

# L'autoritarismo come difesa della percezione di perdita dei confini della propria comunità

---

Cosimo Talò<sup>1</sup>

## Riassunto

Lo scopo di questo lavoro è provare che l'autoritarismo può essere visto come una difesa psicologica all'ansia provocata dalla percezione che la propria comunità stia perdendo la stabilità dei suoi stessi confini. Tale reazione è tanto più forte quanto maggiore è il bisogno dell'individuo di vivere in un contesto stabile e ordinato. A tale scopo il presente lavoro illustrerà i risultati di due ricerche: la prima (Studio Uno: 208 ss) ha lo scopo di costruire lo strumento empirico per misurare il costrutto della Perdita di Confini della Comunità; la seconda ricerca (Studio Due: 276 ss) è, invece, mirata a falsificare l'ipotesi proposta e, cioè, che l'autoritarismo sia da intendere come possibile difesa dall'angoscia procurata dalla sensazione di perdita di confini.

**Parole chiave:** autoritarismo, perdita dei confini della comunità, bisogno di chiusura cognitiva, SEM.

## Abstract

The present research aims to demonstrate that authoritarianism can be seen as a psychological defense against anxiety people perceive when they feel that their community is going to lose the stability of its borders. More specifically, it is assumed that this reaction is stronger, the higher the individual need

1 Dipartimento di Scienze Pedagogiche, Psicologiche e Didattiche: Università del Salento. [cosimo.talo@unisalento.it](mailto:cosimo.talo@unisalento.it)

to live stably and orderly. For this purpose, the research presented will describe the results of two studies; the first study (Study One: 208 ss) aims to build the empirical tool to measure the construct of Community boundaries loss. In addition, the second study (Study Two: 276 ss) aims to falsify the hypothesis proposed, i.e. authoritarianism is to be described as a potential psychological defense mechanism against anxiety people feel in consequence of their perception that community they live in loses boundaries.

**Key words:** authoritarianism, loss of boundaries of the community, need for cognitive closure, SEM.

## Résumé

Le but de cet travail est démontrer que l'autoritarisme peut être considéré comme un moyen de défense psychologique contre l'anxiété causée par la perception que sa communauté soit en train de perdre la stabilité de ses propres frontières. Cette réaction est aussi forte tant que le besoin de l'individu de vivre dans un environnement stable et ordonné. À ce propos, le présent travail décrit les résultats de deux études: la première (étude un: 208 ss) vise à définir les outils empiriques permettant de mesurer le concept de perte des frontières de la Communauté, et la deuxième (étude deux: 276 ss), au contraire, est destinée à falsifier l'hypothèse proposée, c'est à dire que l'autoritarisme est à comprendre comme un moyen de défense possible contre l'angoisse procurée par le sentiment de perte des frontières.

**Mots-clés:** Autoritarisme, perte des limites de la communauté, le besoin de fermeture cognitive, SEM.

## • Introduzione

Lo scopo di questo lavoro è sostenere la seguente tesi: l'autoritarismo può essere visto come una difesa psicologica all'ansia provocata dalla percezione che la propria comunità stia perdendo la solidità dei suoi stessi confini. Tale reazione, tuttavia, è tanto più forte, quanto maggiore è il bisogno dell'individuo di vivere in un contesto stabile e ordinato.

Il processo che viene prospettato è simile, in ottica psicosociale, ad un meccanismo di difesa di ottica clinica. Le difese, infatti, mediano fra un mondo interno pulsionale e un mondo esterno relazionale. A volte le difese riescono ad addolcire le richieste di entrambi, ponendosi al servizio di duttili processi di adattamento; altre volte costituiscono rigide e sofferenti barriere protettive. Una difesa è un meccanismo che media tra desideri, bisogni, affetti e impulsi dell'individuo da una parte, e proibizioni interne e realtà esterna dall'altra (Skodol e Pretty, 1993).

Il presente contributo intende inserirsi nel dibattito recentemente rilanciato da Jost e collaboratori di vedere nell'adesione agli atteggiamenti autoritari un bisogno epistemico e emotivo di ridurre l'incertezza, l'ansia e le paure, di evitare il cambiamento, il disordine e l'ambiguità attraverso l'assenso ad una possibile "spiegazione" dell'ordine sociale e la conseguente giustificazione delle disuguaglianze tra gruppi ed individui (Jost *et al.*, 2003, 2007).

La specifica fonte di angoscia che prospettiamo essere una possibile causa dell'autoritarismo è la Percezione di Perdita di Confini della propria Comunità: la sensazione, cioè, che il proprio contesto culturale, le basi tradizionali del proprio vivere e l'identità stessa della propria comunità si siano fatte troppo permeabili alle influenze di altre culture e di altre appartenenze comunitarie.

### *L'Autoritarismo*

Gli studi empirici sull'autoritarismo iniziano nei primi anni '50. In particolare, con il celeberrimo lavoro dal titolo *The Authoritarian Personality* di Adorno e colleghi (1950) sviluppato alla Università di Berkeley, fu ipotizzata l'esistenza, in alcuni individui, della cosiddetta "sindrome della personalità autoritaria", attraverso la quale diventava possibile comprendere la psicologia di quei soggetti profondamente inclini alla sottomissione, alla glorificazione del leader e, soprattutto, al desiderio di distruggere (non

necessariamente in modo diretto) i gruppi minoritari e socialmente devianti.

Agli inizi degli anni 80, Altemeyer ha sviluppato il costrutto di *Right-Wing Authoritarianism* (RWA) o *autoritarismo di destra* (Altemeyer intende il termine “destra” in accezione psicosociale e non politica essendo fondato principalmente sull’obbedienza alle autorità e sulla rigida lealtà alle norme culturali, quali esse siano), che costituisce una spiegazione in chiave psicosociale del bisogno di alcuni individui di assoggettarsi e sottomettersi all’autorità, accettando acriticamente gli atteggiamenti e i valori che essa impone (Altemeyer, 1981).

L’eredità de *La Personalità Autoritaria* si evince già dal fondamento teorico che sta alla base del RWA, definito dalla covariazione di tre *attitudinal clusters*: (1) la *sottomissione autoritaria*: si riferisce al grado di accettazione delle affermazioni delle autorità percepite come legittime (cioè chiunque venga percepito come tale: leader politici, religiosi, militari, genitori, giudici e varie altre) e alla sottomissione a queste ultime all’insegna di valori quali il rispetto, l’obbedienza e l’ordine sociale; (2) l’*aggressività autoritaria*: una predisposizione a nuocere a singoli o a gruppi, nel caso in cui ciò venga percepito come approvato dalle autorità, e alla tendenza a controllare il comportamento altrui tramite pratiche punitive; (3) il *convenzionalismo*: il grado di accettazione delle convenzioni sociali sostenute dalle autorità legittime, l’adesione a valori tradizionali (soprattutto in ambito religioso e nelle condotte sessuali) e a norme assolute ed immutabili.

Le persone autoritarie si caratterizzano per un’alta considerazione di sé, soprattutto circa la propria superiore moralità, al punto da giustificare il sospetto verso chiunque sia definito dalle figure autoritarie come meno morale. Sono molto religiosi, vicini ai partiti politici di destra, hanno positive opinioni circa le politiche punitive (soprattutto verso coloro che sono considerati non convenzionali) e i programmi militari (Altemeyer, 1996). Tendono ad approvare, inoltre, le credenze tradizionali circa la

superiorità degli uomini e l'inferiorità delle donne e a rigettare il femminismo. Altemeyer descrive questi individui come *equal opportunity bigots* (Altemeyer, 1981).

Lo strumento costruito dal ricercatore di Winnipeg per rilevare il *Right-Wing Authoritarianism* è la *RWA Scale*. La *RWA Scale* è costituita da 32 item bilanciati con formato Likert a nove categorie di risposta. Oggi viene considerata da più parti la migliore misura di *autoritarismo dei seguaci* attualmente disponibile essendo lo strumento più pulito dal punto di vista concettuale e più soddisfacente dal punto di vista psicométrico (Smith, 1997).

La struttura fattoriale della RWA è un problema complesso, tuttora lontano da una soluzione. Altemeyer ha proceduto alla validazione delle varie versioni della sua scala utilizzando esclusivamente i principi della Teoria Classica dei Test (TCT) e testandone l'attendibilità mediante l' $\alpha$  di Cronbach ed alcuni controlli test-retest; gli indici calcolati variano in funzione dei soggetti intervistati e della versione della scala somministrata, risultando comunque generalmente compresi fra .81 e .97, con una correlazione media fra gli item pari a .18 (Altemeyer, 1996). Lo studioso canadese considera la sua scala sostanzialmente unidimensionale in base non solo ai risultati ottenuti con il calcolo dell' $\alpha$  di Cronbach, ma anche a quelli derivati dall'analisi fattoriale esplorativa.

Se, da un lato, non siamo a conoscenza di analisi fattoriali confermate eseguite sull'intera scala, Manganelli Rattazzi *et al.* (2007) hanno proposto una analisi di questo tipo su una *short version* della RWA tradotta e somministrata a 363 studenti universitari italiani. Gli autori propongono una struttura bifattoriale: (1) aggressione autoritaria e sottomissione e (2) conservatorismo. Recentemente, Van Hiel *et al.* (2006) hanno dimostrato il buon funzionamento della scala in una versione a 8 item a 5 categorie di risposta. Gli autori hanno selezionato esclusivamente gli item con chiaro riferimento all'uso della violenza (dimensione dell'*aggressione*) e con un chiaro riferimento alla sottomissione al leader (dimensione della *sottomissione*). Funke (2005), su un cam-

pione tedesco, individua, invece, tre fattori in qualche modo confacenti con gli *attitudinal clusters*.

