

EMPO: UNA SCALA DI MISURAZIONE DELL'EMPOWERMENT PERSONALE E POLITICO

DONATA FRANCESCATO, MINOU MEBANE, ROBERTA
SORACE, MICHELE VECCHIONE E MANUELA TOMAI

Università di Roma «La Sapienza», Università di Lecce e Università di Padova

Riassunto. Questo articolo presenta i risultati di due studi effettuati per sviluppare e validare una scala per misurare tre dimensioni dell'*empowerment*, individuate da studiosi di psicologia del lavoro e psicologia di comunità: 1) la capacità di porsi degli obiettivi e di raggiungerli efficacemente; 2) la mancanza di speranza e di fiducia; 3) l'interesse verso questioni sociopolitiche. Dopo aver esaminato le proprietà psicometriche fondamentali nel primo studio con 300 Ss, un secondo gruppo di 229 Ss è stato utilizzato per verificare la robustezza dei risultati del primo studio e per esaminare la validità di costruito e la validità di criterio della scala. I risultati confermano la struttura tridimensionale dello strumento, che mostra buone proprietà psicometriche in entrambi i campioni. I coefficienti alpha di Cronbach (da .72 a .86) ne supportano la validità interna e l'attendibilità. Il *pattern* delle correlazioni con gli altri strumenti presi in esame risulta consistente con le relazioni tra i costrutti teorici sottostanti. La validità di criterio della dimensione «interesse sociopolitico» viene supportata dalla relazione della scala con un criterio esterno, relativo al livello di coinvolgimento politico: disinteressati, interessati ed attivisti di organizzazioni e partiti politici.

INTRODUZIONE

La parola *empowerment* deriva dal verbo *to empower*, che significa «accrescere in potere». Il potere di cui si occupa l'*empowerment* non è quello di impedire agli altri di fare qualcosa che desiderano fare o costringerli a fare quello che non vorrebbero (potere oppressivo), ma il potere di aprire a se stessi e agli altri nuove possibilità (potere costruttivo o generativo). In breve, «il potere di» e non «il potere su». Rappaport (1987) definisce l'*empowerment* come un processo attraverso il quale individui, organizzazioni e comunità acquisiscono un maggior controllo su questioni per loro vitali. Negli ultimi decenni il concetto di *empowerment* è stato utilizzato in una varietà di discipline, dalle scienze politiche alle scienze dell'educazione, dal *management* alla psicologia del lavoro e delle organizzazioni, dalla medicina alla psicologia di comunità (Amerio, 2000; Converso e Piccardo, 2003; Griffin, 1991; McWhirter, 1991; Thomas e Velthouse, 1990). In questo contesto prenderemo in considerazione i contributi degli psicologi del lavoro e degli psicologi di comunità che più di altri hanno

dedicato la loro attività di ricerca all'elaborazione di modelli teorici e alla costruzione di strumenti di misura dell'*empowerment*.

Il modello teorico di *empowerment* più noto, di matrice anglosassone, è quello proposto da uno psicologo di comunità, Marc Zimmerman, il quale sostiene che «l'*empowerment* è un costrutto a livello individuale quando ci si occupa di variabili intrapersonali e comportamentali, un costrutto a livello organizzativo quando ci si occupa di mobilitazione di risorse e un costrutto a livello di comunità quando si affrontano le strutture sociopolitiche ed il cambiamento sociale» (Zimmerman, 2000, p. 22). Secondo Zimmerman, tre concetti fondamentali sono alla base della teoria dell'*empowerment*: «1) il controllo, 2) la consapevolezza critica, e 3) la partecipazione. Il controllo si riferisce alla capacità, percepita o effettiva, di influenzare le decisioni. La consapevolezza critica concerne la comprensione di come operano le strutture del potere, di come vengono prese le decisioni e di come gli agenti causali sono influenzati e le risorse mobilitate (identificate, ottenute e gestite). La partecipazione si riferisce alla tendenza ad attivarsi per far accadere le cose e per ottenere i risultati auspicati. Questi tre concetti possono essere applicati a diversi livelli di analisi per sviluppare un quadro concettuale del processo di *empowerment* e dei risultati *empowered* a livello individuale, organizzativo e di comunità» (Zimmerman, 2000, p. 24).

In questo articolo ci soffermeremo principalmente sull'*empowerment* a livello individuale, denominato da Zimmerman *empowerment* psicologico.

Diversi autori (Bruscaglioni e Gheno, 2000; Francescato, Tomai e Ghirelli, 2002; Zimmerman, 1990, 1995, 2000) hanno sottolineato come alla base dell'*empowerment* psicologico vi sia ciò che Bruscaaglioni e Gheno chiamano «la speranza» (2000, p. 26), ovvero una tendenza a sperare che il futuro abbia anche degli aspetti positivi e la credenza che si possa esercitare un certo controllo sull'evoluzione degli eventi che ci riguardano.

Questa tendenza, a livello di *empowerment* psicologico individuale, rende pensabile il cambiamento e rende possibile porsi nuovi obiettivi. Zimmerman chiama questa componente *learned hopefulness* per enfatizzare che non riguarda solo un tratto di personalità, ma che può essere appresa o disappresa a seconda dei contesti ambientali. Infatti, lo stesso Zimmerman (1990) descrive il polo opposto dell'*empowerment* (denominato *disempowerment*) come la tendenza al pessimismo, alla mancanza di speranza e di fiducia di poter avere un impatto su almeno alcuni aspetti della propria esistenza.

Una seconda componente dell'*empowerment* riguarda le percezioni che l'individuo ha della propria competenza operativa. Diversi psicologi del lavoro usano il termine competenza (Spreitzer, 1995).

Altri parlano, più propriamente ci sembra, di **autoefficacia** (Short e Rinehart, 1992); infatti, nelle loro misure questa componente dell'*empowerment* viene valutata tramite **item che esplorano principalmente le convinzioni individuali sulle proprie capacità di eseguire le attività lavorative richieste in uno specifico ambito** (Bandura, 2000). Alcuni psicologi di comunità hanno invece una visione più allargata della competenza operativa, che consente all'individuo di intraprendere una varietà di azioni che gli forniscono la possibilità non solo di adattarsi al contesto, ma anche di cambiarlo. Amerio ad esempio scrive: «L'idea di soggetto attivo si contrappone a quella di macchina umana (sia pure pensante), si traduce nella concezione di un essere umano capace di intervenire sul mondo a livello della sua "attività" sia mentale che pratica: capace, quindi, non solo di affrontare i problemi che la sua esistenza quotidiana gli pone, ma anche di produrre idee, di impegnarsi in operazioni di conoscenza, soprattutto di proiettarsi al di là della situazione esistente (e del se stesso esistente), per progettare *possibili mondi* alternativi e di impegnarsi per realizzarli» (2000, p. 126).

