

# Caratteristiche psicométriche di una scala breve per la misura della *job insecurity*: uno studio cross-culturale europeo

di Antonio Chirumbolo\*, Johnny Hellgren\*\*, Hans De Witte\*\*\*,  
Soerd Goslinga\*\*\*\*, Katharina Näswall\*\*\*\*\*<sup>†</sup>, Magnus Sverke\*\*

Il tema dell'insicurezza lavorativa diventa sempre più rilevante in relazione al crescente livello di flessibilizzazione del mercato del lavoro. Gli studi empirici mostrano come più alti livelli di *job insecurity* siano associati a peggiori condizioni di salute fisica e psicologica e ad atteggiamenti organizzativi più negativi. In questo articolo viene presentato uno studio di validazione cross-culturale di una breve misura della *job insecurity*. I dati sono stati raccolti in quattro paesi europei: Belgio, Italia, Olanda e Svezia. I risultati evidenziano come, in tutti e quattro i campioni, la scala sia attendibile, uni-dimensionale e valida rispetto ad un criterio esterno di riferimento come la soddisfazione lavorativa.

Parole chiave: *job insecurity*, *analisi fattoriale confermativa multi-gruppo*, *attendibilità*, *validità di criterio*.

La problematica dell'insicurezza lavorativa sta diventando sempre più rilevante in seguito alla crescente flessibilizzazione del mercato del lavoro. L'internazionalizzazione dei mercati, la forte concorrenza, i frequenti cambiamenti organizzativi allo scopo di mantenere o aumentare la competitività in uno scenario in continuo mutamento (ad esempio fusioni, ristrutturazioni, ridimensionamenti ecc.) hanno aumentato per molte persone il senso d'insicurezza e di precarietà rispetto al proprio lavoro. Le conseguenze delle recenti problematiche legate alla flessibilizzazione hanno ampie ripercussioni di carattere psicologico, sociale e organizzativo (De Witte, 2005; Hartley *et al.*, 1991; Sverke, Hellgren, 2002; Sverke *et al.*, 2004), e anche nel nostro paese ci si è ultimamente sempre più interrogati sugli effetti psicosociali della *job insecurity* (Chirumbolo, 2003; Zuffo, Kaneklin, 2006) e sul "costo umano" della flessibilità, del precariato e del lavoro atipico (Callea, 2011; Ferrari, Veglio, 2006; Gallino, 2001, 2007; Sarchielli, Mandrioli, Palmonari, 2006).

La ricerca ha da tempo studiato gli effetti di tali conseguenze. I principali risultati scientifici convergono nell'indicare come l'insicurezza lavorativa sia de-

\* Sapienza Università di Roma.

\*\* Università di Stoccolma.

\*\*\* Università Cattolica di Leuven, Belgio.

\*\*\*\* Belastingdienst/FIOD-ECD, Olanda.

\*\*\*\*\* Università di Canterbury, Nuova Zelanda.

letteria sia per l'individuo che per l'organizzazione (per una rassegna si vedano De Witte, 2005; Sverke, Hellgren, 2002; Sverke, Hellgren, Näswall, 2006; per una meta-analisi si vedano Cheng, Chan, 2008; Sverke, Hellgren, Näswall, 2002). Infatti, maggiori livelli di insicurezza sono generalmente associati a peggiori condizioni di salute psicologica e fisica (ad esempio Ashford, Lee, Bobko, 1989; Barling, Kelloway, 1996; Chirumbolo, Hellgren, 2003; De Witte, 1999; D'Souza *et al.*, 2003; Ferrie *et al.*, 2002; Hellgren, Sverke, 2003; Hellgren, Sverke, Isaksson, 1999; Platt, Pavis, Akram, 1999; Roskies, Louis-Guerin, 1990; Strazdins *et al.*, 2004), a minore autostima (Kinnunen, Feldt, Mauno, 2003), a minore soddisfazione di vita (De Cuyper, De Witte, 2006; Lim, 1996) e a relazioni familiari conflittuali e deteriorate (Larson, Wilson, Beley, 1994).

A livello organizzativo, l'insicurezza lavorativa è associata a comportamenti e atteggiamenti più negativi nei riguardi del lavoro e dell'organizzazione, come minore soddisfazione lavorativa e *commitment* organizzativo (Ashford, Lee, Bobko, 1989; Chirumbolo, Hellgren, 2003; Davy, Kinicki, Scheck, 1997; Lim, 1996; Hellgren, Sverke, Isaksson, 1999; Rosenblatt, Ruvio, 1996), maggiori comportamenti devianti e controproduttivi (ad esempio assenteismo, ritardi ecc.; cfr. Lim, 1996; Chirumbolo, Areni, 2005; Probst, 2002; Reisel *et al.*, 2010), intenzione di abbandonare l'organizzazione (Dekker, Schaufeli, 1995), peggiori prestazioni lavorative (Chirumbolo, Areni, 2010; De Cuyper, De Witte, 2006), minore cittadinanza organizzativa (Reisel *et al.*, 2010), minore *work engagement* (Mauno, Kinnunen, Ruokolainen, 2007; Vander Elst *et al.*, 2010).

Nel corso degli ultimi decenni, il costrutto di *job insecurity* è stato concettualizzato in maniera differente, e le diverse misure impiegate dagli studi empirici riflettono in buona parte queste diverse operazionalizzazioni. Inizialmente, misure di sicurezza lavorativa erano spesso inserite all'interno di inventari più ampi che valutavano il clima organizzativo e la soddisfazione lavorativa (ad esempio Hackman, Oldham, 1975; Ivancevic, 1974). Mentre lo studio di Caplan e colleghi (1975) è stato forse il primo ad impiegare una misura multi-item dell'insicurezza lavorativa, tuttavia è solo con il fondamentale lavoro di Greenhalg e Rosenblatt (1984) che la ricerca sull'insicurezza lavorativa comincia ad assumere rilevanza e sistematicità scientifica (per un'evoluzione storica del concetto di *job insecurity* si veda anche Greenhalg e Rosenblatt, 2010).

