

Letters to the Editor

Il Community Assessment Psychic Experience (CAPE): studio di Validazione della versione italiana

The Community Assessment Psychic Experience (CAPE): evaluation study of the Italian version

Dear Editor:

Negli ultimi anni il modello categoriale della psicosi e della schizofrenia in particolare, è stato riconsiderato a favore di una visione dimensionale. Questa assume che i sintomi psicotici differiscono in modo quantitativo dalle normali esperienze psichiche distribuendosi lungo un *continuum* che va dalla popolazione clinica affetta da schizofrenia ad individui con disturbo di personalità, fino alla popolazione generale che può mostrare esperienze simil psicotiche (Hanssen *et al.*, 2003; Johns & Phil, 2005). Tale continuità fenomenologica è suggerita da studi che mostrano che le dimensioni del fenotipo della psicosi subclinica sono molto simili a quelle identificate nei disturbi clinici (Van Os *et al.* 2000; Van Os & Tamminga, 2007; Rossler *et al.*, 2007). Sono state infatti riportate dimensioni positive e negative sia in ambito clinico che subclinico, mentre più incerta appare la presenza della dimensione disorganizzazione (Vollema & Hoijsink, 2000; van Os *et al.*, 2002). Vari studi hanno riportato che i fenotipi clinico e non clinico condividono fattori di rischio, meccanismi psicologici ed i *pattern* epidemiologici (Sharpley & Peters, 1999; Johns & van Os, 2001; van Os *et al.*, 2001), fornendo un'ulteriore prova che l'espressione clinica e subclinica delle psicosi fanno parte dello stesso *continuum*.

Il *Community Assessment of Psychic Experiences* (CAPE) (Stefanis *et al.*, 2002) si differenzia dai numerosi strumenti usati in letteratura per valutare la schizotipia in quanto valuta i sintomi clinici della psicosi, piuttosto che le forme attenuate di sintomi. Inoltre, include una scala della depressione, poichè gli autori ritengono che i sintomi affettivi siano parte integrante della schizofrenia

e di altre sindromi psicotiche, e non prende in considerazione né la mania né la disorganizzazione, scarsamente autovalutabili (Stefanis *et al.*, 2002).

La struttura fattoriale del CAPE è stata per la prima volta valutata in un campione di 932 giovani arruolati nella Air Force greca (Stefanis *et al.*, 2002). Da allora sono stati condotti altri studi di validazione: in Francia su di un campione di 571 donne (età media 19.8 anni, range 18-51 anni) (Verdoux *et al.*, 2003); in Olanda su 647 controlli (38.4% maschi, età media 40.5 anni, range 18-70 anni) (Hanssen *et al.*, 2003); in Grecia su 3500 ragazzi di 19 anni (Stefanis *et al.*, 2004) e in Canada su una popolazione di 2275 persone in parte della popolazione francofona, in parte di quella anglofona (range età 18-40 anni) (Brenner *et al.*, 2007).

Il presente studio si propone di validare la versione italiana del CAPE in un campione di giovani studenti.

METODO

Campione

Allo studio ha partecipato un campione di 1500 studenti al quale veniva somministrato il questionario. L'età media era di 19.3 ± 3.4 (DS).

In particolare lo studio ha coinvolto studenti dei primi anni dell'università e degli ultimi anni di istituti superiori. Per la somministrazione è stata chiesta un'autorizzazione ai responsabili degli istituti affinché i test potessero essere distribuiti durante le ore di lezione, con la garanzia dell'anonimato. Le informazioni fornite ai soggetti si sono limitate a ribadire l'anonimato del test e a

chiarire che il questionario, somministrato per sola finalità di ricerca, indagava le 'esperienze psichiche' nella popolazione generale e che anche altri ragazzi in altre nazioni lo avevano già completato.

La fase di reclutamento è stata completata tra il mese di Aprile e Giugno 2007, ovvero negli ultimi tre mesi dell'anno scolastico.

