

ΜΠΣ ΒΙΟΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ

ΕΘΝΙΚΟ ΚΑΙ ΚΑΠΟΔΙΣΤΡΙΑΚΟ ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΑΘΗΝΩΝ
ΙΑΤΡΙΚΗ ΣΧΟΛΗ

ΤΜΗΜΑ ΜΑΘΗΜΑΤΙΚΩΝ
ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΙΩΑΝΝΙΝΩΝ
ΤΜΗΜΑ ΜΑΘΗΜΑΤΙΚΩΝ

ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ

ΣΙΛΙΑ ΒΙΤΩΡΑΤΟΥ

«*ΤΥΠΟΠΟΙΗΣΗ ΚΑΙ ΑΝΑΛΥΣΗ
ΨΥΧΟΜΕΤΡΙΚΩΝ ΧΑΡΑΚΤΗΡΙΣΤΙΚΩΝ
ΝΕΟΣΥΛΛΕΚΤΩΝ ΕΦΕΔΡΩΝ ΟΠΛΙΤΩΝ*»

ΑΘΗΝΑ, 2004

ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΑ

Περιεχόμενα	3
Ευχαριστίες	5
Αφιέρωση	6
Εισαγωγή – δομή της εργασίας	7
I ΜΕΡΟΣ : ΑΞΙΟΠΙΣΤΙΑ – ΕΓΚΥΡΟΤΗΤΑ	10
I.1 ΑΞΙΟΠΙΣΤΙΑ	10
I.1.1 Θεωρία της πραγματικής τιμής και αξιοπιστία	10
I.1.2 Εκτίμηση του συντελεστή αξιοπιστίας	12
I.1.2.1 Εξέταση – επανεξέταση και συντελεστής αξιοπιστίας	12
I.1.2.2 Παράλληλες δοκιμασίες και συντελεστής αξιοπιστίας	13
I.1.2.3 Συντελεστής αξιοπιστίας του ημίκλαστου	15
I.1.2.4 Συντελεστής άλφα του Cronbach	19
I.1.2.5 Τα κατά Guttman κάτω όρια του συντελεστή αξιοπιστίας	21
I.1.2.6 Αξιοπιστία ανάμεσα σε βαθμολογητές	23
I.2 ΕΓΚΥΡΟΤΗΤΑ	30
I.2.1 Εισαγωγή	30
I.2.2 Εγκυρότητα σχετικά με το περιεχόμενο	30
I.2.2.1 Φαινομενική εγκυρότητα	30
I.2.2.2 Εγκυρότητα περιεχομένου ή κατά τεκμήριο εγκυρότητα	31
I.2.3 Εγκυρότητα βάσει κριτηρίου	32
I.2.3.1 Συγχρονική εγκυρότητα	32
I.2.3.2 Προβλεπτική εγκυρότητα	32
I.2.4 Εγκυρότητα εννοιολογικής κατασκευής	33
I.2.4.1 Συγκλίνουσα εγκυρότητα	33
I.2.4.2 Εγκυρότητα διαχωρισμού	34
I.2.5 Έλεγχος εγκυρότητας και αξιοπιστίας κλίμακας μέτρησης. Πίνακας Πολλαπλών Τάσεων-Μεθόδων (ΠΠΤΜ)	35
II ΜΕΡΟΣ : ΕΡΩΤΗΜΑΤΟΛΟΓΙΑ ΣΧΙΖΟΤΥΠΙΚΩΝ ΧΑΡΑΚΤΗΡΙΣΤΙΚΩΝ	39
II.1 ΘΕΩΡΗΤΙΚΟ ΥΠΟΒΑΘΡΟ	39
II.1.1 Σχιζοφρένεια	39
II.1.1.1 Η Σχιζοφρένεια στους αιώνες	39
II.1.1.2 Επιδημιολογικά χαρακτηριστικά	40
II.1.2 Σχιζοταξία	42
II.1.3 Σχιζοτυπία	43
II.1.3.1 Σχιζοτυπική διαταραχή της προσωπικότητας	43
II.1.3.2 Η πολυδιάστατη φύση της σχιζοφρένειας και της σχιζοτυπίας	44
II.1.4 Έρευνα επί των ατόμων με σχιζοτυπική προσωπικότητα	45
II.2 ΣΤΑΘΜΙΣΗ ΚΛΙΜΑΚΩΝ ΣΧΙΖΟΤΥΠΙΚΩΝ ΧΑΡΑΚΤΗΡΙΣΤΙΚΩΝ	47
II.2.1 Η μελέτη ASPIS	47
II.2.2 Στάθμιση της κλίμακας ΕΣΠ στον ελληνικό πληθυσμό	47
II.2.2.1 Το Ερωτηματολόγιο Σχιζοτυπικής Προσωπικότητας (ΕΣΠ)	47
II.2.2.2 Περιγραφική Ανάλυση	49
II.2.2.3 Έλεγχος Αξιοπιστίας του ΕΣΠ	53
II.2.3 Στάθμιση κλίμακας ψυχοπαθολογίας Symptom Checklist – 90 – R	66
II.2.3.1 Η κλίμακα Symptom Checklist – 90 – R	66
II.2.3.2 Περιγραφική Ανάλυση	67
II.2.3.3 Έλεγχος Αξιοπιστίας της SCL – 90 – R	70
II.2.4 Στάθμιση της Κλίμακας Αντιληπτικών Παρανοήσεων (Perceptual Aberration Scale)	76
II.2.4.1 Η Κλίμακα Αντιληπτικών Παρανοήσεων (Perceptual Aberration Scale)	76
II.2.4.2 Περιγραφική Ανάλυση	76
II.2.4.3 Έλεγχος Αξιοπιστίας της ΚΑΠ	78
II.2.5 Μελέτη Εγκυρότητας	82

II.2.5.1	Εγκυρότητα κριτηρίου ΕΣΠ	82
II.2.5.2	Εγκυρότητα εννοιολογικής κατασκευής	85
III	ΜΕΡΟΣ : ΕΡΩΤΗΜΑΤΟΛΟΓΙΑ ΠΡΟΣΩΠΙΚΟΤΗΤΑΣ	88
III.1	ΣΤΑΘΜΙΣΗ ΕΡΩΤΗΜΑΤΟΛΟΓΙΩΝ ΠΡΟΣΩΠΙΚΟΤΗΤΑΣ	88
III.1.1	Εισαγωγικά	88
III.1.2	Στάθμιση Ερωτηματολογίου Ιδιοσυγκρασιακών - Χαρακτηριολογικών Στάσεων (ΕΙΧΣ)	89
III.1.2.1	Το Ερωτηματολόγιο Ιδιοσυγκρασιακών - Χαρακτηριολογικών Στάσεων (ΕΙΧΣ)	89
III.1.2.2	Περιγραφική Ανάλυση	90
III.1.2.3	Έλεγχος Αξιοπιστίας του ΕΙΧΣ	103
III.1.3	Στάθμιση Ερωτηματολογίου Επιθετικότητας (ΕΕ)	109
III.1.3.1	Το Ερωτηματολόγιο Επιθετικότητας	109
III.1.3.2	Περιγραφική Ανάλυση	109
III.1.3.3	Έλεγχος Αξιοπιστίας του ΕΕ	119
III.1.4	Στάθμιση Κλίμακας Παρορμητικότητας του Barratt - 11 (ΚΠ-11)	123
III.1.4.1	Η Κλίμακα Παρορμητικότητας του Barratt - 11 (ΚΠ-11)	123
III.1.4.2	Περιγραφική Ανάλυση	124
III.1.4.3	Έλεγχος Αξιοπιστίας της ΚΠ-11	129
III.1.5	Συσχετίσεις μεταξύ ερωτηματολογίων	130
III.1.5.1	Συσχετίσεις ερωτηματολογίων ΕΙΧΣ-140 και ΚΠ - 11	130
III.1.5.2	Συσχετίσεις ΕΙΧΣ-140 και ΕΕ	131
III.1.5.3	Συσχετίσεις Κλίμακας Παρορμητισμού του Barratt - 11 και Ερωτηματολογίου Επιθετικότητας.	134
IV	ΜΕΡΟΣ: ΠΑΡΑΓΟΝΤΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ	136
IV.1	ΔΙΕΡΕΥΝΗΤΙΚΗ ΠΑΡΑΓΟΝΤΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ ΔΠΑ	136
IV.1.1	Παραγοντική Ανάλυση	136
IV.1.2	Παραγοντική δομή ερωτηματολογίου ΕΣΠ (Τρίπολη).	138
IV.1.2.1	Καταλληλότητα των δεδομένων	138
IV.1.2.2	Επιλογή αριθμού παραγόντων	140
IV.1.2.3	Εκτίμηση των παραμέτρων του μοντέλου με την μέθοδο της Ανάλυσης σε Κύριες Συνιστώσες.	143
IV.1.2.4	Περιστροφή	146
IV.1.2.5	Υπολογισμός των σκορ των παραγόντων	148
IV.1.2.6	Σχολιασμός παραγοντικής δομής ΕΣΠ σύμφωνα με την ΔΠΑ χρησιμοποιώντας την μέθοδο ΚΣ	149
IV.1.3	Παραγοντική δομή ερωτηματολογίου ΕΣΠ (ΕΝΑ).	151
IV.1.3.1	Καταλληλότητα των δεδομένων	151
IV.1.3.2	Επιλογή αριθμού παραγόντων	153
IV.1.3.3	Εκτίμηση των παραμέτρων του μοντέλου με την μέθοδο της Μεγίστης Πιθανοφάνειας.	153
IV.1.3.4	Περιστροφή	157
IV.1.3.5	Υπολογισμός των σκορ των παραγόντων	159
IV.1.3.6	Εκτίμηση των παραμέτρων του μοντέλου με την μέθοδο ΚΣ.	160
IV.1.3.7	Σχολιασμός παραγοντικής δομής ΕΣΠ σύμφωνα με την ΔΠΑ χρησιμοποιώντας την μέθοδο ΚΣ και ΜΠ (ΕΝΑ).	164
	164	
	Συζήτηση	166
	Περίληψη	172
	Abstract	174
	Βιβλιογραφικές αναφορές – παραπομπές	176
	Παράρτημα	183
	Ευρετήριο συντομοπέσεων	188

ΕΥΧΑΡΙΣΤΙΕΣ

Ευχαριστώ τον «*Δάσκαλο Γιάννη*» για την ανάθεση αυτής της εργασίας, για τα όσα με έμαθε και με συμβούλεψε (και για αυτά που δεν τον άκουσα), τις απελπιστικά λεπτομερείς διορθώσεις του και την ανοχή του στην πολυλογία μου.

Ευχαριστώ επίσης τον «*Δάσκαλο Νίκο*» για την εμπιστοσύνη που μου έδειξε δίνοντάς μου τα δεδομένα της ASPIIS, την πολύπλευρη στήριξη του στις δύσκολες στιγμές, τη γενναιόδωρη αναγνώριση αλλά κυρίως για τα great.

Ευχαριστώ την *Γιώτα Τουλούμη*, τον *Νίκο Πανταζή*, τον *Δήμο Παναγιωτάκο*, την *Χριστίνα Μπάμια* και όλους τους καθηγητές στο ΠΜΣ Βιοστατιστικής για τα όσα με δίδαξαν, την ιδιαίτερα φιλική και ευχάριστη ατμόσφαιρα και γιατί ξέρω πως παραμένουν εδώ για «τυχόν απορίες».

Ευχαριστώ τις συγκατοίκους μου *Αναστασία* και *Αθηνά* για την συντροφιά τους (αλλά και την συντροφικότητα) στο σπίτι των ανέμων και γιατί έκαναν αυτό το ταξίδι δυνατό και αξέχαστο.

Κυρίως ευχαριστώ τους *γονείς* μου που αντέχουν ακόμα (:) και την *Ξένια* που είναι ο αφανής ήρωάς μου.



Αφιέρωση

Στη Χίο...

Εισαγωγή – δομή της εργασίας

Τα τελευταία χρόνια χρησιμοποιούνται ευρέως ως βασικά ψυχομετρικά εργαλεία τα αυτο-συμπληρούμενα ερωτηματολόγια. Τα ερωτηματολόγια αυτά βασιζόμενα σε συγκεκριμένο αριθμό ερωτημάτων φιλοδοξούν να προσεγγίσουν, δηλαδή να ποσοτικοποιήσουν, διάφορες όψεις του ανθρώπινου ψυχισμού. Ο αποκρινόμενος καλείται να συγκρίνει την συμπεριφορά ή τις συνήθειές του με αυτές που περιγράφει το εκάστοτε ερώτημα και να απαντήσει θετικά ή αρνητικά στο αν τον εκφράζει το συγκεκριμένο ερώτημα (διωνυμικού τύπου ερωτήματα). Υπάρχουν ωστόσο και ερωτηματολόγια στα οποία ο αποκρινόμενος καλείται να δηλώσει τον βαθμό που συμφωνεί με ένα λήμμα - κλίμακες τύπου Likert (1932) - ή την συχνότητα με την οποία ακολουθεί την περιγραφόμενη συμπεριφορά. Μάλιστα, λόγω της μεγαλύτερης κλίμακας επιλογών και κατά συνέπεια της καλύτερης αντιπροσώπευσης των απαντήσεων για κάθε άτομο, αυτό του τύπου τα λήμματα τείνουν να αντικαταστήσουν σήμερα τα διωνυμικά. Στις περισσότερες των περιπτώσεων ένα ερωτηματολόγιο είναι πολυδιάστατο, αποτελούμενο από ερωτήματα που αναφέρονται σε διαφορετικές συμπεριφορές ή χαρακτηριστικά και ονομάζονται υποκλίμακες. Δηλαδή, τα ερωτήματα αθροίζονται σε μικρότερες ομάδες που κάθε μία μετρά ένα χαρακτηριστικό της ανθρώπινης συμπεριφοράς.

Είναι γνωστό πως ο ανθρώπινος ψυχισμός αλλά και η συμπεριφορά επηρεάζονται από το στενό και ευρύτερο περιβάλλον. Έτσι, καθώς οι κοινωνικό-πολιτισμικές και οικονομικές συνθήκες αλλά και η κουλτούρα διαφέρουν ανάμεσα στα έθνη, είναι εύλογο πως η χρήση ενός ερωτηματολογίου σε δείγμα πληθυσμού διαφορετικής εθνότητας από αυτόν για τον οποίο (και επί του οποίου) δημιουργήθηκε, προϋποθέτει τον έλεγχο καλής εφαρμογής του ή και την μορφοποίησή του, όπου αυτό κρίνεται απαραίτητο. Αυτό επιτυγχάνεται με την βοήθεια της ψυχομετρικής θεωρίας, όπου ένα πλήθος ιδιοτήτων του μεταφρασμένου ερωτηματολογίου μελετώνται, κατευθύνοντας τους ερευνητές προς την πιο αξιόπιστη και έγκυρη μεταφορά του στον νέο πληθυσμό (*cross validation*).

Η παρούσα εργασία, αφορά την μελέτη έξι ψυχομετρικών εργαλείων τα οποία χρησιμοποιούνται διεθνώς και μεταφράστηκαν πρόσφατα στην ελληνική γλώσσα: το Ερωτηματολόγιο Σχιζοτυπικής Προσωπικότητας [ΕΣΠ](#) (Schizotypal Personality Questionnaire [SPQ](#) - [Raine, 1991](#)), η Κλίμακα Αντίληπτικών Παρανοήσεων [ΚΑΠ](#) (Perceptual Aberration Scale PAS - Chapman et al, 1978), η Κλίμακα Ψυχοπαθολογίας [SCL-90-R](#) (Derogatis, 1993), το Ερωτηματολόγιο Ιδιοσυγκρασίας και Χαρακτηριολογικών Στάσεων [ΕΙΧΣ-140](#) (Temperament and Character Inventory TCI, Cloninger et al, 1994), το Ερωτηματολόγιο Επιθετικότητας [ΕΕ](#) (Aggression Questionnaire AQ – [Buss and Perry, 1992](#)) και η Κλίμακα Παρορμητικότητας του Barratt (Baratt's Impulsiveness Scale [BIS-11](#) - Paton et al, 1995).

Η εργασία της στάθμισης των ερωτηματολογίων για τον ελληνικό πληθυσμό έγινε στα πλαίσια της μελέτης ASPIS (Athens Study of Psychosis Proneness and Incidence of Schizophrenia) από την επιστημονική ομάδα του Ν.Κ.Στεφανή (Νίκος Κ Στεφανής, Νικόλαος Σμύρνης, Δημήτρης Αβραμόπουλος, Ιωάννης Ευδοκίμидης και Κώστας Ν. Στεφανής), μετά από την εξασφάλιση της σύμφωνης γνώμης των αρχικών συγγραφέων τους. Εξαίρεση στη παραπάνω διαδικασία αποτελεί η Κλίμακα Ψυχοπαθολογίας

SCL-90-R η οποία έχει μεταφραστεί και σταθμιστεί για τον ελληνικό πληθυσμό από τους [Ντώνιας και συνεργάτες \(1991\)](#). Η διαδικασία της στάθμισης για τον ελληνικό πληθυσμό συνίσταται από τα εξής στάδια: μετάφραση – απόδοση στα ελληνικά, εφαρμογή σε δείγμα Ελλήνων, προσδιορισμός των περιγραφικών δεικτών των κατανομών των ερωτημάτων και των σύνθετων υποκλιμάκων, μελέτη της αξιοπιστίας και της εγκυρότητας των ερωτηματολογίων και τέλος εφαρμογή παραγοντικής ανάλυσης στα δεδομένα.

Όλα τα ερωτηματολόγια μεταφράστηκαν στα ελληνικά από τρία μέλη της επιστημονικής ομάδας (Νίκος Κ. Στεφανής, Νικόλαος Σμύρνης και Δημήτρης Αβραμόπουλος). Στην συνέχεια, τα ερωτηματολόγια επανα-μεταφράστηκαν στα αγγλικά από ανεξάρτητο μεταφραστή. Από την σύγκριση του αρχικού και του δεύτερου αυτού αγγλικού αντιτύπου σε κάθε περίπτωση, προέκυψε μία δεύτερη ελληνική έκδοση η οποία μορφοποιήθηκε περαιτέρω από την εφαρμογή των ερωτηματολογίων σε δείγμα 15 ατόμων που εργάζονται στο Πανεπιστημιακό Ινστιτούτο Ερευνάς Ψυχικής Υγιεινής. Οι επανα-μεταφράσεις εστάλησαν στην συνέχεια στους αρχικούς συγγραφείς των ερωτηματολογίων προκειμένου να εξασφαλιστεί η έγκρισή τους, όπως και έγινε.

Τα ερωτηματολόγια ΕΣΠ, ΕΙΧΣ, ΚΑΠ και η κλίμακα SCL – 90 – R δόθηκαν σε δείγμα 2243 νεοσύλλεκτων της Ελληνικής Αεροπορίας στην Τρίπολη κατά την πρώτη εβδομάδα της θητείας τους. Η δειγματοληψία έγινε τυχαία σε άτομα από 8 διαδοχικές σειρές κατάταξης, από τον Ιανουάριο του 1999 έως τον Μάρτιο του 2000. Όλα τα άτομα του δείγματος (ηλικίας 18 έως 24 ετών) είχαν ήδη εξεταστεί από μία ομάδα στρατιωτικών γιατρών όλων των ειδικοτήτων και η κατάσταση της υγείας τους είχε αξιολογηθεί ως ικανοποιητική ώστε να τους επιτρέψει να ακολουθήσουν την διαδικασία της στράτευσης. Επιπρόσθετα, με εξαίρεση το ΕΙΧΣ, τα ερωτηματολόγια δόθηκαν δύο χρόνια αργότερα (μελέτη επανεξέτασης) σε 209 από αυτά τα άτομα στο 251 Εθνικό Νοσοκομείο Αεροπορίας (ΕΝΑ). Το ΕΙΧΣ επιπλέον, δόθηκε ταυτόχρονα με το ΕΕ και το [ΚΠ-11](#) σε δείγμα 343 ατόμων του γενικού πληθυσμού της Ραφήνας και σε δείγμα 179 ατόμων – ασθενών του ΟΚΑΝΑ.

Σε κάθε περίπτωση από την διαδικασία εξαιρούνταν όσα άτομα είχαν περισσότερες εκλιπούσες τιμές από το 10% των ερωτημάτων. Επιπλέον κάνοντας χρήση ειδικών ερωτημάτων τα οποία ζητούν από τον εξεταζόμενο να δώσει μία συγκεκριμένη απάντηση για την ανίχνευση των ατόμων που απαντούν τυχαία στα λήμματα, εξαιρέθηκαν στην συνέχεια από την ανάλυση όσα άτομα είχαν έστω και μία λανθασμένη απάντηση. Σύμφωνα με αυτές τις διαδικασίες, στην ανάλυση για την στάθμιση έλαβαν μέρος 1355 νεοσύλλεκτοι φαντάροι ενώ 145 από αυτούς επανεξετάστηκαν στο ΕΝΑ καθώς και 165 άτομα από τον ΟΚΑΝΑ και τέλος δείγμα 307 ατόμων από τον γενικό πληθυσμό της Ραφήνας.

Στην παρούσα εργασία παρουσιάζεται η ανάλυση των δεδομένων που προέκυψαν, όσων αφορά τους περιγραφικούς δείκτες και τις ψυχομετρικές ιδιότητες (αξιοπιστία - εγκυρότητα) των ερωτηματολογίων. Επιπρόσθετα, στην περίπτωση του ΕΣΠ εφαρμόστηκε παραγοντική ανάλυση.

Αναλυτικότερα, η εργασία αποτελείται από τέσσερα μέρη. Στο **πρώτο μέρος** παρουσιάζεται η έννοια της αξιοπιστίας ενός ψυχομετρικού εργαλείου και παρατίθενται οι μέθοδοι εκτίμησης της (κεφάλαιο πρώτο). Στο δεύτερο κεφάλαιο παρατίθεται η έννοια της εγκυρότητας όπως αυτή περιγράφεται μέσω των διαφόρων μορφών της. Το πρώτο μέρος αποτελεί μία συλλογή των διαφορετικών μεθόδων προσέγγισης

των βασικών αυτών ψυχομετρικών ιδιοτήτων, όπως αυτές παρουσιάζονται στην διεθνή βιβλιογραφία. Δεδομένου ότι δεν υπάρχει στην ελληνική βιβλιογραφία παρόμοιο συγκεντρωτικό κείμενο, κρίθηκε σκόπιμη η ένταξή του σε αυτή την εργασία.

Η ASPIS στα πλαίσια της έρευνας επί της σχιζοφρένειας, ασχολείται με την έννοια της σχιζοτυπίας και την μελέτη της Σχιζοτυπικής Προσωπικότητας. Το απαραίτητο υπόβαθρο που αφορά την σχιζοφρένεια, την σχιζοτυπία και κυρίως την σχέση μεταξύ τους παρουσιάζεται στο πρώτο κεφάλαιο του **δεύτερου μέρους**. Ακολουθεί στο δεύτερο κεφάλαιο η στάθμιση του ΕΣΠ, του κατεξοχήν ερωτηματολογίου για την μελέτη της σχιζοτυπίας, καθώς επίσης και της [ΚΑΠ](#) η οποία προσεγγίζει ένα μόνο χαρακτηριστικό γνώρισμα της σχιζοτυπικής προσωπικότητας. Μελετώνται επίσης και οι ψυχομετρικές ιδιότητες της SCI – 90 - R. Για κάθε ερωτηματολόγιο παρουσιάζονται οι περιγραφικοί δείκτες που προέκυψαν από το δείγμα της Τρίπολης και η σύγκρισή τους με αυτές που δίνονται από τον αρχικό συγγραφέα. Για την μελέτη της αξιοπιστίας κάθε ερωτηματολογίου έχουν υπολογιστεί όλοι οι εκτιμητές που αναφέρονται στην βιβλιογραφία, σε συμφωνία με το πρώτο μέρος. Η παραπάνω διαδικασία επαναλαμβάνεται και για το δείγμα της επανεξέτασης και συγκρίνονται τα αποτελέσματα που εξήχθησαν στις δύο χρονικές στιγμές. Τέλος, οι συσχετίσεις μεταξύ των κλιμάκων υπολογίζονται προκειμένου να δειχθεί πως οι μετρήσεις που λαμβάνουμε από τα τρία ερωτηματολόγια είναι συμβατές με την σύγχρονη γνώση επί της σχιζοτυπίας συνηγορώντας έτσι υπέρ της εγκυρότητας τους.

Αντίστοιχη εργασία παρουσιάζεται στο **τρίτο μέρος** για τα τρία ερωτηματολόγια προσωπικότητας, τα ΕΙΧΣ, ΕΕ και ΚΠ-11. Οι περιγραφικοί δείκτες και οι εκτιμητές της αξιοπιστίας παρουσιάζονται για κάθε πληθυσμό στον οποίο εφαρμόστηκαν τα τρία ερωτηματολόγια, όπως επίσης και οι μεταξύ τους συσχετίσεις. Ιδιαίτερο ωστόσο ενδιαφέρον παρουσιάζεται στην σύγκριση των αποτελεσμάτων που προκύπτουν από κάθε δείγμα, λόγω της ετερογενούς σύνθεσής τους.

Το **τέταρτο μέρος** της εργασίας ασχολείται με την παραγοντική ανάλυση ενός ερωτηματολογίου. Περιγράφονται τα στάδια που συνθέτουν αυτή την ανάλυση τόσο παραθέτοντας την υποκείμενη θεωρία όσο και με την βοήθεια της εφαρμογής τους στο ΕΣΠ. Έτσι εφαρμόζεται Διερευνητική Παραγοντική Ανάλυση (ΔΠΑ) με την βοήθεια της μεθόδου ανάλυσης σε Κύριες Συνιστώσες (ΚΣ) στα δεδομένα της Τρίπολης. Επιπρόσθετα, εφαρμόζεται ΔΠΑ με την βοήθεια της μεθόδου της Μεγίστης Πιθανοφάνειας αλλά και της ΚΣ στα δεδομένα της επανεξέτασης στο Εθνικό Νοσοκομείο Αεροπορίας. Η παραγοντική δομή που προκύπτει από τις αναλύσεις αυτές συγκρίνεται τόσο με την προτεινόμενη από τον αρχικό συγγραφέα όσο και με τα αποτελέσματα εφαρμογής Επαληθευτικής Παραγοντικής Ανάλυσης (ΕΠΑ) από την εργασία του Στεφανή και των συνεργατών του (2004) στα δεδομένα της Τρίπολης.

I Μέρος : Αξιοπιστία – Εγκυρότητα

I.1 Αξιοπιστία

Σε όλους τους χώρους της επιστημονικής έρευνας όπου λαμβάνεται μία μέτρηση, τίθεται το ζήτημα της αξιοπιστίας της μέτρησης αυτής. Ο βασικός ορισμός της αξιοπιστίας, όπως αυτή αναφέρεται στα επιστημονικά κείμενα, αφορά το κατά πόσο μια δοκιμασία αναδεικνύει το πραγματικό μέγεθος του υπό μέτρηση χαρακτηριστικού. Για παράδειγμα, κατά πόσο μια ζυγαριά μετρά το πραγματικό βάρος ενός αντικειμένου. Πως όμως μπορεί κάποιος να το διαπιστώσει αυτό; Σε αυτό το σημείο εισέρχεται η έννοια της συνέπειας (consistency), όπως αυτή ορίζεται μέσω της επαναληπτικότητας (repeatability) και της αναπαραγωγισιμότητας (reproducibility) ενός αποτελέσματος.

Μια εμπειρική προσέγγιση της έννοιας της αξιοπιστίας, περιλαμβάνει την ιδιότητα μιας μέτρησης να παραμένει συνεπής ως προς τα αποτελέσματά της. Με αυτό εννοούμε, πως όταν μια μέτρηση είναι αξιόπιστη αναμένεται ότι αν επαναλαμβάνεται κάτω από τις ίδιες ή σχεδόν τις ίδιες συνθήκες, η μεταβλητότητα των αποτελεσμάτων να είναι μικρή. Ανάλογα αναμένουμε ότι τα αποτελέσματα μας θα αναπαραχθούν (επαναληπτικότητα), αν η μέτρηση μας επαναληφθεί κάτω από διαφορετικές αλλά αντίστοιχες συνθήκες (Everitt, 1999, σελ. 286-304). Τα παραπάνω γίνονται σαφή, αν αναλογιστεί κανείς πως αναμένουμε επαναλαμβανόμενες μετρήσεις του βάρους του ίδιου αντικειμένου, από την ίδια ζυγαριά να μην απέχουν πολύ. Αντίστοιχα αναμένουμε μικρή μεταβλητότητα τιμών κατά την ζύγιση ενός όμοιου αντικειμένου, ή από έναν διαφορετικό παρατηρητή σε άλλο χρόνο (αναπαραγωγισιμότητα).

Αν τα παραπάνω ισχύουν τότε μπορούμε να ισχυρισθούμε ότι μετράμε κατά ένα μεγάλο ποσοστό την πραγματική τιμή του βάρους, ενώ το ποσοστό των τυχαίων σφαλμάτων μέτρησης είναι μικρό. Δηλαδή μπορούμε να ισχυριστούμε ότι η μέτρηση μας είναι αξιόπιστη. Η έννοια της αξιοπιστίας οριοθετείται με τη μορφή του συντελεστή αξιοπιστίας, Rel_X , ο οποίος απορρέει με την βοήθεια των βασικών αρχών της κλασσικής ψυχομετρικής «θεωρίας της πραγματικής τιμής (*true score theory*)» που ακολουθεί.

I.1.1 Θεωρία της πραγματικής τιμής και αξιοπιστία

Η εμφάνιση της έννοιας της αξιοπιστίας αποδίδεται στο Charles Spearman, ο οποίος πρώτος επισήμανε την ύπαρξη σφαλμάτων σε μια μέτρηση, που δεν ταυτίζονται με το δειγματοληπτικό σφάλμα. Ακόμη και σε περιπτώσεις όπου δεν υπάρχει δειγματοληψία, υπάρχουν σφάλματα. Πρόκειται για τα σφάλματα μέτρησης, τα οποία ταξινομούνται σε τυχαία και συστηματικά. Σύμφωνα με τον Spearman, τα σφάλματα αυτά μπορούν να εκτιμηθούν από το μέγεθος της ασυμφωνίας διαδοχικών, επαναληπτικών μετρήσεων (Spearman, 1904).

Με βάση αυτήν την ιδέα, δημιουργήθηκε η κλασσική ψυχομετρική θεωρία της πραγματικής τιμής, η οποία αποκρυσταλλώνεται στο έργο των Lord και Novic (1968). Σύμφωνα με αυτή, κάθε μέτρηση X που

λαμβάνεται, είναι το άθροισμα δύο συνιστωσών, της πραγματικής τιμής T (true score) και του τυχαίου σφάλματος της μέτρησης ε . Δηλαδή ισχύει:

$$X = T + \varepsilon \quad (I.1)$$

Τι ποσοστό όμως της κάθε μέτρησης είναι η πραγματική τιμή; Αυτό ακριβώς καλείται να απαντήσει η έννοια της αξιοπιστίας. Η αξιοπιστία ουσιαστικά είναι ο λόγος της πραγματικής τιμής προς την παρατηρούμενη σε μία μέτρηση, δηλαδή το πηλίκο ([Trochim, 2002](#)):

$$\text{Reliability} = \frac{\text{True value}}{\text{Observed value}} = \frac{T}{X} \quad (I.2)$$

Η αξιοπιστία είναι ιδιότητα του εργαλείου μέτρησης. Δηλαδή το ζήτημα που τίθεται δεν είναι αν η συγκεκριμένη τιμή του βάρους αντανακλά το πραγματικό βάρος του αντικειμένου, αλλά αν η ζυγαριά τείνει να δίνει γενικά μετρήσεις πολύ κοντά στο πραγματικό βάρος όλων των αντικειμένων. Ας υποθέσουμε λοιπόν πως έχουμε λάβει τιμές για ένα σύνολο n αντικείμενων, τότε έχουμε για κάθε αντικείμενο:

$$X_i = T_i + \varepsilon_i, \quad (I.3)$$

όπου η X_i είναι η i -οστή παρατηρούμενη τιμή, T_i είναι η υποκείμενη πραγματική τιμή και ε_i το σφάλμα. Σύμφωνα με την θεωρία της πραγματικής τιμής επίσης, τα σφάλματα είναι ανεξάρτητα του T , δηλαδή $\text{cov}(T_i, \varepsilon_i) = 0$. Κατά συνέπεια από την εξίσωση (I.1) έχουμε:

$$\text{Var}(X) = \text{Var}(T + \varepsilon) = \text{Var}(T) + \text{Var}(\varepsilon) + 2\text{Cov}(T, \varepsilon) = \text{Var}(T) + \text{Var}(\varepsilon). \quad (I.5)$$

Η αξιοπιστία ενός οργάνου μέτρησης εκτιμάται με τον συντελεστή αξιοπιστίας Rel_X , ο οποίος ορίζεται με βάση τις διασπορές των τιμών αυτών ([Trochim, 2002](#)):

$$\text{Rel}_X = \frac{\text{Var}(T)}{\text{Var}(X)} = \frac{\text{Var}(T)}{\text{Var}(T + \varepsilon)} = \frac{\text{Var}(T)}{\text{Var}(T) + \text{Var}(\varepsilon)}. \quad (I.6)$$

Δηλαδή εκφράζει το ποσοστό της συνολικής μεταβλητότητας στο δείγμα, που μπορεί να εξηγηθεί από την μεταβλητότητα της πραγματικής τιμής του υπό μέτρηση μεγέθους.

Από την σχέση (I.6) παρατηρούμε ότι ο συντελεστής αξιοπιστίας Rel_X , πλησιάζει την τιμή 1, όταν η μεταβλητότητα των σφαλμάτων τείνει στο μηδέν. Αντίθετα πλησιάζει το μηδέν, όσο η μεταβλητότητα της πραγματικής τιμής προσεγγίζει το μηδέν. Ο συντελεστής αξιοπιστίας μπορεί επίσης να οριστεί συναρτήσει μόνο της μεταβλητότητας των σφαλμάτων ή συναρτήσει της συσχέτισης των πραγματικών τιμών με τις παρατηρούμενες, όπως φαίνεται στους τύπους (I.7) και (I.8) που ακολουθούν (Dunn, 2000).

- Ο Rel_X ως συνάρτηση της διασποράς των σφαλμάτων

Από την (I.5) προκύπτει ότι $Var(T) = Var(X) - Var(e)$, οπότε ο Rel_X γίνεται:

$$Rel_X = \frac{Var(T)}{Var(X)} = \frac{Var(X) - Var(e)}{Var(X)} = 1 - \frac{Var(e)}{Var(X)}. \quad (I.7)$$

- Ο Rel_X ως το τετράγωνο της συσχέτισης μεταξύ των παρατηρούμενων και των πραγματικών τιμών.

Έχουμε διαδοχικά:

$$Corr(X, T) = \frac{Cov(X, T)}{\sqrt{Var(X)} \cdot \sqrt{Var(T)}} = \frac{\sqrt{Var(T)}}{\sqrt{Var(X)}}, \text{ δηλαδή } Corr(X, T) = \sqrt{Rel_X}. \quad (I.8)$$

Όπως είναι εύλογο, η διασπορά των παρατηρούμενων τιμών μπορεί να εκτιμηθεί από το δείγμα. Το θέμα που τίθεται είναι η εκτίμηση της διασποράς των πραγματικών τιμών ανάμεσα στα αντικείμενα. Έτσι, πολλοί και διαφορετικοί τρόποι εκτίμησης της αξιοπιστίας ενός εργαλείου έχουν διατυπωθεί, χωρίς απαραίτητα να εκτιμούν ακριβώς την ίδια έννοια. Είναι φανερό από τα παραπάνω πως η εκτίμηση της αξιοπιστίας αντιστοιχεί στην πραγματικότητα στην εκτίμηση του μεγέθους του τυχαίου σφάλματος, δηλαδή στο ποσοστό της μεταβλητότητας της μέτρησης που οφείλεται σε αυτό (Carmines and Zeller, 1979). Έτσι ανάλογα με την μεταβλητότητα που προσμετρείται στην «μεταβλητότητα σφάλματος» (*error variance*) διαφέρουν οι τύποι των εκτιμητών αξιοπιστίας όπως θα αναπτυχθεί στις επόμενες παραγράφους.

I.1.2 Εκτίμηση του συντελεστή αξιοπιστίας

I.1.2.1 Εξέταση – επανεξέταση και συντελεστής αξιοπιστίας

Αν μια μέτρηση επαναληφθεί δεύτερη φορά, ανεξάρτητα από την πρώτη, δεδομένου ότι αυτό που μετράται παραμένει σταθερό (προϋπόθεση της συνέπειας), αποδίδει τη νέα παρατηρούμενη τιμή X' :

$$X' = T + e'. \quad (I.9)$$

Είναι εμφανές, ότι οι δύο (πειραματικά ανεξάρτητες) μετρήσεις μοιράζονται την ίδια πραγματική τιμή. Αυτό που τις κάνει να διαφέρουν είναι το σφάλμα της μέτρησης. Ας υποθέσουμε λοιπόν πως έχουμε λάβει δύο διαδοχικές μετρήσεις για το ίδιο σύνολο n αντικείμενων, δηλαδή έχουμε αντίστοιχα τις $X_i = T_i + e_i$ και $X'_i = T_i + e'_i$ παρατηρούμενες τιμές για κάθε i αντικείμενο του συνόλου (Trochim, 2002). Όπως ήδη

έχουμε πει οι μεταβλητές X και X' σχετίζονται στον βαθμό που μετρούν την πραγματική τιμή T . Ας υπολογίσουμε τον συντελεστή συσχέτισής τους:

$$R_{xx} = \text{Corr}(X, X') = \frac{\text{Cov}(X, X')}{\sqrt{\text{Var}(X)} \cdot \sqrt{\text{Var}(X')}} \quad (\text{I.10})$$

Έχοντας απλώς επαναλάβει την ίδια δοκιμασία αναμένουμε οι διασπορές των X και X' να συμπίπτουν, υπό την έννοια ότι τόσο τα σφάλματα, όσο και οι πραγματικές τιμές διασπείρονται με το ίδιο ακριβώς τρόπο. Η συνδιασπορά των δύο μεταβλητών επιπλέον, ταυτίζεται με την διασπορά του κοινού τους T . Αναλυτικότερα έχουμε :

$$\begin{aligned} R_{xx} = \text{Corr}(X, X') &= \frac{\text{Cov}(X, X')}{\sqrt{\text{Var}(X)} \cdot \sqrt{\text{Var}(X')}} = \frac{\text{Cov}(T+e, T+e')}{\text{Var}(X)} = \\ &= \frac{E[(T+e) \cdot (T+e')] - E(T+e) \cdot E(T+e')}{\text{Var}(X)} = \frac{\text{Var}(T)}{\text{Var}(X)} \end{aligned}$$

Καταλήξαμε στο ότι η συσχέτιση μεταξύ δύο μετρήσεων του ίδιου συνόλου είναι:

$$R_{xx} = \frac{\text{Var}(T)}{\text{Var}(X)} = \text{Rel}_x \quad (\text{I.11})$$

Στην ιδανική περίπτωση λοιπόν, της επανάληψης μιας μέτρησης (επανεξέτασης) στο ίδιο σύνολο αντικειμένων, δεδομένου ότι δεν μεταβάλλονται τα υπό μέτρηση μεγέθη, ο συντελεστής αξιοπιστίας δεν είναι τίποτα άλλο από τον κατά Pearson συντελεστή συσχέτισης των μετρήσεων αυτών ([Trochim, 2002](#)).

Ο Rel_x κατά συνέπεια είναι ένα μέτρο της σταθερότητας των τιμών. Οι διαφοροποιήσεις των τιμών ανάμεσα στις δύο δοκιμασίες θεωρούνται από την μέθοδο ως σφάλμα (*error variance*). Για τον λόγο αυτό ο [Cronbach \(1947\)](#), τον αποκαλεί συντελεστή σταθερότητας. (*coefficient of stability*).

I.1.2.2 Παράλληλες δοκιμασίες και συντελεστής αξιοπιστίας

Η μέθοδος της εξέτασης – επανεξέτασης που περιγράψαμε, αποτελεί υποπερίπτωση των παράλληλων δοκιμασιών ή μετρήσεων (*Parallel tests*), μιας και περιγράφει την εφαρμογή της ίδιας δοκιμασίας κάτω από τις ίδιες συνθήκες. Η παραλληλία των δοκιμασιών ωστόσο, ορίζεται και για διαφορετικές δοκιμασίες που μετρούν το ίδιο μέγεθος, κάτω από ορισμένες προϋποθέσεις. Σύμφωνα με το κλασσικό μοντέλο της θεωρίας πραγματικής τιμής έχουμε:

- i) $\text{Cov}(T, e) = 0$ και
- ii) $\text{Cov}(e, e') = 0$

Αν επιπλέον για τις δύο δοκιμασίες ισχύουν οι

iii) $T = T'$ (δηλ μετρούν την ίδια πραγματική τιμή)

iv) $\text{Var}(e) = \text{Var}(e')$ (δηλ έχουν την ίδια ακρίβεια),

τότε τα μοντέλα καλούνται «παράλληλα». Αν στις παραπάνω προϋποθέσεις προστεθεί και η προϋπόθεση της ισότητας των μέσων δηλαδή

$$\text{ii) } E(X) = E(X') = T, \quad (\text{I.12})$$

τότε οι δοκιμασίες καλούνται αυστηρά παράλληλες (*strictly parallel tests* - [SPSS, 1999](#) σελ. 359 - 368). Όταν ισχύουν οι προϋποθέσεις (I.12), τότε για τα παράλληλα τεστ ισχύει ότι αναφέραμε στην προηγούμενη παράγραφο. Η εκτιμήτρια του συντελεστή αξιοπιστίας ανάμεσα σε παράλληλα μοντέλα συμπίπτει με αυτή την εξέτασης – επανεξέτασης. Δηλαδή ο συντελεστής αξιοπιστίας παράλληλων δοκιμασιών δίνεται από την σχέση:

$$\text{Rel}_{\text{par}(X)} = \text{Corr}(X, X') = \frac{\text{Var}(T)}{\text{Var}(X)}, \text{ όπου } X, X' \text{ παράλληλες δοκιμασίες} \quad (\text{I.13})$$

Είναι εμφανές, ότι η εκτίμηση του συντελεστή αξιοπιστίας ως η συσχέτιση των X και X' , δεν λαμβάνει υπόψη την μέση τιμή των παρατηρήσεων, και άρα την προϋπόθεση της ισότητας των μέσων, όπως φαίνεται στην σχέση (I.13). Συχνά, τα αναφερόμενα στην βιβλιογραφία ως παράλληλα μοντέλα είναι στην πραγματικότητα τα αυστηρώς παράλληλα, ενώ η έννοια των παράλληλων απαντάται σπανιότερα ([SPSS, 1999](#)).

Τι εκτιμά όμως στην ουσία ο συντελεστής αξιοπιστίας σε αυτή την περίπτωση; Ο $\text{Rel}_{\text{par}X}$ είναι ένα μέτρο της όχι μόνο της σταθερότητας των τιμών, αλλά και της ισοδυναμίας των δύο δοκιμασιών. Για τον λόγο αυτό και με βάση τις συνιστώσες της μεταβλητότητας που θεωρείται από την μέθοδο ως μεταβλητότητα σφάλματος, ο [Cronbach \(1947\)](#) τον αποκαλεί συντελεστή σταθερότητας και ισοδυναμίας. (*coefficient of stability and equivalence*).

Παράδειγμα παράλληλων δοκιμασιών αποτελούν η μέθοδος εξέτασης – επανεξέτασης (*test-retest*) και η μεταξύ βαθμολογητών εξέταση (*Inter-rater*), όπου τα ερωτήματα (*items*) τα οποία καλούνται να μετρήσουν ένα χαρακτηριστικό είναι ακριβώς τα ίδια.. Ωστόσο παραλληλία των δοκιμασιών υπάρχει και σε διαφορετικά ερωτήματα, σχεδιασμένα όμως ώστε να μετρούν την ίδια τάση (*alternate forms*).

Με βάση τις προϋποθέσεις των παράλληλων δοκιμασιών, αναπτύσσεται η έννοια του συντελεστή αξιοπιστίας ισοδιαχωριζόμενων δειγμάτων ή του ημίκλαστου (*split-half reliability coefficient*) που παρουσιάζεται στην συνέχεια.

I.1.2.3 Συντελεστής αξιοπιστίας του ημίκλαστου

Ο ιδανικότερος τρόπος για να εκτιμηθεί η αξιοπιστία ενός τεστ είναι η επανάληψη του κάτω από τις ίδιες συνθήκες, όπως είδαμε σε προηγούμενη παράγραφο. Κάτι τέτοιο όμως πολλές φορές δεν είναι εφικτό. Εκτός από τις πρακτικές δυσκολίες που ενδέχεται να μην επιτρέπουν την επανεξέταση, στον χώρο της ψυχομετρίας έχειδειχθεί, ότι τα άτομα τείνουν να επαναλαμβάνουν τις ίδιες απαντήσεις, προκειμένου να είναι συνεπή. Ο παράγοντας μνήμη δηλαδή παίζει καθοριστικό ρόλο στην επανεξέταση. Η επιλογή μεγάλου χρονικού διαστήματος ανάμεσα στις δύο εφαρμογές μειώνει την επίδραση της μνήμης αλλά μπορεί να δώσει χαμηλή εκτίμηση της αξιοπιστίας η οποία όμως στην πραγματικότητα θα οφείλεται στην μεταβολή του μετρούμενου χαρακτηριστικού λόγω του χρονικού διαστήματος που παρήλθε (Carmines and Zeller, 1979).

Έναν εναλλακτικό τρόπο εκτίμησης της αξιοπιστίας που δεν παρουσιάζει αυτά τα μειονεκτήματα δίνει ο συντελεστής αξιοπιστίας του ημίκλαστου. Ο συντελεστής αυτός προτάθηκε από τον Spearman (1910) ως τρόπος εκτίμησης της αξιοπιστίας από μια μόνο δοκιμασία.

Ας υποθέσουμε ότι ένα ψυχομετρικό εργαλείο, για παράδειγμα ένα ερωτηματολόγιο αποτελούμενο από έναν αριθμό k ερωτημάτων, δόθηκε σε ένα σύνολο n ατόμων και ότι δεν είναι εφικτή ή θεμιτή η επανάληψη της διαδικασίας. Ας υποθέσουμε ότι τα ερωτήματα αντιστοιχούν στην ίδια κλίμακα, δηλαδή αποσκοπούν στην μέτρηση του ίδιου μεγέθους. Κατά την μέθοδο του ημίκλαστου χωρίζονται με τυχαίο τρόπο σε δύο ομάδες. Έτσι θεωρητικά υποθέτουμε ότι αντί για μία, δόθηκαν δύο δοκιμασίες, X και X' , ανεξάρτητα και ταυτόχρονα, ίσου πλήθους ερωτημάτων η καθεμία.

Οι δοκιμασίες αυτές θεωρούνται παράλληλες. Κατά συνέπεια μπορεί να υπολογιστεί ο συντελεστής αξιοπιστίας των δύο αυτών δοκιμασιών όπως περιγράφηκε στην προηγούμενη παράγραφο (βλ. σχέση I.7). Εκείνο που έχει ωστόσο ενδιαφέρον είναι ο υπολογισμός του συντελεστή για το συνολικό ερωτηματολόγιο. Για τον υπολογισμό του χρησιμοποιείται ο διορθωτικός τύπος του Spearman (*Spearman length correction* ή *profecy formula*) και υποπερίπτωση της οποίας είναι ο συντελεστής ημίκλαστου, όπως θα δούμε αναλυτικά στην συνέχεια (Dunn 2000).

Ας υποθέσουμε την ύπαρξη δύο παράλληλων δοκιμασιών, X και Y , του αθροίσματος των οποίων θέλουμε να εκτιμήσουμε την αξιοπιστία. Έχουμε:

$$X = T + e_x \quad \text{και} \quad Y = T + e_y.$$

Κατά συνέπεια έχουμε διαδοχικά:

$$X+Y = 2T + e_x + e_y \tag{I.13}$$

$$\begin{aligned} \text{Var}(X+Y) &= \text{Var}(2T + e_x + e_y) = \text{Var}(2T) + \text{Var}(e_x) + \text{Var}(e_y) \\ &= 4\text{Var}(T) + 2\text{Var}(e) \end{aligned} \tag{I.14}$$

Ο συντελεστής αξιοπιστίας του αθροίσματος είναι τότε:

$$\begin{aligned}
 Rel_{X+Y} &= \frac{Var(true)}{Var(observed)} = \frac{Var(2T)}{Var(X+Y)} \\
 &= \frac{4 \cdot Var(T)}{4 \cdot Var(T) + 2 \cdot Var(e)} \\
 &= \frac{2 \cdot Var(T)}{2 \cdot Var(T) + Var(e)} \\
 &= \frac{2 \cdot Var(T)}{Var(T) + Var(T) + Var(e)} \\
 &= \frac{2 \cdot Var(T)}{Var(T) + Var(X)}
 \end{aligned}
 \tag{I.15}$$

Διαιρώντας την (I.15) με την $Var(X)$ έχουμε διαδοχικά:

$$Rel_{X+Y} = \frac{\frac{2 \cdot Var(T)}{Var(X)}}{\frac{Var(T) + Var(X)}{Var(X)}} = \frac{2 \cdot Rel_x}{Rel_x + 1}
 \tag{I.16}$$

Δηλαδή ο συντελεστής αξιοπιστίας του αθροίσματος υπολογίζεται συναρτήσει του συντελεστή αξιοπιστίας παράλληλων δοκιμασιών (προϋποθέτοντας δηλαδή ότι ισχύουν οι ισότητες I.12). Αν οι δοκιμασίες X και Y είναι η τυχαία διαίρεση ενός ερωτηματολογίου σε δύο ίσα μέρη, τότε η σχέση (I.16) δίνει τον συντελεστή ημίκλαστου.

Παρόμοια υπολογίζουμε τον συντελεστή αξιοπιστίας και για την γενική περίπτωση των k παράλληλων δοκιμασιών. Έχουμε κατά αντιστοιχία:

$$\begin{aligned}
 Var\left(\sum_{i=1}^k X_i\right) &= Var\left(\sum_{i=1}^k (T + e_i)\right) = Var(k \cdot T) + Var\sum_{i=1}^k e_i \\
 &= k^2 \cdot Var(T) + \sum_{i=1}^k Var(e_i) \\
 &= k^2 \cdot Var(T) + k \cdot Var(e)
 \end{aligned}
 \tag{I.17}$$

Όμοια, ο συντελεστής αξιοπιστίας του αθροίσματος των k δοκιμασιών είναι τότε:

$$\begin{aligned}
Rel_{\sum_{i=1}^k X_i} &= \frac{Var(true)}{Var(observed)} = \frac{Var(kT)}{Var(\sum_{i=1}^k X_i)} \\
&= \frac{k^2 \cdot Var(T)}{k^2 \cdot Var(T) + k \cdot Var(e)} \\
&= \frac{k \cdot Var(T)}{k \cdot Var(T) + Var(e)} \\
&= \frac{k \cdot Var(T)}{(k-1) \cdot Var(T) + Var(T) + Var(e)} \\
&= \frac{k \cdot Var(T)}{(k-1) \cdot Var(T) + Var(X)}
\end{aligned} \tag{I.18}$$

Διαιρώντας την I.18 με την $Var(X)$ έχουμε τελικά για τον συντελεστή αξιοπιστίας του αθροίσματος των k παράλληλων δοκιμασιών:

$$Rel_{\sum_{i=1}^k X_i} = \frac{\frac{k \cdot Var(T)}{Var(X)}}{\frac{(k-1) \cdot Var(T) + Var(X)}{Var(X)}} = \frac{k \cdot Rel_X}{(k-1) \cdot Rel_X + 1} \tag{I.19}$$

Η σχέση I.19 καλείται διορθωτικός τύπος των Spearman – Brown, του οποίου υποπερίπτωση για $k=2$ είναι ο συντελεστής ημίκλαστου, όπως δείξαμε.

Ανακεφαλαιώνοντας, για την εκτίμηση του συντελεστή αξιοπιστίας ενός ερωτηματολογίου, όταν δεν είναι δυνατή ή θεμιτή η επανεξέταση, χωρίζουμε τα ερωτήματα σε δύο ισοπληθείς ομάδες τις οποίες θεωρούμε παράλληλες. Από τις δύο αυτές δοκιμασίες υπολογίζουμε τον συντελεστή αξιοπιστίας παράλληλων μετρήσεων Rel_{parX} . Στην συνέχεια, χρησιμοποιώντας τον τύπο των Spearman και Brown υπολογίζουμε τον συντελεστή αξιοπιστίας του ημίκλαστου για το αρχικό ερωτηματολόγιο, δηλαδή τον

$$Rel_{splitX} = \frac{2 \cdot Rel_{parX/2}}{Rel_{parX/2} + 1} \tag{I.20}$$

Η μεγάλη διαφορά του συντελεστή αυτού από τον αντίστοιχο των παράλληλων δοκιμασιών (αλλά και από τον test-retest), έγκειται στο ότι δεν δίνονται τα δύο παράλληλα τμήματα σε διαφορετικό χρονικό διάστημα. Έχουμε ταυτόχρονες μετρήσεις και εκτιμά το κατά πόσο οι δοκιμασίες είναι ισοδύναμες, ενώ δεν τίθεται το ζήτημα της σταθερότητας των μετρήσεων. Έτσι ο Rel_{splitX} είναι ένα μέτρο της ισοδυναμίας μόνο των δύο δοκιμασιών. Ο [Cronbach \(1947\)](#) για τον λόγο αυτό τον αποκαλεί συντελεστή ισοδυναμίας (*coefficient of equivalence*).

