

CARATTERISTICHE STRUTTURALI DELLA VERSIONE ITALIANA DELLA SCALA DI BISOGNO DI CHIUSURA COGNITIVA (DI WEBSTER & KRUGLANSKI)

ANTONIO PIERRO

LUCIA MANNETTI

UNIVERSITÀ LA SAPIENZA DI ROMA

DANIELA CONVERSO

VINCENZO GARSIA

ANNA MIGLIETTA

UNIVERSITÀ DI TORINO

MARCELLA RAVENNA

MONICA RUBINI

UNIVERSITÀ DI BOLOGNA

Structural characteristics of the Italian version of the Need for Cognitive Closure scale (of Webster & Kruglanski).

The Italian version of an individual-difference measure of the Need for Cognitive Closure (Webster & Kruglanski, 1994) is discussed.

Webster e Kruglanski (1994), presenting the original Need for Closure Scale, sustain that, as a dispositional construct, the Need for Cognitive Closure is to be treated as a latent variable manifested through several different aspects (sub-scales), namely, Desire for Predictability, Preference for Order and Structure, Discomfort with Ambiguity, Decisiveness and Closemindedness.

Results of confirmatory factor analysis with multisample invariance test, suggest that the model with two latent second order variables, namely, Need for Cognitive Closure and Decisiveness, provides the best fit to Italian data matrix.

The two subscales corresponding to the above referred to latent variables result to be highly reliable.

Viene presentata e discussa la versione italiana della Scala di Bisogno di Chiusura Cognitiva (Webster & Kruglanski, 1994).

Webster e Kruglanski (1994), nel presentare la versione originale della Scala di Bisogno di Chiusura Cognitiva, sostengono che, in quanto caratteristica disposizionale il Bisogno di Chiusura Cognitiva deve essere trattato come una variabile latente che si manifesta attraverso diverse sotto-dimensioni quali il Bisogno di Prevedibilità, il Bisogno di Ordine, l'Intolleranza per l'Ambiguità, la Decisionalità e la Chiusura Mentale.

I risultati delle analisi fattoriali confirmatorie, con test di invarianza per campioni multipli, suggeriscono che il modello con due variabili latenti di secondo ordine (Bisogno di Chiusura Cognitiva e Decisionalità) è quello che si adatta meglio alla matrice dei dati italiani.

Le due sottoscale corrispondenti alle suddette variabili latenti risultano altamente affidabili.

Key words: Need for closure scale, Confirmatory factor analysis, Multi-sample Lisrel analysis.

INTRODUZIONE

Lo sviluppo dei punti di vista cognitivisti ha condotto, negli ultimi tempi, ad un rinnovarsi dell'interesse sul problema della motivazione, sempre vista, tuttavia, in termini di motivazione a conoscere o, se si preferisce, di motivazione epistemica, comprendendo in essa non solo ciò che spinge a conoscere ma anche ciò che, sempre sul piano dinamico, favorisce, ostacola, accelera o rallenta il processo di conoscenza. In quest'ambito, particolare interesse e rilevanza teorica assume il discorso di Kruglanski che, partendo dalla teoria dell'epistemologia ingenua (Kruglanski, 1980; cfr. per un inquadramento generale della teoria dell'epistemologia ingenua De Grada & Mannetti, 1992), è giunto oggi ad una sistematizzazione del problema della motivazione epistemica che merita tutta l'attenzione dello psicologo sociale.

Un'ampia ed articolata teorizzazione di un modello "integrazionista" del rapporto cognizione-motivazione, ha condotto Kruglanski (1995; Kruglanski, in stampa) a proporre un Bisogno di Chiusura Cognitiva (BCC) concettualizzato come motivazione epistemica e riferito al "desiderio da parte dell'individuo di una risposta definitiva e certa ad un quesito/problema e all'avversione per l'ambiguità" (Kruglanski, 1990, p. 337). Kruglanski stesso (1990) precisa che intende riferirsi ad un bisogno di chiusura non specifico ovvero alla tendenza a ricercare e difendere una qualsiasi risposta certa piuttosto che un tipo particolare di risposta congruente con gli interessi del soggetto stesso.

Si tratta di un costrutto che Kruglanski (1995) sviluppa partendo dalla teorizzazione delle dimensioni ortogonali che esprimono i bisogni sottesi dal processo di "Congelamento"- "Scongelamento" delle sequenze cognitive ("Bisogno di Strutturazione", "Timore di Invalidità", "Preferenza per le Conclusioni Desiderabili"; cfr. Kruglanski & Freund, 1983; De Grada & Mannetti, 1992).

Il Bisogno di Chiusura Cognitiva viene considerato affine a costrutti proposti da altri autori, come l'Intolleranza per l'Ambiguità (Eysenk, 1954; Frankel-Brunswick, 1949), l'Orientamento alla Certezza/Incertezza (Sorrentino & Short, 1986), e, infine, il Bisogno di Attività Cognitiva (Cacioppo & Petty, 1982). Rispetto a tali costrutti il Bisogno di Chiusura Cognitiva si presenta come più ampio e, in un certo senso, sovraordinato.

Il BCC, come motivazione epistemica, può essere attivato — ovvero ridotto — da fattori situazionali diversi in grado di incrementare i benefici e di ridurre i costi della chiusura cognitiva stessa. In altre parole, il Bisogno di Chiusura Cognitiva che i soggetti sperimentano sarebbe basato sulla percezione dei vantaggi e degli svantaggi potenzialmente derivanti dalla chiusura, o meno, in una determinata situazione. Ad esempio, in alcune situazioni le persone possono percepire come particolarmente rilevanti le conseguenze negative di una presa di decisione prematura e, allo stesso tempo, avere consapevolezza dei risvolti positivi derivanti dall'evitamento di critiche nei confronti della propria decisione. In casi del genere, i soggetti sperimenterebbero un basso Bisogno di Chiusura Cognitiva, ovvero un alto bisogno di evitare la chiusura cognitiva. La percezione dei costi/benefici della Chiusura Cognitiva è, ovviamente, funzione delle caratteristiche del contesto nel quale i soggetti si trovano ad affrontare compiti cognitivi di diversa natura.

Varie indagini hanno confermato la relazione diretta del BCC con fattori quali la presenza di pressione temporale (Kruglanski & Freund, 1983; Kruglanski & Webster, 1991), la presenza di rumore ambientale (Kruglanski & Webster, 1991), la condizione di affaticamento mentale (Kruglanski & Webster, 1993), la monotonia del compito (Webster, 1993).

