltre realizzato un modello di Equazioni Strutturali, al fine di verificare la presenza di una struttura fattoriale sovrapponibile a quella originaria proposta dalla Harter. **Conclusioni:** I rilievi emersi sembrano indicare che anche la versione italiana della scala proposta rappresenta un utile strumento per la comprensione e lo studio del supporto che l'adolescente percepisce di ricevere da parte di altri significativi.

**SUMMARY. Introduction:** In this paper we aim to propose an Italian

version of the Social Support Scale for adolescents of Susan Harter (1985) and to explore its psychometric properties. The Social Support Scale allows to estimate the subject degree of perceived social support and the consideration from significant others. **Methods:** The Italian version was administered, in pre-test phase to 80 subjects. The results lead to some adaptations and this version was administered to a sample of 1203 subjects (11-18 years). **Results:** The statistical analyses verified the internal consistency and the factorial structure of the Italian version with respect to the structure of the original scale. It was performed a Structural Equations modelling, to assess the properties of factorial structure. **Conclusions:** These results seem to indicate proposed Italian version of Social Support Scale can be a useful instrument to study the support that the adolescent perceives to receive from significant others.

**Keywords:** Social Support Networks, Test Validity, Social Perception

Laura Aleni Sestito, Maria Domenica Cozzolino, Palma Menna, Giancarlo Ragozini e Luigia Simona Sica, Dip. di Psicologia, Università di Napoli "Federico II".

## APPENDICE

Il formato degli item previsto dall'Autrice prevede una struttura alternativa e presenta al soggetto il seguente tipo di domanda:

Esempio:

Del tutto vero per me

In parte vero per me

Ad alcuni ragazzi piace divertirsi in compagnia di molte persone  
**mentre**

Ad altri ragazzi piace divertirsi con poche persone

In parte vero per me

Del tutto vero per me

Al soggetto viene chiesto in primo luogo a quale tipo di ragazzi sente di somigliare di più e, successivamente, se l'affermazione prescelta è del tutto vera o solo in parte vera per lui (o lei).