Έχει ασκηθεί πολύ μεγάλη κριτική στον συντελεστή ημίκλαστου. Ακόμη και ο ίδιος ο Brown (1910) αμφισβήτησε τις υποθέσεις του τύπου I.19 την οποία δημοσίευσε ταυτόχρονα με τον Spearman (1910), ως υποσημείωση σε έναν πίνακα του άρθρου του ([Vehkalahti, 2000](#)). Όπως περιγράφει ο [Cronbach \(1951\)](#), οι πρώτες διαφωνίες για την μέθοδο αφορούν το γεγονός ότι η πληροφορία που δίνει ο συντελεστής είναι διαφορετική από αυτή που παρέχεται κατά την συσχέτιση μεταξύ δοκιμασιών που δίνονται σε διαφορετικά διαστήματα (η ίδια ή παράλληλες δοκιμασίες). Πράγματι όπως έχουμε ήδη αναφέρει, ο συντελεστής ημίκλαστου δεν είναι συντελεστής σταθερότητας ανάμεσα στις μετρήσεις, όπως οι άλλοι δύο. Η διαφορά είναι καθαρά εννοιολογική και, σύμφωνα με το [Cronbach \(1947\)](#), δεν θα πρέπει να χαρακτηρίζονται όλοι με το όνομα «συντελεστής αξιοπιστίας». Αντιπροτείνει δε τις ονομασίες συντελεστής σταθερότητας ή ισοδυναμίας δοκιμασιών ή και τα δύο, όπως έχουμε παραθέσει σε κάθε περίπτωση αντίστοιχα.

Ένας δεύτερος πόλος κριτικής για τον συντελεστή ημίκλαστου αφορά το γεγονός ότι δεν είναι μοναδικός για ένα τεστ. Πράγματι, για τον υπολογισμό του δείκτη διαιρούμε τα ερωτήματα σε 2 ομάδες και με αυτές υπολογίσαμε τον συντελεστή τελικά. Ωστόσο ένα τεστ με k ερωτήματα μπορεί να διαιρεθεί με

$$\frac{1}{2} \cdot \binom{k}{k/2} = \frac{k!}{2 \cdot [(k/2)!]^2} \text{ δυνατούς τρόπους. Κατ' επέκταση, τόσοι είναι και οι δυνατοί συντελεστές}$$

ημίκλαστου. Το γεγονός αυτό έχει σαν αποτέλεσμα να προκύπτουν συντελεστές άνισοι μεταξύ τους, ανάλογα με την συσχέτιση που παρουσιάζουν μεταξύ τους οι διάφορες διχοτομήσεις. Η απάντηση του [Cronbach \(1951\)](#) σε αυτή την επισήμανση, είναι ότι δεν αφορά μόνο τον συντελεστή ημίκλαστου, αλλά και κάθε συντελεστή ισοδυναμίας. Αυτό οφείλεται στο γεγονός ότι κάθε συντελεστής ισοδυναμίας είναι χαρακτηριστικό όχι ενός τεστ, αλλά ενός ζεύγους δοκιμασιών. Όπως και στα δύο παράλληλα τεστ, έτσι και στην εκάστοτε διχοτόμηση, ο συντελεστής αναφέρεται στο ζεύγος των συσχετιζόμενων δοκιμασιών.

Ο υπολογισμός του συντελεστή ημίκλαστου δεν γίνεται μόνο με την μέθοδο του Spearman. Ο Cronbach στο ίδιο άρθρο ([1951](#)), παρουσιάζει και συγκρίνει πέντε διαφορετικούς τύπους που δίνουν συντελεστή ημίκλαστου, υποθέτοντας ίσες συνδιασπορές ανάμεσα στις δύο ομάδες ερωτημάτων, καθώς την μορφή που παίρνουν αυτοί κάτω υπό την επιπλέον προϋπόθεση των ίσων διασπορών (parallel splits). Από αυτές παραθέτουμε τον τύπο του Guttman :

$$Rel_{Guttman} = 2 \cdot \left(1 - \frac{V_a + V_b}{V_t}\right), \quad (I.21)$$

όπου V_t , V_a και V_b είναι αντίστοιχα η συνολική διασπορά του τεστ και οι επιμέρους διασπορές των τμημάτων a και b .

Ο Cronbach στην συνέχεια, εισήγαγε τον συντελεστή άλφα (*Cronbach's coefficient alpha*), ο οποίος είναι η μέση τιμή όλων των δυνατών κατά Guttman συντελεστών ημίκλαστου. Ο συντελεστής άλφα του Cronbach μαζί με τον συντελεστή ημίκλαστου, αποτελούν δείκτες της εσωτερικής συνέπειας ενός ερωτηματολογίου (*internal consistency*). Στο θέμα αυτό θα αναφερθούμε εκτενέστερα στην παράγραφο που ακολουθεί.

I.1.2.4 Συντελεστής άλφα του Cronbach

Όπως έχουμε ήδη αναφέρει, ασκήθηκε έντονη κριτική στον συντελεστή του ημίκλαστου. Δύο από τους επικριτές του ([Kuder και Righardson, 1937](#)), αντέδρασαν στην έλλειψη μοναδικότητας του συντελεστή για ένα ερωτηματολόγιο και αντιπρότειναν την χρήση διάφορων μεθόδων για την εκτίμηση της αξιοπιστίας ενός ερωτηματολογίου που αποτελείται από δίτιμα (1-0) ερωτήματα. Το σημαντικότερο αποτέλεσμα στο οποίο κατέληξαν οι Kuder και Richardson είναι ο λεγόμενος τύπος 20 των Kuder και Richardson (*KR20*). Αποτελεί ένα τρόπο υπολογισμού της αξιοπιστίας ενός ερωτηματολογίου, χωρίς την χρήση των συσχετίσεων ανάμεσα στα ερωτήματα, γεγονός που αποτελεί την καίρια διαφορά του από την μέθοδο του ημίκλαστου. Η σημαντικότερη αυτή φόρμουλα είναι η παρακάτω:

$$Rel_{KR20} = \frac{n}{n-1} \cdot \left(1 - \frac{\sum_{i=1}^n p_i q_i}{\sigma_i^2}\right) \quad (I.22)$$

όπου n είναι ο αριθμός των ερωτημάτων (items) και p_i , q_i ο αριθμός των μονάδων και των μηδενικών σε κάθε ένα από τα n δίτιμα ερωτήματα. Δηλαδή $\sum_{i=1}^n p_i q_i$ είναι το άθροισμα των διασπορών των ερωτημάτων, ενώ σ_i^2 είναι η ολική διασπορά, δηλαδή η διασπορά του αθροίσματος των ερωτημάτων. Οι βασικές προϋποθέσεις για τον *KR20* είναι ότι όλα τα ερωτήματα αποσκοπούν στην μέτρηση του ίδιου χαρακτηριστικού, δηλαδή είναι ισοδύναμα, έχουν την ίδια διασπορά και οι μεταξύ τους συσχετίσεις είναι ίσες.

Ο [Dressel \(1940\)](#) αποδεικνύει ότι ο *KR20* δεν αποτελεί μόνο προσεγγιστική εκτίμηση της αξιοπιστίας, αλλά είναι και ένας αυστηρά ορισμένος δείκτης της ομοιογένειας των ερωτημάτων μέσα σε ένα τεστ. Συγκεκριμένα παίρνει την τιμή ένα όταν όλα τα ερωτήματα συσχετίζονται απόλυτα μεταξύ τους. Αντίθετα, λαμβάνει την τιμή 0 όταν είναι ανεξάρτητα ή κάποια από αυτά συσχετίζονται αρνητικά. Όπως παρατηρεί ο Dressel, τέλεια ομοιογένεια σημαίνει ότι όλα τα ερωτήματα μετρούν το ίδιο μέγεθος, και κατά συνέπεια και το συνολικό ερωτηματολόγιο. Κατά αυτή την έννοια, ο *KR20* μπορεί να θεωρηθεί και ως ένα σύνθετο μέτρο της εγκυρότητας (*validity*) ενός ερωτηματολογίου. Αυτή την ιδιότητα την έχει και ο συνήθης συντελεστής αξιοπιστίας, όπως έχει δείξει ο [Richardson \(1936\)](#).

Ο λόγος που αναφερθήκαμε εκτενώς στον *KR20* σε αυτή την παράγραφο, είναι το γεγονός ότι αποτελεί τον πρόδρομο του άλφα του Cronbach. Συγκεκριμένα, το άλφα του Cronbach αποτελεί γενίκευση της *KR20* σε μεταβλητές που δεν είναι δίτιμες. Ο [Cronbach \(1951\)](#) διατυπώνει ότι ακολουθώντας την ίδια διαδρομή και θέτοντας τις ίδιες προϋποθέσεις με τους Kuder και Richardson, αλλά χωρίς να επιβάλλεται όριο στην βαθμολόγηση (*score*), ο *KR20* οδηγεί στον συντελεστή αξιοπιστίας άλφα:

$$a = \frac{n}{n-1} \cdot \left(1 - \frac{\sum_{i=1}^n V_i}{V_t}\right) \quad (\text{I.23})$$

όπου, όμοια με τον KR20, n είναι ο αριθμός των ερωτημάτων (items), $\sum_{i=1}^n V_i$ είναι το άθροισμα των διασπορών των ερωτημάτων, ενώ V_t είναι η ολική διασπορά, δηλαδή η διασπορά του αθροίσματος των ερωτημάτων. Στο ίδιο άρθρο ο Cronbach, μεταξύ άλλων παρουσιάζει και αποδεικνύει σημαντικές ιδιότητες του άλφα όπως το γεγονός ότι αποτελεί τον μέσο όρο όλων των δυνατών συντελεστών ημίκλαστου κατά Guttman ενός ερωτηματολογίου. Η τιμή του δηλαδή είναι μοναδική για ένα ερωτηματολόγιο υπερτερώντας έτσι των διάφορων συντελεστών ημίκλαστου.

Η σχέση του άλφα με τον συντελεστή σταθερότητας, κυμαίνεται ανάλογα με την δομή του τεστ. Στον υπολογισμό του συντελεστή σταθερότητας, όπως εξηγεί ο [Cronbach \(1951\)](#), η μεταξύ των δοκιμών μεταβλητότητα (*between items variation*) του ολικού σκορ θεωρείται πηγή σφάλματος (*error variance*), ενώ η ενδιάμεσα σε κάθε δοκιμή μεταβλητότητα (*within items variation*) θεωρείται μεταβλητότητα της πραγματικής τιμής. Αντίθετα είναι τα πράγματα στον υπολογισμό του συντελεστή ισοδυναμίας. Η μεταβλητότητα που παρουσιάζεται ενδιάμεσα στα ερωτήματα προσμετρείται στο σφάλμα. Οι τιμές λοιπόν της ενδιάμεσα σε κάθε δοκιμή και της μεταξύ των δοκιμών μεταβλητότητας καθορίζουν την σχέση του άλφα με τον συντελεστή σταθερότητας κάθε φορά.

Ο άλφα, είναι ένας συντελεστής ισοδυναμίας ταυτόσημος με τους συντελεστές ημίκλαστου. Αν ένα τεστ διαιρεθεί με τυχαίο τρόπο (*random split*) ο άλφα ενδέχεται να είναι μικρότερος ή μεγαλύτερος του συντελεστή ημίκλαστου. Αν όμως έχουμε μια σχεδιασμένη διαίρεση, ώστε τα ερωτήματα στις δύο ομάδες να είναι όσο το δυνατό πιο όμοια (από άποψη περιεχομένου και βαθμού δυσκολίας), τότε είναι πολύ πιθανό ο άλφα να είναι μικρότερος του συντελεστή ημίκλαστου. Αυτό οφείλεται στο γεγονός ότι σε αυτή την περίπτωση, η ανάμεσα στις ομάδες μεταβλητότητα αναμένεται να είναι μικρότερη από την ενδιάμεσα στις ομάδες.

Όταν δύο δοκιμασίες εφαρμόζονται στα ίδια άτομα σχεδόν την ίδια χρονική στιγμή, τότε ο συντελεστής αξιοπιστίας όπως έχουμε ήδη δει, καλείται συντελεστής ισοδυναμίας. Επίσης, όταν μία δοκιμασία εφαρμόζεται δεύτερη φορά στα ίδια άτομα μετά την πάροδο κατάλληλου χρονικού διαστήματος, ο συντελεστής καλείται συντελεστής σταθερότητας. Ο Coombs (1950), εισήγαγε τον όρο συντελεστής ακρίβειας, για να περιγράψει τον συντελεστή εκείνο που αφορά την εφαρμογή της ίδιας δοκιμασίας (*test - retest*) ταυτόχρονα στα ίδια άτομα. Έτσι ο συντελεστής ακρίβειας είναι ο συντελεστής σταθερότητας όταν η περίοδος που μεσολαβεί ανάμεσα στις δύο δοκιμές, τείνει στο μηδέν.

Ο [Cronbach \(1951\)](#), διατυπώνει ότι κάθε συντελεστής ισοδυναμίας δεν μπορεί παρά να είναι λιγότερος από τον συντελεστή ακρίβειας, μιας και ο πρώτος συγκρίνει διαφορετικά πράγματα και ο δεύτερος συγκρίνει δύο εφαρμογές του ίδιου τεστ. Άρα και ο άλφα, ως συντελεστής ισοδυναμίας, αποτελεί ένα κατώτερο όριο του συντελεστή ακρίβειας.

Τα παραπάνω καταδεικνύουν αυτό που ήδη έχουμε τονίσει, ότι οι διάφοροι συντελεστές, δεν είναι μέτρα της ίδιας ποσότητας. Κατά συνέπεια δεν μπορεί η τιμή του ενός να εκτιμηθεί, δοθείσης της τιμής κάποιου από τους άλλους.

Ο συνταλεστής άλφα του Cronbach είναι ίσως ο πιο σημαντικός συντελεστής αξιοπιστίας (ή ισοδυναμίας κατά τον Cronbach) και ο πιο ευρέως χρησιμοποιούμενος. Πληθώρα άρθρων έχει γραφεί από το 1951 έως σήμερα, που εξερευνούν τις ιδιότητές του. Μία πολύ καλή αναφορά στις σημαντικότερες από αυτές, καθώς και μία αναδρομή από τον Spearman έως σήμερα στην έρευνα για την αξιοπιστία, μπορεί να βρει ο ενδιαφερόμενος αναγνώστης στον [Vehkalahti \(2000\)](#).

I.1.2.5 Τα κατά Guttman κάτω όρια του συντελεστή αξιοπιστίας

«Ένα θεμελιώδες γεγονός για την έννοια της αξιοπιστίας είναι ότι δεν μπορεί να εκτιμηθεί από μία μόνο εφαρμογή μιας δοκιμασίας. Δύο ή περισσότερες εφαρμογές (test – retest) απαιτούνται για την απόδειξη της ύπαρξης μεταβλητότητας στο σκορ ενός ατόμου σε ένα ερώτημα, και για την εκτίμηση του μεγέθους της μεταβλητότητας αυτής [...] Παρόλο που δεν είναι εφικτό να εκτιμήσουμε την αξιοπιστία ενός τεστ, μπορούμε να θέσουμε κατώτερα όρια στον συντελεστή αξιοπιστίας».

Με αυτά τα λόγια ο [Guttman \(1945\)](#), εισαγάγει την διατύπωση 6 κατώτερων ορίων του συντελεστή αξιοπιστίας (εδώ του συντελεστή σταθερότητας). Τα κατώτερα αυτά όρια γνωστά ως τα λάμδα του Guttman αποτελούν πολύ σημαντικό κομμάτι στην έρευνα για την εκτίμηση της αξιοπιστίας και χρησιμοποιούνται ευρέως έως σήμερα. Για τον λόγο αυτό τα παραθέτουμε συνοπτικά στην παράγραφο αυτή.

Έστω μία εφαρμογή ενός ερωτηματολογίου με n ερωτήματα $s_1^2, s_2^2, \dots, s_n^2$ οι αντίστοιχες διασπορές τους και s_t^2 η διασπορά του τελικού σκορ των ατόμων. Οι τύποι υπολογισμού των λάμδα, τις οποίες ο Guttman ονομάζει L_i , είναι οι παρακάτω:

$$\bullet \quad L_1 = 1 - \frac{\sum_{j=1}^n s_j^2}{s_t^2} . \quad (I.24)$$

Ο L_1 δεν χρησιμοποιείται από μόνος του, απλά αποτελεί την βάση για τον υπολογισμό άλλων κατώτατων ορίων (για παράδειγμα του L_3).

$$\bullet \quad L_2 = L_1 + \frac{\sqrt{\frac{n}{n-1} \cdot C_2}}{s_t^2} , \quad (I.25)$$

όπου C_2 είναι το άθροισμα των τετραγώνων των συνδιασπορών των ερωτημάτων (inter item correlations), δηλ $C_2 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n [Cov(i, j)]^2$. Το όριο αυτό είναι καλύτερο, δηλαδή μεγαλύτερο, τόσο από το L_1 όσο και από το L_3 που ακολουθεί. Ο Guttman θεωρεί ότι μειονεκτεί σε σχέση με το τρίτο λόγω της πολυπλοκότητας του υπολογισμών που απαιτεί, γεγονός που σήμερα όμως δεν αποτελεί κριτήριο.

$$\bullet \quad L_3 = \frac{n}{n-1} \cdot L_1 = \frac{n}{n-1} \cdot \left(1 - \frac{\sum_{j=1}^n s_j^2}{s_t^2}\right). \quad (I.26)$$

Όπως είναι εμφανές από την (I.23), το όριο αυτό δεν είναι τίποτα άλλο από το από το άλφα του Cronbach (γεγονός που ο Guttman θεωρεί τυχαίο μιας και ο τρόπος εξαγωγής του είναι διαφορετικός, αν και οι προϋποθέσεις είναι οι ίδιες).

Σύμφωνα με τον Guttman, η σχέση μεταξύ των τριών πρώτων ορίων δίνεται από τις ανισότητες:

$$L_1 < L_3 \leq L_2, \text{ υπό την προϋπόθεση ότι } L_1 > 0 \quad (I.27)$$

$$\bullet \quad L_4 = 2 \cdot \left(1 - \frac{s_a^2 + s_b^2}{s_t^2}\right) \quad (I.28)$$

Το L_4 είναι ο συντελεστής ημίκλαστου του Guttman, που έχουμε δει στην προηγούμενη παράγραφο και τον οποίο θεωρεί υποεκτίμηση του συντελεστή αξιοπιστίας. Αν και ο L_4 αποτελεί κάτω όριο της αξιοπιστίας ανεξάρτητα από την διαίρεση του ερωτηματολογίου, ο Guttman θεωρεί θεμιτή την διαίρεση του με τέτοιο τρόπο ώστε ο L_4 να μεγιστοποιείται. Στην ειδική περίπτωση όπου τα δύο τμήματα έχουν την ίδια διασπορά, ο L_4 συμπίπτει με τον Spearman split half correlation coefficient.

$$\bullet \quad L_5 = L_1 + \frac{2 \cdot \sqrt{\bar{C}_2}}{s_t^2} \quad (I.29)$$

Αν C_{2j} είναι το άθροισμα των τετραγώνων των συνδιασπορών του j ερωτήματος με τα υπόλοιπα $n-1$,

δηλ $C_{2j} = \sum_{i=1}^n [Cov(i, j)]^2$ τότε η $\bar{C}_2$ στον τύπο (I.29) είναι το μεγαλύτερο από τα n τέτοια αθροίσματα.

Το όριο αυτό είναι μεγαλύτερο του L_2 και L_3 και άρα προτιμότερο, στην περίπτωση εκείνη όπου ένα ερώτημα έχει πολύ υψηλές συσχετίσεις με τα υπόλοιπα, σε σχέση με τις συσχετίσεις των άλλων ερωτημάτων μεταξύ τους. Για παράδειγμα μπορεί να φανταστεί κανείς ένα ερωτηματολόγιο το οποίο απαιτεί γνώσεις από πολλά πεδία και εμπεριέχει και ένα ερώτημα το οποίο απαιτεί γνώσεις από

οποιοδήποτε από αυτά τα πεδία ([SPSS, 1999, σελ 359-369](#)). Αν ένα ερωτηματολόγιο δεν έχει αυτή την ιδιαιτερότητα, τότε το L_5 είναι μικρότερο του L_2 και δεν ενδείκνυται.

$$\bullet \quad L_6 = 1 - \frac{\sum_{j=1}^n e_j^2}{S_t^2} \quad (I.30)$$

Τέλος το έκτο όριο βασίζεται στην πολλαπλή συσχέτιση. Έστω ότι e_j^2 είναι η διασπορά των σφαλμάτων που προκύπτουν από την γραμμική πολλαπλή παλινδρόμηση του ερωτήματος j στα υπόλοιπα $n - 1$ ερωτήματα. Το όριο αυτό είναι μεγαλύτερο των L_2 και L_3 και άρα προτιμότερο, στην περίπτωση εκείνη όπου οι συσχετίσεις των ερωτημάτων (*inter item correlations*) είναι μικρές σε σχέση με την πολλαπλή συσχέτιση του κάθε ερωτήματος που προκύπτει από την παλινδρόμηση του με τα υπόλοιπα. Κάτι τέτοιο ισχύει για παράδειγμα σε ένα ερωτηματολόγιο το οποίο απαιτεί γνώσεις από πολλά πεδία και κάθε του ερώτημα απαιτεί γνώσεις από ένα μικρό τμήμα από αυτά. Σε αυτή την περίπτωση τα ζεύγη των ερωτημάτων δεν θα συμπίπτουν εύκολα σε πεδία, αλλά τα πεδία κάθε ερωτήματος θα εκπροσωπούνται σε μεγάλο βαθμό από τα υπόλοιπα ερωτήματα ([SPSS, 1999, σελ 359-369](#)). Όπως και πριν, αν ένα ερωτηματολόγιο δεν έχει αυτή την ιδιαιτερότητα, τότε το L_6 είναι μικρότερο του L_2 και δεν ενδείκνυται.

Ο τρόπος με τον οποίο προκύπτουν τα κατώτερα αυτά όρια, καθώς και ένα πλήθος άλλων σχετικών πληροφοριών μπορούν να αναζητηθούν στο άρθρο του [Guttman \(1945\)](#).

I.1.2.6 Αξιοπιστία ανάμεσα σε βαθμολογητές

Σε πολλές μελέτες είναι δυνατό οι μετρήσεις να παίρνονται από περισσότερους από έναν βαθμολογητή. Είναι τότε θεμιτό να γνωρίζουμε κατά πόσο οι τιμές συμφωνούν ή κατά πόσο επηρεάζει την μέτρηση η επίδραση του παράγοντα βαθμολογητή. Κατ' επέκταση τίθεται θέμα αξιοπιστίας των μετρήσεων. Η εκτίμηση του συντελεστή αξιοπιστίας σε αυτή την περίπτωση, γίνεται ανάλογα με την φύση των δεδομένων της εκάστοτε έρευνας, αλλά και ανάλογα με το ερώτημα που επιθυμούμε να απαντηθεί σχετικά με τους βαθμολογητές.

I.1.2.6.1 Ποιοτικά δεδομένα : Συντελεστής Κάππα του Cohen

Όταν οι μετρήσεις σε μία έρευνα είναι κατηγορικές, ο δείκτης που χρησιμοποιείται σήμερα για την μέτρηση του ποσοστού συμφωνίας ανάμεσα σε δύο τουλάχιστον κριτές, είναι ο συντελεστής Κάππα του Cohen (1960). Ο συντελεστής αυτός ορίζεται ως εξής ([Garson, online notes](#)):

$$K = \frac{\frac{\% \text{ συμφωνίας που παρατηρήθηκε} - \% \text{ τυχαίας συμφωνίας}}{\% \text{ πλήρους συμφωνίας} - \% \text{ τυχαίας συμφωνίας}}}{1 - C} = \frac{O - C}{1 - C} \quad (I.31)$$

$$\text{Τυπικό σφάλμα δείκτη Κάππα} = SE(k) = \frac{\sqrt{O \times (1 - O)}}{n \times (1 - C)^2}, \text{ όπου } n \text{ το μέγεθος δείγματος} \quad (I.32)$$

Ας υποθέσουμε ότι έχουμε δύο βαθμολογητές (raters) και δείγμα 55 ατόμων. Η βαθμολόγηση είναι κατηγορική (1 – 0) και τα αποτελέσματα που έδωσε ο καθένας δίνονται στον Πίνακα I.1 που ακολουθεί:

rater A rater B	1	0	Total
1	α	β	α+β
0	γ	δ	γ+δ
Total	α+γ	β+δ	α+β+γ+δ

Πίνακας I. 1

Τα α, β, γ και δ αναφέρονται στο πλήθος ερωτημάτων που βαθμολόγησε με 1 ή 0 ο κάθε βαθμολογητής. Έχουμε :

$$O = \frac{\alpha + \delta}{\alpha + \beta + \gamma + \delta} \quad \text{και} \quad C = \frac{\left(\frac{(\alpha + \gamma) \cdot (\alpha + \beta)}{\alpha + \beta + \gamma + \delta}\right) + \left(\frac{(\alpha + \beta) \cdot (\gamma + \delta)}{\alpha + \beta + \gamma + \delta}\right)}{\alpha + \beta + \gamma + \delta} \quad (I.33)$$

Όμοια υπολογίζεται ο Κάππα και για μεταβλητές με περισσότερες από δύο κατηγορίες. Ο Λ. Σπάρος (2001) αναφέρει:

“Οι βαθμολογητές θα πρέπει να διαθέτουν το ίδιο περίπου επίπεδο γνώσεων, ώστε το ποσοστό συμφωνίας να εκτιμάει το τυχαίο σφάλμα[...] Έχει διαμορφωθεί, εν μέρη αυθαίρετα, μία τακτική κλίμακα για την κλινική αξιολόγηση του δείκτη Κάππα του οποίου είναι εφικτό να υπολογιστούν τα όρια εμπιστοσύνης. Θα πρέπει να τονιστεί ότι για τον υπολογισμό του δείκτη δεν είναι απαραίτητο να είναι γνωστή η πραγματική τιμή της ποιοτικής μεταβλητής.”

Ικανοποιητική για την αξιοπιστία θεωρείται η τιμή του Κάππα που υπερβαίνει το 0,7. Οι Fleiss (1971) και Light (1971), γενίκευσαν τον Κάππα και για περισσότερο από δύο βαθμολογητές, ενώ ο Cohen αργότερα παρουσίασε μία μορφή του Κάππα που δεν περιορίζεται σε συμφωνία – ασυμφωνία αλλά καταδεικνύει το βαθμό συμφωνίας ανάμεσα στους βαθμολογητές.

I.1.2.6.2 Ποσοτικά δεδομένα: Συντελεστής Ενδοσυσχέτισης (Intraclass correlation coefficient)

Όταν οι μετρήσεις είναι συνεχείς ποσοτικές μεταβλητές, τότε είναι εύλογο να ελέγξουμε το ποσοστό συμφωνίας ανάμεσα σε διαφορετικούς βαθμολογητές, χρησιμοποιώντας τον συντελεστή συσχέτισης. Έτσι όσο πιο μεγάλος είναι ο συντελεστής συσχέτισης ανάμεσα στις δύο βαθμολογίες, τόσο μεγαλύτερη είναι η συμφωνία που παρατηρείται. Το ίδιο ισχύει και για περισσότερους από δύο βαθμολογητές, χρησιμοποιώντας τον μέσο όρων των συσχετίσεων ανά δύο.

Είναι όμως πιθανό, οι τιμές δύο ή περισσότερων βαθμολογητών να διαφέρουν πολύ μεταξύ τους και η συσχέτιση τους να είναι ταυτόχρονα μεγάλη ([Wuensch, 2002](#)). Αυτό μπορεί να συμβεί για παράδειγμα, αν διαφέρουν συστηματικά κατά ένα σταθερό ποσό ή αν τείνουν να δίνουν στα ίδια άτομα τις χαμηλότερες και τις υψηλότερες βαθμολογίες τους, πλην όμως οι τιμές αυτές να αποκλίνουν αισθητά.

Σε αυτή την περίπτωση, η αξιοπιστία των μετρήσεων εκτιμάται με την βοήθεια του συντελεστή ενδοσυσχέτισης (*Intraclass Correlation Coefficient ICC*). Ο ICC προτιμάται επίσης όταν οι βαθμολογητές είναι περισσότεροι από δύο ή όταν το μέγεθος δείγματος είναι πολύ μικρό. Υπάρχουν επίσης και περιπτώσεις, όπως όταν δεν γνωρίζουμε ποιος κριτής βαθμολογεί ανά περίπτωση, που ο ICC αποτελεί τον μόνο τρόπο εκτίμησης της αξιοπιστίας. Η εκτίμηση αυτή γίνεται με την βοήθεια του Πίνακα ανάλυσης διασποράς.

Ακολουθώντας τον [Ebel \(1951\)](#), υποθέτουμε την ύπαρξη k κριτών και δείγμα μεγέθους n . Κάθε μέτρηση ενός βαθμολογητή (εκτίμηση κατά τον Ebel), αποτελείται από την πραγματική τιμή (T) και από το σφάλμα (E). Έτσι η εκτίμηση από τον κριτή j για το άτομο i είναι:

$$X_{ij} = T_i + E_{ij} \quad (I.34)$$

Όπως φαίνεται και από την ισότητα (I.34) ανεξάρτητα από τον βαθμολογητή, το πραγματικό τμήμα της μέτρησης παραμένει σταθερό για δεδομένο άτομο. Μεταβάλλεται δε, ανάμεσα στα άτομα. Για το σφάλμα (E) υποθέτουμε ότι μεταβάλλεται από βαθμολογητή σε βαθμολογητή. Η μεταβλητότητα αυτή για κάθε κ-αδα τιμών θεωρείται όμως σταθερή ανάμεσα στα άτομα και ίση με $V(E)$. Θέτοντας B την μεταβλητότητα αυτή και A την μεταβλητότητα της πραγματικής τιμής ανάμεσα στα άτομα., συνολική μεταβλητότητα είναι $V(X) = A+B$.

Όπως γνωρίζουμε η αξιοπιστία ορίζεται από το λόγο της μεταβλητότητας της πραγματικής τιμής προς την συνολική, δηλαδή :

$$Rel = \frac{A}{A+B} \quad (I.35)$$

Εφαρμόζοντας την μέθοδο της ανάλυσης διασποράς στο δείγμα, η εκτίμηση της B συμπίπτει με την εκτιμήτρια μεταβλητότητας “ενδιάμεσα στα άτομα” (ms_w), δηλαδή της μεταβλητότητας των τιμών που

παρουσιάζεται για δεδομένο άτομο από βαθμολογητή σε βαθμολογητή (within groups variation). Η εκτιμήτρια μέσων τετραγώνων (ms_b) της διασποράς “ανάμεσα στα άτομα” (between groups variation) ωστόσο, δεν συμπίπτει με την εκτίμηση της A. Είναι k φορές η μεταβλητότητα των μέσων των μετρήσεων για κάθε ένα από τα άτομα. Η μεταβλητότητα των μέσων των μετρήσεων επιπλέον, δεν αποδίδεται εξ ολοκλήρου στην A αλλά κατά ένα μέρος αποδίδεται και στην B. Έτσι η σωστή ισότητα δίνεται από την σχέση:

$$ms_b = k \cdot A + B \quad (I.36)$$

ενώ, όπως έχουμε ήδη δει :

$$ms_w = B \quad (I.37)$$

Με την βοήθεια των I.36 και I.37, η I.35 γίνεται:

$$\begin{aligned} ICC &= \frac{A}{A+B} = \frac{(ms_b - B)/k}{(ms_b - B)/k + B} \\ &= \frac{ms_b - B}{ms_b - B + k \cdot B} = \frac{ms_b - ms_w}{ms_b + (k-1) \cdot ms_w} \end{aligned} \quad (I.38)$$

Όπως διακρίνει κανείς και από τον παραπάνω τύπο, ο ICC γίνεται ένα όταν $ms_w = 0$, δηλαδή όλη η μεταβλητότητα στις τιμές οφείλεται σε διαφορές μεταξύ των ατόμων. Τότε η αξιοπιστία ανάμεσα στους βαθμολογητές είναι η μέγιστη. Αντίστοιχα ο ICC γίνεται μηδέν όταν $ms_b = ms_w$, γεγονός που καταδεικνύει ότι η μεταβλητή ομαδοποίησης δεν έχει καμία επίδραση, ενώ σπανιότερα, ο ICC μπορεί να πάρει και αρνητικές τιμές.

Οι Shrout και Fleiss (1979), παρουσιάζουν έξι διαφορετικούς συντελεστές για τρεις διαφορετικούς τύπους μελετών. Ανάλογα με το αν οι βαθμολογητές είναι τυχαίο δείγμα από έναν πληθυσμό βαθμολογητών ή αν είναι όλοι οι βαθμολογητές ενδιαφέροντος, αλλάζει ο τρόπος ανάλυσης της διασποράς, άρα και ο ICC. Οι συντελεστές αυτοί των Shrout και Fleiss παρουσιάζονται παρακάτω ([Garson](#)):

Περίπτωση 1η

Έχουμε τυχαίο δείγμα n ατόμων, και k βαθμολογητές. Αν κάθε άτομο βαθμολογείται από περισσότερους από έναν βαθμολογητές αλλά δύο άτομα δεν μοιράζονται τον ίδιο, τότε η μεταβλητή ομαδοποίησης είναι τα άτομα. Δεν μπορεί να αποδοθεί μεταβλητότητα στους βαθμολογητές. Το ίδιο ισχύει όταν δεν είμαστε σε θέση να γνωρίζουμε ποιος βαθμολόγησε σε κάθε περίπτωση. Σε αυτές τις περιπτώσεις ο ICC υπολογίζεται με την βοήθεια του πίνακα της ανάλυσης διακύμανσης κατά ένα παράγοντα (one – way ANOVA). Μάλιστα πρόκειται για ανάλυση διακύμανσης τυχαίων επιδράσεων (one – way random effects ANOVA), δεδομένου ότι τα άτομα είναι τυχαίο δείγμα.

Περίπτωση 2η

Έχουμε τυχαίο δείγμα n ατόμων και k βαθμολογητές. Κάθε άτομο έχει τιμή από όλους τους βαθμολογητές, οι οποίοι είναι όλοι οι βαθμολογητές ενδιαφέροντος (δεν επιθυμούμε συμπερασματολογία για κάποιον γενικότερο πληθυσμό βαθμολογητών). Σε αυτές τις περιπτώσεις ο ICC υπολογίζεται με την βοήθεια του πίνακα της ανάλυση διακύμανσης τυχαίων επιδράσεων (*two – way mixed effects ANOVA*), σταθερές επιδράσεις (*fixed effects*) για τους βαθμολογητές και τυχαίες (*random*) για τα άτομα.

Περίπτωση 3η

Έχουμε τυχαίο δείγμα n ατόμων, και k βαθμολογητές. Κάθε άτομο έχει τιμή από όλους τους βαθμολογητές, οι οποίοι είναι τυχαίο δείγμα από ένα πληθυσμό βαθμολογητών. Τότε ο ICC υπολογίζεται με την βοήθεια του πίνακα της ανάλυση διακύμανσης τυχαίων επιδράσεων κατά δύο παράγοντες (*two – way random effects ANOVA*).

Για κάθε μια από τις τρεις παραπάνω περιπτώσεις μπορούν να υπολογιστούν δύο ICC. Ο πρώτος αφορά την αξιοπιστία της μέτρησης για κάθε ένα βαθμολογητή (*individual ratings*) και αναφέρεται στην βιβλιογραφία ως αξιοπιστία ατομικής μέτρησης (*single measurement reliability*). Ο δεύτερος αφορά την αξιοπιστία της μέσης μέτρησης (*average measurement reliability*). Οι έξι αυτοί ICC είναι ([Latimer, 1998](#)):

- Περίπτωση 1η – Μέση βαθμολόγηση:

$$ICC = \frac{\text{Between Mean Square Variance} - (\text{Rater Variance} + \text{Error Variance})}{\text{Between Mean Square Variance}} \quad (\text{I.39})$$

- Περίπτωση 1η – Ατομική βαθμολόγηση:

$$ICC = \frac{\text{Between Mean Square} - \text{Within Mean Square}}{\text{Between Mean Square} + (k - 1)\text{Within Mean Square}} \quad (\text{I.40})$$

- Περίπτωση 2η – Μέση βαθμολόγηση:

$$ICC = \frac{\text{Between Mean Square Variance} - (\text{Error Variance})}{\text{Between Mean Square Variance}} \quad (\text{I.41})$$

- Περίπτωση 2η – Ατομική βαθμολόγηση:

$$ICC = \frac{\text{Between Mean Square Variance} - \text{Error Mean Square Variance}}{\text{Between Mean Square Variance} + (k - 1) * \text{Error Mean Square}} \quad (\text{I.42})$$

- Περίπτωση 3η – Μέση βαθμολόγηση:

$$ICC = \frac{\text{Between Mean Square} - \text{Error Mean Square}}{\text{Between Mean Square} + ((\text{Rater Mean Square} - \text{Error Mean Square}) / n)} \quad (\text{I.43})$$

- Περίπτωση 3η – Ατομική βαθμολόγηση:

$$ICC = \frac{\text{Between Mean Square} - \text{Error Mean Square}}{\text{Between Mean Square} + (K - 1) * \text{Error Mean Square} + k * (\text{Rater Mean Square} - \text{Error Mean Square}) / n} \quad (\text{I.44})$$

Στους ICC (I.39) έως (I.44) έχουν χρησιμοποιηθεί τα παρακάτω:

Between Mean Score Variance:

$$s_b^2 = \frac{1}{N - 1} \cdot m \cdot \sum_{i=1}^N (\bar{x}_i - \bar{x})^2 \quad (\text{I.45})$$

Within Mean Score Variance:

$$s_w^2 = \frac{1}{N(k - 1)} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^k (x_{ij} - \bar{x}_i)^2 \quad (\text{I.46})$$

Rater Mean Score Variance

$$s_r^2 = \frac{1}{(k - 1)} \cdot N \cdot \sum_{l=1}^k (\bar{x}_l - \bar{x})^2 \quad (\text{I.47})$$

Όπου:

K : Ο αριθμός των βαθμολογητών

N : Ο αριθμός των ατόμων που αξιολογούνται

$\bar{x}_i$: Η μέση βαθμολογία για κάθε άτομο που αξιολογείται

$\bar{x}$: Ο γενικός μέσος των βαθμολογιών όλου του δείγματος

x_{ij} : Ο βαθμός για κάθε βαθμολογητή
 m : Ο αριθμός των βαθμολογητών για κάθε μέσο
 $\bar{x}_j$: Η μέση τιμή για κάθε βαθμολογητή

Οι εξισώσεις για τα έξι είδη του ICC περιγράφονται αναλυτικότερα από τον [Latimer \(1998\)](#), όπου παρατίθεται και ο παρακάτω συγκεντρωτικός πίνακας για τον συνήθη τρόπο εκτίμησης της αξιοπιστίας:

	Συνεχείς μεταβλητές	Κατηγορικές μεταβλητές
Test-retest	R or ICC	Kappa
Inter-rater	R or ICC	Kappa
Internal Consistency	Alpha or Split-half	KR-20 (dichotomous)

Πίνακας Ι. 2 Οι τρόποι εκτίμησης της αξιοπιστίας ανά περίπτωση κατά [Latimer](#) (1998).

I.2 Εγκυρότητα

I.2.1 Εισαγωγή

Η θεωρητική φύση των χαρακτηριστικών που θέτει υπό μελέτη η ψυχομετρική έρευνα, όπως για παράδειγμα νοημοσύνη, κοινωνικό άγχος κτλ, θέτει υπό αμφισβήτηση τον τρόπο με τον οποίο μπορεί να γίνει η ποσοτικοποίηση και μέτρησή τους. Κατά συνέπεια, το θεμελιώδες ερώτημα που τίθεται για ένα ερωτηματολόγιο είναι αν και κατά πόσο, μετρά τα μεγέθη τα οποία σχεδιάστηκε να μετρά. Αν δηλαδή, τα ερωτήματα είναι τα κατάλληλα, για την σκιαγράφιση ενός χαρακτηριστικού για ένα άτομο ή για ένα σύνολο ατόμων, αλλά και αν είναι επαρκή.

Στο ερώτημα αυτό προσπαθεί να απαντήσει η μελέτη της εγκυρότητας ενός εργαλείου. Ένα εργαλείο μέτρησης ονομάζεται έγκυρο, όταν τα στοιχεία μας συνηγορούν στο ότι μετρά εύστοχα το μέγεθος για το οποίο δημιουργήθηκε. Κατά συνέπεια η έννοια της εγκυρότητας είναι συνδεδεμένη με την ύπαρξη του συστηματικού σφάλματος, όπως η έννοια της αξιοπιστίας είναι όπως είδαμε συνδεδεμένη με την ύπαρξη των τυχαίων σφαλμάτων.

Η εγκυρότητα, αποτελεί ένα από τα βασικά σημεία ελέγχου μιας ψυχομετρικής κλίμακας, προκειμένου να γίνει αποδεκτή και να εφαρμόζεται στην έρευνα. Στην βιβλιογραφία αναφέρονται σήμερα τρία κύρια είδη εγκυρότητας ενός ερωτηματολογίου, ανάλογα με τον τρόπο προσέγγισης που επιχειρείται προκειμένου να δοθεί απάντηση στο ερώτημα της εύστοχης ή μη μέτρησης ενός μεγέθους. Τα τρία αυτά είδη εγκυρότητας που μπορεί να χαρακτηρίζουν ένα ερωτηματολόγιο, είναι η εγκυρότητα σχετικά με το περιεχόμενο (*Content related validity*), η εγκυρότητα βάσει κριτηρίου (*Criterion related validity*) και η εγκυρότητα εννοιολογικής κατασκευής (*Construct validity*), ([Ποταμιάνος, 1998, σελ 38-40](#)). Στη παράγραφο που ακολουθεί θα δούμε αναλυτικά κάθε μία από αυτές τις μορφές εγκυρότητας.

I.2.2 Εγκυρότητα σχετικά με το περιεχόμενο

Μία κλίμακα μέτρησης αξιολογείται ως προς το περιεχόμενο της από δύο κατηγορίες ατόμων. Αφενός, από τα άτομα στα οποία εφαρμόζεται, δηλαδή από δείγμα ατόμων του πληθυσμού ενδιαφέροντος. Αφετέρου, αξιολογείται από τους ειδικούς στον εκάστοτε επιστημονικό χώρο στον οποίο ανήκει. Έτσι, η εγκυρότητα σχετικά με το περιεχόμενο ενός ερωτηματολογίου, περιλαμβάνει δύο μορφές: την φαινομενική εγκυρότητα (*Face Validity*) και την εγκυρότητα περιεχομένου (*Content Validity*). Αναλυτικότερα έχουμε (Royal Windsor Society of Nurse Researchers):

I.2.2.1 Φαινομενική εγκυρότητα

Ένα ερωτηματολόγιο λέμε ότι είναι φαινομενικά έγκυρο, όταν τα άτομα στα οποία το εφαρμόζουμε, θεωρούν ότι έχει ερωτήματα αντιπροσωπευτικά του μεγέθους που δηλώνουμε ότι επιθυμούμε να

μετρήσουμε. Δηλαδή η μορφή αυτή εγκυρότητας, επιτυγχάνεται μέσω της γνώμης ατόμων μη ειδικών με το αντικείμενο, αλλά που αποτελούν δείγμα του πληθυσμού ενδιαφέροντος.

Είναι εμφανές ότι ο έλεγχος του ερωτηματολογίου μας με αυτόν τον τρόπο, δεν βασίζεται σε κάποιο στατιστικό ή άλλο επιστημονικό κριτήριο. Παρόλα αυτά, είναι πολύ σημαντικό, ένα νέο εργαλείο να είναι έγκυρο κατά την άποψη των ατόμων στα οποία εφαρμόζεται. Για παράδειγμα, αν σε μια ομάδα ατόμων δοθεί ένα ερωτηματολόγιο που αφορά τις εργασιακές συνθήκες, αλλά αυτό περιλαμβάνει ερωτήματα σχετικά με το παρανοϊκό ιδεασμό, είναι αναμενόμενο τα άτομα να μην θεωρήσουν έγκυρο το ερωτηματολόγιο και να μην αποκριθούν με σοβαρότητα στα ερωτήματα. Επίσης το ίδιο μπορεί να συμβεί αν οι αποκρινόμενοι θεωρούν ότι κατευθύνονται από τα ερωτήματα, σε μία παρουσίαση του εαυτού τους διαφορετική από την πραγματικότητα. Σε καμία από αυτές τις περιπτώσεις το εργαλείο δεν επιτυγχάνει την έγκυρη μέτρηση του μεγέθους που επιθυμούμε να μετρήσουμε.

Με την προσέγγιση αυτή ο ερευνητής επιτυγχάνει να δει, όχι αν το ερωτηματολόγιο είναι πραγματικά έγκυρο, αλλά αν φαίνεται έγκυρο ([Ποταμιάνος, 1998 σελ. 38-40](#)).

1.2.2.2 Εγκυρότητα περιεχομένου ή κατά τεκμήριο εγκυρότητα

Προκειμένου να εξασφαλιστεί η εγκυρότητα περιεχομένου ενός ερωτηματολογίου, αξιολογείται από έναν αριθμό εξειδικευμένων επιστημόνων στον αντίστοιχο τομέα. Αντίθετα από την προηγούμενη κατηγορία, τα άτομα αυτά έχουν την απαιτούμενη γνώση, όχι μόνο για να αξιολογήσουν επιστημονικά το εργαλείο, αλλά και να προτείνουν τρόπους ώστε αυτό να γίνει καταλληλότερο. Είναι εύλογο ότι μπορούν να υποδείξουν προσθήκες, διαφοροποιήσεις και γενικότερα σημεία της υποκείμενης θεωρητικής κατασκευής, που πιθανόν και ο ίδιος ο ερευνητής να αγνοεί.

Στην πράξη, το ερωτηματολόγιο αποστέλλεται σε ένα αριθμό σχετικών επιστημόνων, όχι μικρότερο από τρεις. Εκείνοι το βαθμολογούν με την βοήθεια του Δείκτη Εγκυρότητας Περιεχομένου ΔΕΠ (*Content Validity Index CVI*). Χρησιμοποιώντας μια διατάξιμη κλίμακα τεσσάρων επιλογών, που κυμαίνεται από το 1, το οποίο αντιστοιχεί σε «μη σχετικό ερώτημα», έως το 4, που αντιστοιχεί σε «απόλυτα σχετικό ερώτημα», οι κριτές βαθμολογούν τα ερωτήματα ως προς το ικανότητα τους να μετρούν το υπό μελέτη χαρακτηριστικό. Ο ΔΕΠ είναι απλά το ποσοστό των ερωτημάτων που βαθμολογούνται με 3 ή 4 από τους κριτές (Royal Windsor Society of Nurse Researchers).

Τόσο η φαινομενική, όσο και η εγκυρότητα περιεχομένου, είναι πολύ χρήσιμες για την αξιολόγηση ενός νεοσύστατου εργαλείου. Ενδέχεται ωστόσο, ένα ερωτηματολόγιο να δείχνει έγκυρο τόσο κατά την γνώμη του μη εξειδικευμένου πληθυσμού, όσο και κατά την γνώμη των ειδικών, αλλά παρόλα αυτά να μην είναι έγκυρο. Δηλαδή να μην μετρά εύστοχα το υπό μελέτη χαρακτηριστικό. Το γεγονός αυτό είναι λογικό, αν αναλογιστεί κανείς ότι πρόκειται για την υποκειμενική κρίση ατόμων, τα οποία φύση ή θέση μπορεί να κάνουν λάθος εκτιμήσεις. Χρειάζεται λοιπόν ένας αντικειμενικός έλεγχος για να πιστοποιήσει την εγκυρότητα ενός εργαλείου. Αυτό τον ρόλο αναλαμβάνει η εγκυρότητα βάσει κριτηρίου (*Criterion related Validity*), η οποία παρουσιάζεται στην επόμενη παράγραφο.

1.2.3 Εγκυρότητα βάση κριτηρίου

Ένα ερωτηματολόγιο κρίνεται έγκυρο βάσει κάποιου κριτηρίου, αν τα αποτελέσματα τα οποία εξάγονται από την εφαρμογή του έρχονται σε συμφωνία με τα αποτελέσματα άλλων αναγνωρισμένων μεθόδων αξιολόγησης των ίδιων χαρακτηριστικών. Αν η συμφωνία αυτή αποδεικνύεται με ταυτόχρονη χρήση του κριτηρίου και του νέου ερωτηματολογίου, αναφερόμαστε στην συγχρονική εγκυρότητα (*Concurrent Validity*). Πολλές φορές ωστόσο κρίνεται η προβλεπτική ικανότητα του ερωτηματολογίου, συγκρίνοντας τα αποτελέσματά του με τα αποτελέσματα έρευνας που έπεται χρονικά. Σε αυτή την περίπτωση αναφερόμαστε στην προβλεπτική εγκυρότητα (*Predictive Validity*).

1.2.3.1 Συγχρονική εγκυρότητα

Ένα νεοσύστατο ερωτηματολόγιο μπορεί να συγκριθεί ως προς τα αποτελέσματά του με κάποιο προϋπάρχον, που μετρά το ίδιο χαρακτηριστικό και είναι καθιερωμένο στον επιστημονικό τομέα αναφοράς, δηλαδή ελεγμένο ως προς την αξιοπιστία και την εγκυρότητα του. Το δεύτερο αυτό εργαλείο διαδραματίζει τον ρόλο του κριτηρίου, βάση του οποίου θα ελεγχθεί η εγκυρότητα του νεοσύστατου ερωτηματολογίου.

Η μέθοδος λειτουργεί εφαρμόζοντας ταυτόχρονα τα δύο ερωτηματολόγια, στο ίδιο δείγμα ατόμων. Στην συνέχεια υπολογίζεται η συσχέτιση των αποτελεσμάτων τους. Προκειμένου να ισχυριστεί κανείς ότι έχει στοιχεία υπέρ της εγκυρότητας ενός εργαλείου, βάση ενός κριτηρίου, η συσχέτιση θα πρέπει να είναι θετική και ισχυρή.

Η μέθοδος αυτή είναι βασισμένη σε αντικειμενικούς στατιστικούς ελέγχους και υπερέρχει για τον λόγο αυτό σε αξιοπιστία των δύο προηγούμενων. Ωστόσο προϋποθέτει την ύπαρξη ενός αποδεκτού κριτηρίου. Σε πολλούς γνωστικούς τομείς ωστόσο, ενδέχεται να μην υπάρχει κριτήριο σύγκρισης. Επιπρόσθετα, δεν μπορεί κανείς να αγνοήσει την πιθανότητα τα δύο ερωτηματολόγια να συμφωνούν μεν, αλλά και τα δύο να βρίσκονται σε λάθος κατεύθυνση. Δηλαδή κανένα στην πραγματικότητα να μην επιτυγχάνει να μετρήσει εύστοχα το υπό μελέτη χαρακτηριστικό.

Όταν η ύπαρξη έγκυρου και αξιόπιστου κριτηρίου ωστόσο μπορεί να θεωρηθεί δεδομένη σε ένα γνωστικό τομέα, η μελέτη της εγκυρότητας βάση αυτού, αποδεικνύεται στην πράξη πολύ χρήσιμη μέθοδος ([Dereshiwsky, 1998](#)).

1.2.3.2 Προβλεπτική εγκυρότητα

Ένα εργαλείο μέτρησης λέμε ότι χαρακτηρίζεται από προβλεπτική εγκυρότητα, όταν αποδεικνύεται ότι προβλέπει ένα χαρακτηριστικό, το οποίο θεωρητικά θα έπρεπε να προβλέπει. Για παράδειγμα, ας υποθέσουμε ένα ερωτηματολόγιο που σκοπό έχει να μετρήσει την ευχέρεια στην κατανόηση μαθηματικών εννοιών σε ένα σύνολο μαθητών (*μεταβλητή πρόβλεψης*). Είναι εύλογο, ότι τα αποτελέσματα του θα πρέπει να χαρακτηρίζονται από κάποιο βαθμό συμφωνίας με την επίδοση των μαθητών σε ένα επικείμενο διαγώνισμα μαθηματικών (*μεταβλητή κριτηρίου*), παρόλο που πολλοί άλλοι παράγοντες την επηρεάζουν.

Μεγάλη συσχέτιση μεταξύ της μεταβλητής πρόβλεψης και της μεταβλητής κριτηρίου καταδεικνύει ότι η μέτρηση μας χαρακτηρίζεται από προβλεπτική εγκυρότητα. Δηλαδή προβλέπει ένα μέγεθος που θεωρητικά θα έπρεπε να προβλέπει, γεγονός που με την σειρά του συνηγορεί στο ότι μετρά εύστοχα το υπό μελέτη χαρακτηριστικό.

Μειονέκτημα της μεθόδου είναι ότι ενδέχεται δύο χαρακτηριστικά να σχετίζονται μεταξύ τους στατιστικά, πλην όμως να μην υπάρχει υποκείμενη αιτιολογική συσχέτιση. Η δράση συγχυτικού παράγοντα (*confounding factor*) μπορεί να μας δώσει λαθεμένη εντύπωση για το αν και κατά πόσο ένα εργαλείο μέτρησης ενός μεγέθους χαρακτηρίζεται από προβλεπτική εγκυρότητα ([Dereshiwsky, 1998](#)).