Il BCC va prospettato, secondo Kruglanski, non tanto in termini di presenza/assenza, quanto piuttosto in termini di continuum che va da un estremo caratterizzato da impazienza cognitiva, impulsività, tendenza a prendere decisioni non giustificate, rigidità di pensiero e riluttanza a considerare soluzioni alternative (alto Bisogno di Chiusura Cognitiva) ad un altro caratterizzato da esperienza soggettiva di incertezza, indisponibilità ad impegnarsi esplicitando un'opinione definitiva, sospensione di giudizio, frequente proposta di soluzioni alternative (basso Bisogno di Chiusura Cognitiva).

Il posizionamento su tale continuum motivazionale, oltre a dipendere dai fattori situazionali sopraindicati, è anche funzione di caratteristiche individuali. In altre parole, il BCC oltre a dipendere da situazioni e contesti, rappresenta anche una dimensione disposizionale, cioè di possibili differenze interindividuali.

Webster e Kruglanski (1994) suggeriscono tre vantaggi derivanti dalla messa a punto di uno strumento di misura del BCC quale caratteristica individuale: (a) la possibilità di confrontare i risultati ottenuti in indagini nelle quali il BCC è indotto manipolando i fattori situazionali con quelli di indagini nelle quali il BCC è misurato quale variabile individuale, che permette di sottoporre il costrutto ad una rigorosa verifica empirica; (b) la possibilità di sviluppare una concettualizzazione più articolata dei modi in cui viene soggettivamente sperimentato il BCC; e (c) la possibilità di scomporre la variabilità totale dei dati in varianza dovuta alla situazione, varianza dovuta ai soggetti e varianza di interazione tra i due fattori, applicando così un test statistico più potente.

Le cinque dimensioni principali che Webster e Kruglanski assumono come manifestazioni osservabili del BCC, concettualizzato come variabile latente, sono state assunte quali criteri generativi della scala da loro proposta (Webster & Kruglanski, 1994).

La prima dimensione è quella che si riferisce al Bisogno di Ordine e Strutturazione nel proprio ambiente (item esempio nella versione italiana "Penso che sul lavoro avere ordine e regole chiare sia essenziale per il successo"). Gli item che si riferiscono a questa dimensione recuperano diversi item di una precedente Scala di Bisogno di Strutturazione (Thompson, Naccarato, Parker & Moskovitz, 1993).

La seconda dimensione riguarda il disagio emotivo prodotto dall'esperienza di situazioni ambigue (Intolleranza dell'Ambiguità, item esempio "Preferirei ricevere cattive notizie che rimanere in uno stato di incertezza").

La terza dimensione è centrata sull'esigenza di arrivare velocemente ad una conclusione in condizioni di decisione e di scelta, ovvero su un certo "decisionalismo" nei giudizi e nelle scelte (item esempio "Di fronte ad un problema di solito individuo la soluzione migliore molto rapidamente"). Alcuni item relativi a questa dimensione sono tratti dalla Scala di Timore di Invalidità (Thompson, Naccarato, Parker & Moskovitz, 1993).

La quarta dimensione si riferisce al desiderio di avere conoscenze sicure e generalizzabili tali da garantire una sicura prevedibilità dei contesti nei quali ci si troverà ad operare (Bisogno di Prevedibilità, item esempio "Preferisco stare con amici che conosco bene perché so cosa posso aspettarmi da loro"). Diversi item relativi a questa dimensione sono tratti dalla scala di Bisogno di Strutturazione (Thompson, Naccarato, Parker & Moskovitz, 1993).

La quinta ed ultima dimensione riguarda la Chiusura Mentale, ovvero la tendenza ad evitare che le proprie conoscenze vengano messe in discussione o rese incerte da opinioni alternative o da evidenza contraria (item esempio "Preferisco interagire con persone molto diverse

dalle mie”).

Nel complesso la versione originale definitiva della Scala contiene 42 item relativi alle cinque dimensioni sopradescritte.

Webster e Kruglanski (1994) ipotizzano che la struttura fattoriale della Scala corrisponda ad un modello con un unico fattore latente. In effetti, i risultati delle loro analisi condotte mediante Lisrel, indicano che il modello con unico fattore latente e con errori correlati ha un indice di adattamento ($\chi^2 = 1.097$, $df = 661$, $GFI = .868$) migliore di quelli dei modelli, ortogonali o obliqui, a cinque fattori (questi ultimi, tuttavia, testati senza assumere la correlazione fra gli errori).

Nel presente contributo vengono presentati i risultati del lavoro di adattamento e taratura della versione italiana della Scala di Bisogno di Chiusura Cognitiva proposta da Webster e Kruglanski (1994).

Tale lavoro segue sostanzialmente la strategia di analisi adottata da Webster e Kruglanski anche se, nell'utilizzo del programma Lisrel VII per l'analisi fattoriale confirmatoria, si differenzia da essa per due aspetti.

Una prima differenza riguarda l'introduzione nei modelli testati di assunzioni relative alla correlazione fra gli errori. Si tratta di una pratica molto controversa nella letteratura specialistica del settore. Nonostante varie ricerche su costrutti psicologici in generale (cfr. Jöreskog, 1982; Newcomb e Bentler, 1988) e su strumenti di misura in particolare (cfr. Byrne, 1988, 1991) abbiano dimostrato che la specificazione degli errori correlati conduca spesso ad un miglior adattamento dei modelli, “rimane, tuttavia, controversa nella letteratura sull'analisi fattoriale confirmatoria l'interpretazione e la causa di tali errori correlati, così come l'appropriatezza della soluzione al problema” (Byrne, 1993, p. 203). La procedura di correlare gli errori “anche se incrementa l'indice di adattamento generale del modello, non ne aumenta le capacità esplicative” (Corbetta, 1992, p. 137). Nel presente lavoro abbiamo perciò preferito evitare tale procedura, rinunciando così al miglioramento degli indici di adattamento dei modelli che la sua applicazione di regola comporta.

La seconda differenza riguarda l'introduzione, nella nostra analisi, di modelli di analisi fattoriale confirmatoria di secondo ordine. Si è ritenuto, infatti, che costrutti teoricamente ed operativamente articolati su più dimensioni possano essere più adeguatamente rappresentati da modelli che assumano l'esistenza di più dimensioni di primo ordine correlate fra loro la cui covarianza è riconducibile ad un numero inferiore di dimensioni di secondo ordine.

METODOLOGIA DELLA RICERCA

Campione

Il campione della ricerca è costituito da un totale di 850 soggetti (studenti universitari), il 69.4% femmine e il 30.6% maschi, di età compresa fra 18 e 30 anni (Età media = 21.12).

Il campione è stato raccolto, con tecnica “opportunistica”, in tre diverse città italiane: 208 soggetti di Roma, 185 di Bologna e 457 di Torino.

Il campionamento eseguito è del tutto analogo a quello utilizzato da Webster e Kruglanski nel lavoro di taratura della Scala di Bisogno di Chiusura Cognitiva originale.