Questionario

Il *Community Assessment of Psychic Experiences* (CAPE) è un questionario autosomministrato a 42 item derivato da una combinazione del *Peters Delusions Inventory* (PDI) (Peters *et al.*, 1999) modificato nella formulazione di alcuni item con l'aggiunta di item dalla *Scale for the Assessment of Negative Symptoms* (SANS) (Andreasen, 1989) e della *Subjective Experience of Negative Symptoms Scale* (SENS) (Selten *et al.*, 1998). La versione italiana è scaricabile dal sito <http://www.cape42.homestead.com/index.html>. Fornisce punteggi relativi a tre dimensioni, positiva (20 item), negativa (14 item) e depressiva (8 item). Per ogni item viene indicata la frequenza, nel corso della vita, di determinate esperienze (possibili quattro livelli: mai = 1, a volte = 2, spesso = 3, sempre = 4) e, in caso di risposta positiva (punteggio >1), anche l'entità del disagio provato, ovvero, come formulato nel questionario, quanto quella determinata esperienza 'fa star male' (possibili quattro livelli: per niente = 1, un po' = 2, abbastanza = 3, molto = 4). Per ciascuna dimensione è quindi possibile calcolare due punteggi totali distinti: di frequenza e di distress. Al fine di tener conto della possibile non-risposta, i punteggi vengono pesati per il numero di risposte valide date per ciascuna dimensione (ovvero la somma dei punteggi divisa per il numero di item a cui è stata data una risposta).

ANALISI

Per testare l'attendibilità dei tre punteggi del CAPE sono stati calcolati i coefficienti alfa di Cronbach. La struttura fattoriale è stata studiata con una CFA (*Confirmatory Factor Analysis*) e con una EFA (*Exploratory Factor Analysis*). Per la CFA, la bontà di adattamento dei dati sperimentali all'originale struttura fattoriale è stata studiata con il programma Mx (www.vcu.edu/mx). Per l'EFA, si è impiegato il metodo delle componenti principali (*Principal Component Analysis*, PCA), con rotazione Promax; il numero di fattori è stato determinato attraverso la *Parallel Analysis*

(PA) e il metodo del *Minimum Average Partial* (MAP) *criterion*, impiegando i programmi di O'Connor (<http://flash.lakeheadu.ca/~boconno2/nfactors.html>).

È stata inoltre confrontata la struttura fattoriale EFA con una matrice binaria di 1 e 0 che specificava la struttura dei tre fattori del CAPE (positivo, negativo e depressivo) e con una matrice dei pesi di una struttura pubblicata. I Coefficienti di Congruenza (*Congruence Coefficients* - CC) sono stati impiegati per valutare la similarità tra le strutture fattoriali osservate e quelle ipotizzate (Barrett *et al.*, 1998). In aggiunta, per escludere differenze dovute all'orientamento degli assi, sono stati calcolati anche i CC dopo una rotazione Procrustes, utilizzando il *pbmetrix* software Orthosim-2 (<http://www.pbarrett.net>).

Sono stati confrontati i seguenti modelli (Stefanis *et al.*, 2002): A) (unidimensionale), ove sintomi positivi, negativi e depressivi nella popolazione generale non sono separabili e indicativi di un'indifferenziata dimensione psicopatologica; B) (bidimensionale), ove i sintomi depressivi non sono distinti da quelli negativi e si aggregano in una dimensione accanto alla dimensione positiva; C) (tridimensionale), tre distinte ma correlate dimensioni per sintomi positivi, negativi e depressivi e, infine, D) (quadrimensionale), ove la dimensione positiva del modello C si scompone in una dimensione positiva non bizzarra e una bizzarra (di 'primo rango': esperienza di passività, inserzione del pensiero, trasmissione del pensiero, furto del pensiero, eco del pensiero, voci conversanti e apparati elettrici influenzanti).

RISULTATI

I questionari valutabili sono stati 1323, 789 donne (59.6%), 526 uomini (39.8%) ed 8 soggetti (0.6%) non hanno indicato il sesso. 177 questionari pari al 11.8 % risultavano non valutabili. Non vi sono differenze di genere tra studenti che hanno compilato in maniera adeguata il questionario in confronto con coloro che non hanno compilato adeguatamente (chi-quadro, NS). L'età media (DS) del campione è di 19.1(3.1), delle femmine 19.3(3.5) e dei maschi 18.6(2.3), la differenza al t-test statisticamente significativa: $t(1306)=7.4, p<0.001$; la scolarità del campione di 12.8(1.5), è anche significativamente differente tra le femmine di 13.1(1.5) e i maschi di 12.4(1.3): $t(1307.6)=4.6, p<0.001$.