In genere, le definizioni di *job insecurity* presenti in letteratura implicano almeno due dimensioni del costrutto: una affettiva e una cognitiva (cfr. Sverke *et al.*, 2004). La prima, e più importante, si riferisce al sentimento di ansia e preoccupazione circa il futuro del proprio posto di lavoro (*anxiety, fear, worry*). La seconda fa riferimento, invece, alla probabilità percepita che si realizzi la minaccia della perdita del proprio lavoro (*perceived probability*). Ancora oggi, tuttavia, non vi è un consenso unanime sulla misura della *job insecurity*. Spesso ci si imbatte sia in misure a singolo item che in misure multi-item. Inoltre, a seconda delle diverse operazionalizzazioni, di solito è possibile distin-

guere scale unidimensionali, che misurano con un unico punteggio il livello *globale* della *job insecurity* affettiva e/o cognitiva (ad esempio Mohr, 2000; Johnson, Messe, Crano, 1984; Sverke *et al.*, 2004), e misure multidimensionali (ad esempio Ashford, Lee, Bobko, 1989; Greenhalg, Rosenblatt, 1984; Hellgren, Sverke, Isaksson, 1999, Riesel, Banai, 2002), che invece cercano di distinguere gli aspetti legati alla “preoccupazione” e alla “probabilità” della perdita del proprio lavoro dagli aspetti relativi alla perdita di importanti aspetti del lavoro stesso (ad esempio dequalificazione del ruolo, perdita di mansioni, riduzione del salario, mancanza di possibilità di carriera). Quest’ultimo aspetto viene anche spesso indicato come *job insecurity qualitativa* (Hellgren, Sverke, Isaksson, 1999).

Un’ulteriore differenziazione presente in letteratura è quella tra *job insecurity* “oggettiva” e “soggettiva” (De Witte, Naswall, 2003; Klandermans, Van Vuuren, 1999). Mentre la prima si riferisce ad una situazione obiettivamente a rischio, come avere un impiego saltuario o a tempo determinato, oppure far parte di un’organizzazione in corso di ristrutturazione o dismissione, la seconda fa riferimento alle percezioni individuali e ai sentimenti di preoccupazione che il proprio posto di lavoro sia a rischio. Questi due aspetti non sempre si sovrappongono l’uno con l’altro, e senz’ombra di dubbio gli psicologi concordano nel ritenere che l’insicurezza lavorativa sia un’esperienza soggettiva basata sulla percezione e l’interpretazione del proprio ambiente di lavoro e delle sue dinamiche (Sverke, Hellgren, 2002). Le ricerche empiriche, infatti, evidenziano come individui pur nella stessa situazione “oggettiva” percepiscano in realtà diversi livelli di incertezza (Klandermans, Van Vuuren, 1999). Dal punto di vista psicologico, quindi, la *job insecurity* è un concetto distinto dal semplice precariato: non corrisponde *tout court* con il lavoro a tempo determinato o part-time, né tantomeno con la disoccupazione (Sverke *et al.*, 2004). Di fatto, elevati livelli di *job insecurity* (e soprattutto le sue conseguenze) possono essere sperimentati anche da individui “oggettivamente” sicuri, ovvero con una occupazione a tempo indeterminato e a tempo pieno (De Witte, Naswall, 2003).

## I Obiettivi dello studio

In questo contributo, viene presentata una breve scala di cinque item per la misura globale e unidimensionale della *job insecurity*, definita come percezione e preoccupazione di poter mantenere il proprio posto di lavoro (Sverke, Hellgren, 2002). Questa scala è composta da cinque item rielaborati e ri-adattati a partire dalla letteratura di riferimento (Ashford, Lee, Bobko, 1989; De Witte, 2000; Hellgren, Sverke, Isaksson, 1999). Gli item, riportati in Appendice, prendono in considerazione gli aspetti affettivi e cognitivi della *job insecurity*, quindi relativi ad ansia o paura di perdere il posto di lavoro (ad esempio “Ho paura di essere

licenziato") e alla cognizione di perdere il posto di lavoro (ad esempio "Penso che possano licenziarmi in un prossimo futuro").

L'obiettivo del presente lavoro è quello di indagare le caratteristiche psicometriche di questa breve scala, testandone la dimensionalità, l'attendibilità e la validità di criterio. Come variabile-criterio per la validazione della scala è stata scelta la soddisfazione lavorativa. La relazione tra insicurezza lavorativa e soddisfazione lavorativa è tra quelle storicamente più studiate, stabili e attestate in letteratura. I risultati di due meta-analisi confermano l'esistenza di una generale, moderata, relazione negativa tra i due costrutti (Chen, Chang, 2008; Sverke, Hellgren, Näswall, 2002). Da un punto di vista teorico, la soddisfazione lavorativa è considerata come un *outcome* dell'insicurezza (cfr. Ashford, Lee, Bobko, 1989; Davy, Kinicki Scheck, 1997; Rosenblatt, Ruvio, 1996; Sverke, Hellgren, 2002); tuttavia, in alcuni studi è anche concettualizzata come mediatore nella relazione tra insicurezza e altri *outcomes* (cfr. Chirumbolo, Hellgren, 2003; Reisel *et al.*, 2010). Quindi, affinché la scala proposta dimostri validità di criterio, ci si attende una correlazione negativa con la soddisfazione lavorativa al netto delle variabili socio-demografiche. La ricerca è stata condotta utilizzando campioni di quattro paesi europei: Belgio, Italia, Olanda e Svezia.

## 2 Metodo

### 2.1. Partecipanti

*Belgio.* Il campione belga è costituito da 1.120 partecipanti di età media pari a 37 anni (con un range che va da 18 a 62 anni), in maggioranza uomini (65,3%). Per ciò che riguarda l'occupazione il 35,6% è composto da operai ("tute blu"), il 35,6% da impiegati ("colletti bianchi"), il 17% da tecnici e *professionals* e il 10,8% da manager. Per ciò che riguarda il livello d'istruzione, circa il 22,3% ha seguito le scuole dell'obbligo, mentre il 40,6% le scuole superiori e il 34,7% studi universitari. Il 90% ha un lavoro a tempo pieno e il 94% un lavoro a tempo indeterminato. I partecipanti belgi sono stati contattati mediante un sondaggio postale e provenivano da tre diverse regioni del paese (Fiandre, Vallonia e area urbana di Bruxelles). Le lingue impiegate erano quindi due, francese e fiammingo, a seconda delle regioni implicate. Inizialmente è stato selezionato un campione rappresentativo di aziende con almeno cinque dipendenti; tra le 439 aziende contattate, 116 hanno acconsentito a partecipare alla ricerca. In totale, sono stati inviati 3.003 questionari; di questi ne sono stati restituiti 1.120 questionari validi con un tasso di risposta del 37%.