Strumenti

Lo strumento utilizzato (vedi appendice) è costituito dalla versione italiana della Scala sviluppata e validata da Webster e Kruglanski (1994), composta da 42 item, in formato Likert a 7 punti (1 = Completamente in disaccordo; 7 = Completamente d'accordo), equidivisi per le cinque sub-dimensioni del Bisogno di Chiusura Cognitiva: Decisionalità (7 item); Bisogno di Ordine (10 item); Intolleranza per l'Ambiguità (9 item); Chiusura Mentale (8 item); Bisogno di Prevedibilità (8 item).

Analisi dei Dati

Come primo passo, i 42 item della scala sono stati sottoposti ad Analisi delle Componenti Principali (ACP – cfr. Brunoro, 1988), con successiva rotazione ortogonale degli assi (Varimax), e ciò al fine di verificare, nella versione italiana e nel campione di riferimento, lo statuto delle cinque sub-dimensioni ipotizzate da Webster e Kruglanski.

Sono stati poi impostati, separatamente per i tre campioni di riferimento (Roma, Bologna e Torino), due modelli di analisi fattoriale confirmatoria (AFC) (con il programma Lisrel 7, cfr. Jöreskog & Sörbom, 1988): un modello con cinque fattori latenti ortogonali e un modello con cinque fattori latenti obliqui, e ciò allo scopo di controllare la presenza di relazioni fra le dimensioni, come previsto dal modello di Kruglanski, ovvero di indipendenza fra le dimensioni stesse.

Successivamente, anche sulla base delle concettualizzazioni di Kruglanski e dei risultati ottenuti dalle analisi fattoriali confirmatorie preliminari, sono stati costruiti e testati (via Lisrel), per ognuno dei tre campioni, modelli alternativi di analisi fattoriale confirmatoria di secondo ordine.

Come è noto, nei modelli Lisrel i risultati possono essere interpretati, da un lato, a livello di significatività dei singoli parametri e, dall'altro, a livello di bontà di adattamento dell'intero modello (cfr. per una spiegazione più dettagliata dei modelli Lisrel, Jöreskog & Sörbom, 1988; Corbetta, 1992). In particolare, per quanto riguarda la bontà di adattamento complessivo del modello, gli indici principali tramite i quali interpretare i risultati sono: (1) il χ^2 , indicativo della discrepanza tra la matrice iniziale di correlazione dei dati e la matrice finale riprodotta a partire dai parametri imposti da stimare; (2) l'indice di bontà di adattamento (*GFI* = Goodness of Fit Index) e (3) l'indice corretto di bontà di adattamento (*AGFI* = Adjusted Goodness of Fit Index), indici che variano tra 0 e 1, con valori vicino a 1 (in genere superiori a .90) indicativi di un buon adattamento del modello; (4) la radice quadrata della media dei residui al quadrato (*RMSR* = Root Mean Square Residual). Come ulteriore indice di bontà complessiva del modello alcuni autori hanno proposto il rapporto tra valore del χ^2 e gradi di libertà (χ^2/df) (cfr. Jöreskog, 1969; Wheaton, Muthen, Alwin & Summers, 1977). Nonostante la mancanza di consenso relativo all'adeguatezza del Fit basato sul rapporto χ^2/df (cfr. Bollen, 1989; Marsh, Balla & McDonald, 1988), un valore inferiore a 2 (alcuni indicano un valore inferiore a 5) è generalmente considerato accettabile per la non falsificazione del modello.

Risultati

Struttura Fattoriale della Scala di Bisogno di Chiusura Cognitiva: Analisi delle Componenti Principali

Una prima analisi delle componenti principali condotta sui 42 item della scala ha portato

TABELLA I

Risultati dell'analisi delle componenti principali (matrice con rotazione ortogonale).

Item	Decisionalità	Bisogno di Prevedibilità	Intolleranza Ambiguità	Bisogno di Ordine	Chiusura Mentale
17 (I)	.79				
22 (I)	.72				
16	.68				
15 (I)	.66				
37 (I)	.62				
12 (I)	.60				
13	.48				
19 (I)		.72			
18 (I)		.68			
41		.61			
10		.58			
05 (I)		.54			
25		.53			
11		.51			
03			.61		
14			.58		
08			.55		
36			.54		
39			.50		
30			.49		
31			.40		
32				.68	
33				.64	
06				.58	
35				.58	
26				.53	
23				.49	
07				.42	
01				.36	
20 (I)				.35	
28 (I)					.74
38 (I)					.71
02 (I)					.53
34 (I)					.49
09					.43
04					.39
40					.27
% Varianza	17.8	9.8	6.0	5.0	3.7

Nota. (I) Item invertiti.

TABELLA 2

Attendibilità della scala totale e delle cinque sub-dimensioni del BCC (Alpha di Cronbach).

Dimensioni/Totale	Alpha
Decisionalità	.79
Bisogno di Ordine	.77
Bisogno di Prevedibilità	.80
Intolleranza Ambiguità	.68
Chiusura Mentale	.61
Scala Totale BCC	.84

all'estrazione, anche sulla base dello *scree test*, di 5 Fattori e all'esclusione di 5 item (21, 24, 27, 29, 42) con saturazioni molto basse ($< .20$) in tutti i fattori estratti.

Sui 37 item così selezionati si è deciso di effettuare una seconda analisi dalla quale sono stati estratti 5 Fattori che spiegano complessivamente il 42.4% della varianza totale, rispettivamente il 17.8% il primo fattore, il 9.8% il secondo, il 6% il terzo, il 5% il quarto e il 3.7% il quinto fattore.

Nella Tabella 1 sono riportate le saturazioni fattoriali, dopo la rotazione ortogonale, per ognuno dei 5 fattori estratti.

I 5 Fattori identificati esprimono chiaramente le dimensioni del BCC previste da Webster e Kruglanski. In particolare, il I Fattore esprime la dimensione "Decisionalità", il II Fattore il "Bisogno di Prevedibilità", il III Fattore l'"Intolleranza per l'Ambiguità", il IV Fattore il "Bisogno di Ordine" e il V Fattore, infine, la dimensione "Chiusura Mentale".

I 37 item tendono tutti a distribuirsi nei fattori previsti e quindi a rispettare la disposizione rilevata da Webster e Kruglanski. Solo 3 item (7, 10, 26) tendono a collocarsi, con saturazioni fattoriali molto più elevate di quelle identificate da Webster e Kruglanski, in maniera invertita rispetto alla disposizione individuata dagli autori. Infatti, mentre gli item 7 e 26 saturano nella dimensione "Bisogno di Ordine" (rispettivamente .42 e .53) anziché nella dimensione "Bisogno di Prevedibilità" (.18 e .17), l'item 10, al contrario, satura nella dimensione "Bisogno di Prevedibilità" (.58) anziché nella dimensione "Bisogno di Ordine" (.18).