I punteggi CAPE delle tre dimensioni sono mostrati in Tabella I. Le differenze dovute al sesso sono statisticamente significative per tutti e sei i punteggi in una serie di ANCOVA, con variabile dipendente ciascun punteggio, il sesso come fattore indipendente e l'età e la scola-

Tabella I – Punteggi medi del CAPE della frequenza e del distress dei sintomi (range teorico 1-4).

	Totale (n=1323)		Femmine (n=789)		Maschi (n=526)	
	M (DS)	range	M (DS)	range	M (DS)	Range
<i>Frequenza</i>						
Positivo ^a	1.6 (.4)	1-3.8	1.7 (.4)	1-3.6	1.6 (.4)	1-3.8
Negativo ^b	1.7 (.4)	1-3.4	1.8 (.4)	1-3.4	1.6 (.4)	1-3.3
Depressione ^c	2.0 (.5)	1-3.7	2.1 (.5)	1-3.7	1.8 (.4)	1-3.7
<i>Distress</i>						
Positivo ^d	1.8 (.5)	1-4.0	1.8 (.5)	1-3.4	1.7 (.5)	1-3.5
Negativo ^e	2.1 (.6)	1-3.9	2.3 (.6)	1-3.9	2.0 (.6)	1-3.8
Depressione ^f	2.5 (.6)	1-4.0	2.6 (.6)	1-4.0	2.2 (.6)	1-3.8

^aANCOVA: sesso F=11.5; p < 0.001, età F=15.6, p < 0.001, scolarità F=0.06, p = NS;

^bANCOVA: sesso F=32.2; p < 0.001, età F=2.9, p < .09, scolarità F=0.06, p = NS;

^cANCOVA: sesso F=154.6; p < 0.001, età F=3.1, p < .08, scolarità F=0.01, p = NS;

^dANCOVA: sesso F=39.8; p < 0.001, età F=0.7, p = NS, scolarità F=1.8, p = NS;

^eANCOVA: sesso F=68.7; p < 0.001, età F=0.02, p = NS, scolarità F=0.09, p = NS;

^fANCOVA: sesso F=132.1; p < 0.001, età F=.03, p = NS, scolarità F=0.1, p = NS;

rità come covariate; solo per il punteggio frequenza di sintomi positivi vi è un effetto dell'età. La correlazione di Pearson tra il punteggio frequenza di sintomi positivi ed età risulta, infatti, inversa e significativa: $r = .16$, $p < 0.001$, $n = 1317$. In Figura 1 sono riportate le percentuali di soggetti che hanno risposto con punteggio di frequenza >1 agli item del CAPE. I punteggi medi per sesso per ogni singolo item sono raffigurati invece in Figura 2. Inoltre, nella Figura 2 è illustrato, per ogni item, il numero di sog-

getti, divisi per sesso, che ha risposto con il punteggio massimo sia di frequenza (4 = 'sempre') che di distress (4 = 'molto'); complessivamente 298 (22%) soggetti, 215(27%) femmine e 77(15%) maschi, hanno risposto ad almeno un item con entrambi i punteggi massimi.

I tre punteggi di frequenza sono risultati correlati significativamente (tutti $p < .001$) tra loro: r di Pearson tra lo score positivo e negativo di .57, tra positivo e depressivo di .52, tra negativo e depressivo di .70.