Οι δύο αυτές μορφές εγκυρότητας, που περιλαμβάνονται στην εγκυρότητα βάσει κριτηρίου, εμφανίζουν μειονεκτήματα που συνδέονται με την υποκείμενη θεωρητική δομή. Δηλαδή ενδέχεται το «κριτήριο» να παραπλανά τον ερευνητή και το γεγονός αυτό να διαιωνίζεται με την χρήση των μεθόδων και κατά την δημιουργία νέων εργαλείων. Το γεγονός αυτό μπορεί να αντιμετωπιστεί με την βοήθεια της εγκυρότητας εννοιολογικής κατασκευής (*Construct validity*), που αφορά το εκάστοτε υπό μέτρηση χαρακτηριστικό.

1.2.4 Εγκυρότητα εννοιολογικής κατασκευής

Όταν τα αποτελέσματα ενός εργαλείου, μπορούν να σχετιστούν με την υποκείμενη θεωρητική δομή του υπό μελέτη μεγέθους, τότε λέμε ότι χαρακτηρίζεται από εγκυρότητα εννοιολογικής κατασκευής. Η μορφή αυτή εγκυρότητας δεν βασίζεται σε μία μελέτη, σε συγκεκριμένο τόπο και χρόνο, από μια ερευνητική ομάδα, αλλά αποτελεί σύνθεση προϋπάρχουσας γνώσης πάνω στο αντικείμενο μελέτης ([Dereshiwsky, 1998](#)).

Έτσι, τα αποτελέσματα ενός εργαλείου θα πρέπει στην πράξη να συμφωνούν αλλά και να διαφωνούν, με αποτελέσματα άλλων αναγνωρισμένων μελετών, όπως επιτάσσει η υποκείμενη θεωρία. Για παράδειγμα, τα αποτελέσματα ενός εργαλείου μέτρησης της μαθηματικής ικανότητας, θα πρέπει να σχετίζονται με τα αποτελέσματα των διαγωνισμών στα μαθηματικά, αλλά και να μην σχετίζονται, με τα αποτελέσματα μέτρησης των αθλητικών ικανοτήτων. Σε κάθε άλλη περίπτωση το εργαλείο αποκλίνει από την εύστοχη μέτρηση του χαρακτηριστικού, είτε προσμετρώντας και άλλα χαρακτηριστικά, συγχέοντάς τα, είτε όντας ελλιπές.

Κατά αυτόν τον τρόπο οδηγούμαστε σε δύο μορφές εγκυρότητας, τη συγκλίνουσα εγκυρότητα και την διαχωρισμού εγκυρότητα ([Ποταμιάνος, 1998](#)).

1.2.4.1 Συγκλίνουσα εγκυρότητα

Στη συγκλίνουσα εγκυρότητα, ελέγχουμε το βαθμό που ένα εργαλείο συμφωνεί με άλλες μετρήσεις του ίδιου ή άλλων χαρακτηριστικών, με τα οποία συγκλίνει από θεωρητική άποψη. Είναι εύλογο ότι περιλαμβάνονται εδώ και οι μέθοδοι εγκυρότητας κριτηρίου, που είδαμε στην προηγούμενη παράγραφο, αλλά όχι μόνο αυτές. Πρόκειται για σύγκλιση αποτελεσμάτων και με άλλες ερευνητικές μεθόδους, όπως η συνέντευξη ή κάποιας άλλης μορφής ψυχομετρικό τεστ .

1.2.4.2 Εγκυρότητα διαχωρισμού

Στη εγκυρότητα διαχωρισμού, ελέγχουμε το βαθμό που οι μετρήσεις μας δεν σχετίζονται με μετρήσεις άλλων χαρακτηριστικών που θεωρητικά δεν πρέπει να σχετίζονται. Αν για παράδειγμα ένα ερωτηματολόγιο για τις μαθηματικές γνώσεις μαθητών έχει πολύ χαμηλή συσχέτιση με ένα αντίστοιχο που αφορά την ορθογραφία, τότε λέμε ότι έχει μεγάλη διαχωριστική ικανότητα, δηλαδή εγκυρότητα διαχωρισμού.

Η έννοια της εγκυρότητας εννοιολογικής κατασκευής, είναι μία σύνθετη έννοια, που περιλαμβάνει όλες τις υπόλοιπες μορφές που περιγράψαμε. Είναι εύλογο, η κάποιου βαθμού σύμπτωση μιας έρευνας με το θεωρητικό υπόβαθρο καθώς και με το ερευνητικό γίγνεσθαι του τομέα, να είναι εκ των ουκ άνευ χαρακτηριστικό μίας νέας ερευνητικής προσπάθειας. Αυτό ισχύει ακόμη και σε καινοτόμες ή με ανατρεπτικά αποτελέσματα έρευνες, στα πλαίσια της κοινής λογικής.

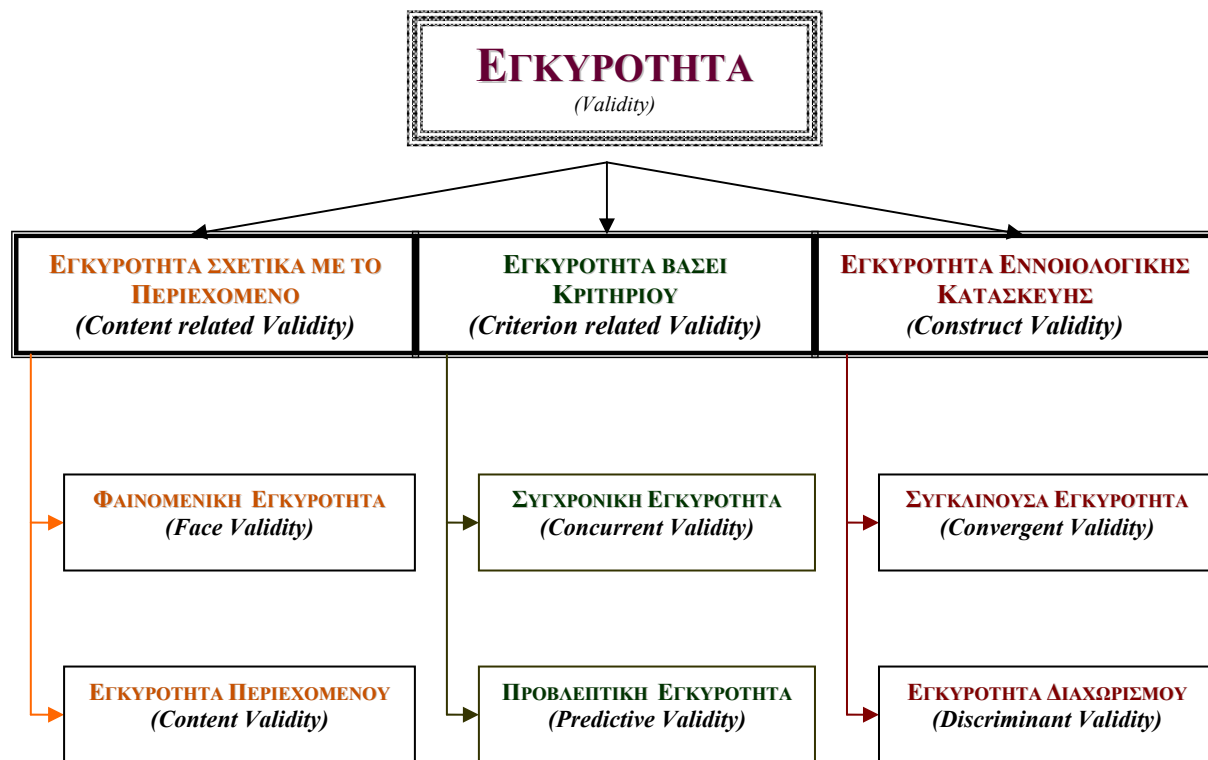
Η εγκυρότητα εννοιολογικής κατασκευής αναπτύχθηκε από τους Cronbach και Meehl (1955), στα πλαίσια μιας προσπάθειας να αξιολογηθεί η πληθώρα ψυχομετρικών εργαλείων που αναπτύχθηκαν κατά την διάρκεια και μετά το τέλος του δεύτερου παγκόσμιου πόλεμου ([Trochim, 2002](#)). Έτσι, σύμφωνα με τους Cronbach και Meehl (1955), προκειμένου να ισχυριστεί ο ερευνητής ότι οι μετρήσεις του χαρακτηρίζονται από εγκυρότητα εννοιολογικής κατασκευής, θα πρέπει να έχει αναπτύξει ένα νομολογικό πλαίσιο (*nomological network*) για αυτές.

Με την έκφραση νομολογικό δίκτυο, οι συγγραφείς εννοούν ότι ο ερευνητής θα πρέπει να είναι σε θέση να αποσαφηνίζει το θεωρητικό αλλά και το εμπειρικό πλαίσιο στο οποίο κινείται η έρευνα του, καθώς και την σύνδεση αυτών των δύο, γεγονός που αποτελεί την πεμπουσία της εγκυρότητας. Το νομολογικό πλαίσιο αποτελείται από έναν αριθμό θεωρητικών αρχών, όπως για παράδειγμα η προσθήκη νέων σημείων στην θεωρία που καταδεικνύονται από τις παρατηρήσεις (βλ. [Trochim, 2002](#)).

Η θεωρητική αυτή έννοια, δεν παρέχει μεθόδους με τις οποίες μπορεί κανείς πρακτικά να αξιολογήσει την εγκυρότητα ενός εργαλείου μέτρησης. Προς αυτήν την κατεύθυνση κινούμενοι οι Campbell και Fiske (1959) ανέπτυξαν μία μέθοδο ταυτόχρονης αξιολόγησης της αξιοπιστίας και της εγκυρότητας εννοιολογικής κατασκευής, με την βοήθεια του Πίνακα Πολλαπλών Τάσεων και Μεθόδων ΠΠΤΜ (Multitrait – Multimethod Matrix), τον οποίο θα δούμε στην επόμενη παράγραφο.

Οι Cook & Campbell (1979) αργότερα διατύπωσαν κάποια σημεία σε μία έρευνα, τα οποία μπορούν να υπονομεύουν την εγκυρότητά της (*treats to construct validity*). Αυτά είναι σημεία, τα οποία θα πρέπει να προσέξει ο ερευνητής, από τα προκαταρκτικά στάδια μίας μελέτης, ώστε να εξασφαλιστεί η εγκυρότητα. Αναφορικά, μερικά από τα σημεία είναι η καλή οριοθέτηση του θεωρητικού πλαισίου μιας έρευνας ώστε να αντιστοιχεί πραγματικά στην εννοιολογική κατασκευή που αναφέρεται, η αλληλεπίδραση μεταξύ ερευνών, η πιθανή επίδραση που ασκεί στον αποκρινόμενο η γνώμη ή η επιθυμία του εξεταστή, η ίδια η διαδικασία της εξέτασης και άλλα ([Trochim, 2002](#)).

Τέλος, στο Διάγραμμα 1, εμφανίζονται επιγραμματικά οι σχέσεις των διαφόρων μορφών εγκυρότητας όπως αυτές αναλύθηκαν στις παραγράφους που προηγήθηκαν.



Διάγραμμα I. 1: Μορφές εγκυρότητας

1.2.5 Έλεγχος εγκυρότητας και αξιοπιστίας κλίμακας μέτρησης. Πίνακας Πολλαπλών Τάσεων- Μεθόδων (ΠΠΤΜ)

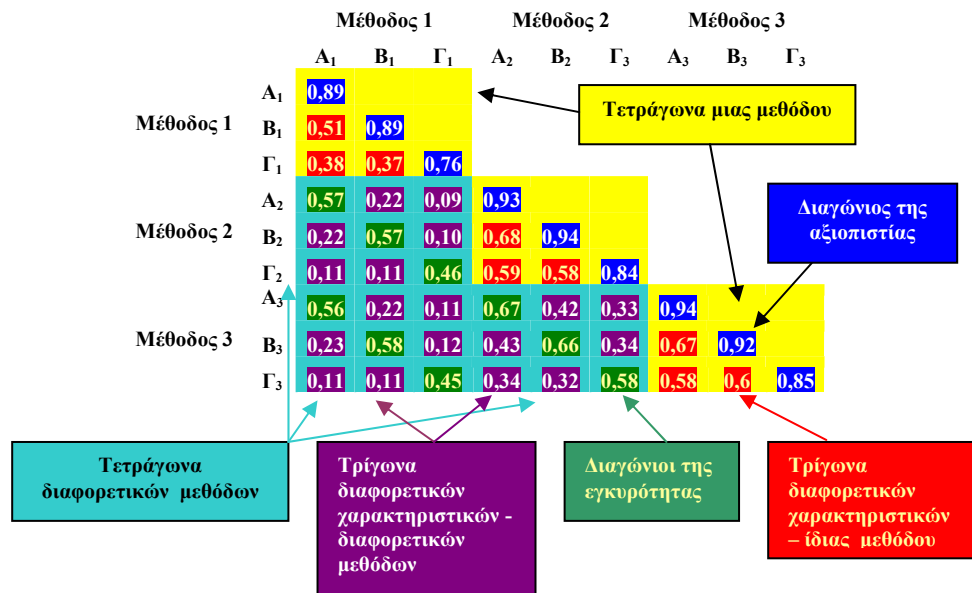
Οι Campbell και Fiske (1959), δίνουν μια ιδιαίτερη προοπτική για την κατανόηση των εννοιών της αξιοπιστίας και της εγκυρότητας. Σύμφωνα με τους συγγραφείς :

«Αξιοπιστία είναι η συμφωνία ανάμεσα σε διαφορετικές προσπάθειες μέτρησης του ίδιου χαρακτηριστικού από δύο όσο το δυνατόν πιο όμοιες μεθόδους. Η εγκυρότητα αντιπροσωπεύεται από τον βαθμό συμφωνίας δύο μετρήσεων του ίδιου μεν χαρακτηριστικού από δύο όσο τον δυνατό πιο διαφορετικές μεθόδους».

Ο τρόπος αυτός με τον οποίο χαρακτηρίζεται η εγκυρότητα, μας παραπέμπει κυρίως στην εγκυρότητα εννοιολογικής δομής όπως έχουμε ήδη δει. Οι συγγραφείς προτείνουν τον ταυτόχρονο έλεγχο για τις δύο αυτές ιδιότητες των εργαλείων μέτρησης (Dunn, 2000). Για τον σκοπό αυτό παρουσίασαν τον Πίνακα Πολλαπλών Τάσεων –Μεθόδων (ΠΠΤΜ) .

Ο ΠΠΤΜ, είναι ένας πίνακας συσχετίσεων μεταξύ μετρήσεων διαφορετικών χαρακτηριστικών και διαφορετικών εργαλείων. Συγκεκριμένα, ας υποθέσουμε ότι έχουμε στην διάθεσή μας κ εργαλεία μέτρησης και με κάθε ένα από αυτά λαμβάνουμε τιμές για λ χαρακτηριστικά. Υπολογίζουμε στη συνέχεια, τις συσχετίσεις των μετρήσεων των χαρακτηριστικών (*traits*) ανάμεσα στις μεθόδους (*methods*). Κατά αυτόν τον τρόπο σχηματίζουμε ένα τετραγωνικό, συμμετρικό πίνακα. Στην περίπτωση των 3 μεθόδων και των 3

χαρακτηριστικών ο ΠΠΤΜ που σχηματίζεται παρουσιάζεται στο Διάγραμμα I.2 που ακολουθεί, ο οποίος αποτελεί παράδειγμα του [Trochim \(2002\)](#).



Διάγραμμα I. 2: Πίνακας Πολλαπλών Τάσεων –Μεθόδων (ΠΠΤΜ) - Trochim (2002).

Ανάλογα με το αν οι συσχετίσεις που έχουν υπολογιστεί αφορούν το ίδιο ή διαφορετικά χαρακτηριστικά και την ίδια ή διαφορετικές μεθόδους, ο πίνακας χωρίζεται σε τρίγωνα, τετράγωνα και διαγώνιους που περιέχουν διαφορετική πληροφορία. Ακολουθώντας τον Trochim, θα περιγράψουμε τις διάφορες πληροφορίες που μπορεί κάποιος να εξάγει από τα διάφορα σημεία του πίνακα (Διάγραμμα I.2), έχουμε:

A. Τα τετράγωνα μιας μεθόδου (*The Monomethod Blocks*)

Σχηματίζονται από συσχετίσεις μετρήσεων, που έχουν γίνει με την ίδια μέθοδο. Υπάρχουν τόσα, όσες και οι μέθοδοι που χρησιμοποιήθηκαν. Οι διαγώνιοι αυτών, μας δίνουν την αξιοπιστία, όπως περιγράφουμε στη συνέχεια.

A1. Η διαγώνιος της αξιοπιστίας (*Reliability Diagonal*)

Παρατηρεί κανείς, ότι η κύρια διαγώνιος του Πίνακα δεν αποτελείται από άσσους όπως θα αναμέναμε. Αυτό οφείλεται στο ότι η συσχέτιση μίας μέτρησης του ίδιου χαρακτηριστικού χρησιμοποιώντας την ίδια μέθοδο, με τον εαυτό της, έχει αντικατασταθεί με την εκτίμηση του συντελεστή αξιοπιστίας για την μέτρηση αυτή. Κατά αυτόν τον τρόπο εισάγεται η αξιοπιστία των μεθόδων στον Πίνακα.

A2. Τα τρίγωνα διαφορετικών χαρακτηριστικών και ίδιας μεθόδου (*Heterotrait-Monomethod Triangles*)

Πρόκειται για συσχετίσεις μετρήσεων διαφορετικών χαρακτηριστικών με την ίδια μέθοδο. Δεδομένου ότι οι συσχετίσεις αυτές αφορούν το ίδιο χαρακτηριστικό, ανάμεσα σε μεθόδους, από τις τιμές αυτές μπορεί κάποιος να συλλέξει πληροφορία για την εγκυρότητα. Το κοινό δηλαδή ανάμεσα στις μετρήσεις αυτές είναι το εργαλείο μέτρησης και όχι το χαρακτηριστικό. Κατ' επέκταση, αν εμφανίζονται μεγάλες συσχετίσεις, τότε αυτές θα είναι λόγω του τρόπου μέτρησης. Σε αυτή την περίπτωση ο παράγοντας εργαλείο μέτρησης έχει μεγάλη επίδραση στις μετρήσεις (strong "methods" factor).

B. Τα τετράγωνα διαφορετικών μεθόδων (*Heteromethod Blocks*)

Σχηματίζονται από τις συσχετίσεις μετρήσεων, που έχουν γίνει με διαφορετικές μεθόδους. Υπάρχουν $k(k-1)/2$ τέτοια τετράγωνα, όπου k ο αριθμός των μεθόδων που χρησιμοποιήθηκαν. Οι διαγώνιοι αυτών, μας δίνουν την εγκυρότητα, όπως περιγράφουμε στη συνέχεια.

B1. Τα τρίγωνα διαφορετικών χαρακτηριστικών και διαφορετικής μεθόδου (*Heterotrait-Heteromethod Triangles*)

Πρόκειται για συσχετίσεις μετρήσεων διαφορετικών χαρακτηριστικών, με την χρήση διαφορετικών μεθόδων. Ως εκ τούτου αναμένουμε να είναι ιδιαίτερα χαμηλές και μάλιστα οι χαμηλότερες όλων.

B2. Οι διαγώνιοι της εγκυρότητας (*Validity Diagonals*)

Πρόκειται για συσχετίσεις μετρήσεων του ίδιου χαρακτηριστικού από διαφορετικά εργαλεία. Δεδομένου ότι οι συσχετίσεις αυτές αφορούν το ίδιο χαρακτηριστικό, ανάμεσα σε μεθόδους, από τις τιμές αυτές μπορεί κάποιος να συλλέξει πληροφορία για την εγκυρότητα σύγκλισης. Υψηλή συσχέτιση, καταδεικνύει σύγκλιση δύο μεθόδων που χρησιμοποιούνται για την μέτρηση του ίδιου χαρακτηριστικού.

Όσον αφορά την διαχωρισμού εγκυρότητα, μπορεί να ελεγχθεί, κοιτάζοντας τις συσχετίσεις μετρήσεων δύο χαρακτηριστικών με την ίδια ή διαφορετική μέθοδο. Χαμηλές συσχετίσεις είναι ενδεικτικές για διαχωρισμού εγκυρότητα.

Η ανάλυση του ΠΠΤΜ, βασίζεται στην κρίση του εκάστοτε επιστήμονα, μιας και δεν υπάρχει σήμερα στατιστική δοκιμασία για την εγκυρότητα εννοιολογικού περιεχομένου. Αυτό αποτελεί το μεγαλύτερο μειονέκτημα του. Ωστόσο ο [Trochim \(2002\)](#), αναφέρει μερικές αρχές που θα πρέπει να ισχύουν, όσον αφορά τις τιμές των συσχετίσεων, προκειμένου να υπάρχει εγκυρότητα εννοιολογικής κατασκευής. Έτσι έχουμε:

- a) Οι συντελεστές στην κύρια διαγώνιο θα πρέπει να είναι οι μεγαλύτεροι του πίνακα. Το γεγονός αυτό είναι εύλογο, μιας και ένα χαρακτηριστικό σχετίζεται με τον εαυτό του σε βαθμό μεγαλύτερο από ότι σχετίζεται με οποιοδήποτε άλλο.
- b) Οι συντελεστές στην διαγώνιο της εγκυρότητας, θα πρέπει να διαφέρουν στατιστικά από το μηδέν και μάλιστα να είναι αρκετά μεγάλοι. Αυτό οφείλεται στο ότι αποτελούν την ένδειξη της συγκλίνουσας αξιοπιστίας .
- c) Ο κάθε συντελεστής στην διαγώνιο της εγκυρότητας, θα πρέπει να είναι ο μεγαλύτερος της στήλης και της σειράς του τετραγώνου μεθόδων στο οποίο βρίσκεται. Όπως έχουμε ήδη αναφέρει, οι συντελεστές στα τρίγωνα των διαφορετικών μεθόδων, διαφορετικών χαρακτηριστικών θα πρέπει να είναι οι μικρότεροι του πίνακα. Αυτό αφορά την εγκυρότητα διαχωρισμού.
- d) Ο κάθε συντελεστής στην διαγώνιο της εγκυρότητας, θα πρέπει να είναι ο μεγαλύτερος από όλους τους συντελεστές των τριγώνων διαφορετικών χαρακτηριστικών και όμοιας μεθόδου. Δηλαδή η συσχέτιση των μετρήσεων ενός χαρακτηριστικού με διαφορετικές μεθόδους, θα πρέπει να είναι μεγαλύτερη, από όλες τις συσχετίσεις διαφορετικών χαρακτηριστικών χρησιμοποιώντας την ίδια μέθοδο. Στην περίπτωση που δεν συμβαίνει αυτό, υπάρχει επίδραση της μεθόδου στις μετρήσεις.
- e) Τέλος οι σχέσεις μεταξύ των χαρακτηριστικών, θα πρέπει να έχουν την ίδια μορφή σε όλα τα διαφορετικά τρίγωνα. Δηλαδή οι σχέσεις τους αναλογικά ανά δύο να μην αλλάζουν δραματικά.

Είναι αρκετά δύσκολο για τον ερευνητή να συγκεντρώσει τα στοιχεία που απαιτούνται προκειμένου να σχηματίσει τον ΠΠΤΜ. Επιπλέον, όπως έχουμε ήδη αναφέρει η ανάλυση του βασίζεται σε σχεδόν υποκειμενικά κριτήρια. Παρόλα αυτά είναι ιδιαίτερα χρήσιμος, μιας και μπορεί να μας δώσει συγκεντρωτικά στοιχεία για την εγκυρότητα σύγκλισης και την εγκυρότητα διαχωρισμού των μετρήσεων, και άρα την εννοιολογική εγκυρότητα. Επίσης, μπορεί κανείς να εκτιμήσει την επίδραση των διαφορετικών μεθόδων μέτρησης. Τέλος επιτυγχάνεται ο ταυτόχρονος έλεγχος αξιοπιστίας και εγκυρότητας των μετρήσεων.

II ΜΕΡΟΣ : ΕΡΩΤΗΜΑΤΟΛΟΓΙΑ ΣΧΙΖΟΤΥΠΙΚΩΝ ΧΑΡΑΚΤΗΡΙΣΤΙΚΩΝ

II.1 Θεωρητικό υπόβαθρο

II.1.1 Σχιζοφρένεια

Από το ρήμα σχίζω και το ουσιαστικό φρην, δηλαδή λογική, ο όρος σχιζοφρένεια χρησιμοποιείται διεθνώς για να περιγράψει ένα κλινικό σύνδρομο πολλαπλών αιτιών και παθοφυσιολογικών μηχανισμών με κοινό χαρακτηριστικό γνώρισμα την αποσύνδεση ανάμεσα στην σκέψη, το συναίσθημα και τη συμπεριφορά. Φαινομενολογικά δηλαδή, είναι η σχάση της λογικής συνέχειας - ή και συνέπειας - στην αλληλουχία της σκέψης και των προκαλούμενων από αυτή συναισθημάτων, καθώς και της συμπεριφοράς, ως έκφρασης τους.

II.1.1.1 Η Σχιζοφρένεια στους αιώνες

Η σχιζοφρένεια ως παθολογική εικόνα αναφέρεται από την αρχαιότητα ([Carlsson, 2002](#)). Οι πρώτες αναφορές μπορούν να εντοπιστούν σε κείμενα της αρχαίας Αιγύπτου από το 2000π.Χ. όπως το «Βιβλίο των Καρδιών» που είναι τμήμα του πάπυρου του Ebers (Ebbell, 1937), όπως ονομάστηκε από τον Γερμανό αιγυπτιολόγο ο οποίος το έφερε στο φως. Η θεραπεία των ψυχικών διαταραχών στην αρχαία Αίγυπτο γινόταν με υπνοθεραπεία, την οποία αποκαλούσαν επώαση, μέσα σε ναούς συνδεδεμένους με την λατρεία του Imhotep (Okasha, 1999). Όπως στην αρχαία Αίγυπτο έτσι και στην αρχαία Ελλάδα η ψυχική πάθηση θεωρείται θεόσταλη μέσω ονείρων (Fabrega, 1990). Ωστόσο, ο πατέρας της Ιατρικής, ο Ιπποκράτης στη «Θεία Ασθένεια» αρνείται την θεία προέλευση ασθενειών όπως η επιληψία και η παράνοια αποδίδοντάς τες, για πρώτη φορά στην ιστορία, στην λειτουργία του εγκεφάλου ([Carlsson, 2002](#)). Η άποψη των αρχαίων για την προέλευση, τα συμπτώματα και την θεραπεία των πνευματικών παθήσεων, συνοψίζεται τον 2ο αιώνα μ.Χ. από τον γιατρό Αρεταίο, από την Καπαδοκία (120-200 μ.Χ.). Ο Αρεταίος μάλιστα επιχείρησε την διαχώριση της σχιζοφρένειας σε επιμέρους μορφές (Kotsopoulos, 1986).

Στην πορεία του χρόνου, η σχιζοφρένεια επιχειρείται να περιγραφεί με όρους όπως η μανία ή η τρέλα έως και τον Μεσαίωνα, όπου η αντίληψη της δαιμονοκατοχής, αντικαθιστά την όποια προσπάθεια επιστημολογικής προσέγγισης (Στεφανής, 1990, σελ 125-130). Η ασθένεια αντιμετωπίζεται άλλοτε ως δοκιμασία ή τιμωρία από τον Θεό, ενώ υπάρχουν και μαρτυρίες για περιπτώσεις όπου το παραλήρημα συνδέεται με μυστικιστικές εμπειρίες και αντιμετωπίζεται ο ασθενής με σεβασμό ή και φόβο.

Όπως σε όλους τους επιστημονικούς κλάδους, ο επαναπροσδιορισμός συντελείται τον 18ο αιώνα, όπου δημιουργούνται οι βάσεις της επιστήμης της ψυχιατρικής. Το ιστορικό μονοπάτι της σύγχρονης ψυχιατρικής έρευνας επί της σχιζοφρένειας παρατίθεται με λεπτομέρεια από τον Κ.Στεφανή (1990). Περιληπτικά αναφέρουμε κάποιες από τις κυριότερες στιγμές που διαμόρφωσαν την σύγχρονη αντίληψη. Στις απαρχές, ο Morel (1860) χρησιμοποίησε τον όρο “Demence precose”, την πρόιμη άνοια δηλαδή, για

να περιγράψει μια μορφή πνευματικής καθυστέρησης, που επέρχεται σε νεαρή ηλικία, όμοια με αυτή της άνοιας. Ο Kahlbaum (1863) περιγράφει την ψύχωση της εφηβείας με το όνομα “Paraphrenia hebetica”, της οποίας την αιτιολογία, αντίθετα από τον Morel, αποδίδει σε εγκεφαλική βλάβη με προοδευτική εξέλιξη και όχι σε γενετικούς παράγοντες. Λίγο αργότερα, ο Hecker (1871) περιγράφει ένα σύνδρομο άνοιας που εκδηλώνεται σε νεαρά άτομα, το οποίο αποκαλεί ηβηφρένεια. Ο Kraepelin (1896), στην πρώτη έκδοση της Ψυχιατρικής του εισάγει την “Dementia praecox”, την κατά Kraepelin, πρόωμη άνοια, όρος που χρησιμοποιείται ακόμη και σήμερα.

Ο Bleuler (1911) χρησιμοποίησε για πρώτη φορά τον όρο σχιζοφρένεια ή σχιζοφρένιες όπως αρχικά διατυπώθηκε ο όρος καλύπτοντας έτσι ένα ευρύ φάσμα ψυχικών διαταραχών. Η βασική διαφωνία του Bleuler με τους προγενέστερους του, έγκειται στην διαπίστωσή του ότι ένα μέρος μόνο των περιπτώσεων που χαρακτηριζόταν έως τότε πρόωμη άνοια, είναι πράγματι πρόωμη και πράγματι οδηγούνται στην άνοια. Αντίθετα διατύπωσε την άποψη, ότι υπάρχουν περιπτώσεις που δεν έχουν αναγκαστική κατάληξη την άνοια, ενώ το θεμελιώδες χαρακτηριστικό τους είναι το σύμπτωμα της σχάσης των ψυχονοητικών λειτουργιών.

Ποικίλες απόψεις έχουν διατυπωθεί στην πορεία του χρόνου για την σχιζοφρένεια. Αναφορικά παραθέτουμε μερικές, όπως αυτή του Abraham (1908) που συνδέει το παραλήρημα με τις πρώιμες παιδικές εμπειρίες, ή την νεοφροϋδική άποψη του Sullivan (1934) πως η νόσος δεν έχει ενδοψυχικά αίτια, αλλά η αιτιολογία της εντοπίζεται στις διαταραγμένες σχέσεις γονέων - παιδιών. Τέλος, ο Kallmann (1938), διατυπώνει την άποψη της κληρονομικής μετάδοσης της σχιζοφρένειας, διεξάγοντας πρώτος γενετικές μελέτες.

Η διχογνωμία που παρατηρείται ακολουθώντας το ιστορικό μονοπάτι είναι παρούσα και σήμερα. Κατά πολλούς ερευνητές το πρόβλημα της σχιζοφρένειας είναι το σημείο στο οποίο διαφοροποιούνται οι διάφορες ψυχιατρικές σχολές και δοκιμάζονται οι ποικίλες επιστημονικές θεωρίες. Ίσως ακόμη και να αποβεί κομβικό σημείο για την επικράτηση της μιας έναντι της άλλης, καθώς αποτελεί θεμελιώδες θέμα αντιπαράθεσης (Στεφανής, 1990).

Νόσος, σύνδρομο ή αντίδραση, ενιαία νοσολογική οντότητα ή σύμπλεγμα νόσων, η σχιζοφρένεια αποτελεί ένα από τα μεγαλύτερα αινίγματα της ψυχιατρικής. Χαρακτηρίζεται από έντονη αλλοίωση της εσωτερικής και εξωτερικής πραγματικότητας, στην οποία το άτομο απαντά με τρόπους που βλάπτουν τη ζωή του. Αυτή η αλλοίωση ή παραμόρφωση της πραγματικότητας, ο ψυχωτικός πυρήνας της αρρώστιας, παρουσιάζεται με διαταραχές (συμπτώματα) στην αντίληψη, στη σκέψη, στο συναίσθημα, στην ομιλία και στην ψυχοκινητικότητα. Τα χαρακτηριστικά γνωρίσματα της σχιζοφρένειας νόσου περιγράφονται στα διαγνωστικά κριτήρια του DSM-IV-R (“Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders”, American Psychiatry Association APA, 2002)

II.1.1.2 Επιδημιολογικά χαρακτηριστικά

Η νόσος ή σύμπλεγμα νόσων που καλούμε σχιζοφρένεια προσβάλλει περίπου το 1% του πληθυσμού της γης. Ποικίλες έρευνες σε παγκόσμια κλίμακα σκιαγραφούν τα επιδημιολογικά χαρακτηριστικά της σε

μια προσπάθεια ανίχνευσης των αιτιολογικών παραγόντων που επιδρούν στην εμφάνιση της νόσου. Παραθέτουμε στην συνέχεια κάποιους από αυτούς.

Το φύλο δεν φαίνεται να επιδρά στην ανάπτυξη της νόσου, μιας και νοσεί ίσος αριθμός ατόμων από τα δύο φύλα. Ωστόσο η σχιζοφρένεια παρουσιάζεται σε μικρότερες ηλικίες στους άνδρες. Συγκεκριμένα στους άνδρες είναι συχνότερη η εμφάνιση της νόσου ανάμεσα στις ηλικίες 15 -25, ενώ στις γυναίκες από την ηλικία των 25 έως την ηλικία των 35. Ως ηλικία μέγιστου κινδύνου θεωρείται το τέλος της εφηβείας και η αρχή της ενήλικης ζωής. Το 60% των νοσηλευόμενων είναι κάτω από την ηλικία των 35, για αυτό και η σχιζοφρένεια χαρακτηρίζεται ως νόσος της νεότητας. Μόλις το 1% άλλωστε υπερβαίνει την ηλικία των 65 ετών (Στεφανής, 1990).

Η σχιζοφρένεια απαντάται παντού, από τους πιο πολιτισμένους και τεχνολογικά εξελιγμένους λαούς μέχρι τους πιο πρωτόγονους, δηλαδή δεν παρουσιάζεται γεωγραφική μεταβλητότητα. Αν και η επίπτωση είναι μεγαλύτερη στους άγαμους καθώς και σε άτομα χαμηλού οικονομικού και κοινωνικού επιπέδου, οι παράγοντες αυτοί είναι ιδιαίτερα αμφισβητήσιμοι, μιας και πιθανότατα είναι άμεσα αποτελέσματα της νόσου και όχι αιτιολογικοί παράγοντες.

Ενδιαφέρον γεγονός είναι πως η συχνότητα της νόσου είναι μεγαλύτερη στα άτομα που έχουν γεννηθεί κατά τους χειμερινούς μήνες. Το γεγονός αποδίδεται στην ανάπτυξη των και αύξησης του ποσοστού λοιμώξεων κατά την διάρκεια των μηνών αυτών, που συμβάλλουν επιβαρυντικά. Επίσης οι επιπλοκές κατά την διάρκεια του τοκετού αυξάνουν τον κίνδυνο εκδήλωσης της σχιζοφρένειας, γεγονός που αποδίδεται σε εγκεφαλικές βλάβες.

Οι επιρροές από τραυματικά γεγονότα και οι αλληλεπιδράσεις μέσα στην οικογένεια δείχνουν να έχουν σημασία αλλά καθοριστικός αποδεικνύεται ο γενετικός παράγοντας. Οι συγγενείς πρώτου βαθμού ατόμων με σχιζοφρένεια, έχουν από 5 έως και 10 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα να πάθουν σχιζοφρένεια σε σχέση με τον υπόλοιπο πληθυσμό. Ειδικότερα, ο κίνδυνος εκδήλωσης της πάθησης κάποια στιγμή της ζωής του, για ένα παιδί που έχει και τους δύο γονείς σχιζοφρενείς, είναι 35-45% έναντι 1% όταν δεν είναι κανένας. Έρευνες σε υιοθετημένα παιδιά με τον έναν ή και τους δύο φυσικούς γονείς να πάσχουν από σχιζοφρένεια, απέδειξαν ότι διατηρούν περισσότερες πιθανότητες να νοσήσουν, παρόλο που μεγάλωσαν σε ένα «υγιές» περιβάλλον. Τα παραπάνω επιδημιολογικά στοιχεία που αφορούν τους συγγενείς των ατόμων που πάσχουν από σχιζοφρένεια υποδεικνύουν τον ρόλο του γενετικού παράγοντα. Για τον λόγο αυτό, η ομάδα αυτή του πληθυσμού αποτέλεσε σημείο μελέτης από πολλούς ερευνητές, προκειμένου να βρεθεί επίλυση στο αίνιγμα της σχιζοφρένειας.

Ένα δεύτερο πολύ σημαντικό εύρημα είναι το γεγονός ότι ακόμη και οι μη ψυχωτικοί συγγενείς παρουσιάζουν ενδείξεις της νόσου κι αν μην έχει αυτή εκδηλωθεί. Δηλαδή η επίδραση του γενετικού παράγοντα δεν εμφανίζεται μόνο στους πάσχοντες αλλά και στους συγγενείς αυτών εγείροντας το θέμα της γενετικής προδιάθεσης (ή επιρρέπειας) στην νόσο. Είναι σύνηθες φαινόμενο, οι συγγενείς πρώτου βαθμού ατόμων με σχιζοφρένεια να εμφανίζουν προβλήματα σε κλινικές, νευροψυχολογικές, κοινωνικές και νευρο - βιολογικές μετρήσεις (Stone et al, 2001). Αυτά τα προβλήματα είναι παρεμφερή, αν και σε σαφώς ηπιότερο βαθμό τις περισσότερες φορές, με αυτά των ατόμων που πάσχουν από σχιζοφρένεια και ενδεχομένως να αντανακλούν κοινά παθοφυσιολογικά στοιχεία ανάμεσα στους ασθενείς και στους μη

ψυχωτικούς συγγενείς τους, Δημιουργείται δηλαδή η αίσθηση ότι ενδεχομένως οι μετρήσεις αυτές να εντοπίζουν την ίδια υποκείμενη δομή. Η προσέγγιση της δομής αυτή ίσως οδηγήσει σε έναν τρόπο αναγνώρισης των ατόμων σε κίνδυνο για την ανάπτυξη της νόσου. Τελικά η αναγνώριση των ατόμων αυτών θα διευκολύνει την ανάπτυξη στρατηγικών για την πρόληψη των σχιζοφρενικών διαταραχών. Για την επίτευξη του στόχου αυτού είναι θεμελιώδης η αναγνώριση αρχικά του τρόπου με τον οποίο ξεχωριστά συμπτώματα συνυφαίνονται δημιουργώντας ένα έγκυρο σύνδρομο, στο οποίο θα επικεντρωθούν οι θεραπευτικές προσπάθειες ([Stone et al, 2001](#)).

Το θεωρητικό πλαίσιο της γενετικής επιρρέπειας ή προδιάθεσης στην σχιζοφρένεια περιγράφηκε από τον Meehl (1962) ο οποίος εισήγαγε την έννοια της σχιζοταξίας που αναπτύσσεται στην επόμενη παράγραφο.

Η.1.2 Σχιζοταξία

Ο Paul Meehl (1962) εισήγαγε τον όρο σχιζοταξία, προκειμένου να περιγράψει την γενετική προδιάθεση στην σχιζοφρένεια. Σύμφωνα με τον Meehl η σχιζοταξία εκδηλώνεται ως μία νευροσταδιακή διαταραχή, η οποία καταλήγει είτε στην σχιζοτυπία (το ηπιότερο δυνατό επακόλουθο) είτε, αν το άτομο εκτεθεί κατά την διάρκεια του βίου σε αρνητικό περιβάλλον, εξελίσσεται σε σχιζοφρένεια (το σοβαρότερο ενδεχόμενο) ([Stefanis et al, 2004](#)). Τελικά η έννοια της σχιζοτυπίας εισήχθηκε στην ψυχιατρική ορολογία με την μορφή της Σχιζοτυπικής Διαταραχής Προσωπικότητας (ΣΔΠ), την οποία αναπτύσσουμε σε επόμενη παράγραφο, ενώ η σχιζοταξία όχι.

Ο Meehl (1962) θεωρεί την ύπαρξη ενός γονιδίου, του σχιζογονιδίου (schizogene), το οποίο επηρεάζει το κεντρικό νευρικό σύστημα κατά την διάρκεια της εγκεφαλικής ανάπτυξης. Το γονίδιο αυτό είναι κύρια υπεύθυνο για την ανάπτυξη της σχιζοταξίας μόνο, της νευροχημικής προδιάθεσης στην σχιζοφρένεια δηλαδή. Υποθέτει ότι ένα σχιζοταξικό κεντρικό νευρικό σύστημα, σχεδόν πάντα, οδηγεί σε σχιζοτυπική προσωπικότητα και προδιαθέτει σε σχιζοφρένεια. Σε ένα ποσοστό όμως περίπου 10%, εκδηλώνεται σχιζοφρένεια. Στον γενικό πληθυσμό ο Meehl εκτιμά ότι το 10% έχει γενετική προδιάθεση στη σχιζοφρένεια, δηλαδή είναι σχιζοταξικοί και ταυτόχρονα σχιζοτυπικοί, γεγονός που επιβεβαιώνεται και από σύγχρονες μελέτες με χρήση ερωτηματολογίων (Lenzenweger & Korfine, 1992). Πολύ μεγαλύτερο είναι το ποσοστό που εκτιμά ανάμεσα στους συγγενείς πρώτου βαθμού των ατόμων με σχιζοφρένεια (50%) (Vollema, 1999).

Προκειμένου να εξελιχθούν οι σχιζοτυπικές τάσεις σε σχιζοφρένεια, συνδράμουν εσωτερικοί και περιβαλλοντικοί παράγοντες που επιφέρουν στην ανατροπή της ισορροπίας του σχιζοτυπικού ατόμου. Οι εσωτερικοί παράγοντες είναι χαρακτηριστικά της προσωπικότητας που με δεδομένη την σχιζοταξική δομή του εγκεφάλου και των σχιζοτυπικών τάσεων, αυξάνουν τις πιθανότητες εκδήλωσης σχιζοφρένειας. Ως παράδειγμα αναφέρουμε την αγωνία ή το άγχος. Το ενδιαφέρον σε αυτό το σημείο, έγκειται στο ότι είναι πιθανό οι τελεστές αυτοί να έχουν και την αντίθετη λειτουργία. Δηλαδή να θωρακίζουν και να βοηθούν το σχιζοτυπικό άτομο να διατηρεί τις ισορροπίες, με αποτέλεσμα να μην οδηγείται στην σχιζοφρένεια. Έτσι

μπορούν να βοηθήσουν στην πρόληψη της νόσου, κάτι που αποτελεί μεγάλη πηγή ενδιαφέροντος για τους ψυχοθεραπευτές. Δηλαδή θεωρείται εφικτό μέσω ψυχοθεραπείας, να μειωθεί για παράδειγμα το άγχος, με αποτέλεσμα το άτομο να παραμείνει ισορροπημένο. Αντίστοιχα μπορούν τα σχιζοτυπικά άτομα να βοηθηθούν ως προς τις ελλείψεις που παρουσιάζουν και να αναπτύξουν μηχανισμούς άμυνας, με ψυχοθεραπεία κατά κύριο λόγο υποστηρικτική (Vollema, 1999).

Ο Meehl κατατάσσει σε δύο κατηγορίες: τους στρεσογόνους περιβαλλοντικούς παράγοντες κατά την παιδική ηλικία (παιδικές τραυματικές εμπειρίες) και κατά την ενηλικίωση (στρεσογόνα γεγονότα κατά την διάρκεια του βίου).

Υπάρχουν ωστόσο ερευνητές οι οποίοι αποδίδουν διαφορετική φύση στην σχιζοταξία. Για παράδειγμα, οι Tsuang et al (1991) θεωρούν την αιτιολογία της σχιζοτυπίας να εγείρεται τόσο από γενετικούς παράγοντες όσο και από περιβαλλοντικούς, ενώ όχι μόνο δεν αναγνωρίζουν την σχιζοφρένεια και την σχιζοτυπία ως τα μόνα δύο μονοπάτια στα οποία οδηγεί, αλλά επιπλέον θεωρούν την σχιζοταξία ως μία σταθερή κατάσταση στην πλειονότητα των περιπτώσεων.

II.1.3 Σχιζοτυπία

Ο όρος σχιζότυπος ειρώθηκε αρχικά από τον Rado (1960), ως σύμπτυξη των λέξεων «σχιζοφρενικός φαινότυπος» (Lezenweger, 1993). Χρησιμοποίησε τον όρο αυτό για να περιγράψει την παρατηρούμενη προδιάθεση (επιρρέπεια) ενός ατόμου στην σχιζοφρένεια, πριν η ψύχωση εκδηλωθεί (Ingraham, 1995). Ο Rado είχε την πεποίθηση ότι η σχιζοτυπική συμπεριφορά και η σχιζοφρένεια οφείλονται σε κοινό γενετικό παράγοντα.

Σύμφωνα με το μοντέλο του Meehl (1962), τα άτομα με σχιζοτυπική προσωπικότητα διαφέρουν ως προς τον βαθμό βαθμότητας των συμπτωμάτων τους. Έτσι υπάρχουν αφενός άτομα, σχεδόν υγιή, των οποίων την σχιζοτυπική δομή της προσωπικότητας μπορεί να ανιχνεύσει μόνο εξειδικευμένος επιστήμονας με προσωπική συνέντευξη. Αφετέρου, υπάρχουν άτομα που προσεγγίζουν κατά πολύ την σχιζοφρενική προσωπικότητα. Όλα τα άτομα όμως με σχιζοτυπικές τάσεις, μοιράζονται την ίδια ευπάθεια στην σχιζοφρένεια, όπως ακριβώς και τα άτομα που τελικά νοσούν. Έτσι, αν το μοντέλο του Meehl είναι σωστό, τότε οι σχιζοτυπικοί με τους σχιζοφρενείς μοιράζονται την ίδια υποκείμενη δομή (Vollema, 1999).

II.1.3.1 Σχιζοτυπική διαταραχή της προσωπικότητας

Οι Kety et al (1968), ανέδειξαν το γεγονός ότι οι συγγενείς των ασθενών που πάσχουν από σχιζοφρένεια, τείνουν να παρουσιάζουν συμπτωματολογία που χαρακτηρίζεται ως «οριακή κατάσταση» (*borderline state*). Μετά τη δουλειά των Spitzer et al (1979) η διάγνωση αυτή έγινε η Σχιζοτυπική Διαταραχή της Προσωπικότητας ΣΔΠ (SPD), στο DSM-III (APA, 1980) και πρόσφατα στο DSM-IV (APA, 1994). Οι Kendler et al (1981) χρησιμοποιώντας την διαταραχή αυτή ως διαγνωστικό εργαλείο, επανέλαβαν τα προηγούμενα ευρήματα των Kety et al αναγνωρίζοντας την διαταραχή αυτή της προσωπικότητας που έχει παρεμφερή συμπτωματολογία με τη σχιζοφρένεια. Περιπτώσεις που παλαιότερα

χαρακτηρίζονταν ως μεταιχμιακή ή λανθάνουσα σχιζοφρένεια τώρα εμπίπτουν σε αυτή την διαταραχή (Venables και Rector, 2000).

Τα βασικά χαρακτηριστικά της ΣΔΠ, σύμφωνα με την Αμερικανική Ψυχιατρική Ένωση (APA), είναι μια έντονη δυσκολία και ανεπάρκεια στις διαπροσωπικές σχέσεις και διάφορες ιδιορρυθμίες, εκκεντρικότητες και παραξενιές της σκέψης, της αντίληψης, της συμπεριφοράς, του λόγου και της εμφάνισης, που όμως δεν είναι αρκετά σοβαρές ώστε να πληρούν τα κριτήρια της σχιζοφρένειας (Μάνος, 1997). Τα διαγνωστικά κριτήρια κατά DSM – IV (APA, 1994) για την διαταραχή αυτή παρουσιάζονται στην συνέχεια.

- 1) **Ιδέες αναφοράς** (*Ideas of reference*): λαθεμένες ερμηνείες ορισμένων γεγονότων ότι έχουν κάποια ιδιαίτερη σημασία ειδικά για το άτομο με την διαταραχή (χωρίς όμως να φτάνουν σε παραληρητικού επιπέδου πεποίθηση).
- 2) **Παράδοξες πεποιθήσεις – μαγικός ιδεασμός** (*Odd beliefs – magical thinking*): που είναι ασυμβίβαστες με τις πολιτισμικές σταθερές (π.χ. δεισιδαιμονία, πίστη σε μαντική ικανότητα και ειδικές δυνάμεις, τηλεπάθεια, ή έκτη αίσθηση, αλλόκοτες φαντασιώσεις ή αλλόκοτες επίμονες ενασχολήσεις).
- 3) **Ασυνήθιστες αντιληπτικές εμπειρίες** (*Unusual perceptual experiences*): οπτικές ή ακουστικές παραισθήσεις, αίσθηση της παρουσίας άλλου ατόμου σε άδειο δωμάτιο ή και σωματικές παραισθήσεις.
- 4) **Παράδοξη Ομιλία** (*Odd speech*): ιδιοσυγκρασιακές φράσεις, ιδιοσυγκρασιακή κατασκευή λέξεων, ασάφεια λόγου, συμπαγής ή υπερβολικά αφηρημένη σκέψη.
- 5) **Παρανοϊκός ιδεασμός** (*Suspiciousness*): πίστη σε επικίνδυνες βλέψεις και κακόβουλους σχεδιασμούς από τα άλλα άτομα.
- 6) **Περισφισμένο συναίσθημα** (*Constricted affect*): αδυναμία έκφρασης έντονων συναισθημάτων.
- 7) **Παράδοξη συμπεριφορά** (*Odd behavior*): εκκεντρικότητα, αποφυγή κοιτάγματος στα μάτια, αταίριαστη ένδυση κ.ά.λφα.
- 8) **Διαπροσωπική ελλειμματικότητα** (*No close friends*): άβολη αίσθηση, απροθυμία για προσέγγιση άλλων ή από άλλους ανθρώπους (εκτός από συγγενείς πρώτου βαθμού).
- 9) **Κοινωνικό άγχος** (*Social anxiety*): που δεν ελαττώνεται με την οικειότητα και τείνει να συνδέεται περισσότερο με παρανοειδείς φόβους παρά με αρνητική εκτίμηση του εαυτού

Π.1.3.2 Η πολυδιάστατη φύση της σχιζοφρένειας και της σχιζοτυπίας

Ο Venables (1962) παρατήρησε την ύπαρξη δύο ειδών σχιζοφρενικών ατόμων. Τα άτομα που έχουν «ενεργή» δραστηριότητα και τα άτομα που αποσύρονται στον νοσοκομειακό θάλαμο. Έτσι γεννήθηκε η ιδέα της θετικής και αρνητικής σχιζοφρένειας. Η πολυδιάστατη δομή της νόσου σήμερα είναι

διαπιστωμένη, με βάση πολλές παραγοντικές αναλύσεις. Έτσι επικρατεί ένα μοντέλο για την σχιζοφρένεια που απαρτίζεται από τρεις διαστάσεις:

1. **Θετική:** παραισθήσεις, οσφρητικές, οπτικές και ακουστικές αυταπάτες.
2. **Αρνητική:** σωματική και κοινωνική ανηδονή, ισοπέδωση συναισθήματος.
3. **Αποδιοργάνωση:** διαταραχή της σκέψης, κοινωνικό άγχος, φτώχεια ομιλίας και παράξενη συμπεριφορά.

Τα πράγματα δεν είναι τόσο ξεκάθαρα στην περίπτωση της σχιζοτυπίας. Σύμφωνα με τους Venables & Bailes (1994), Venables (1995) και Vollema και Van den Boch (1995), η σχιζοτυπία είναι πολυδιάστατη επίσης. Όπως και η σχιζοφρένεια, έχει θετική (μαγικός ιδεασμός, ασυνήθιστες αντιληπτικές εμπειρίες) και αρνητική διάσταση (ανηδονία, κοινωνικό άγχος κ.α.). Γίνεται ωστόσο λόγος για ενδεχόμενες επιπλέον διαστάσεις. Οι Bental et al (1989) για παράδειγμα εισάγουν και μια τρίτη διάσταση, αυτή της αποδιοργάνωσης κάτι το οποίο όμως δεν είναι καθολικά αποδεκτό (Venables and Rector, 2000). Έρευνες με την βοήθεια της παραγοντικής ανάλυσης σε ερωτηματολόγια που αφορούν την σχιζοτυπική προσωπικότητα ανέδειξαν τρεις, τέσσερις ή και περισσότερες υποκείμενες διαστάσεις. Οι Vollema και Van den Boch (1991) παραθέτουν τα αποτελέσματα παραγοντικών αναλύσεων από εννέα τέτοιες έρευνες, ενώ παρουσιάζουν επίσης και 19 κλίμακες μέτρησης σχιζοτυπικών χαρακτηριστικών.