Le 5 dimensioni che risultano dall'analisi sono dunque composte rispettivamente da 9 item il "Bisogno di Ordine" e da 7 item ciascuna delle altre dimensioni.

I coefficienti di attendibilità (Alpha di Cronbach) sia delle 5 sub-dimensioni che della scala totale sono riportati nella Tabella 2.

Modelli di Analisi Fattoriale Confermativa di Primo-ordine

Come è noto, per poter realizzare i modelli di misura, ogni fattore latente (ξ) deve influenzare almeno due variabili osservate (x). A tal fine sono stati utilizzati tre indicatori per ognuna delle cinque sub-scale del BCC, ripartendo casualmente gli item di ogni scala in tre sub-scale. Tale procedura, ampiamente utilizzata e raccomandata in molte ricerche (cfr. per una procedura simile Brooke, Russell & Price, 1988; Evans & Fischer, 1993), è stata adottata per una

TABELLA 3

Modelli di analisi fattoriale confirmatoria di primo-ordine per i tre campioni: indici di bontà di adattamento.

Modelli/campioni	χ^2	gl	χ^2/gl	GFI	AGFI	RMSR
<i>Cinque fattori ortogonali</i>						
Roma (n = 208)	300.48	90	3.34	.83	.78	.19
Bologna (n = 185)	282.73	90	3.14	.83	.77	.18
Torino (n = 457)	519.16	90	5.77	.86	.82	.16
<i>Cinque fattori correlati</i>						
Roma (n = 208)	125.82	80	1.57	.93	.89	.05
Bologna (n = 185)	128.59	80	1.61	.92	.88	.06
Torino (n = 457)	212.74	80	2.66	.94	.91	.05

serie di motivi. Anzitutto, per il fatto che i modelli con molti parametri da stimare (in genere superiori a 20) raramente mostrano un buon adattamento ai dati empirici (cfr. Bentler & Chou, 1987). Inoltre, al fine di rendere attendibili le stime dei parametri, Bentler e Chou (1987) raccomandano di tener presente un rapporto di almeno 5 soggetti per ogni parametro da stimare. Poiché un modello basato su 37 item richiederebbe la stima di circa 80 parametri (a secondo del modello testato), si è dunque deciso di costruire tre indicatori per ognuna delle cinque dimensioni del BCC allo scopo di ridurre il numero delle variabili e aumentare il rapporto soggetti/parametri da stimare.

Per quanto riguarda la dimensione "Bisogno di Ordine" sono state create dunque tre sub-scale di tre item ciascuna; Per le rimanenti dimensioni (Decisionalità, Intolleranza per l'Ambiguità, Chiusura Mentale, Bisogno di Prevedibilità) tre sub-scale rispettivamente di tre, due e due item.

Nella Tabella 3 sono riportati i risultati dei modelli di analisi fattoriale confirmatoria testati per ognuno dei tre campioni di riferimento.

Come è possibile vedere dalla Tabella 3, il modello a cinque fattori latenti correlati (cfr. Figura 1) presenta, in tutti e tre i campioni, indici di bontà complessiva migliori rispetto al modello a cinque fattori ortogonali, e ciò a conferma dei risultati di Webster e Kruglanski.

Passando ad esaminare la matrice di correlazione fra le variabili latenti (matrice ϕ) come si può osservare dalla Tabella 4, tutte le dimensioni del BCC correlano significativamente e positivamente fra di loro, tranne la dimensione "Decisionalità", che, in tutti e tre i campioni, non presenta correlazioni significative (valori di T inferiori a 2) con le altre dimensioni (solo nel campione di Roma si osserva una correlazione significativa (-.24) fra "Decisionalità" e "Intolleranza per l'Ambiguità"). Oltretutto, le correlazioni fra Decisionalità e le altre dimensioni tendono ad essere, in tutti i campioni, di segno negativo. Tali correlazioni, sebbene inattese su base teorica, non sorprendono se si considera che anche nella versione originale (Webster & Kruglanski, 1994, Tabella 4 p. 1054) la sub-scala di Decisionalità mostra un pattern di correlazioni con Scale preesistenti divergente da quello delle altre sub-scale del BCC, risultando nega-

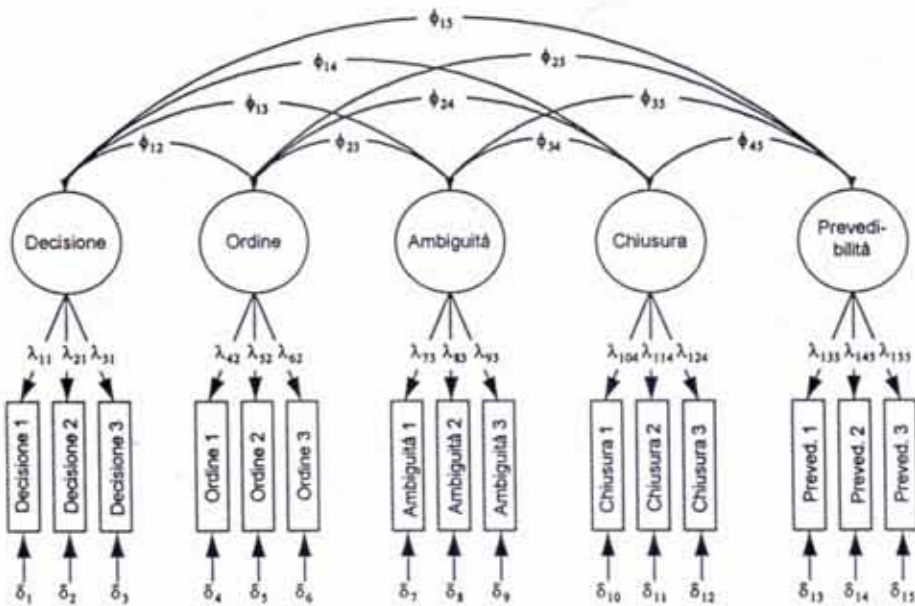


FIGURA I

Modello di analisi fattoriale confermativa con cinque fattori latenti correlati.

tivamente correlata con la Scala di Bisogno di Struttura (Neuberg & Newsom, 1993; Thompson, Naccarato, Parker & Moskowitz, 1993) ($r = -.21$), con quella di Intolleranza per l'Ambiguità (Eysenk, 1954) ($r = -.22$), con quella di Autoritarismo — F Scale — (Sanford, Adorno, Frenkel-Brunswik & Levinson, 1950) ($r = -.11$).