*Italia.* Il campione italiano è costituito da 476 partecipanti di età media pari a 38,7 anni (con un range che va da 19 a 64 anni), in maggioranza uomini (67,5%). Per ciò che riguarda l'occupazione, il 26,4% è composto da operai ("tute blu"),

il 41,7% da impiegati (“colletti bianchi”), il 16,8% da tecnici e *professionals* e il 5,4% da manager. Per ciò che riguarda il livello d’istruzione, circa il 30,5% ha seguito le scuole dell’obbligo, mentre il 58,3% le scuole superiori e il 11,2% studi universitari. Il 93,4% ha un lavoro a tempo pieno e il 77% un lavoro a tempo indeterminato (tuttavia il 13,4% ha omesso di riportare questa informazione). Il campione italiano è stato contattato nei luoghi di lavoro da intervistatori qualificati e i partecipanti hanno risposto al questionario individualmente o in piccoli gruppi. In totale, sono stati distribuiti 865 questionari di cui ne sono ritornati 476 validi con un tasso di risposta del 55% circa.

*Olanda.* Il campione olandese è costituito da 799 partecipanti di età media pari a 47,5 anni (con un range che va da 16 a 85 anni), in maggioranza uomini (75%). Per ciò che riguarda l’occupazione, il 47% è composto da operai (“tute blu”), l’8% da impiegati (“colletti bianchi”), il 45% da tecnici e *professionals*. Per ciò che riguarda il livello d’istruzione, circa il 55% ha seguito le scuole dell’obbligo, mentre il 40% le scuole superiori e il 5% studi universitari. L’80% ha un lavoro a tempo pieno e il 90% un lavoro a tempo indeterminato. Il campione olandese appartiene a un panel longitudinale condotto, attraverso interviste telefoniche, dalla Vrije Universiteit per conto del sindacato olandese CNV. Su un totale di 1.590 partecipanti totali del panel, il campione che ha preso parte al presente studio è di 799 con un tasso di risposta del 50% circa.

*Svezia.* Il campione svedese è costituito da 1.923 partecipanti di età media pari a 45 anni (con un range che va da 19 a 75 anni), in maggioranza donne (78%). Per ciò che riguarda il livello d’istruzione, circa il 14% ha seguito le scuole dell’obbligo, mentre il 53% le scuole superiori e il 7% studi universitari. Il 53% ha un lavoro a tempo parziale e il 93% un lavoro a tempo indeterminato. I partecipanti sono un campione rappresentativo casuale di lavoratori delle municipalità svedesi intervistati attraverso un sondaggio postale. Da una popolazione di 370.590 unità sono stati selezionati casualmente 2.564 cui è stato inviato il questionario al proprio indirizzo di casa. In totale, i questionari validi sono risultati essere 1.923 con un tasso di risposta del 75% circa.

## 2.2. Strumenti e procedura

I partecipanti sono stati intervistati attraverso un questionario *self-report* comprendente una sezione in cui venivano rilevate le informazioni di tipo socio-demografico (genere, età, titolo di studio, occupazione, tipo di contratto ecc.) e una sezione comprendente diverse misure, tra cui quelle considerate per il presente articolo. Gli item erano presentati nel questionario in ordine *randomizzato* per controllare effetti di *response set*.

*Insicurezza lavorativa.* Come già detto in precedenza, questa scala intende misurare le percezioni dei lavoratori circa il mantenimento del proprio posto di lavoro. Gli item della scala sono stati descritti nell’introduzione e sono riportati

nell'Appendice. Gli item originali della scala sono stati formulati in inglese e poi mediante il metodo di *translation* e *back-translation* resi omogenei nelle lingue dei diversi paesi considerati. Ai partecipanti veniva chiesto di esprimere il proprio accordo/disaccordo nei riguardi delle affermazioni su una scala tipo Likert a cinque passi (1 = completamente in disaccordo; 5 = completamente in accordo). Alti punteggi sono indicativi di un'alta insicurezza lavorativa, nel senso che l'individuo riporta una maggiore preoccupazione o pensa di perdere il proprio posto di lavoro.

*Soddisfazione lavorativa.* Questa scala si propone di misurare la soddisfazione generale circa il proprio lavoro. È composta da cinque item (Hellgren, Sjoberg, Sverke, 1997; De Witte, 2000): un esempio di item è “Sono molto soddisfatto del mio lavoro”. Ai partecipanti veniva chiesto di esprimere il proprio accordo/disaccordo nei riguardi delle affermazioni su una scala tipo Likert a cinque passi (1 = completamente in disaccordo; 5 = completamente in accordo). L'Analisi fattoriale (*Principal Axis Factoring*) su questi cinque item ha confermato una soluzione ad un fattore in tutti e quattro i paesi, con autovalori che vanno da 2,25 a 2,90. L'attendibilità alpha di Cronbach è risultata essere soddisfacente in tutti e quattro i campioni (Bel = 0,85, Ita = 0,87, Ola = 0,96, Sve = 0,82). Alti punteggi sono indicativi di un'alta soddisfazione lavorativa.

### 3 Analisi dei dati

Per indagare la dimensionalità della scala è stata inizialmente condotta una Analisi fattoriale (*Principal Axis Factoring*) sugli item. Successivamente, per testare se effettivamente la scala misuri in maniera invariante lo stesso costrutto nei quattro diversi paesi, si è condotta una Analisi fattoriale confermativa (CFA) multigruppo, testando e confrontando in passi successivi una serie di modelli con diverse restrizioni. Il primo passo testa il *fit* di un modello unidimensionale in cui i parametri sono stimati liberamente nei quattro diversi campioni (M<sub>2</sub>). Nel secondo passo viene testato un modello in cui viene posta come condizione che la varianza fattoriale sia invariante nei quattro campioni (M<sub>3</sub>). Nel passo successivo, oltre a questo vincolo, viene posta la condizione che anche le saturazioni fattoriali siano invarianti (M<sub>4</sub>). Infine, nell'ultimo passo, viene testato un modello in cui, nei quattro campioni, vengono posti come invarianti varianza fattoriale, saturazioni fattoriali e varianza d'errore (M<sub>5</sub>). Quest'ultimo passo rappresenta un test particolarmente “restrittivo”.