L'adattamento della scala con un campione italiano è stato condotto da Giampaglia e Roccato (2004) per mezzo del Modello di Rasch (1977). Un adeguamento alla lingua ed alla cultura italiana dell'ultima versione pubblicata della *RWA Scale* di Altemeyer (1998) è stato sottoposto dagli autori a 353 studenti dell'Università di Torino (81 maschi e 272 femmine, età media pari a 20,41 anni). Giampaglia e Roccato propongono nel loro lavoro una doppia strategia di validazione: la via "sintattica", una scala costituita da 5 item a 8 categorie che soddisfa completamente o quasi completamente tutti i criteri scelti; la via "semantica" che perviene – eliminando 16 item e procedendo item per item all'aggregazione delle categorie di risposta meno discriminanti – alla costruzione di una scala costituita da 14 item, ciascuno dei quali caratterizzato da 4 possibilità di risposta. Rispetto alla precedente, questa scala è molto più informativa (14 *vs.* 5 item) e caratterizzata da migliori indici di *fit* (PSI uguale a ,800 contro ,696 della versione sintattica). È quest'ultima versione che verrà impiegata nel presente studio.

### *Il Bisogno di Chiusura Cognitiva*

Come misura del bisogno di vivere in un ambiente stabile e ben definito è stato scelto il costrutto di Bisogno di chiusura cognitiva (Kruglanski e Webster, 1996), vale a dire il desiderio che vi sia una risposta certa e definita a una domanda e che vi sia possibilità di fuga di fronte a situazioni ambigue. Tale costrutto è stato definito sia come una variabile disposizionale o individuale (Webster e Kruglanski, 1994), sia come variabile situazionalmente determinata da differenti condizioni quali, ad esempio, la pressione temporale (Kruglanski e Freund, 1983), o il rumore e la fatica mentale (Kruglanski *et al.*, 1993; Webster *et al.*, 1996).

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 BCC che i soggetti sperimentano sarebbe basato sulla percezione dei vantaggi e degli svantaggi potenzialmente derivati dalla chiusura, o meno, in una determinata situazione.

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 BCC) 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 BCC).

Il BCC 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 e Short, 1986) e, infine, il Bisogno di Attività Cognitiva (Cacioppo e Petty, 1982). Rispetto a tali costrutti il BCC si presenta come più ampio e, in un certo senso, sovraordinato.

È stato teorizzato e dimostrato che il bisogno di chiusura è un desiderio di conoscenza consolidata e può favorire il desiderio per il consenso o per una realtà condivisa all'interno della condizione del gruppo (Pierro *et al.*, 2003). I gruppi composti da membri che presentano alti (*vs.* bassi) livelli di bisogno di chiusura cognitiva (BCC) disposizionale presentano anche maggiori pressioni all'uniformità (De Grada *et al.*, 1999): i gruppi nei quali il BCC è stato sia situazionalmente manipolato tramite rumore sia disposizionalmente misurato tramite la scala del bisogno di chiusura, presentano un maggiore desiderio manifesto di essere in accordo con gli altri membri del gruppo (Kruglanski *et al.*, 1993).

Altre evidenze empiriche suggeriscono che in condizioni di alto bisogno di chiusura i membri del gruppo incoraggiano la presenza di una leadership autocratica o gerarchica (Pierro, *et al.*,

2003), situazione nella quale il consenso condiviso sembrerebbe essere più semplice da raggiungere e mantenere. Tali risultati illustrano, quindi, come l'alto bisogno di chiusura sia connesso alla ricerca del consenso e di una realtà sociale condivisa. Inoltre, dal momento che i gruppi sono considerati tipicamente "creatori di realtà", si potrebbe concludere che le persone con un alto bisogno di chiusura tenderebbero a preferire la dimensione di gruppo (Shah *et al.*, 1998), o che persone con un alto (*vs.* basso) bisogno di chiusura apprezzano l'ingroup o l'outgroup in funzione del grado di omogeneità percepita del gruppo al quale appartengono (Kruglanski *et al.*, 2002). Tali risultati suggeriscono dunque l'ipotesi che le persone con un alto bisogno di chiusura sarebbero più sensibili a quei membri del gruppo che tipicamente si assumono il ruolo di "creatori di realtà" - cioè ai membri prototipici del gruppo. Conseguentemente si può affermare che la relazione tra la prototipicità del leader del gruppo e gli indicatori della leadership efficace dovrebbe essere più forte nelle persone con un maggiore bisogno di chiusura.

Il BCC è dunque una misura del grado in cui gli individui tendono a dare una risposta ad un quesito o problema, per evitare di rimanere in situazioni di incertezza e ambiguità. Il BCC è una motivazione epistemica indipendente da particolari contenuti conoscitivi, legata a una specifica situazione o disposizionalmente presente nella persona (Kruglanski, 1996; Kruglanski e Webster, 1996), un fattore cioè di regolazione affettiva delle attività cognitive attivato dalla percezione dei costi-benefici della chiusura o della mancanza di chiusura di una specifica sequenza cognitiva o che caratterizza una persona in ogni sequenza cognitiva. Il BCC, oltre ad avere effetti diretti sulla cognizione individuale (Kruglanski e Webster, 1996; Dougherty e Harbison, 2007; Kossowska, 2007), influenzerebbe dunque l'andamento delle relazioni interpersonali e di gruppo (cfr., ad esempio, De Grada *et al.*, 1997; Pierro e Areni, 1998; Shah *et al.*, 1998; De Grada *et al.*, 1999; Kruglanski *et al.*, 2002; Pierro *et al.*, 2003; Anseel e Lievens, 2007; Stalder, 2007). Igou e Bless (2005) evidenziamo il ruolo

fondamentale che la chiusura cognitiva ha nell'organizzare le informazioni "in entrata" e nel guidare la formazione dei giudizi e delle decisioni.

Per la misura del BCC è stata sviluppata da Webster e Kruglanski (1994) un'apposita scala formata da 42 item che misurano 5 diverse dimensioni principali assunte come manifestazioni osservabili del BCC, concettualizzato come variabile latente.

La prima dimensione è quella che si riferisce al Bisogno di Ordine e Strutturazione nel proprio ambiente (es.: "Penso che sul lavoro avere ordine e regole chiare sia essenziale per il successo"). La seconda dimensione riguarda il disagio emotivo prodotto dall'esperienza di situazioni ambigue (Intolleranza dell'ambiguità, es.: "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 "decisionismo" nei giudizi e nelle scelte (es.: "Di fronte ad un problema di solito individuo la soluzione migliore molto rapidamente"). 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 es.: "Preferisco stare con amici che conosco bene perché so cosa posso aspettarmi da loro"). 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 (es.: "Preferisco interagire con persone con idee molto diverse dalle mie").

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 un 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). Tuttavia Moneta e Yip (2004)

e Roets e Van Hiel (Roets e Van Hiel, 2007; Roets *et al.*, 2006) hanno criticato la struttura unifattoriale della scala proponendone una a due fattori.

La taratura italiana è stata condotta da Pierro *et al.* (1995) su un campione italiano di 850 studenti universitari. La taratura italiana introduce due importanti modifiche: da una parte, si è preferito non assumere la correlazione degli errori; dall'altra, l'analisi fattoriale confermativa ha teso individuare le variabili latenti di secondo ordine rispetto alle cinque descritte da Kruglanski e Webster.

La scala proposta da Pierro e colleghi è composta da 37 item, in formato Likert a 7 punti, che misurano gli stessi cinque fattori di primo ordine (Decisionalità, Bisogno di Ordine, Bisogno di Prevedibilità, Intolleranza Ambiguità e Chiusura Mentale) della versione originale di Kruglanski e Webster e due fattori di secondo ordine: Decisionalità (saturato dal fattore di primo ordine omonimo) e Bisogno di Chiusura Cognitiva propriamente detto (saturato dai restanti quattro fattori di primo ordine).

### *Relazione fra l'autoritarismo e il bisogno di chiusura cognitiva*

La relazione tra atteggiamenti politici e stili cognitivi è stata oggetto di particolare attenzione ed interesse nell'ambito della psicologia sociale della politica (Adorno *et al.*, 1950; Eysenck, 1954; Rokeach, 1960; Wilson, 1973; Tetlock, 1983; Sidanius, 1988; Chirumbolo *et al.*, 2004). Su questa linea, recentemente, Jost e collaboratori hanno proposto una re-interpretazione del concetto di "conservatorismo" alla luce della prospettiva della cognizione sociale motivata (Jost *et al.*, 2003), nell'intento di integrare, sia sul piano teorico che empirico, quanto indagato da vari autori. Jost e colleghi muovono dall'ipotesi che le persone aderiscano al conservatorismo politico (almeno in parte) poiché esso è funzionale a particolari bisogni e motivazioni di natura epistemica, quali, tra gli altri, (1) la riduzione dell'incertezza, dell'ansia e del-

la paura; (2) l'evitamento del cambiamento, del disordine e dell'ambiguità; (3) il sostegno e la "spiegazione" dell'ordine sociale e la conseguente giustificazione delle disuguaglianze tra gruppi ed individui (Jost *et al.*, 2003). Negli ultimi anni, diversi studi hanno indagato empiricamente il legame tra motivazioni epistemiche e diversi atteggiamenti politici in vari contesti culturali e nazionali, evidenziando come la motivazione epistemica "aspecifica" alla chiusura cognitiva sia positivamente correlata al conservatorismo e ad un orientamento politico di destra (cfr. Kimmelmeier, 1997; Jost *et al.*, 1999; Chirumbolo, 2002; Chirumbolo *et al.*, 2003; Kossowska e Van Hiel, 2003; Van Hiel *et al.*, 2006; Golec de Zavala e Van Bergh, 2007; Jost *et al.*, 2007).

Un esempio è dato da Golec *et al.* (2006). Gli autori esaminano la relazione fra il bisogno di chiusura cognitiva, il desiderio di una visione del mondo chiara, stabile e non ambigua e la propensione a scelte aggressive per la soluzione dei conflitti mondiali. I soggetti con alti punteggi di chiusura cognitiva preferiscono di gran lunga l'opzione militare alle strategie più diplomatiche.