Η εμφανής ομοιότητα των δομών, δεν συνοδεύεται απαραίτητα και από ομοιότητα στην αιτιολογία των δύο διαγνώσεων. Ωστόσο οι απόψεις που αναπτύσσονται δίνουν μία γενική υποστήριξη στην εργασία του Meehl (1962) και στο μοντέλο μιας κοινής νευροσταδιακής διαταραχής, της «σχιζοταξίας», η οποία υποθάλλει τη σχιζοτυπία στα άτομα που έχουν εκτεθεί σε ήπια περιβάλλοντα και δίνει αφορμή για σχιζοφρένεια στα άτομα που εκτίθενται σε αρνητικές εμπειρίες. Είναι κατά συνέπεια χρήσιμο να λάβει κανείς υπόψη του, ότι τα θέματα που εγείρονται για το περιεχόμενο των διαστάσεων κατά την μελέτη της δομής της σχιζοφρένειας, πιθανότατα να είναι τα ίδια με αυτά που θεωρούνται κατά την έρευνα του περιεχομένου σχιζοτυπικών διαστάσεων. Μια τέτοια θεώρηση όμως δεν σημαίνει απαραίτητα ότι είναι θεμιτή η μη-κριτική αποδοχή ενός πλήρους παραλληλισμού απόψεων στη σχιζοτυπία και τη σχιζοφρένεια (Venables and Rector, 2000).

II.1.4 Έρευνα επί των ατόμων με σχιζοτυπική προσωπικότητα

Είναι σαφές ότι η μελέτη και κατανόηση των παραγόντων που οδηγούν ένα σχιζοτυπικό άτομο να αποσυμπιεστεί στην σχιζοφρένεια ή αντίθετα των προστατευτικών παραγόντων που δρουν για το αντίθετο, είναι εξαιρετικής σημασίας. Μπορεί να βοηθήσει στην αιτιόγνωση και άρα στην πρόγνωση και θεραπεία της σχιζοφρένειας. Δεδομένου ότι σχιζοφρενείς και σχιζοτυπικοί μοιράζονται την ίδια επιρρέπεια στην σχιζοφρένεια, χρησιμοποιώντας σχιζοτυπικά άτομα σε μία έρευνα μπορεί κανείς να μελετήσει βιολογικά και παθοφυσιολογικά την επιρρέπεια αυτή (Vollema, 1999). Τα σχιζοτυπικά άτομα βρίσκονται σήμερα στο επίκεντρο των ερευνών για την σχιζοφρένεια. Ο λόγος είναι ότι υπάρχει ένας αριθμός πρακτικών πλεονεκτημάτων που εμφανίζουν οι σχιζοτυπικοί, ως υπό μελέτη πληθυσμός, σε σχέση με τους σχιζοφρενείς.

Σε μία έρευνα που γίνεται επί των σχιζοφρενικών ατόμων, μπορούν να εισέλθουν ένα πλήθος συγχυτικών παραγόντων. Ο πρώτος, και κυριότερος, παράγοντας είναι η κατάσταση των ασθενών αυτών, αν και κατά πόσο μπορούν (ή και θέλουν) δηλαδή, να συμμετέχουν σε μία ερευνητική διαδικασία. Δεν είναι επίσης απίθανο, όπως εξηγεί ο Vollema (1999), η συμπτωματολογία τους η ίδια να επικαλύπτει βασικές τάσεις και να αναδύει παραπλανητικά άλλες κατά την διάρκεια μίας έρευνας. Το στάδιο της νόσου επίσης ενδεχομένως να δρα συγχυτικά σε μία μελέτη, όπως εισηγούνται οι Laporte et al (1994). Ένα τέταρτο σημείο πιθανού συγχυστή, είναι η χρόνια χρήση φαρμακευτικής αγωγής και η χρόνια διαμονή σε ιδρύματα, που επιδρούν στην απόδοσή τους στις μετρήσεις (Siever, 1995). Τέλος, η αντίδραση των ασθενών στην νόσο τους, που πολλές φορές εκφράζεται με κατάθλιψη και αποθαρρυσμένη διάθεση, είναι πολύ πιθανό να έχει επίσης επίδραση (Laporte et al, 1994).

Είναι εύλογο πως όταν μια έρευνα γίνεται επί σχιζοτυπικών ατόμων δεν αντιμετωπίζει αυτά τα προβλήματα. Επιπλέον, ο επιπολασμός της σχιζοτυπίας είναι εφταπλάσιος αυτού της σχιζοφρένειας, γεγονός που αποτελεί επιπρόσθετο πλεονέκτημα κατά την δειγματοληψία. Τα σχιζοτυπικά άτομα κατανοώντας τους λόγους που έχουν κληθεί σε μια έρευνα καθώς και την διαδικασία που πρέπει να ακολουθηθεί, είναι πιο πιθανό να είναι πρόθυμα να συμμετέχουν. Τέλος, δεδομένου ότι δεν εισάγονται σε νοσοκομείο δεν υπάρχει η εξάρτηση γιατρού-ασθενή, που εγείρει βιο-ηθικά ζητήματα (Vollema, 1999).

Για την μελέτη των σχιζοτυπικών χαρακτηριστικών δημιουργήθηκε από τον [Raine \(1991α\)](#) το Ερωτηματολόγιο Σχιζοτυπικής Προσωπικότητας [ΕΣΠ](#) (Schizotypal Personality Questionnaire [SPQ](#)). Το ΕΣΠ περιέχει εννέα υποκλίμακες που αντιπροσωπεύουν και τις εννέα όψεις της σχιζοτυπικής προσωπικότητας, όπως αυτές περιγράφηκαν από το DSM-III-R (APA, 1987). Με την στάθμιση του ερωτηματολογίου αυτού θα ασχοληθούμε μεταξυ άλλων στο επόμενο κεφάλαιο.

Κλείνοντας αυτό το εισαγωγικό κεφάλαιο παραθέτουμε τα ερωτήματα που θέτει ο Raine, για την σχιζοτυπία, προκειμένου ο αναγνώστης να αντιληφθεί το μέγεθος της σπουδαιότητας αλλά και της αβεβαιότητας που διέπει την επιστημονική κοινότητα πάνω στο θέμα.

«Υπάρχει σαφές όριο ανάμεσα στη σχιζοτυπία και την σχιζοφρένεια; Είναι κατ' ουσία η ίδια διαταραχή με ισχυρή γενετική συσχέτιση, μερικά διαφοροποιούμενες από τον βαθμό δριμύτητας των συμπτωμάτων ή υπάρχουν θεμελιώδεις ποιοτικές διαφορές; Οι υποπαράγοντες της σχιζοτυπίας αντικατοπτρίζουν υπότυπους της σχιζοφρένειας ή διαφοροποιούνται; Ποια η ακολουθία γεγονότων που οδηγεί στην ανάπτυξη της σχιζοφρένειας και της σχιζοτυπίας; Και ποιες οι διαφορές και ποιες οι ομοιότητες, στα μονοπάτια ανάπτυξης των διαταραχών. Ποιοι παράγοντες που οι σχιζοτυπικοί κατέχουν ίσως δρουν προστατευτικά έναντι στην σχιζοφρένεια;»

Και το κυριότερο ερώτημα:

« Μπορεί να αποφευχθεί η σχιζοφρένεια αποφεύγοντας τις αιτίες της σχιζοτυπίας;»

II.2 Στάθμιση κλιμάκων σχιζοτυπικών χαρακτηριστικών

II.2.1 Η μελέτη ASPIS

Σύμφωνα με τους [Stefanis et al \(2004\)](#), τα άτομα με την νευροσταδιακή διαταραχή που αποκαλείται σχιζοταξία, είτε θα επιδείξουν τα χαρακτηριστικά της σχιζοτυπίας, είτε θα οδηγηθούν στη σχιζοφρένεια αν εκτεθούν σε αντίθετες εμπειρίες (Meehl, 1962). Επιπλέον, είναι γνωστό ότι το περιβαλλοντικό άγχος συχνά συνδράμει στο ξεκίνημα της ψύχωσης. Ανάμεσα στους νέους άντρες, η υποχρεωτική στράτευση είναι ένας κοινός στρεσογόνος παράγοντας και μάλιστα σε μια ηλικία αυξημένου κινδύνου για την ανάπτυξη ψύχωσης (Steiberg και Durell, 1968, Beighley et al, 1992, Claridge et al, 1996, Peters et al, 1999, van Os et al, 2000, Verdoux et al, 1998). Κατά συνέπεια, η περίοδος αυτή φαίνεται να αποτελεί ιδιαίτερα κατάλληλο υπόβαθρο για τη μελέτη των ροών και των δομικών παραγόντων της ανάπτυξης των ψυχωτικών διαταραχών.

Επιλέχθηκε έτσι ένα τέτοιο πεδίο έρευνας, μελετώντας νεοσύλλεκτους έφεδρους οπλίτες της Ελληνικής Αεροπορίας. Ένα μεγάλο δείγμα φαινομενικά υγιών ανδρών, οι οποίοι είναι αφενός σε ηλικία υψηλού κινδύνου και αφετέρου αντιμετωπίζουν μια στρεσογόνο αλλαγή στις συνθήκες διαβίωσης, συμμετέχουν στη μελέτη ASPIS (Athens Study of Psychosis Proneness & Incidence of Schizophrenia, [Stefanis et al, 2004](#)), για την μελέτη της υποθάλλουσας δομής των σχιζοτυπικών τάσεων.

Το επιπλέον πλεονέκτημα της επιλογής αυτής έγκειται στο γεγονός ότι κατά τη διάρκεια της διετούς εκπαίδευσης, η επίπτωση της σοβαρής ψυχιατρικής παθολογίας μπορεί να ανιχνευτεί. Όλοι οι νεοσύλλεκτοι που αναπτύσσουν σοβαρά διανοητικά προβλήματα κατά τη διάρκεια αυτής της περιόδου απευθύνονται στο Εθνικό Νοσοκομείο της Αεροπορίας και κατά συνέπεια η επίπτωση μπορεί να προσεγγιστεί με ακρίβεια από τους ερευνητές ([Stefanis et al, 2004](#)).

II.2.2 Στάθμιση της κλίμακας ΕΣΠ στον ελληνικό πληθυσμό

II.2.2.1 Το Ερωτηματολόγιο Σχιζοτυπικής Προσωπικότητας (ΕΣΠ)

Το ΕΣΠ δημιουργήθηκε και παρουσιάστηκε από τον Adrian [Raine \(1991α\)](#). Όπως επισημαίνει ο Raine (1991α), οι προϋπάρχουσες του ΕΣΠ κλίμακες μέτρησης σχιζοτυπικών χαρακτηριστικών, όπως η Κλίμακα Μαγικού Ιδεασμού KMI (Magical Ideation Scale MIS, Eckblad and Chapman, 1983) και η Κλίμακα Αντιληπτικών Παρανοήσεων [ΚΑΠ](#) (Perceptual Aberration Scale PAS, Chapman et al, 1978), αν και συνιστούν έγκυρα και αξιόπιστα εργαλεία, δεν καλύπτουν όλο το φάσμα των χαρακτηριστικών της σχιζοτυπικής διαταραχής. Αντίθετα το ΕΣΠ είναι κατασκευασμένο σε αντιστοιχία με τα εννέα δομικά χαρακτηριστικά της, σύμφωνα με την Αμερικανική Ψυχιατρική Ένωση ([Raine, 1991α](#)). Συγκεκριμένα το

ΕΣΠ απαρτίζεται από εννέα υποκλίμακες, μία για κάθε διαγνωστικό κριτήριο κατά DSM – III – R (APA, 1980).

Κατά τον τρόπο αυτό καθίσταται δυνατή η μελέτη, όχι μόνο των επιμέρους χαρακτηριστικών, αλλά και της συνολικής εικόνας της σχιζοτυπικής προσωπικότητας, γεγονός που βοηθά σαφώς στην κατανόηση της. Επιπλέον, σύμφωνα με τον [Raine \(1991α\)](#), το ΕΣΠ μπορεί να χρησιμοποιηθεί σε γενικούς πληθυσμούς για την ανίχνευση ατόμων που μπορεί να πληρούν τα διαγνωστικά κριτήρια της διαταραχής, ενισχύοντας με αυτό τον τρόπο την έρευνα στο τομέα αυτό. Για παράδειγμα, σε κλινικές έρευνες ασθενών μαρτύρων για την σχιζοφρένεια, ενδέχεται να μην αναδειχθούν διαφορές, επειδή στο δείγμα των μαρτύρων περιλαμβάνονται άτομα με την διαταραχή αυτή. Η χρήση του ΕΣΠ σε αυτή την περίπτωση βοηθά κατά συνέπεια στην μείωση του σφάλματος τύπου II.

Το ΕΣΠ είναι μια αυτοσυμπληρούμενη κλίμακα μέτρησης, που περιλαμβάνει 74 δίτιμες (ναι-όχι) ερωτήσεις. Κάθε μία ερώτηση βαθμολογείται με ένα, αν η απάντηση είναι «ναι» και με μηδέν, αν η απάντηση είναι «όχι». Έτσι η τελική βαθμολογία για κάθε άτομο, μπορεί να κυμαίνεται από 0 έως 74. Οι 74 αυτές ερωτήσεις απαρτίζουν τις εννέα υποκλίμακες. Η βαθμολογία κάθε κλίμακας, δίνεται από το άθροισμα των τιμών των ερωτήσεων που περιλαμβάνει. Επιπλέον, οι εννέα κλίμακες αθροίζονται κατά ομάδες δημιουργώντας έτσι τρεις παράγοντες - διαστάσεις της σχιζοτυπικής προσωπικότητας ([Raine, 1991β](#)). Οι τρεις παράγοντες καθώς και οι υποκλίμακες που συνθέτουν τον κάθε ένα, παρουσιάζονται στον Πίνακα II.1 που ακολουθεί.

ΠΑΡΑΓΟΝΤΑΣ (ΔΙΑΣΤΑΣΗ)	ΥΠΟΚΛΙΜΑΚΕΣ
Γνωσιακός / Αντιληπτικός, ή θετικός παράγοντας (Cognitive - Perceptual)	Ιδέες Αναφοράς (Ideas of Reference)
	Παράδοξες πεποιθήσεις (Odd beliefs / Magical Thinking)
	Αντιληπτικές Παρανοήσεις (Unusual Perceptual Experiences)
Αποδιοργανωτικός παράγοντας (Disorganized)	Παρανοϊκός Ιδεασμός (Paranoid Ideation)
	Παράδοξη Συμπεριφορά (Odd Behavior)
	Παράδοξη ομιλία (Odd speech)
	Κοινωνικό άγχος (Social Anxiety)
Διαπροσωπικός παράγοντας ή αρνητικός παράγοντας (Interpersonal)	Διαπροσωπική Ελλειμματικότητα (No close friends)
	Περισφιγμένο Συναίσθημα (Constricted Affect)
	Παρανοϊκός Ιδεασμός (Paranoid Ideation)

Πίνακας II. 1: Παράγοντες και υποκλίμακες του ΕΣΠ.

Ο Raine για την δημιουργία και την στάθμιση του ψυχομετρικού αυτού εργαλείου, εργάστηκε σε δύο δείγματα, ένα των 302 και ένα των 220 ατόμων. Οι επιμέρους βαθμολογίες για κάθε υποκλίμακα και παράγοντα, αλλά και η συνολική, δίνονται από τον [Raine \(1991α\)](#), όπως επίσης και τα αποτελέσματα των ελέγχων αξιοπιστίας και εγκυρότητας. Τα δεδομένα αυτά θα συγκριθούν στην συνέχεια, με τα αποτελέσματα της δικής μας μελέτης.

II.2.2.2 Περιγραφική Ανάλυση

Σε οκτώ διαφορετικά κύματα (σειρές κατά την στρατιωτική ορολογία), ανάμεσα στον Ιανουάριο του 1999 και τον Μάρτιο του 2000, επιλέχθηκαν τυχαία 2243 νεοσύλλεκτοι έφεδροι οπλίτες της ελληνικής Αεροπορίας, ηλικίας 18 έως 24 ετών, κατά τη διάρκεια των δύο πρώτων εβδομάδων της βασικής τους εκπαίδευσης ([Stefanis et al, 2004](#)). Εικοσιτέσσερις από τους αρχικά κληθέντες, αρνήθηκαν να συμμετέχουν στην μελέτη. Οι υπόλοιποι, ανάμεσα σε άλλες δοκιμασίες, έλαβαν και συμπλήρωσαν το ΕΣΠ αλλά και το Ερωτηματολόγιο Ιδιοσυγκρασιακών - Χαρακτηριολογικών Στάσεων (Temperament & Character Inventory, Cloninger et al. 1994), στο οποίο θα αναφερθούμε εκτενέστερα στο επόμενο κεφάλαιο. Το δεύτερο αυτό ερωτηματολόγιο περιλαμβάνει μεταξύ άλλων, τέσσερα ερωτήματα που σκοπό έχουν να αποκαλύψουν τους τυχαίους αποκριτές (random responders). Από τις λαθεμένες απαντήσεις τους σε αυτά τα ερωτήματα, εξαιρέθηκαν στην συνέχεια 832 άτομα (37,1%). Έτσι οι 1411 άνδρες που απάντησαν σωστά και στις τέσσερις αυτές ερωτήσεις συμπεριλήφθηκαν στην ανάλυση των, ψυχομετρικά ορισμένων, σχιζοτυπικών τάσεων.

Από τα 1411 άτομα που εισήχθησαν τελικά στην ανάλυση, τα άτομα που δεν απάντησαν σε τουλάχιστον δύο ερωτήματα μιας συγκεκριμένης υποκλίμακας, ή σε επτά τουλάχιστον ερωτήματα σε όλο το ΕΣΠ, εξαιρέθηκαν από τα δεδομένα (56 άτομα ή 3,9%). Επί συνόλου 1355 ατόμων λοιπόν, υπολογίστηκαν τα περιγραφικά στατιστικά στοιχεία για κάθε υποκλίμακα και παράγοντα καθώς και για την συνολική βαθμολογία, σύμφωνα με το τρόπο βαθμολόγησης που υποδεικνύει ο [Raine \(1991β\)](#), τα οποία παρουσιάζονται στους Πίνακες II.2, II.3 και II.4 που ακολουθούν, ενώ οι δοκιμασίες one sample Kolmogorov – Smirnov παρατίθενται στο παράρτημα (π.Π.1.2.2.)

Υποκλίμακα ΕΣΠ (n=1355)	Μέση τιμή	Διάμεσος	T.A.	Κύρτωση	Εύρος
1. Ιδέες αναφοράς	4,98	5,00	2,10	- 0,23	0 - 9
2. Κοινωνικό άγχος	3,20	3,00	2,30	0,32	0 - 8
3. Παράδοξες πεποιθήσεις / Μαγικός ιδεασμός	1,98	2,00	1,62	0,58	0 - 7
4. Αντιληπτικές παρανοήσεις	2,61	2,00	2,17	0,65	0 - 9
5. Παράδοξη συμπεριφορά	2,75	2,00	2,24	0,34	0 - 7
6. Διαπροσωπική ελλειμματικότητα	2,29	2,00	1,80	0,70	0 - 9
7. Παράδοξη ομιλία	3,85	4,00	2,41	0,25	0 - 9
8. Περισφιγμένο συναίσθημα	2,12	2,00	1,80	0,72	0 - 8
9. Παρανοϊκός ιδεασμός	3,75	4,00	2,06	0,25	0 - 8

Πίνακας II. 2: Περιγραφικοί δείκτες υποκλιμάκων ΕΣΠ.

Παράγοντες ΕΣΠ (n = 1355)	Μέση τιμή	Διάμεσος	T.A.	Κύρτωση	Εύρος
1. Διαπροσωπικός	11,48	11,00	6,01	0,35	0 - 32
2. Γνωστικός / Αντιληπτικός	13,43	13,00	5,99	0,20	0 - 33
3. Αποδιοργανωτικός	06,60	06,00	4,08	0,24	0 - 16

Πίνακας II. 3: Περιγραφικοί δείκτες παραγόντων ΕΣΠ.

Συνολική βαθμολογία ΕΣΠ (n = 1355)	Μέση τιμή	Διάμεσος	T.A.	Κύρτωση	Εύρος
	27,78	27,00	12,35	0,21	0 - 68

Πίνακας II. 4: Περιγραφικοί δείκτες συνολικής βαθμολογίας ΕΣΠ.

Στον Πίνακα II.5 που ακολουθεί, παρουσιάζονται οι μέσες βαθμολογίες, οι τυπικές αποκλίσεις καθώς και το εύρος των τιμών των εννέα υποκλιμάκων, όπως αυτές προέκυψαν από την έρευνα ASPIS, σε αντιδιαστολή με τα δύο δείγματα του [Raine \(1991α\)](#).

Υποκλίμακα ΕΣΠ	ASPIS			RAINE (ΔΕΙΓΜΑ 1)			RAINE (ΔΕΙΓΜΑ 2)		
	M.T.	T.A.	Εύρος	M.T.	T.A.	Εύρος	M.T.	T.A.	Εύρος
Ιδέες Αναφοράς	4,98	2,10	0 - 9	5,19	2,4	0 - 9	4,33	2,4	0 - 9
Κοινωνικό Άγχος	3,20	2,30	0 - 8	3,67	1,9	0 - 7	3,86	2,0	0 - 7
Παράδοξες Πεποιθήσεις	1,98	1,62	0 - 7	2,23	2,0	0 - 7	1,99	2,1	0 - 7
Αντιληπτικές Παρανοήσεις	2,61	2,17	0 - 9	2,82	2,2	0 - 9	2,83	2,2	0 - 9
Παράδοξη Συμπεριφορά	2,75	2,24	0 - 7	2,03	1,5	0 - 4	1,92	1,4	0 - 4
Διαπρ. Ελλειμματικότητα	2,29	1,80	0 - 9	2,24	2,1	0 - 9	2,36	2,0	0 - 9
Παράδοξη Ομιλία	3,85	2,41	0 - 9	3,99	1,8	0 - 7	3,86	2,0	0 - 7
Περισφιγμένο Συναίσθημα	2,12	1,80	0 - 9	1,47	1,5	0 - 6	1,69	1,5	0 - 6
Παρανοϊκός Ιδεασμός	3,75	2,06	0 - 8	3,31	2,2	0 - 8	3,39	2,4	0 - 8

Πίνακας II. 5: Περιγραφικοί δείκτες υποκλιμάκων, στα δείγματα της ASPIS και του Raine.

Στα δύο δείγματα που παρουσιάζει ο Raine δεν δόθηκε το τελικό ΕΣΠ με την μορφή που χρησιμοποιείται σήμερα. Το ερωτηματολόγιο που δόθηκε, περιελάμβανε λιγότερα ερωτήματα στις υποκλίμακες «Κοινωνικό άγχος», «Παράδοξη συμπεριφορά», «Παράδοξη ομιλία» και «Περισφιγμένο συναίσθημα», όπως φαίνεται από το εύρος τιμών σε κάθε περίπτωση στον Πίνακα II.5. Τα επιπλέον ερωτήματα προστέθηκαν αργότερα, για λόγους που αφορούν την αξιοπιστία των υποκλιμάκων. Προκειμένου η σύγκριση των δεικτών να είναι εφικτή, όλοι οι δείκτες στην συνέχεια έχουν διαιρεθεί με τον αντίστοιχο αριθμό ερωτημάτων κάθε κλίμακας στα τρία δείγματα (Πίνακας II.6).

Υποκλίμακα ΕΣΠ	ASPIS		RAINE (ΔΕΙΓΜΑ 1)		RAINE (ΔΕΙΓΜΑ 2)	
	M.T.	T.A.	M.T.	T.A.	M.T.	T.A.
Ιδέες Αναφοράς	0,55	0,23	0,58	0,27	0,48	0,27
Κοινωνικό Άγχος	0,40	0,29	0,52	0,27	0,55	0,29
Παράδοξες Πεποιθήσεις	0,28	0,23	0,32	0,29	0,28	0,30
Αντιληπτικές Παρανοήσεις	0,29	0,24	0,31	0,24	0,31	0,24
Παράδοξη Συμπεριφορά	0,39	0,32	0,51	0,38	0,48	1,40
Διαπρ. Ελλειμματικότητα	0,25	0,20	0,25	0,23	0,26	0,22
Παράδοξη Ομιλία	0,43	0,27	0,57	0,26	0,55	0,29
Περισφιγμένο Συναίσθημα	0,27	0,23	0,25	0,25	0,28	0,25
Παρανοϊκός Ιδεασμός	0,47	0,26	0,41	0,28	0,42	0,30

Πίνακας II. 6: Σύγκριση περιγραφικών δεικτών υποκλιμάκων, ανάμεσα στα δείγματα της ASPIS και του Raine.

Είναι εμφανές ότι οι δείκτες δεν διαφέρουν έντονα ανάμεσα στα τρία δείγματα. Οι όποιες διαφορές είναι αναμενόμενες, λόγω του διαφορετικού σχεδιασμού κάθε έρευνας και κυρίως λόγω της ετερογένειας των δειγμάτων. Πέρα από την αρχική του αυτή μελέτη, ο Raine παραθέτει τα αποτελέσματα μιας δεύτερης μελέτης που έλαβε χώρα στο Λος Άντζελες σε 103 άτομα ηλικίας 18-45 ετών (Raine, 1991β). Τέλος, παρουσιάζει τις βαθμολογίες μίας τρίτης μελέτης που έγινε επί 1201 εικοσιτριάχρονων Μαυριτανών. Ο σκοπός αυτής της αντιπαράθεσης, είναι να καταστήσει σαφή την περιβαλλοντική επίδραση στις βαθμολογίες των τριών παραγόντων. Για παράδειγμα, ο Raine (1991β) εκτιμά για την υψηλή βαθμολογία των παραγόντων στην έρευνα του Λος Άντζελες, ότι η πόλη αυτή παρέχει εύφορο έδαφος για την ανάπτυξη παράδοξων πεποιθήσεων, παράδοξης συμπεριφοράς και ιδεών αναφοράς σε σχέση με άλλες πόλεις. Παραθέτουμε στην συνέχεια, συγκριτικούς πίνακες για την συνολική βαθμολογία αλλά και τους τρεις παράγοντες, ανάμεσα στα διαφορετικά δείγματα.

Συνολική βαθμολογία ΕΣΠ	Μέση τιμή	T.A.	Εύρος
ASPIS (n =1355, ηλικία: 18-24)	27,8	12,4	0 – 68
Raine – Δείγμα 1 (n = 302, ηλικία: προπτυχιακοί φοιτητές)	26,9	11,0	0 – 58
Raine – Δείγμα 2 (n = 220, ηλικία: προπτυχιακοί φοιτητές)	26,3	14,4	1 – 57
Raine – Δείγμα Λ.Α. (n=103, ηλικία: 18-45)	26,4	15,3	0 – 72
Raine – Δείγμα Μαυριτανών (n = 1201, ηλικία: 23 ετών)	24,2	13,1	0 – 67

Πίνακας II. 7: Σύγκριση των μέσων συνολικών βαθμολογιών, ανάμεσα στα δείγματα της ASPIS και του Raine

Γνωστικός / Αντιληπτικός ή θετικός παράγοντας	Μέση τιμή	T.A.	Εύρος
ASPIS (n =1355, ηλικία: 18-24)	11,3	6,0	0 – 33
Raine – Δείγμα Λ.Α. (n=103, ηλικία: 18-45)	11,1	7,4	0 – 31
Raine – Δείγμα Μαυριτανών (n = 1201, ηλικία: 23 ετών)	11,1	6,1	0 – 31

Πίνακας II. 8: Σύγκριση των μέσων βαθμολογιών του «Γνωστικού / Αντιληπτικού» παράγοντα, ανάμεσα στα δείγματα της ASPIS και του Raine

Διαπροσωπικός ή αρνητικός παράγοντας	Μέση τιμή	T.A.	Εύρος
ASPIS (n =1355, ηλικία: 18-24)	11,5	6,0	0 – 32
Raine – Δείγμα Λ.Α. (n=103, ηλικία: 18-45)	9,7	6,8	0 – 28
Raine – Δείγμα Μαυριτανών (n = 1201, ηλικία: 23 ετών)	12,4	6,7	0 – 32

Πίνακας II. 9: Σύγκριση των μέσων βαθμολογιών του «Διαπροσωπικού» παράγοντα, ανάμεσα στα δείγματα της ASPIS και του Raine.

Αποδιοργανωτικός παράγοντας	Μέση τιμή	T.A.	Εύρος
ASPIS (n =1355, ηλικία: 18-24)	6,6	4,1	0 – 16
Raine – Δείγμα Λ.Α. (n=103, ηλικία: 18-45)	6,0	4,5	0 – 16
Raine – Δείγμα Μαυριτανών (n = 1201, ηλικία: 23 ετών)	4,6	3,9	0 – 16

Πίνακας II. 10: Σύγκριση των μέσων βαθμολογιών του «Αποδιοργανωτικού» παράγοντα, ανάμεσα στα δείγματα της ASPIS και του Raine.

Για τους ίδιους λόγους, παρουσιάζονται διαφορές στα 10 % υψηλά και χαμηλά σημεία τομής (10% high and low cut-off points) της βαθμολογικής κλίμακας του ΕΣΠ, όπως αυτές του Πίνακα Π.11. Όπως εξηγεί ο [Raine \(1991β\)](#), οι μέσες τιμές των βαθμολογιών και τα 10 % υψηλά και χαμηλά σημεία τομής διαφέρουν από χώρα σε χώρα. Το γεγονός αυτό οφείλεται κατά κύριο λόγο στις κοινωνικο-οικονομικές και πολιτισμικές διαφορές. Έτσι, εισηγείται την δημιουργία νέων ορίων από τους εκάστοτε μελετητές της σχιζοτυπικής διαταραχής με την χρήση του ΕΣΠ.

Σημεία τομής	ASPIS	Raine (Δείγμα 1)	Hall et al	Δείγμα Μανριτανών
10% - 90%	12 - 44	12 - 41	10 - 39	8 - 42

Πίνακας Π. 11: Σύγκριση των σημείων τομής, ανάμεσα στα δείγματα της ASPIS και του Raine

Εναλλακτικός τρόπος βαθμολόγησης

Αν υποθέσουμε ότι ένα άτομο απαντήσει «ναι» σε 5 από τις 7 ερωτήσεις μιας υποκλίμακας και στις άλλες δύο «όχι», η βαθμολογία του είναι επτά. Το ίδιο όμως συμβαίνει αν απαντήσει θετικά σε 5 ερωτήσεις, ενώ δεν απαντήσει καθόλου στις τις άλλες δύο. Το πρόβλημα αυτό μπορεί να ξεπεραστεί αν οι βαθμολογίες των υποκλιμάκων έχουν εκφραστεί ως λόγοι του αθροίσματος των θετικών απαντήσεων, διαιρεμένο με το πλήθος των ερωτημάτων που απαντήθηκαν σε κάθε υποκλίμακα (πλήθος ερωτημάτων υποκλίμακας μείον τις εκλιπούσες τιμές). Με τον τρόπο αυτό λαμβάνονται υπόψη με ίσα βάρη οι εννέα υποκλίμακες. Όμοια έχει γίνει και η βαθμολόγηση των παραγόντων και της συνολικής βαθμολογίας του ΕΣΠ. Στον Πίνακα Π.12 που ακολουθεί, έχει χρησιμοποιηθεί αυτός ο τρόπος παρουσίασης των βαθμολογιών.

Με τον εναλλακτικό αυτό τρόπο, αποδίδεται με μεγαλύτερη ακρίβεια η βαθμολογία κάθε ατόμου. Δηλαδή το συνολικό άθροισμα δεν παραπλανάται από τις εκλιπούσες τιμές, αποδίδοντας έτσι λαθεμένες ατομικές διαφορές ή και ομοιότητες σε συλλογικό επίπεδο και λαθεμένες τάσεις (χαρακτηριστικά) σε προσωπικό. Για το λόγο αυτό, στην ανάλυση που ακολουθεί στην παρούσα εργασία, θα χρησιμοποιήσουμε τα δεδομένα σε αυτή την μορφή.

Παράγοντες ΕΣΠ (n = 1355)	Μέση τιμή	Διάμεσος	Τ.Α.	Κύρτωση	Εύρος
Περισφιγμένο Συναίσθημα	0,27	0,25	0,23	0,71	0 - 1
Παράδοξη Συμπεριφορά	0,39	0,29	0,32	0,34	0 - 1
Ιδέες Αναφοράς	0,55	0,56	0,23	-0,24	0 - 1
Διαπροσωπική Ελλειμματικότητα	0,26	0,22	0,20	0,69	0 - 1
Παράδοξες Πεποιθήσεις	0,28	0,29	0,23	0,58	0 - 1
Παράδοξη Ομιλία	0,43	0,44	0,27	0,25	0 - 1
Κοινωνικό Άγχος	0,40	0,38	0,29	0,32	0 - 1
Παρανοϊκός Ιδεασμός	0,47	0,50	0,26	0,25	0 - 1
Αντιληπτικές Παρανοήσεις	0,29	0,22	0,24	0,65	0 - 1
Γνωσιακός / Αντιληπτικός παράγοντας	0,41	0,39	0,18	0,20	0 - 1
Αποδιοργανωτικός παράγοντας	0,41	0,38	0,26	0,24	0 - 1
Διαπροσωπικός παράγοντας	0,35	0,33	0,18	0,36	0 - 0,97
Συνολική βαθμολογία	0,37	0,36	0,17	0,21	0 - 0,92

Πίνακας Π. 12: Περιγραφικοί δείκτες παραγόντων, υποκλιμάκων και συνολικής βαθμολογίας του ΕΣΠ, εκφρασμένων με την μορφή λόγων.

Π.2.2.3 Έλεγχος Αξιοπιστίας του ΕΣΠ

Π.2.2.3.α Συντελεστές ισοδυναμίας (εσωτερική συνέπεια)

Π.2.2.3.α.ι Συντελεστές ημίκλαστου

Όπως έχουμε ήδη αναφέρει, ένας τρόπος εκτίμησης της αξιοπιστίας ενός ερωτηματολογίου είναι ο υπολογισμός του συντελεστή ημίκλαστου. Δύο από τους πιο συχνά χρησιμοποιούμενους συντελεστές ημίκλαστου είναι αυτοί των Spearman - Brown και του Guttman.

Για τον υπολογισμό του πρώτου, τα ερωτήματα χωρίζονται σε δύο ισοπλήθη τμήματα και υπολογίζεται αρχικά ο συντελεστής αξιοπιστίας ανάμεσα σε παράλληλες δοκιμασίες, δηλαδή η συσχέτιση των μετρήσεων ανάμεσα στα δύο τμήματα (των αθροισμάτων των βαθμολογιών των ερωτημάτων για κάθε τμήμα). Ανάλογα με το πλήθος των ερωτημάτων (άρτιο ή περιττό) στην συνέχεια, υπολογίζεται ο συντελεστής ίσων ή άνισων μηκών των Spearman και Brown (equal ή unequal Spearman Brown coefficient) για το αρχικό, πλήρες ερωτηματολόγιο.

Ο δεύτερος συντελεστής ημίκλαστου που θα χρησιμοποιήσουμε, δεν είναι άλλος από το λ_4 του Guttman, που έχουμε δει στο προηγούμενο κεφάλαιο. Ο λ_4 αποτελεί ένα κάτω όριο της αξιοπιστίας ανεξάρτητα από την διαίρεση του ερωτηματολογίου. Στην ειδική περίπτωση όπου τα δύο τμήματα έχουν την ίδια διασπορά, ο λ_4 συμπίπτει με τον συντελεστή ημίκλαστου των Spearman - Brown.

Από την διαίρεση του αρχικού ΕΣΠ των εβδομήντα τεσσάρων ερωτημάτων σε δύο ομάδες των τριάντα επτά και τον υπολογισμό του συντελεστή ημίκλαστου του Guttman, προκύπτει η εκτίμηση του κατώτερου ορίου του συντελεστή αξιοπιστίας να είναι ίση με $\lambda_4 = 0,91$. Την ίδια εκτίμηση αποδίδει και ο συντελεστής ημίκλαστου των Spearman – Brown, όπως φαίνεται στον Πίνακα Π.13. Τέλος η εκτίμηση του συντελεστή αξιοπιστίας για τις δύο παράλληλες δοκιμασίες που προέκυψαν είναι ίσος με 0,83.

Συντελεστής αξιοπιστίας	Παράλληλων δοκιμασιών	Ημίκλαστου των Spearman-Brown	Ημίκλαστου του Guttman
Σύνολο ερωτημάτων ΕΣΠ	0,83	0,91	0,91

Πίνακας II. 13: Συντελεστές ημίκλαστου του Guttman και των Spearman – Brown, για το σύνολο των ερωτημάτων του ΕΣΠ.

Η τιμή του συντελεστή ημίκλαστου είναι λοιπόν περίπου 0,91 και στις δύο περιπτώσεις. Ως εκτίμηση της εσωτερικής συνέπειας του ΕΣΠ, μια τόσο μεγάλη τιμή καταδεικνύει ότι οι ομάδες ερωτημάτων αποδίδουν παραπλήσιες μετρήσεις των χαρακτηριστικών της σχιζοτυπικής προσωπικότητας στο σύνολό τους. Ως συντελεστής ισοδυναμίας επιπλέον, σύμφωνα με τον [Cronbach \(1947\)](#), ο συντελεστής ημίκλαστου καταδεικνύει σε αυτή την περίπτωση ότι πολύ μικρό μέρος της μεταβλητότητας στις μετρήσεις αποδίδεται στην μεταβλητότητα ανάμεσα στις εφαρμογές των δύο παράλληλων δοκιμασιών που προέκυψαν από την διαίρεση του ΕΣΠ (μεταβλητότητα σφάλματος σε αυτή την περίπτωση). Κατά συνέπεια, η μεταβλητότητα μπορεί να αποδοθεί στις ατομικές διαφορές των συμμετεχόντων στο δείγμα, δηλαδή κατά κύριο λόγο στην μεταβλητότητα της πραγματικής τιμής.

Σύμφωνα με τα παραπάνω, το ΕΣΠ είναι ιδιαίτερα αξιόπιστο στην μέτρηση των χαρακτηριστικών της σχιζοτυπικής προσωπικότητας, στο σύνολό τους. Θα μπορούσε κανείς ωστόσο να αναρωτηθεί αντίστοιχα για κάθε μία από τις υποκλίμακες του. Δηλαδή για τον συντελεστή αξιοπιστίας του ημίκλαστου που αντιστοιχεί στην υποομάδα ερωτημάτων της εκάστοτε υποκλίμακας. Οι τιμές αυτές δίνονται με αύξουσα κατάταξη στον Πίνακα II.14 που ακολουθεί.

Υποκλίμακα ΕΣΠ	Συντελεστής αξιοπιστίας		
	Παράλληλων δοκιμασιών	Ημίκλαστου των Spearman-Brown ¹	Ημίκλαστου του Guttman
Παράδοξες Πεποιθήσεις	0,32	0,49	0,43
Διαπροσωπική Ελλειμματικότητα	0,43	0,60	0,59
Ιδέες Αναφοράς	0,44	0,61	0,61
Περισφιγμένο Συναισθημα	0,45	0,62	0,61
Παρανοϊκός Ιδεασμός	0,47	0,64	0,63
Αντιληπτικές Παρανοήσεις	0,55	0,71	0,71
Παράδοξη Ομιλία	0,57	0,73	0,73
Κοινωνικό Άγχος	0,61	0,76	0,75
Παράδοξη Συμπεριφορά	0,67	0,80	0,80

Πίνακας II. 14: Συντελεστές ημίκλαστου του Guttman και των Spearman – Brown, για κάθε υποκλίμακα του ΕΣΠ.

Οι συντελεστές κυμαίνονται από 0,43 - 0,49 για τις «Παράδοξες πεποιθήσεις» έως 0,8 για την «Παράδοξη συμπεριφορά». Μικροί συντελεστές καταδεικνύουν ότι στην αντίστοιχη υποκλίμακα δεν υπάρχει μεγάλη εσωτερική συνέπεια. Οι δύο ομάδες των ερωτημάτων που σχηματίζονται διαφέρουν ως προς τις μετρήσεις τους ανά άτομο. Ένα σημαντικό άρα μέρος της μεταβλητότητας είναι μεταβλητότητα

¹ Ανάλογα με το πλήθος ερωτημάτων που συνθέτουν μία υποκλίμακα, έχει υπολογιστεί ο συντελεστής ίσων ή άνισων μηκών των Spearman – Brown.

σφάλματος και όχι μεταβλητότητα της πραγματικής τιμής. Συμπερασματικά, μεμονωμένα αποτελέσματα για κάποιες από τις υποκλίμακες δεν είναι ιδιαίτερα αξιόπιστα, παρόλο που όπως είδαμε το σύνολο του ΕΣΠ είναι.

Το γεγονός αυτό μπορεί να εξηγηθεί αρχικά, γνωρίζοντας ότι το πλήθος των ερωτημάτων μίας μέτρησης είναι καθοριστικό για την αξιοπιστία της, ενώ οι υποκλίμακες προκύπτουν το πολύ από εννέα ερωτήματα ([StatSoft Inc., 2003](#)). Επιπλέον, θα πρέπει να αναλογιστεί κανείς ότι η μέτρηση ενός μόνο χαρακτηριστικού της σχιζοτυπικής προσωπικότητας είναι εξ ορισμού πιο εξειδικευμένη και άρα θα παρουσιάζεται μεγαλύτερο σφάλμα μέτρησης.

Σε συμφωνία με τα παραπάνω, οι συντελεστές ημίκλαστου που προκύπτουν διαιρώντας σε δύο ομάδες τα ερωτήματα κάθε παράγοντα αυτή τη φορά, έχουν τιμές υψηλότερες από τους αντίστοιχους ανά κλίμακα, και χαμηλότερες από το σύνολο των ερωτημάτων.

Συντελεστής αξιοπιστίας			
Παράγοντας	Παράλληλων δοκιμασιών	Ημίκλαστου των Spearman-Brown	Ημίκλαστου του Guttman
Αποδιοργανωτικός παράγοντας	0,59	0,75	0,74
Γνωσιακός / Αντιληπτικός,παράγοντας	0,62	0,77	0,77
Διαπροσωπικός παράγοντας	0,63	0,77	0,77

Πίνακας II. 15: Συντελεστές ημίκλαστου του Guttman και των Spearman – Brown, για κάθε παράγοντα του ΕΣΠ.

Ένας εναλλακτικός τρόπος υπολογισμού του συντελεστή αξιοπιστίας των μετρήσεων των παραγόντων από το ΕΣΠ, θα μπορούσε να είναι χρησιμοποιώντας όχι τα ερωτήματα, αλλά τις υποκλίμακες. Σε αυτή την περίπτωση, οι ημιομάδες που δημιουργούμε αποτελούνται από τις υποκλίμακες που συνθέτουν τον παράγοντα. Τα αποτελέσματα για τους παράγοντες είναι σχεδόν τα ίδια και με αυτόν τον τρόπο υπολογισμού, όπως φαίνεται στον Πίνακα II.16 που ακολουθεί.

Συντελεστής αξιοπιστίας			
Παράγοντας	Παράλληλων δοκιμασιών	Ημίκλαστου των Spearman-Brown	Ημίκλαστου του Guttman
Αποδιοργανωτικός παράγοντας	0,63	0,77	0,77
Γνωσιακός / Αντιληπτικός,παράγοντας	0,65	0,79	0,78
Διαπροσωπικός παράγοντας	0,54	0,70	0,70

Πίνακας II. 16: Συντελεστές ημίκλαστου του Guttman και των Spearman – Brown, για κάθε παράγοντα του ΕΣΠ, χρησιμοποιώντας τις υποκλίμακες.

Αντίστοιχα σκεπτόμενοι, μπορούμε να υπολογίσουμε τους συντελεστές ημίκλαστου για το ΕΠΣ, χρησιμοποιώντας τις κλίμακες και τους παράγοντες αντί για τα ερωτήματα.

Συντελεστής αξιοπιστίας			
Παράγοντας	Παράλληλων δοκιμασιών	Ημίκλαστου των Spearman-Brown	Ημίκλαστου του Guttman
Κλίμακες	0,77	0,87	0,87
Παράγοντες	0,67	0,82	0,76

Πίνακας II. 17: Συντελεστές ημίκλαστου του Guttman και των Spearman – Brown, το ΕΣΠ, χρησιμοποιώντας τις υποκλίμακες και τους παράγοντες.

II.2.2.3.a.ii Συντελεστής άλφα του Cronbach

Ο πλέον χρησιμοποιούμενος συντελεστής αξιοπιστίας είναι ο συντελεστής άλφα του Cronbach. Ταυτόσημος με τους συντελεστές ημίκλαστου και μάλιστα μέσος όρος αυτών όπως έχουμε περιγράψει, ερμηνεύεται με τον ίδιο ακριβώς τρόπο. Το συνολικό ΕΣΠ έχει συντελεστή άλφα ίσο με 0,91, τιμή που ταυτίζεται με αυτή που δίνεται από τον Raine. Θα πρέπει να σημειώσουμε σε αυτό το σημείο, ότι δεδομένου ότι τα ερωτήματα του ΕΣΠ είναι δίτιμα, οι συντελεστές του Cronbach που υπολογίζουμε συμπίπτουν κάθε φορά με τον λεγόμενο «τύπο 20» των Kruder και Richardson (βλ. παράγραφο I.1.2.3). Οι συντελεστές άλφα για κάθε υποκλίμακα δίνονται στον Πίνακα II.18 που ακολουθεί, σε αντιδιαστολή με τον μέσο όρο των συντελεστών των δειγμάτων του [Raine \(1991α\)](#).

Συντελεστής άλφα του Cronbach		
Υποκλίμακα ΕΣΠ	ASPIS	Raine
Παράδοξες Πεποιθήσεις	0,58	0,78
Διαπροσωπική Ελλειμματικότητα	0,58	0,71
Περσφιγμένο Συναίσθημα	0,63	0,70
Ιδέες Αναφοράς	0,66	0,71
Παρανοϊκός Ιδεασμός	0,69	0,76
Αντιληπτικές Παρανοήσεις	0,72	0,72
Παράδοξη Ομιλία	0,73	0,73
Κοινωνικό Άγχος	0,76	0,75
Παράδοξη Συμπεριφορά	0,80	0,77

Πίνακας II. 18: Συντελεστής άλφα του Cronbach των υποκλιμάκων, σε αντιδιαστολή με τους μέσους συντελεστές των δειγμάτων του Raine.

Οι συντελεστές άλφα είναι πολύ κοντά στις τιμές των άλλων συντελεστών συνέπειας που παρουσιάστηκαν στον Πίνακα II.14. Οι χαμηλότερες τιμές υπολογίζονται φυσικά πάλι στις υποκλίμακες «Παράδοξες πεποιθήσεις» και «Διαπροσωπική ελλειμματικότητα». Ο μικρός αριθμός ερωτημάτων που συνιστούν τις υποκλίμακες όπως έχουμε ήδη αναφέρει, εξηγεί το γεγονός πως οι συντελεστές είναι χαμηλότεροι από τον συντελεστή για το σύνολο των ερωτημάτων. Το γεγονός όμως πως οι δύο αυτές υποκλίμακες παρουσιάζουν τις χαμηλότερες τιμές ανάμεσα στις υποκλίμακες καταδεικνύει πως η εσωτερική συνέπεια τους είναι χαμηλότερη. Ο πιθανότερος λόγος που συμβαίνει αυτό μπορεί να αναζητηθεί στον τρόπο με τον οποίο αποδίδονται στα ελληνικά τα ερωτήματα που τις απαρτίζουν. Ενδέχεται ο ερωτούμενος σε κάποια από τα ερωτήματα να εξέλαβε διαφορετικά το νόημα τους ή οι

πολιτισμικές διαφορές ανάμεσα στον ελληνικό και τον αμερικανικό πληθυσμό να καθιστούν κάποια από τα ερωτήματα ασυνεπή για την υποκλίμακα για την οποία δημιουργήθηκαν. Έτσι μία επαναδιατύπωση των ερωτημάτων ενδείκνυται προκειμένου να αυξηθεί η εσωτερική συνέπεια των υποκλιμάκων αυτών.

Ένας τρόπος εντοπισμού τέτοιων προβληματικών ερωτημάτων είναι ο υπολογισμός όλων των συσχετίσεων μεταξύ των ερωτημάτων και της συνολικής βαθμολογίας (item – total correlations) (Trochim, 2002). Ως συνολική βαθμολογία μπορεί επίσης κανείς να χρησιμοποιήσει και την βαθμολογία της εκάστοτε υποκλίμακας ενώ τιμές χαμηλότερες του 0,20 θεωρούνται προβληματικές. Επιπλέον, μια ευρέως χρησιμοποιούμενη τεχνική είναι η απομάκρυνση κάθε ερωτήματος από την κλίμακα και ο υπολογισμός του συντελεστή άλφα για όλα τα υπόλοιπα (item-deletion analysis). Αν ο συντελεστής που υπολογιστεί δεν είναι μικρότερος από αυτόν που υπολογίζεται όταν το εκάστοτε ερώτημα είναι στην κλίμακα, τότε είναι προφανές ότι αυτό δε συνεισφέρει στην εσωτερική της συνέπεια.

Επτά τέτοια ερωτήματα αναδείχθηκαν στην περίπτωση του ΕΣΠ. Συγκεκριμένα, πρόκειται για τέσσερα εκ των εννέα ερωτημάτων που συνιστούν την υποκλίμακα «Διαπροσωπική ελλειμματικότητα» (ερωτήματα 6, 33, 49 και 62), δύο από τα ερωτήματα που συνιστούν την υποκλίμακα «Ιδέες αναφοράς» (ερωτήματα 28 και 37) και ένα που περιλαμβάνεται στην υποκλίμακα «Παρανοϊκός ιδεασμός» (ερώτημα 65).

Οι συντελεστές άλφα για κάθε παράγοντα δίνονται στον Πίνακα Π.19, ενώ στους πίνακες Π.20 και Π.21 έχει υπολογιστεί ο συντελεστής αξιοπιστίας με τον εναλλακτικό τρόπο που περιγράψαμε στην προηγούμενη παράγραφο. Οι τιμές είναι σχεδόν ταυτόσημες με αυτές των άλλων συντελεστών εσωτερικής συνέπειας.

Παράγοντας ΕΣΠ	Συντελεστής άλφα του Cronbach
Αποδιοργανωτικός	0,83
Γνωσιακός / Αντιληπτικός ή θετικός	0,83
Διαπροσωπικός ή αρνητικός	0,85

Πίνακας Π. 19: Συντελεστής άλφα του Cronbach για κάθε παράγοντα

Παράγοντας ΕΣΠ	Συντελεστής άλφα του Cronbach
Αποδιοργανωτικός	0,70
Γνωσιακός / Αντιληπτικός ή θετικός	0,74
Διαπροσωπικός ή αρνητικός	0,76

Πίνακας Π. 20: Συντελεστές άλφα του Cronbach, για κάθε παράγοντα του ΕΣΠ, χρησιμοποιώντας τις υποκλίμακες.

Χρησιμοποιώντας:	Συντελεστής άλφα του Cronbach
Κλίμακες	0,84
Παράγοντες	0,81

Πίνακας Π. 21: Συντελεστές άλφα του Cronbach του συνολικού ΕΣΠ, χρησιμοποιώντας τις υποκλίμακες και τους παράγοντες.

II.2.2.3.b Κατώτερα όρια του Guttman

Σε αυτό το σημείο, παραθέτουμε τα κατώτερα όρια για τον συντελεστή αξιοπιστίας κατά Guttman. Από τα έξι λάμδα του Guttman, το λ_3 είναι ίσο με το άλφα του Cronbach, ενώ το λ_4 είναι ο συντελεστής ημίκλαστου του Guttman που έχουμε ήδη μελετήσει. Ο Guttman προτείνει τον υπολογισμό των ορίων και την επιλογή του μεγαλύτερου ως κάτω ορίου για την εκτίμηση της αξιοπιστίας. Το ενδιαφέρον εστιάζεται στα λ_5 και λ_6 .

Το λ_5 είναι μεγαλύτερο, και άρα προτιμότερο όριο, από το άλφα του Cronbach και το λ_2 , στην περίπτωση εκείνη όπου ένα ερώτημα έχει πολύ υψηλές συσχετίσεις με τα υπόλοιπα, σε σχέση με τις συσχετίσεις των άλλων ερωτημάτων μεταξύ τους. Όπως φαίνεται στον Πίνακα II.22 κάτι τέτοιο δεν συμβαίνει στο ΕΣΠ.

Το λ_6 είναι μεγαλύτερο, από το άλφα του Cronbach και το λ_2 , στην περίπτωση εκείνη όπου οι συσχετίσεις των ερωτημάτων (*inter item correlations*) είναι μικρές σε σχέση με την πολλαπλή συσχέτιση του κάθε ερωτήματος που προκύπτει από την παλινδρόμηση του με τα υπόλοιπα. Από τον Πίνακα II.22 είναι εμφανές ότι ούτε κάτι τέτοιο δεν συμβαίνει στο ΕΣΠ.

Σύμφωνα με το Guttman λοιπόν, ο συντελεστής αξιοπιστίας του ΕΣΠ αλλά και των επιμέρους υποκλιμάκων, δεν αναμένεται να είναι μικρότερος από τις αντίστοιχες τιμές του λ_2 .

Κάτω όρια του Guttman	λ_1	λ_2	λ_3	λ_4	λ_5	λ_6
Περισιγμένο Συναίσθημα	0,55	0,63	0,63	0,61	0,62	0,60
Παράδοξη Συμπεριφορά	0,69	0,81	0,80	0,80	0,77	0,79
Ιδέες Αναφοράς	0,59	0,67	0,66	0,61	0,65	0,66
Διαπροσωπική Ελλειμματικότητα	0,51	0,58	0,58	0,59	0,57	0,56
Παράδοξη Πεποιθήσεις	0,50	0,60	0,58	0,43	0,61	0,56
Παράδοξη Ομιλία	0,65	0,74	0,73	0,72	0,72	0,73
Κοινωνικό Άγχος	0,66	0,77	0,76	0,75	0,75	0,75
Παρανοϊκός Ιδεασμός	0,60	0,70	0,69	0,63	0,69	0,70
Αντιληπτικές Παρανοήσεις	0,64	0,72	0,72	0,71	0,70	0,70
Συνολικό ΕΣΠ	0,90	0,92	0,91	0,90	0,91	-

Πίνακας II. 22: Κάτω όρια του Guttman για το συνολικό ΕΣΠ και για τις υποκλίμακες.