Per valutare la bontà dell'adattamento ai dati di ciascun modello, si è fatto ricorso ad una serie di indici. Il primo è rappresentato dal test del  $\chi^2$  che tuttavia, com'è noto, è dipendente dall'ampiezza del campione e non sempre risulta utile alla valutazione del modello (Bollen, 1989; Bentler, 1990). Il secondo indice consultato è il *Root Mean Squared Error of Approximation* (RMSEA) che risulta meno

sensibile ai gradi di libertà del modello rispetto al  $\chi^2$ . Secondo Browne (1990) valori di RMSEA minori di 0,08 sono indicativi di un *fit* del modello che può essere considerato buono. Per scopi descrittivi e comparativi si riporta anche il *Standardized Root Mean Square Residual* (SRMR), dove valori più vicini allo 0 sono indicativi di un migliore *fit*. Inoltre, si è adoperato l'indice di *Akaike* (AIC, Akaike, 1987) che è un indice appositamente ideato per confrontare tra loro modelli alternativi. Valori più bassi sono indicativi di un migliore adattamento ai dati del modello. Infine, il *fit* dei diversi modelli *nested* è stato valutato comparativamente anche attraverso la differenza dei valori del  $\chi^2$  (Joreskog, Sorbom, 1993).

L'attendibilità della scala nei quattro paesi europei è stata valutata attraverso l'alpha di Cronbach.

La validità della scala rispetto ad un criterio esterno come la soddisfazione lavorativa è stata indagata attraverso quattro equazioni di regressione lineare multipla. Ci si attende una relazione negativa e significativa tra *job insecurity* e soddisfazione lavorativa in tutti e quattro i paesi considerati, anche controllando contemporaneamente l'influenza di alcune variabili socio-demografiche come genere, età, tipo di contratto (tempo indeterminato *vs.* tempo determinato), orario di lavoro (tempo pieno *vs.* part-time).

## 4 Risultati

Nella TAB. I vengono riportate le statistiche descrittive (media e deviazione standard) degli item e della scala di *job insecurity* nei quattro diversi campioni.

TABELLA I

Medie e deviazioni standard (tra parentesi) dei cinque item della scala di *job insecurity*

Item	Belgio	Italia	Olanda	Svezia
Ho paura di essere licenziato	2,10 (1,18)	2,30 (1,24)	1,76 (0,76)	2,00 (1,30)
Mi preoccupa mantenere il mio posto di lavoro	2,40 (1,09)	3,23 (1,29)	1,85 (0,85)	2,03 (1,30)
Temo di perdere il mio lavoro	2,27 (1,06)	2,51 (1,27)	1,83 (0,83)	1,92 (1,24)
Penso che possano licenziarmi in un prossimo futuro	2,00 (0,91)	2,36 (1,21)	1,75 (0,73)	1,85 (1,20)
Sono sicuro di poter mantenere il mio lavoro (1)	2,55 (1,09)	2,65 (1,13)	2,08 (0,89)	2,63 (1,34)
Totalle della scala	2,26 (0,89)	2,61 (0,87)	1,85 (0,69)	2,09 (1,06)

Nota: (1) indica item invertito.

L'Analisi fattoriale (PAF) ha confermato una soluzione mono-fattoriale in tutti e quattro i paesi, con una percentuale di varianza spiegata che va da un minimo di 41% nel campione italiano al 68% nel campione olandese. Anche le saturazioni fattoriali risultano elevate (tutte > 0,40) e soddisfacenti, con una variazione che va da 0,72 a 0,85 in Belgio, da 0,41 a 0,81 in Italia, da 0,67 a 0,87 in Olanda, da 0,53 a 0,91 in Svezia (cfr. TAB. 2). Come è possibile notare nella TAB. 2, la varianza spiegata dal fattore estratto nel campione italiano risulta la più bassa, così come più basse sono le saturazioni fattoriali: infatti, la saturazione media degli item nel campione italiano risulta 0,62, a fronte di saturazioni medie di 0,79 (Belgio e Svezia) e 0,82 (Olanda).

TABELLA 2  
Risultati dell'Analisi fattoriale (PAF): saturazioni fattoriali, autovalori e varianza spiegata

Item		Belgio	Italia	Olanda	Svezia
Ho paura di essere licenziato		0,79	0,66	0,83	0,85
Mi preoccupa mantenere il mio posto di lavoro		0,83	0,41	0,87	0,90
Temo di perdere il mio lavoro		0,85	0,81	0,85	0,91
Penso che possano licenziarmi in un prossimo futuro		0,77	0,67	0,86	0,75
Sono sicuro di poter mantenere il mio lavoro (I)		0,72	0,57	0,67	0,53
Autovalori		3,18	2,03	3,38	3,19
Varianza spiegata		63%	41%	68%	64%

Nota: (I) indica item invertito.

TABELLA 3  
Valutazione della struttura fattoriale della scala nei diversi campioni

	Modello	df	$\chi^2$	$\Delta df$	$\Delta\chi^2$	RMSEA	SRMR	AIC
<b>M1.</b>	Modello nullo: nessuna relazione tra variabili	40	15605,50*	—	—	0,62	0,52	15645,50
<b>M2.</b>	Modello unidimensionale con parametri stimati liberamente	20	129,67*	20	15475,90*	0,07	0,02	209,67
<b>M3.</b>	Varianza fattoriale invariante	23	218,90*	3	89,23*	0,09	0,12	292,90
<b>M4.</b>	Varianza e saturazioni fattoriali invarianti	35	335,18*	12	116,28*	0,09	0,16	385,18
<b>M5.</b>	Varianza, saturazioni fattoriali ed errori invarianti	50	2244,05*	15	1908,80*	0,21	0,18	2264,05

Nota: i valori di  $\chi^2$  e  $\Delta\chi^2$  sono tutti significativi (\*  $p < 0,05$ ).

Successivamente si è testata l'invarianza della struttura fattoriale della scala nei quattro diversi paesi, attraverso una Analisi fattoriale confermativa (CFA) multi-

gruppo secondo la procedura descritta in precedenza nella sezione relativa al metodo. I risultati evidenziano che il modello che si adatta meglio ai dati è quello che testa la struttura mono-fattoriale della scala ( $M_2$ ), ma non impone la restrizione che, per i quattro diversi paesi, i parametri siano invarianti (cfr. TAB. 3).