Un terzo aspetto dell'*empowerment*, sottolineato con particolare vigore da vari psicologi di comunità (Amerio, 2000; Francescato, Tomai e Ghirelli, 2002; Mannarini, 2004; Orford, 1992; Zani e Palmonari, 1996; Zimmerman e Rappaport, 1988), e su cui vogliamo focalizzare la nostra attenzione, riguarda la «**consapevolezza sociopolitica**», intesa come percezione del legame storico tra processi di valorizzazione delle libertà e dei diritti dei singoli e lotte sociali per i diritti umani, civili e sociali. Una persona è *empowered* non solo quando è capace di spezzare, porsi obiettivi e compiere una varietà di azioni per raggiungerli, ma anche quando è consapevole di come i fattori socio-politici incidano sulla sua esistenza e pertanto è interessata a tenersi informata sugli avvenimenti politici locali, nazionali ed internazionali e *ad attivarsi con «altri»* per partecipare a iniziative volte ad incidere sui processi politici e sociali più vasti. Come fa notare a questo proposito Amerio (2000), le radici del concetto di *empowerment* risalgono ad un periodo di svolta della storia moderna: gli anni '60 negli Stati Uniti, quando molti individui, in gruppi e movimenti diversi, si impegnarono per la conquista dei diritti civili e sociali delle minoranze e dei gruppi svantaggiati (neri, donne, omosessuali, ecc.). Partecipando a queste lotte, le persone acquisirono consapevolezza delle proprie risorse e capacità, del legame tra la propria azione e il cambiamento sociale e della possibilità concreta di aumentare il controllo sulle proprie condizioni individuali tramite la partecipazione ad iniziative collettive. Il tratto caratterizzante dell'*empowerment*, quindi, riguarda il possesso di abilità «politiche», intese come capacità di «lettura» e comprensione dei contesti sociali e politici in cui un individuo non è necessariamente inserito, ma che influenzano la sua vita e sui quali può incidere quasi

esclusivamente collegandosi con altri, diventando cioè consapevole del legame tra *realizzazione* individuale e lotte collettive.

Già nel 1982 Kieffer, infatti, aveva definito l'*empowerment* come sviluppo «della competenza partecipativa», cioè della capacità di partecipare efficacemente ad organizzazioni, associazioni ed organismi istituzionali per influenzarne le decisioni. Concetto poi ripreso da Zimmerman e Rappaport (1988) e sviluppato anche da diversi autori con accezioni diverse. Nell'ambito della psicologia del lavoro, la competenza partecipativa è stata concepita come partecipazione alle decisioni (Short e Rinehart, 1992) e come possibilità di poter influire sui risultati strategici, amministrativi ed operativi nei propri contesti lavorativi (Leslie, Holzhalb e Holland, 1998; Spreitzer, 1995). Nell'ambito della psicologia di comunità, invece, alcuni autori hanno individuato due componenti della dimensione partecipativa dell'*empowerment*: la prima viene definita come la capacità di comprendere i fattori sociopolitici che contribuiscono alla diversa distribuzione delle risorse in un determinato contesto sociale (Speer e Peterson, 2000; Zimmerman, Israel, Schultz e Checkoway, 1992); la seconda misura i comportamenti partecipativi messi in atto da un cittadino nella sua comunità (aderire ad organizzazioni, manifestare, ecc.). Noi riteniamo che prima di poter partecipare attivamente occorra sviluppare un interesse per le questioni sociopolitiche, un coinvolgimento psicologico che, come teorizzano Cohen, Vigoda e Samorly (2001), è alla base della partecipazione politica attiva. Questo coinvolgimento nasce in seguito alla consapevolezza del legame tra il senso di padronanza psicologico soggettivo e le opportunità e i vincoli posti dai contesti ambientali.

Infine, un assunto teorico condiviso tra gli psicologi del lavoro e di comunità è che le varie componenti dell'*empowerment* sino ad ora descritte siano distinte ma correlate, e che ogni componente contribuisca ad un costrutto unico di *empowerment* individuale. Pertanto, ogni misura di *empowerment* dovrebbe tener conto di queste componenti chiave. Tuttavia, un'analisi delle più note scale di *empowerment* elaborate da psicologi del lavoro e da psicologi di comunità rivela che raramente queste includono tutte e tre le componenti discusse.

Caratteristiche di alcuni strumenti di misura dell'empowerment psicologico elaborati da psicologi del lavoro e da psicologi di comunità

Secondo Zimmerman (2000) ciò che rende l'*empowerment* difficile da misurare è il fatto che esso risulti «specifico ad una popolazione e ad un contesto» (pp. 20-21); pertanto l'autore è contrario «alla creazione di misure universali in quanto il costrutto potrebbe essere concettualizzato in modo inappropriato, come un tratto stabile della

personalità piuttosto che come un costrutto dinamico e sensibile al contesto. Tuttavia, temi simili possono essere condivisi da persone e da *setting* anche se la loro precisa misurazione differisce nei diversi contesti» (p. 21).

Pertanto abbiamo cercato di individuare come il costrutto di *empowerment* sia stato misurato in due specifici ambiti: quello della psicologia del lavoro e delle organizzazioni e quello della psicologia di comunità.

Le misure di *empowerment* sviluppate dalla psicologia del lavoro sono volte prevalentemente, come sostengono Hardy e Leiba O'Sullivan (1998), a misurare l'*empowerment* psicologico personale percepito da varie tipologie di lavoratori. I temi più esaminati riguardano quanto i lavoratori *empowered* ritengono di poter contare nel proprio ambito lavorativo, di essere capaci di assumersi le proprie responsabilità, di avere una percezione di autoefficacia ed un senso di controllo sulla propria vita lavorativa.

Ad esempio, una delle scale più note, la *Spreitzer's Psychological Empowerment Scale* (PES) (Spreitzer, 1995), comprende quattro dimensioni: significato, competenza, autodeterminazione e impatto. La prima dimensione, il significato, misura la congruenza tra le attività richieste dai compiti lavorativi e i valori e le credenze personali. La seconda dimensione, la competenza professionale, è definita come una convinzione individuale nelle proprie capacità di eseguire con efficacia le attività lavorative richieste. La terza dimensione, l'autodeterminazione, misura il senso di controllo percepito sul proprio lavoro. La quarta dimensione, l'impatto, si riferisce al grado in cui un individuo ritiene di poter influire sui risultati strategici, amministrativi ed operativi in ambito lavorativo.

Anche la *Worker Empowerment Scale* (WES) di Leslie, Holzhalb e Holland (1998) misura tre dimensioni di *empowerment* individuale: orientamento al lavoro, controllo dell'ambiente lavorativo e relazioni lavorative. Ugualmente la *School Participant Empowerment Scale* (SPES) (Short e Rinehart, 1992) individua sei componenti che contribuiscono all'*empowerment* dei membri delle organizzazioni educative: partecipazione alle decisioni, crescita professionale, status, autoefficacia, autonomia ed impatto.

Soltanto le scale più recenti tentano di misurare anche il modo in cui vengono percepite alcune variabili organizzative, come la chiarezza degli obiettivi e gli stili *leadership empowering*. Ad esempio, la *Menon Empowerment Scale* (Menon, 2001) comprende tre sottoscale: controllo percepito, competenza percepita e internalizzazione degli obiettivi organizzativi. Konzack, Stelly e Trusty (2000) hanno sviluppato uno strumento, il *Leader Empowerment Behavior Questionnaire* (LEBQ), per misurare il comportamento *empowering* dei leader, che

valuta sette dimensioni (delega dell'autorità, responsabilità, autonomia decisionale, capacità di *problem solving*, circolazione delle informazioni, sviluppo delle capacità professionali e *coaching* per *performance* innovative).

Un limite fondamentale delle scale sino ad ora discusse è che non includono una misura della consapevolezza dei rapporti di potere all'interno delle organizzazioni. Osserveremo, invece, come quest'aspetto socio-politico venga particolarmente sottolineato nelle misure di *empowerment* elaborate dagli psicologi di comunità. Infatti, la maggior parte delle scale elaborate nell'ambito della psicologia di comunità includono questa dimensione. Zimmerman *et al.* (1992) hanno elaborato una scala di *Empowerment* psicologico che comprende tre componenti: intrapersonale, relazionale e comportamentale. La prima componente misura il senso di controllo e l'autoefficacia; la seconda componente misura la capacità di comprendere i fattori sociopolitici che contribuiscono alla diversa distribuzione di risorse nell'ambiente; la terza componente, quella comportamentale, misura i comportamenti partecipativi messi in atto nella comunità. Speer e Peterson (2000) hanno costruito una scala di *empowerment* individuale cognitivo che include tre sottoscale che misurano la comprensione del potere sviluppato tramite rapporti interpersonali, il funzionamento politico e le ideologie dominanti. Tuttavia, le scale di Zimmerman *et al.* (1992) e di Speer e Peterson (2000) sono state pensate e sviluppate per il contesto politico statunitense, e pertanto sono scarsamente utilizzabili in altre nazioni. La scala di Speer e Peterson (2000) inoltre non misura il livello di speranza, che molti studiosi ritengono una componente cruciale dell'*empowerment* individuale.