Sulla stessa linea Pierro *et al.* (2005) che evidenziano il ruolo di mediatore della chiusura cognitiva fra la scelta del proprio leader e la percezione dell'efficacia della leadership relativa.

Anche Cornelis e Van Hiel (2006) propongono un modello in cui gli effetti degli stili cognitivi (fra cui la chiusura cognitiva) sui pregiudizi e sugli atteggiamenti conservatori sono mediati dall'autoritarismo (RWA) e dall'orientamento alla dominanza sociale (SDO).

Bastian e Haslam (2006), infine, riportano la relazione fra chiusura cognitiva e autoritarismo alle teorie implicite di personalità. Secondo gli autori le persone che credono che gli attributi umani siano immutabili ("teorici delle entità") sono particolarmente inclini ad approvare gli stereotipi sociali e a spiegare le differenze individuali con riferimento a fattori innati.

### *Percezione della Perdita di Confini della Comunità*

In letteratura non esiste, a nostra conoscenza, alcuno studio, teorico o empirico, che abbia trattato il tema della perdita di confini di una comunità. I riferimenti al concetto di “loss of boundaries” si concentrano prevalentemente in ambito clinico e psicopatologico, ma un tentativo di legare le dinamiche sociali a quelle individuali è presente in un saggio di Elliot Jaques (1966) in un volume curato, fra gli altri, da Melanie Klein. La tesi che propone l'autore è che uno dei più importanti elementi di coesione che lega gli individui in associazioni umane istituzionalizzate è quello di difesa contro l'ansia psicotica. In tal senso gli individui esteriorizzerebbero quegli impulsi ed oggetti interni che altrimenti darebbero origine ad ansie psicotiche, e li facciano confluire nella vita delle istituzioni sociali di cui entrano a far parte. Così, molti problemi sociali – economici e politici – che spesso vengono attribuiti all'ignoranza, alla stupidità, agli atteggiamenti errati, all'egoismo o all'ambizione umana, possono diventare comprensibili se si considerano dei tentativi inconsciamente motivati per difendersi da talune ansie non risolvibili a livello individuale. I conflitti sociali diventano, quindi, delle “resistenze” da parte di gruppi di persone che inconsciamente si aggrappano alle istituzioni.

«Le istituzioni sociali [...] sono strutture sociali con meccanismi culturali che governano i rapporti dentro di esse. Le strutture sociali sono sistemi di ruolo, o posizioni che possono essere svolte o occupate da persone. I meccanismi culturali sono convenzioni, consuetudini, tabù, regole, ecc., adoperati nel regolare i rapporti tra i membri di una società» (Jaques, 1966; p.610). Jaques, tuttavia, descrive i *meccanismi* della resistenza sociale con argomentazioni psicodinamiche, ma non fornisce mai una definizione congruente di istituzioni sociali.

Il concetto più prossimo a quello di Confine di una Comunità è, in campo clinico, il confine del Sé, sovrapponibile (anche se non completamente) alla percezione dei confini corporei. Lo

stesso Heinz Kohut, padre della Psicologia del Sé, rimane ambiguo rispetto ad una sua definizione. Nella formulazione ormai matura del '77 egli definisce il Sé «una configurazione sovraordinata che trascende la somma delle parti» (1977, pp. 97-98), intendendo per “parti” le pulsioni narcisistiche e oggettuali, le difese e i conflitti che fanno parte della sua organizzazione. Kohut dimostra che le frammentazioni del Sé, vissute come sensazione di perdita della coesione dell'organizzazione psichica interna, momentanee o permanenti, si verificano in ogni situazione che conduce a un oltraggio dell'autostima, vale a dire a un'offesa narcisistica. L'autore, infine, identifica proprio nella coesione del Sé la differenza fra pazienti borderline e pazienti psicotici.

La percezione dell'integrazione delle parti del proprio corpo e, conseguentemente, dei confini corporei sarebbe un processo dinamico che non si riferisce alla semplice rappresentazione dei dati provenienti dalla periferia. Non si tratterebbe, cioè, soltanto di una giustapposizione neurologica di tessere di un mosaico, ma dell'integrazione di diversi schemi di attività, di esperienze e di relazioni (Ruggieri e Fabrizio, 1994).

In campo clinico i confini corporei sono misurati essenzialmente attraverso strumenti proiettivi. Fisher e Cleveland (Fisher e Cleveland, 1958; Cleveland e Fisher, 1960), per esempio, hanno proposto un sistema di siglatura del reattivo psicodiagnostico del Rorschach (1921) secondo punteggi di “Barriera” e “Penetrazione” del proprio corpo. Sapora (2006) ha proposto un “Indice del confine del sé” misurato attraverso il test I.Co.S. Questo reattivo è costituito da 16 tavole raffiguranti altrettanti figure-stimolo costituite da una serie di linee (continue, ondulate, tratteggiate ecc.) tali da rappresentare vari modi di essere dei confini corporei.

Come è chiaro, il concetto di “perdita dei confini” non è stato mai operazionalizzato, anche se spesso viene annoverato fra le paure più profonde del Sé (assimilato alla frammentazione del Sé) e, pertanto, una delle fonti d'angoscia maggiori nello sviluppo infantile e nello scivolamento psicotico (Marcelli, 1999).

È partendo da queste considerazioni cliniche che si propone in questa sede il concetto di *Percezione di Perdita dei Confini della Comunità* (PPCC). Si considera il PPCC come quella variabile che misura la percezione che la propria comunità abbia confini sfumati e che non siano chiare le differenze fra la propria comunità (*in-group*) e le altre comunità (*out-group*). Chi ottiene punteggi bassi per il PPCC, considera la propria comunità ben delineata e definibile, percepisce i confini come permeabili al punto giusto (non troppo rigidi, né troppo cedevoli), la propria cultura come ben riconoscibile fra le altre culture. Chi ottiene punteggi alti, invece, pensa che la propria cultura stia svanendo sotto i colpi dell'immigrazione, della globalizzazione e del "pensiero unico". Pensa che non si possa più riconoscere una certa differenza fra le culture e che si stia perdendo il giusto margine fra la propria comunità e le altre.

Il PPCC è una variabile che ha un aspetto cognitivo perché presuppone una certa elaborazione dei dati di tipo sociale e un modo di catalogare e di organizzare questi dati. Ma è anche una variabile dinamica e situazionale perché viene determinata da specificate condizioni sociali e ambientali (immigrazione incontrollata, eccessiva globalizzazione, ingerenze culturali esterne, crisi internazionali, terrorismo, ecc.).

Nel presente studio il PPCC viene declinato in ambito nazionale, ma sarebbe possibile una declinazione a qualsiasi ambito comunitario territoriale: locale, regionale e sovranazionale.

Si considera il PPCC come una variabile monofattoriale che sia, comunque, il risultato di una "co-variazione" fra diversi aspetti: uniformità *vs* eterogeneità dei componenti di una comunità (gli individui di una comunità sono troppo diversi fra loro), perdita di confini *tout court* (la comunità va verso uno sfaldamento dei propri confini), differenziazione con le altre comunità (non vengono più percepite le giuste differenze con le altre comunità [eccessiva globalizzazione]) e attacco alle tradizioni (i pilastri culturali di una comunità non vengono adeguatamente difesi).

Ipotizziamo, altresì, che la percezione di perdita di confini del-

la comunità sia in rapporto con l'autoritarismo nel senso che quest'ultimo si ponga come strategia emotiva di difesa dall'ansia provocata dalla perdita di confini. Tale relazione, tuttavia, non sarebbe diretta, ma mediata dal bisogno di chiusura cognitiva. Molti individui, infatti, potrebbero non percepire la perdita di confini come una fonte d'ansia, ma come una positiva apertura della propria cultura alle altre. È per questo motivo che l'autoritarismo “scatterebbe” solo nella misura in cui un individuo senta il bisogno di vivere in un contesto strutturato, stabile e ben delineato.

L'individuo che sente che i confini della propria comunità si stiano sfaldando rischia, infatti, di trovarsi in una penosa condizione di insicurezza in un mondo percepito per molti aspetti come soverchiante, incomprensibile e pericoloso, per difendersi dal quale può imboccare, in funzione del grado di integrazione e di forza della propria personalità e delle condizioni sociali nelle quali si trova a vivere, una direzione progressiva o una direzione regressiva. La prima consiste nel rapporto sincero e rispettoso con gli altri. La seconda porta alla ricerca di quella che Fromm (1941) chiamava *libertà negativa*, una libertà, cioè, connotata da meccanismi di fuga, i principali dei quali sono la distruttività, il conformismo e l'autoritarismo. L'autoritarismo consisterebbe, pertanto, nel rinunciare alla propria individualità per fondersi con un'autorità esterna che sia in grado di “contenere” l'angoscia della dispersione e della frammentazione.

## • Studio Uno

Lo scopo dello Studio Uno è di costruire e validare una scala in grado di misurare il nuovo costrutto proposto: la Percezione di Perdita di Confini della propria Comunità (PPCC). Per tale fine è stata condotta una ricerca *ad hoc* in cui è stato chiesto ad un campione di soggetti di rispondere ad una serie di domande sulla percezione che hanno circa alcuni aspetti della propria comunità declinata in ambito nazionale.

### *Campione e procedure*

Dei 234 soggetti contattati, hanno partecipato allo Studio Uno 208 soggetti (*response rate* pari al 88,9%). Di questi, sono stati eliminati 4 soggetti il cui questionario risultava chiaramente errato (per esempio, mostravano sempre la stessa modalità di risposta per tutte le domande oppure le domande di controllo avevano tutte le stesse risposte). Il campione, pertanto, è costituito da 204 soggetti.

Il 49% del campione è composto da donne contro il 51% di uomini e l'età varia da 20 a 57 anni (media = 36,43; dev.std. = 10,89). Il campione presenta un buon livello d'istruzione con il 95,7% che ha superato la scuola dell'obbligo. Infine, il libero professionista (21,5%), l'impiegato o insegnante (20,8%) e lo studente (19,5%) sono le posizioni professionali più frequenti.