Nel complesso, i valori di RMSEA (= 0,07) e SRMR (= 0,02) indicano che il modello uni-dimensionale si adatta in maniera soddisfacente ai dati in tutti e quattro i paesi. L'ipotesi che i diversi parametri (ovvero varianza fattoriale, saturazioni fattoriali e varianza d'errore) siano uguali ed invarianti per i quattro paesi non è invece supportata dai dati (modelli  $M_3$ - $M_5$ ). Infatti, i valori di RMSEA per questo modello sono tutti > 0,08, e il valore dell'AIC cresce progressivamente indicando un generale peggioramento del *fit* del modello.

Per valutare l'attendibilità, intesa come consistenza interna della scala, si è calcolato il coefficiente alpha di Cronbach che risulta molto buona in tre paesi (Belgio  $\alpha = 0,90$ , Olanda  $\alpha = 0,91$ , Svezia  $\alpha = 0,89$ ) e soddisfacente nel campione italiano (Italia  $\alpha = 0,76$ ), anche considerando che si tratta di una scala breve di soli cinque item.

Abbiamo valutato la validità della scala rispetto ad un criterio esterno come la soddisfazione lavorativa attraverso quattro equazioni di regressione lineare multipla<sup>1</sup>. Come è possibile notare in TAB. 4, in tutti e quattro i paesi la scala di *job insecurity* rappresenta un predittore significativo della soddisfazione lavorativa, nel senso che una maggiore insicurezza lavorativa è associata a una minore soddisfazione lavorativa. Questo risultato è costante e consistente anche dopo aver controllato l'influenza delle variabili socio-demografiche.

TABELLA 4

Coefficienti di regressione multipla tra i predittori socio-demografici, la *job insecurity* e la variabile criterio “soddisfazione lavorativa”

	Soddisfazione lavorativa			
	Belgio	Italia	Olanda	Svezia
Genere	-0,07**	0,00	0,08	0,04
Età	0,12**	-0,10*	0,03	0,22**
Tipo di contratto	0,03	0,15**	0,11*	0,08**
Orario di lavoro	0,02	-0,16**	-0,06	-0,02
<i>Job Insecurity</i>	-0,31**	-0,24**	-0,25**	-0,11**
R <sup>2</sup>	0,12	0,12	0,07	0,06

\* p < 0,05; \*\* p < 0,01.

Legenda: il Genere è stato così codificato 0 = M; 1 = F; la variabile Tipo di contratto è stata così codificata: 0 = Tempo indeterminato; 1 = Tempo determinato; la variabile Orario di lavoro è stata così codificata: 0 = Tempo pieno; 1 = Part-time.

## 5 Discussione

I profondi cambiamenti economici, politici, sociali e giuridici avvenuti negli ultimi due decenni hanno interessato il mondo del lavoro in maniera rilevante. È possibile parlare di un vero e proprio cambiamento epocale, in cui è mutata la natura stessa del lavoro. Si assiste sempre di più, infatti, ad una progressiva trasformazione del lavoro da “sicuro” a “insicuro”, flessibile e precario. L'impatto dell'insicurezza lavorativa è infatti di proporzioni ragguardevoli. Già a metà degli anni Duemila i lavoratori italiani risultavano in media meno fiduciosi e più insicuri del proprio posto di lavoro al confronto dei loro colleghi europei e nordamericani (Right Management Consultants, 2005, 2006). Recenti dati della Unione Europea, basati su campioni rappresentativi delle popolazioni dei diversi paesi europei, indicano come circa un quinto della forza lavoro italiana si ritiene “poco” o “per nulla” sicuro di riuscire a mantenere il proprio posto di lavoro, e ben il 59% si ritiene “poco” o “per nulla” sicuro di riuscire a trovare un nuovo lavoro in caso di licenziamento (Eurobarometro, 2011).

Con la crescente rilevanza internazionale del tema dell'insicurezza lavorativa s'impone una riflessione sulla misura del costrutto. In questo contributo è stata proposta e validata una breve scala per una misura globale della *job insecurity* in un'ottica cross-culturale. I risultati evidenziano come la misura mostri buone proprietà psicometriche. In tutti e quattro i paesi considerati, infatti, essa risulta uni-dimensionale, con una buona coerenza interna e valida rispetto ad un criterio esterno come la soddisfazione lavorativa. L'Italia risulta, tuttavia, il paese in cui la scala mostra caratteristiche meno buone rispetto agli altri paesi, spiegando una minore quantità di varianza nell'analisi fattoriale ed evidenziando una minore attendibilità.

L'ipotesi di invarianza di parametri come varianza fattoriale, saturazioni fattoriali e varianza d'errore non è stata confermata dai dati. Tuttavia è bene notare che, come ipotesi, essa risulta molto restrittiva in generale e lo è ancora di più considerando che si tratta di uno studio cross-culturale condotto in paesi sostanzialmente molto diversi fra loro per storia e cultura (lavorativa e non). Pertanto, questo dato è tutt'altro che sorprendente. Il risultato fondamentale, a nostro avviso, rimane quello della mono-fattorialità della misura nei quattro paesi considerati. La relazione con criterio esterno si dimostra coerente con le attese, e in linea con quello che viene riportato in letteratura sia per direzione che per intensità (Chen, Chang, 2008; Sverke, Hellgren, Näswall, 2002). Solo nel campione svedese la relazione, seppure significativa dal punto di vista statistico, risulta meno intensa e addirittura inferiore all'impatto dovuto all'età.

Nel complesso, questi risultati supportano un impiego efficace di questo strumento sia in ambito accademico, in ricerche che vogliono studiare gli effetti o gli antecedenti della *job insecurity*, sia in ambito applicativo. In questo senso, la

presente scala breve è facilmente somministrabile all'interno delle organizzazioni anche in aggiunta a strumenti già utilizzati, per esempio nell'ambito dei checkup organizzativi sul livello di stress occupazionale (cfr. De Carlo, Falco, Capozza, 2008), del benessere organizzativo (cfr. Avallone, Paplomatas, 2005) o del clima organizzativo (cfr. D'Amato, Majer, 2005). Questo strumento potrebbe anche essere proficuamente impiegato dal *management* o dalla direzione del personale di una azienda in crisi che abbia come obiettivo quello di gestire il cambiamento con un occhio al benessere (e quindi anche all'efficienza e alla produttività) dell'organizzazione e dei lavoratori. Per esempio un'azienda in prossimità di una fusione, in difficoltà economiche, o in ristrutturazione, che sia costretta a licenziare del personale, è sicuramente un'organizzazione in condizioni di "oggettiva" insicurezza lavorativa. Il *management* di questa azienda, utilizzando questo strumento, potrebbe monitorare nel tempo percezioni e sensazioni dei suoi dipendenti in termini sicurezza/insicurezza al fine di gestire al meglio il processo di cambiamento.