Modelli di Analisi Fattoriale Confermativa di Secondo-ordine

Sulla base dei risultati ottenuti nelle precedenti analisi sono stati impostati, per ognuno dei tre campioni, due modelli alternativi di analisi fattoriale di secondo ordine: uno con un solo fattore latente di secondo ordine e uno con due fattori latenti indipendenti di secondo ordine (tenendo cioè la Decisionalità come fattore indipendente rispetto alle altre sub-dimensioni).

Nella Tabella 5 sono riportati i risultati dei modelli proposti.

Come è possibile vedere dalla tabella, i due modelli alternativi proposti presentano, per tutti e tre i campioni, degli indici di bontà complessiva sostanzialmente identici e accettabili. Tuttavia, il modello con due fattori indipendenti (cfr. Figura 2), avendo un grado di libertà in più, dunque essendo più parsimonioso del modello a un fattore, è, a nostro avviso, il modello più accettabile.

Del resto, passando ad analizzare i pesi fattoriali di secondo ordine (matrice Γ) del modello a un fattore latente, si può osservare (cfr. Tabella 6) come la relazione fra Decisionalità e il fattore latente di ordine superiore non sia significativa e sia, comunque, di segno negativo, in tutti e tre i campioni.

Inoltre, l'attendibilità della scala totale, verificata sull'intero campione, passa da .84 con i 7 item della "Decisionalità" a .86 escludendo tali item.

TABELLA 4

Matrici Λ_x (factor loadings) e Φ (correlazioni fra i fattori) dei modelli di analisi fattoriale confirmatoria di primo ordine (modelli con cinque fattori correlati): parametri standardizzati.

Parametri	Roma	Bologna	Torino
<i>Matrice Λ_x</i>			
λ_{11}	.76	.80	.80
λ_{21}	.80	.83	.72
λ_{31}	.74	.65	.72
λ_{42}	.77	.81	.77
λ_{52}	.76	.83	.81
λ_{62}	.73	.69	.56
λ_{73}	.55	.35	.57
λ_{83}	.63	.59	.62
λ_{93}	.73	.63	.63
λ_{104}	.61	.40	.59
λ_{114}	.64	.69	.57
λ_{124}	.54	.44	.59
λ_{134}	.78	.77	.74
λ_{144}	.84	.74	.74
λ_{155}	.89	.88	.79
<i>Matrice Φ</i>			
ϕ_{12}	.05*	-.03*	-.01*
ϕ_{13}	-.24	-.16*	-.09*
ϕ_{14}	-.08*	.00*	.04*
ϕ_{15}	-.16*	-.15*	-.04*
ϕ_{23}	.57	.59	.56
ϕ_{24}	.31	.23	.22
ϕ_{25}	.66	.72	.70
ϕ_{34}	.44	.53	.25
ϕ_{35}	.56	.65	.58
ϕ_{45}	.45	.37	.37

* Correlazioni non significative (valori di T inferiori a 2).

Test di Invarianza dei Modelli di Analisi Fattoriale di Primo e Secondo-ordine

Dopo aver esaminato, separatamente per ognuno dei campioni di Roma, Bologna e Torino, l'adattamento ai dati dei modelli di analisi fattoriale di primo e secondo-ordine proposti, sono stati condotti diversi test di equivalenza¹ (cfr. Jöreskog e Sörbom, 1988), ovvero di invarianza, di tali modelli fra i tre campioni di riferimento. Tali test sono stati effettuati solo per il modello di primo-ordine con cinque variabili latenti correlati e per il modello di secondo-ordine con due variabili latenti di ordine superiore che, come abbiamo verificato, risultano essere i modelli che si adattano meglio alla matrice dei dati di partenza rispetto, da un lato, al modello di primo-ordine con cinque variabili latenti ortogonali, e, dall'altro, al modello di secondo ordine con un'unica variabile latente di ordine superiore.

TABELLA 5
Modelli di analisi fattoriale confirmatoria di secondo-ordine: indici di bontà di adattamento.

Modelli/campioni	χ^2	gl	$\chi^2/$ gl	GFI	AGFI	RMSR
<i>Un fattore di secondo ordine</i>						
Roma (n = 208)	141.66	85	1.67	.92	.89	.06
Bologna (n = 185)	137.94	85	1.62	.91	.88	.06
Torino (n = 457)	219.51	85	2.58	.94	.91	.05
<i>Due fattori indipendenti di secondo ordine</i>						
Roma (n = 208)	144.10	86	1.67	.92	.89	.07
Bologna (n = 185)	140.02	86	1.63	.91	.88	.07
Torino (n = 457)	220.07	86	2.56	.94	.91	.05

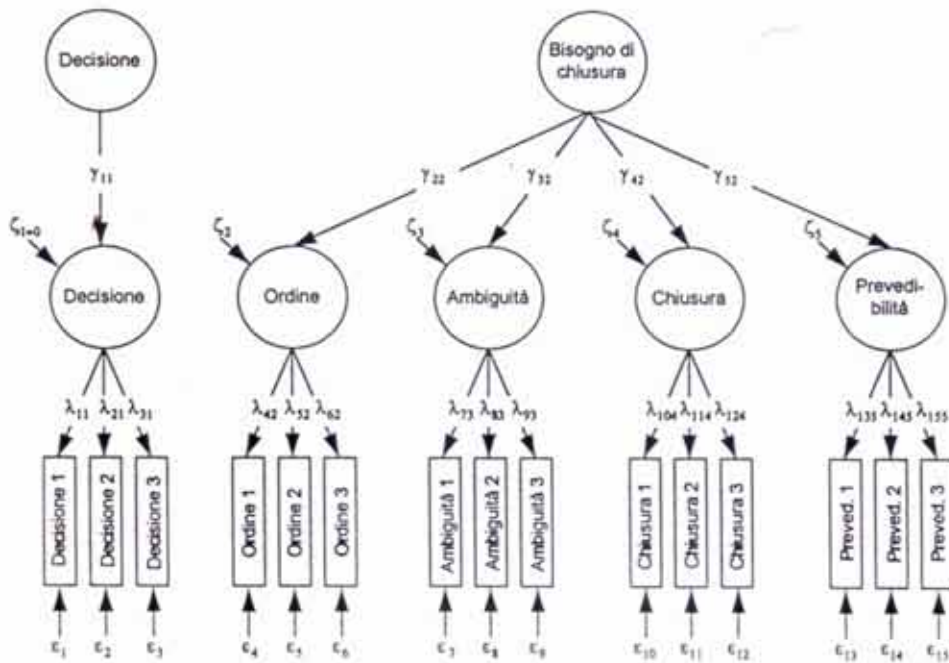


FIGURA 2

Modello di analisi fattoriale di secondo ordine: cinque fattori di primo ordine e due di secondo ordine.

I risultati dei test di invarianza effettuati sono riportati nella Tabella 7.