Nonostante l'interesse che il costrutto dell'*empowerment* ha suscitato in Italia (Amerio, 2000; Brusciagioni e Gheno, 2000; Francescato *et al.* 2002) non esistono nel nostro paese specifici strumenti di misura, ad eccezione di quello messo a punto da Francescato e Perugini (1997) che, tuttavia, non include una misura di speranza e di fiducia. Oltre a questo limite teorico, la scala presenta livelli d'attendibilità non pienamente soddisfacenti, nonostante abbia dimostrato in varie ricerche una buona validità di criterio (Francescato, Andò, Foddis, Mebane e Tomai, 2003; Francescato e Burattini, 1997; Francescato, Rosa e Pellegrini, 1997).

Pertanto l'obiettivo del presente lavoro è di costruire e validare una scala di *empowerment* personale e politico che misuri tre componenti chiave dell'*empowerment* individuate a livello teorico: 1) la capacità di porsi degli obiettivi e di raggiungerli efficacemente; 2) la mancanza di speranza e di fiducia; 3) l'interesse verso questioni sociopolitiche, come indice di consapevolezza critica dell'importanza di capire i rapporti di potere istituzionali. Da un punto di vista teorico si ipotizza

che esistano tre dimensioni di *empowerment*, e che ogni dimensione contribuisca alla formazione del più ampio costrutto di *empowerment*, che abbiamo denominato personale e politico, per sottolineare il ruolo cruciale della componente sociopolitica.

DISEGNO DELLA RICERCA

Un requisito indispensabile di ogni strumento di misura è rappresentato dal grado in cui riesce a fornire risultati replicabili e consistenti in differenti rilevazioni. Per questo abbiamo deciso di somministrare la scala a due campioni indipendenti. Ciò consente di valutare la robustezza della struttura fattoriale dello strumento, ed offre maggiori garanzie di replicabilità rispetto ai risultati forniti da un singolo studio, maggiormente soggetto all'influenza dell'errore casuale di misurazione e dell'errore di campionamento (Neale e Liebert, 1986), soprattutto nelle prime fasi di costruzione di uno strumento.

Obiettivo del primo studio è esaminare le proprietà psicometriche della scala *EMPO*, selezionando gli item più appropriati per misurare le dimensioni teoriche ipotizzate in premessa e rilevando la validità interna e l'attendibilità dello strumento. Obiettivo del secondo studio è valutare la replicabilità della struttura fattoriale emersa nel primo studio, esaminare la validità di costrutto e la validità di criterio dello strumento.

STUDIO 1

OBIETTIVI E IPOTESI

L'obiettivo del primo studio è elaborare e validare uno strumento per la misura dell'*empowerment* personale e politico, saggiandone la coerenza interna e la struttura fattoriale. Si ipotizza che l'*empowerment* personale e politico presenti un carattere tridimensionale. Ci si attende, pertanto, che tale struttura venga confermata dai risultati dell'analisi fattoriale.

METODO

Soggetti

Il primo campione interessato dalla ricerca è composto da 300 soggetti, bilanciati per genere (50,9% maschi e 49,1% femmine). L'età

dei soggetti è compresa tra i 18 e i 61 anni ($M=40.15$, $ds=11.89$). Il 33,9% possiede un diploma di scuola media inferiore, il 35,4% possiede un diploma di scuola superiore e il 30,7% ha conseguito una laurea.

Strumento

Ai soggetti, contattati nell'Anno Accademico 2002/2003, è stato somministrato un *pool* iniziale di 33 item. Alcuni di essi sono stati mutuati dalla letteratura nazionale e internazionale (Francescato e Perugini, 1997; Rotter, 1966; Schwarzer e Jerusalem, 1995; Seligman, 1975, Zimmerman e Rappaport, 1988), altri sono stati sviluppati *ad hoc* per misurare le tre dimensioni teoriche descritte in premessa: 1) capacità di porsi degli obiettivi e di raggiungerli efficacemente; 2) mancanza di speranza e di fiducia¹; 3) interesse sociopolitico. Per ciascun item il soggetto doveva indicare il grado di accordo con ogni affermazione, utilizzando una scala di risposta tipo likert a 6 passi, da 1 (totalmente in disaccordo) a 6 (totalmente in accordo), senza alcuna categoria neutrale.

Analisi dei dati

Per rilevare la dimensionalità dello strumento è stata utilizzata la tecnica dell'*analisi fattoriale esplorativa*, che ha consentito anche di selezionare gli item maggiormente coerenti con i costrutti che si intendevano misurare. Il numero di fattori presenti nella soluzione è stato stabilito in base all'ipotesi iniziale, che prevede la presenza di tre fattori, e all'ispezione dello *scree test* degli autovalori (Cattell, 1966). Stabilito il numero di fattori sono stati eliminati gli item che non esibivano proprietà soddisfacenti dal punto di vista psicometrico o che, in base a considerazioni di natura teorica, non si accordavano con il resto delle affermazioni, all'interno di ciascun fattore (Comrey, 1988). Il metodo di estrazione utilizzato è quello dei Fattori Principali (*Principal Axis Factoring*). Le saturazioni fattoriali sono state sottoposte ad una rotazione obliqua (*Promax*) che, rispetto ad una rotazione ortogonale, è in grado di fornire una soluzione fattoriale che approssima con maggior efficacia il criterio di struttura semplice ed è più informativa poiché fornisce una stima della correlazione tra i

¹ Gli item della dimensione *mancanza di speranza e di fiducia* sono stati formulati in senso negativo: punteggi elevati nella scala indicano un basso livello di *empowerment*.

fattori (Fabrigar, Wegener, MacCallum e Strahan, 1999). Il calcolo dell'alpha di Cronbach ha permesso una stima empirica dell'attendibilità.

RISULTATI

Validità interna

L'analisi dello *scree test* degli autovalori evidenzia come maggiormente plausibile la soluzione a 3 fattori, che rappresenta anche la soluzione originariamente ipotizzata². Dalla soluzione iniziale sono stati eliminati 8 item che non presentavano saturazioni elevate in nessun fattore o non rispettavano il criterio di struttura semplice. L'analisi *post hoc* del contenuto delle affermazioni ha consentito di eliminare un ulteriore item che saturava su un fattore diverso da quello originariamente ipotizzato. La scala finale è composta da 24 item: 10 per il primo fattore, 5 per il secondo fattore e 9 per il terzo fattore. In tabella 1 vengono riportati i 24 item che compongono la versione finale dello strumento, con le saturazioni sui relativi fattori (le saturazioni superiori a .30 sono evidenziate in grassetto).

La soluzione a tre fattori spiega complessivamente circa il 32,7% della varianza. In seguito alla rotazione, il primo fattore spiega il 13,9% di varianza. Gli item che saturano sul primo fattore fanno riferimento ad aspetti quali la capacità di far fronte ai problemi («Posso risolvere la maggior parte dei problemi se ci metto il necessario impegno»), di superare le situazioni difficili («Quando incontro delle difficoltà in genere riesco ad affrontarle trovando delle strategie») e di raggiungere gli obiettivi prefissati («Quando mi impegno sono capace di portare a termine gli obiettivi che mi sono preposto di raggiungere»). Questa dimensione è stata definita «Capacità di porsi e perseguire obiettivi».