I limiti principali di questa ricerca risiedono soprattutto nelle diverse modalità di raccolta dei dati e di reclutamento dei partecipanti alla ricerca. Infatti, il campione di due paesi (Belgio e Svezia) si basa su un sondaggio postale condotto con questionari carta e matita, uno si basa su interviste telefoniche (Olanda) e infine quello italiano rappresenta un campione raccolto *ad hoc* in cui i partecipanti sono stati contattati individualmente per l'intervista tramite questionario carta e matita. Il tasso di risposta dei partecipanti risulta molto diverso a seconda dei paesi, variando dal 37% del Belgio al 75% della Svezia. Le diversità nelle procedure di raccolta dei dati e nei diversi tassi di risposta potrebbero essere responsabili di alcuni risultati più deboli dello studio, come la non invarianza delle saturazioni fattoriali della scala nei vari paesi europei. Inoltre, i campioni di partecipanti non possono ritenersi rappresentativi della popolazione di riferimento, sebbene tre campioni su quattro (Belgio, Olanda e Svezia) siano stati selezionati con procedure probabilistiche (*random*) partendo da liste di campionamento di popolazioni limitate. Tuttavia, come già notato in precedenza, il fatto che la struttura fattoriale della scala si dimostri invariante in tutti i campioni di partecipanti considerati, a dispetto dei diversi metodi impiegati, potrebbe rivelarsi un punto di forza (Hui, Triandis, 1985). La struttura della scala, infatti, rimane stabile nei vari campioni al di là dello specifico metodo di raccolta dei dati che viene impiegato.

## 6 Conclusioni

Non c'è aspetto della vita privata e lavorativa della persona che non venga influenzato in un modo o nell'altro dagli effetti dell'insicurezza lavorativa, ovvero di percepire e temere di avere a rischio il proprio posto di lavoro (De Witte *et*

*al.*, 2012). Sebbene di entità “moderata” (le relazioni variano in genere tra 0,20 a 0,40), gli effetti deleteri e negativi documentati della *job insecurity*, infatti, sono ad “ampio spettro” e coinvolgono l’individuo e l’organizzazione a tutto tondo (cfr. le meta-analisi di Chen, Chang, 2008; Sverke, Hellgren, Näswall, 2002). Infatti, se gli antecedenti della insicurezza lavorativa possono essere rinvenuti nelle condizioni “oggettive” in cui si trova il lavoratore, dovute al mercato del lavoro o a cambiamenti organizzativi in atto (ad esempio ristrutturazioni, razionalizzazioni, ridimensionamento del personale ecc.), e in aspetti più legati alla condizione socio-demografica del lavoratore (cfr. Cheng, Chan, 2008), gli effetti *immediati* e a *lungo termine*, a seconda dell’arco temporale in cui si manifestano (Sverke, Hellgren, Näswall, 2002), possono riguardare negativamente sia l’*individuo*, minandone la salute e la tranquillità, sia l’*organizzazione*, intaccandone il benessere organizzativo e in ultima analisi la performance.

Data la rilevanza del fenomeno della *job insecurity*, appare importante e fondamentale disporre di una misura attendibile e valida anche in lingua italiana, che sia al tempo stesso paragonabile a omologhe misure europee in maniera da poter rendere i risultati comparabili. Questo contributo è volto a colmare questa parziale lacuna all’interno del contesto italiano. Tuttavia future ricerche prenderanno in considerazione l’opportunità di articolare maggiormente la misura del costrutto, sviluppando una scala multidimensionale della *job insecurity*. Non limitandosi a misurare solo la *job insecurity* “globale”, questa scala andrebbe a sondare gli aspetti sia cognitivi sia affettivi delle due principali dimensioni della *job insecurity*, ovvero quella qualitativa e quella quantitativa (cfr. Sverke, Hellgren, 2002; De Witte, 2005).

## **Appendice** **Gli item della scala di *job insecurity***

1. Ho paura di essere licenziato
2. Sono sicuro di poter mantenere il mio lavoro (item invertito)
3. Temo di perdere il mio lavoro
4. Mi preoccupa mantenere il mio posto di lavoro
5. Penso che possano licenziarmi in un prossimo futuro

## **Note**

<sup>1</sup> Le variabili socio-demografiche e la soddisfazione lavorativa sono state inserite nella regressione con il metodo *standard*. Questo metodo è da preferirsi ad altri metodi statistici più esplorativi (come *Stepwise*) quando si vuole tenere in considerazione l’influenza sul criterio di tutti i predittori contemporaneamente e non solo di quelli che risultano statisticamente significativi (Ercolani, Areni, Mannetti, 1990).