II.2.2.3.c Συντελεστής σταθερότητας του ΕΣΠ – Συντελεστής αξιοπιστίας εξέτασης επανεξέτασης.

Δύο χρόνια μετά την εφαρμογή των ερωτηματολογίων στους νεοσύλλεκτους οπλίτες στην Τρίπολη, ένας αριθμός από αυτούς κλήθηκε στο 251 Εθνικό Νοσοκομείο Αεροπορίας (ΕΝΑ). Όσοι από αυτούς ανταποκρίθηκαν στην πρόσκληση, συμπλήρωσαν εκ νέου το ΕΣΠ, μεταξύ άλλων ερωτηματολογίων.

Η επιλογή των ατόμων που κλήθηκαν για επανεξέταση, δεν ήταν τυχαία. Αποσκοπώντας στη δημιουργία δύο ομάδων, μίας υψηλής πιθανότητας ύπαρξης σχιζοτυπικής προσωπικότητας και μίας χαμηλής πιθανότητας, χρησιμοποιήθηκαν τρία κριτήρια επιλογής ατόμων:

- Άτομα που ανήκαν στο άνω 10% της συνολικής βαθμολογίας του ΕΣΠ, κατά την πρώτη εφαρμογή (Τρίπολη).
- Άτομα που ανήκαν στο άνω 5% της συνολικής βαθμολογίας του [ΚΑΠ](#)², κατά την πρώτη εφαρμογή (Τρίπολη).
- Άτομα που η βαθμολογία τους ήταν κοντά στην μέση τιμή της συνολικής βαθμολογίας του ΕΣΠ και του ΚΑΠ, κατά την πρώτη εφαρμογή (Τρίπολη).

Από τα 213 άτομα τα οποία αρχικά αποτελούσαν το δείγμα της επανεξέτασης, εξαιρέθηκαν στην συνέχεια 69 (32,4%) άτομα ως τυχαίοι αποκριτές, κάνοντας χρήση 6 ερωτημάτων που αποσκοπούσαν ακριβώς σε αυτό τον σκοπό. Δεν υπήρξαν άτομα τα οποία να εξαιρέθηκαν λόγω πολλών εκλιπουσών τιμών. Έτσι, η κατανομή των ατόμων που έλαβαν μέρος στην επανεξέταση του ΕΣΠ, με σχέση με την βαθμολογία τους στην πρώτη εφαρμογή του παρουσιάζεται στον Πίνακα II.23 που ακολουθεί:

Δεκατημόρια βαθμολογίας ΕΣΠ Τρίπολης	Αριθμός ατόμων στο δείγμα του ΕΝΑ	Συχνότητα	Αθροιστική συχνότητα
1	3	02,1	02,1
2	3	02,1	04,1
3	3	02,1	06,2
4	7	04,8	11,0
5	20	13,8	24,8
6	39	26,9	51,7
7	8	05,5	57,2
8	10	06,9	64,1
9	21	14,5	78,6
10	31	21,4	100,0
Σύνολο	145	100,0	

Πίνακας II. 23: Κατανομή συχνότητων δείγματος ΕΝΑ, σε σχέση με την συνολική βαθμολογία του ΕΣΠ στην Τρίπολη.

Τα άτομα των οποίων η βαθμολογία ανήκει στο πάνω δεκατημόριο έχουν 55% πιθανότητα να χαρακτηρίζονται από σχιζοτυπική διαταραχή της προσωπικότητας ([Raine, 1991a](#)). Σύμφωνα με το Raine, η πιθανότητα αυτή ελαχιστοποιείται για όλα τα υπόλοιπα άτομα ανεξάρτητα από την βαθμολογία τους. Το γεγονός λοιπόν ότι υπάρχει μεγάλη συγκέντρωση ατόμων με πολύ υψηλή βαθμολογία στο δείγμα της επανεξέτασης, καταλαβαίνει κανείς πως είναι δυνατό να εισάγει μεροληψία κατά την μελέτη των ιδιοτήτων του ερωτηματολογίου με την χρήση του δείγματος ως έχει. Λόγω της ειδικής αυτής επιλογής των ατόμων λοιπόν, το δείγμα της επανεξέτασης θα μελετηθεί στη συνέχεια όχι μόνο ενιαία (στο σύνολο των 145 ατόμων) αλλά επιπλέον κάνοντας χρήση δύο διαφορετικών ομάδων ατόμων. Έτσι δημιουργήθηκαν δύο ομάδες με βάση την συνολική βαθμολογία των ατόμων που προέκυψε από την πρώτη εξέταση. Από τα 145 άτομα, τα 52 (35,86 %) που η βαθμολογία τους ανήκει στο πάνω 20% της συνολικής απαρτίζουν την «ομάδα κινδύνου», ενώ τα υπόλοιπα 93 την «ομάδα ελέγχου».

² Κλίμακα Αντιληπτικών Παρανοήσεων, βλ. Κεφάλαιο II.2.4

Π.2.2.3.c.i Επανεξέταση στο ΕΝΑ – Περιγραφικά χαρακτηριστικά

Τα περιγραφικά χαρακτηριστικά για τις συνολικές βαθμολογίες των δύο εφαρμογών, όπως και το κάτω σημείο τομής (10^ο ποσοστημόριο) και το άνω σημείο τομής (90^ο ποσοστημόριο) τους, παρουσιάζονται στον Πίνακα Π.24.

	Μέση Τιμή	Τ.Α.	Εύρος	Σημεία τομής (10% - 90%)
Συνολική Βαθμολογία ΕΣΠ (ΕΝΑ)	17,79	12,34	0 - 59	3,6 - 34,4
Συνολική Βαθμολογία ΕΣΠ (Τρίπολη)	34,27	11,30	2 - 68	23 - 51

Πίνακας Π. 24: Περιγραφικοί δείκτες των δειγμάτων της εξέτασης και της επανεξέτασης για τη συνολική βαθμολογία του ΕΣΠ.

Τα περιγραφικά χαρακτηριστικά για τις υποκλίμακες και τους παράγοντες των δύο εφαρμογών του ΕΣΠ στους 145 οπλίτες παρουσιάζονται στον Πίνακα Π.25.

Υποκλίμακα ή παράγοντας	Τρίπολη			ΕΝΑ		
	Μέση Τιμή	Τ.Α.	Εύρος	Μέση Τιμή	Τ.Α.	Εύρος
Ιδέες Αναφοράς	5,77	1,94	0-9	2,52	2,24	0-9
Κοινωνικό Άγχος	4,09	2,54	0-8	2,28	2,55	0-8
Παράδοξες Πεποιθήσεις	2,34	1,75	0-7	1,13	1,36	0-6
Αντιληπτικές Παρανοήσεις	3,27	2,24	0-9	1,03	1,48	0-7
Παράδοξη Συμπεριφορά	3,52	2,18	0-7	1,72	2,01	0-7
Διαπροσωπική Ελλειμματικότητα	2,81	2,02	0-9	1,67	1,62	0-8
Παράδοξη Ομιλία	4,90	2,30	0-9	2,83	2,45	0-9
Περισφιγμένο Συναίσθημα	2,81	1,83	0-7	1,83	1,83	0-8
Παρανοϊκός Ιδεασμός	4,61	2,07	0-8	2,77	1,95	0-8
Γνωσιακός/Αντιληπτικός ή θετικός παράγοντας	16,05	5,73	0-32	7,45	5,25	0-25
Διαπροσωπικός ή αρνητικός παράγοντας	14,41	6,15	0-28	8,54	6,41	0-28
Αποδιοργανωτικός παράγοντας	8,46	3,84	0-16	4,56	3,83	0-15
Συνολική Βαθμολογία ΕΣΠ	34,27	11,30	0-68	17,79	12,34	0-59

Πίνακας Π. 25: Περιγραφικοί δείκτες των δειγμάτων της εξέτασης και της επανεξέτασης για τις υποκλίμακες και τους παράγοντες του ΕΣΠ.

Είναι εύλογο οι βαθμολογίες που αντιστοιχούν στο υπο - δείγμα της Τρίπολης να είναι υψηλότερες από αυτές που παρουσιάσαμε στην αρχή του κεφαλαίου, λόγω του γεγονότος ότι έχουν επανεξεταστεί υψηλόβαθμα άτομα σε μεγάλο ποσοστό. Οι βαθμολογίες των υποκλιμάκων των 145 οπλιτών τόσο στο ΕΝΑ όσο και στην Τρίπολη συνιστούν μη κανονικά κατανεμόμενες μεταβλητές στις περισσότερες περιπτώσεις.³.

Εύκολα μπορεί κανείς να παρατηρήσει, ότι ενώ σε κάθε ζεύγος οι τυπικές αποκλίσεις παραμένουν σχεδόν οι ίδιες, υπάρχει σημαντική μείωση σε όλες τις μέσες τιμές. Από την εφαρμογή του μη

³ Οι αντίστοιχες one sample Kolmogorov – Smirnov δοκιμασίες παρατίθενται στο παράρτημα (π.Π.1.2.3.c.i).

παραμετρικού ελέγχου του Wilcoxon, για την διαφορά των μέσων τιμών των βαθμολογιών (και της δοκιμασίας t-test όπου προέκυψε ζεύγος κανονικά κατανεμόμενων μεταβλητών) προέκυψε $p - value < 0.001$ για κάθε ζεύγος. Τη μεγαλύτερη ποσοστιαία μείωση στους παράγοντες παρουσιάζει ο “Γνωσιακός / Αντιληπτικός ή θετικός παράγοντας”, ενώ από τις υποκλίμακες, οι βαθμολογίες των υποκλιμάκων των “Αντιληπτικών παρανοήσεων” και των “Ιδεών αναφοράς”, είναι αυτές με την μεγαλύτερη μείωση. Η συνολική βαθμολογία του ΕΣΠ παρουσιάζει ποσοστιαία μείωση κατά 48.1%.

Υποκλίμακα ΕΣΠ	Διαφορά μέσης τιμής	p-value	Ποσοστιαία μείωση
Περισφιγμένο Συναίσθημα	-0,98	< 0,001	34,8
Παρανοϊκός Ιδεασμός	-1,85	<0,001	40,1
Διαπροσωπική Ελλειμματικότητα	-1,14	<0,001	40,7
Παράδοξη Ομιλία	-2,07	<0,001	42,2
Κοινωνικό Άγχος	-1,81	<0,001	44,4
Παράδοξη Συμπεριφορά	-1,80	<0,001	51,1
Παράδοξες Πεποιθήσεις	-1,21	<0,001	51,6
Ιδέες Αναφοράς	-3,26	<0,001	56,4
Αντιληπτικές Παρανοήσεις	-2,23	<0,001	68,4

Πίνακας II. 26: Διαφορά μέσων τιμών υποκλιμάκων ανάμεσα στις δύο εφαρμογές του ΕΣΠ.

Παράγοντας ΕΣΠ	Διαφορά μέσης τιμής	p-value	Ποσοστιαία μείωση
Διαπροσωπικός παράγοντας	-5,86	<0,001	40,7
Αποδιοργανωτικός παράγοντας	-3,90	<0,001	46,1
Γνωσιακός / Αντιληπτικός παράγοντας	-8,60	<0,001	53,6
Συνολική Βαθμολογία ΕΣΠ	-16,48	<0,001	48,1

Πίνακας II. 27: Διαφορά μέσων τιμών παραγόντων και συνολικής βαθμολογίας, ανάμεσα στις δύο εφαρμογές του ΕΣΠ.

Έχει ενδιαφέρον να δούμε στη συνέχεια τις διαφορές που παρουσιάζονται ανάμεσα στις ομάδες «κινδύνου» και «ελέγχου», σε επίπεδο μέσων τιμών. Θα ανέμενε κανείς οι βαθμολογίες των ατόμων που ανήκουν στην ομάδα των υψηλών βαθμολογιών κατά την εφαρμογή του ΕΣΠ στην Τρίπολη, δηλαδή της «ομάδας κινδύνου», να είναι μεγαλύτερες από αυτές των ατόμων της «ομάδας ελέγχου» και κατά την εφαρμογή στο ΕΝΑ. Πράγματι, όπως φαίνεται στον Πίνακα II.28 που ακολουθεί, οι μέσες τιμές των υποκλιμάκων, των παραγόντων και τις συνολικής βαθμολογίας κατά την εφαρμογή του ΕΣΠ στο ΕΝΑ είναι μικρότερες στα άτομα της «ομάδας ελέγχου» από τις αντίστοιχες της «ομάδας κινδύνου». Οι κατάλληλες στατιστικές δοκιμασίες ανάλογα με το αν οι μεταβλητές κατανέμονται κανονικά ή όχι εφαρμόστηκαν και προέκυψε ότι οι διαφορές είναι στατιστικά σημαντικές στο επίπεδο του 1%, με εξαίρεση την υποκλίμακα των «Αντιληπτικών παρανοήσεων».

Υποκλίμακες ΕΣΠ (ΕΝΑ)	Μέση τιμή (± T.A.)		Διαφορά μέσης τιμής	P- value
	Ομάδα Ελέγχου	Ομάδα Κινδύνου		
Αντιληπτικές Παρανοήσεις	0,86 (± 1,23)	1,35 (± 1,81)	-0,49	0,146
Διαπροσωπική Ελλειμματικότητα	1,27 (± 1,22)	2,38 (± 1,99)	-1,12	0,001
Ιδέες Αναφοράς	1,80 (± 1,58)	3,81 (± 2,65)	-2,01	< 0,001
Κοινωνικό Άγχος	1,35 (± 1,89)	3,92 (± 2,77)	-2,57	< 0,001
Παράδοξες Πεποιθήσεις	0,95 (± 1,30)	1,46 (± 1,41)	-0,52	0,017
Παράδοξη Ομιλία	2,23 (± 2,17)	3,92 (± 2,56)	-1,70	< 0,001
Παράδοξη Συμπεριφορά	1,22 (± 1,61)	2,63 (± 2,33)	-1,42	< 0,001
Παρανοϊκός Ιδεασμός	2,29 (± 1,56)	3,62 (± 2,29)	-1,33	0,001
Περσφιγμένο Συναίσθημα	1,34 (± 1,49)	2,71 (± 2,06)	-1,37	< 0,001

Πίνακας II.28: Διαφορά μέσων βαθμολογιών υποκλιμάκων του ΕΣΠ στο ΕΝΑ ανάμεσα στα άτομα με υψηλή και μη βαθμολογία στην Τρίτολη.

Παράγοντες ΕΣΠ (ΕΝΑ)	Μέση τιμή (± T.A.)		Διαφορά μέσης τιμής	P- value
	Ομάδα Ελέγχου	Ομάδα Κινδύνου		
Αποδιοργανωτικός παράγοντας	3,44 (± 3,17)	6,56 (4,12)	-3,12	< 0,001
Γνωσιακός / Αντιληπτικός παράγοντας	5,89 (± 4,08)	10,23 (± 5,95)	-4,34	< 0,001
Διαπροσωπικός παράγοντας	6,26 (± 4,57)	12,63 (± 7,19)	-6,38	< 0,001
Συνολική Βαθμολογία ΕΣΠ	13,30 (± 8,91)	25,81 (± 13,59)	-12,51	< 0,001

Πίνακας II. 29: Διαφορά μέσων βαθμολογιών παραγόντων και συνολικής βαθμολογίας του ΕΣΠ στο ΕΝΑ ανάμεσα στα άτομα με υψηλή και μη βαθμολογία στην Τρίτολη.

Στον Πίνακα II.30 που ακολουθεί, παρουσιάζεται η ποσοστιαία μείωση της μέσης τιμής ανά ομάδα, για κάθε κλίμακα, παράγοντα αλλά και για την συνολική βαθμολογία, ανάμεσα στις δύο εφαρμογές.

Ομάδα κινδύνου		Ομάδα ελέγχου	
Περσφιγμένο Συναίσθημα	34,11	Περσφιγμένο Συναίσθημα	35,57
Διαπροσωπική Ελλειμματικότητα	36,41	Παρανοϊκός Ιδεασμός	40,43
Κοινωνικό Άγχος	37,53	Παράδοξη Ομιλία	44,45
Παράδοξη Ομιλία	39,82	Διαπροσωπική Ελλειμματικότητα	44,67
Παρανοϊκός Ιδεασμός	39,99	Παράδοξες Πεποιθήσεις	47,93
Ιδέες Αναφοράς	46,34	Κοινωνικό Άγχος	53,25
Παράδοξη Συμπεριφορά	49,26	Παράδοξη Συμπεριφορά	53,37
Παράδοξες Πεποιθήσεις	55,29	Ιδέες Αναφοράς	64,35
Αντιληπτικές Παρανοήσεις	71,96	Αντιληπτικές Παρανοήσεις	64,46
Γνωσιακός / Αντιληπτικός παράγοντας	37,31	Γνωσιακός / Αντιληπτικός παράγοντας	43,71
Διαπροσωπικός παράγοντας	44,01	Διαπροσωπικός παράγοντας	47,96
Αποδιοργανωτικός παράγοντας	51,73	Αποδιοργανωτικός παράγοντας	55,09
Συνολική Βαθμολογία ΕΣΠ	45,18	Συνολική Βαθμολογία ΕΣΠ	50,93

Πίνακας II. 30: Ποσοστιαία μείωση της μέσης τιμής ανά ομάδα, για κάθε υποκλίμακα, παράγοντα αλλά και για την συνολική βαθμολογία, ανάμεσα στις δύο εφαρμογές του ΕΣΠ.

Η μεγαλύτερη διαφορά στην ποσοστιαία μείωση της βαθμολογίας ανάμεσα στις δύο ομάδες παρουσιάζεται στην υποκλίμακα των «Ιδεών αναφοράς» (18 ποσοστιαίες μονάδες).

II.2.2.3.c.ii Συντελεστής εξέτασης επανεξέτασης

Ανάμεσα στις δύο εφαρμογές του ερωτηματολογίου τίθεται το ερώτημα της σταθερότητας των αποτελεσμάτων. Όπως είδαμε σε επίπεδο μέσων τιμών οι διαφορές είναι έντονες τόσο σε επίπεδο υποκλιμάκων, όσο και σε επίπεδο παραγόντων και συνολικής βαθμολογίας. Ωστόσο μένει να απαντηθεί το ερώτημα της συσχέτισης των αντίστοιχων μετρήσεων, ο υπολογισμός του συντελεστή αξιοπιστίας εξέτασης – επανεξέτασης (ΣΑΕΕ) ή κατά [Cronbach \(1947\)](#), του συντελεστή σταθερότητας.

Όπως έχουμε ήδη δει, ο ΣΑΕΕ ορίζεται ως η συσχέτιση ανάμεσα στις βαθμολογίες των δύο εφαρμογών ενός ερωτηματολογίου. Στο σύνολο των 145 ατόμων, δεδομένου ότι δεν κατανέμονται κανονικά οι μεταβλητές των βαθμολογιών στις περισσότερες περιπτώσεις, έχει υπολογιστεί ο μη παραμετρικός συντελεστής του Spearman. Αντίθετα, λόγω του διαχωρισμού των 145 ατόμων στις δύο ομάδες, τόσο στην Τρίπολη όσο και στο ΕΝΑ, οι βαθμολογίες που αντιστοιχούν σε κάθε ομάδα κατανέμονται κανονικά τουλάχιστον σε μία από τις δύο εφαρμογές. Κατά συνέπεια υπολογίζουμε τον συντελεστή συσχέτισης Pearson. Επιπλέον, για τους λόγους που εξηγήθηκαν στην αρχή του κεφαλαίου, οι συσχετίσεις έχουν υπολογιστεί χρησιμοποιώντας τον εναλλακτικό τρόπο βαθμολόγησης.

Ο ΣΑΕΕ για την συνολική βαθμολογία εκτιμάται να είναι ίσος με 0,531 ($p\text{-value} < 0.001$), τιμή πολύ μικρότερη από την αντίστοιχη της μελέτης του [Raine \(1991a\)](#). Ωστόσο η τιμή 0,8 του ΣΑΕΕ του Raine, έχει προκύψει από δύο εφαρμογές του ΕΣΠ που απέχουν μεταξύ τους χρονικό διάστημα δύο μηνών. Κατ' επέκταση, αν αναλογιστεί κανείς ότι στην μελέτη ASPIS μεσολαβεί σαφώς μεγαλύτερο διάστημα, η ίση με 0,53 εκτίμηση του ΣΑΕΕ μπορεί να χαρακτηριστεί αναμενόμενη και ιδιαίτερα ικανοποιητική.

Συνολική βαθμολογία					
Ομάδα Κινδύνου		Ομάδα Ελέγχου		Συνολικά	
ΣΑΕΕ	p-value	ΣΑΕΕ	p-value	ΣΑΕΕ	p-value
0,18	0,202	0,33	0,001	0,53	< 0,001

Πίνακας II. 31: Σ.α.ε.ε. ανά ομάδα στην συνολική βαθμολογία του ΕΣΠ στην Τρίπολη.

Αντίστοιχα έχουν υπολογιστεί οι εκτιμήσεις των ΣΑΕΕ ανά υποκλίμακα, οι οποίοι κυμαίνονται από 0,18 έως 0,59, εκτιμήσεις όχι ιδιαίτερα υψηλές, αλλά ικανοποιητικές σύμφωνα με όσα ειπώθηκαν νωρίτερα. Τέλος, οι συντελεστές για τους παράγοντες κυμαίνονται από 0,44 έως 0,55. Στους πίνακες 3.21 και 3.22 παρατίθενται οι συντελεστές των υποκλιμάκων και των παραγόντων αντίστοιχα.

Υποκλίμακα ΕΣΠ	Ομάδα Κινδύνου		Ομάδα Ελέγχου		Συνολικά	
	ΣΑΕΕ	p-value	ΣΑΕΕ	p-value	ΣΑΕΕ	p-value
Αντιληπτικές Παρανοήσεις	0,23	0,110	0,23	0,008	0,18	0,035
Διαπροσωπική Ελλειμματικότητα	0,37	0,008	0,33	0,001	0,42	< 0,001
Ιδέες Αναφοράς	0,28	0,045	0,03	0,767	0,29	< 0,001
Κοινωνικό Άγχος	0,37	0,007	0,51	< 0,001	0,55	< 0,001
Παράδοξες Πεποιθήσεις	0,27	0,054	0,39	< 0,001	0,38	< 0,001
Παράδοξη Ομιλία	0,42	0,002	0,43	< 0,001	0,50	< 0,001
Παράδοξη Συμπεριφορά	0,54	< 0,001	0,25	0,017	0,41	< 0,001
Παρανοϊκός Ιδεασμός	0,15	0,304	0,33	0,001	0,32	< 0,001
Περισφιγμένο Συναισθημα	0,45	0,001	0,51	< 0,001	0,59	< 0,001

Πίνακας II. 32: Συντελεστές αξιοπιστίας εξέτασης – επανεξέτασης, ανά υποκλίμακα του ΕΣΠ.

Παράγοντας ΕΣΠ	Ομάδα Κινδύνου		Ομάδα Ελέγχου		Συνολικά	
	ΣΑΕΕ	p-value	ΣΑΕΕ	p-value	ΣΑΕΕ	p-value
Γνωσιακός / Αντιληπτικός παράγοντας	0,18	0,195	0,26	0,012	0,42	< 0,001
Αποδιοργανωτικός παράγοντας	0,33	0,019	0,35	0,001	0,51	< 0,001
Διαπροσωπικός παράγοντας	0,41	0,002	0,53	< 0,001	0,60	< 0,001

Πίνακας II. 33: Συντελεστές αξιοπιστίας εξέτασης – επανεξέτασης, ανά παράγοντα του ΕΣΠ.

Σε αυτό το σημείο θα επικαλεστούμε τις παρατηρήσεις του [Cronbach \(1947\)](#) για την επανεξέταση ψυχομετρικών μεγεθών. Σύμφωνα με τον συγγραφέα, όταν ένας φυσικός επιστήμονας επιθυμεί να ελέγξει την ακρίβεια των μετρήσεων του, τις επαναλαμβάνει και θεωρεί την μεταβλητότητα που τυχόν εμφανίζεται ανάμεσα τους ως σφάλμα της μέτρησης. Αυτό είναι τότε ένα μέτρο της ακρίβειας ή της αξιοπιστίας της μέτρησής του.

Αν η αξιοπιστία οριστεί ως η συνέπεια μεταξύ των μετρήσεων του ίδιου φαινομένου κάτω από τις ίδιες συνθήκες, τότε δύο βασικές προϋποθέσεις που θέτει ο φυσικός επιστήμονας τον διαφοροποιούν από τον ψυχολόγο. Η πρώτη προϋπόθεση αφορά την υπό μέτρηση ποσότητα, η οποία εξ ορισμού θα πρέπει να παραμένει αμετάβλητη, δεδομένου ότι η μέτρηση συμβαίνει κάτω από τις ίδιες συνθήκες ελέγχιμες συνθήκες. Η δεύτερη προϋπόθεση αφορά την ανεξαρτησία των μετρήσεων.

Καμία από τις δύο αυτές προϋποθέσεις δεν μπορούν να ικανοποιηθούν στα πλαίσια μιας ψυχομετρικής μελέτης. Ο ανθρώπινος ψυχισμός δεν μπορεί να θεωρηθεί σταθερός στην πάροδο του χρόνου, ενώ δεν υπάρχουν συνθήκες που να μπορούν να το εξασφαλίσουν αυτό. Ακόμη και η ίδια η διαδικασία της μέτρησης επιφέρει μεταβολές. Επιπλέον, οι μετρήσεις δεν μπορούν ουσιαστικά να θεωρηθούν ανεξάρτητες. Για παράδειγμα, ο παράγοντας μνήμη παίζει καθοριστικό ρόλο στην συμπλήρωση ενός ερωτηματολογίου, όπως έχουμε ήδη αναφέρει.

Το μεγάλο χρονικό διάστημα που μεσολάβησε ανάμεσα στις δύο εφαρμογές του ΕΣΠ, έκανε πιθανότατα τον παράγοντα μνήμη αμελητέο. Ωστόσο, οι αντιλήψεις, τα συναισθήματα, οι σκέψεις και η συμπεριφορά των οπλιτών σαφώς και μεταβλήθηκαν. Στη συγκεκριμένη μελέτη, δεν αρκεί να αναλογιστούμε μόνο τον χρόνο που μεσολάβησε, αλλά και την επίδραση της εμπειρίας της στράτευσης.

Το σημαντικότερο ίσως σημείο, είναι αυτό που ήδη έχουμε επισημάνει, την ιδιαιτερότητα της χρονικής στιγμής της πρώτης εφαρμογής. Η περίοδος των δύο πρώτων εβδομάδων της στράτευσης, με τις ξαφνικές και θεμελιώδεις αλλαγές στον τρόπο ζωής που επιφέρει, δεν μπορεί να αντιμετωπιστεί σαν μία τυχαία χρονική περίοδος για τα άτομα που απαρτίζουν το δείγμα. Δεν είναι τυχαίο λοιπόν που η συνολική βαθμολογία του ΕΣΠ, είναι κατά πολύ μεγαλύτερη κατά την πρώτη εφαρμογή.

Σύμφωνα με τους [Raine et al \(2002\)](#), αν και τα χαρακτηριστικά της ΣΔΠ θεωρούνται σταθερά στην πορεία του χρόνου, είναι πιθανό κάτω από ιδιόζουσες περιβαλλοντικές συνθήκες να εμφανίζονται ως σχιζοτυπικά άτομα τα οποία στην πραγματικότητα δεν είναι (pseudo-schizotypals). Δηλαδή, να έχουν αυξημένες τιμές σε μετρήσεις που όμως δεν επαληθεύονται από μελλοντικές εφαρμογές. Η παρούσα μελέτη πιστοποιεί τις διατυπώσεις αυτές του Raine, ως η μόνη έως τώρα μελέτη δύο εφαρμογών του ΕΣΠ που απέχουν χρονικό διάστημα δύο ετών. Για άλλες κλίμακες όπως για παράδειγμα η [ΚΑΠ](#) υπάρχουν τέτοιες μελέτες που και αποδίδουν συντελεστές της ίδιου μεγέθους (περίπου 0,5) για μεμονωμένα όμως χαρακτηριστικά της διαταραχής ([Raine et al, 2002](#)).

II.2.3 Στάθμιση κλίμακας ψυχοπαθολογίας Symptom Checklist – 90 – R

II.2.3.1 Η κλίμακα Symptom Checklist – 90 – R

Η κλίμακα ψυχοπαθολογίας [Symptom Checklist – 90 – Revised](#) (SCL – 90 – R, Derogatis et al, 1973) είναι μια αυτοσυμπληρούμενη κλίμακα μέτρησης των υποκειμενικών ενοχλημάτων και της συμπτωματικής συμπεριφοράς των αρρώστων σε πολλές διαστάσεις της ψυχοπαθολογίας. Αποτελείται από ενενήντα (90) ερωτήματα διατάξιμα πέντε κατηγοριών. Ο αποκρινόμενος καλείται να καταδείξει τον βαθμό ενόχλησης το πρόβλημα που περιγράφει το εκάστοτε ερώτημα, κατά την διάρκεια των τελευταίων εβδομάδων. Έτσι επιλέγει μία από τις απαντήσεις: «καθόλου», «λίγο», «μέτρια», «πολύ» και τέλος «πάρα πολύ». Οι επιλογές αυτές βαθμολογούνται αντίστοιχα από μηδέν έως τέσσερα και κατά συνέπεια η τελική βαθμολογία για κάθε άτομο, μπορεί να κυμαίνεται από 0 έως 360.

Τα 90 ερωτήματα τα συνθέτουν 9 υποκλίμακες, καθεμία από τις οποίες αντιπροσωπεύει μία από τις παρακάτω συμπτωματολογικές διαστάσεις ([Ντώνιας και συνεργάτες, 1991](#)):

- **Σωματοποίηση** (*Somatization*): αιτιάσεις που αφορούν την σωματική δυσλειτουργία
- **Ψυχαναγκαστικότητα – καταναγκαστικότητα** (*Obsessive-Compulsive*): απηχεί το αντίστοιχο κλινικό σύνδρομο.
- **Διαπροσωπική ευαισθησία** (*Interpersonal Sensitivity*): αιτιάσεις προσωπικής ανεπάρκειας, κατωτερότητας και αυτοϋποτίμησης, ιδιαίτερα σε σύγκριση με τους άλλους
- **Κατάθλιψη** (*Depression*): απηχεί το αντίστοιχο κλινικό σύνδρομο.
- **Άγχος** (*Anxiety*): απηχεί το αντίστοιχο κλινικό σύνδρομο.
- **Επιθετικότητα** (*Hostility*): εκδηλώσεις και αισθήματα θυμού και επιθετικότητας.
- **Φοβικό άγχος** (*Phobic Anxiety*): απηχεί κυρίως το αγοραφοβικό άγχος.
- **Παρανοειδής ιδεασμός** (*Paranoid ideation*): αιτιάσεις και συμπεριφορά που απηχούν παρανοϊκό ιδεασμό.
- **Ψυχωτισμός** (*Psychoticism*): απηχεί μια σύμμειξη των συμπτωμάτων «άλφα' τάξης» της σχιζοφρένειας με στοιχεία αλλοτρίωσης και απόστασης στις διαπροσωπικές σχέσεις.

Επιπλέον, υπολογίζονται τρεις δείκτες της έντασης και της έκτασης της συμπτωματολογίας:

- **Σύνολο θετικών συμπτωμάτων (ΣΘΣ)** (*Global Severity Index*): δίνει πληροφορίες για τον αριθμό, δηλαδή την έκταση των συμπτωμάτων.
- **Δείκτης ενόχλησης θετικών συμπτωμάτων (ΔΕΘΣ)** (*Positive Symptom Distress Index*): αποτελεί μέτρο της έντασης της ενόχλησης.

- **Γενικός δείκτης συμπτωμάτων (ΓΔΣ)** (*Positive Symptom Total*): συνδυάζει πληροφορίες για τον αριθμό των συμπτωμάτων και την ένταση της ενόχλησης από αυτά.

Π.2.3.2 Περιγραφική Ανάλυση

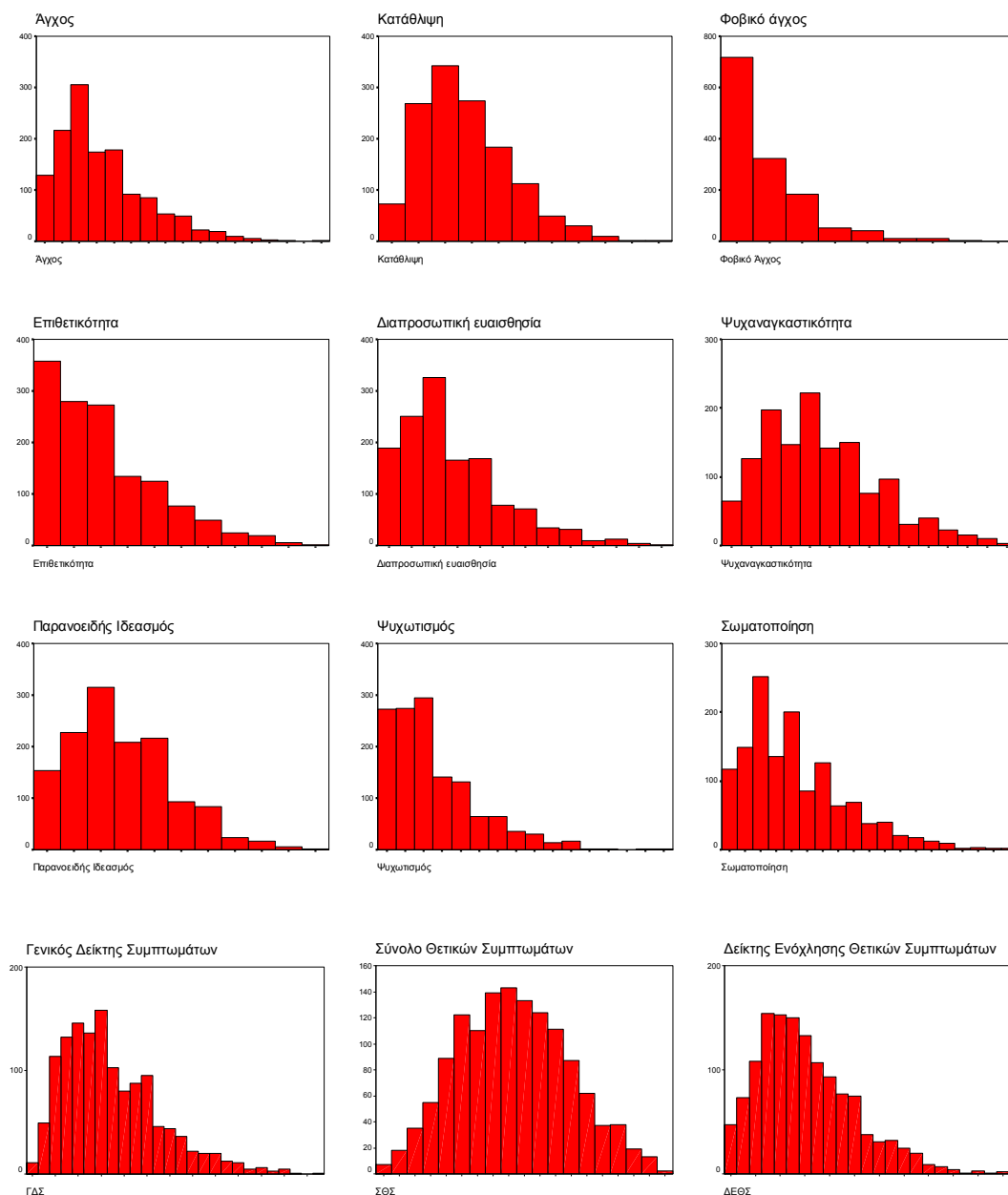
Η κλίμακα [SCL - 90 - R](#) δόθηκε σε 1958 νεοσύλλεκτους φαντάρους, στην Τρίπολη. Από τις λαθεμένες απαντήσεις τους σε ένα από τα τέσσερα ερωτήματα αξιοπιστίας των αποκριτών, εξαιρέθηκαν 603 άτομα (31%). Τα άτομα που δεν απάντησαν το πολύ στο 10% των ερωτημάτων μιας συγκεκριμένης υποκλίμακας, ή σε εννέα ερωτήματα σε όλη την κλίμακα SCL - 90 - R, εξαιρέθηκαν στην συνέχεια από τα δεδομένα (11 άτομα ή 0,01 %). Από τα 1344 άτομα που έλαβαν τελικά μέρος στην ανάλυση προέκυψαν οι περιγραφικοί δείκτες που παρατίθενται στην τελευταία στήλη του Πίνακα Π.34 που ακολουθεί.

Υποκλίμακες & Δείκτες SCL - 90 - R	Μέση τιμή	Διάμεσος	T.A.	Εύρος
Άγχος	8,22	7,00	6,42	0 - 40
Διαπροσωπική ευαισθησία	6,83	6,00	5,53	0 - 30
Επιθετικότητα	5,25	4,00	4,92	0 - 24
Κατάθλιψη	13,66	12,00	8,29	0 - 48
Παρανοειδής Ιδεασμός	6,87	6,00	4,71	0 - 24
Σωματοποίηση	10,52	9,00	8,14	0 - 44
Φοβικό Άγχος	2,30	1,00	2,97	0 - 20
Ψυχαναγκαστικότητα	11,24	10,00	7,17	0 - 36
Ψυχωτισμός	6,29	5,00	5,91	0 - 37
ΣΘΣ	41,48	41,00	17,82	1 - 89
ΓΔΣ	0,86	0,76	0,53	0 - 3,08
ΔΕΘΣ	1,76	1,67	0,49	1 - 3,82

Πίνακας Π. 34: Περιγραφικοί δείκτες SCL-90-R (Τρίπολη).

Οι υποκλίμακες δεν είναι κανονικά κατανεμημένες, σύμφωνα με την δοκιμασία Kolmogorov – Smirnov ενός δείγματος⁴. Το ίδιο ισχύει και για τους γενικούς δείκτες, με εξαίρεση τον ΣΘΣ. Για την κατανόηση του τρόπου με τον οποίο κατανέμονται οι βαθμολογίες των υποκλιμάκων ανάμεσα στα άτομα, παρατίθεται στην συνέχεια τα γραφήματά τους.

⁴ Οι αντίστοιχες one sample Kolmogorov – Smirnov δοκιμασίες παρατίθενται στο παράρτημα (π.Π.1.3.2).



Διάγραμμα Π. 1: Ιστογράμματα των υποκλιμάκων του SCL – 90 - R (Τρίπολη).

Η στάθμιση της κλίμακας σε ελληνικό πληθυσμό ([Ντώνιας και συνεργάτες, 1991](#)), έγινε επί συνόλου 53 υγιών ατόμων (32 γυναίκες και 21 άνδρες, μέση ηλικία: $30,92 \pm 11,78$ έτη) και 248 ασθενών (148 γυναίκες και 100 άνδρες, μέση ηλικία: $28,71 \pm 9,56$ έτη). Στον Πίνακα Π.35 δίνονται οι μέσες τιμές ($\pm$ τυπικές αποκλίσεις) των βαθμολογιών των υποκλιμάκων και των δεικτών που προέκυψαν από αυτήν την μελέτη για τους υγιείς, ανά φύλλο και συνολικά, και για τους ασθενείς σε αντιδιαστολή με την έρευνα ASPIS, όπου η κλίμακα SCL - 90 - R, δόθηκε ταυτόχρονα με το ΕΣΠ.

M.T. ($\pm$ T.A.)	Ασθενείς (σύνολο)		Υγιείς (σύνολο)		Υγιείς Γυναίκες		Υγιείς Άνδρες		ASPIS
Υποκλίμακες & Δείκτες	(n=248)		(n=53)		(n=32)		(n=21)		(n=1355)
Άγχος	19,09	($\pm$ 8,84)	7,32	($\pm$ 6,66)	6,87	($\pm$ 7,17)	8,00	($\pm$ 5,90)	8,22 ($\pm$ 6,42)
Διαπροσωπική ευαισθησία	14,34	($\pm$ 7,92)	8,36	($\pm$ 6,24)	8,72	($\pm$ 6,44)	7,81	($\pm$ 6,04)	6,83 ($\pm$ 5,53)
Επιθετικότητα	8,46	($\pm$ 6,05)	5,08	($\pm$ 5,04)	4,87	($\pm$ 5,27)	5,38	($\pm$ 4,78)	5,25 ($\pm$ 4,92)
Κατάθλιψη	27,26	($\pm$ 11,50)	11,34	($\pm$ 8,75)	11,66	($\pm$ 9,65)	10,86	($\pm$ 7,36)	13,66 ($\pm$ 8,29)
Παρανοειδής Ιδεασμός	9,05	($\pm$ 5,74)	6,13	($\pm$ 4,43)	6,34	($\pm$ 4,92)	5,81	($\pm$ 3,64)	6,97 ($\pm$ 4,71)
Σωματοποίηση	15,68	($\pm$ 10,41)	7,40	($\pm$ 7,06)	7,31	($\pm$ 7,59)	7,52	($\pm$ 6,35)	10,52 ($\pm$ 8,16)
Φοβικό Άγχος	8,28	($\pm$ 6,68)	2,51	($\pm$ 3,69)	2,87	($\pm$ 4,34)	1,95	($\pm$ 2,30)	2,30 ($\pm$ 2,97)
Ψυχαναγκαστικότητα	19,21	($\pm$ 9,34)	9,49	($\pm$ 6,50)	8,87	($\pm$ 6,89)	10,43	($\pm$ 5,90)	11,24 ($\pm$ 7,17)
Ψυχωτισμός	12,59	($\pm$ 8,12)	6,09	($\pm$ 6,83)	6,16	($\pm$ 7,48)	5,52	($\pm$ 5,61)	6,29 ($\pm$ 5,91)
ΓΔΣ	1,59	($\pm$ 0,68)	0,74	($\pm$ 0,56)	0,74	($\pm$ 0,61)	0,74	($\pm$ 0,49)	0,86 ($\pm$ 0,53)
ΔΕΘΣ	2,34	($\pm$ 0,58)	1,58	($\pm$ 0,53)	1,60	($\pm$ 0,56)	1,55	($\pm$ 0,59)	1,76 ($\pm$ 0,49)
ΣΘΣ	59,62	($\pm$ 17,71)	38,04	($\pm$ 20,21)	36,53	($\pm$ 19,67)	40,33	($\pm$ 21,28)	41,48 ($\pm$ 17,82)

Πίνακας II. 35: Συγκριτικός Πίνακας μέσων τιμών και τυπικών αποκλίσεων, ανάμεσα στην έρευνα του Ντόνια (1991) και την ASPIS.

Η κυρίως σύγκριση γίνεται με τους υγιείς άνδρες του δείγματος των Ντόνια και συνεργατών (1991). Το δείγμα της Τρίπολης είναι συγκρίσιμο με αυτό ως προς το μορφωτικό επίπεδο, αλλά η μέση ηλικία των εξεταζόμενων είναι σαφώς μικρότερη. Το δείγμα της Τρίπολης αποτελείται από νέους άνδρες ηλικίας 18 έως 24 ετών (μέση ηλικία: 20,95 έτη, T.A.: 1,95) και μέσης εκπαίδευσης 13 ετών (6 – 17 έτη).

Υποκλίμακες & Δείκτες SCL - 90 - R	Διαφορά Μέσων Τιμών
Διαπροσωπική ευαισθησία	-0,98
Επιθετικότητα	-0,13
Άγχος	0,22
Φοβικό Άγχος	0,35
Ψυχωτισμός	0,77
Ψυχαναγκαστικότητα	0,81
Παρανοειδής Ιδεασμός	1,16
Κατάθλιψη	2,80
Σωματοποίηση	3,00
ΓΔΣ	0,12
ΔΕΘΣ	0,21
ΣΘΣ	1,15

Πίνακας II. 36 Διαφορά μέσων τιμών υποκλιμάκων και δεικτών της SCL - 90 - R, ανάμεσα στα δείγματα της ASPIS και των Ντόνια και συν.

Παρατηρούμε ότι οι δείκτες της Τρίπολης είναι στις περισσότερες υποκλίμακες και σε όλους τους δείκτες ελαφρά αυξημένοι με εξαίρεση τη «Διαπροσωπική ευαισθησία» και την «Επιθετικότητα». Η μεγαλύτερη διαφορά εμφανίζεται στην «Κατάθλιψη» και στην «Σωματοποίηση» όπου οι οπλίτες εμφανίζονται να έχουν υψηλότερη βαθμολογία.

Εναλλακτικός τρόπος βαθμολόγησης

Αν ένα άτομο δεν απαντήσει σε ένα ερώτημα βαθμολογείται με μηδέν, έχοντας έτσι την ίδια βαθμολογία με αυτήν που θα είχε αν απαντούσε «καθόλου». Κατά συνέπεια, φαίνεται να έχει χαμηλή βαθμολογία σε επίπεδο υποκλίμακας με την ερμηνεία που τελικά αυτό συνεπάγεται. Καταλαβαίνει κανείς, πως η έρευνα

πλανάται αν το άτομο αυτό στην πραγματικότητα θα απαντούσε για παράδειγμα «με χαρακτηρίζει απόλυτα». Το πρόβλημα αυτό μπορεί να ξεπεραστεί αν οι βαθμολογίες των υποκλιμάκων έχουν εκφραστεί ως λόγοι του αθροίσματος των θετικών απαντήσεων, διαιρεμένο με το πλήθος των ερωτημάτων που απαντήθηκαν σε κάθε υποκλίμακα (πλήθος ερωτημάτων υποκλίμακας μείον τις εκλιπούσες τιμές). Όμοια μπορεί να γίνει και η βαθμολόγηση της συνολικής βαθμολογίας του SCL - 90. Στον Πίνακα II.37 που ακολουθεί, έχει χρησιμοποιηθεί αυτός ο τρόπος παρουσίασης των βαθμολογιών.

Υποκλίμακα SCL - 90	Μέση τιμή	Διάμεσος	T.A.	Εύρος
Άγχος	0,83	0,70	0,65	0,00 - 4,00
Διαπροσωπική ευαισθησία	0,76	0,67	0,62	0,00 - 3,33
Επιθετικότητα	0,88	0,67	0,82	0,00 - 4,00
Κατάθλιψη	1,06	0,92	0,64	0,00 - 3,69
Παρανοειδής Ιδεασμός	1,15	1,00	0,79	0,00 - 4,00
Σωματοποίηση	0,88	0,75	0,68	0,00 - 3,67
Φοβικό Άγχος	0,33	0,14	0,43	0,00 - 2,86
Ψυχαναγκαστικότητα	1,13	1,00	0,72	0,00 - 3,60
Ψυχωτισμός	0,63	0,50	0,59	0,00 - 3,70

Πίνακας II. 37 Περιγραφικοί δείκτες υποκλιμάκων SCL-90-R, εκφρασμένων με την μορφή λόγων.

Λόγω της μεγαλύτερης ακρίβειας που χαρακτηρίζει αυτό τον τρόπο βαθμολόγησης στον έλεγχο της αξιοπιστίας και της εγκυρότητας του ερωτηματολογίου SCL - 90 - R που ακολουθεί, θα εργαστούμε έχοντας τα δεδομένα σε αυτή την μορφή.

II.2.3.3 Έλεγχος Αξιοπιστίας της SCL – 90 – R

II.2.3.3.a Συντελεστές ισοδυναμίας (εσωτερική συνέπεια)

Συντελεστές ημίκλαστου - Συντελεστής άλφα του Cronbach

Προκειμένου να μελετήσουμε την εσωτερική συνέπεια της κλίμακας [SCL – 90 – R](#) υπολογίζουμε τους συντελεστές ημίκλαστου των Spearman – Brown και του Guttman καθώς και τον συντελεστή άλφα του Cronbach. Οι πολύ μεγάλες εκτιμήσεις για τον συντελεστή αξιοπιστίας που λαμβάνουμε σε κάθε περίπτωση δεν αφήνουν περιθώρια αμφιβολιών για την συνοχή που διακρίνει την κλίμακα.

Πράγματι, όπως φαίνεται στον Πίνακα II.38 που ακολουθεί, ο συντελεστής άλφα του Cronbach έχει τιμή ίση με 0,97, δηλαδή η μέση τιμή του συντελεστή συσχέτισης για όλα τα δυνατά ζεύγη υποσυνόλων 45 ερωτημάτων καταδεικνύει ιδιαίτερα ισχυρή σχέση.

Συντελεστής αξιοπιστίας	Παράλληλων δοκιμασιών	Ημίκλαστου των Spearman-Brown	Ημίκλαστου του Guttman	Άλφα του Cronbach
Σύνολο ερωτημάτων SCL - 90 - R	0,86	0,94	0,94	0,97

Πίνακας II. 38: Συντελεστές ημίκλαστου του Guttman και των Spearman – Brown, για το σύνολο των ερωτημάτων του SCL - 90 - R.

Ιδιαίτερα ικανοποιητικοί είναι και οι συντελεστές που αφορούν τις επιμέρους υποκλίμακες. Οι συντελεστές άλφα του Cronbach κυμαίνονται από 0,87 για την «Σωματοποίηση» έως 0,66 για το «Φοβικό άγχος» που όμως αποτελεί υποκλίμακα αποτελούμενη από πολύ μικρό αριθμό ερωτημάτων. Ωστόσο οι Derogatis et al (1976) υπολογίζουν αρκετά υψηλή εκτίμηση της αξιοπιστίας για την κλίμακα αυτή (βλ. Πίνακα II.40) γεγονός που πιθανόν να προτείνει την διαφορετική διατύπωση στην ελληνική γλώσσα των αντίστοιχων ερωτημάτων. Για τις υπόλοιπες υποκλίμακες οι εκτιμήσεις από τους Derogatis et al (1976) είναι ελαφρώς μεγαλύτερες.

Συντελεστής αξιοπιστίας	Παράλληλων δοκιμασιών	Ημίκλαστου των Spearman-Brown ⁵	Ημίκλαστου του Guttman	Άλφα του Cronbach
Υποκλίμακα				
Άγχος	0,66	0,79	0,79	0,84
Διαπροσωπική ευαισθησία	0,55	0,71	0,67	0,76
Επιθετικότητα	0,66	0,80	0,79	0,80
Κατάθλιψη	0,66	0,79	0,78	0,81
Παρανοειδής Ιδεασμός	0,58	0,73	0,73	0,72
Σωματοποίηση	0,75	0,86	0,86	0,87
Φοβικό Άγχος	0,50	0,67	0,66	0,66
Ψυχαναγκαστικότητα	0,64	0,78	0,77	0,79
Ψυχωτισμός	0,54	0,70	0,70	0,76

Πίνακας II. 39: Συντελεστές εσωτερικής συνέπειας υποκλιμάκων SCL - 90 - R

Συντελεστής άλφα του Cronbach	ASPIS	Derogatis
Άγχος	0,84	0,85
Διαπροσωπική ευαισθησία	0,76	0,86
Επιθετικότητα	0,80	0,84
Κατάθλιψη	0,81	0,90
Παρανοειδής Ιδεασμός	0,72	0,80
Σωματοποίηση	0,87	0,86
Φοβικό Άγχος	0,66	0,82
Ψυχαναγκαστικότητα	0,79	0,86
Ψυχωτισμός	0,76	0,77

Πίνακας II. 40: Συγκριτικός Πίνακας συντελεστών εσωτερικής συνέπειας υποκλιμάκων SCL - 90 - R, των ερευνών ASPIS και Deogatis et al (1976).

⁵ Ανάλογα με το πλήθος ερωτημάτων που συνθέτουν μία υποκλίμακα, έχει υπολογιστεί ο συντελεστής ίσων ή άνισων μηκών των Spearman – Brown.

Οι συσχετίσεις μεταξύ του συνόλου της κλίμακας και κάθε ενός ερωτήματος ξεχωριστά κυμαίνονται από 0,28 έως 0,60, ενώ υπήρξε σε κάθε περίπτωση μείωση του συντελεστή άλφα κατά την απομάκρυνση ενός από τα ερωτήματα. Δηλαδή δεν εντοπίστηκαν προβληματικά, για την εσωτερική συνέπεια, ερωτήματα.

Π.2.3.3.b Κατώτερα όρια του Guttman

Σύμφωνα με το Guttman, ο συντελεστής αξιοπιστίας της [SCL - 90 - R](#) αλλά και των επιμέρους υποκλιμάκων, δεν αναμένεται να είναι μικρότερος από τις αντίστοιχες τιμές του λ_2 , εφόσον σε κάθε περίπτωση η τιμή του είναι μεγαλύτερη ή ίση από τα λ_5 και λ_6 , σύμφωνα με τα όσα ειπώθηκαν στην παράγραφο Ι.1.2.5.

	λ_1	λ_2	λ_3	λ_4	λ_5	λ_6
Άγχος	0,76	0,84	0,84	0,79	0,82	0,84
Διαπροσωπική ευαισθησία	0,68	0,77	0,76	0,67	0,76	0,76
Επιθετικότητα	0,67	0,81	0,80	0,79	0,80	0,79
Κατάθλιψη	0,75	0,82	0,81	0,78	0,81	0,82
Παρανοειδής Ιδεασμός	0,60	0,72	0,72	0,73	0,70	0,68
Σωματοποίηση	0,80	0,88	0,87	0,86	0,86	0,88
Φοβικό Άγχος	0,57	0,67	0,66	0,66	0,67	0,64
Ψυχαναγκαστικότητα	0,70	0,79	0,79	0,77	0,77	0,78
Ψυχωτισμός	0,69	0,78	0,78	0,70	0,76	0,77
Συνολικό ΕΣΠ	0,95	0,97	0,96	0,93	0,96	.