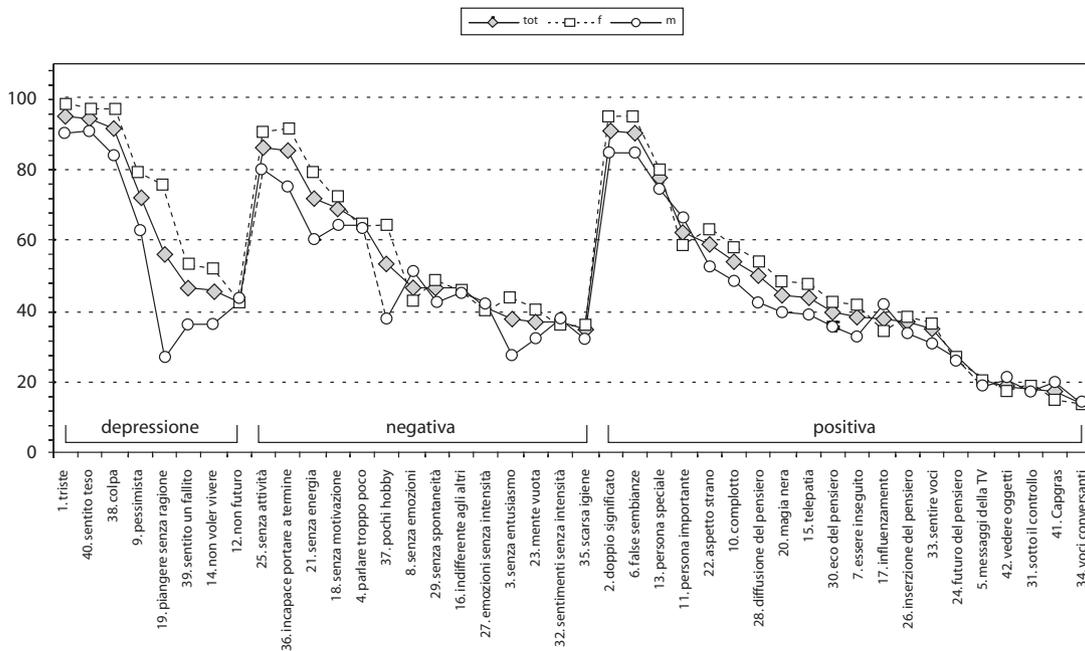


Figura 1. – Percentuali di soggetti, totali e divisi per sesso (f = femmine; m = maschi), che hanno risposto positivamente (frequency score > 1) agli item del CAPE, raggruppati per dimensione e raffigurati in ordine decrescente di percentuale.

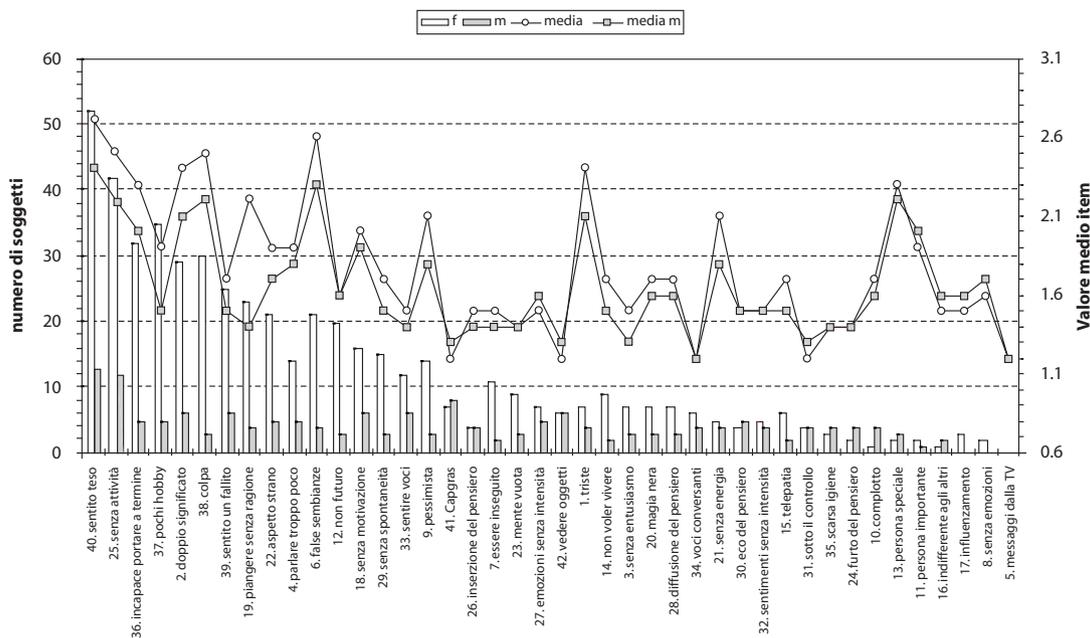


Figura 2. – *Punteggi per ogni item del CAPE. Il numero di soggetti divisi per sesso con punteggi estremi (frequenza = 4 e distress = 4) è rappresentato dalle barre (asse Y a destra); per il sesso (M/F) il valore medio di risposta all'item è rappresentato dalle linee (asse Y a sinistra).*

Il coefficiente di correlazione di Pearson tra i punteggi di frequenza e quelli di *distress* è risultato per la dimensione positiva $r=.85$, $p<0.001$, per quella negativa $r=.85$, $p<0.001$ e per la dimensione depressiva $r=.82$, $p<0.001$; le correlazioni tra i punteggi di frequenza e di *distress* pesati sono risultate inferiori in valore ma ugualmente altamente significative.