## Riferimenti bibliografici

- Akaike H. (1987), Factor analysis and AIC. *Psychometrika*, 52, pp. 317-32, DOI: 10.1007/BF02294359.
- Ashford S. J., Lee C., Bobko P. (1989), Content, cause, and consequences of job insecurity: A theory-based measure and substantive test. *Academy of Management Journal*, 32, pp. 803-29.
- Avallone F., Paplomatas A. (2005), *Salute organizzativa. Psicologia del benessere nei contesti lavorativi*. Raffaello Cortina, Milano.
- Barling J., Kelloway E. K. (1996), Job insecurity and health: The moderating role of workplace control. *Stress Medicine*, 12, pp. 253-9. DOI: 10.1002/(SICI)1099-1700(199610)12:4<253::AID-SMI710>3.0.CO;2-2.
- Bentler P. M. (1990), Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107, pp. 238-46.
- Bollen K. (1989), *Structural equation models with latent variables*. Wile, New York.
- Browne M. W. (1990), *MUTMUM PC: User's guide*. Ohio University, Columbus.
- Callea A. (2011), *Psicologia del lavoro atipico*. Armando, Roma.
- Caplan R. D., Cobb S., French J. R. P., van Harrison R., Pinneau S. R. (1975), *Job demands and worker health*. National Institute for Occupational Safety and Health, Washington DC.
- Cheng G. H. L., Chan D. K. S. (2008), Who suffers more from job insecurity? A meta-analytic review. *Applied Psychology*, 57, pp. 272-303. DOI: 10.1111/j.1464-0597.2007.00312.x.
- Chirumbolo A. (2003), L'impatto dell'insicurezza lavorativa sul benessere dei lavoratori e sugli atteggiamenti verso l'organizzazione. *Rassegna di Psicologia*, 20, pp. 63-79.
- Chirumbolo A., Areni A. (2005), The influence of job insecurity on job performance and absenteeism: The moderating role of work attitudes. *Journal of Industrial Psychology*, 31, 4, pp. 65-71.
- Idd. (2010), Job insecurity influence on and job performance and mental health: Testing the moderating effect of the need for closure. *Economic and Industrial Democracy*, 31, 2, pp. 195-214.
- Chirumbolo A., Hellgren J. (2003), Individual and organizational consequences of job insecurity: A European study. *Economic and Industrial Democracy*, 24, pp. 215-38. DOI: 10.1177/0143831X03024002004.
- D'Amato A., Majer V. (2005), *Il vantaggio del clima. La ricerca del clima per lo sviluppo organizzativo*. Raffaello Cortina, Milano.
- Davy J. A., Kinicki A. J., Scheck C. L. (1997), A test of job security's direct and mediated effects on withdrawal cognitions. *Journal of Organizational Behavior*, 18, pp. 323-49. DOI: 10.1002/(SICI)1099-1379(199707)18:4<323::AID-JOB801>3.0.CO;2-#.
- De Carlo N. A., Falco A., Capozza D. (2008), *Test di valutazione del rischio stress lavoro-correlato nella prospettiva del benessere organizzativo (Q-Bo)*. Franco Angeli, Milano.
- De Cuyper N., De Witte H. (2006), The impact of job insecurity and contract type on attitudes, well-being and behavioural reports: A psychological contract perspective. *Journal of Occupational and Organisational Psychology*, 79, pp. 395-409. DOI: 10.1348/096317905X53660.
- Dekker S. W. A., Schaufeli W. B. (1995), The effects of job insecurity on psychological health and withdrawal: A longitudinal study. *Australian Psychologist*, 30, pp. 57-63.

- De Witte H. (1999), Job insecurity and psychological well-being: Review of the literature and exploration of some unresolved issues. *European Journal of Work and Organizational Psychology*, 8, pp. 155-77. DOI: 10.1080/135943299398302.
- Id. (2000), Arbeitdsethos en jobonzekerheid: Meting en gevolgen voor welszijn, tevredenheid en inzet op het werk. In R. Bowen, K. De Witte, H. De Witte, T. Taillieu (eds.), *Van groep naar gemeenschap. Liber Amicorum Prof. Dr. Leo Lagrou*. Garant, Leuven, pp. 325-50.
- Id. (2005), Job insecurity: Review of the international literature on definitions, prevalence, antecedents and consequences. *Journal of Industrial Psychology*, 31, 4, pp. 1-6.
- De Witte H., De Cuyper N., Elst T. V., Vanbelle E., Niesen W. (2012), Job insecurity: Review of the literature and a summary of recent studies from Belgium. *Romanian Journal of Applied Psychology*, 14, pp. 11-7.
- De Witte H., Näswall K. (2003), "Objective" vs. "Subjective" job insecurity: Consequences of temporary work for job satisfaction and organizational commitment in four European countries. *Economic and Industrial Democracy*, 24, pp. 209-312. DOI: 10.1177/0143831X03024002002.
- D'Souza R. M., Strazdins L., Lim L. L., Broom D. H., Rodgers B. (2003), Work and health in contemporary society: Demands, control and insecurity. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 57, pp. 849-54.
- Ercolani A. P., Areni A., Mannetti L. (1990), *La ricerca in psicologia*. Carocci, Roma.
- Eurobarometro (2011), *Monitoring the social impact of the crisis: public perceptions in the European Union*, in [http://ec.europa.eu/public\\_opinion/flash/fl\\_311\\_en.pdf](http://ec.europa.eu/public_opinion/flash/fl_311_en.pdf).
- Ferrari L., Veglio O. (2006), *Donne e uomini nel mercato del lavoro atipico. La dimensione psicologica e di genere del lavoro precario e flessibile*. Franco Angeli, Milano.
- Ferrie J. E., Shipley M. J., Stansfeld S. A., Marmot M. G. (2002), Effects of chronic job insecurity and change in job security on self reported health, minor psychiatric morbidity, physiological measures, and health related behaviours in British civil servants: The whitehall II study. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 56, pp. 450-4.
- Gallino L. (2001), *Il costo umano della flessibilità*. Laterza, Roma-Bari.
- Id. (2007), *Il lavoro non è una merce. Contro la flessibilità*. Laterza, Roma-Bari.
- Greenhalgh L., Rosenblatt Z. (1984), Job insecurity: Toward conceptual clarity. *Academy of Management Review*, 9, 3, pp. 438-48.
- Idd. (2010), Evolution of research on job insecurity. *International Studies of Management & Organization*, 40, 1, pp. 6-19. DOI: 10.2753/IM00020-8825400101.
- Hackman J. R., Oldham G. R. (1975), Development of the Job Diagnostic Survey. *Journal of Applied Psychology*, 60, 2, pp. 159-70. DOI: 10.1037/h0076546.
- Hartley J., Jacobson D., Klandermans B., van Vuuren T. (1991), *Job insecurity: Coping with jobs at risk*. Sage Publications, London.
- Hellgren J., Sjöberg A., Sverke M. (1997), Intention to quit: Effects of job satisfaction and job perceptions. In F. Avallone, J. Arnold, K. De Witte (eds.), *Fellings work in Europe*. Guerini, Milano, pp. 415-23.
- Hellgren J., Sverke M. (2003), Does job insecurity lead to impaired well-being or vice versa? Estimation of cross-lagged effects using latent variable modeling. *Journal of Organizational Behavior*, 24, pp. 215-36.
- Hellgren J., Sverke M., Isaksson K. (1999), A two-dimensional approach to job insecurity: Consequences for employee attitudes and well-being. *European Journal of Work and organizational Psychology*, 8, pp. 179-95. DOI: 10.1080/135943299398311.