Il primo test di invarianza per il modello di primo-ordine è volto essenzialmente a verificare l'equivalenza della struttura fattoriale fra i tre campioni. In altre parole, tale test fornisce un'indicazione di quanto i dati dei tre campioni siano ugualmente ben rappresentati da un modello a 5 fattori correlati. Tale test non richiede nessun vincolo di equivalenza/invarianza dei vari parametri.

Come è possibile vedere dalla Tabella 7, il rapporto $\chi^2/$ gl corrispondente a questo test

TABELLA 6

Matrici Λ_x (factor loadings di primo ordine) e Γ (factor loadings di secondo ordine) dei modelli di analisi fattoriale di secondo ordine: parametri standardizzati.

Modelli con un fattore di secondo ordine				Modelli con due fattori di secondo ordine			
Parametri	Roma	Bologna	Torino	Parametri	Roma	Bologna	Torino
<i>Matrice Λ_x</i>				<i>Matrice Λ_x</i>			
λ_{11}	.76	.80	.80	λ_{11}	.76	.80	.80
λ_{21}	.79	.82	.72	λ_{21}	.79	.83	.72
λ_{31}	.74	.65	.72	λ_{31}	.75	.65	.72
λ_{42}	.78	.81	.77	λ_{42}	.78	.81	.77
λ_{52}	.76	.83	.81	λ_{52}	.76	.83	.81
λ_{62}	.71	.68	.56	λ_{62}	.72	.68	.56
λ_{73}	.57	.34	.58	λ_{73}	.57	.34	.58
λ_{83}	.63	.58	.62	λ_{83}	.64	.58	.62
λ_{93}	.71	.64	.63	λ_{93}	.71	.64	.63
λ_{104}	.63	.40	.59	λ_{104}	.63	.40	.59
λ_{114}	.63	.63	.56	λ_{114}	.63	.64	.56
λ_{124}	.54	.50	.59	λ_{124}	.54	.49	.59
λ_{134}	.78	.77	.74	λ_{134}	.78	.77	.74
λ_{144}	.84	.73	.74	λ_{144}	.84	.73	.74
λ_{155}	.89	.89	.79	λ_{155}	.89	.89	.79
<i>Matrice Γ</i>				<i>Matrice Γ</i>			
γ_{12}	-.14*	-.13*	-.04*	γ_{11}	1.00	1.00	1.00
γ_{21}	.77	.78	.79	γ_{22}	.78	.79	.79
γ_{31}	.71	.75	.67	γ_{32}	.70	.75	.67
γ_{41}	.51	.43	.37	γ_{42}	.50	.43	.37
γ_{51}	.85	.90	.89	γ_{52}	.84	.89	.89

* Parametri non significativi (valori di T inferiori a 2).

iniziale è inferiore a 2 e indica che tutti e tre i campioni di riferimento hanno una struttura fattoriale equivalente, ovvero che i dati dei tre campioni sono ugualmente ben rappresentati dal modello a 5 fattori correlati.

Nei successivi tre test effettuati per il modello di primo-ordine sono stati, invece, imposti, progressivamente, i seguenti vincoli di invarianza: invarianza dei factor loading (Λ_x); invarianza dei factor loading e della matrice di covarianza delle variabili latenti (Φ); invarianza dei factor loading, della matrice di covarianza delle variabili latenti e della matrice degli errori di misura (Θ_δ).

Come è possibile vedere dalla Tabella 7, il rapporto χ^2/gl corrispondente ai diversi test suggerisce che i tre gruppi possono essere ritenuti equivalenti per quanto riguarda i pesi fattoriali e le correlazioni fra le variabili latenti ($\chi^2/gl = 1.91$), mentre vi è una certa evidenza che essi differiscono, almeno in parte, per quanto riguarda gli errori di misura ($\chi^2/gl = 2.22$).

I test di invarianza del modello di secondo ordine (cfr. Tabella 7) mostrano che il rappor-

TABELLA 7

Risultati dei test di invarianza per i modelli di analisi fattoriale confirmatoria di primo ordine (a cinque fattori correlati) e secondo ordine (a due fattori di secondo ordine).

Modelli/Test	χ^2	gl	χ^2/gl
Fattoriale di primo ordine (Modello a cinque fattori latenti correlati)			
Invarianza della struttura	467.03	240	1.94
Invarianza dei Factor loading (Λ_x)	486.95	260	1.87
Invarianza dei Factor loading e Φ	554.15	290	1.91
Invarianza dei Factor loading, Φ e Θ_δ	709.70	320	2.22
Fattoriale di secondo ordine (Modello con due fattori latenti di secondo ordine)			
Invarianza della struttura	504.03	258	1.95
Invarianza dei Factor loading di primo ordine (Λ_y) e secondo ordine (Γ)	551.56	288	1.91

Nota. Φ è la matrice di covarianza delle variabili latenti; Θ_δ è la matrice diagonale degli errori.

to χ^2/gl corrispondente al test iniziale di invarianza della struttura fattoriale è di 1.95 e indica che i dati dei tre campioni sono ugualmente ben rappresentati da un modello a 5 fattori di primo ordine e due fattori di ordine superiore.

Inoltre, i risultati dei test successivi suggeriscono che i tre gruppi possono essere considerati equivalenti non solo per i pesi fattoriali di primo ordine ma anche per quelli di secondo ordine ($\chi^2/gl = 1.91$).

In sintesi, i risultati di questi ultimi test effettuati mostrano che il modello di analisi fattoriale di secondo ordine proposto è equivalente nei tre campioni di Roma, Bologna e Torino.

CONCLUSIONI E DISCUSSIONE

Nel trarre le conclusioni di questo primo lavoro di validazione interna della versione italiana della scala di BCC è opportuno discutere anzitutto la parziale divergenza fra i nostri risultati e quelli dell'analogo lavoro di Webster e Kruglanski (1994).

Come anticipato nell'introduzione, la versione originale della scala è presentata dagli autori come riferibile ad una struttura monofattoriale. Tuttavia, nel loro lavoro gli autori presentano solo gli indici di adattamento generale dei modelli testati e non forniscono i valori e la si-

gnificatività dei singoli parametri (per es. presenti nelle matrici Λ_x dei vari modelli testati o nella matrice Φ del modello con 5 fattori correlati). Ciò impedisce un confronto dettagliato dei dati italiani con quelli del lavoro di Webster e Kruglanski.

Comunque, se si utilizzano solo gli indici di adattamento generale, il modello con un solo fattore di secondo ordine testato sui dati italiani mostra un adattamento superiore a .90 — e superiore al corrispondente indice del modello ad un Fattore unico nelle analisi relative alla versione originale (.87) — in tutti e tre i sub-campioni: ciò pur senza assumere la correlazione degli errori. Su tale base si potrebbe concludere per una totale conferma del modello monofattoriale anche per la versione italiana della scala.