Πίνακας Π. 41: Κάτω όρια του Guttman για το σύνολο των ερωτημάτων του SCL-90-R και ανά υποκλίμακα.

Π.2.3.3.c Συντελεστής σταθερότητας SCL- 90-R – Συντελεστής αξιοπιστίας εξέτασης επανεξέτασης.

Π.2.3.3.c.i Επανεξέταση στο ΕΝΑ – Περιγραφικά χαρακτηριστικά

Η κλίμακα [SCL – 90 – R](#) δόθηκε στο δείγμα της επανεξέτασης στο ΕΝΑ. Από τα 213 άτομα τα οποία αρχικά αποτελούσαν το δείγμα τις επανεξέτασης, εξαιρέθηκαν 17 (9,2%) άτομα που δεν απάντησαν το πολύ στο 10% των ερωτημάτων μιας συγκεκριμένης υποκλίμακας, ή σε εννέα ερωτήματα σε όλη την κλίμακα SCL – 90 στη μία από τις δύο εφαρμογές της. Στη συνέχεια εξαιρέθηκαν από τα δεδομένα 36 (18,37 %) άτομα ως τυχαίοι αποκριτές, κάνοντας χρήση 6 ερωτημάτων που αποσκοπούσαν ακριβώς σε αυτό τον σκοπό. Από τα 160 άτομα που έλαβαν τελικά μέρος στην ανάλυση προέκυψαν οι περιγραφικοί δείκτες που παρατίθενται στην τελευταία στήλη του Πίνακα Π.42 που ακολουθεί.

Υποκλίμακα ή δείκτης	Τρίπολη				ΕΝΑ			
	Μέση Τιμή	Τ.Α.	Διάμεσος	Εύρος	Μέση Τιμή	Τ.Α.	Διάμεσος	Εύρος
Άγχος	9,53	8,00	7	0-34	4,83	3,00	5	0-26
Κατάθλιψη	15,84	15,00	8	0-41	8,40	6,00	7	0-38
Φοβικό Άγχος	2,87	2,00	3	0-18	1,33	0,00	2	0-13
Επιθετικότητα	5,95	4,00	5	0-24	4,95	3,50	5	0-23
Διαπροσωπική ευαισθησία	8,09	7,00	6	0-29	6,21	5,00	5	0-29
Ψυχαναγκαστικότητα	12,84	12,00	7	0-33	8,07	7,00	6	0-34
Παρανοειδής Ιδεασμός	8,35	8,00	4	0-23	5,63	5,00	5	0-20
Ψυχωτισμός	7,42	6,00	6	0-27	3,60	2,00	5	0-22
Σωματοποίηση	12,25	10,00	10	0-44	5,47	4,00	6	0-30
ΓΔΣ	1,00	0,89	1	0-3	0,58	0,48	0	0-2
ΣΘΣ	46,52	45,00	17	0-88	33,07	33,00	20	0-82
ΔΕΘΣ	1,86	1,77	1	0-4	1,43	1,33	0	0-4

Πίνακας II. 42: Περιγραφικοί δείκτες των δειγμάτων της εξέτασης και της επανεξέτασης υποκλιμάκων και δεικτών της SCL-90-R στο ΕΝΑ και την Τρίπολη.

Στην συντριπτική τους πλειοψηφία οι παραπάνω μεταβλητές δεν κατανέμονται κανονικά⁶. Εύκολα μπορεί κανείς να παρατηρήσει, ότι σε κάθε ζεύγος, υπάρχει σημαντική μείωση σε όλες τις μέσες τιμές. Από την εφαρμογή του μη παραμετρικού ελέγχου του Wilcoxon, για την διαφορά των μέσων τιμών των βαθμολογιών (και της δοκιμασίας t-test όπου προέκυψε ζεύγος κανονικά κατανεμόμενων μεταβλητών) προέκυψε $p - value < 0,001$ για κάθε ζεύγος. Τη μεγαλύτερη ποσοστιαία μείωση στους δείκτες παρουσιάζει ο “Γενικός Δείκτης Συμπτωμάτων”, ενώ από τις υποκλίμακες, οι βαθμολογίες της “Ψυχαναγκαστικότητας” και του “Ψυχωτισμού”, είναι αυτές με την μεγαλύτερη μείωση.

Υποκλίμακα SCL – 90 - R	Διαφορά μέσης τιμής	p-value	Ποσοστιαία μείωση
Άγχος	4,70	< 0,001	49,3
Διαπροσωπική ευαισθησία	1,88	< 0,001	23,2
Επιθετικότητα	1,00	0,019	16,8
Κατάθλιψη	7,44	< 0,001	47,0
Παρανοειδής Ιδεασμός	2,71	< 0,001	32,5
Σωματοποίηση	6,77	< 0,001	55,3
Φοβικό Άγχος	1,53	< 0,001	53,5
Ψυχαναγκαστικότητα	4,77	< 0,001	37,2
Ψυχωτισμός	3,82	< 0,001	51,5
ΓΔΣ	0,42	< 0,001	41,7
ΔΕΘΣ	0,43	< 0,001	23,2
ΣΘΣ	13,45	< 0,001	28,9

Πίνακας II. 43: Διαφορά μέσων τιμών υποκλιμάκων και δεικτών ανάμεσα στις δύο εφαρμογές της SCL-90-R.

Να υπενθυμίσουμε σε αυτό το σημείο ότι το δείγμα του ΕΝΑ δεν είναι τυχαία επιλεγμένο. Θα χρησιμοποιήσουμε λοιπόν και πάλι τις δύο ομάδες στις οποίες κατατάσσονται τα 160 άτομα ανάλογα με

⁶ Οι αντίστοιχες one sample Kolmogorov – Smirnov δοκιμασίες παρατίθενται στο παράρτημα (π.ΙΙ.2.3.3.ε.ι).

την βαθμολογία τους στο σύνολο των ερωτημάτων του ΕΣΠ, στην Τρίπολη. Έχει ενδιαφέρον λοιπόν να δούμε στη συνέχεια τις ενδεχόμενες διαφορές που παρουσιάζονται ανάμεσα στις ομάδες «κινδύνου» (55 άτομα) και «ελέγχου» (95 άτομα), στις μέσες τιμές των βαθμολογιών των υποκλιμάκων και των γενικών δεικτών της SCL - 90 - R. Πράγματι, όπως φαίνεται στον Πίνακα II.44 που ακολουθεί, οι μέσες τιμές των υποκλιμάκων, των παραγόντων και της συνολικής βαθμολογίας κατά την εφαρμογή της SCL - 90 - R στο ΕΝΑ είναι μικρότερες στα άτομα της «ομάδας ελέγχου» από τις αντίστοιχες της «ομάδας κινδύνου». Οι κατάλληλες στατιστικές δοκιμασίες ανάλογα με το αν οι μεταβλητές κατανέμονται κανονικά ή όχι εφαρμόστηκαν και προέκυψε ότι οι διαφορές είναι στατιστικά σημαντικές στο επίπεδο του 1%, με εξαίρεση την υποκλίμακα της «Σωματοποίησης».

Υποκλίμακες & δείκτες SCL – 90 - R	Ομάδα Ελέγχου		Ομάδα Κινδύνου		Διαφορά μέσης τιμής	P- value	Ποσοστιαία Διαφορά
	Μέση τιμή	T.A.	Μέση τιμή	T.A.			
Άγχος	4,17	4,26	5,98	5,95	1,81	0,086	30,3
Διαπροσωπική ευαισθησία	4,41	3,79	9,31	6,43	4,90	< 0,001	52,6
Επιθετικότητα	3,91	4,11	6,75	5,37	2,84	0,001	42,1
Κατάθλιψη	7,03	6,50	10,76	8,47	3,73	0,003	34,7
Παρανοειδής Ιδεασμός	4,35	0,37	7,85	5,15	3,51	< 0,001	44,7
Σωματοποίηση	4,78	4,81	6,67	6,91	1,89	0,163	28,4
Φοβικό Άγχος	0,75	1,85	2,35	2,88	1,60	< 0,001	68,1
Ψυχαναγκαστικότητα	6,80	0,59	10,25	7,00	3,45	0,001	33,7
Ψυχωτισμός	2,85	3,90	4,89	5,37	2,04	0,007	41,7
ΓΔΣ	0,48	0,04	0,77	0,56	0,30	0,000	38,4
ΔΕΘΣ	1,35	0,39	1,56	0,50	0,21	0,005	13,2
ΣΘΣ	28,57	1,86	40,85	19,47	12,29	< 0,001	30,1

Πίνακας II. 44: Διαφορά μέσων βαθμολογιών υποκλιμάκων και δεικτών της SCL-90-R στο ΕΝΑ ανάμεσα στα άτομα με υψηλή και μη βαθμολογία ΕΣΠ στην Τρίπολη.

Στον Πίνακα II.45 που ακολουθεί, παρουσιάζεται η ποσοστιαία μείωση της μέσης τιμής, για κάθε κλίμακα, παράγοντα αλλά και για την συνολική βαθμολογία, ανάμεσα στις δύο εφαρμογές, καθώς και ο στατιστικός έλεγχος για την ισότητα των μέσων αυτών ποσοστών ανάμεσα στην «ομάδα ελέγχου» και την «ομάδα κινδύνου».

Ομάδα κινδύνου (ΕΝΑ)	Ποσοστιαία Διαφορά	Ομάδα ελέγχου (ΕΝΑ)	Ποσοστιαία Διαφορά
Επιθετικότητα	-1,30	Διαπροσωπική ευαισθησία	28,0
Παρανοειδής Ιδεασμός	13,0	Επιθετικότητα	29,1
Διαπροσωπική ευαισθησία	18,3	Ψυχαναγκαστικότητα	39,5
Ψυχαναγκαστικότητα	33,5	Παρανοειδής Ιδεασμός	44,4
Κατάθλιψη	42,7	Άγχος	46,2
Ψυχωτισμός	47,6	Κατάθλιψη	49,9
Άγχος	52,2	Φοβικό Άγχος	53,5
Φοβικό Άγχος	52,7	Ψυχωτισμός	54,5
Σωματοποίηση	55,2	Σωματοποίηση	54,9
ΓΔΣ	37,6	ΔΕΘΣ	25,4
ΔΕΘΣ	18,8	ΣΘΣ	30,3
ΣΘΣ	26,6	ΓΔΣ	44,7

Πίνακας Π. 45: Ποσοστιαία μείωση της μέσης τιμής ανά ομάδα, υποκλιμάκων και δεικτών, ανάμεσα στις δύο εφαρμογές της SCI-90-R.

Οι διαφορές στις βαθμολογίες ανάμεσα στις δύο εφαρμογές είναι στατιστικά πολύ σημαντικές στο επίπεδο του 1%, στην περίπτωση της ομάδας ελέγχου. Αντίθετα, εξαίρεση αποτελούν οι υποκλίμακες «Επιθετικότητα» ($p - \text{value} = 0,98$) και «Παρανοειδής ιδεασμός» ($p - \text{value} = 0,10$) στην ομάδα κινδύνου.

Π.2.3.3.c.ii Συντελεστής εξέτασης επανεξέτασης

Ανάμεσα στις δύο εφαρμογές του ερωτηματολογίου τίθεται το ερώτημα της σταθερότητας των αποτελεσμάτων, ο υπολογισμός δηλαδή του συντελεστή αξιοπιστίας εξέτασης – επανεξέτασης (ΣΑΕΕ) ή κατά [Cronbach \(1947\)](#), του συντελεστή σταθερότητας.

Όπως έχουμε ήδη δει, ο ΣΑΕΕ ορίζεται ως η συσχέτιση ανάμεσα στις βαθμολογίες των δύο εφαρμογών ενός ερωτηματολογίου. Στο σύνολο των 160 ατόμων, δεδομένου ότι δεν κατανέμονται κανονικά οι μεταβλητές των βαθμολογιών στις περισσότερες περιπτώσεις, έχει υπολογιστεί ο μη παραμετρικός συντελεστής του Spearman. Αντίθετα, λόγω του διαχωρισμού των ατόμων στις δύο ομάδες, τόσο στην Τρίπολη όσο και στο ΕΝΑ, υπάρχουν βαθμολογίες που κατανέμονται κανονικά τουλάχιστον σε μία από τις δύο εφαρμογές. Κατά συνέπεια υπολογίζουμε τον συντελεστή συσχέτισης Pearson σε αυτές τις περιπτώσεις. Επιπλέον, για τους λόγους που εξηγήθηκαν στην αρχή του κεφαλαίου, οι συσχετίσεις έχουν υπολογιστεί χρησιμοποιώντας τον εναλλακτικό τρόπο βαθμολόγησης.

Αντίστοιχα έχουν υπολογιστεί οι εκτιμήσεις των ΣΑΕΕ ανά υποκλίμακα, οι οποίοι κυμαίνονται από 0,18 έως 0,59, εκτιμήσεις όχι ιδιαίτερα υψηλές, αλλά ικανοποιητικές σύμφωνα με όσα ειπώθηκαν νωρίτερα. Τέλος, οι συντελεστές για τους δείκτες κυμαίνονται από 0,44 έως 0,55. Στους Πίνακες Π.46 και Π.47 παρατίθενται οι συντελεστές των υποκλιμάκων και των δεικτών αντίστοιχα, τόσο ανά ομάδα όσο και για το σύνολο των ατόμων.

Υποκλίμακα SCL - 90 - R	Ομάδα Κινδύνου		Ομάδα Ελέγχου		Συνολικά	
	ΣΑΕΕ	p-value	ΣΑΕΕ	p-value	ΣΑΕΕ	p-value
Αγχος	0,45	0,001	0,35	< 0,001	0,42	< 0,001
Διαπροσωπική ευαισθησία	0,44	0,001	0,29	0,004	0,45	< 0,001
Επιθετικότητα	0,34	0,012	0,41	< 0,001	0,37	< 0,001
Κατάθλιψη	0,40	0,003	0,33	0,001	0,38	< 0,001
Παρανοειδής Ιδεασμός	0,43	0,001	0,21	0,043	0,32	< 0,001
Σωματοποίηση	0,31	0,021	0,26	0,010	0,30	< 0,001
Φοβικό Άγχος	0,24	0,073	0,38	< 0,001	0,44	< 0,001
Ψυχαναγκαστικότητα	0,45	0,001	0,28	0,007	0,41	< 0,001
Ψυχωτισμός	0,45	0,001	0,23	0,025	0,34	< 0,001

Πίνακας II. 46: Συντελεστές αξιοπιστίας εξέτασης – επανεξέτασης, ανά υποκλίμακα της SCL-90-R

Δείκτης SCL - 90 - R	Ομάδα Κινδύνου		Ομάδα Ελέγχου		Συνολικά	
	ΣΑΕΕ	p-value	ΣΑΕΕ	p-value	ΣΑΕΕ	p-value
ΓΔΣ	0,41	0,002	0,34	0,001	0,44	< 0,001
ΔΕΘΣ	0,45	0,001	0,37	< 0,001	0,47	< 0,001
ΣΘΣ	0,59	< 0,001	0,37	< 0,001	0,47	< 0,001

Πίνακας II. 47: Συντελεστές αξιοπιστίας εξέτασης – επανεξέτασης, ανά δείκτη της SCL-90-R.

II.2.4 Στάθμιση της Κλίμακας Αντιληπτικών Παρανοήσεων (Perceptual Aberration Scale)

II.2.4.1 Η Κλίμακα Αντιληπτικών Παρανοήσεων (Perceptual Aberration Scale)

Η [Κλίμακα Αντιληπτικών Παρανοήσεων](#) (Chapman, 1978), είναι μια αυτοσυμπληρούμενη κλίμακα μέτρησης, που περιλαμβάνει 35 διχοτομικές (ναι-όχι) ερωτήσεις. Κάθε μία ερώτηση βαθμολογείται με ένα, αν η απάντηση είναι «ναι» και με μηδέν, αν η απάντηση είναι «όχι». Κατά αυτόν τον τρόπο η τελική βαθμολογία για κάθε άτομο μπορεί να κυμαίνεται από 0 έως 35. Πρόκειται για ένα μονοδιάστατο εργαλείο, δηλαδή δεν απαρτίζεται από υποκλίμακες. Αφορά διαταραχές θεμελιακά συνδεδεμένες με την ψυχοπαθολογία που σχετίζεται με την σχιζοφρένεια. Η κλίμακα αυτή προσεγγίζει την συμπτωματολογία των αντιληπτικών παρανοήσεων, δηλαδή ενός μόνο από τα χαρακτηριστικά της ΣΔΠ. Για τον λόγο αυτό είναι ένα πολύ χρήσιμο εργαλείο για την εκτίμηση της εγκυρότητας του ΕΣΠ, όπως θα δούμε σε επόμενη παράγραφο.

II.2.4.2 Περιγραφική Ανάλυση

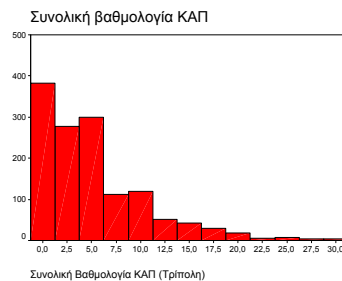
Η κλίμακα όπως έχει ήδη αναφερθεί, δόθηκε ταυτόχρονα με το ΕΣΠ και την SCL - 90 - R στους νεοσύλλεκτους οπλίτες της ελληνικής αεροπορίας, ενώ δεν έχει σταθμιστεί ως τώρα σε ελληνικό πληθυσμό. Από την κλίμακα εξαιρέθηκαν 4 ερωτήματα τα οποία λόγω δυσκολιών στην απόδοση του

νοήματός τους στα ελληνικά, θα μπορούσαν να μειώσουν την φαινομενική εγκυρότητα της κλίμακας. Από τα 1355 άτομα που αποτελούν το δείγμα της Τρίπολης, μόνο ένα εξαιρέθηκε έχοντας περισσότερες από δύο εκλιπούσες τιμές. Στον Πίνακα II.48 δίνονται τα περιγραφικά χαρακτηριστικά της συνολικής βαθμολογίας της [ΚΑΠ](#) που προέκυψαν από την έρευνα ASPIS.

Περιγραφικοί δείκτες	Μέση τιμή	Διάμεσος	T.A.	Εύρος
Συνολική Βαθμολογία ΚΑΠ (Τρίπολη)	5,17	4,00	5,24	0 - 30

Πίνακας II. 48: Περιγραφικοί δείκτες Κλίμακας Αντιληπτικών Παρανοήσεων (Τρίπολη).

Η βαθμολογία της ΚΑΠ δεν κατανέμεται κανονικά (One Sample Kolmogorov Smirnov test: $z = 6,01$ $p < 0,001$). Ακολουθεί το ιστόγραμμα της μεταβλητής για την πλήρη περιγραφή της, όπου είναι εμφανής η λοξότητα της κατανομής.



Διάγραμμα II. 2: Ιστόγραμμα συνολικής βαθμολογίας ΚΑΠ (Τρίπολη).

Εναλλακτικός τρόπος βαθμολόγησης

Σύμφωνα με τον εναλλακτικό τρόπο βαθμολόγησης, που λαμβάνει υπόψη του και τις εκλιπούσες τιμές οι περιγραφικοί δείκτες της βαθμολογίας του ΚΑΠ είναι οι παρακάτω.

	Μέση τιμή	Διάμεσος	T.A.	Εύρος
Συνολική Βαθμολογία ΚΑΠ (Τρίπολη)	0,17	0,13	0,17	0,00 – 0,97

Πίνακας II. 49 Περιγραφικοί δείκτες βαθμολογίας της ΚΑΠ, εκφρασμένων με την μορφή λόγων.

Όπως και στα προηγούμενα ερωτηματολόγια, λόγω της μεγαλύτερης ακρίβειας που χαρακτηρίζει αυτό τον τρόπο βαθμολόγησης στον έλεγχο της αξιοπιστίας και της εγκυρότητας της ΚΑΠ που ακολουθεί, θα εργαστούμε έχοντας τα δεδομένα σε αυτή την μορφή.

Π.2.4.3 Έλεγχος Αξιοπιστίας της ΚΑΠ

Π.2.4.3.a Συντελεστές ισοδυναμίας (εσωτερική συνέπεια)

Συντελεστές ημίκλαστου και συντελεστής άλφα του Cronbach

Η εσωτερική συνέπεια της [ΚΑΠ](#) μελετάται με τον υπολογισμό των συντελεστών ημίκλαστου των Spearman – Brown και του Guttman καθώς και τον συντελεστή άλφα του Cronbach. Δεδομένου ότι η ΚΑΠ περιλαμβάνει 31 ερωτήματα, υπολογίστηκε ο συντελεστής άνισων μηκών Spearman – Brown. Η εκτίμηση του συντελεστή αξιοπιστίας της ΚΑΠ κυμαίνεται γύρω από το 0,87 (Πίνακας Π.50), τιμή ιδιαίτερα ικανοποιητική. Παραπλήσια η τιμή και του άλφα του Cronbach, καταδεικνύει τη συνοχή που διακρίνει την κλίμακα.

Συντελεστής αξιοπιστίας	Παράλληλων δοκιμασιών	Ημίκλαστου των Spearman-Brown	Ημίκλαστου του Guttman	Άλφα του Cronbach
Βαθμολογία ΚΑΠ	0,77	0,87	0,87	0,88

Πίνακας Π. 50: Υπολογισμός των συντελεστών ημίκλαστου του Guttman και των Spearman – Brown, για το σύνολο των ερωτημάτων της ΚΑΠ.

Π.2.4.3.b Κατώτερα όρια του Guttman

Τα κατώτερα όρια του Guttman, κυμαίνονται από 0,85 έως 0,88. Από τις τιμές των λ , προκύπτει επίσης πως δεν υπάρχει ερώτημα που να έχει πολύ υψηλές συσχετίσεις με τα υπόλοιπα, σε σχέση με τις συσχετίσεις των άλλων ερωτημάτων μεταξύ τους. Κατά συνέπεια, σύμφωνα με τον Guttman, αναμένεται ο συντελεστής αξιοπιστίας να μην είναι μικρότερος από 0,87.

	λ_1	λ_2	λ_3	λ_4	λ_5	λ_6
Συνολικό ΚΑΠ	0,85	0,88	0,88	0,87	0,86	-

Πίνακας Π. 51: Υπολογισμός των κατώτερων ορίων του Guttman για την ΚΑΠ.

Π.2.4.3.c Συντελεστής σταθερότητας ΚΑΠ – Συντελεστής αξιοπιστίας εξέτασης επανεξέτασης.

Π.2.4.3.c.i Επανεξέταση στο ΕΝΑ – Περιγραφικά χαρακτηριστικά

Η [ΚΑΠ](#) δόθηκε στο δείγμα της επανεξέτασης στο ΕΝΑ. Από τα 209 άτομα τα οποία αρχικά αποτελούσαν το δείγμα της επανεξέτασης, εξαιρέθηκαν 53 (25,4%) άτομα ως τυχαίοι αποκριτές, κάνοντας χρήση 6 ερωτημάτων που αποσκοπούσαν ακριβώς σε αυτό τον σκοπό. Στη συνέχεια εξαιρέθηκαν από τα δεδομένα 12 (7,7 %) άτομα που δεν απάντησαν τουλάχιστον σε 3 από τα 31 ερωτήματα. Από τα 146

άτομα που έλαβαν τελικά μέρος στην ανάλυση προέκυψαν και για τις δύο εφαρμογές οι περιγραφικοί δείκτες που παρατίθενται στην τελευταία στήλη του Πίνακα Π.52 που ακολουθεί.

	Μέση Τιμή	T.A.	Διάμεσος	Εύρος
Συνολική Βαθμολογία ΚΑΠ (Τρίπολη)	6,76	6,27	4,00	0 - 30
Συνολική Βαθμολογία ΚΑΠ (ΕΝΑ)	1,90	2,93	1,00	0 - 19

Πίνακας Π. 52: Περιγραφικοί δείκτες των δειγμάτων της εξέτασης και της επανεξέτασης για τη συνολική βαθμολογία της ΚΑΠ.

Οι παραπάνω μεταβλητές δεν κατανέμονται κανονικά⁷. Κατά συνέπεια για την μελέτη των διαφορών των μέσων τιμών τους χρησιμοποιήθηκε ο μη παραμετρικός έλεγχος του Wilcoxon, από όπου προέκυψε σημαντική ότι η διαφορά των 4,86 μονάδων είναι στατιστικά σημαντική στο επίπεδο του 1% ($z = -9,33$, $p < 0,001$).

Να υπενθυμίσουμε σε αυτό το σημείο ότι το δείγμα του ΕΝΑ δεν είναι τυχαία επιλεγμένο. Μάλιστα στην τρόπο επιλογής των ατόμων λήφθηκε υπόψη και η βαθμολογία στην [ΚΑΠ](#). Ωστόσο, λόγω της βαθμολογίας στο ΕΣΠ, το δείγμα που τελικά σχηματίστηκε είναι κατανεμημένο σχετικά ομοιόμορφα ως προς την βαθμολογία του στην ΚΑΠ. Έτσι, μπορούμε να εργαστούμε με το δείγμα στο σύνολό του, μιας και δεν αναμένουμε να εισάγεται μεροληψία λόγω μεγάλου αριθμού ατόμων με υψηλή βαθμολογία.

Δεκατημόρια	Αρ. ατόμων	Συχνότητα %	Αθρ. Συχνότητα %
1	5	3,5	3,5
2	0	0	3,5
3	9	6,3	9,7
4	8	5,6	15,3
5	18	12,5	27,8
6	38	26,4	54,2
7	20	13,9	68,1
8	13	9,0	77,1
9	13	9,0	86,1
10	20	13,9	100,0
Σύνολο	144	100,0	

Πίνακας Π. 53: Κατανομή συχνοτήτων δείγματος ΕΝΑ, σε σχέση με την συνολική βαθμολογία της ΚΑΠ στην Τρίπολη.

Ωστόσο, παρουσιάζει ενδιαφέρον να δούμε αν υπάρχει διαφορά στην βαθμολογία της ΚΑΠ στο ΕΝΑ ανάμεσα σε αυτούς που είχαν μέτρια ή χαμηλή (111 άτομα – ομάδα Α) στην Τρίπολη και σε αυτούς που είχαν υψηλή βαθμολογία (πάνω 20%, 33 άτομα – ομάδα Β). Πράγματι ο μη παραμετρικός έλεγχος του Wilcoxon ανέδειξε στατιστικά σημαντική διαφορά, όπως φαίνεται στον Πίνακα Π.54 που ακολουθεί.

⁷ Οι αντίστοιχες one sample Kolmogorov – Smirnov δοκιμασίες παρατίθενται στο παράρτημα (Π.Π.2.4.3.ε.ι).

Βαθμολογία ΚΑΠ (ΕΝΑ)	Ομάδα Α		Ομάδα Β		Διαφορά μέσης τιμής	Ποσοστιαία Διαφορά	P- value
	Μέση τιμή	T.A.	Μέση τιμή	T.A.			
	1,32	1,79	3,82	4,72	- 2,49	- 65,2	0,001

Πίνακας Π. 54: Διαφορά μέσων βαθμολογιών βαθμολογίας της ΚΑΠ στο ΕΝΑ ανάμεσα στα άτομα με υψηλή και μη βαθμολογία ΚΑΠ στην Τρίπολη.

Τέλος, έχει ενδιαφέρον λοιπόν να δούμε στη συνέχεια τις ενδεχόμενες διαφορές που παρουσιάζονται στη βαθμολογία της [ΚΑΠ](#) ανάμεσα στις ομάδες «κινδύνου» (55 άτομα) και «ελέγχου» (95 άτομα) που δημιουργήσαμε στην προηγούμενη ενότητα σύμφωνα με την βαθμολογία του ΕΣΠ στην Τρίπολη. Πράγματι, όπως φαίνεται στον Πίνακα Π.55 που ακολουθεί, η βαθμολογία κατά την εφαρμογή της ΚΑΠ στο ΕΝΑ είναι μικρότερη στα άτομα της «ομάδας ελέγχου» από τις αντίστοιχες της «ομάδας κινδύνου».

Βαθμολογία ΚΑΠ (ΕΝΑ)	Ομάδα Ελέγχου		Ομάδα Κινδύνου		Διαφορά μέσης τιμής	Ποσοστιαία Διαφορά	P- value
	Μέση τιμή	T.A.	Μέση τιμή	T.A.			
	1,32	1,79	3,82	4,72	-2,49	65,2	0,001

Πίνακας Π. 55: Διαφορά μέσων βαθμολογιών βαθμολογίας της ΚΑΠ στο ΕΝΑ ανάμεσα στα άτομα με υψηλή και μη βαθμολογία ΕΣΠ στην Τρίπολη.

Σχεδόν η ίδια διαφορά παρουσιάζεται στην βαθμολογία της ΚΑΠ, ανάμεσα στα άτομα με υψηλή και χαμηλή βαθμολογία στην Τρίπολη στην ΚΑΠ ή στο ΕΣΠ. Θα πρέπει να σημειώσουμε ότι οι ομάδες αυτές δεν ταυτίζονται. Ο τρόπος μάλιστα που τα 144 άτομα κατανέμονται στις δύο κατηγορίες ομάδων παρατίθεται στον Πίνακα Π.56 που ακολουθεί.

Ομάδα Βαθμολογίας ΕΣΠ			
Ομάδα Βαθμολογίας ΚΑΠ	Ελέγχου	Κινδύνου	Σύνολο
A	8	25	33
B	85	26	111
Σύνολο	93	51	144

Πίνακας Π. 56 Πίνακας διπλής εισόδου συχνοτήτων ανάμεσα στα άτομα με υψηλή και μη βαθμολογία ΚΑΠ και στα άτομα με υψηλή και μη βαθμολογία ΕΣΠ στην Τρίπολη.

Τα άτομα που ανήκουν στην ομάδα κινδύνου του ΕΣΠ είναι μοιρασμένα ως προς την βαθμολογία τους στην ΚΑΠ, ενώ αντίθετα τα άτομα που έχουν υψηλή βαθμολογία στην ΚΑΠ τείνουν να έχουν υψηλή βαθμολογία και στο ΕΣΠ ($\chi^2 = 30,5$, β.ε. = 1, $p < 0,001$). Αναμένεται κατά συνέπεια μεγάλη συσχέτιση ανάμεσα στην βαθμολογία των δύο ερωτηματολογίων, αλλά αυτό είναι κάτι που θα εξετάσουμε στην παράγραφο μελέτης της εγκυρότητας.

Π.2.4.3.c.ii Συντελεστής εξέτασης επανεξέτασης

Όπως είδαμε στην προηγούμενη παράγραφο υπάρχει διαφορά στη μέση τιμή της βαθμολογίας της [ΚΑΠ](#) ανάμεσα στις δύο εφαρμογές. Ωστόσο παραμένει το ερώτημα της συσχέτισης των βαθμολογιών, ο υπολογισμός του συντελεστή εξέτασης – επανεξέτασης δηλαδή. Ο συντελεστής για το σύνολο των ατόμων υπολογίζεται να είναι ίσος με 0,34. Η τιμή αυτή είναι χαμηλή, πλην όμως θα πρέπει να λάβει κανείς υπόψη του το διετές χρονικό διάστημα που μεσολάβησε καθώς και την ιδιαιτερότητα των χρονικών στιγμών λήψης των δεδομένων, που επιδρούν καταλυτικά στη βαθμολογία των ατόμων.

Ομάδα Βαθμολογίας ΕΣΠ - Τρίπολη	Ομάδα Κινδύνου		Ομάδα Ελέγχου	
	ΣΑΕΕ	<i>p-value</i>	ΣΑΕΕ	<i>p-value</i>
Συντελεστής αξιοπιστίας	0,20	0,151	0,24	0,021
Ομάδα Βαθμολογίας ΚΑΠ - Τρίπολη	Ομάδα Α		Ομάδα Β	
	ΣΑΕΕ	<i>p-value</i>	ΣΑΕΕ	<i>p-value</i>
Συντελεστής αξιοπιστίας	0,25	0,008	0	0,998

Πίνακας Π. 57: Συντελεστής εξέτασης επανεξέτασης ανά ομάδα βαθμολογίας της ΚΑΠ και του ΕΣΠ στην Τρίπολη.

II.2.5 Μελέτη Εγκυρότητας

II.2.5.1 Εγκυρότητα κριτηρίου ΕΣΠ

Όλα τα άτομα που συμμετείχαν στην δεύτερη εφαρμογή του ΕΣΠ στο ΕΝΑ κλήθηκαν για προσωπική συνέντευξη μέσω SCID-II (Structured Interview for DSM-III-R Personality Disorders: Spitzer et al, 1987). Δεκαπέντε άτομα δεν προσφέρθηκαν να συμμετέχουν στη διαδικασία και επομένως 129 εκ των αξιόπιστων αποκριτών του ΕΣΠ τελικά αξιολογήθηκαν μέσω SCID - II. Η SCID - II αξιολογεί την ύπαρξη και των εννέα συμπτωμάτων της ΣΔΠ, ενώ πρέπει να είναι παρόντα προκειμένου να είναι θετική η διάγνωση. Μία τριών σημείων κλίμακα βαθμολόγησης (1: το σύμπτωμα δεν είναι παρόν, 2: υπο-ουδική και 3: ουδική διάγνωση) χρησιμοποιήθηκε για κάθε σύμπτωμα, ενώ αθροίζοντας την βαθμολογία όλων καταλήγουμε στην συνολική βαθμολογία της SCID – II, όπου οι υψηλές τιμές δείχνουν την παρουσία ενός μεγάλου αριθμού υπο-ουδικών ή ουδικών διαγνώσεων.

Από το σύνολο 129 ατόμων που συμμετείχαν και στη συνέντευξη SCID στο ΕΝΑ, 9 και 13 άτομα προσδιορίστηκαν ως άτομα με υψηλές και χαμηλές βαθμολογίες στο ΕΣΠ (10^ο και 1^ο δεκατημόριο αντίστοιχα). Μεταξύ των 9 ατόμων με υψηλές βαθμολογίες στο ΕΣΠ, τρία (33,3%) έλαβαν διάγνωση ΣΔΠ. Ένα αξιοπρόσεκτο αποτέλεσμα είναι το γεγονός ότι κανένα από τα υπόλοιπα 120 άτομα δεν έλαβε μια τέτοια διάγνωση, επιβεβαιώνοντας τον [Raine \(1991\)](#) και καταδεικνύοντας την υψηλή ευαισθησία του κριτηρίου του 10^{ου} δεκατημορίου.

Το υπο-δείγμα που αποτελείται από τα 22 άτομα με υψηλές και χαμηλές βαθμολογίες στο ΕΣΠ, μελετήθηκε ακολουθώντας την μεθοδολογία του Raine (1991). Η κλινική διάγνωση της ΣΔΠ (θετική / αρνητική) βρέθηκε να σχετίζεται θετικά και με την ομάδα βαθμολογίας στο ΕΣΠ (υψηλή / χαμηλή) ($\phi=0,48$, $p = 0,025$) και τη συνολική βαθμολογία στο ΕΣΠ (point biserial $r = 0,51$ $p=0,016$). Αυτά τα αποτελέσματα επιβεβαιώνουν τα συμπεράσματα του Raine ότι τα υψηλά αποτελέσματα SPQ είναι ενδεικτικά ύπαρξης ΣΔΠ.

Επιπλέον, οι υψηλές βαθμολογίες σε μία συγκεκριμένη υποκλίμακα του ΕΣΠ μπορούν επίσης να είναι ενδεικτικές της παρουσίας υπο-ουδικών ή ουδικών διαγνώσεων για τα συμπτώματα της ΣΔΠ (σύμφωνα με το DSM-III-R), όπως υποδεικνύεται από τις συσχετίσεις της βαθμολογίας κάθε υποκλίμακας με την διάγνωση που τα άτομα έλαβαν για κάθε χαρακτηριστικό μέσω της SCID – II συνέντευξης. Στην περίπτωση "Παράδοση συμπεριφορά " η βαθμολογία της SCID ήταν μηδέν για όλα τα άτομα και κανένας συντελεστής δεν μπορούσε να υπολογιστεί. Από τον Πίνακα II.58, μπορούμε να δούμε ότι όλοι οι συντελεστές συσχέτισης κατά Spearman μεταξύ των βαθμολογιών των υποκλιμάκων του ΕΣΠ και των διαγνώσεων είναι μέτριοι ως υψηλοί (0,38-0,90). Για έξι από τις υποκλίμακες, οι συντελεστές ήταν στατιστικά σημαντικοί ενώ για τις άλλες δύο υπήρξε ενδεικτικό αποτέλεσμα ($p < 0,10$). Ο συντελεστής συσχέτισης επιπλέον, μεταξύ των συνολικών βαθμολογιών του ΕΣΠ και της SCID-II είναι ιδιαίτερα

υψηλός ($r = 0,81$, $p < 0,001$) επιβεβαιώνοντας ότι οι υψηλές βαθμολογίες στο ΕΣΠ καταδεικνύουν άτομα με τουλάχιστον έναν μεγάλο αριθμό υπο-ουδικών ή ουδικών διαγνώσεων για κάθε σύμπτωμα.

Υποκλίμακες και συνολική βαθμολογία ΕΣΠ	SCID-II	
	Spearman's rho	p-value
1. Ιδέες αναφοράς	0,79	< 0,001
2. Κοινωνικό άγχος	0,90	< 0,001
3. Παράδοξες πεποιθήσεις	0,56	< 0,001
4. Αντιληπτικές παρανοήσεις	0,40	0,067
5. Παράδοξη συμπεριφορά	-	-
6. Διαπροσωπική ελλειμματικότητα	0,52	0,014
7. Παράδοξη ομιλία	0,38	0,084
8. Περισιγμένο συναίσθημα	0,65	0,001
9. Παρανοϊκός ιδεασμός	0,65	0,001
Συνολική βαθμολογία	0,81	< 0,001

Πίνακας II. 58: Συντελεστές συσχέτισης βαθμολογιών ΕΣΠ και SCID-II, ENA, $n=22$.

Ανάλογα είναι τα συμπεράσματα στα οποία καταλήγουμε ελέγχοντας αν οι μέσες βαθμολογίες των υποκλιμάκων του ΕΣΠ είναι υψηλότερες στα άτομα με υπο-ουδικές ή ουδικές διαγνώσεις (μέσω SCID) από τα άτομα που δεν έλαβαν μια τέτοια διάγνωση στα αντίστοιχα χαρακτηριστικά. Η δοκιμασία Mann-Whitney για τα δύο ανεξάρτητα δείγματα έδειξε ότι όταν το σύμπτωμα είναι παρόν η μέση βαθμολογία της αντίστοιχης υποκλίμακας του ΕΣΠ είναι στατιστικά υψηλότερη στις περισσότερες περιπτώσεις. Στις υποκλίμακες "Αντιληπτικές παρανοήσεις" και "Παράδοξη ομιλία" οι διαφορές ήταν ενδεικτικές ($p < 0,010$). Η μέση τιμή για κάθε υποκλίμακα ανάλογα με τον αν το εκάστοτε χαρακτηριστικό είναι παρόν ή όχι παρουσιάζεται στον Πίνακα II.59 που ακολουθεί.

Υποκλίμακα ΕΣΠ	Υπαρξη Γνωρίσματος			Μη ύπαρξη γνωρίσματος			p-value
	Μέση τιμή	Διάμεσος	T.A.	Μέση τιμή	Διάμεσος	T.A.	
1. Ιδέες αναφοράς	0,79	0,00	(1,63)	7,00	6,13	(2,53)	<0,001
2. Κοινωνικό άγχος	0,36	0,00	(1,08)	7,00	6,63	(1,51)	<0,001
3. Παράδοξες πεποιθήσεις	0,47	0,00	(1,02)	2,00	2,33	(1,53)	0,010
4. Αντιληπτικές παρανοήσεις	0,53	0,00	(0,94)	2,00	2,20	(2,05)	0,069
5. Παράδοξη συμπεριφορά	2,18	0,00	(2,86)	-	-	-	-
6. Διαπροσωπική ελλειμματικότητα	1,53	0,00	(2,29)	5,00	5,33	(0,58)	0,018
7. Παράδοξη ομιλία	2,11	0,00	(3,20)	4,00	5,33	(2,31)	0,076
8. Περισιγμένο συναίσθημα	1,17	0,00	(2,15)	6,50	6,00	(2,16)	0,003
9. Παρανοϊκός ιδεασμός	1,40	1,00	(1,84)	6,00	5,14	(2,61)	0,003

Πίνακας II. 59: Συγκριτικός Πίνακας μέσων τιμών υποκλιμάκων ΕΣΠ ανάλογα με την ύπαρξη ή μη του αντίστοιχου χαρακτηριστικού της ΣΔΠ μέσω SCID-II, ENA, $n=22$.

Δεδομένου ότι υψηλές βαθμολογίες στο ΕΣΠ σχετίζονται με την ύπαρξη των χαρακτηριστικών της ΣΔΠ, είναι εύλογο να αναμένει κανείς τα άτομα στο ανώτερο δεκατημόριο της συνολικής βαθμολογίας του ΕΣΠ που δεν έλαβαν όμως θετική διάγνωση ΣΔΠ, να έχουν τουλάχιστον έναν μεγάλο αριθμό υπο-ουδικών ή ουδικών διαγνώσεων στα επιμέρους χαρακτηριστικά της διαταραχής μέσω της SCID-II. Πράγματι, ένα μόλις άτομο δεν παρουσίασε συμπτώματα ΣΔΠ, ενώ τα 4 άλλα εκτιμήθηκαν με ένα ή δύο υπο-ουδικές διαγνώσεις συν τουλάχιστον δύο ουδικές. Ένα περαιτέρω άτομο έφθασε στο μεταίχμιο της διάγνωσης παρουσιάζοντας τέσσερα συμπτώματα. Τα 120 άτομα που οι βαθμολογίες τους δεν ανήκαν στο 10^ο δεκατημόριο του ΕΣΠ είχαν σημαντικά χαμηλότερη (επί όλων των χαρακτηριστικών) βαθμολογία SCID (μέση διαφορά = 4,83, T.A. = 1,32, $z = -3,82$, $p < 0,0001$). Τα ανωτέρω αποτελέσματα επιβεβαιώνουν τη θετική συσχέτιση μεταξύ των βαθμολογιών του ΕΣΠ και της διάγνωσης ΣΔΠ. Είναι δηλαδή προφανές, ότι οι πιθανότητες κλινικής διάγνωσης ΣΔΠ αυξάνονται καθώς η βαθμολογία του ΕΣΠ αυξάνεται. Αντίστοιχα, μια τέτοια αύξηση στις πιθανότητες αναμένεται επίσης σε επίπεδο συμπτώματος.

Εκτός από το υπο- δείγμα των 22 ατόμων του 1^{ου} και 10^{ου} δεκατημορίου, το σύνολο των 129 ατόμων που συμπλήρωσαν το ΕΣΠ και έλαβαν ταυτόχρονα κλινική αξιολόγηση μέσω SCID-II στο ΕΝΑ εξετάστηκε επίσης σε αυτήν την μελέτη. Χρησιμοποιώντας την μέθοδο της λογιστικής παλινδρόμησης, το Odds Ratio (OR) της κλινικής διάγνωσης ΣΔΠ μέσω της αύξησης της βαθμολογίας του ΕΣΠ υπολογίστηκε για να είναι 1,27 ($p = 0,011$, 95% C.I. = 1,06 – 1,52). Το OR αυτό καταδεικνύει πως για κάθε αύξηση της συνολικής βαθμολογίας του ΕΣΠ κατά μια θετική απάντηση, η πιθανότητα (τα *odds*) να λάβει κανείς κλινική διάγνωση ΣΔΠ αυξάνει κατά 27%.

Στην περίπτωση των επιμέρους χαρακτηριστικών χρησιμοποιήθηκε η διατάξιμη λογιστική παλινδρόμηση (*ordinal logistic regression*). Προϋπόθεση για την εφαρμογή της μεθόδου είναι η αναλογία του λόγου συμπληρωματικών πιθανοτήτων, ανεξάρτητα από το σημείο διχοτόμησης (0 έναντι 1 και 2 ή 0 και 1 έναντι 2) της εξαρτημένης μεταβλητής, που στην παρούσα περίπτωση είναι η βαθμολογία μέσω SCID-II για κάθε χαρακτηριστικό. Η προϋπόθεση αυτή δεν ίσχυε μόνο στην περίπτωση της υποκλίμακας «Παράδοξες πεποιθήσεις» ($\chi^2 = 7,48$, $p = 0,006$), ενώ το OR που υπολογίστηκε για την «Παράδοξη ομιλία» δεν διαφέρει σε βαθμό στατιστικά σημαντικό από την μονάδα. Στις υπόλοιπες υποκλίμακες η αύξηση των πιθανοτήτων λήψης τουλάχιστον υπο-ουδικής διάγνωσης έναντι αρνητικής διάγνωσης (ή αντίστοιχα των πιθανοτήτων λήψης το πολύ υπο-ουδικής διάγνωσης έναντι ουδικής διάγνωσης) κατά την αύξηση της βαθμολογίας κατά μία μονάδα στην αντίστοιχη υποκλίμακα κυμαίνεται από 56% έως 155%, όπως φαίνεται στον Πίνακα II.60 που ακολουθεί.

Για την υποκλίμακα «Παράδοξες πεποιθήσεις» υπολογίστηκε το OR μέσω της απλής λογιστικής παλινδρόμησης. Έτσι, με αύξηση μίας μονάδας στην υποκλίμακα αυτή υπολογίζεται αύξηση του λόγου πιθανοτήτων να λάβει ένα άτομο τουλάχιστον υπο-ουδική διάγνωση για το σύμπτωμα έναντι του να λάβει αρνητική διάγνωση κατά 84% ($OR = 1,84$, S.E.=0,34, $p\text{-value} = 0,001$). Η μεγάλη αύξηση του λόγου πιθανοτήτων να έχει ένα άτομο το εκάστοτε σύμπτωμα έναντι του να μην το έχει, καθώς αυξάνει η βαθμολογία της αντίστοιχης υποκλίμακας του ΕΣΠ, καταδεικνύει την εγκυρότητα μέσω κριτηρίου του ερωτηματολογίου.

Υποκλίμακα ΕΣΠ	O.R.	S.E.	z	p-value	χ^2 *	p-value
1. Ιδέες αναφοράς	1,83	0,23	4,73	< 0,001	-0,09	1,000
2. Κοινωνικό άγχος	2,55	0,45	5,28	< 0,001	0,36	0,547
3. Παράδοξες πεποιθήσεις	1,97	0,37	3,57	0,001	7,48	0,006
4. Αντιληπτικές παρανοήσεις	1,80	0,32	3,32	0,001	0,03	0,869
5. Παράδοξη συμπεριφορά	-	-	-	-	-	-
6. Διαπροσωπική ελλειμματικότητα	2,02	0,20	3,65	< 0,001	0,43	0,512
7. Παράδοξη ομιλία	1,10	0,13	0,73	0,465	0,49	0,484
8. Περισφιγμένο συναίσθημα	2,00	0,19	3,71	< 0,001	0,04	0,836
9. Παρανοϊκός ιδεασμός	1,56	0,12	3,45	0,001	1,51	0,219

Πίνακας Π. 60: Αποτελέσματα διατάξιμης λογιστικής παλινδρόμησης για κάθε σύμπτωμα της ΣΔΠ ανά υποκλίμακα του ΕΣΠ.

* έλεγχος αναλογίας συμπληρωματικών πιθανοτήτων

Π.2.5.2 Εγκυρότητα εννοιολογικής κατασκευής

Π.2.5.2.α Συγκλίνουσα εγκυρότητα

Δεδομένου ότι η [ΚΑΠ](#) προσεγγίζει ένα χαρακτηριστικό της ΣΔΠ, μπορεί να χρησιμοποιηθεί για την μελέτης της εγκυρότητας του ΕΣΠ. Το κοινό προς μέτρηση χαρακτηριστικό ανάμεσα στα δύο ερωτηματολόγια είναι οι «Αντιληπτικές Παρανοήσεις». Αναμένουμε κατά συνέπεια υψηλή συσχέτιση της βαθμολογίας της ΚΑΠ, με τις βαθμολογίες της αντίστοιχης υποκλίμακας του ΕΣΠ, καθώς και του «Γνωσιακού / Αντιληπτικού ή θετικού παράγοντα». Αντίθετα αναμένονται χαμηλότερες συσχετίσεις με τις υπόλοιπες υποκλίμακες. Πράγματι όπως φαίνεται στον Πίνακα Π.61 που ακολουθεί παρατίθενται οι κατά Spearman συντελεστές συσχέτισης ανάμεσα στις υποκλίμακες του ΕΣΠ και την βαθμολογία της ΚΑΠ σε αύξουσα σειρά.

Υποκλίμακα ΕΣΠ	Συντελεστής συσχέτισης του Spearman
Διαπροσωπική Ελλειμματικότητα	0,35
Κοινωνικό Άγχος	0,37
Παρανοϊκός Ιδεασμός	0,43
Περισφιγμένο συναίσθημα	0,43
Παράδοξες Πεποιθήσεις	0,44
Παράδοξη συμπεριφορά	0,47
Ιδέες Αναφοράς	0,48
Παράδοξη ομιλία	0,52
Αντιληπτικές Παρανοήσεις	0,73

Πίνακας Π. 61: Οι κατά Spearman σ. σ. ανάμεσα στις υποκλίμακες του ΕΣΠ και την βαθμολογία της ΚΑΠ.

Όλοι οι συντελεστές είναι στατιστικά σημαντικοί στο επίπεδο του 1% (p – value < 0.001).

Η συσχέτιση μεταξύ της ΚΑΠ και της υποκλίμακας των «Αντιληπτικών παρανοήσεων» του ΕΣΠ είναι υψηλή (0,73) ενώ οι συσχετίσεις της ΚΑΠ με τις υπόλοιπες υποκλίμακες είναι σαφώς χαμηλότερες συνηγορώντας υπέρ της συγκλίνουσας εγκυρότητας. Ενώ αν τα αποτελέσματα αυτά δεν ήταν τέτοια ώστε να είναι συμβατά με την υποκείμενη θεωρία κάποιος δεν θα μπορούσε να διακρίνει ποιο από τα δύο

ερωτηματολόγια είναι αυτό που δεν είναι έγκυρο, οι τιμές των συντελεστών συσχέτισης που υπολογίστηκαν καταδεικνύουν την εγκυρότητα και των δύο.

Δεδομένου ότι οι διάφορες δοκιμασίες ισότητας εξαρτημένων συντελεστών συσχέτισης (δηλαδή συντελεστών προερχόμενων από το ίδιο δείγμα) προϋποθέτουν κανονικότητα, προκειμένου να ελέγξουμε στατιστικά τις διαφορές που παρουσιάζονται στον Πίνακα II.58 υπολογίστηκαν και οι συντελεστές συσχέτισης του Pearson, οι οποίοι διέφεραν ελάχιστα σε τιμή από τους αντίστοιχους του Spearman. Χρησιμοποιώντας το z του Olkin (1967) διαπιστώνουμε πως η συσχέτιση μεταξύ της ΚΑΠ και της υποκλίμακας των «Αντιληπτικών παρανοήσεων» του ΕΣΠ διαφέρει σε βαθμό στατιστικά σημαντικό από κάθε άλλη συσχέτιση ΚΑΠ με τις υπόλοιπες υποκλίμακες ($p\text{-value} < 0,001$ σε κάθε περίπτωση).

Τα παραπάνω επιβεβαιώνονται και σε επίπεδο παραγόντων, όπου ο θετικός παράγοντας του ΕΣΠ σχετίζεται σαφώς περισσότερο με την βαθμολογία της ΚΑΠ από ότι οι άλλοι δύο (βλ. Πίνακα II.62)

Παράγοντας ΕΣΠ	Συντελεστής συσχέτισης του Spearman *
Αποδιοργανωτικός παράγοντας	0,56
Διαπροσωπικός παράγοντας	0,52
Γνωσιακός / Αντιληπτικός παράγοντας	0,70

Πίνακας II. 62: Οι κατά Spearman σ. σ. ανάμεσα στους παράγοντες του ΕΣΠ και την βαθμολογία της ΚΑΠ.
Όλοι οι συντελεστές είναι στατιστικά σημαντικοί στο επίπεδο του 1% ($p\text{-value} < 0,001$).

II.2.5.2.b Εγκυρότητα διαχωρισμού

Η [SCL - 90 - R](#) είναι ένα σταθμισμένο εργαλείο για τον ελληνικό πληθυσμό ([Ντώνιας, 1991](#)), το οποίο δόθηκε ταυτόχρονα με το ΕΣΠ στους νεοσύλλεκτους οπλίτες της Ελληνικής Αεροπορίας που όπως έχουμε ήδη δει δεν αποτελεί ένα εργαλείο μέτρησης των χαρακτηριστικών της ΣΔΠ. Αντίθετα η SCL - 90 - R περιλαμβάνει υποκλίμακες πολλών και διαφορετικών παθολογικών αιτιάσεων. Μεταξύ αυτών υπάρχουν συσχετιζόμενα χαρακτηριστικά με αυτά που πραγματεύεται το ΕΣΠ αλλά που όμως δεν ταυτίζονται. Κατά συνέπεια θα πρέπει οι συσχετίσεις του ΕΣΠ με κάθε μία από τις υποκλίμακες αυτές να είναι μικρές προκειμένου να μπορεί κανείς να ισχυριστεί πως έχει διαχωριστική ικανότητα, δηλαδή πως πράγματι μετρά τα χαρακτηριστικά της ΣΔΠ και όχι άλλων διαταραχών (εγκυρότητα διαχωρισμού).