Gli item che saturano sul secondo fattore (9,6% di varianza spiegata) fanno riferimento all'interesse per gli avvenimenti politici locali, nazionali ed internazionali ed all'atteggiamento verso le attività di partecipazione politica («Penso che valga la pena partecipare ad una manifestazione o a un corteo», «Per me è importante seguire le notizie di politica internazionale»). Questo fattore è stato definito «Interesse socio-politico».

Gli item che saturano sul terzo fattore (9,2% di varianza spiegata) fanno riferimento alla percezione di uno scarso controllo degli eventi e dell'ambiente esterno («Non credo che nella vita siamo noi a deci-

² Di seguito vengono riportati i primi dieci autovalori, calcolati sulla matrice delle correlazioni ridotta: 4.214, 2.202, 1.434, .862, .717, .567, .553, .397, .334, .268.

TAB. 1. Risultati dell'analisi fattoriale condotta sui 24 item che compongono la versione finale dello strumento

Fattore	I	II	III	Fattore		
Autovalore	4.21	2.20	1.43	I	II	III
2. Quando mi impegno sono capace di portare a termine gli obiettivi che mi sono preposto di raggiungere	.658	.058	.006			
6. Quando mi impegno, nei campi di mia competenza, riesco ad ottenere degli ottimi risultati	.647	-.049	-.008			
19. Ho la capacità di fare bene tante cose nei campi di mia competenza	.644	-.102	.023			
31. Posso risolvere la maggior parte dei problemi se ci metto il necessario impegno	.585	.052	.044			
26. Quando ottengo quello che desidero di solito è perché ho lavorato duramente per ottenerlo	.577	-.007	.097			
13. Riesco sempre a risolvere problemi difficili se ci provo abbastanza seriamente	.549	.017	.119			
1. Quando incontro delle difficoltà in genere riesco ad affrontarle trovando delle strategie	.482	.049	-.129			
17. Quando voglio raggiungere un obiettivo metto in atto tutte le strategie necessarie	.472	-.028	-.056			
22. Rimango sempre calmo nell'affrontare le difficoltà perché posso confidare nelle mie capacità di fronteggiarle	.464	.070	-.080			
15. Se mi blocco, posso sempre pensare a qualcosa da mettere in atto	.457	.024	.024			
27. Per me è importante seguire le notizie di politica internazionale	.073	.824	.042			
29. Per me è importante seguire le notizie di politica nazionale	.096	.789	-.046			
33. Per me è importante essere impegnato nella politica	-.108	.650	-.041			
23. Per me è importante seguire le notizie di cronaca e politica locale	.081	.526	.051			
10. Penso che valga la pena partecipare ad una manifestazione o ad un corteo	-.104	.450	-.052			
7. Non riesco ad immaginare un futuro in cui ho realizzato i miei sogni	.095	-.003	.643			
21. Il futuro mi sembra molto cupo	.036	.000	.604			
24. Non credo che nella vita siamo noi a decidere del nostro futuro	-.021	.002	.558			
16. Non vale la pena che io pianifichi molto la mia vita perché molto dipende dal destino	.112	-.175	.492			
4. Non riesco quasi mai a decidere cosa sia meglio per me	-.170	.084	.490			
14. Nei momenti difficili mi capita di non sapere che fare	-.140	.034	.440			
25. Intorno a me vedo solo persone che lavorano grazie ad una raccomandazione	.161	-.027	.402			
9. La mia vita, in futuro, sarà peggio di oggi	-.202	.145	.326			
3. Ho scarso controllo sulle cose che mi accadono	-.127	-.039	.317			

dere del nostro futuro»), ad una visione pessimistica ed alla mancanza di speranza e di fiducia («Non riesco ad immaginare un futuro in cui ho realizzato i miei sogni») ed all'incapacità di gestire le situazioni difficili («Nei momenti difficili mi capita di non sapere che fare»). Questo fattore è stato definito «Mancanza di speranza e di fiducia». Vengono pertanto confermati i tre fattori ipotizzati in premessa. Il primo

fattore presenta una correlazione di .21 con il secondo fattore e di $-.36$ con il terzo fattore. Il secondo e il terzo fattore presentano una correlazione pari a $-.16$.

Attendibilità

I coefficienti alpha di Cronbach assumono un valore pari a .76 per il primo fattore, .78 per il secondo e .72 per il terzo fattore, risultando pienamente consistenti con criteri standard comunemente proposti in letteratura (Nunnally e Bernstein, 1994). Le correlazioni medie item-totale corrette sono pari a .48 ($ds=.06$) per il primo fattore, .58 ($ds=.12$) per il secondo fattore e .41 ($ds=.08$) per il terzo fattore.

STUDIO 2

OBIETTIVI E IPOTESI

L'obiettivo del secondo studio è replicare, in un nuovo campione di soggetti, la struttura fattoriale emersa nel primo studio. Si intende inoltre sottoporre ad ulteriore verifica le proprietà psicometriche dello strumento, accertandone la coerenza interna, la validità di costrutto e la validità di criterio. Per esaminare la validità di costrutto, la scala è stata messa in relazione con una serie di variabili, come l'autoefficacia sociale, l'ottimismo e l'*empowerment* lavorativo, che si ritiene possano essere associate ai costrutti da essa misurati. Ciò può essere d'aiuto anche nell'interpretazione e nella denominazione dei fattori estratti (Kline, 1997). Poiché la nostra scala include una dimensione che misura la mancanza di speranza e di fiducia, abbiamo ritenuto che questo aspetto dell'*empowerment* possa essere correlato con alcune variabili di personalità, tra cui l'instabilità emotiva. Per esaminare la validità di criterio della scala abbiamo pertanto utilizzato anche una misura dei cinque grandi fattori della personalità. La validità di criterio della scala è stata esaminata in relazione alla partecipazione politica. Tale variabile rappresenta il criterio rispetto al quale è stata esaminata la capacità della scala di differenziare i soggetti attivamente impegnati da coloro che, pur dichiarando differenti livelli di interesse nei confronti della sfera della politica, non aderiscono attivamente a nessuna attività od organizzazione politica³.

³ Nell'analisi fattoriale confermativa le saturazioni di ciascuna variabile osservata sul rispettivo fattore latente (*target loadings*) vengono stimate liberamente, mentre tutte le altre saturazioni vengono fissate a zero (Dunn, Everitt e Pickles, 1993). Si assume, inoltre, almeno inizialmente, l'assenza di correlazione tra i residui mentre le correlazioni tra i fattori vengono stimate liberamente.

Soggetti

Il secondo campione interessato dalla ricerca è composto da 229 soggetti, bilanciati per genere (49,1% maschi e 50,9% femmine). L'età dei soggetti è compresa tra i 18 e i 60 anni ($M=29,24$, $ds=9,82$). Il 14,4% del campione ha conseguito un diploma di scuola media inferiore, il 44,9% ha conseguito un diploma di scuola secondaria superiore, ed il 40,7% ha conseguito la laurea. I soggetti sono stati reclutati in base al loro grado di coinvolgimento politico e classificati in tre gruppi: disinteressati (39,0%), interessati (40,7%) e attivisti di organizzazioni o partiti politici (20,3%).

Strumenti utilizzati

La somministrazione degli strumenti è avvenuta nell'Anno Accademico 2002/2003. Oltre alla scala *EMPO*, composta da 24 item e messa a punto nel primo studio, ciascun soggetto ha compilato una serie di altri strumenti.

- Il *Big Five Questionnaire* (Caprara, Barbaranelli e Borgogni, 2000) è una scala composta da 132 item volti alla misurazione delle cinque dimensioni fondamentali della personalità: Energia, Amicalità, Coscienziosità, Stabilità emotiva e Apertura mentale.