Ai soggetti coinvolti è stato brevemente esposto il contesto della ricerca ed è stato garantito il più assoluto anonimato. I soggetti, scelti in maniera il più possibile arbitraria, sono stati raggiunti in diversi luoghi (per lo più nel posto di lavoro) e hanno compilato il questionario in forma individuale. Dei partecipanti che si rendevano disponibili veniva chiesto, a loro volta, di partecipare alla somministrazione del questionario. A questi ultimi veniva impartita una serie di istruzioni per standardizzare la somministrazione: condizioni ambientali ottimali, somministrazione singola, introduzione della ricerca a grandi linee, ecc. Veniva chiesto loro, infine, di attenersi a specifiche "quote" di campionamento (un numero preciso di uomini e di donne, un numero preciso di laureati e di diplomati, ecc.) al fine di ottenere un campione il più possibile bilanciato per queste variabili.

### *Strumenti*

Ai partecipanti è stato chiesto di rispondere, su una scala Likert a 4 passi ("Molto d'accordo", "Abbastanza d'accordo", "Poco d'accordo", "Per niente d'accordo") a 48 item volti a misurare la

Percezione di Perdita di Confini della propria Comunità (PPCC). Il questionario era di tipo *self report*.

I vari item sono stati costruiti per essere in grado di misurare il costrutto così come è stato descritto e operazionalizzato nell'introduzione. Tali item sono stati costruiti seguendo le indicazioni sul miglior modo di formulare una domanda (Marradi e Gasperoni, 2002). Gli item, pertanto, sono normativi e non descrittivi e sono estremamente polarizzati. Per quanto riguarda il numero delle categorie di risposta (gli "ancoraggi") si è scelto di evitare una categoria intermedia perché, soprattutto in questo tipo d'indagini, la letteratura ne sconsiglia l'uso (Bishop, 1987) e si è optato per 4 ancoraggi perché l'alternativa di 6 ancoraggi è apparsa non economica e non efficiente per gli specifici fini della scala.

È stato chiesto ai partecipanti, infine, di auto collocarsi politicamente su un continuum che va da "estrema sinistra" (= 1) a "estrema destra" (= 7).

### *Analisi Fattoriale Esplorativa*

Per costruire la scala di PPCC si è proceduto con una serie di analisi fattoriali esplorative al fine di individuare gli item che meglio misurassero il costrutto in esame e che garantissero la migliore affidabilità della scala finale. Si è proceduto, infatti, per quattro passi sequenziali.

La seguente Tabella 1 mostra gli indici di fattorializzabilità della matrice di correlazione per i 4 passi.

**Tabella 1** - Indici di fattorializzabilità della matrice di correlazione per i 4 passi

	Passo 1	Passo 2	Passo 3	Passo 4
<b>Misura di adeguatezza campionaria Keiser, Meyer, Olkin</b>				
Indice KMO	-	,578	,770	,880
<b>Test di sfericità di Bartlett</b>				
Chi-quadrato approssimativo	-	14164,81	9593,49	3572,46
df	-	703	465	120
Sig.	-	,000	,000	,000

Per i quattro passi è stato scelto, come metodo di estrazione, il metodo della *massima verosimiglianza* (Comrey e Lee, 1992) al fine di identificare il costrutto latente di Percezione di Perdita di Confini della propria Comunità.

*Passo uno.* Nel primo passo sono stati inseriti tutti i 48 item. L'unico fattore estratto spiegava il 51,7% della varianza totale. Dato che la matrice risultava non positivamente definita non è stato possibile calcolare gli indici di fattorializzabilità.

*Passo due.* Sono stati eliminati gli item che nel passo 1 mostravano saturazioni inferiori a  $| 6 |$  (gli item, cioè, n° 1, 3, 5, 8, 11, 17, 19, 21, 28, 29). Sono stati inseriti, pertanto, 38 item. L'unico fattore estratto spiega il 56,8% della varianza totale.

*Passo tre.* Sono stati ulteriormente eliminati gli item che nel passo 2 mostravano saturazioni inferiori a  $| 6 |$  e comunalità estratte inferiori a 6 (gli item, cioè, n° 18, 25, 33, 36, 37, 40, 48). Sono stati inseriti, pertanto, 32 item. L'unico fattore estratto spiega il 57% della varianza totale.

*Passo quattro.* Sono stati eliminati gli item ridondanti e, in qualche modo, ripetitivi (gli item, cioè, n° 4, 6, 10, 13, 15, 16, 22, 24, 30, 35, 38, 43, 44, 45). Sono stati inseriti, pertanto, 16 item. L'unico fattore estratto spiega il 58,3% della varianza totale. La scala finale, di conseguenza, è costituita da 16 item e ottiene una di Cronbach pari a ,952.

La seguente Tabella 2 riassume i diversi passaggi indicando gli item che, di volta in volta, sono stati inseriti nei 4 passi.

**Tabella 2** - Item scala PPCC inseriti nei quattro passi

	Item	Passo 1	Passo 2	Passo 3	Passo 4
1	I cittadini di questo Paese sono troppo diversi fra loro	X			
2	L'arrivo di cittadini stranieri ha fatto perdere la compattezza di questo Paese	X	X	X	X
3	Gli italiani sono molto diversi dai cittadini degli altri stati (R)	X			
4	L'eccessiva multiculturalità sta complicando i rapporti umani	X	X	X	
5	I valori della nostra cultura non verranno mai scalfiti dalle altre culture	X			
6	Si sono perse le tradizioni di questo Paese	X	X	X	
7	I confini fra la cultura italiana e quella degli altri popoli non sono ben definiti	X	X	X	X
8	Il confronto con gli immigrati ha permesso agli italiani di apprezzare meglio la propria cultura (R)	X			
9	Le comunità nazionali dovrebbero essere nettamente separate	X	X	X	X
10	Credo che bisognerebbe costruire quartieri per soli stranieri	X	X	X	
11	Il confronto con gli immigrati ha permesso agli italiani di conoscere meglio la propria cultura (R)	X			
12	Non si capisce più dove finisce la cultura italiana e dove comincia quella degli altri popoli	X	X	X	X
13	Gli italiani non sanno più cosa li distingue dagli altri popoli	X	X	X	
14	La cultura di questo Paese è ormai troppo inquinata dalle altre culture	X	X	X	X
15	La cultura italiana resta integra rispetto alle influenze esterne (R)	X	X	X	
16	Le tradizioni di questo Paese non sono state difese sufficientemente	X	X	X	
17	Mi sento simile agli altri italiani (R)	X			
18	L'arrivo di immigrati ha mutato le nostre abitudini	X	X		
19	Vivrei in quartieri abitati da soli stranieri (R)	X			
20	Penso che non esistano più differenze fra i diversi popoli	X	X	X	X
21	Credo che gli italiani siano diversi dagli altri popoli (R)	X			
22	La nostra cultura è stata arricchita dalle influenze straniere (R)	X	X	X	
23	In questo mondo sempre più globalizzato la nostra cultura non ha più confini certi	X	X	X	X
24	Ci sono troppi immigrati in Italia	X	X	X	
25	Gli immigrati non vogliono integrarsi	X	X		
26	Gli immigrati tolgono il lavoro agli italiani	X	X		
27	Gli italiani stanno perdendo la loro identità	X	X	X	X
28	Sono favorevole ai dazi sui prodotti stranieri	X			
29	I confini culturali dell'Italia mi opprimono (R)	X			
30	L'economia italiana è aggredita dai capitali stranieri	X	X	X	
31	Le altre religioni insidiano le tradizioni cattoliche	X	X	X	X
32	Il mondo sta diventando un unico grande popolo	X	X	X	X
33	Posso dire cosa differenzia l'essere italiano rispetto alle altre culture	X	X		
34	Vorrei che la cultura italiana si aprisse di più alle altre culture (R)	X	X	X	X
35	I confini fra le diverse culture nazionali si sono fatti più sfumati	X	X	X	
36	I prodotti stranieri stanno sminuendo il "made in Italy"	X	X		
37	La cucina italiana si sta facendo influenzare eccessivamente dalle cucine straniere	X	X		
38	Negli ultimi anni diversi stili di vita hanno invaso la nostra cultura	X	X	X	
39	Nel passato i confini culturali dei diversi popoli erano più evidenti	X	X	X	X
40	Essere italiani vuol dire essere diversi dagli altri popoli	X	X		
41	La nostra cultura si è aperta troppo alle altre culture	X	X	X	X
42	Vorrei che difendessimo meglio la nostra identità nazionale	X	X	X	X
43	La cultura italiana si sta sfaldando sotto i colpi dell'immigrazione	X	X	X	
44	La cultura italiana ha confini certi (R)	X	X	X	
45	Preferisco che le varie culture nazionali non si integrino troppo	X	X	X	
46	È una buona cosa che non ci siano confini rigidi fra le varie culture (R)	X	X	X	X
47	L'economia italiana è troppo aperta alle economie straniere	X	X	X	X
48	I prodotti stranieri stanno invadendo il mercato italiano	X	X		

**La Tabella 3** - mostra le saturazioni e le comunalità dei 16 item del passo 4.

Item	Saturazioni	Comunalità		Item	Saturazioni	Comunalità	
		Iniziale	Estrazione			Iniziale	Estrazione
2	,815	,793	,665	31	,793	,759	,629
7	,712	,637	,508	32	,757	,816	,573
9	,707	,733	,500	34	,784	,688	,568
12	,848	,862	,719	39	,711	,719	,673
14	,870	,885	,758	41	,904	,888	,818
20	,703	,790	,563	42	,726	,749	,527
23	,707	,772	,600	46	,787	,648	,545
27	,895	,825	,801	47	,786	,723	,671

Come si può notare, tutte le saturazioni principali sono maggiori di  $|,70|$  e anche le comunalità sono piuttosto elevate. Questo ultimo dato è alquanto importante perché riduce, almeno in parte, le preoccupazioni derivanti dalla non enorme numerosità del campione. Le correlazioni fra gli item, infine, vanno da un minimo di ,19 ad un massimo di ,82 (media = ,55; dev. std. = ,13).