Tuttavia, nel caso dei nostri dati, come abbiamo visto, l'indice di adattamento generale "nasconde" il fatto che uno dei pesi fattoriali di secondo ordine, quello della Decisionalità appunto, non è significativo ed è di segno negativo (tale risultato è anche confermato dall'esplorazione della matrice Φ del modello a 5 fattori obliqui ove appunto si evidenzia una mancanza di correlazione fra Decisionalità e le altre 4 sub-dimensioni del BCC). I dati indiretti derivati dalle correlazioni delle 5 sub-scale della versione originale con altre scale preesistenti, come già osservato, consentono, tuttavia, di ipotizzare che anche nel caso della scala originale le saturazioni degli item della dimensione Decisionalità nel fattore unico siano di debole entità, oppure che, nel modello a 5 fattori obliqui, le correlazioni fra la Decisionalità e le altre quattro dimensioni siano deboli, ovvero di segno negativo. Comunque, al momento queste restano ipotesi da verificare poiché nell'articolo di Webster e Kruglanski più volte citato tali parametri non sono riportati.

Questo è solo un esempio delle ragioni per le quali la comparazione diretta fra i risultati presentati nel lavoro di Webster e Kruglanski (1994) e quelli presentati nel presente lavoro non sia possibile. L'unico modo di attuare correttamente questo confronto consisterebbe nel sottoporre ad un'identica analisi fattoriale confirmatoria (ad esempio con i due modelli di secondo ordine già testati sui dati italiani) i dati statunitensi e quelli italiani con successivo test di invarianza delle strutture nei due campioni.

Pur in attesa di tale più diretto confronto, riteniamo di poter concludere questo lavoro dicendo che la versione italiana della scala conferma sostanzialmente la struttura fattoriale della scala originale con una elevata correlazione, riconducibile ad una dimensione latente di secondo ordine, fra quattro delle 5 dimensioni utilizzate come criteri generativi della scala stessa. La scala derivante dalla somma degli item delle quattro sub-dimensioni mostra di avere una buona affidabilità (.86).

L'indipendenza della sub-scala di Decisionalità, che richiede certamente ulteriori verifiche, suggerisce di utilizzare gli item relativi per ottenere un punteggio a sé (fedeltà = .79).

Va comunque segnalato che l'indipendenza della Decisionalità dalle altre dimensioni del BCC non costituisce, a nostro parere e sulla base dei dati disponibili relativi alla versione originale, una peculiarità del contesto culturale italiano, ma piuttosto — riteniamo — è una conseguenza della chiara preferenza sociale implicita nell'accordo o disaccordo con gli item di questa sub-dimensione. In altre parole, l'essere capaci di decidere velocemente è probabilmente una caratteristica troppo approvata socialmente — almeno nel nostro mondo occidentale — perché le persone vogliono correre il rischio di non attribuirla a se stessi.

Data la nota inaffidabilità delle scale volte ad individuare la tendenza a rispondere in chiave di preferenza sociale, l'unico modo di sottoporre a verifica questa ipotesi è quello di formulare item meno scoperti e/o item nei quali la capacità di decisione appaia come una caratteristica neutra.

Indipendentemente dalla particolarità della sub-scala di Decisionalità, la versione italiana della scala di BCC presenta caratteristiche psicometriche che ne giustificano e incoraggiano l'uso in contesti sperimentali ed applicativi.

Da tali ulteriori applicazioni, del resto già in fase avanzata ad opera dei diversi gruppi di ricerca che hanno collaborato alla presente taratura, potranno essere tratte ulteriori informazioni circa la validità concettuale ed empirica della Scala e circa la sua applicabilità a popolazioni diverse.

NOTA

1. I modelli Lisrel e la metodologia Lisrel possono essere utilizzati, oltre che per analizzare separatamente i dati di singoli campioni, anche per analizzare simultaneamente (partendo dalla matrice di covarianza) dati di campioni multipli (Multi-sample Lisrel analysis), con alcuni dei parametri del modello, ovvero tutti i parametri, con il vincolo di equivalenza (equality constraints) nei diversi gruppi (cfr. Jöreskog e Sörbom, 1988). Nei modelli "multi-sample", l'indice di bontà di adattamento complessivo che viene dato è costituito dal χ^2 , mentre il *GFI*, l'*AGFI* e la *RMSR* vengono dati per ognuno dei gruppi/campioni.

APPENDICE

Scala di Bisogno di Chiusura Cognitiva, BCC

01. Penso che sul lavoro avere ordine e regole chiare sia essenziale per il successo.
02. Anche dopo aver preso una decisione, sono sempre disponibile a considerare opinioni diverse.
03. Non mi piacciono le situazioni incerte.
04. Non gradisco domande alle quali si può rispondere in molti modi diversi.
05. Mi piace avere amici imprevedibili.
06. Credo che una vita ben ordinata e con orari regolari si adatti al mio temperamento.
07. Quando ceno fuori casa, mi piace andare in posti dove sono già stato, in modo da sapere cosa aspettarmi.
08. Mi sento a disagio quando non capisco il perché di qualcosa che mi è capitato.
09. Io mi irrito quando una persona è in disaccordo con ciò che pensano tutti gli altri del gruppo.
10. Odio cambiare i miei programmi all'ultimo momento.
11. Non mi piace affrontare una situazione senza sapere cosa posso aspettarmi da essa.
12. Quando vado a fare acquisti ho difficoltà nel decidere cosa esattamente voglio.
13. Di fronte ad un problema, di solito individuo la soluzione migliore molto rapidamente.
14. Quando non ho idee chiare su un problema importante, mi sento molto a disagio.
15. Tendo a rimandare le decisioni importanti fino all'ultimo momento possibile.
16. Di solito prendo decisioni importanti velocemente e con sicurezza.
17. Mi descriverei come un indeciso.
18. Penso che sia divertente cambiare i propri programmi all'ultimo momento.
19. Mi piace l'incertezza legata all'affrontare una situazione nuova senza sapere cosa potrebbe accadere.
20. Il mio spazio personale è di solito caotico e disordinato.
21. Nella maggior parte dei conflitti sociali riesco ad identificare con facilità chi ha ragione e chi ha torto.
22. La maggior parte delle decisioni mi costa notevole fatica.
23. Ritengo che ordine e organizzazione siano tra le caratteristiche più importanti di un buon studente (lavoratore).
24. Quando considero la maggior parte delle situazioni conflittuali di solito riesco ad identificare in che senso entrambe le parti potrebbero avere ragione.
25. Non mi piace stare con persone capaci di azioni imprevedibili.
26. Preferisco stare con amici che conosco bene, perché so cosa aspettarmi da loro.
27. Credo che imparerei di più in un corso privo di obiettivi e requisiti predefiniti.
28. Quando penso ad un problema considero tutte le diverse opinioni possibili sull'argomento.
29. Mi piace sapere continuamente ciò che le persone pensano.
30. Non mi piacciono le affermazioni che possono significare molte cose diverse.
31. È seccante ascoltare qualcuno che non sembra riuscire a prendere una decisione.