- La scala di *Autoefficacia Sociale Percepita* (Caprara, 2001) misura le convinzioni che le persone hanno circa le loro capacità di inserirsi, sentirsi a proprio agio e svolgere un ruolo proattivo nelle situazioni sociali. La scala è costituita da 15 item.

- La scala di *Ottimismo/Cinismo Politico sviluppata* da Banks, Bates, Breakwell, Bynner, Emler, Jamieson e Roberts (1992), ed utilizzata nel contesto italiano da Rubini e Palmonari (1995), esamina gli atteggiamenti verso il mondo politico in termini di ottimismo/cinismo nei confronti dei partiti politici, in quanto soggetti che agiscono per i vantaggi della comunità sociale e dei singoli individui. La scala è composta da 9 item.

- La *Psychological Empowerment Scale* (Spreitzer, 1995) misura l'*empowerment* lavorativo percepito. La scala è composta da 12 item, che misurano quattro dimensioni. Queste sono il *significato* (ovvero la congruenza tra compiti lavorativi e valori personali), la *competenza professionale* (ovvero la convinzione individuale nelle proprie capacità di eseguire con efficacia le attività lavorative), l'*autodeterminazione* (ovvero il senso di controllo percepito sul proprio lavoro) e l'*impatto* (ovvero il grado in cui un individuo crede di poter influire sui risul-

tati lavorativi). Come afferma Spreitzer (1995), le quattro dimensioni fanno parte di un costrutto più ampio e possono essere aggregate per calcolare una misura totale di *empowerment*. Nelle analisi successive la scala è stata utilizzata nella forma aggregata.

Analisi dei dati

La versione finale dello strumento è stata sottoposta ad *analisi fattoriale esplorativa* anche sul secondo campione. Per esaminare la replicabilità della struttura fattoriale sono stati utilizzati i coefficienti di congruenza phi (Φ) di Tucker (1951), che consentono di valutare, per ciascuno dei fattori estratti, la similarità delle saturazioni fattoriali delle matrici ruotate emerse nei due campioni. Coefficienti maggiori di .90 possono essere considerati indicatori di un buon livello di corrispondenza tra i fattori (Harman, 1976). L'*analisi fattoriale confermativa*, implementata mediante il programma EQS (Bentler, 2003), consente di testare la plausibilità del modello di misurazione emerso nel primo campione, utilizzando assunzioni più restrittive circa la relazione tra i fattori latenti e i relativi indicatori⁴. Si ipotizza, in particolare, la presenza di tre fattori soggiacenti ad un fattore di second'ordine, l'*empowerment* personale e politico, che riassume la covarianza tra i tre fattori di primo ordine.

Per esaminare la validità di costrutto, sono stati calcolati i coefficienti di correlazione di Pearson tra le tre dimensioni della scala *EMPO* e i *big five*, l'autoefficacia sociale percepita, l'ottimismo/cinismo politico e l'*empowerment* lavorativo percepito. Per esaminare la validità di criterio, è stata effettuata una regressione logistica multinomiale in cui la variabile «partecipazione politica» rappresenta la variabile criterio e le tre dimensioni della scala *EMPO* rappresentano le variabili indipendenti. L'interpretazione dei risultati della regressione multinomiale è avvenuta esaminando gli *odds ratio* (OR), che forniscono una misura della forza della relazione tra le variabili (per una descrizione più approfondita della procedura, che esula dagli scopi del contributo, si veda Long, 1997). Si è cercato, per ultimo, di descrivere i diversi costrutti indagati nello studio in base alle variabili

⁴ In questo contesto, la strategia utilizzata per verificare la validità di criterio è definibile come validità concorrente piuttosto che come validità predittiva poiché criterio e punteggi sulla scala vengono rilevati nella stessa situazione temporale. Tuttavia la dimensione temporale non è l'unica caratteristica che consente di distinguere le due strategie di validazione, e probabilmente non esiste, tra di esse, una reale distinzione, né concettuale né empirica (Pedrabissi e Santinello, 1997).

socio-demografiche (genere ed età) dei soggetti, seguendo le indicazioni presenti in letteratura circa tali associazioni.

RISULTATI

Validità interna

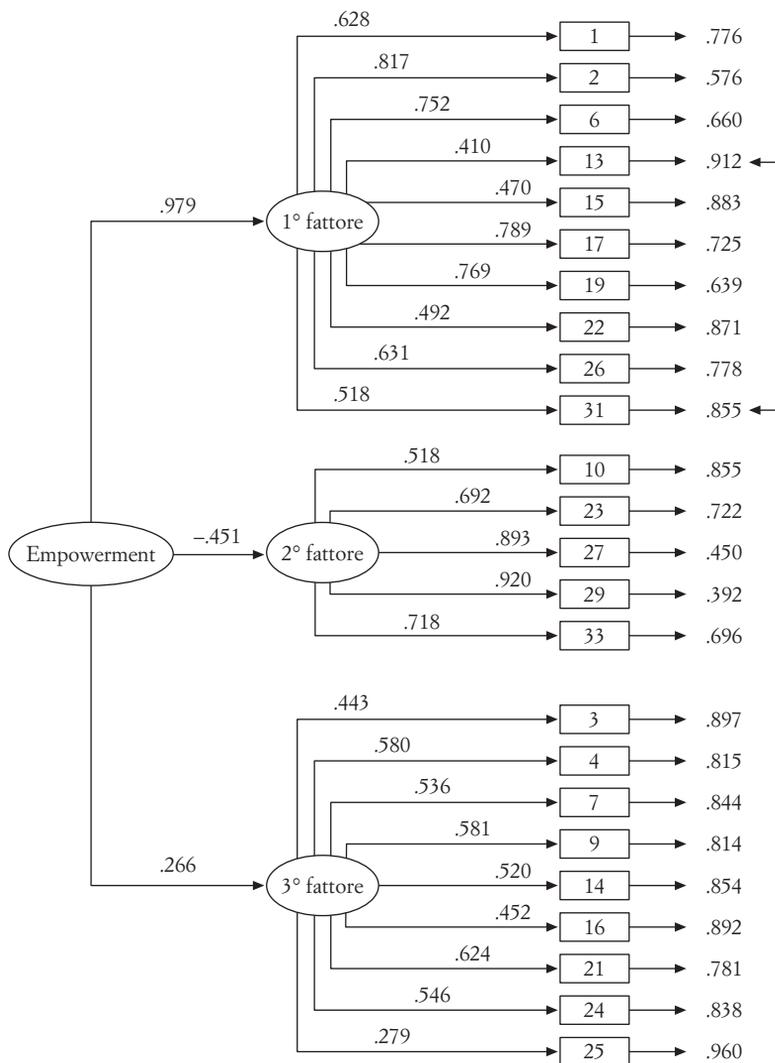
Anche l'analisi fattoriale esplorativa condotta sul secondo campione evidenzia la presenza di 3 fattori⁵, che in seguito alla rotazione spiegano rispettivamente il 16,8%, il 12,2% e il 10,5% di varianza. La varianza spiegata complessivamente dai tre fattori è pari al 39,5%. Tutti gli item mostrano le saturazioni più elevate sul fattore previsto. Le saturazioni secondarie sono tutte inferiori a .17. I valori dei coefficienti di congruenza di Tucker calcolati sui tre fattori risultano tutti elevati: .98, per il primo fattore, .97 per il secondo e .96 per il terzo fattore, fornendo la conferma empirica di una sostanziale replicabilità della soluzione fattoriale nel secondo campione (Cattell, 1978).