- Hui C. H., Triandis H. C. (1985), Measurement in cross-cultural psychology: A review and comparison of strategies. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 16, pp. 131-52. DOI: 10.1177/0022002185016002001.
- Ivanchevich J. M. (1974), Effects of the shorter workweek on selected satisfaction and performance measures. *Journal of Applied Psychology*, 59, pp. 717-21. DOI: 10.1037/h0037504.
- Johnson C. D., Messe L. A., Crano W. D. (1984), Predicting job performance of low income workers: The work opinion questionnaire. *Personnel Psychology*, 37, pp. 291-9.
- Joreskog K. G., Sorbom D. (1993), *LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Lawrence Erlbaum Associates, Hillsdale (NJ).
- Kinnunen U., Feldt T., Mauno S. (2003), Job insecurity and self-esteem: Evidence from cross lagged relations a 1 year longitudinal sample. *Personality and Individual Differences*, 35, pp. 617-32. DOI: 10.1016/S0191-8869(02)00223-4.
- Klandermans B., van Vuuren T. (1999), Job insecurity: Introduction. *European Journal of Work and Organizational Psychology*, 8, pp. 145-53. DOI: 10.1080/135943299398294.
- Larson J. H., Wilson S. M., Beley R. (1994), The impact of job insecurity on marital and family relationships. *Family Relations*, 43, pp. 138-43.
- Lim V. K. G. (1996), Job insecurity and its outcomes: Moderating effects of work-based and nonwork-based social support. *Human Relations*, 49, pp. 171-94.
- Mauno S., Kinnunen U., Ruokolainen M. (2007), Job demands and resources as antecedents of work engagement: A longitudinal study. *Journal of Vocational Behavior*, 70, pp. 149-71. DOI: 10.1016/j.jvb.2006.09.002.
- Mohr G. B. (2000), The changing significance of different stressors after the announcement of bankruptcy: A longitudinal investigation with special emphasis on job insecurity. *Journal of Organizational Behavior*, 21, pp. 337-59.
- Platt S., Plavis S., Akram G. (1999), *Changing labour market conditions and health: A systematic literature review (1993-98)*. European Foundation for the Improvement of Living and Work Conditions, Dublin.
- Probst T. M. (2002), The impact of job insecurity on employee work attitudes, job adaptation, and organizational withdrawal behaviors. In J. M. Brett, F. Drasgow (eds.), *The psychology of work: Theoretically based empirical research*. Lawrence Erlbaum Associates, Hillsdale (NJ), pp. 141-68.
- Reisel W. D., Banai M. (2002), Comparison of a multidimensional and a global measure of job insecurity: Predicting job attitudes and work behaviors. *Psychological Reports*, 90, pp. 913-22.
- Reisel W. D., Probst T. M., Chia S. L., Maloles C. M. III., König C. J. (2010), The effects of job insecurity on job satisfaction, organizational citizenship behavior, deviant behavior, and negative emotions of employees. *International Studies of Management and Organization*, 40, 1, pp. 74-91. DOI: 10.2753/IMOO020-8825400105.
- Right Management Consultants (2005), *Career Confidence Index: Overview and key findings*, in <http://www.right.com/documents/cciDocs/13-38-1-2-2005-2.PDF>.
- Id. (2006), *Career Confidence Index: dati e considerazioni*, in <http://www.rightmanagement.it/assets/x/50403>.
- Rosenblatt Z., Ruvio A. (1996), A test of a multidimensional model of job insecurity: The case of Israeli teachers. *Journal of Organizational Behavior*, 17, pp. 587-605. DOI: 10.1002/(SICI)1099-1379(199612)17:1+<587::AID-JOB825>3.0.CO;2-S.

- Roskies E., Louis-Guerin C. (1990), Job insecurity in managers: Antecedents and consequences. *Journal of Organizational Behavior*, 11, pp. 345-59.
- Sarchielli G., Mandrioli E., Palmonari A. (2006), *Lavorare da precari. Effetti psicosociali della flessibilità occupazionale*. Fondazione Zancan, Padova.
- Strazdins L., D'Souza R. M., Lim L. L., Broom D. H., Rodgers B. (2004), Job strain, job insecurity, and health: Rethinking the relationship. *Journal of Occupational Health Psychology*, 9, pp. 296-305. DOI: 10.1037/1076-8998.9.4.296.
- Sverke M., Hellgren J. (2002), The nature of job insecurity: Understanding employment uncertainty on the brink of a new millennium. *Applied Psychology: An International Review*, 51, pp. 23-42. DOI: 10.1111/1464-0597.00772.
- Sverke M., Hellgren J., Näswall K. (2002), No security: A meta-analysis and review of job insecurity and its consequences. *Journal of Occupational Health Psychology*, 7, pp. 242-64. DOI: 10.1037/1076-8998.7.3.242.
- Sverke M., Hellgren J., Näswall K., Chirumbolo A., De Witte H., Goslinga S. (2004), *Job insecurity and union membership: European unions in the wake of flexible production*. PIE-Peter Lang, Brussels.
- Sverke M., Hellgren J., Näswall K. (2006), *Job insecurity. A literature review*, Report 2006:1. National Institute for Working Life & SALTS, Stockholm.
- Vander Elst T., Baillien E., De Cuyper N., De Witte H. (2010), The role of communication and participation in reducing job insecurity and its negative association with work-related well-being. *Economic and Industrial Democracy*, 31, pp. 249-64. DOI: 10.1177/0143831X09358372.
- Zuffo R., Kaneklin C. (2006), Alle origini dello studio sulla job insecurity e sui survivors: i modelli di Greenhalgh e Brockner. In L. Ferrari, O. Veglio, *Donne e uomini nel mercato del lavoro atipico. La dimensione psicologica e di genere del lavoro precario e flessibile*. Franco Angeli, Milano, pp. 137-52.

## Abstract

The topic of job Insecurity is becoming more and more important because of the growing flexibilization of the job market. Empirical studies show how job insecurity is related to worse physical and mental health, and to negative organizational attitudes. In this paper, a cross-cultural validation of a short job insecurity measure is presented. Data were collected in four European countries: Belgium, Italy, the Netherlands and Sweden. Results pointed out that, in all four different samples, the scale is reliable, uni-dimensional and valid with respect of an external criterion such as job satisfaction.

**Key words:** *job insecurity, multi-group confirmative factor analysis, reliability, criterion validity.*

*Articolo ricevuto nel settembre 2015; revisione dell'ottobre 2015.*

Le richieste di estratti vanno indirizzate ad Antonio Chirumbolo, Dipartimento di Psicologia dei Processi di Sviluppo e Socializzazione, Facoltà di Medicina e Psicologia, Sapienza Università di Roma, via dei Marsi 78, 00185 Roma: tel. 06-49917667; fax: 06-49917652; e-mail: antonio.chirumbolo@uniroma1.it