Un volta calcolato il punteggio di PPCC per ogni soggetto, tale variabile (che non si discosta sensibilmente dalla distribuzione normale essendo l'asimmetria [,375] e la curtosi [-,405] nella norma) risulta predetta dall'età ( $t = 2,276$ ;  $r = ,120$ ; sig. = ,024) e dall'orientamento politico ( $t = 13,308$ ;  $r = ,704$ ; sig. = ,000) spiegando anche molta percentuale di varianza ( $R^2_{\text{corr.}} = ,553$ ).

### Commento

Ricapitolando, è stata somministrata a 204 soggetti una scala con 48 item al fine di costruire la Scala di Percezione di Perdita di Confini della propria Comunità. Attraverso l'analisi fattoriale esplorativa condotta per 4 passi, sono stati selezionati 16 item che garantiscono una struttura unifattoriale (che spiega il 58,3% della varianza totale) non ambigua (cioè saturazioni degli item col fattore chiare e congrue col costrutto) e una serie di parametri psicometrici ottimali (fra cui una Alfa di Cron-

bach pari a ,95). Come in molte delle ricerche citate, anche in questo caso è stato riscontrato una forte relazione fra la percezione di rischio (PPCC) e la scelta di aderire a posizioni politiche più conservatrici.

Questa misura può essere inserita fra quelle che misurano, in diverso modo, la percezione di un rischio imminente o di una realtà considerata critica e foriera di difficoltà e tensioni. Come tale, il presente studio si inserisce nel dibattito presente in letteratura sulle relazioni fra il rischio percepito e le possibili manovre di  *coping*  messe in atto per, quanto meno, ridurre l'incertezza e l'ansia (cfr. Kemmelmeier, 1997; Jost  *et al.* , 1999; Chirumbolo, 2002; Chirumbolo  *et al.* , 2003; Kossowska e Van Hiel, 2003; Van Hiel  *et al.* , 2006; Golec de Zavala e Van Bergh, 2007; Jost  *et al.* , 2007).

## • Studio Due

Lo scopo principale di questa sezione del lavoro è quello di verificare l'ipotesi postulata in precedenza e, cioè, che la tendenza all'autoritarismo è da considerarsi come possibile reazione alla sensazione che la propria comunità stia perdendo al certezza e la definizione dei suoi confini. Questa reazione, da considerarsi come un vero e proprio meccanismo di difesa, sarebbe tanto più forte quanto più il soggetto mostri la necessità di vivere in un contesto ordinato, prevedibile e ben delineato. Tuttavia, prima della verifica empirica della tesi qui esposta, si è verificato la “tenuta” delle strutture fattoriali delle tre scale prese in esame: la Scala di Percezione di Perdita di Confini della Comunità (PPCC), la Scala di Bisogno di Chiusura Cognitiva (BCC) e la Scala di Autoritarismo di Destra (RWA).

### *Campione e procedure*

Dei 300 soggetti contattati, hanno partecipato allo Studio Due 276 soggetti (*response rate* pari al 92%). Di questi, è stato eliminato 1 soggetto il cui questionario risultava chiaramente errato. Il campione, pertanto, è costituito da 275 soggetti.

Le donne sono il 59,6% del campione contro il 40,4% degli uomini e l'età va da un minimo di 19 a un massimo di 55 anni (media = 31,5; dev.std. = 8,9). Il campione presenta un buon livello d'istruzione con il 56,2% che ha superato la scuola dell'obbligo. Infine, l'insegnante o l'impiegato (34,9%), lo studente (30,2%) e il libero professionista (18,9%) sono le posizioni professionali maggiormente rappresentate.

In continuità con lo Studio Uno, anche in questo secondo studio è stato chiesto ai partecipanti di auto collocarsi politicamente su un continuum che va da "estrema sinistra" (= 1) a "estrema destra" (= 7). I posizionamenti politici più rappresentati sono quelli di centrodestra (24,7%) e di sinistra (21,5%). La distribuzione del continuum, tuttavia, non si discosta sensibilmente dalla distribuzione normale essendo la curtosi (= -,805; er. std. = ,297) e l'asimmetria (= -,200; er. std. = ,149) nella norma.

### *Strumenti*

Ai partecipanti allo Studio Due è stato chiesto di rispondere ad un questionario *self report* contenente tre scale e una sezione socio-demografica:

1. **PPCC.** La Scala di Percezione della Perdita di Confini della Comunità è stata costruita da una precedente ricerca *ad hoc* (cfr. Studio Uno). Tale scala presenta una struttura monofattoriale determinata da 16 item a 4 categorie di risposta ("molto d'accordo", "abbastanza d'accordo", "poco d'accordo" e "per niente d'accordo").

2. **BCC.** La Scala di Bisogno di Chiusura Cognitiva è stata proposta da Webster e Kruglanski (1994) e tarata su un campione italiano da Pierro *et al.* (1995) su un campione di 850 studenti universitari. La scala proposta da Pierro e colleghi è composta da 37 item, in formato Likert a 7 punti, che misurano cinque fattori di primo ordine (Decisionalità, Bisogno di Ordine, Bisogno di Prevedibilità, Intolleranza Ambiguità e Chiusura Mentale) e due fattori di secondo ordine: Decisionalità (saturato dal fattore di primo ordine omonimo) e Bisogno di Chiusura Cognitiva propriamente detto (saturato dai restanti quattro fattori di primo ordine). Nel presente studio sono stati usati esclusivamente gli item relativi alla variabile latente di secondo ordine Chiusura Cognitiva. La scala usata nella Studio Due, pertanto, è formata da 30 item a 4 categorie di risposta (“molto d’accordo”, “abbastanza d’accordo”, “poco d’accordo” e “per niente d’accordo”) per uniformarsi con le altre due scale. Modificare gli “ancoraggi” di una scala è una metodologia controversa, ma proporre scale con sistemi di ancoraggio diversi introduce una fonte d’errore sistematico che è molto più deleteria (Marradi e Gasperoni, 2002).
3. **RWA.** La Scala di Autoritarismo di Destra è stata proposta da Bob Altemeyer. Nella sua ultima versione (Altemeyer, 1998) è composta da 30 + 2 item, nel senso che i due item iniziali fungono da “riscaldamento”. Un adattamento alla lingua ed alla cultura italiana è stata condotta da Giampaglia e Roccato (2004) per mezzo del Modello di Rasch (1977). Nella versione “semantica” qui adottata, la scala è costituita da 14 item, ciascuno dei quali caratterizzato da 4 possibilità di risposta (“molto d’accordo”, “abbastanza d’accordo”, “poco d’accordo” e “per niente d’accordo”).
4. **SES.** La sezione socio-demografica indaga il genere, l’età, lo stato civile, il titolo di studio e la posizione professionale.  
Ai soggetti coinvolti è stato succintamente esposto il contesto della ricerca ed è stato garantito il più assoluto anonimato. Il campionamento è sovrapponibile a quello dello Studio Uno: i sogget-

ti, scelti in maniera il più possibile arbitraria, sono stati raggiunti in diversi luoghi (per lo più nel posto di lavoro) e hanno compilato il questionario in forma individuale e anonima. Dei partecipanti che si rendevano disponibili, veniva chiesto a loro volta di partecipare alla somministrazione del questionario. A questi ultimi è stata impartita una serie di istruzioni per standardizzare la somministrazione: condizioni ambientali ottimali, somministrazione singola, introduzione della ricerca a grandi linee, ecc. È stato chiesto loro, infine, di attenersi a specifiche “quote” di campionamento (un numero preciso di uomini e di donne, un numero preciso di laureati e di diplomati, ecc.) al fine di ottenere un campione il più possibile bilanciato per queste variabili.

### *Analisi Fattoriale Confermativa*

La Scala di Percezione della Perdita di Confini della Comunità, costruita nello Studio Uno, si presenta formata da 16 item e ha una struttura monofattoriale. Attraverso l’uso dell’Analisi Fattoriale Confermativa (CFA) è stato possibile convalidare tale struttura.

I dati sono stati sottoposti a verifica empirica per mezzo dei Modelli di Equazioni Strutturali (Corbetta, 1992) utilizzando il software MPLUS (Muthén, Muthén, 1998). Per l’analisi sono stati usati i dati grezzi, dai quali MPLUS ha ricavato la matrice di varianza/covarianza corrispondente. Gli indici di *fit* relativi all’Analisi Confermativa della PPCC sono i seguenti (Tabella 4)

**Tabella 4** - Indici di fit CFA della Scala di Percezione di Perdita di Confini Comunità

$\chi^2$				CFI	TLI	RMSEA			SRMR
G.d.L	N	F	p			Stimato	Errore di approssimazione	Test of Close Fit	
97	275	693,989	,000	,909	,915	,051	.039 .059	,069	,079

I parametri stimati dal modello empirico sono mostrati nella seguente Tabella 5.

**Tabella 5** - PPCC: matrice (saturazioni degli item) e matrice (saturazioni degli errori)

Matrice A		Matrice E	
$\lambda_1$	,612	$\epsilon_1$	,625
$\lambda_2$	,640	$\epsilon_2$	,590
$\lambda_3$	,741	$\epsilon_3$	,451
$\lambda_4$	,874	$\epsilon_4$	,236
$\lambda_5$	,888	$\epsilon_5$	,211
$\lambda_6$	,798	$\epsilon_6$	,362
$\lambda_7$	,807	$\epsilon_7$	,348
$\lambda_8$	,820	$\epsilon_8$	,328
$\lambda_9$	,863	$\epsilon_9$	,254
$\lambda_{10}$	,753	$\epsilon_{10}$	,433
$\lambda_{11}$	-,700	$\epsilon_{11}$	,510
$\lambda_{12}$	,580	$\epsilon_{12}$	,664
$\lambda_{13}$	,922	$\epsilon_{13}$	,150
$\lambda_{14}$	,735	$\epsilon_{14}$	,459
$\lambda_{15}$	-,772	$\epsilon_{15}$	,403
$\lambda_{16}$	,746	$\epsilon_{16}$	,443

Le saturazioni  $\lambda_{11}$  e  $\lambda_{15}$  sono di segno negativo perché relativi agli item controscalarsi rispetto al resto della scala. Questi item, infatti, non sono stati “rigirati”.