L'analisi fattoriale confermativa, effettuata sui 24 item che compongono la versione finale dello strumento, evidenzia un buon adattamento del modello teorico ai dati empirici. Il χ^2 è significativo [$(\chi^2(248, N=262)=457.91, p<.001]$, ma questo risultato può essere, almeno in parte, influenzato dalla numerosità del campione ($n>200$). Il rapporto tra chi quadro e gradi di libertà ($\chi^2/df=1.75$) indica un buon adattamento del modello ai dati empirici (Carmines e McIver, 1981). Anche gli altri indici di *fit* alternativi al chi quadro forniscono, nel complesso, la conferma empirica di una corrispondenza accettabile tra il modello teorico e i dati osservati: SRMR=.064; CFI=.905; RMSEA=.057 (.049; .065)⁶.

Le saturazioni delle variabili osservate sui rispettivi fattori di primo ordine sono tutte statisticamente significative e variano da .28 a .92 ($M=.58, ds=.19$). Le saturazioni dei fattori di primo ordine sul fat-

⁵ Di seguito sono riportati i primi dieci autovalori, calcolati sulla matrice delle correlazioni ridotta: 5.494, 2.920, 1.862, 1.232, .670, .565, .534, .480, .394, .368.

⁶ Il test dei moltiplicatori di Lagrange ha suggerito di liberare il parametro relativo alla correlazione tra i residui degli item 13 e 31. Da un punto di vista statistico stimare questo parametro determina un miglioramento nel *fit* del modello [$\Delta\chi^2(1, n=229)=64.59, p<.001]$. La correlazione tra i due residui è piuttosto elevata e statisticamente significativa: $r_{13, 31}=.511$ ($p<.001$). Ciò probabilmente è la conseguenza di un certo grado di ridondanza nel contenuto dei due item, che condividono simili significati e si somigliano molto nel modo in cui sono stati formulati. Gli indici di *fit* riportati nel testo fanno riferimento al modello in cui viene stimata la correlazione tra i residui dei due item.



χ^2 (248, N = 262) = 457.91, $p < .01$; CFI = .905; SRMR = .064; RMSEA = .057 (.049, .065).

FIG. 1. Il primo fattore «capacità di porsi e di perseguire obiettivi» è composto da 10 item; il secondo fattore «interesse sociopolitico» è composto da 5 item; il terzo fattore «mancanza di fiducia in se stessi e nel futuro» è composto da 9 item.

tore di secondo ordine sono tutte statisticamente significative e variano da .27 a .98 ($M = .57$, $ds = .37$). In figura I vengono riportati gli indici di *fit* e i parametri del modello.

Attendibilità

Anche nel secondo campione i coefficienti alpha di Cronbach assumono un valore consistente con i criteri standard, supportando pienamente la coerenza interna dello strumento: .82 per il primo fattore, .86 per il secondo e .74 per il terzo fattore. Le correlazioni medie item-totale corrette sono risultate pari a .56 ($ds=.07$) per il primo fattore, a .69 ($ds=.11$) per il secondo fattore ed a .43 ($ds=.07$) per il terzo fattore.

Validità di costrutto

Big Five Questionnaire. Il fattore «Capacità di porsi e perseguire obiettivi» risulta correlato soprattutto con le dimensioni dell'Energia ($r=.36, p<.001$) e della Coscienziosità ($r=.28, p<.001$). Il fattore «Interesse socio-politico» risulta correlato principalmente con la dimensione dell'Apertura Mentale ($r=.34, p<.001$). Il fattore «Mancanza di speranza e di fiducia» risulta negativamente correlato soprattutto con le dimensioni dell'Energia ($r=-.30, p<.001$), della Coscienziosità ($r=-.29, p<.001$) e della Stabilità Emotiva ($r=-.34, p<.001$).

Autoefficacia sociale percepita. Le correlazioni con la scala di Autoefficacia sociale percepita sono rispettivamente di .38 ($p<.001$) per il fattore «Capacità di porsi e perseguire obiettivi», di .27 ($p<.001$) per il fattore «Interesse socio-politico» e di $-.39$ ($p<.001$) per il fattore «Mancanza di speranza e di fiducia». Il primo ed il terzo fattore della scala EMPO mostrano una correlazione simile con la scala di autoefficacia, ma condividono con essa una porzione di varianza in larga parte non sovrapponibile. La correlazione parziale tra il fattore «Capacità di porsi e perseguire obiettivi» e la scala di autoefficacia (mantenendo costante il fattore «Mancanza di speranza e di fiducia») è pari a .24 ($p<.001$); la correlazione parziale tra il fattore «Mancanza di speranza e di fiducia» e la scala di autoefficacia (mantenendo costante il fattore «Capacità di porsi e perseguire obiettivi») è pari a $-.29$ ($p<.001$).

Ottimismo/Cinismo Politico. La scala è stata utilizzata in forma positiva, con punteggi elevati che indicano un maggior livello di ottimismo politico. Le correlazioni con la scala sono pari rispettivamente a .17 ($p<.01$) per il fattore «Capacità di porsi e perseguire obiettivi», di .43 ($p<.001$) per il fattore «Interesse socio-politico» e di $-.19$ ($p<.001$) per il fattore «Mancanza di speranza e di fiducia».

TAB. 2. *Correlazioni tra le tre dimensioni della EMPO e le altre variabili prese in esame*

	Empowerment Socio-Politico		
	Capacità di porsi e perseguire obiettivi	Interesse socio-politico	Mancanza di fiducia in se stessi e nel futuro
Energia	.357***	.083	-.303***
Amicalità	-.014	.118	-.189*
Coscienziosità	.276***	-.055	-.293***
Stabilità emotiva	.233***	-.145	-.335***
Apertura Mentale	.183*	.338***	-.148*
Autoefficacia sociale	.375***	.268***	-.389***
Ottimismo/cinismo	.166**	.432***	-.190**
Empowerment lavorativo	.551***	.025	-.407***

Note: *** $p < .001$; ** $p < .01$; * $p < .05$.

L'empowerment psicologico personale percepito. Le correlazioni con la scala di Spreitzer (1995) sono rispettivamente di .55 ($p < .001$) per il fattore «Capacità di porsi e perseguire obiettivi», di .03 ($p = .88$) per il fattore «Interesse socio-politico» e di -.41 ($p < .001$) per il fattore «Mancanza di speranza e di fiducia».

La tabella 2 presenta il quadro completo delle correlazioni tra le tre dimensioni della scala EMPO e le altre variabili prese in esame.

Validità di criterio

Partecipazione politica. La categoria di riferimento («attivisti») è stata messa a confronto con le altre due modalità che caratterizzano la variabile dipendente: (1) disinteressati *vs.* attivisti (2) interessati *vs.* attivisti⁷. Come atteso, per entrambi i confronti l'unica dimensione che fornisce un impatto significativo è «l'interesse socio-politico». In sintesi, punteggi elevati sulla scala sono associati ad una maggiore probabilità di appartenere alla categoria «attivisti», sia rispetto alla categoria «disinteressati» ($OR_1 = .21$, $p < .001$) che rispetto alla categoria «interessati» ($OR_2 = .55$, $p < .01$). I coefficienti associati alle dimensioni «Capacità di porsi e perseguire obiettivi» ($OR_1 = 1.58$, $p = .26$; $OR_2 = 1.31$, $p = .45$) e «Mancanza di speranza e di fiducia» ($OR_1 = 1.05$, $p = .89$; $OR_2 = 1.27$, $p = .38$) non sono risultati statisticamente significativi per nessuno dei due confronti: al variare dei punteggi sulle due

⁷ Nei due confronti, gli *odds* (o rapporti di probabilità) (Corbetta, 1992) si riferiscono al rapporto tra le probabilità di appartenere alle categorie «disinteressati» e «interessati» (codificate entrambe con 1), e la probabilità di appartenere alla categoria «attivisti», codificata con 0.