32. Trovo che stabilire una routine regolare mi consente di godermi di più la vita.
33. Sono contento di avere un modo di vita chiaro e strutturato.
34. Preferisco interagire con persone con opinioni molto diverse dalle mie.
35. Mi piace avere un posto per ogni cosa e ogni cosa al suo posto.
36. Mi sento a disagio quando non mi è chiaro cosa qualcuno vuole dire o fare.
37. Quando cerco di risolvere un problema, spesso considero tante soluzioni alternative possibili da rimanerne confuso.
38. Nei problemi che affronto individuo sempre molte soluzioni possibili.
39. Preferirei ricevere cattive notizie che rimanere in uno stato di incertezza.
40. Di solito, per formarmi un punto di vista personale, non considero le molte possibili opinioni diverse sull'argomento.
41. Non mi piacciono le situazioni imprevedibili.
42. Non amo gli aspetti ripetitivi del mio lavoro (dei miei studi).

BIBLIOGRAFIA

- Bentler, P. M., & Chou, C. P. (1987). Practical issues in structural modelling. *Sociological Methods & Research*, 16, 78-117.
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York: Wiley.
- Brooke, P. P., Russell, D. W., & Price, J. L. (1988). Discriminant validation of measures of job satisfaction, job involvement, and organizational commitment. *Journal of Applied Psychology*, 73, 139-145.
- Brunoro, G. (1988). *Analisi delle componenti principali*. Milano: Franco Angeli.
- Byrne, B. M. (1988). Measuring adolescent self-concept: factorial validity and equivalency of the SDQ III across gender. *Multivariate Behavioral Research*, 24, 361-375.
- Byrne, B. M. (1993). The Maslach Burnout Inventory: Testing for factorial validity and invariance across elementary, intermediate and secondary teachers. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 66, 197-212.
- Cacioppo, J. T., & Petty, R. E. (1982). The need for cognition. *Journal of Personality and Social Psychology*, 42, 116-131.
- Corbetta, P. (1992). *Metodi di analisi multivariata*. Bologna: Il Mulino.
- De Grada, E., & Mannetti, L. (1992). *L'attribuzione causale. Teorie classiche e sviluppi recenti*. Bologna: Il Mulino.
- Evans, B. K., & Fischer, D. G. (1993). The nature of burnout: A study of the three-factor model of burnout in human service and non-human service sample. *Journal of Occupational Psychology*, 66, 29-38.
- Eysenk, H. J. (1954). *The psychology of politics*. New York: Praeger.
- Frankel-Brunswick, E. (1949). Intolerance of ambiguity as emotional and perceptual personality variable. *Journal of Personality*, 18, 108-143.
- Jöreskog, K. G. (1969). A general approach to confirmatory factor analysis. *Psychometrika*, 34, 183-202.
- Jöreskog, K. G. (1982). Analysis of covariance structures. In C. Fornell (Ed.), *A second generation of multivariate analysis, Vol. 1: Methods* (pp. 200-242). New York: Preger.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1988). *Lisrel 7. A guide to the program and applications*. Chicago: Spss Inc.
- Kruglanski, A. W. (1980). Lay epistemo-logic, its process and content: Another look at attribution theory. *Psychological Review*, 87, 70-87.
- Kruglanski, A. W. (1990). Motivations for judging and knowing: implications for causal attributions. In E. T. Higgins & R. M. Sorrentino (Eds.), *Handbook of motivation and cognition: foundations of social behavior - Vol. 2* (pp. 333-368). New York: Guilford Press.
- Kruglanski, A. W. (1995). A motivated gatekeeper of our minds: Need for Closure effects on social cognition and interaction. In R. M. Sorrentino & E. T. Higgins (Eds.), *Handbook of motivation and cognition: foundations of social behavior - Vol. 3*, New York: Guilford Press.
- Kruglanski, A. W. (in stampa). Motivazione e conoscenza sociale: nemici o storia d'amore? *Rassegna di Psicologia*.
- Kruglanski, A. W., & Freund, T. (1983). The freezing and unfreezing of lay inferences: effects of impression primacy, ethnic stereotyping, and numerical anchoring. *Journal of Experimental Social Psychology*, 19, 448-468.
- Kruglanski, A. W., & Webster, D. M. (1991). Group members reactions to opinion deviates and conformists at varying degrees of proximity to decision deadline and environmental noise. *Journal of Personality and Social Psychology*, 61, 215-225.
- Kruglanski, A. W., & Webster, D. M. (1993). Motivational effects of fatigue on impression formation. Unpublished data. University of Maryland.

- Marsh, H. W., Balla, J. R., & McDonald, R. P. (1988). Goodness-of-fit indexes in confirmatory factor analysis: the effects of sample size. *Psychological Bulletin*, 103, 391-410.
- Neuberg, S. L., & Newsom, J. (1993). Individual differences in chronic motivation to simplify: Personal need for structure and social-cognitive processing. *Journal of Personality and Social Psychology*, 65, 113-131.
- Newcomb, M. D., & Bentler, P. M. (1988). *Consequences of adolescent drug use: impact on the lives of young adults*. Newbury Park, CA: Sage.
- Sanford, R. N., Adorno, E., Frenkel-Brunswik, E., & Levinson, D. J. (1950). The measurement of implicit antidemocratic trends. In E. Adorno, E. Frenkel-Brunswik, D. J. Levinson, & R. N. Sanford (Eds.), *The authoritarian personality* (pp. 222-279). New York: Harper & Row.
- Sorrentino, R. M., & Short, J. C. (1986). Uncertainty orientation, motivation and cognition. In R. M. Sorrentino & E. T. Higgins (Eds.), *Handbook of motivation and cognition: foundations of social behavior* (pp. 379-403). New York: Guilford Press.
- Thompson, M., Naccarato, M., Parker, K., & Moskowitz, G. (1993). *The development and validation of the Personal Need for Structure (PNS) and Personal Fear of Invalidity (PFI) measures*. Unpublished manuscript.
- Webster, D. M. (1993). Motivated augmentation and reduction of the overattribution bias. *Journal of Personality and Social Psychology*, 65, 261-271.
- Webster, D. M., & Kruglanski, A. W. (1994). Individual differences in Need for Cognitive Closure. *Journal of Personality and Social Psychology*, 67, 1049-1062.
- Wheaton, B., Muthen, B., Alwin, B., & Summers, G. (1977). Assessing reliability and stability in panel models. In D. Heise (Ed.), *Sociological methodology* (pp. 84-136). San Francisco: Jossey Bass.