Για τον σκοπό αυτό, υπολογίστηκε ο μη παραμετρικός συντελεστής του Spearman ανάμεσα στην συνολική βαθμολογία του ΕΣΠ και στις υποκλίμακες της SCL-90-R. Όπως φαίνεται στον Πίνακα II.63 που ακολουθεί οι συντελεστές κυμαίνονται από 0,35 έως 0,47, τιμές σχετικά χαμηλές που συνηγορούν υπέρ της εγκυρότητας διαχωρισμού. Επιπλέον, χρησιμοποιώντας τους αντίστοιχους συντελεστές κατά Pearson και το z του Olkin (1967) όπως και στην προηγούμενη παράγραφο, διαπιστώνουμε πως η συσχέτιση μεταξύ της [ΚΑΠ](#) και της υποκλίμακας των «Αντιληπτικών παρανοήσεων» του ΕΣΠ είναι μεγαλύτερη σε βαθμό στατιστικά σημαντικό από κάθε συσχέτιση του ΕΣΠ με τις υποκλίμακες της SCL-90-R ($p\text{-value} < 0,001$ σε

κάθε περίπτωση). Ελέγχθησαν επίσης και όλες οι δυνατές συσχετίσεις μεταξύ των υποκλιμάκων των δύο αυτών ερωτηματολογίων και κανένας συντελεστής δεν ξεπέρασε την τιμή 0,45.

Τα παραπάνω υποδεικνύουν πως το ΕΣΠ διακρίνεται από ικανότητα διαχωρισμού των χαρακτηριστικών που μετράει.

Υποκλίμακα SCL – 90 - R	Συντελεστής Συσχέτισης*
Επιθετικότητα	0,35
Σωματοποίηση	0,37
Παρανοειδής Ιδεασμός	0,39
Διαπροσωπική ευαισθησία	0,42
Φοβικό Άγχος	0,42
Ψυχωτισμός	0,42
Ψυχαναγκαστικότητα	0,46
Άγχος	0,47
Κατάθλιψη	0,47

Πίνακας Π. 63: Οι κατά Spearman σ. σ. ανάμεσα στους παράγοντες του ΕΣΠ και την βαθμολογία της SCL – 90 - R.

*Όλοι οι συντελεστές είναι στατιστικά σημαντικοί στο επίπεδο του 1% (p – value < 0.001).

III ΜΕΡΟΣ : ΕΡΩΤΗΜΑΤΟΛΟΓΙΑ ΠΡΟΣΩΠΙΚΟΤΗΤΑΣ

III.1 Στάθμιση ερωτηματολογίων προσωπικότητας

III.1.1 Εισαγωγικά

Ο Kraepelin (1921) όρισε κάποια είδη προσωπικότητας ως βασικά, θεμελιώδη ή υποθάλλοντα στοιχεία, σταθερά και απαραίτητα για την ανάπτυξη μιας ψύχωσης ή συναισθηματικής διαταραχής. Διέκρινε τέσσερις τύπους προσωπικότητας οι οποίοι σχετίζονται με την διπολική μανιοκατάθλιψη ([Cloninger et al, 1998](#)):

- α) Μανιακός ή Υπερθυμικός (*Manic or Hyperthymic type*), ο οποίος σχετίζεται αρχικά με την μονοπολική μανία,
- β) Κυκλοθυμικός (*Cyclothymic type*), ο οποίος σχετίζεται με υψηλή συχνότητα μανίας και κατάθλιψης,
- γ) Ευερέθιστος (*Irritable type*), ο οποίος σχετίζεται με την άτυπη κατάθλιψη και
- δ) Καταθλιπτικός (*Depressive type*), ο οποίος σχετίζεται αρχικά με την μονοπολική μανία.

Τα τέσσερα αυτά είδη προσωπικότητας εμφανίζονται συχνότατα ανάμεσα στα ψυχωτικά επεισόδια. Οι θεμελιώδεις ανωμαλίες που υποθάλπονται της ψύχωσης είναι δύσκολο να οριστούν με ακρίβεια και να μετρηθούν με αξιοπιστία. Η λεπτομερής προσέγγιση των βιογραφικών στοιχείων επιτρέπει τον διαχωρισμό των προ-νοσηρών προσωπικοτήτων των διαφόρων υποκατηγοριών συναισθηματικών διαταραχών. Οι βιογραφικές προσεγγίσεις είναι ωστόσο αφενός χρονικά δαπανηρές, αφετέρου δεν είναι πρακτική πολλές φορές η συλλογή εκτεταμένων βοηθητικών πληροφοριών (βλ. [Cloninger et al, 1998](#) και τις αναφορές του).

Κατά συνέπεια τα διαγνωστικά κριτήρια που έχουν αναπτυχθεί δίνουν έμφαση στην πορεία της ασθένειας και στα δευτερογενή συμπτώματα, ενώ σκόπιμα αγνοούν την οργάνωση της ασθένειας. Τα σύγχρονα διαγνωστικά κριτήρια βασίζονται σε μεγάλες λίστες συμπτωμάτων, καθένα από τα οποία δεν είναι θεμελιώδες στην εκάστοτε διαταραχή. Αυτό έχει ως αποτέλεσμα οι διαγνωσμένες περιπτώσεις να είναι μάλλον αιτιολογικά ετερογενείς και μερικές ενδέχεται να μην έχουν ούτε κοινά συμπτώματα ούτε κοινές αιτίες.

Ευτυχώς περιεκτικές μέθοδοι προσέγγισης της προσωπικότητας έχουν αναπτυχθεί πρόσφατα οι οποίες είναι κατάλληλες και αξιόπιστες. Η προσωπικότητα μπορεί αξιόπιστα να προσεγγιστεί με αυτο-αναφορές (*self – reports*), συνεντεύξεις από ειδικούς ή βοηθητικούς πληροφοριοδότες. Έτσι παράγονται εκτιμήσεις του βαθμού συμφωνίας ανάμεσα στις μεθόδους, ελέγχοντας έτσι την εγκυρότητα των αποτελεσμάτων τους. Παράλληλα, σύμφωνα με τους [Cloninger et al \(1998\)](#) είναι δυνατή η ποσοτικοποίηση των διαφοροποιήσεων ανάμεσα στα άτομα, όσον αφορά τα αιτιολογικά διακριτά συστατικά της προσωπικότητας, χρησιμοποιώντας ψυχομετρικά εργαλεία όπως το Ερωτηματολόγιο Χαρακτηριολογικών – Ιδιοσυγκρασιακών Στάσεων (EIXΣ, Cloninger et al, 1993).

III.1.2 Στάθμιση Ερωτηματολογίου Ιδιοσυγκρασιακών – Χαρακτηριολογικών Στάσεων (ΕΙΧΣ)

III.1.2.1 Το Ερωτηματολόγιο Ιδιοσυγκρασιακών – Χαρακτηριολογικών Στάσεων (ΕΙΧΣ)

Οι [Cloninger et al \(1998\)](#) ορίζουν τα δύο δομικά τμήματα της προσωπικότητας, τον χαρακτήρα και την ιδιοσυγκρασία, ως εξής:

I) **Ιδιοσυγκρασία** (*Temperament*): Αναφέρεται στις μεροληψίες (προκαταλήψεις) των αυτόματων αποκρίσεων σε συναισθηματικές διεγέρσεις (κίνητρα) και είναι μετριοπαθώς κληρονομικές. Η ιδιοσυγκρασία αποκρυσταλλώνεται σε πρώτα χρόνια ζωής ενός ατόμου και παραμένει σταθερή κατά την διάρκεια του βίου και ανεξάρτητα από κουλτούρα και κοινωνική μόρφωση.

II) **Χαρακτήρας** (*Character*): Αναφέρεται στις ατομικές διαφορές στις σχέσεις εαυτού – αντικειμένου οι οποίες αναπτύσσονται, ως αποτέλεσμα μη γραμμικών αλληλεπιδράσεων ανάμεσα στην ιδιοσυγκρασία, το οικογενειακό περιβάλλον και τις ατομικές εμπειρίες (βιώματα).

Προκειμένου να περιγράψει την δομή και την ανάπτυξη της προσωπικότητας ο Cloninger (1985) πρότεινε ένα βιοκοινωνικό μοντέλο βασιζόμενο σε τρεις ανεξάρτητες διαστάσεις της ιδιοσυγκρασίας: «στάση αναζήτησης του νέου», «στάση αποφυγής πόνου» και «στάση αναζήτησης επιβράβευσης». Για την μέτρηση των διαστάσεων αυτών δημιουργήθηκε το Τρισδιάστατο Ερωτηματολόγιο Προσωπικότητας (TEΠ - Cloninger, 1985). Λίγα χρόνια αργότερα, ο Cloninger et al (1993) επέκτεινε το μοντέλο για να συμπεριλάβει την μέτρηση και των διαστάσεων του χαρακτήρα. Τρεις διαστάσεις προσετέθησαν αρχικά που αφορούν την ανάπτυξη των σκέψεων ενός ατόμου για την αναγνώριση του εαυτού του ως αυτόνομη οντότητα («στάση αυτοπροσδιορισμού»), ως μέλος της ανθρωπότητας («στάση συνεργασιμότητας») και τέλος ως μονάδα του σύμπαντος («στάση οικουμενικότητας»). Μία ακόμη διάσταση του χαρακτήρα, η «στάση επιμονής», η οποία αρχικά είχε θεωρηθεί ότι εμπίπτει στην ιδιοσυγκρασία, προστέθηκε ολοκληρώνοντας έτσι το ψυχοβιολογικό μοντέλο του Cloninger ([Sato et al, 1999](#)).

Για την μέτρηση των επτά αυτών διαστάσεων δημιουργήθηκε από τον Cloninger (1994) το Ερωτηματολόγιο Ιδιοσυγκρασιακών - Χαρακτηριολογικών Στάσεων (Temperament and Character Inventory - TCI) το οποίο αρχικά αποτελείτο από 144 ερωτήματα. Το [ΕΙΧΣ-144](#) αργότερα τροποποιήθηκε ως προς τον αριθμό αλλά και το είδος των ερωτημάτων, δημιουργώντας έτσι το [ΕΙΧΣ -140](#).

Το [ΕΙΧΣ-144](#) είναι μια αυτοσυμπληρούμενη κλίμακα μέτρησης, που περιλαμβάνει 144 δίτιμα (ναι-όχι) ερωτήματα. Τέσσερα από αυτά τα ερωτήματα σκοπό έχουν να αποκαλύψουν τους τυχαίους αποκριτές, ζητώντας συγκεκριμένη απάντηση. Αν ένα άτομο δεν απαντήσει σωστά σε κάποιο από αυτά τα ερωτήματα, εξαιρείται της διαδικασίας. Ένας αριθμός ερωτημάτων βαθμολογείται με ένα, αν η απάντηση είναι «ναι» και με μηδέν, αν η απάντηση είναι «όχι». Ο Cloninger επίσης δίνει ένα αριθμό ερωτημάτων τα οποία βαθμολογούνται αντίστροφα. Έτσι η τελική βαθμολογία για κάθε άτομο, μπορεί να κυμαίνεται από 0 έως 140.

Στη νεότερη έκδοση του ([ΕΙΧΣ-140](#)), το ερωτηματολόγιο του Cloninger περιλαμβάνει τέσσερα λιγότερα ερωτήματα, ενώ τα ερωτήματα είναι τώρα διατάξιμα πέντε κατηγοριών. Ο αποκρινόμενος καλείται πλέον να καταδείξει τον βαθμό που τον χαρακτηρίζει μία δήλωση, επιλέγοντας μία από τις

απαντήσεις: «δεν με χαρακτηρίζει καθόλου», «μάλλον δεν με χαρακτηρίζει», «είναι και δεν είναι χαρακτηριστικό μου», «μάλλον με χαρακτηρίζει» και τέλος «με χαρακτηρίζει απόλυτα». Οι επιλογές αυτές βαθμολογούνται αντίστοιχα από ένα έως πέντε σε κάποια ερωτήματα, ενώ όπως και στο [EIXΣ – 144](#), υπάρχουν ερωτήματα τα οποία βαθμολογούνται αντίστροφα. Έτσι η τελική βαθμολογία για κάθε άτομο, μπορεί να κυμαίνεται από 0 έως 680. Τέλος, περιλαμβάνονται επίσης τα τέσσερα ερωτήματα που αποκαλύπτουν τους τυχαίους αποκριτές.

Οι ερωτήσεις και στις δύο εκδοχές του EIXΣ, ομαδοποιούνται σε επτά υποκλίμακες. Η βαθμολογία κάθε κλίμακας, δίνεται από το άθροισμα των τιμών των ερωτήσεων που περιλαμβάνει. Διακρίνονται οι επτά διαστάσεις της προσωπικότητας, οι τέσσερις για την ιδιοσυγκρασία και οι τρεις για τον χαρακτήρα, που έχουμε ήδη αναφέρει. Η στάθμιση του ερωτηματολογίου EIXΣ, και στις δύο μορφές του, για τον ελληνικό πληθυσμό πραγματοποιείται στο κεφάλαιο αυτό.

III.1.2.2 Περιγραφική Ανάλυση

III.1.2.2.a Περιγραφικοί δείκτες των τριών δειγμάτων

Το EIXΣ δόθηκε στους νεοσύλλεκτους έφεδρους οπλίτες της Ελληνικής Αεροπορίας στην Τρίπολη, σε οκτώ διαφορετικές σειρές κατάταξης, ανάμεσα στον Ιανουάριο του 1999 και τον Μάρτιο του 2000. Το Ιανουάριο του 1999 ωστόσο, δόθηκε το [EIXΣ – 144](#), ενώ μετά από παρότρυνση του Cloninger, στις επόμενες σειρές δόθηκε το [EIXΣ – 140](#). Τον Μάρτιο του 2000 επίσης δόθηκε σε δείγμα ατόμων που αντιμετωπίζουν πρόβλημα με ναρκωτικές ουσίες (δειγματοληψία OKANA) αλλά και σε δείγμα γενικού πληθυσμού του στην περιοχή της Ραφίνας.

III.1.2.2.a.i Δειγματοληψία Τρίπολης

Από τα 1944 άτομα που αποτελούν το δείγμα της Τρίπολης, στα 268 (13,8%) δόθηκε το αρχικό ερωτηματολόγιο των 144 ερωτημάτων. Από τις λανθασμένες απαντήσεις τους στα 4 ερωτήματα αξιοπιστίας των αποκριτών, εξαιρέθηκαν στην συνέχεια 100 άτομα (37,3%). Ένα ακόμη άτομο εξαιρέθηκε δεδομένου ότι δεν ικανοποιούσε την συνθήκη που ήθελε τα άτομα που θα εισαχθούν τελικά στην ανάλυση, να μην έχουν απαντήσει το πολύ τρία ερωτήματα μιας συγκεκριμένης υποκλίμακας, ή το πολύ δεκατέσσερα ερωτήματα σε όλο το [EIXΣ – 144](#). Επί συνόλου 167 ατόμων λοιπόν, υπολογίστηκαν τα περιγραφικά στατιστικά στοιχεία για κάθε υποκλίμακα, τα οποία παρουσιάζονται στον Πίνακα III.1 που ακολουθεί.

Υποκλίμακες & συνολική βαθμολογία ΕΙΧΣ-144	Μέση τιμή	Διάμεσος	Τ.Α.	Εύρος
Στάση αναζήτησης του νέου	11,01	11,00	2,93	2-18
Στάση αποφυγής πόνου	9,47	9,00	3,74	2-19
Στάση επιβράβευσης	12,22	12,00	3,36	2-19
Στάση επιμονής	11,94	12,00	4,32	1-20
Στάση αυτοπροσδιορισμού	13,43	14,00	3,72	4-20
Συνεργασιμότητα	14,18	15,00	3,72	0-20
Στάση οικουμενικότητας	8,93	9,00	3,88	0-18
Συνολική βαθμολογία ΕΙΧΣ	81,15	81,00	10,21	54-102

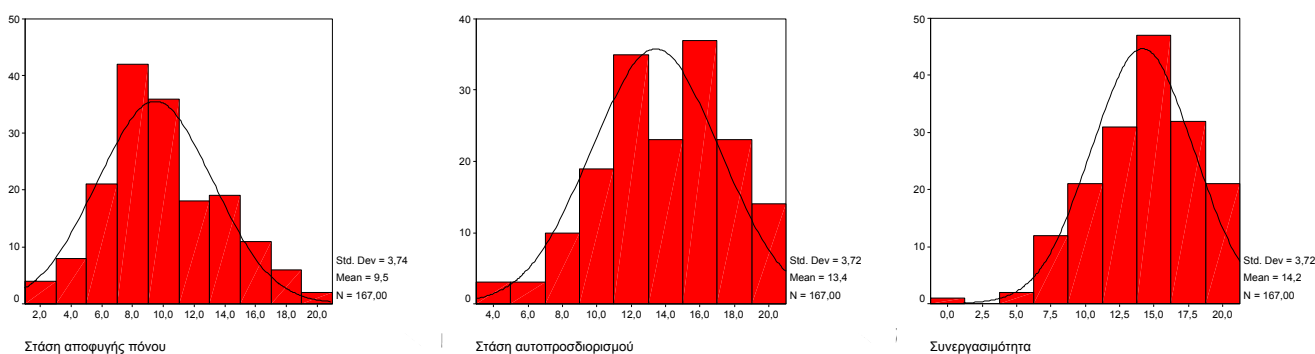
Πίνακας III. 1: Περιγραφικοί δείκτες υποκλιμάκων και συνολικής βαθμολογίας του ΕΙΧΣ – 144 (Τρίπολη).

Οι υποκλίμακες είναι στην πλειονότητά τους κανονικά κατανεμημένες, όπως φαίνεται στον Πίνακα III.2 που ακολουθεί, όπου παρουσιάζονται τα αποτελέσματα της δοκιμασίας Kolmogorov – Smirnov ενός δείγματος.

Υποκλίμακες & συνολική βαθμολογία ΕΙΧΣ-144	Z	p-value
Στάση αναζήτησης του νέου	1,281	0,075
Στάση αποφυγής πόνου	1,772	0,004
Στάση επιβράβευσης	0,992	0,279
Στάση επιμονής	1,159	0,136
Στάση αυτοπροσδιορισμού	1,377	0,045
Συνεργασιμότητα	1,458	0,029
Στάση οικουμενικότητας	0,852	0,462
Συνολική βαθμολογία ΕΙΧΣ	0,562	0,911

Πίνακας III. 2: Δοκιμασία one sample Kolmogorov – Smirnov, υποκλιμάκων και συνολικής βαθμολογίας του ΕΙΧΣ – 144 (Τρίπολη).

Ελαφριά ασύμμετρες φαίνεται να είναι οι τρεις υποκλίμακες για τις οποίες η δοκιμασία Kolmogorov – Smirnov ανέδειξε διαφορά στατιστικά σημαντική στο επίπεδο του 5% (βλ. Διάγραμμα III.1).



Από το δείγμα 1944 ατόμων της Τρίπολης, στα 1676 (86,2%) δόθηκε το νέο [ΕΙΧΣ - 140](#). Τα άτομα που δεν απάντησαν το πολύ σε τρία ερωτήματα μιας συγκεκριμένης υποκλίμακας, ή σε δεκατέσσερα ερωτήματα σε όλο το ΕΣΠ - 140, εξαιρέθηκαν από τα δεδομένα (126 άτομα ή 7,5%). Από τις λαθεμένες απαντήσεις τους σε ένα από τα τέσσερα ερωτήματα αξιοπιστίας των αποκριτών, εξαιρέθηκαν στην

συνέχεια 314 άτομα (20,3%). Επί συνόλου 1236 ατόμων λοιπόν, υπολογίστηκαν τα περιγραφικά στατιστικά στοιχεία για κάθε υποκλίμακα, τα οποία παρουσιάζονται στον Πίνακα III.3 που ακολουθεί.

Υποκλίμακες & συνολική βαθμολογία EIXΣ-140	Μέση τιμή	Διάμεσος	T.A.	Εύρος
Στάση αναζήτησης του νέου	58,41	58,00	9,96	32-90
Στάση αποφυγής πόνου	53,93	54,00	10,91	23-100
Στάση επιβραβευσης	67,02	67,00	8,84	32-98
Στάση επιμονής	68,47	68,00	11,80	32-100
Στάση αυτοπροσδιορισμού	74,28	75,00	11,08	36-100
Συνεργασιμότητα	72,05	72,00	10,45	35-100
Στάση οικουμενικότητας	44,70	44,00	8,85	18-71
Συνολική βαθμολογία EIXΣ - 140	438,85	439,00	26,82	317-528

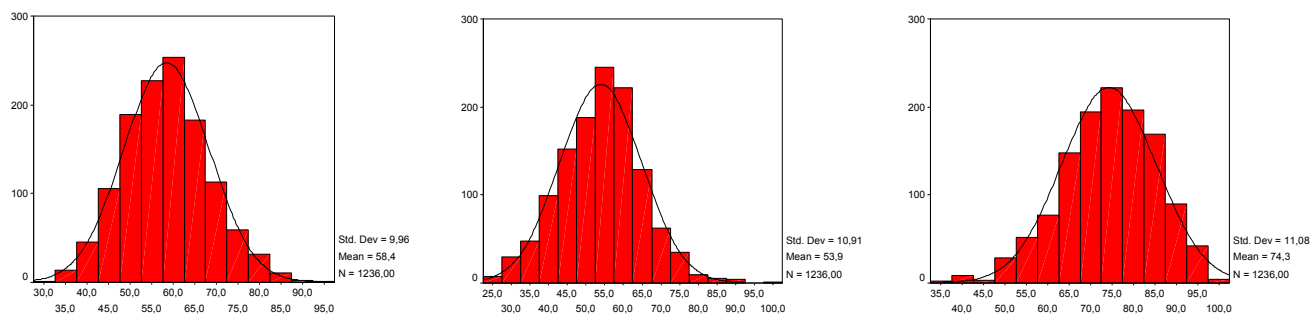
Πίνακας III. 3: Περιγραφικοί δείκτες υποκλιμάκων και συνολικής βαθμολογίας του EIXΣ – 144 (Τρίπολη).

Οι υποκλίμακες και αυτή την φορά είναι στην πλειονότητά τους κανονικά κατανεμημένες (Πίνακας III.4), σύμφωνα με την δοκιμασία Kolmogorov – Smirnov ενός δείγματος.

Υποκλίμακες & συνολική βαθμολογία EIXΣ-140	Z	p-value
Στάση αναζήτησης του νέου	1,437	0,032
Στάση αποφυγής πόνου	1,482	0,025
Στάση επιβραβευσης	1,279	0,076
Στάση επιμονής	1,058	0,213
Στάση αυτοπροσδιορισμού	1,554	0,016
Συνεργασιμότητα	1,234	0,095
Στάση οικουμενικότητας	1,329	0,059
Συνολική βαθμολογία EIXΣ - 140	0,886	0,413

Πίνακας III. 4: Δοκιμασία one sample Kolmogorov – Smirnov, υποκλιμάκων και συνολικής βαθμολογίας του EIXΣ – 140 (Τρίπολη).

Ελαφριά ασύμμετρες φαίνεται να είναι οι τρεις υποκλίμακες για τις οποίες η δοκιμασία Kolmogorov – Smirnov ανέδειξε διαφορά στατιστικά σημαντική στο επίπεδο του 5% (βλ. Διάγραμμα III.2).

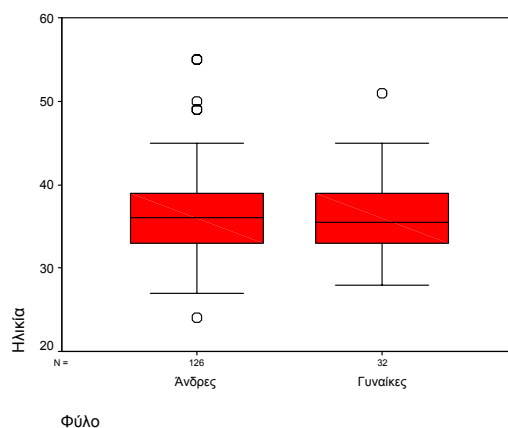


Διάγραμμα III. 2: Ιστογράμματα των τριών μη κανονικά κατανομημένων υποκλιμάκων του ΕΙΧΣ-140 (Γρίτσολη).

III.1.2.2.a.ii Δειγματοληψία OKANA

Στον OKANA δόθηκε το νέο [ΕΙΧΣ-140](#) σε 179 άτομα. Από τις λανθασμένες απαντήσεις τους τουλάχιστον σε ένα από τα τέσσερα ερωτήματα αξιοπιστίας των αποκριτών, εξαιρέθηκαν στην συνέχεια 14 άτομα (7,8%), ενώ δεν υπήρξαν άτομα που να εξαιρέθηκαν λόγω πολλών εκλίπουσων τιμών.

Από τα 165 άτομα που έλαβαν τελικά μέρος στην ανάλυση 127 (77%) ήταν άνδρες, μέσης ηλικίας 36,6 ετών (εύρος 24 – 55 έτη), 32 (20%) ήταν γυναίκες μέσης ηλικίας 36,4 ετών (εύρος 28 – 51 έτη), ενώ για 5 άτομα δεν καταχωρήθηκε το φύλο. Η ηλικία δεν διαφέρει σε βαθμό στατιστικά σημαντικό ανάμεσα στα δύο φύλα ($t = 0,176$, β.ε. = 156 και $p - \text{value} = 0,856$), ενώ για 2 άτομα δεν υπήρξε καταχώρηση. Στο Διάγραμμα III.3 που ακολουθεί παρουσιάζεται η ηλικία ανά φύλο.



Διάγραμμα III. 3: Ηλικία ανά φύλο (OKANA).

Επί συνόλου 165 ατόμων λοιπόν, υπολογίστηκαν τα περιγραφικά στατιστικά στοιχεία για κάθε υποκλίμακα του [ΕΙΧΣ - 140](#), τα οποία παρουσιάζονται στον Πίνακα III.5 που ακολουθεί.

Υποκλίμακες & συνολική βαθμολογία EIXΣ-140	Μέση τιμή	Διάμεσος	T.A.
Στάση αναζήτησης του νέου	61,07	60,00	9,31
Στάση αποφυγής πόνου	62,10	62,00	10,82
Στάση επιβραβευσης	63,81	65,00	8,76
Στάση επιμονής	64,98	65,00	11,34
Στάση αυτοπροσδιορισμού	62,39	63,00	10,65
Συνεργασιμότητα	72,94	73,00	9,15
Στάση οικουμενικότητας	48,72	49,00	9,92
Συνολική βαθμολογία EIXΣ - 140	436,01	437,00	25,88

Πίνακας III. 5: Περιγραφικοί δείκτες υποκλιμάκων και συνολικής βαθμολογίας του EIXΣ – 140 (OKANA).

Και οι επτά υποκλίμακες καθώς και η συνολική βαθμολογία κατανέμονται κανονικά, όπως ανέδειξε η δοκιμασία Kolmogorov – Smirnov ενός δείγματος (Πίνακας III.6).

Υποκλίμακες & συνολική βαθμολογία EIXΣ-140	Z	p-value
Στάση αναζήτησης του νέου	0,731	0,658
Στάση αποφυγής πόνου	0,646	0,798
Στάση επιβραβευσης	1,164	0,133
Στάση επιμονής	0,919	0,366
Στάση αυτοπροσδιορισμού	0,567	0,905
Συνεργασιμότητα	0,632	0,819
Στάση οικουμενικότητας	0,694	0,721
Συνολική βαθμολογία EIXΣ - 140	0,753	0,622

Πίνακας III. 6: Δοκιμασία one sample Kolmogorov – Smirnov, υποκλιμάκων και συνολικής βαθμολογίας του EIXΣ – 140 (OKANA).

Δεν αναδείχθηκαν διαφορές⁸ στην βαθμολογία των υποκλιμάκων ανάμεσα στα δύο φύλα, με εξαίρεση την «στάση επιβράβευσης» όπου οι γυναίκες βαθμολογήθηκαν υψηλότερα κατά τέσσερις περίπου μονάδες (p-value=0,026) και την «συνεργασιμότητα» όπου επίσης οι γυναίκες είχαν υψηλότερη βαθμολογία κατά 3,5 μονάδες (p-value = 0,037).

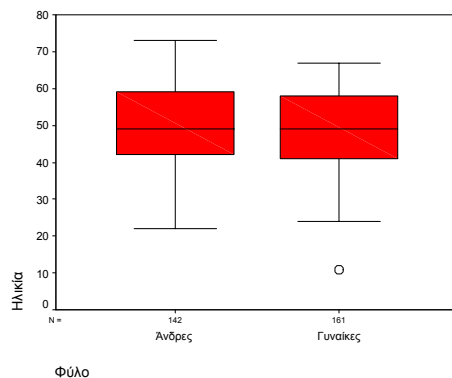
III.1.2.2.a.iii Δειγματοληψία Ραφήνας

Τέλος, το [EIXΣ-140](#) δόθηκε σε γενικό πληθυσμό στην περιοχή της Ραφήνας. Το αρχικό δείγμα αποτελείτο από 343 άτομα. Τα άτομα που δεν απάντησαν το πολύ σε τρία ερωτήματα μιας συγκεκριμένης υποκλίμακας, ή σε δεκαπέντε ερωτήματα σε όλο το ΕΣΠ - 140, εξαιρέθηκαν από τα δεδομένα (10 άτομα ή 2,9%). Από τις λανθασμένες απαντήσεις τους σε ένα από τα τέσσερα ερωτήματα αξιοπιστίας των αποκριτών, εξαιρέθηκαν στην συνέχεια 26 άτομα (7,8%).

Από τα 307 άτομα που έλαβαν τελικά μέρος στην ανάλυση 144 (46,9%) ήταν άνδρες, μέσης ηλικίας 49,2 ετών (εύρος 22 – 73 έτη), 163 (53,1%) ήταν γυναίκες μέσης ηλικίας 48,9 ετών (εύρος 11 – 67 έτη). Η ηλικία δεν διαφέρει σε βαθμό στατιστικά σημαντικό ανάμεσα στα δύο φύλα ($t = 0,281$, β.ε. = 301 και $p -$

⁸ Οι αντίστοιχες t-test δοκιμασίες παρατίθενται στο παράρτημα (π.ΙΙΙ.1.2.2.a.ii).

value = 0,779), ενώ για 4 άτομα δεν υπήρξε καταχώρηση. Στο Διάγραμμα III.4 που ακολουθεί παρουσιάζεται η ηλικία ανά φύλο.



Διάγραμμα III. 4: Ηλικία ανά φύλο (Ραφήνα).

Τα περιγραφικά στατιστικά στοιχεία για κάθε υποκλίμακα του [ΕΙΧΣ - 140](#), που προέκυψαν για το δείγμα του γενικού πληθυσμού στη Ραφήνα, παρουσιάζονται στον Πίνακα III.7 που ακολουθεί.

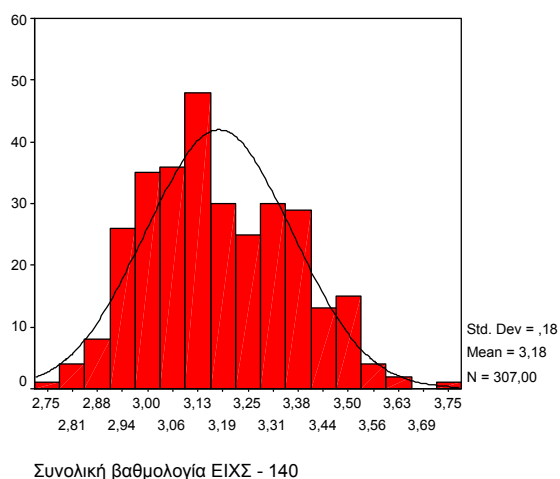
Υποκλίμακες & συνολική βαθμολογία ΕΙΧΣ – 140	Μέση τιμή	Διάμεσος	T.A.	Εύρος
Στάση αναζήτησης του νέου	57,62	57,00	8,93	35-88
Στάση αποφυγής πόνου	56,21	57,00	9,81	28-85
Στάση επιβράβευσης	65,39	65,00	8,69	35-92
Στάση επιμονής	66,37	65,00	11,31	37-97
Στάση αυτοπροσδιορισμού	69,47	69,00	9,71	27-96
Συνεργαστικότητα	72,03	72,00	10,54	40-98
Στάση οικουμενικότητας	44,42	45,00	7,82	22-66
Συνολική βαθμολογία ΕΙΧΣ - 140	431,50	427,00	24,83	377-513

Πίνακας III. 7: Περιγραφικοί δείκτες υποκλιμάκων και συνολικής βαθμολογίας του ΕΙΧΣ – 140 (Ραφήνα)

Οι επτά υποκλίμακες κατανέμονται κανονικά, όπως ανέδειξε η δοκιμασία Kolmogorov – Smirnov ενός δείγματος (Πίνακας III.8), ενώ η συνολική βαθμολογία παρουσιάζεται να είναι ελαφριά λοξή (Διάγραμμα III.5).

Υποκλίμακες & συνολική βαθμολογία ΕΙΧΣ–140	Z	p-value
Στάση αναζήτησης του νέου	0,926	0,357
Στάση αποφυγής πόνου	1,068	0,204
Στάση επιβράβευσης	1,015	0,254
Στάση επιμονής	1,344	0,054
Στάση αυτοπροσδιορισμού	1,185	0,120
Συνεργαστικότητα	1,242	0,091
Στάση οικουμενικότητας	1,248	0,089
Συνολική βαθμολογία ΕΙΧΣ - 140	1,410	0,038

Πίνακας III. 8: Δοκιμασία one sample Kolmogorov – Smirnov, υποκλιμάκων και συνολικής βαθμολογίας του ΕΙΧΣ – 140 (Ραφήνα).



Διάγραμμα III. 5: Ιστόγραμμα συνολικής βαθμολογίας ΕΙΧΣ-140(Ραφήνα).

Τέλος, δεν αναδείχθηκαν διαφορές⁹ στην βαθμολογία των υποκλιμάκων ανάμεσα στα δύο φύλα, με εξαίρεση την «συνεργασιμότητα» όπου υπήρξε ένδειξη για υψηλότερη βαθμολογία στις γυναίκες (p-value = 0,085).

III.1.2.2.b Σύγκριση των τριών δειγμάτων

Σε αυτό το σημείο, κρίνεται σκόπιμη η αντιπαράθεση των μέσων τιμών των υποκλιμάκων. Όπως φαίνεται στον Πίνακα III.9 που ακολουθεί, υπάρχουν υποκλίμακες που εμφανίζουν εμφανώς μεγαλύτερη ή μικρότερη μέση τιμή σε ένα από τα δείγματα, όπως για παράδειγμα στην «Στάση αποφυγής πόνου», το δείγμα του OKANA έχει κατά 8,18 μονάδες μεγαλύτερη βαθμολογία από τον γενικό πληθυσμό της Ραφήνας και 5,9 μονάδες μεγαλύτερη από τους νεοσύλλεκτους οπλίτες.

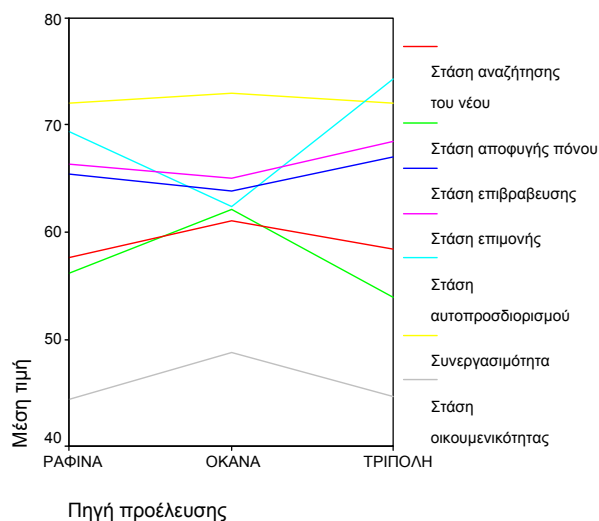
Πηγή προέλευσης δεδομένων ΕΙΧΣ-140	ΤΡΙΠΟΛΗ	ΡΑΦΗΝΑ	ΟΚΑΝΑ
Στάση αναζήτησης του νέου	58,41	57,62	61,07
Στάση αποφυγής πόνου	53,93	56,21	62,10
Στάση επιβράβευσης	67,02	65,39	63,81
Στάση επιμονής	68,47	66,37	64,98
Στάση αυτοπροσδιορισμού	74,28	69,47	62,39
Συνεργασιμότητα	72,05	72,03	72,94
Στάση οικουμενικότητας	44,70	44,42	48,72
Συνολική βαθμολογία ΕΙΧΣ - 140	438,85	431,50	436,01

Πίνακας III. 9: Μέσες τιμές υποκλιμάκων και συνολικής βαθμολογίας του ΕΙΧΣ – 140, στα τρία δείγματα .

Οι διαφορές αυτές παρουσιάζονται εποπτικά στα διαγράμματα που ακολουθούν. Στο Διάγραμμα III.6, όπου απεικονίζονται οι μέσες τιμές κάθε υποκλίμακας στα τρία δείγματα, μπορεί κανείς να παρατηρήσει ότι η μέση τιμή του δείγματος του γενικού πληθυσμού είναι στην πλειονότητα των περιπτώσεων κοντά

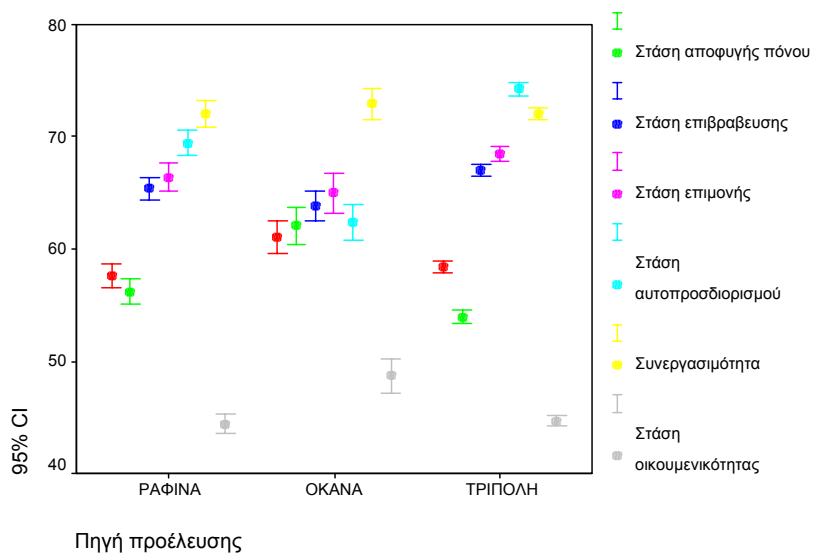
⁹ Οι αντίστοιχες t-test δοκιμασίες παρατίθενται στο παράρτημα (π.ΙΙΙ.1.2.2.α.iii).

στην αντίστοιχη των έφεδρων οπλιτών. Οι εντονότερες κλιμακώσεις προέρχονται κυρίως από την βαθμολογία των ατόμων του ΟΚΑΝΑ.



Διάγραμμα ΙΙΙ. 6: Μέσες τιμές υποκλιμάκων ΕΙΧΣ-140, ανά δείγμα.

Όμοια, στο ραβδόγραμμα που ακολουθεί πληροφορούμαστε για τις διαφορές αυτές ανάμεσα στα δείγματα και επιπρόσθετα μπορεί κανείς να παρατηρήσει την σχέση των βαθμολογιών των υποκλιμάκων μέσα στο ίδιο δείγμα. Έτσι, τα άτομα που έλαβαν μέρος στην έρευνα στον ΟΚΑΝΑ και στη Ραφήνα, παρουσιάζουν την υψηλότερη βαθμολογία στην υποκλίμακα «Συνεργαστικότητα», ενώ οι έφεδροι οπλίτες στην «Στάση αυτοπροσδιορισμού» κ.ο.κ.



Διάγραμμα ΙΙΙ. 7: Ραβδογράμματα βαθμολογιών ΕΙΧΣ, ανά δείγμα.

Στον Πίνακα III.10 που ακολουθεί, παρατίθενται οι διαφορές των μέσων τιμών ανάμεσα στα τρία δείγματα για κάθε υποκλίμακα καθώς και το p – value που προκύπτει κάτω από την μηδενική υπόθεση της ισότητας των μέσων ή διαμέσων. Για τους έλεγχους αυτούς χρησιμοποιήθηκε η ανάλυση διακύμανσης μίας κατεύθυνσης, όπου οι συγκρινόμενοι μέσοι προέρχονται από κανονικούς πληθυσμούς. Για τις πολλαπλές συγκρίσεις που προκύπτουν ανάμεσα στα τρία δείγματα, χρησιμοποιήθηκαν οι έλεγχοι Bonferroni και LSD. Τέλος, στα ζεύγη όπου μία τουλάχιστον υποκλίμακα δεν κατανέμεται κανονικά (βλ. Πίνακες III.4, III.6 και III.8), χρησιμοποιήθηκε ο μη παραμετρικός έλεγχος των Mann και Whitney για την μελέτη των διαφορών. Τα αποτελέσματα που προέκυψαν ανά ζεύγος δειγμάτων σε κάθε υποκλίμακα αλλά και στην συνολική βαθμολογία του [ΕΙΧΣ-140](#) παρουσιάζονται στον Πίνακα III.10 που ακολουθεί.

Υποκλίμακες & συνολική βαθμολογία ΕΙΧΣ – 140	Πηγές προέλευσης συγκρινόμενων πληθυσμών		Μέση διαφορά	T.A.	p-value
	(A)	(B)	(A - B)		
Στάση αναζήτησης του νέου	ΡΑΦΗΝΑ	ΟΚΑΝΑ	-3,46	0,94	< 0,001
	ΡΑΦΗΝΑ	ΤΡΙΠΟΛΗ	-0,80	0,62	0,186*
	ΟΚΑΝΑ	ΤΡΙΠΟΛΗ	2,66	0,81	0,001*
Στάση αποφυγής Πόνου	ΡΑΦΗΝΑ	ΟΚΑΝΑ	-5,90	1,03	< 0,001
	ΡΑΦΗΝΑ	ΤΡΙΠΟΛΗ	2,28	0,68	< 0,001*
	ΟΚΑΝΑ	ΤΡΙΠΟΛΗ	8,18	0,89	< 0,001*
Στάση επιβράβευσης	ΡΑΦΗΝΑ	ΟΚΑΝΑ	1,58	0,85	0,063
	ΡΑΦΗΝΑ	ΤΡΙΠΟΛΗ	-1,64	0,56	0,004
	ΟΚΑΝΑ	ΤΡΙΠΟΛΗ	-3,22	0,73	< 0,001
Στάση επιμονής	ΡΑΦΗΝΑ	ΟΚΑΝΑ	1,39	1,13	0,217
	ΡΑΦΗΝΑ	ΤΡΙΠΟΛΗ	-2,09	0,74	0,005
	ΟΚΑΝΑ	ΤΡΙΠΟΛΗ	-3,49	0,97	< 0,001
Στάση αυτοπροσδιορισμού	ΡΑΦΗΝΑ	ΟΚΑΝΑ	7,08	1,04	< 0,001
	ΡΑΦΗΝΑ	ΤΡΙΠΟΛΗ	-4,81	0,69	< 0,001*
	ΟΚΑΝΑ	ΤΡΙΠΟΛΗ	-11,89	0,90	< 0,001*
Συνεργασιμότητα	ΡΑΦΗΝΑ	ΟΚΑΝΑ	-0,91	1,00	0,361
	ΡΑΦΗΝΑ	ΤΡΙΠΟΛΗ	-0,02	0,66	0,977
	ΟΚΑΝΑ	ΤΡΙΠΟΛΗ	0,89	0,86	0,297
Στάση οικουμενικότητας	ΡΑΦΗΝΑ	ΟΚΑΝΑ	-4,29	0,85	< 0,001
	ΡΑΦΗΝΑ	ΤΡΙΠΟΛΗ	-0,27	0,56	0,627
	ΟΚΑΝΑ	ΤΡΙΠΟΛΗ	4,02	0,73	< 0,001
Συνολική βαθμολογία ΕΙΧΣ – 140	ΡΑΦΗΝΑ	ΟΚΑΝΑ	-4,51	2,55	0,014**
	ΡΑΦΗΝΑ	ΤΡΙΠΟΛΗ	-7,35	1,68	< 0,001*
	ΟΚΑΝΑ	ΤΡΙΠΟΛΗ	-2,85	2,19	0,287*

* Έχει χρησιμοποιηθεί ο μη παραμετρικός έλεγχος Mann-Whitney.

Πίνακας III. 10: Στατιστικός έλεγχος των διαφορών μέσων τιμών υποκλιμάκων και συνολικής βαθμολογίας ΕΙΧΣ – 140, στα τρία δείγματα .

Ιδιαίτερο ενδιαφέρον παρουσιάζουν οι διαφορές που αναδείχτηκαν στις υποκλίμακες. Αναλυτικά έχουμε:

- **Στάση αναζήτησης του νέου**

Αναδείχθηκε στατιστικά σημαντική διαφορά της μέσης τιμής της βαθμολογίας του δείγματος του OKANA στο επίπεδο του 5%, σε σχέση με τους νεοσύλλεκτους φαντάρους και το δείγμα του γενικού πληθυσμού. Αντίθετα, από τα δείγματα της Τρίπολης και της Ραφήνας δεν αναδείχθηκε διαφορά στην μέση βαθμολογία της υποκλίμακας. Η τάση για νεωτερισμούς, πειραματισμούς και γενικότερα διερευνητική διάθεση φαίνεται να χαρακτηρίζει ανθρώπους που αποτελούν χρήστες ναρκωτικών ουσιών. Τα στατιστικά αυτά ευρήματα, υποδεικνύουν την ύπαρξη αυτού του γνωρίσματος.

- **Στάση αποφυγής πόνου**

Αναδείχθηκαν στατιστικά σημαντικές διαφορές ανάμεσα και στις τρεις μέσες τιμές. Συγκεκριμένα, το δείγμα των οπλιτών παρουσιάζει την χαμηλότερη μέση βαθμολογία διαφέροντας σημαντικά από το δείγμα του γενικού πληθυσμού που έπεται, ενώ τέλος το δείγμα από τον OKANA εμφανίζεται να έχει την υψηλότερη μέση βαθμολογία.

Οι νέοι άνδρες που αποτελούν το δείγμα της Τρίπολης δείχνουν μικρότερη τάση φυγοπονίας σε σχέση με το δείγμα του γενικού πληθυσμού το οποίο αποτελείται από άνδρες και γυναίκες μεγαλύτερης μέσης ηλικίας. Η στάση αποφυγής πόνου ωστόσο, είναι δραματικά εντονότερη στους χρήστες ναρκωτικών σε σχέση και με τα δύο άλλα δείγματα.

- **Στάση επιβράβευσης**

Οι νεοσύλλεκτοι οπλίτες φαίνεται να επιζητούν την επιβράβευση σε μεγαλύτερο βαθμό από ότι ο γενικός πληθυσμός, και σε ακόμη μεγαλύτερο από το δείγμα ατόμων του OKANA. Δεδομένου ότι δεν αναδείχθηκε διαφορά ανάμεσα στα δείγματα του OKANA και της Ραφήνας, φαίνεται ότι η στάση επιβράβευσης χαρακτηρίζει εντονότερα το δείγμα των οπλιτών.

- **Στάση επιμονής**

Περισσότερο επίμονοι εμφανίζονται οι νεοσύλλεκτοι φαντάροι κυρίως σε σχέση με τα άτομα του OKANA, αλλά και με της Ραφήνας, οι οποίοι μάλιστα δεν διαφέρουν μεταξύ τους ως προς την μέση βαθμολογία στην στάση επιμονής.

- **Στάση αυτοπροσδιορισμού**

Η «στάση αυτοπροσδιορισμού» αναφέρεται σε γνωρίσματα, όπως υπευθυνότητα ή ικανότητα προσήλωσης σε στόχο, που μπορεί να έχει ένα άτομο ή όχι έναντι γνωρισμάτων όπως η ανασφάλεια ([Cloninger, 1998](#)). Από την έρευνα αναδείχθηκαν στατιστικά σημαντικές διαφορές ανάμεσα και στα τρία δείγματα. Συγκεκριμένα, το δείγμα των οπλιτών παρουσιάζει την υψηλότερη μέση βαθμολογία διαφέροντας σημαντικά από το δείγμα του γενικού πληθυσμού που έπεται, ενώ το δείγμα από τον OKANA

εμφανίζεται να έχει την χαμηλότερη. Τα αποτελέσματα δεν απέχουν από ότι θα περίμενε ίσως και ο λιγότερο εξειδικευμένος αναγνώστης.

- **Συνεργασιμότητα**

Δεν αναδείχθηκαν διαφορές ανάμεσα στις τρεις ομάδες. Χαρακτηριστικά γνωρίσματα διαπροσωπικών σχέσεων όπως η διάθεση συνεργασίας, η προσφορά βοήθειας και η κατανόηση (ή αντίθετα εχθρότητα και επιθετικότητα) δηλαδή δεν σημειώνουν διαφορές ανάμεσα στα τρία αυτά ανομοιογενή σύνολα ατόμων

- **Στάση οικουμενικότητας**

Η «στάση οικουμενικότητας» αναφέρεται περισσότερο σε γνωρίσματα του πνεύματος όπως η εφευρετικότητα, η έντονη φαντασίωση και η ανεξαρτησία έναντι γνωρισμάτων όπως η υλιστική προσέγγιση των πραγμάτων και η πειθαρχημένη συμπεριφορά ([Cloninger, 1998](#)). Στην υποκλίμακα αυτή εμφανίζει υψηλότερη μέση βαθμολογία το δείγμα των ατόμων του OKANA σε σχέση με τα άλλα δύο, τα οποία επιπλέον δεν διαφέρουν μεταξύ τους.

III.1.2.2.c Συσχετίσεις μεταξύ υποκλιμάκων

Οι διαφορετικές στάσεις που αφορούν τον χαρακτήρα ή την ιδιοσυγκρασία σχετίζονται θετικά ή αρνητικά μεταξύ τους. Οι συσχετίσεις αυτές παρουσιάζουν ιδιαίτερο ενδιαφέρον στην κατανόηση των χαρακτηριστικών των προσωπικοτήτων. Στον Πίνακα III.11 που ακολουθεί, παρουσιάζεται για κάθε ζεύγος υποκλιμάκων του [ΕΙΧΣ-140](#) ο συντελεστής συσχέτισης του Pearson. Ο υπολογισμός έχει γίνει στο δείγμα των ατόμων της Τρίπολης, δεδομένου ότι είναι το μεγαλύτερο και άρα τα στατιστικά αποτελέσματα έχουν την μεγαλύτερη ισχύ. Ωστόσο, και στα δύο άλλα δείγματα όπου προέκυψε στατιστικά σημαντικός συντελεστής τα αποτελέσματα συμφωνούσαν ως προς την φορά της συσχέτισης, ενώ οι τιμές επίσης δεν απείχαν πολύ. Τέλος, παραπλήσιες συσχετίσεις (ταυτόσημες ως προς την φορά) προέκυψαν και για τις υποκλίμακες του [ΕΙΧΣ-144](#). Για τον λόγο αυτό δεν κρίθηκε σκόπιμη η παρουσίαση και αυτών των αποτελεσμάτων.

Συντελεστής συσχέτισης Pearson ¹⁰ υποκλιμάκων EIXΣ-144 (Τρίπολη)	Στάση αποφυγής πόνου	Στάση επιβράβευσης	Στάση επιμονής	Στάση αυτο - προσδιορισμού	Συνεργασιμότητα	Στάση οικουμενικότητας
Στάση αναζήτησης του νέου	-0,06	0,07	-0,28	-0,34	-0,22	0,15
Στάση αποφυγής πόνου	-	-0,12	-0,34	-0,54	-0,22	0,07
Στάση επιβράβευσης		-	0,13	0,11	0,41	0,18
Στάση επιμονής			-	0,35	0,24	0,24
Στάση αυτοπροσδιορισμού				-	0,39	-0,24
Συνεργασιμότητα					-	0,08

Πίνακας III. 11: Συντελεστής συσχέτισης Pearson υποκλιμάκων EIXΣ-140 (Τρίπολη).

Οι περισσότερες συσχετίσεις αν και στατιστικά σημαντικές, δεν είναι ισχυρές. Ο μεγαλύτερος κατά απόλυτη τιμή συντελεστής που υπολογίζεται είναι ίσος με $-0,54$, αφορά τις υποκλίμακες «Στάση αυτοπροσδιορισμού» και «Στάση αποφυγής πόνου». Οι υπόλοιποι συντελεστές κυμαίνονται από $-0,06$ έως $0,41$. Ως εκ τούτου, η πληροφορία η οποία μπορεί να εξαχθεί από τον Πίνακα III.11 αφορά κυρίως την φορά των σχέσεων μεταξύ των υποκλιμάκων.

Αρνητική σχέση παρουσιάζεται ανάμεσα στην «Στάση αναζήτησης του νέου» και τις στάσεις «αποφυγής πόνου» και «επιμονής», που επίσης αφορούν την ιδιοσυγκρασία. Δηλαδή, όσο περισσότερο ένα άτομο δείχνει να χαρακτηρίζεται από στάση αναζήτησης καινοτομιών, τόσο λιγότερο φυγόπονο αλλά και επίμονο εμφανίζεται. Αντίθετα, επιζητά περισσότερο την επιβράβευση, όπως φαίνεται από την θετική συσχέτιση των υποκλιμάκων «Στάση αναζήτησης του νέου» και «Στάση επιβράβευσης». Όπως είναι εύλογο αλώςτε, όσο πιο φυγόπονο εμφανίζεται ένα άτομο τόσο λιγότερο τείνει να επιζητά την επιβράβευση αλλά και να είναι επίμονο. Τέλος, η στάση αναζήτησης της επιβράβευσης συμπορεύεται με την επιμονή.