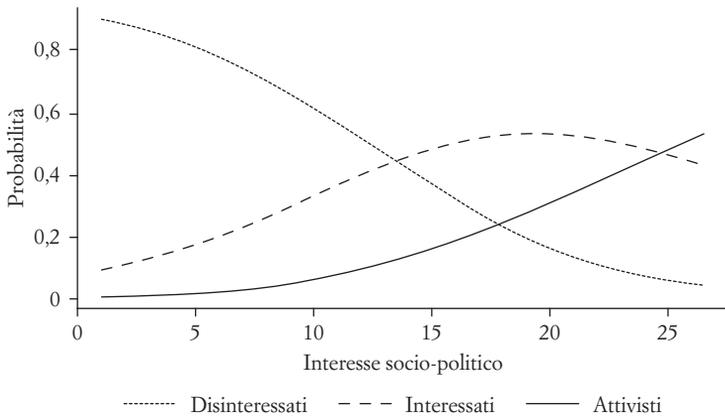


FIG. 2. Probabilità prevista di appartenenza alle tre categorie in funzione dei punteggi sulla scala di «Interesse socio-politico».

scale non cambia, dunque, la probabilità di appartenere alle categorie esaminate. La figura 2 mostra l'andamento della probabilità prevista di appartenenza alle tre categorie in funzione dei punteggi sulla scala di «Interesse socio-politico».

Statistiche descrittive, differenze di genere e di età

L'età non evidenzia correlazioni significative con le tre dimensioni della scala EMPO. I coefficienti di correlazione di Pearson sono pari a $-.07$ ($p=.31$) per il fattore «Capacità di porsi e perseguire obiettivi», a $.01$ ($p=.94$) per il fattore «Interesse socio-politico» ed a $.10$ ($p=.13$) per il fattore «Mancanza di speranza e di fiducia». I coefficienti di correlazione punto-biseriali con il genere sono rispettivamente di $-.11$ ($p=.09$) per il fattore «Capacità di porsi e perseguire obiettivi», di $-.04$ ($p=.57$) per il fattore «Interesse socio-politico» e di $.26$ ($p<.001$) per il fattore «Mancanza di speranza e di fiducia». Solo rispetto a quest'ultimo fattore emerge una differenza statisticamente significativa con le donne (codificate con 1) che mostrano una maggiore mancanza di speranza e di fiducia e, dunque, un livello di *empowerment* più basso degli uomini (codificati con 0).

TAB. 3. Punteggi medi nei tre fattori dell'empowerment e sull'intera scala

	Obiettivi	Politica	Sfiducia	Totale
Maschi	2.83	3.78	2.40	3.69
Femmine	2.68	3.52	2.67	3.48
Età 18-25	2.79	3.56	2.45	3.61
Età 26-40	2.74	3.69	2.49	3.61
Età 41-61	2.74	3.67	2.66	3.53
Non interessati alla politica	2.75	2.83	2.36	3.48
Interessati alla politica	2.84	4.12	2.47	3.74
Attivisti	2.89	4.82	2.27	3.98

Nota: Il totale della scala è stato calcolato codificando al positivo gli item appartenenti al terzo fattore. Le medie per la variabile partecipazione politica sono state calcolate solo per il campione del secondo studio.

CONCLUSIONI

I risultati della presente ricerca indicano che la scala *EMPO* da noi elaborata, in linea con quanto ipotizzato, misura tre distinte dimensioni dell'*empowerment*. Le tre dimensioni risultano essere: 1) la capacità di porsi obiettivi e di raggiungerli in modo efficace, 2) la mancanza di speranza e di fiducia e 3) l'interesse verso questioni sociopolitiche e l'atteggiamento verso le attività di partecipazione politica. La struttura tridimensionale dello strumento emerge in due diversi studi, condotti su campioni indipendenti. Come emerso dall'analisi fattoriale confermativa condotta nel secondo studio, ed in linea con quanto affermato da altri autori (es. Spreitzer, 1995), le tre dimensioni contribuiscono alla formazione di un costrutto più ampio, che abbiamo definito *empowerment* personale e politico. Di conseguenza, le dimensioni che compongono la scala possono essere considerate anche in forma aggregata, per fornire una misura totale di *empowerment* personale e politico.

La struttura fattoriale e i coefficienti alpha di Cronbach supportano pienamente la validità interna e l'attendibilità dello strumento. Il *pattern* delle correlazioni con gli altri strumenti presi in esame, quali il BFQ, l'autoefficacia sociale percepita, l'ottimismo/cinismo e la scala di Spreitzer (1995), risulta consistente con le relazioni teoriche tra i costrutti sottostanti, supportando la validità di costrutto della scala. La validità di criterio della dimensione «Interesse socio-politico» viene supportata dalla relazione con un criterio esterno, relativo al grado di interesse e coinvolgimento nel contesto politico. Sarebbe interessante, in futuro, verificare se il grado di *empowerment* personale e politico si differenzi tra elettori e militanti di diversi schieramenti politici che enfatizzano in maniera diversa la partecipazione politica diretta. Per quanto concerne la relazione con le variabili strutturali, l'età non presenta differenze significative in nessuno dei tre fattori. Relativamente

al genere si evidenzia invece una differenza statisticamente significativa nel fattore «Mancanza di speranza e di fiducia». Le donne, infatti, mostrano livelli di *empowerment* più bassi rispetto agli uomini, come emerge anche da altre indagini (Francescato *et al.*, 1997). Ulteriori studi dovrebbero approfondire se le differenze di genere emergono con pari intensità nei soggetti che presentano un'elevata esperienza di partecipazione politica.

Inoltre, sarebbe interessante verificare se il livello dell'*empowerment* personale e politico vari in funzione di altre variabili, come, ad esempio, la dimensione della città di residenza; è plausibile infatti che nelle città di piccole dimensioni sia più facile partecipare attivamente alla politica e che i cittadini abbiano, di conseguenza, maggiori livelli di *empowerment* personale e politico.

Infine, future ricerche potrebbero indagare ulteriormente la validità convergente della scala di *empowerment*, esaminando la relazione con gli altri strumenti presenti in letteratura, volti a misurare le varie dimensioni del medesimo costrutto.

BIBLIOGRAFIA

- AMERIO P. (2000). *Psicologia di comunità*. Bologna: Il Mulino.
- BANDURA A. (2000). Social cognitive theory: An agentic perspective. *Annual Review of Psychology*, 52, 1-26.
- BANKS R., BATES I., BREAKWELL G., BYNNER J., EMLER N., JAMIESON L., ROBERTS K. (1992). *Careers and identities*. Boston, MA: McGraw-Hill – Open University Press.
- BENTLER P.M. (2003). *EQS 6 Structural Equations Program Manual*. Encino, CA: Multivariate Software, Inc.
- BRUSCAGLIONI M., GHENO S. (2000). *Il gusto del potere: empowerment di persone ed azienda*. Milano: Franco Angeli.
- CAPRARA G.V. (2001). *La valutazione dell'autoefficacia. Interventi e contesti culturali*. Trento: Erikson.
- CAPRARA G.V., BARBARANELLI C., BORGOGNI L. (2000). *BFQ: Big Five Questionnaire – Manuale*. Firenze: Organizzazioni Speciali.
- CARMINES E., MCIVER J. (1981). Analyzing models with unobserved variables: Analysis of covariance structures. in G. Bohrnstedt, E. Borgatta (eds.), *Social Measurement*. Beverly Hills, CA: Sage.
- CATTELL R.B. (1966). The scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1, 140-161.
- CATTELL R.B. (1978). *The Scientific use of factor analysis*. New York: Plenum Press.
- COHEN A., VIGODA E., SAMORLY A. (2001). Analysis of the mediating effect of personal-psychological variables on relationships between socio-economic status and political participation: A structural equations framework. *Political Psychology*, 122, 727-757.
- COMREY A.L. (1988). Factor-analytic methods of scale development in personality and clinical psychology. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 56, 754-761.