I coefficienti alfa di Cronbach vanno da .78 a .86 nel campione totale e non si riscontrano differenze sostanziali nei due sessi. La scala depressione presenta il valore minore, ma questa scala è composta da soli 8 item e l'alfa è sensibile al numero di item, aumentando al crescere di questo.

Relativamente all'analisi fattoriale, tra i modelli confrontati con la CFA, quello C a tre dimensioni ha evidenziato un accettabile *fit* con valori di RMSEA (*Root Mean Square Error of Approximation*) appena meno di ottimi: 0.06 rispetto <0.05 . Inoltre, dall'ispezione dell'AIC (*Akaike Information Criterion*) si evidenzia che il *fit* dei dati al modello C risulta il migliore (AIC=3351.9) e che il modello a 4 dimensioni non offre un sostanziale aumento del *fit* (AIC=3341.0).

Nel campione totale, la PCA ha estratto 9 componenti con autovalore >1 per un totale del 53.3% di varianza spiegata. Il numero di fattori secondo la PA è di 4. Secondo il MAP test, invece, il numero di fattori è di 3

secondo la versione originale del 1976 e di 4 secondo la versione del test rivista nel 2000.

Forzando la soluzione a 3 fattori, per conformità con i dati pubblicati, il totale della varianza spiegata risulta di 36.3% nel campione totale, di 34.9% nelle femmine e di 44.6% nei maschi. Il Coefficiente di Congruenza (CC) globale tra la matrice dei *loadings* e quella ipotizzata di 0 e 1 è risultato di 0.90 nel campione totale, di 0.86 nelle femmine e di 0.74 nei maschi. Nel campione totale, i CC tra i fattori, positivo, negativo e depressivo della struttura ipotizzata, risultano di 0.91, 0.80 e di 0.65 prima della rotazione di Procrustes e, dopo, di 0.98, 0.87 e di 0.53. Confrontando la soluzione PCA *promax* a tre fattori di questo studio con quella dello studio di Verdoux & van Os (2002) nel sottocampione delle sole femmine, si è ottenuto un valore di CC globale di 0.86 per i tre fattori, di 0.98 per il fattore depressivo, di 0.77 per il fattore positivo e di 0.47 per quello negativo.

DISCUSSIONE

La struttura fattoriale della versione italiana del CAPE si adatta ragionevolmente bene al modello a tre fattori: positivo, negativo e depressivo. Sia la CFA che l'EFA non escludono una soluzione a più fattori, ma il miglioramen-

to del *fit* non risulta sensibile. I valori degli indici di fit della CFA risultano molto simili a quelli della letteratura (Stefanis *et al.*, 2002; Brenner *et al.*, 2007). Nel lavoro canadese, con indici sovrapponibili a quelli di questo studio, viene impiegata la versione a 42 item, come la versione italiana. Nello studio greco, invece, con indici appena migliori, viene utilizzata una versione a 40 item. Inoltre, anche l'EFA indica una congruenza tra i dati sperimentali e la struttura teorica delle tre dimensioni nel campione *in toto* (CC di 0.90). Nel campione femminile, invece, la congruenza con la matrice pubblicata (Verdoux & Van Os., 2002) risulta globalmente accettabile (CC di 0.86) e particolarmente alta per la dimensione depressiva (CC di 0.98), che, in entrambi i campioni femminili di questo studio e di quello francese, rappresenta il primo fattore.