In linea di massima l'Analisi Fattoriale Confermativa si presenta congruentemente con i dati emersi precedentemente nell'Analisi Fattoriale Esplorativa. L'unico fattore estratto misura il 60,2% di varianza totale spiegata e l' $\alpha$  di Cronbach è pari a ,957

Per l'Analisi Fattoriale Confermativa relativa alla Scala di Bisogno di Chiusura Cognitiva di Webster e Kruglanski sono state seguite le stesse procedure presentate da Pierro *et al.* (1995) nella validazione italiana. Come è noto, per poter realizzare i modelli di misura, ogni fattore latente ( $\eta$ ) deve influenzare almeno due variabili osservate ( $\chi$ ). A tal fine sono stati utilizzati tre indicatori per ognuna delle quattro 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 procedure simili, Brooke *et al.*, 1988; Evans e Fischer, 1993), è stata adottata da Pierro e colleghi per una 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 (Bentler e 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 30 item richiederebbe la stima di circa 75 parametri (a secondo del modello testato), Pierro e colleghi hanno dunque deciso di costruire tre indicatori per ognuna delle quattro dimensioni del BCC allo scopo di ridurre il numero delle variabili e aumentare il rapporto soggetti/parametri da stimare.

Inoltre, si ricorda che Pierro e colleghi propongono una analisi fattoriale a due livelli: quattro variabili latenti di primo ordine (Ordine, Ambiguità, Chiusura e Prevedibilità) e una variabile latente di secondo ordine (Bisogno di Chiusura).

Infine, la Scala di Autoritarismo di Destra (RWA) ideata da Altemeyer (1998) e validata in italiano da Giampaglia e Roccatto (2004) per mezzo del Modello di Rasch (1977) si presenta nella sua forma “semantica” (cfr. Introduzione) con 14 item con 4 possibilità di risposta. I dati dello Studio Due relativi alla RWA sono stati sottoposti ad Analisi Fattoriale Confermativa ipotizzando, in conformità con gran parte della letteratura, una struttura monofattoriale.

La seguente Tabella 6 mostra gli indici di fit relativi all’analisi fattoriale confermativa della scala BCC e RWA.

**Tabella 6** - CFA della scala BCC e della scala RWA

	$\chi^2$				CFI	TLI	RMSEA			SRMR
	G.d.L.	N	F	p			Stimato	Err. App.	T.C.F.	
BCC	43	275	236,256	,000	,877	,889	,061	.036 .087	,050	,081
RWA	61	275	495,022	,000	,974	,912	,048	.035 .081	,058	,085

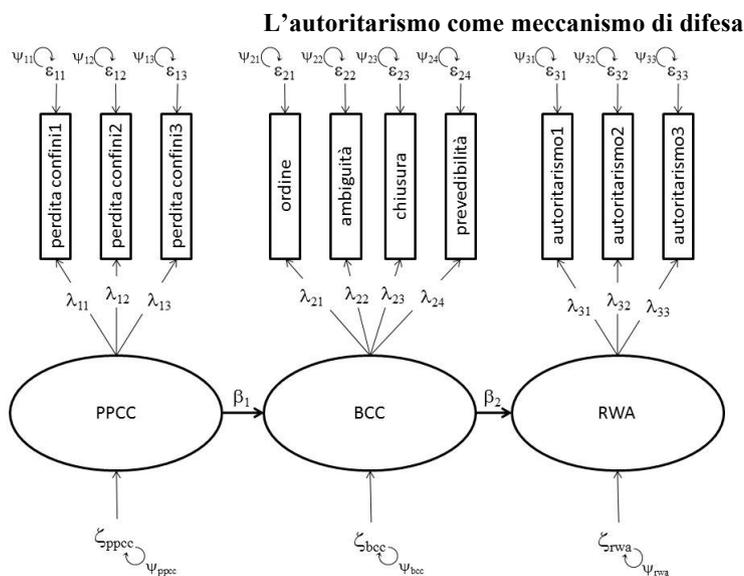
Per quanto riguarda la struttura della scala di BCC, i dati emersi dal presente studio ricalcano i dati presentati da Piero e colleghi (1995) confermano i quattro fattori latenti di primo ordine (Ordine, Ambiguità, Chiusura e Prevedibilità) e il fattore di secondo ordine (Bisogno di Chiusura).

Per quanto riguarda la struttura monofattoriale della RWA nella versione proposta da Giampaglia e Roccato (2004), gli indici mostrano un sostanziale adattamento del modello ai dati empirici. L'unico fattore estratto misura il 53,2% di varianza totale spiegata e l' $\alpha$  di Cronbach è pari a ,937.

### *Validazione del Modello*

Lo scopo di questo paragrafo è quello di falsificare l'ipotesi che l'Autoritarismo sia una conseguenza possibile della sensazione che la propria comunità abbia dei confini labili. Tale rapporto esisterebbe, tuttavia, solo se una terza variabile, il Bisogno di Chiusura Cognitiva, assume il ruolo di variabile mediatrice.

Per verificare tale ipotesi i dati sono stati sottoposti alla verifica tramite i Modelli di Equazioni Strutturali per mezzo del software MPLUS (Muthén, Muthén, 1998). Anche in questo caso, per l'analisi sono stati usati i dati grezzi dai quali MPLUS ha ricavato la matrice di varianza/covarianza corrispondente. Il modello sottoposto a verifica empirica è raffigurato in Figura 1 secondo la parametrizzazione di Muthén.



Il modello proposto non presenta i modelli di misurazione con tutti gli item delle relative scale poiché in questo modo si avrebbe un modello con 60 variabili osservate e 10 variabili latenti. Tale modello sarebbe impossibile da identificare. Per questo motivo si è preferito utilizzare delle sub-scale. Per le variabili PPCC e RWA, entrambi monofattoriali (cfr. paragrafi precedenti), sono stati utilizzati tre indicatori ripartendo casualmente gli item di ogni scala in tre sub-scale. Per quanto riguarda la variabile BCC, sono state utilizzate le variabili di primo ordine (cfr. paragrafo sull'analisi fattoriale confermativa). Come già detto precedentemente, tale procedura permette di ridurre il numero delle variabili e aumentare il rapporto soggetti/parametri da stimare (Bentler e Chou, 1987).

Gli indici di *fit* del Modello 1 rappresentato in figura 1, relativi al rapporto ipotizzato fra le variabili PPCC, BCC e RWA, sono i seguenti (Tabella 7):

**Tabella 7** - Indici di fit del Modello 1

		$\chi^2$		CFI	TLI	RMSEA			SRMR
G.d.L	N	F	p			Stimato	Errore di approssimazione	Test of Close Fit	
30	275	332,718	,000	,922	,898	,049	,028,078	,103	,080

Com'è possibile osservare, gli indici mostrano un positivo adattamento del modello teorico ai dati empirici. I parametri stimati dal modello sono mostrati nella Tabella 8.

**Tabella 8** – Modello 1: matrice (saturazioni delle variabili osservate), matrice B (regressioni delle variabili latenti) e matrice (saturazioni degli errore)

Matrice A		Matrice B		Matrice E	
$\lambda_{11}$	,906	$\beta_1$	,747	$\epsilon_{11}$	,180
$\lambda_{12}$	,919	$\beta_2$	,989	$\epsilon_{12}$	,155
$\lambda_{13}$	,649			$\epsilon_{13}$	,579
$\lambda_{21}$	,661			$\epsilon_{21}$	,563
$\lambda_{22}$	,679			$\epsilon_{22}$	,539
$\lambda_{23}$	,300			$\epsilon_{23}$	,910
$\lambda_{24}$	,395			$\epsilon_{24}$	,844
$\lambda_{31}$	,183			$\epsilon_{31}$	,967
$\lambda_{32}$	,671			$\epsilon_{32}$	,550
$\lambda_{33}$	,965			$\epsilon_{33}$	,068
				$\epsilon_{bec}$	,001
				$\epsilon_{rwa}$	,442

Nota: varianza di PPCC = 1

A questo punto, si è ritenuto opportuno, per meglio approfondire il ruolo di ogni singola variabile, confrontare il modello proposto (Modello 1) con una serie di modelli “concorrenziali” allo scopo di dimostrare che le alternative non sono altrettanto valide (*secundum non datur*).

Per approfondire il ruolo del Bisogno di Chiusura Cognitiva di mediatore fra la Percezione della Perdita di Confini e l'Autoritarismo, si è proceduto al confronto del Modello 1 con un altro modello (Modello 2) che non prevedesse la presenza della variabile BCC.

Inoltre, in linea con quanto detto, e sempre per approfondire il ruolo di mediatore del BCC, è stato testato un terzo modello

(Modello 3) che prevedesse, oltre al rapporto di mediatore del BCC, anche un rapporto diretto fra il PPCC e l'RWA.

Infine, come già argomentato nell'introduzione, numerose sono le conferme empiriche che mostrano una stretta relazione fra la chiusura cognitiva e gli atteggiamenti politici di stampo conservatore o autoritario (cfr. Kimmelmeier, 1997; Jost *et al.*, 1999; Chirumbolo, 2002; Chirumbolo *et al.*, 2003; Kossowska e Van Hiel, 2003; Van Hiel *et al.*, 2006). Ciò che si intende provare è che l'introduzione della nuova variabile PPCC migliora il modello esplicativo e permette di approfondire e complessificare il rapporto fra gli atteggiamenti politici e gli stili cognitivi. Per fare ciò si è proceduto a stimare i parametri di un quarto ed ultimo modello (Modello 4) che prevedesse l'esclusivo rapporto fra BCC e RWA.