- CONVERSO D., PICCARDO C. (2003). *Il profitto dell'empowerment*. Milano: Raffaello Cortina.
- CORBETTA P.G. (1992). *Metodi di analisi multivariata per le scienze sociali*. Bologna: Il Mulino.
- DUNN G., EVERITT B., PICKLES A. (1993). *Modelling covariances and latent variables using EQS*. London: Chapman & Hall.
- FABRIGAR L.R., WEGENER D.T., MACCALLUM R.C., STRAHAN E.J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis. *Psychological Research. Psychological Methods*, 4, 272-299.
- FRANCESCATO D., ANDÒ M., FODDIS A., MEBANE M., TOMAI M. (2003). Percorsi di vita di ragazzi e ragazze che hanno abbandonato precocemente gli studi. *Psicologia dell'Educazione e della Formazione*, 5, 345-363.
- FRANCESCATO D., BURATTINI M. (cura di) (1997). *Rapporto tecnico. Empowerment e contesti psicoambientali di donne e uomini d'oggi*. Roma: Aracne Editrice.
- FRANCESCATO D., PERUGINI M. (1997). Definizione delle dimensioni fattoriali del questionario e validazione della scala di empowerment, in D. Francescato, M. Burattini (a cura di), *Empowerment e contesti psicoambientali di donne e uomini d'oggi*. Roma: Aracne Editrice, pp. 25-46.
- FRANCESCATO D., ROSA V., PELLEGRINI S. (1997). Empowerment and change among women working in public and private sector organizations. *Quaderni di Psicologia del Lavoro*, 5, 89-97.
- FRANCESCATO D., TOMAI M., GHIRELLI G. (2002). *Fondamenti di psicologia di comunità. Principi, strumenti, ambiti di applicazione*. Roma: Carocci.
- GRIFFIN G. (1991). *Toward a community of learning: The preparation and continuing education of teachers*. East Lansing, MI: Holmes Group.
- HARDY C., LEIBA O'SULLIVAN S. (1998). The power behind empowerment: Implications for research and practice. *Human Relations*, 4, 451-483.
- HARMAN H.H. (1976). *Modern factor analysis* (3rd ed.). Chicago, IL: University of Chicago Press.
- KIEFFER C. (1982). The emergence of empowerment: The development of participatory competence among individuals in citizen organization. *Division of Community Psychology Newsletter*, 2, 13-14.
- KLINE P. (1997). *Guida facile all'Analisi Fattoriale*. Roma: Astrolabio.
- KONZACK L.J., STELLY D.J., TRUSTY M.L. (2000). Defining and measuring empowering leader behaviors: Development of an upward feedback instrument. *Educational and Psychological Measurement*, 60, 301-313.
- LESLIE D.R., HOLZHALB C.M., HOLLAND T.P. (1998). Measuring staff empowerment: Development of a Worker Empowerment Scale. *Research on Social Work Practice*, 8, 212-222.
- LONG, S. (1997). *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- MANNARINI T. (2004) *Comunità e partecipazione. Prospettive psicosociali*. Milano: Franco Angeli.
- MCWHIRTER E. (1991). Empowerment in counseling. *Journal of Counseling and Development*, 69, 222-227.
- MENON S.T. (2001). Employee empowerment: An integrative psychological approach. *Applied Psychology: An International Review*, 50, 153-180.
- NEALE J.M., LIEBERT R.M. (1986). *Science and behavior: An introduction to methods of research* (3rd ed.). Englewood Cliffs, N.J.: Prentice-Hall.
- NUNNALLY J.C., BERNSTEIN I. H. (1994). *Psychometric theory* (3rd ed.). Boston, MA: McGraw-Hill.
- ORFORD J. (1992). *Psicologia di comunità*. Milano: Franco Angeli.

- PEDRABISSI L., SANTINELLO M. (1997). *I test psicologici: teorie e tecniche*. Bologna: Il Mulino.
- RAPPAPORT J. (1987). Terms of empowerment/exemplars of prevention: Toward a theory of community psychology. *American Journal of Community Psychology*, 15, 121-144.
- ROTTER J.B. (1966). Generalized expectations for internal versus external control of reinforcement. *Psychological Monographs*, 80, 1-28.
- RUBINI M., PALMONARI A. (1995). Orientamenti verso le autorità formali e partecipazione politica degli adolescenti. *Giornale Italiano di Psicologia*, 5, 757-775.
- SCHWARZER R., JERUSALEM M. (1995). Generalized self-efficacy scale. In J. Weinman, S. Wright, M. Johnston (eds.), *Measures in health psychology: A user's portfolio. Causal and control beliefs*. Windsor: NFER-NELSON, pp. 35-37.
- SELIGMAN M.E.P. (1975). *Helplessness. On depression, development, and death*. San Francisco, CA: Freeman.
- SHORT P.M., RINEHART J.S. (1992). School Participant Empowerment Scale: Assessment of level of empowerment within the school environment. *Educational and Psychological Measurement*, 52, 951-961.
- SPEER P.W., PETERSON N.A. (2000). Psychometric properties of an empowerment scale: Testing cognitive, emotional and behavioral domains. *Social Work Research*, 24, 109-118.
- SPREITZER G. (1995). Psychological empowerment in the workplace: Dimensions, measurement, and validation. *Academy of Management Journal*, 38, 1442-62.
- THOMAS K., VELTHOUSE B. (1990). Cognitive elements of empowerment: An «interpretive» model of intrinsic task motivation. *Academy of Management Review*, 15, 666-681.
- TUCKER L.R. (1951). A method for synthesis of factor analysis studies. *Personnel Research Section Report*, 984. Washington, D.C: Department of the Army.
- ZANI B., PALMONARI A. (1996). *Manuale di psicologia di comunità*. Bologna: Il Mulino.
- ZIMMERMAN M. (1990). Taking aim on empowerment research: On the distinction between individual and psychological empowerment. *American Journal of Community Psychology*, 18, 169-177.
- ZIMMERMAN M.A. (1995). Psychological empowerment: Issues and illustrations. *American Journal of Community Psychology*, 23, 581-599.
- ZIMMERMAN M.A. (2000). Empowerment theory: Psychological, organizational, and community levels of analysis. In J. Rappaport, E. Seldman (eds.), *Handbook of community psychology*. New York: Plenum.
- ZIMMERMAN M.A., ISRAEL B.B., SCHULTZ A., CHECKOWAY B. (1992). Further explorations in empowerment theory: An empirical analysis of psychological empowerment. *American Journal of Community Psychology*, 19, 707-727.
- ZIMMERMAN M., RAPPAPORT J. (1988). Citizen participation, perceived control, and psychological empowerment. *American Journal of Community Psychology*, 16, 725-750.

[Ricevuto il 26 gennaio 2004]

[Accettato il 16 ottobre 2005]

Summary. This article reports the results of two studies that were conducted to develop and validate a scale that measures three dimensions of psychological *empowerment*, identified by work and community psychology researchers: 1) capacity to set objectives and achieve them effectively; 2) learned hopelessness; 3) sociopolitical interest. In the first study, factor analyses were conducted with 300 Ss to evaluate the internal structure of the scale. Confirmatory factor analyses were carried out in a second study (with 229 Ss), which also explored the construct validity and the discriminant validity of the scale. Results confirm the three-dimensional structure of the scale. Reliability coefficients for the subscales ranged from .072 to 0.86. The results of correlational analyses supported the construct validity of the scale. Finally the subscale that measures sociopolitical interest discriminated among three groups, with different degrees of political involvement.

La corrispondenza va inviata a Donata Francescato, Facoltà di Psicologia 1, Università di Roma «La Sapienza», via dei Marsi 78, 00185 Roma, e-mail: donata.francescato@uniroma1.it