Le correlazioni tra le tre dimensioni sono significative: in particolare la correlazione tra la dimensione negativa e quella depressiva risulta elevata, dell'ordine di quella dello studio olandese di Hanssen *et al.* (2003) in cui però il campione era costituito da 647 soggetti della popolazione generale e da 415 soggetti di popolazioni cliniche (72 psicotici, 214 soggetti con disturbi dell'umore e 129 con disturbo d'ansia). Una possibile spiegazione è che nella popolazione generale le forme attenuate dei sintomi rendono più difficile la loro discriminazione (Stefanis *et al.*, 2002). Le altre correlazioni, invece, sono confrontabili con lo studio CFA di Stefanis *et al.* (2002), ma superiori a quelle dello studio EFA di Verdoux & Van Os (2002).

La consistenza interna, valutata attraverso i coefficienti alfa di Cronbach, risulta buona e in accordo con i valori di letteratura (Brenner *et al.*, 2007). Inoltre, i punteggi medi delle dimensioni sono sovrapponibili a quelli dello studio canadese, l'unico a riportarli, indicando verosimilmente una distribuzione delle frequenze di risposta sovrapponibile.

Un secondo dato rilevante di questo studio è l'effetto del sesso sui punteggi degli item e delle dimensioni. La differenza tra i sessi, seppure significativa, è minima per le dimensioni positive e negative, mentre risulta maggiore per la dimensione depressiva. In maniera sovrapponibile al lavoro di Verdoux & Van Os (2002), che includeva però solo donne, anche nel presente studio, con un campione di entrambi i sessi, viene riportata una correlazione negativa tra età e sintomi psicotici positivi. I dati relativi al sesso non sono stati riportati per il CAPE, ma dalla letteratura sulla schizotipia è noto che, pur essendo nei due sessi la struttura invariante, le femmine tendono ad avere punteggi più elevati alla scala positiva e inferiori a quella negativa (Raine, 1992). Tuttavia, nel nostro studio le femmine hanno punteggi superiori in tutte e tre le scale, in particolare in quella depressiva.

Una possibile spiegazione potrebbe risiedere in un diverso stile di risposta nei due sessi, *under-reporting* per i maschi e *over-reporting* per le femmine. Analizzando tuttavia i punteggi estremi (ovvero il punteggio massimo sia di frequenza che di *distress*) per lo più le femmine tendono a indicare item dal contenuto depressivo.

I dati di questo studio tendono a indicare che i sintomi della psicosi si distribuiscono nella popolazione generale e che la loro frequenza ha una relazione lineare con il livello di disagio provato. È interessante notare che sintomi positivi di tipo schizotipico, quali 'magia nera', 'telepatia' e 'complotto' presentano una debole ma significativa correlazione con il livello di *distress* provato (dati disponibili su richiesta agli autori). È lecito chiedersi se queste esperienze o convinzioni possano davvero ritenersi patologiche, se presenti, ma in grado di scaturire bassi livelli di disagio. Tuttavia, considerata la giovane età del campione, non è da escludere una relazione con l'uso di sostanze d'abuso in particolare di cannabinoidi (Verdoux & van Os, 2002, Stefanis *et al.*, 2004).

La versione italiana del CAPE mantiene le caratteristiche psicometriche della versione originale e delle successive versioni già validate e si offre, pur con le sue limitazioni, come un ulteriore strumento di indagine delle esperienze simil-psicotiche o psicotiche subcliniche nella popolazione generale all'interno di un approccio dimensionale alla valutazione delle psicosi.

Enrico Daneluzzo,
Silvia Di Tommaso*,
Daniela Tempesta*,
Gianluigi Cerroni*,
Paolo Stratta***, **
Alessandro Rossi****

*U.O. di Psicologia Clinica
dell'Università de L'Aquila,
Casa di Cura "Villa Serena",
Città Sant'Angelo (Pescara);