**Tabella 9** - Confronto degli indici di fit fra il Modello 1 e i Modelli alternativi

	$\chi^2$				CFI	TLI	RMSEA			SRMR
	G.d.L	N	F	p			Stimato	Err. App.	T.C.F.	
Modello 1	30	275	332,718	,000	,932	,958	,049	,028_078	,103	,080
Modello 2	7	275	54,566	,000	,910	,890	,159	,121_200	,000	,077
Modello 3	29	275	300,656	,000	,840	,752	,184	,168_206	,000	,120
Modello 4	11	275	95,817	,000	,870	,882	,078	,035_089	,051	,097

Come si può notare, l'indice di RMSEA del Modello 2 è superiore rispetto ai *cut-off* che indicano in buon adattamento alla realtà e il *Test of Close Fit* relativo è significativo. Il Modello 2, pertanto, è da rigettare. Si può concludere, infatti, che la Percezione di Perdita di Confini della Comunità non influenza direttamente la tendenza all'Autoritarismo.

Come nel confronto precedente, anche per quanto riguarda il Modello 3 non è possibile assumerne la bontà visti soprattutto l'RMSEA e la significatività del *Test of Close Fit*.

Passando, infine, al confronto fra il Modello 1 e il Modello 4, dall'analisi dai dati riportati in tabella # si evince che il Modello 1 è maggiormente in grado di rappresentare la realtà rispetto al Modello 4 (cfr. i relativi indici CFI e TLI). Nella sostanza, introdurre la va-

riabile relativa alla percezione dei confini permette di avere un modello teorico più performante rispetto ai modelli che prevedono una relazione “diretta” fra uno stile cognitivo come la chiusura cognitiva e un atteggiamento politico come l'autoritarismo.

### *Commento*

È stato somministrato un questionario contenente tre scale psicosociali (PPCC, BCC e RWA) a 257 partecipanti alla ricerca al fine di falsificare un modello teorico che vedesse la mediazione diretta del Bisogno di Chiusura Cognitiva fra la Percezione di Perdita di Confini della Comunità e l'Autoritarismo di Destra.

L'Analisi Fattoriale Confermativa ha convalidato la struttura delle variabili latenti a doppio ordine della scala di BCC proposta da Pierro *et al.* (1995) e l'unifattorialità della scala di RWA proposta per il campione italiano da Giampaglia e Roccatò (2004). Inoltre, è stata confermata la struttura unifattoriale della scala di PPCC proposta *ex novo* dal presente lavoro.

Si è proceduto, successivamente, alla falsificazione del modello teorico per mezzo delle equazioni strutturali ottenendo indici di *fit* e indici dei parametri del modello sufficienti a dimostrare la sostanziale adattabilità del modello alla realtà. Il confronto con alcuni modelli “concorrenziali” ha permesso di concludere che il modello proposto è maggiormente in grado di dare conto dei processi autoritari rispetto ai modelli che non prevedono la presenza della percezione di perdita di confini o la mediazione del bisogno di chiusura cognitiva.

### • Discussione Generale

Lo scopo della ricerca è stato quello di verificare l'ipotesi secondo la quale l'autoritarismo è da considerarsi come una possibile reazione di difesa all'ansia provocata dalla percezione che la pro-

pria comunità stia perdendo la certezza dei propri confini. Questa relazione sarebbe mediata dal bisogno degli individui di vivere in un contesto strutturato e stabile. Nel senso che molti individui potrebbero, invece, non sentire alcuna ansia dalla percezione che i confini della propria comunità si stiano facendo più “porosi” e permeabili, considerando quest’ultimo dato come addirittura positivo e segno di apertura e innovazione.

Si è proceduto, per prima cosa, a costruire e validare una nuova misura non presente in letteratura: la Scala di Percezione di Perdita di Confini della Comunità. E si è proseguito, altresì, alla verifica della struttura interna delle due altre scale: la Scala di Bisogno di Chiusura Cognitiva (Webster e Kruglanski, 1994; Pierro *et al.*, 1995), scelta come misura del bisogno di vivere in un contesto stabile e non ambiguo, e la Scala di Autoritarismo di Destra (Altemeyer, 1998; Giampaglia e Roccato, 2004), scelta come misura di autoritarismo.

Per finire, si è proceduto alla falsificazione del modello teorico attraverso l’uso dei Modelli di Equazioni Strutturali (SEM). Ciò che si è dimostrato è che esiste una *relazione indiretta* (Lazarfeld, 1967) fra la Percezione della Perdita di Confini della Comunità e l’Autoritarismo dato che il loro legame è mediato da una terza variabile (*variabile interveniente*) costituita dal Bisogno di Chiusura Cognitiva.

In aggiunta, si è voluto approfondire tale relazione dimostrando che *secundum non datur*. Il confronto con i vari modelli alternativi ha documentato, infatti, che il Bisogno di Chiusura Cognitiva non influenza l’Autoritarismo se non in presenza della Percezione della Perdita di Confini della Comunità. E, ancora, che la Percezione della Perdita di Confini della Comunità non influenza l’Autoritarismo se non in presenza del Bisogno di Chiusura Cognitiva.

Il ruolo di mediazione del Bisogno di Chiusura Cognitiva nel modello ipotizzato rafforza l’idea che si tratti di un fattore di regolazione affettiva delle attività cognitive attivato dalla percezione dei costi-benefici della chiusura o della mancanza di chiusura di una

specifica sequenza cognitiva (BCC situazionale), o che caratterizza una persona in ogni sequenza cognitiva (BCC disposizionale).

È necessario, tuttavia, chiarire un passaggio “epistemologico” della ricerca. I dati, infatti, dimostrano “esclusivamente” una reazione diretta e lineare fra i tre costrutti: il PPCC influenza la BCC che, a sua volta, influenza l’RWA. Che l’Autoritarismo, cioè, che aumenta all’aumentare della Percezione di Perdita di Confini, aumenti per reazione difensiva rispetto al rischio percepito non è possibile dedurlo logicamente dall’analisi dei dati. Detto in altre parole, è possibile dimostrare che l’autoritarismo aumenta per un aumento della perdita di confini, ma non è ancora possibile chiarire il perché di tale relazione se non con una manipolazione diretta (da laboratorio) delle variabili.

## Bibliografia

- Adorno T.W., Frenkel-Brunskwik E., Levinson D.J., & Sanford R.N., *The Authoritarian Personality*, Harper, New York 1950.
- Altemeyer B., *Right-wing Authoritarianism*, University of Manitoba Press, Winnipeg 1981.
- Altemeyer B., *The Authoritarian Specter*, Harvard University Press, Cambridge 1996.
- Altemeyer B., «The Other “Authoritarian Personality”», *Advances in Experimental Social Psychology*, 1998, n.30, 47-92.
- Anseel F. & Lievens F., “The relationship between uncertainty and desire for feedback: A test of competing hypotheses”, *Journal of Applied Social Psychology*, 2007, n.37, 5, 1007-1040.
- Bastian B. & Haslam N., “Psychological essentialism and stereotype endorsement”, *Journal of Experimental Social Psychology*, 2006, n.42, 2, 228-235.
- Bentler P.M. & Chou C.P., “Practical issues in structural modeling”, *Sociological Methods & Research*, 1987, n.16, 78-117.
- Bishop G.F., “Experiments with the middle response alternative in survey questions”, *Public Opinion Quarterly*, 1987, n.51, 220-232.
- Brooke P.P., Russel D.W. & Price J.L., “Discriminant validation of

- measuring of job satisfaction, job involvement, and organizational commitment”, *Journal of Applied Psychology*, 1988, n.73, 139-145.
- Cacioppo J.T. & Petty R.E., “The need of cognition”, *Journal of Personality and Social Psychology*, 1982, n.42, 116-131.
- Chirumbolo A., “The relationship between need for cognitive closure and political orientation: The mediating role of authoritarianism”, *Personality and Individual Differences*, 2002, n.32, 603-610.
- Chirumbolo A., Areni A. & Sensales G., “Need for cognitive closure and politics: Voting, political attitudes and attributional style”, *International Journal of Psychology*, 2004, n.39, 4, 245-253.
- Chirumbolo A., Sensales G., Kosic A., “Ideologia, personalità e bisogno di chiusura cognitiva”, *Giornale Italiano di Psicologia*, 2003, n.30, 69-94.
- Cleveland S.E & Fischer S., “A comparison of psychological characteristics and physiological reactivity in ulcer and rheumatoid arthritis groups: psychological measures”, *Psychosomatic Medicine*, 1960, n.22, 283-289.
- Comrey A.L. & Lee H.B., *A first course on factor analysis*, Erlbaum Hillsdale, NJ 1992 (trad. it. Introduzione all’analisi fattoriale, Led, Milano 1995).
- Corbetta P., *Metodi di analisi multivariata per le scienze sociali*, Il Mulino, Bologna 1992.
- Cornelis I. & Van Hiel A., “The impact of cognitive styles on authoritarianism based conservatism and racism”, *Basic and Applied Social Psychology*, 2006, n.28, 37-50.
- De Grada E., Kruglanski A.W., Mannetti L. & Pierro A., “Motivated cognition and group interaction: Need for Closure affects the contents and processes of collective negotiations”, *Journal of Experimental Social Psychology*, 1999, n.35, 346-365.
- De Grada E., Mannetti L., Pierro A., “Motivazioni epistemiche e struttura delle relazioni interpersonali in piccoli gruppi”, *Giornale Italiano di Psicologia*, 1997, n.3, 523-552.
- Dougherty M.R. & Harbison J.I., “Motivated to retrieve: How often are you willing to go back to the well when the well is dry?”, *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, 2007, n.33, 6, 1108-1117.
- Elliot J., “Sistemi sociali come difesa dall'ansia persecutoria e depressiva”, in M. Klein, P. Heimann & R. Money-Kyrle (Eds.), *Nuove vie della psicoanalisi*, Il Saggiatore, Milano 1966.