Scuola di Specializzazione
in Psicologia Clinica,
Università de L'Aquila

**Dipartimento di Medicina Sperimentale,
Università de L'Aquila,
Località Coppito II,
67100 L'Aquila

E-mail: alessandro.rossi@cc.univaq.it

***Dipartimento di Salute Mentale,
Asl 4, L'Aquila

Received 19.02.08

Revised version received 07.04.08

Accepted on 11.04.08

BIBLIOGRAFIA

- Andreasen N.C. (1989). The Scale for the Assessment of Negative Symptoms (SANS): conceptual and theoretical foundations. *British Journal of Psychiatry*, Suppl. 7, 49-58.
- Barrett P.T., Petrides K.V., Eysenck S.B.G. & Eysenck H.J. (1998). The Eysenck Personality Questionnaire: an examination of the factorial similarity of P, E, N, and L across 34 countries. *Personality and Individual Differences* 25 (5), 805-819.
- Brenner K., Schmitz N., Pawliuk N., Fathalli F., Joobar R., Ciampi A. & King S. (2007). Validation of the English and French versions of the community Assessment of Psychic Experiences (CAPE) with a Montreal Community sample. *Schizophrenia Research* 95, 86-95.
- Hanssen M., Peeters F., Krabbendam L., Radstake S., Verdoux H. & Van Os J. (2003). How psychotic are individuals with non-psychotic disorders? *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology* 38, 149-154.
- Johns L.C. & Phil D. (2005). Hallucination in the General Population *Current Psychiatry Report* 7, 162-167.
- Johns L.C. & Van Os J. (2001). The continuity of psychotic experiences in the general population. *Clinical Psychology Review* 21, 1125-1141.
- Peters E.R., Joseph S.A. & Garety P.A. (1999). Measurement of delusional ideation in the normal population: introducing the PDI (Peters et al. Delusions Inventory). *Schizophrenia Bulletin* 25, 553-576
- Raine A. (1992). Sex differences in schizotypal personality in a non clinical population. *Journal of Abnormal Psychology* 101(2), 361-364.
- Rosslar W., Riecher-Rosslar A., Angst J., Murray R., Gamma A., Eich D., van Os J. & Gross V.A. (2007). Psychotic experiences in the general population: a twenty-year prospective community study. *Schizophrenia Research* 92, 1-14.
- Selten J.P., Gernaat H.B., Nolen W.A., Wiersma D. & van den Bosch R.J. (1998). Experience of negative symptoms: comparison of schizophrenic patients to patients with a depressive disorder and to normal subjects. *American Journal of Psychiatry* 155, 350-354.
- Sharpley M.S. & Peters E.R. (1999). Ethnicity, class and schizotypy. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology* 34, 507-512.
- Stefanis N.C., Hanssen M., Smirnis N.K., Avramopoulos D.A., Evdokimidis I.K. & Stefanis C.N., Verdoux H & Van Os J. (2002). Evidence that three dimensions of psychosis have a distribution in the general population. *Psychological Medicine* 32, 347-358.
- Stefanis N.C., Delspaul P., Henquet C., Bakaula C., Stefanis C.M. & van Os J. (2004). Early adolescent cannabis exposure and positive and negative dimensions of psychosis. *Addiction* 99, 1333-1341.
- Van Os J. & Tamminga C. (2007). Deconstructing Psychosis *Schizophrenia Bulletin* 33 (4) 861-862.
- Van Os J. & Verdoux H. (2002). Diagnosis and classifications of schizophrenia: categories vs. dimensions, distributions vs. disease. In *The Epidemiology of Schizophrenia* (ed. R.M. Murray, P.B. Johnes, E. Susser, G. Van Os, M. Cannon), pp. 364-410. Cambridge University Press: Cambridge.
- Van Os J., Hanssen M., Bijl R.V. & Ravelli A., (2000). Strauss (1969) revisited: a psychosis continuum in the general population? *Schizophrenia Research* 45, 11-20.
- Van Os J., Hanssen M., Bijl R.V. & Vollebergh W. (2001). Prevalence of psychotic disorder and community level of psychotic symptoms: an urban \pm rural comparison. *Archives of General Psychiatry* 58, 663-668.
- Verdoux H. & van Os J. (2002). Psychotic symptoms in non-clinical populations and the continuum of psychosis. *Schizophrenia Research* 54, 59-65.
- Verdoux H., Sorbara F., Gindre C., Swendsen J.D. & van Os J. (2003). Cannabis use and dimensions of psychosis in a nonclinical population of female subjects. *Schizophrenia Research* 59, 77-84.
- Vollema M.G. & Hoijtink H. (2000). The multidimensionality of self report schizotypy in a psychiatric population: an analysis using multidimensional Rasch models. *Schizophrenia Bulletin* 26, 565-575.