- Evans B.K. & Fischer D.G., "The nature of burnout. A study of the tree-factor model of burnout in human service and non-human service sample", *Journal of Occupational Psychology*, 1993, n.66, 29-38.
- Eysenck H., *The psychology of politics*, Routledge & Kegan Paul, London 1954.
- Fischer S. & Cleveland S.E., *Body image and personality*, New York, Dover Body Image and personality, 1958, II ed riv. 1968.
- Frankel-Brunswick E., "Intolerance of ambiguity as emotional and perceptual personality variable", *Journal of Personality*, 1949, n.18, 108-143.
- Fromm E., *Escape from Freedom*, Holt, Rinehart & Wiston, New York 1941 (trad. it: *Fuga dalla Libertà*, Arnoldo Mondadori Editore, Milano 1987).
- Funke F., "The Dimensionality of Right-Wing Authoritarianism: Lessons from the Dilemma between Theory and Measurement", *Political Psychology*, Special Issue, Authoritarianism, 2005, n.26, 2, 195-218.
- Giampaglia G. & Roccato M., "La scala di autoritarismo di destra di Altemeyer: un'analisi con il modello di Rasch per la costruzione di una versione italiana", *TPM*, 2004, n.9, 93-111.
- Golec de Zavala A. & Van Bergh A., "Need for cognitive closure and conservative political beliefs: Differential mediation by personal worldviews", *Political Psychology*, 2007, n.28, 5, 587-608.
- Golec A., Federico C.M., Cislak A. & Dial J.L., "Need for Closure, National Attachment, and Attitudes Toward International Conflict: Distinguishing the Roles of Patriotism and Nationalism", in A. Columbus (Eds.), *Advances in Psychology Research*, Hauppauge, Nova Science Publishers, New York 2006, 51-71.
- Igou E.R. & Bless H., "The Conversational Basis for the Dilution Effect", *Journal of Language and Social Psychology*, 2005, n.24, 1, 25-35.
- Jost J.T., Glaser J., Kruglanski A.W. & Sulloway F.J., "Political conservatism as motivated social cognition", *Psychological Bulletin*, 2003, n.129, 339-375.
- Jost J.T., Kruglanski A.W. & Simon L., "Effects of epistemic motivation on conservatism, intolerance, and other system-justifying attitudes", in L.L. Thompson, J.M. Levine & D.M. Messick (Eds.), *Shared cognition in organizations: The management of knowledge*, Lawrence Erlbaum Associates, London 1999, 91-116.
- Jost J.T., Napier J.L., Thorisdottir H., Gosling S.D., Palfai T.P. &

- Ostafin, B., "Are needs to manage uncertainty and threat associated with political conservatism or ideological extremity?", *Personality and Social Psychology Bulletin*, 2007, n.33, 7, 989-1007.
- Kemmelmeier M., "Need for closure and political orientation among German university students", *Journal of Social Psychology*, 1997, n.137, 787-789.
- Kohut H., *The Restoration of the Self*, International University Press, New York 1977 (trad. it. *La guarigione del Sé*, Boringhieri, Torino 1980).
- Kossowska M., "Motivation towards closure and cognitive processes: An individual differences approach". *Personality and Individual Differences*, 2007, n.43, 8, 2149-2158.
- Kossowska M. & Van Hiel A., "The relationship between need for closure and conservative beliefs in Western and Eastern Europe", *Political Psychology*, 2003, n.24, 501-518.
- Kruglanski A.E., "A motivated gatekeeper of our minds: need-for-closure effects on interpersonal and group processes", in E. T. Higgins, R. M. Sorrentino (Eds.), *Handbook of motivation and cognition*, vol. 3, Guilford, New York 1996, 465-496.
- Kruglanski A.W. & Freund T., "The freezing and un-freezing of lay inferences: effects on impression primacy, ethnic stereotyping and numerical anchoring", *Journal of Experimental Social Psychology*, 1983, n.19, 448-468.
- Kruglanski A.W. & Webster D.M., «Motivated closing of the mind: "Seizing" and "freezing"», *Psychological Review*, 1996, n.103, 163-183.
- Kruglanski A.W., Shah J.Y., Pierro A. & Mannetti L., "When similarity breeds content: Need for closure and the allure of homogeneous and self-resembling groups", *Journal of Personality and Social Psychology*, 2002, n.83, 648-662.
- Kruglanski A.W., Webster D.M. & Klem A., "Motivated resistance and openness to persuasion in the presence or absence of prior information", *Journal of Personality and Social Psychology*, 1993, n.65, 861-876.
- Lazarsfeld P.F., *Metodologia e ricerca sociologica*, Il Mulino, Bologna 1967.
- Manganelli Rattazzi A.M., Bobbio A. & Canova L., "A short version of the Right-Wing Authoritarianism (RWA) Scale2. *Personality and Individual Differences*, 2007, n.43, 5, 1223-1234.
- Marcelli D., *Psicopatologia del bambino. III Edizione*, Masson, Milano 1999.

- Marradi A. & Gasperoni G., *Costruire il dato 3. Le scale Likert*, Franco Angeli, Milano 2002.
- Moneta G.B. & Yip P.P.Y., "Construct validity of the scores of the chinese version of The Need for Closure Scale", *Educational and Psychological Measurement*, 2004, n.64, 3, 531-548.
- Muthén L.K. & Muthén B.O., *Mplus user's guide*, Muthén-Muthén, Los Angeles (CA) 1998.
- Pierro A. & Areni A., "Emergenza della leadership in contesti di discussione di gruppo: Asimmetria delle relazioni interpersonali ed effetti della pressione temporale", *Psicologia Generale*, 1998, n.2, 183-198.
- Pierro A., Cicero L., Bonaiuto M., van Knippenberg D. & Kruglanski A.W., "Leader group prototypicality and leadership effectiveness: The moderating role of need for cognitive closure", *Leadership Quarterly*, Special Issue: Leadership, Self, and Identity, 2005, n.16, 4, 503-516.
- Pierro A., Mannetti L., De Grada E., Livi S. & Kruglanski A.W., "Autocracy bias in informal groups under need for closure", *Personality and Social Psychology Bulletin*, 2003, n.29, 405-417.
- Pierro A., Mannetti L., Garsia V., Miglietta A., Ravenna M. & Rubini M., "Caratteristiche strutturali della versione italiana della scala di bisogno di chiusura cognitiva (di Webster e Kruglanski)", *TPM*, 1995, 125-141.
- Rasch G., "On specific objectivity: an attempt at formalizing the request for generality and validity of scientific statements", *Danish Yearbook of Philosophy*, 1977, n.14, 58-94.
- Roets A. & Van Hiel A., "Separating Ability From Need: Clarifying the Dimensional Structure of the Need for Closure Scale", *Personality and Social Psychology Bulletin*, 2007, n.33, 2, 266-280.
- Roets A., Van Hiel A. & Cornelis I., "The dimensional structure of the Need for Cognitive Closure Scale: Relationships with "seizing" and "freezing" processes", *Social Cognition*, 2006, n.24, 1, 22-45.
- Rokeach M., *The open and closed mind: Investigations into the source of beliefs systems and personality systems*, Basic Books, New York 1960.
- Rorschach H., *Psychodiagnostik. Methodik und Ergebnisse eines Wähahmungdiagnostischen Experiments (Deutenlassen von Zufallsformen)*, Birchen, Berna 1921.
- Ruggieri V. & Fabrizio M.E., *La problematica corporea nell'analisi e nel*

- trattamento dell'anoressia mentale*, Edizioni Universitarie Romane, Roma 1994.
- Sapora L., *Manuale del test I.Co.S. Indice del confine del sé*, Kappa, Roma 2006.
- Shah J.Y., Kruglanski A.W. & Thompson E.P., "Membership has its (epistemic) rewards: Need for closure effects on ingroup bias", *Journal of Personality and Social Psychology*, 1998, n.22, 407-413.
- Sidanius J., "Political sophistication and political deviance: A structural equation examination of context theory", *Journal of Personality and Social Psychology*, 1988, n.55, 37-51.
- Skodol A.E & Perry J.C., "Should an axis for defense mechanisms be included in DSM-IV?", *Comprehensive Psychiatry*, 1993, n.34, 2, 108-19.
- Smith B.M., "The Authoritarian Personality: A re-review 46 years later", *Political Psychology*, 1997, n.18, 1, 159-163.
- Sorrentino R.M. & Short J.C., "Uncertainty orientation, motivation and cognition", in R.M. Sorrentino & E.T. Higgins (Eds.), *Handbook of motivation and cognition: foundations of social behavior*, Guilford Press, New York 1986, 379-403.
- Stalder D.R., "Need for Closure, the Big Five, and Public Self-Consciousness", *Journal of Social Psychology*, 2007, n.147, 1, 91-94.
- Tetlock P.E., "Cognitive style and political ideology", *Journal of Personality and Social Psychology*, 1983, n.45, 118-126.
- Van Hiel A., Duriez B. & Kossowska M., "The presence of Left-Wing Authoritarianism in Western Europe and its relationship with conservative ideology", *Political Psychology*, 2006, n.27, 5, 769-793.
- Webster D.M. & Kruglanski A.W., "Individual differences in need for cognitive closure", *Journal of Personality and Social Psychology*, 1994, n.67, 1049-1062.
- Webster D.M., Richter L. & Kruglanski A.W., "On leaping to conclusions when feeling tired: Mental fatigue effects on impressional primacy", *Journal of Experimental Social Psychology*, 1996, n.32, 181-195.
- Wilson G., *The Psychology of Conservatism*, Academic Press, London 1973.