Από τις στάσεις που αφορούν τον χαρακτήρα, όσο πιο συνεργάσιμο εμφανίζεται ένα άτομο τόσο υψηλότερη βαθμολογία στην «Στάση οικουμενικότητας» και την «Στάση αυτοπροσδιορισμού» έχει. Δηλαδή τα αποτελέσματα υποδεικνύουν ότι το αν ένα άτομο έχει καλές διαπροσωπικές σχέσεις συνδέεται θετικά με την σχέση που έχει τόσο με τον εαυτό του όσο και με το πώς αντιλαμβάνεται τον κόσμο ως ολότητα. Αντίθετα εμφανίζεται αρνητική σχέση ανάμεσα στις δύο τελευταίες στάσεις. Η εικόνα του ατόμου για τον εαυτό του και τον κόσμο φαίνεται να είναι αλληλοσυγκρουόμενες.

Ενδιαφέρον παρουσιάζουν επίσης οι συσχετίσεις ανάμεσα στις υποκλίμακες που αφορούν τον χαρακτήρα και αυτές που αφορούν την προσωπικότητα. Όσο υψηλότερη βαθμολογία λαμβάνει ένα άτομο στις στάσεις «αυτοπροσδιορισμού» και «συνεργασιμότητας», τόσο υψηλότερη δείχνει να είναι η βαθμολογία του στις στάσεις «επιμονής» και «επιβράβευσης». Αντίθετα, εμφανίζεται λιγότερο φυγόπονο και επιζητά λιγότερο το νέο. Τέλος, όσο πιο υψηλή είναι η βαθμολογία ενός ατόμου στην «Στάση οικουμενικότητας» τόσο υψηλότερη είναι σε όλες τις υποκλίμακες που αφορούν την ιδιοσυγκρασία.

¹⁰ Όλες οι συσχετίσεις είναι στατιστικά σημαντικές στο επίπεδο του 5% ($p\text{-value} < 0,05$)

Εναλλακτικός τρόπος βαθμολόγησης

Αν ένα άτομο δεν απαντήσει σε ένα ερώτημα βαθμολογείται με μηδέν, τείνοντας έτσι η βαθμολογία του κοντά σε αυτήν που θα είχε αν απαντούσε «δεν με χαρακτηρίζει καθόλου». Κατά συνέπεια, φαίνεται να έχει χαμηλή βαθμολογία σε επίπεδο υποκλίμακας με την ερμηνεία που τελικά αυτό συνεπάγεται.. Καταλαβαίνει κανείς, πως η έρευνα πλανάται αν το άτομο αυτό στην πραγματικότητα θα απαντούσε για παράδειγμα «με χαρακτηρίζει απόλυτα». Το πρόβλημα αυτό μπορεί να ξεπεραστεί αν οι βαθμολογίες των υποκλιμάκων έχουν εκφραστεί ως λόγοι του αθροίσματος των θετικών απαντήσεων, διαιρεμένο με το πλήθος των ερωτημάτων που απαντήθηκαν σε κάθε υποκλίμακα (πλήθος ερωτημάτων υποκλίμακας μείον τις εκλιπούσες τιμές). Όμοια μπορεί να γίνει και η βαθμολόγηση της συνολικής βαθμολογίας του [ΕΙΧΣ - 140](#). Στον Πίνακα III.12 που ακολουθεί, έχει χρησιμοποιηθεί αυτός ο τρόπος παρουσίασης των βαθμολογιών και στα τρία δείγματα.

Με τον εναλλακτικό αυτό τρόπο αποδίδεται με μεγαλύτερη ακρίβεια η βαθμολογία κάθε ατόμου. Δηλαδή το συνολικό άθροισμα δεν παραπλανάται από τις εκλιπούσες τιμές, αποδίδοντας έτσι λαθεμένες στάσεις (χαρακτηριστικά). Για το λόγο αυτό, στον έλεγχο της αξιοπιστίας και της εγκυρότητας του ερωτηματολογίου που ακολουθεί, θα εργαστούμε έχοντας τα δεδομένα σε αυτή την μορφή.

	Υποκλίμακες & συνολική βαθμολογία ΕΙΧΣ – 140	Μέση τιμή	Διάμεσος	Τ.Α.	Εύρος
ΤΡΙΠΟΛΗ	Στάση αναζήτησης του νέου	2,93	2,90	0,50	1,60-4,70
	Στάση αποφυγής πόνου	2,70	2,70	0,55	1,15-5,00
	Στάση επιβράβευσης	3,36	3,35	0,44	1,60-4,90
	Στάση επιμονής	3,43	3,45	0,59	1,60-5,00
	Στάση αυτοπροσδιορισμού	3,72	3,75	0,55	1,80-5,00
	Συνεργασιμότητα	3,61	3,65	0,52	1,75-5,00
	Στάση οικουμενικότητας	2,80	2,75	0,56	1,13-4,44
	Συνολική βαθμολογία ΕΙΧΣ - 140	3,24	3,23	0,20	2,33-3,88
	Υποκλίμακες & συνολική βαθμολογία ΕΙΧΣ – 140	Μέση τιμή	Διάμεσος	Τ.Α.	Εύρος
ΟΚΛΑΝΑ	Στάση αναζήτησης του νέου	3,06	3,00	0,47	1,85-4,45
	Στάση αποφυγής πόνου	3,11	3,10	0,54	1,55-4,45
	Στάση επιβράβευσης	3,19	3,25	0,44	1,60-4,35
	Στάση επιμονής	3,25	3,25	0,57	1,40-4,60
	Στάση αυτοπροσδιορισμού	3,12	3,15	0,53	1,80-4,70
	Συνεργασιμότητα	3,65	3,65	0,46	2,15-4,70
	Στάση οικουμενικότητας	3,05	3,06	0,62	1,63-4,94
	Συνολική βαθμολογία ΕΙΧΣ - 140	3,21	3,21	0,19	2,35-3,69
	Υποκλίμακες & συνολική βαθμολογία ΕΙΧΣ – 140	Μέση τιμή	Διάμεσος	Τ.Α.	Εύρος
ΡΑΦΗΝΑ	Στάση αναζήτησης του νέου	2,89	2,85	0,45	1,75-4,42
	Στάση αποφυγής πόνου	2,81	2,85	0,49	1,40-4,25
	Στάση επιβράβευσης	3,28	3,25	0,43	1,75-4,60
	Στάση επιμονής	3,32	3,30	0,57	1,85-4,85
	Στάση αυτοπροσδιορισμού	3,48	3,45	0,48	1,35-4,80
	Συνεργασιμότητα	3,61	3,65	0,52	2,00-4,90
	Στάση οικουμενικότητας	2,78	2,81	0,49	1,38-4,13
	Συνολική βαθμολογία ΕΙΧΣ - 140	3,18	3,15	0,18	2,77-3,77

Πίνακας III. 12: Περιγραφικά χαρακτηριστικά υποκλιμάκων και συνολικής βαθμολογίας ΕΙΧΣ - 140, εκφρασμένων με την μορφή λόγων στα τρία δείγματα.

Όμοια με το ΕΣΠ, στο [ΕΙΧΣ-144](#) ταυτίζεται η βαθμολογία της απάντησης «όχι» με την έλλειψη απάντησης. Για τον λόγο αυτό χρησιμοποιούμε πάλι τον λόγο του αθροίσματος των θετικών απαντήσεων, διαιρεμένο με το πλήθος των ερωτημάτων που απαντήθηκαν σε κάθε υποκλίμακα (πλήθος ερωτημάτων υποκλίμακας μείον τις εκλιπούσες τιμές). Όμοια μπορεί να γίνει και η βαθμολόγηση της συνολικής βαθμολογίας του [ΕΙΧΣ - 140](#). Στον Πίνακα III.13 που ακολουθεί, έχει χρησιμοποιηθεί αυτός ο τρόπος παρουσίασης της βαθμολογίας.

Υποκλίμακες & συνολική βαθμολογία ΕΙΧΣ – 140	Μέση τιμή	Διάμεσος	T.A.	Εύρος
Στάση αναζήτησης του νέου	0,55	0,55	0,15	0,10-0,90
Στάση αποφυγής πόνου	0,47	0,45	0,19	0,10-0,95
Στάση επιβράβευσης	0,61	0,60	0,17	0,10-0,95
Στάση επιμονής	0,60	0,60	0,22	0,05-1,00
Στάση αυτοπροσδιορισμού	0,67	0,70	0,19	0,20-1,00
Συνεργαστικότητα	0,71	0,75	0,19	0,00-1,00
Στάση οικουμενικότητας	0,45	0,45	0,19	0,00-0,90
Συνολική βαθμολογία ΕΙΧΣ	0,58	0,58	0,07	0,39-0,73

Πίνακας III. 13: Περιγραφικά χαρακτηριστικά υποκλιμάκων και συνολικής βαθμολογίας ΕΙΧΣ - 144 εκφρασμένων με την μορφή λόγων (Τρίπολη).

III.1.2.3 Έλεγχος Αξιοπιστίας του ΕΙΧΣ

III.1.2.3.a Συντελεστές ισοδυναμίας (εσωτερική συνέπεια)

Συντελεστές ημίκλαστου και συντελεστής άλφα του Cronbach

Για τον έλεγχο της αξιοπιστίας του [ΕΙΧΣ-144](#) θα εργαστούμε στο δείγμα των 167 νεοσύλλεκτων οπλιτών της Τρίπολης. Αντίθετα, για το [ΕΙΧΣ-140](#) θα εργαστούμε και στα τρία άλλα δείγματα, έχοντας έτσι την δυνατότητα διασταύρωσης και επαλήθευσης των αποτελεσμάτων μέσω τριών ερευνών, που έλαβαν χώρα σε διαφορετικό τόπο και χρόνο και μάλιστα σε δείγματα ανομοιογενούς σύνθεσης. Από την διαίρεση του ΕΙΧΣ των εκατό σαράντα ερωτημάτων σε δύο ομάδες των εβδομήντα και τον υπολογισμό των συντελεστών ημίκλαστου των Spearman - Brown και του Guttman., προέκυψαν οι τιμές που παρουσιάζονται στον Πίνακα III.14 που ακολουθεί για κάθε ένα από τα τρία δείγματα.

Δείγμα (ΕΙΧΣ - 140)	Συντελεστής παράλληλων δοκιμασιών	Συντελεστής ημίκλαστου των Spearman-Brown	Συντελεστής Guttman
ΤΡΙΠΟΛΗ	0,66	0,80	0,79
ΡΑΦΗΝΑ	0,68	0,81	0,80
ΟΚΑΝΑ	0,68	0,81	0,81

Πίνακας III. 14: Συντελεστές ημίκλαστου του Guttman και των Spearman – Brown, για το σύνολο ερωτημάτων του ΕΙΧΣ -140 στα τρία δείγματα.

Η τιμή όλων των συντελεστών ημίκλαστου, και στα τρία δείγματα κυμαίνεται από 0,79 έως 0,81. Μια τόσο μεγάλη τιμή υποδεικνύει ισχυρή εσωτερική συνέπεια του [ΕΙΧΣ -140](#). Ο σημαντικότερος και πιο ευρέως χρησιμοποιούμενος δείκτης εσωτερικής συνέπειας είναι φυσικά ο συντελεστής άλφα του Cronbach, ο οποίος παρατίθεται στον Πίνακα III.15 που ακολουθεί. Επιπλέον, έχει υπολογιστεί και το μέσο άλφα των τριών δειγμάτων. Ως μέσος όρος των συντελεστών ημίκλαστου, δεν απέχει πολύ αριθμητικά από αυτούς.

Πηγή προέλευσης δείγματος	Συντελεστής άλφα του Cronbach
ΤΡΙΠΟΛΗ	0,75
ΡΑΦΗΝΑ	0,75
ΟΚΑΝΑ	0,71
Μέσο άλφα	0,74

Πίνακας III. 15: Συντελεστές άλφα του Cronbach,, για το σύνολο των ερωτημάτων του ΕΙΧΣ -140 στα τρία δείγματα.

Ως συντελεστής ισοδυναμίας επιπλέον, σύμφωνα με τον [Cronbach \(1947\)](#), ο συντελεστής ημίκλαστου καταδεικνύει σε αυτή την περίπτωση ότι πολύ μικρό μέρος της μεταβλητότητας στις μετρήσεις αποδίδεται στην μεταβλητότητα ανάμεσα στις εφαρμογές των δύο παράλληλων δοκιμασιών που προέκυψαν από την διαίρεση του [ΕΙΧΣ - 140](#) (μεταβλητότητα σφάλματος σε αυτή την περίπτωση). Κατά συνέπεια, η μεταβλητότητα μπορεί να αποδοθεί στις ατομικές διαφορές των συμμετεχόντων στο δείγμα., δηλαδή κατά κύριο λόγο στην μεταβλητότητα της πραγματικής τιμής.

Παραπλήσια αποτελέσματα λαμβάνει κανείς και στην περίπτωση του προγενέστερου [ΕΙΧΣ - 144](#), αν και οι συντελεστές ημίκλαστου είναι ελαφρώς μικρότεροι. Αντίθετα, ίδια είναι η τιμή του συντελεστή άλφα του Cronbach.

Δείγμα (ΕΙΧΣ - 144)	Συντελεστής παράλληλων δοκιμασιών	Συντελεστής ημίκλαστου των Spearman-Brown	Συντελεστής ημίκλαστου Guttman	Συντελεστής άλφα του Cronbach
ΤΡΙΠΟΛΗ	0,62	0,76	0,76	0,74

Πίνακας III. 16: Συντελεστές ημίκλαστου του Guttman και των Spearman – Brown, για το σύνολο των ερωτημάτων του ΕΙΧΣ -144 (Τρίπολη).

Σύμφωνα με τα παραπάνω, το [ΕΙΧΣ -144](#) και το [ΕΙΧΣ - 140](#) είναι ιδιαίτερα αξιόπιστα στην μέτρηση των χαρακτηριστικών προσωπικότητας, στο σύνολό τους. Κάθε υποκλίμακα του ΕΙΧΣ αποσκοπεί στη μέτρηση μιας δεδομένης στάσης που αφορά την ιδιοσυγκρασία ή τον χαρακτήρα. Αποτελεί κατά συνέπεια σημαντικό ερώτημα κατά πόσο το ερωτηματολόγιο καταφέρνει να μετρήσει αξιόπιστα κάθε μία από αυτές τις στάσεις προσωπικότητας. Για τον λόγο αυτό υπολογίστηκε ο συντελεστής αξιοπιστίας ημίκλαστου που αντιστοιχεί στην υποομάδα ερωτημάτων της εκάστοτε υποκλίμακας. Οι τιμές αυτές δίνονται για κάθε δείγμα στον Πίνακα III.17 που ακολουθεί.

Συντελεστής αξιοπιστίας	Συντελεστής παράλληλων δοκιμασιών			Συντελεστής ημίκλαστου Spearman - Brown			Συντελεστής ημίκλαστου Guttman		
	ΤΡΙΠΟΛΗ	ΡΑΦΗΝΑ	ΟΚΑΝΑ	ΤΡΙΠΟΛΗ	ΡΑΦΗΝΑ	ΟΚΑΝΑ	ΤΡΙΠΟΛΗ	ΡΑΦΗΝΑ	ΟΚΑΝΑ
Υποκλίμακα ΕΙΧΣ - 140									
Στάση αναζήτησης του νέου	0,66	0,62	0,53	0,80	0,77	0,69	0,80	0,77	0,69
Στάση αποφυγής πόνου	0,67	0,69	0,65	0,80	0,82	0,79	0,80	0,82	0,78
Στάση επιβράβευσης	0,51	0,57	0,55	0,67	0,73	0,71	0,67	0,73	0,71
Στάση επιμονής	0,75	0,73	0,71	0,86	0,84	0,83	0,86	0,84	0,83
Στάση αυτοπροσδιορισμού	0,70	0,68	0,63	0,82	0,81	0,77	0,82	0,81	0,77
Συνεργασιμότητα	0,64	0,72	0,60	0,78	0,84	0,75	0,77	0,84	0,75
Στάση οικουμενικότητας	0,44	0,42	0,52	0,61	0,59	0,68	0,61	0,59	0,67

Πίνακας III. 17: Συντελεστές ημίκλαστου του Guttman και των Spearman – Brown, για κάθε υποκλίμακα του ΕΙΧΣ–140, ανά δείγμα.

Οι συντελεστές ημίκλαστου των Spearman – Brown, αλλά και του Guttman, κυμαίνονται από 0.59 («Στάση αναζήτησης του νέου» - ΟΚΑΝΑ) έως 0,86 («Στάση οικουμενικότητας» - Τρίπολη). Ακόμη και οι μικρότεροι συντελεστές είναι ικανοποιητικοί, ενώ υπάρχουν και πολλοί μεγάλοι συντελεστές. Επίσης ικανοποιητικοί είναι οι συντελεστές που αντιστοιχούν στο ΕΙΧΣ -144, οι οποίοι παρατίθενται στον Πίνακα III.18.

Υποκλίμακα ΕΙΧΣ - 144	Συντελεστής Παράλληλων δοκιμασιών	Συντελεστής Ημίκλαστου Spearman - Brown	Συντελεστής ημίκλαστου Guttman
Στάση αναζήτησης του νέου	0,43	0,60	0,60
Συνεργασιμότητα	0,53	0,69	0,69
Στάση οικουμενικότητας	0,61	0,76	0,76
Στάση επιμονής	0,69	0,82	0,82
Στάση επιβράβευσης	0,53	0,69	0,69
Στάση αυτοπροσδιορισμού	0,63	0,77	0,77
Στάση αποφυγής πόνου	0,61	0,75	0,74

Πίνακας III. 18: Συντελεστές ημίκλαστου του Guttman και των Spearman – Brown, για κάθε υποκλίμακα του ΕΙΧΣ–144 (Τρίπολη).

Όπως και στην περίπτωση του συνολικού [ΕΙΧΣ – 140](#), υπολογίστηκε για κάθε υποκλίμακα το άλφα του Cronbach και στα τρία δείγματα, καθώς και το μέσο άλφα. Στον Πίνακα III.19 που ακολουθεί, παρατίθενται οι συντελεστές αυτοί κατά αύξουσα σειρά του μέσου άλφα. Έχει ενδιαφέρον να παρατηρήσει κανείς πως αν και οι τιμές των συντελεστών διαφέρουν από δείγμα σε δείγμα για δεδομένη υποκλίμακα, η κατάταξη των άλφα των υποκλιμάκων με βάση την τιμή τους είναι σχεδόν η ίδια. Για παράδειγμα, η πλέον αξιόπιστη μέτρηση δείχνει να είναι αυτής της «Στάσης επιμονής» και στα τρία δείγματα, ενώ η λιγότερο αξιόπιστη αυτή της «Στάσης επιβράβευσης».

Συντελεστής αξιοπιστίας:	άλφα του Cronbach			
Υποκλίμακα ΕΙΧΣ - 140	ΤΡΙΠΟΛΗ	ΡΑΦΗΝΑ	ΟΚΑΝΑ	ΜΕΣΟ άλφα
Στάση επιβράβευσης	0,64	0,72	0,65	0,67
Στάση αναζήτησης του νέου	0,75	0,72	0,69	0,72
Στάση οικουμενικότητας	0,75	0,72	0,77	0,75
Συνεργαστικότητα	0,80	0,84	0,71	0,78
Στάση αποφυγής πόνου	0,81	0,8	0,79	0,80
Στάση αυτοπροσδιορισμού	0,84	0,8	0,79	0,81
Στάση επιμονής	0,88	0,87	0,83	0,86

Πίνακας III. 19: Συντελεστές ημίκλαστου υποκλιμάκων ΕΙΧΣ – 140, ανά δείγμα.

Όμοια, υπολογίστηκε ο συντελεστής του Cronbach και για το [ΕΙΧΣ – 144](#), που όμως σε αυτή την περίπτωση ταυτίζεται με τον τύπο 20 των Kruder – Richardson (Πίνακας III.20). Και σε αυτή την περίπτωση, η πλέον αξιόπιστη μέτρηση δείχνει να είναι αυτής της «Στάσης επιμονής». Ωστόσο οι υπόλοιπες υποκλίμακες κατατάσσονται με διαφορετικό τρόπο από ότι είδαμε στο [ΕΙΧΣ – 140](#).

Υποκλίμακα ΕΙΧΣ – 144	Συντελεστής άλφα του Cronbach
Στάση αναζήτησης του νέου	0,56
Στάση επιβράβευσης	0,67
Στάση αποφυγής πόνου	0,71
Στάση αυτοπροσδιορισμού	0,77
Στάση οικουμενικότητας	0,77
Συνεργαστικότητα	0,77
Στάση επιμονής	0,82

Πίνακας III. 20: Συντελεστές ημίκλαστου υποκλιμάκων ΕΙΧΣ – 144.

III.1.2.3.b Κατώτερα όρια του Guttman

Στην συνέχεια θα υπολογίσουμε τις τιμές των έξι λάμδα του Guttman, τόσο για τις υποκλίμακες όσο και για τις συνολικές βαθμολογίες του ΕΙΧΣ σε όλα τα δείγματα. Αν προκύψει το λ_5 ή το λ_6 να είναι μεγαλύτερα από τον συντελεστή ημίκλαστου του Guttman (λ_3) ή το άλφα του Cronbach (λ_2), τότε ο Guttman εισηγείται την τιμή αυτών ως εκτίμηση της αξιοπιστίας.

Όσων αφορά το [ΕΙΧΣ – 140](#), παρατίθενται στην συνέχεια τρεις πίνακες (Πίνακας III.21), υπολογισμού των ορίων αυτών. Όπως εύκολα παρατηρεί κανείς το λ_6 είναι σε κάθε περίπτωση μεγαλύτερο ή ίσο των λ_2 και λ_3 . Το γεγονός αυτό μας δίνει πληροφορία για την φύση του [ΕΙΧΣ – 140](#). Το ερωτηματολόγιο μετρά ένα σύνολο γνωρισμάτων της προσωπικότητας. Σε κάθε ερώτημα, ένα μικρό υποσύνολο αυτών

επηρεάζουν την απάντηση του αποκρινόμενου. Έτσι, σύμφωνα με όσα έχουν ειπωθεί σε προηγούμενο κεφάλαιο, σε κάθε ζεύγος ερωτημάτων είναι δύσκολο να συμπίπτουν αυτά τα υποσύνολα. Αντίθετα, τα γνωρίσματα που υποθάλλονται κάθε ερωτήματος αντιπροσωπεύονται σε μεγάλο βαθμό από τα υπόλοιπα. (SPSS, 1999).

Υποκλίμακα EIXΣ – 140		Συντελεστής αξιοπιστίας κατά Guttman					
		λ_1	λ_2	λ_3	λ_4	λ_5	λ_6
ΤΡΙΠΟΛΗ	Στάση αναζήτησης του νέου	0,72	0,77	0,75	0,80	0,75	0,79
	Στάση αποφυγής πόνου	0,77	0,82	0,82	0,80	0,80	0,83
	Στάση επιβράβευσης	0,60	0,66	0,64	0,67	0,64	0,67
	Στάση επιμονής	0,83	0,88	0,88	0,86	0,86	0,88
	Στάση αυτοπροσδιορισμού	0,80	0,84	0,84	0,82	0,82	0,85
	Συνεργαστικότητα	0,76	0,81	0,80	0,77	0,80	0,82
	Στάση οικουμενικότητας	0,71	0,76	0,75	0,61	0,75	0,77
	Συνολική Βαθμολογία	0,74	0,78	0,75	0,79	0,75	0,85
Υποκλίμακα EIXΣ – 140		λ_1	λ_2	λ_3	λ_4	λ_5	λ_6
ΡΑΦΗΝΑ	Στάση αναζήτησης του νέου	0,68	0,74	0,72	0,77	0,72	0,77
	Στάση αποφυγής πόνου	0,76	0,81	0,80	0,82	0,79	0,84
	Στάση επιβράβευσης	0,68	0,74	0,72	0,73	0,72	0,78
	Στάση επιμονής	0,82	0,87	0,87	0,84	0,85	0,89
	Στάση αυτοπροσδιορισμού	0,76	0,81	0,80	0,81	0,79	0,84
	Συνεργαστικότητα	0,80	0,85	0,84	0,84	0,82	0,87
	Στάση οικουμενικότητας	0,67	0,73	0,72	0,59	0,71	0,76
	Συνολική Βαθμολογία	0,74	0,78	0,75	0,80	0,75	.
Υποκλίμακα EIXΣ - 140		λ_1	λ_2	λ_3	λ_4	λ_5	λ_6
ΟΚΑΝΑ	Στάση αναζήτησης του νέου	0,65	0,72	0,69	0,69	0,70	0,76
	Στάση αποφυγής πόνου	0,75	0,81	0,79	0,78	0,79	0,84
	Στάση επιβράβευσης	0,62	0,68	0,65	0,71	0,65	0,72
	Στάση επιμονής	0,79	0,84	0,83	0,82	0,83	0,86
	Στάση αυτοπροσδιορισμού	0,75	0,80	0,79	0,77	0,78	0,82
	Συνεργαστικότητα	0,72	0,78	0,77	0,67	0,77	0,80
	Στάση οικουμενικότητας	0,72	0,78	0,77	0,67	0,77	0,80
	Συνολική Βαθμολογία	0,71	0,75	0,71	0,81	0,72	.

Πίνακας III. 21: Κατώτερα όρια συντελεστή αξιοπιστίας κατά Guttman , υποκλιμάκων και συνολικής βαθμολογίας του EIXΣ-140 (και στα τρία δείγματα).

Σύμφωνα με τον Guttman, οι τιμές του ορίου λ_6 είναι το κατώτερο όριο της αξιοπιστίας του [EIXΣ – 140](#). Στον Πίνακα III.22 που ακολουθεί παρατίθεται σε αύξουσα σειρά το μέσο λ_6 για κάθε μία από τις υποκλίμακες του ερωτηματολογίου. Οι τιμές είναι πολύ ικανοποιητικές, μιας και η μικρότερη είναι 0,72 ενώ η υποκλίμακα «Στάση επιμονής» εμφανίζεται να έχει συντελεστή αξιοπιστίας όχι μικρότερο από 0,88, τιμή πολύ μεγάλη.

Υποκλίμακες ΕΙΧΣ – 140	Μέσο λ_6
Στάση επιβράβευσης	0,72
Στάση αναζήτησης του νέου	0,77
Στάση οικουμενικότητας	0,78
Συνεργασιμότητα	0,83
Στάση αποφυγής πόνου	0,84
Στάση αυτοπροσδιορισμού	0,84
Στάση επιμονής	0,88

Πίνακας III. 22: Μέσο λ_6 Guttman, υποκλιμάκων ΕΙΧΣ – 140.

Αντίθετα, στην περίπτωση του [ΕΙΧΣ-144](#) στην Τρίπολη, το λ_6 δεν υπολογίζεται για τις υποκλίμακες και για την συνολική βαθμολογία. Επιπλέον το λ_5 είναι σαφώς μικρότερο από το α του Cronbach. Κατά συνέπεια οι συντελεστές ημίκλαστου και το α του Cronbach είναι σύμφωνα και με τον Guttman, τα μόνα κάτω όρια στα οποία θα πρέπει να αναφερόμαστε στην εκτίμηση της αξιοπιστίας του.

III.1.3 Στάθμιση Ερωτηματολογίου Επιθετικότητας (ΕΕ)

III.1.3.1 Το Ερωτηματολόγιο Επιθετικότητας

Η μέτρηση της επιθετικότητας και η ανάλυσή της σε συνιστώσες όπως η λεκτική και η σωματική επιθετικότητα, μέχρι πολύ πρόσφατα γινόταν με την βοήθεια του ερωτηματολογίου Hostility Inventory (Buss και Durkee, 1957). Το ερωτηματολόγιο αυτό παρά την ευρεία χρήση του, παρουσιάζει έναν αριθμό μειονεκτημάτων, οφειλόμενων κατά κύριο λόγο στο γεγονός ότι κατασκευάστηκε αρκετά χρόνια πριν, όπου τα δεδομένα στην κατασκευή ερωτηματολογίων ήταν πολύ διαφορετικά από σήμερα ([Buss και Perry, 1992](#)). Για τον λόγο αυτό, πρόσφατα ένα νέο ερωτηματολόγιο δημιουργήθηκε βασιζόμενο αρκετά στο αρχικό από τους [Buss και Perry \(1992\)](#), το Ερωτηματολόγιο Επιθετικότητας (*Aggression Questionnaire*).

Το [ΕΕ](#) είναι μία αυτοσυμπληρούμενη κλίμακα η οποία αποτελείται από είκοσι εννέα ερωτήματα τα οποία είναι διατάξιμα πέντε κατηγοριών. Ο αποκρινόμενος καλείται να καταδείξει τον βαθμό που τον χαρακτηρίζει μία δήλωση, επιλέγοντας μία από τις απαντήσεις: «δεν με χαρακτηρίζει καθόλου», «μάλλον δεν με χαρακτηρίζει», «είναι και δεν είναι χαρακτηριστικό μου», «μάλλον με χαρακτηρίζει» και τέλος «με χαρακτηρίζει απόλυτα». Οι επιλογές αυτές βαθμολογούνται αντίστοιχα από ένα έως πέντε σε κάποια ερωτήματα, ενώ όπως και στο ΕΙΧΣ, υπάρχουν δύο ερωτήματα τα οποία βαθμολογούνται αντίστροφα. Έτσι η τελική βαθμολογία για κάθε άτομο, μπορεί να κυμαίνεται από 29 έως 145.

Μετά από παραγοντική ανάλυση στο αρχικό δείγμα στο οποίο εφαρμόστηκε το [ΕΕ](#), πιστοποιήθηκε η ύπαρξη τεσσάρων παραγόντων. Τα αποτελέσματα αυτά επαναλήφθηκαν από τους ερευνητές σε δύο επιπλέον δείγματα ([Buss και Perry, 1992](#)) αλλά και από άλλους ερευνητές ([Harris, 1995](#); Berstein και Gesn, 1996; [Meesters et al, 1996](#); [Nakano, 2000](#) και [Bryant and Smith, 2000](#)). Οι τέσσερις αυτοί παράγοντες είναι : «Σωματική Επιθετικότητα» (*Physical Aggression*), «Λεκτική Επιθετικότητα» (*Verbal Aggression*), «Θυμός (*Anger*)» και «Εχθρότητα (*Hostility*)».

Οι συγγραφείς παραθέτουν αποτελέσματα σχετικά με τις βαθμολογίες, την αξιοπιστία και τον έλεγχο της εγκυρότητας του ερωτηματολογίου, τα οποία θα χρησιμοποιήσουμε για λόγους σύγκρισης στην στάθμιση του ερωτηματολογίου.

Το [ΕΕ](#) δόθηκε ταυτόχρονα με το [ΕΙΧΣ – 140](#), στα δείγματα της Τρίπολης, της Ραφήνας και του ΟΚΑΝΑ. Κάνοντας χρήση των τεσσάρων ερωτημάτων του ΕΙΧΣ που αφορούν τους τυχαίους αποκριτές, εξασφαλίστηκε η εξαίρεσή τους από την έρευνα.

III.1.3.2 Περιγραφική Ανάλυση

III.1.3.2.a Περιγραφικοί δείκτες των τριών δειγμάτων

Στην παράγραφο αυτή παραθέτουμε τους περιγραφικούς δείκτες των υποκλιμάκων και της συνολικής βαθμολογίας του [ΕΕ](#), σε κάθε δείγμα, προκειμένου στην συνέχεια να είναι εφικτή η σύγκρισή τους και η εξαγωγή συμπερασμάτων για τις όποιες διαφορές ανάμεσα στις ανομοιογενείς αυτές ομάδες ατόμων.

III.1.3.2.a.i Δειγματοληψία Τρίπολης

Από το δείγμα 1944 ατόμων της Τρίπολης, στα 1676 (86,2%) δόθηκε το [ΕΕ](#) ταυτόχρονα με το [ΕΙΧΣ - 140](#). Από τις λαθεμένες απαντήσεις τους σε ένα από τα τέσσερα ερωτήματα αξιοπιστίας των αποκριτών του ΕΙΧΣ, εξαιρέθηκαν 434 άτομα (25,9%). Τα άτομα που δεν απάντησαν το πολύ σε δύο ερωτήματα μιας συγκεκριμένης υποκλίμακας, ή σε τέσσερα ερωτήματα σε όλο το ΕΕ, εξαιρέθηκαν από τα δεδομένα (14 άτομα ή 1,13%). Επί συνόλου 1228 ατόμων λοιπόν, υπολογίστηκαν τα περιγραφικά στατιστικά στοιχεία για κάθε υποκλίμακα, τα οποία παρουσιάζονται στον Πίνακα III.23 που ακολουθεί.

Υποκλίμακες & συνολική βαθμολογία ΕΕ1	Μέση τιμή	Διάμεσος	T.A.	Εύρος
Σωματική Επιθετικότητα	24,90	25,00	6,55	9-42
Λεκτική Επιθετικότητα	14,70	15,00	3,00	5-25
Θυμός	21,01	21,00	4,55	7-35
Εχθρότητα	21,48	21,00	5,40	7-40
Συνολική Βαθμολογία ΕΕ	82,08	82,00	14,77	42-131

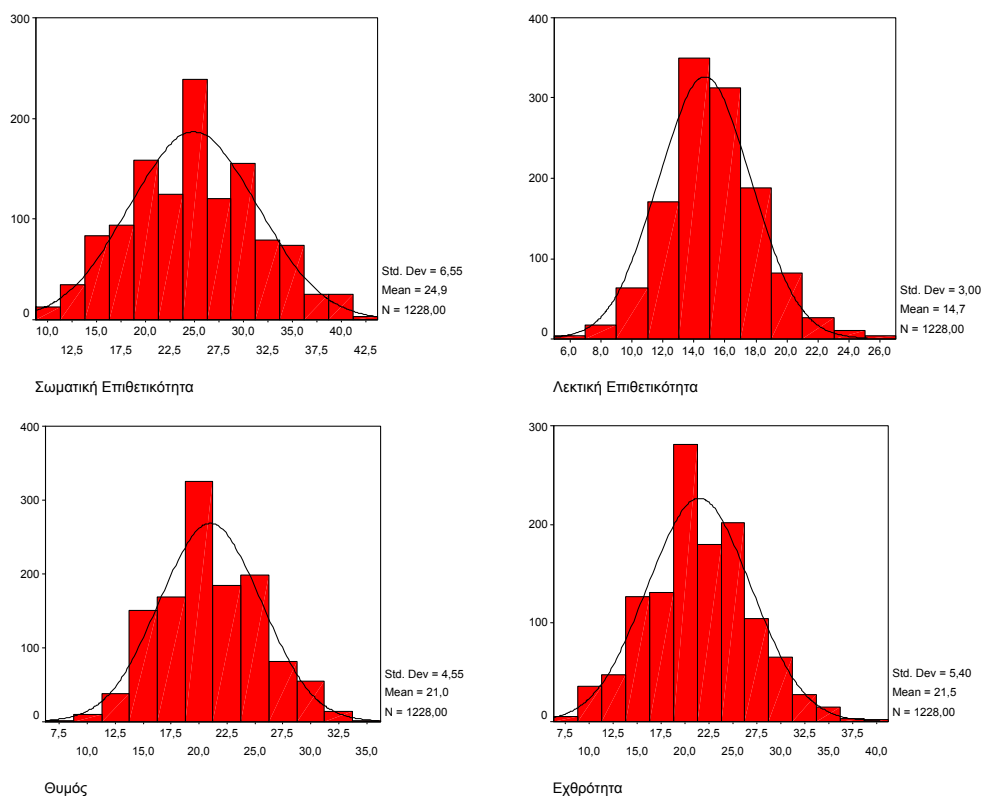
Πίνακας III. 23: Περιγραφικοί δείκτες υποκλιμάκων και συνολικής βαθμολογίας του ΕΕ (Τρίπολη).

Οι υποκλίμακες δεν είναι κανονικά κατανομημένες σε αντίθεση με την συνολική βαθμολογία του ΕΕ, σύμφωνα με την δοκιμασία Kolmogorov – Smirnov ενός δείγματος (βλ. Πίνακα III.24).

Υποκλίμακες & συνολική βαθμολογία ΕΕ	Z	p-value
Σωματική Επιθετικότητα	1,530	0,018
Λεκτική Επιθετικότητα	3,040	0,001
Θυμός	2,303	0,001
Εχθρότητα	1,929	0,001
Συνολική Βαθμολογία ΕΕ	0,716	0,685

Πίνακας III. 24: Δοκιμασία one sample Kolmogorov – Smirnov, υποκλιμάκων και συνολικής βαθμολογίας ΕΕ (Τρίπολη).

Για την κατανόηση του τρόπου με τον οποίο κατανέμονται οι βαθμολογίες των υποκλιμάκων ανάμεσα στα άτομα, παρατίθεται στην συνέχεια τα γραφήματά τους.



Διάγραμμα III. 8: Ιστογράμματα των τεσσάρων υποκλιμάκων του ΕΕ (Τρίπολη)

III.1.3.2.a.ii Δειγματοληψία OKANA

Στον OKANA δόθηκε το [ΕΕ](#) σε 179 άτομα. Από τις λαθεμένες απαντήσεις τους τουλάχιστον σε ένα από τα τέσσερα ερωτήματα αξιοπιστίας των αποκριτών, εξαιρέθηκαν στην συνέχεια 14 άτομα (7,8%), ενώ δεν υπήρξαν άτομα που να εξαιρέθηκαν λόγω πολλών εκλίπουσων τιμών. Έτσι, το δείγμα ατόμων που τελικά εισήχθηκε στην ανάλυση είναι ακριβώς το ίδιο με αυτό που χρησιμοποιήσαμε στην στάθμιση του [ΕΙΧΣ-140](#) (βλ. παρ. III.1.2.2.a.i – δειγματοληψία OKANA). Τα περιγραφικά στατιστικά στοιχεία για τις υποκλίμακες και την συνολική βαθμολογία του ΕΕ, παρουσιάζονται στον Πίνακα III.25 που ακολουθεί.

Υποκλίμακες & συνολική βαθμολογία ΕΕ	Μέση τιμή	Διάμεσος	Τ.Α.	Εύρος
Σωματική Επιθετικότητα	26,55	27,00	7,13	11-44
Λεκτική Επιθετικότητα	15,50	15,00	2,95	8-24
Θυμός	22,99	23,00	4,31	10-32
Εχθρότητα	24,07	24,00	5,44	8-37
Συνολική βαθμολογία ΕΕ	89,12	88,00	14,89	48-124

Πίνακας III. 25: Περιγραφικοί δείκτες υποκλιμάκων και συνολικής βαθμολογίας του ΕΕ (OKANA).

Εντυπωσιακό είναι το γεγονός ότι, ενώ το δείγμα του OKANA είναι το μικρότερο, οι βαθμολογίες των υποκλιμάκων και της συνολικής βαθμολογίας κατανέμονται κανονικά, σύμφωνα με την δοκιμασία Kolmogorov – Smirnov ενός δείγματος (βλ. Πίνακα III.26). Το γεγονός αυτό ενδεχομένως να οφείλεται σε μεγαλύτερη ομοιογένεια του δείγματος των ατόμων του OKANA, όσων αφορά τα υπό μέτρηση χαρακτηριστικά.

Υποκλίμακες & συνολική βαθμολογία EE	Z	p-value
Σωματική Επιθετικότητα	0,601	0,863
Λεκτική Επιθετικότητα	1,219	0,102
Θυμός	1,084	0,191
Εχθρότητα	0,874	0,430
Συνολική Βαθμολογία EE	0,653	0,787

Πίνακας III. 26: Δοκιμασία one sample Kolmogorov – Smirnov, υποκλιμάκων και συνολικής βαθμολογίας του EE (OKANA).

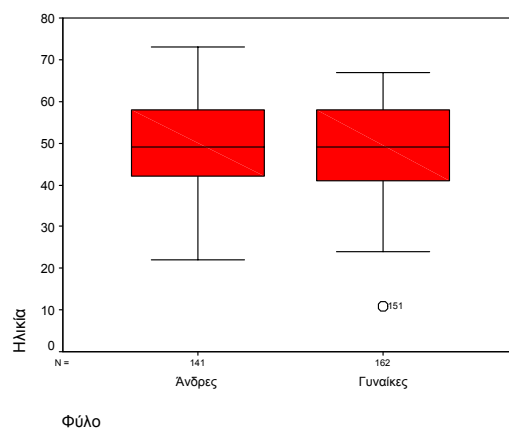
Στατιστικά σημαντικές διαφορές¹¹ αναδείχθηκαν στην περίπτωση του «θυμού» και της «σωματικής επιθετικότητας» στα δύο φύλα. Συγκεκριμένα οι άνδρες βαθμολογήθηκαν υψηλότερα στην υποκλίμακα της «σωματικής επιθετικότητας» κατά 3,5 περίπου μονάδες (p-value = 0,013) ενώ οι γυναίκες βαθμολογήθηκαν υψηλότερα κατά 2 περίπου μονάδες στην υποκλίμακα του «θυμού» (p-value=0,008).

III.1.3.2.a.iii Δειγματοληψία Ραφήνας

Το [EE](#) δόθηκε σε γενικό πληθυσμό στην περιοχή της Ραφήνας. Το αρχικό δείγμα αποτελείτο από 343 άτομα. Από τις λαθεμένες απαντήσεις τους σε ένα από τα τέσσερα ερωτήματα αξιοπιστίας των αποκριτών, εξαιρέθηκαν 33 άτομα (9,62 %). Τα άτομα που δεν απάντησαν το πολύ σε δύο ερωτήματα μιας συγκεκριμένης υποκλίμακας, ή σε τέσσερα ερωτήματα σε όλο το EE, εξαιρέθηκαν στην συνέχεια από τα δεδομένα (3 άτομα ή 0,97 %).

Από τα 307 άτομα που έλαβαν τελικά μέρος στην ανάλυση 143 (46,6%) ήταν άνδρες, μέσης ηλικίας 49,13 ετών (εύρος 22 – 73 έτη), 164 (53,4%) ήταν γυναίκες μέσης ηλικίας 49,1 ετών (εύρος 11 – 67 έτη). Η ηλικία δεν διαφέρει σε βαθμό στατιστικά σημαντικό ανάμεσα στα δύο φύλα (t = 0,038, β.ε. = 301 και p – value = 0,97), ενώ για 4 άτομα δεν υπήρξε καταχώρηση. Στο Διάγραμμα III.9 που ακολουθεί παρουσιάζεται η ηλικία ανά φύλο.

¹¹ Οι αντίστοιχες t-test δοκιμασίες παρατίθενται στο παράρτημα (π.ΙΙΙ.1.3.2.a.ii).



Διάγραμμα III. 9: Ηλικία ανά φύλο (Ραφήνα).

Τα περιγραφικά στατιστικά στοιχεία για κάθε υποκλίμακα του [ΕΕ](#), που προέκυψαν για το δείγμα του γενικού πληθυσμού στη Ραφήνα, παρουσιάζονται στον Πίνακα III.27 που ακολουθεί.

Υποκλίμακες & συνολική βαθμολογία ΕΕ	Μέση τιμή	Διάμεσος	T.A.	Εύρος
Σωματική Επιθετικότητα	20,01	20,00	5,71	9-41
Λεκτική Επιθετικότητα	14,18	14,00	3,13	5-25
Θυμός	20,73	20,00	4,56	9-35
Εχθρότητα	20,49	20,00	5,20	8-38
Συνολική Βαθμολογία ΕΕ	75,41	74,00	13,79	38-126

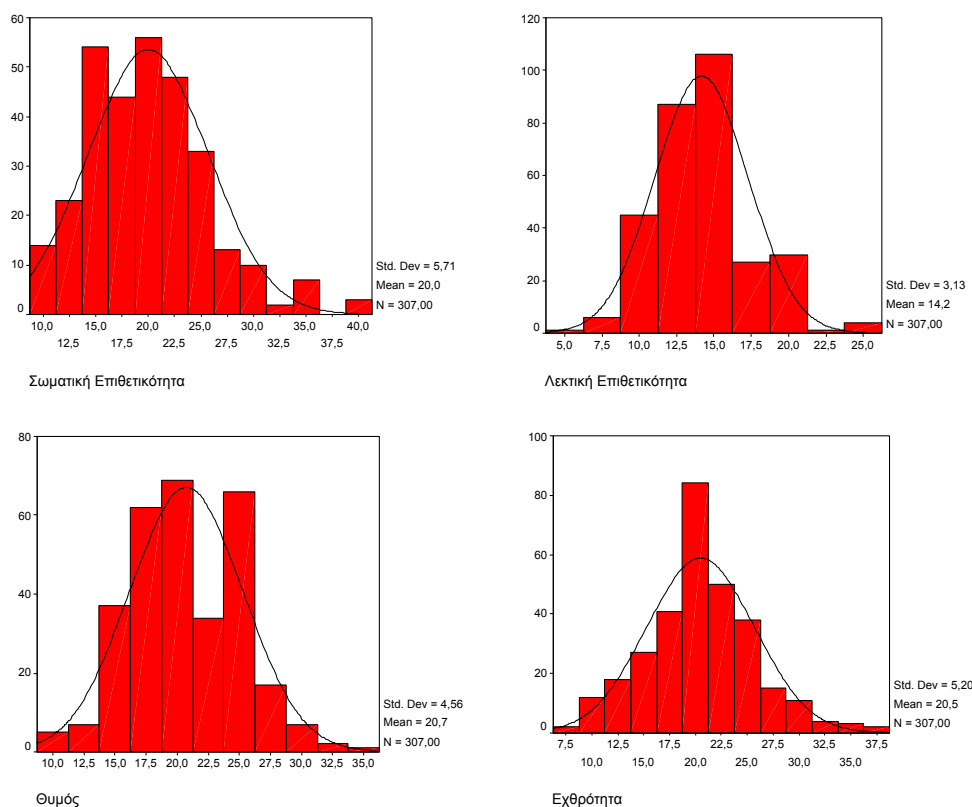
Πίνακας III. 27: Περιγραφικοί δείκτες υποκλιμάκων και συνολικής βαθμολογίας του ΕΕ (Ραφήνα)

Ούτε οι υποκλίμακες ούτε και η συνολική βαθμολογία του ΕΕ δεν είναι κανονικά κατανομημένες, σύμφωνα με την δοκιμασία Kolmogorov – Smirnov ενός δείγματος (βλ. Πίνακα III.28).

Υποκλίμακες & συνολική βαθμολογία ΕΕ	Z	p-value
Σωματική Επιθετικότητα	1,377	0,045
Λεκτική Επιθετικότητα	2,419	0,001
Θυμός	1,526	0,019
Εχθρότητα	1,452	0,029
Συνολική Βαθμολογία ΕΕ	1,506	0,021

Πίνακας III. 28: Δοκιμασία one sample Kolmogorov – Smirnov, υποκλιμάκων και συνολικής βαθμολογίας του ΕΕ (Ραφήνα).

Παρατίθεται στην συνέχεια τα γραφήματά των βαθμολογιών των υποκλιμάκων και της συνολικής βαθμολογίας, για την πλήρη περιγραφή των κατανομών των βαθμολογιών ανάμεσα στα άτομα.



Διάγραμμα III. 10: Ιστογράμματα των τεσσάρων υποκλιμάκων και της συνολικής βαθμολογίας του ΕΕ (Ραφήνα).

Σε αντίθεση με το δείγμα του OKANA δεν αναδείχθηκαν στατιστικά σημαντικές διαφορές¹² στην περίπτωση του «θυμού» ανάμεσα στα δύο φύλα, ενώ οι άνδρες βαθμολογήθηκαν υψηλότερα στην υποκλίμακα της «σωματικής επιθετικότητας» κατά 2,5 περίπου μονάδες ($p\text{-value} = 0,011$) και στην υποκλίμακα της «λεκτικής επιθετικότητας» κατά 1 περίπου μονάδα ($p\text{-value}=0,007$).

III.1.3.2.b Σύγκριση των τριών δειγμάτων

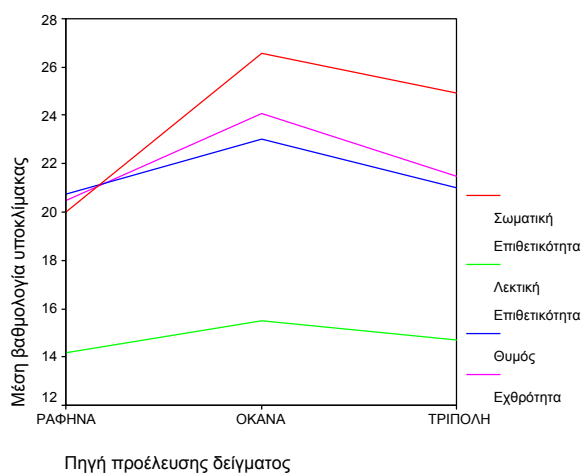
Όπως έχουμε ήδη αναφέρει η ανομοιογένεια των δειγμάτων δεν μπορεί παρά να γίνεται εμφανής και από τα αποτελέσματα των εφαρμογών των ψυχομετρικών εργαλείων. Και στην περίπτωση του [ΕΕ](#) εμφανίζονται έντονες διαφορές στις επιμέρους κλίμακες. Για παράδειγμα, στην «Σωματική επιθετικότητα», το δείγμα του OKANA έχει κατά 6,54 μονάδες μεγαλύτερη βαθμολογία από τον γενικό πληθυσμό της Ραφήνας και 1,65 μονάδες μεγαλύτερη από τους νεοσύλλεκτους οπλίτες.

¹² Οι αντίστοιχες t-test δοκιμασίες παρατίθενται στο παράρτημα (π.ΙΙΙ.1.3.2.α.iii).

Υποκλίμακες & συνολική βαθμολογία ΕΕ	ΤΡΙΠΟΛΗ	ΡΑΦΗΝΑ	ΟΚΑΝΑ
Σωματική Επιθετικότητα	24,90	20,01	26,55
Λεκτική Επιθετικότητα	14,70	14,18	15,50
Θυμός	21,01	20,73	22,99
Εχθρότητα	21,48	20,49	24,07
Συνολική Βαθμολογία Ε Ε	82,08	75,41	89,12

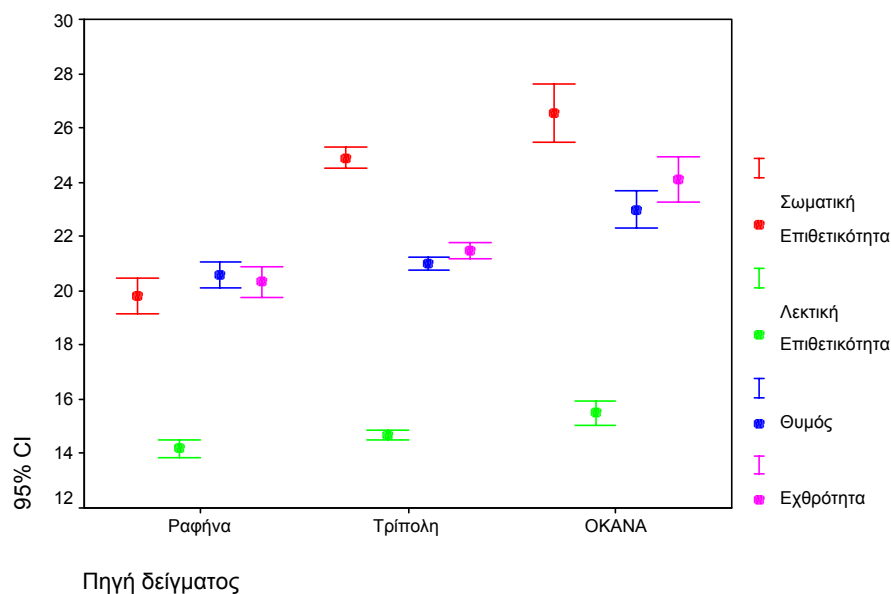
Πίνακας III. 29: Μέσες τιμές υποκλιμάκων και συνολικής βαθμολογίας του ΕΕ, στα τρία δείγματα .

Οι διαφορές αυτές παρουσιάζονται εποπτικά στα διαγράμματα που ακολουθούν. Στο Διάγραμμα III.11, όπου απεικονίζονται οι μέσες τιμές κάθε υποκλίμακας στα τρία δείγματα, μπορεί κανείς να παρατηρήσει ότι η μέση τιμή του δείγματος του γενικού πληθυσμού είναι η μικρότερη και κοντά στην αντίστοιχη των έφεδρων οπλιτών. Η μεγαλύτερη βαθμολογία είναι αυτή των ατόμων του ΟΚΑΝΑ, σε κάθε περίπτωση.



Διάγραμμα III. 11: Μέσες τιμές υποκλιμάκων ΕΕ, ανά δείγμα.

Τέλος, στο ραβδόγραμμα που ακολουθεί πληροφορούμαστε για τις διαφορές αυτές ανάμεσα στα δείγματα και επιπρόσθετα μπορεί κανείς να παρατηρήσει την σχέση των βαθμολογιών των υποκλιμάκων μέσα στο ίδιο δείγμα. Παρατηρεί κανείς, τα άτομα που έλαβαν μέρος στην έρευνα στον ΟΚΑΝΑ και στη Τρίπολη, παρουσιάζουν την υψηλότερη βαθμολογία στην υποκλίμακα «Επιθετικότητα», ενώ ο γενικός πληθυσμός στην υποκλίμακα «Θυμός». Το αποτέλεσμα αυτό είναι ιδιαίτερα ενδιαφέρον και θα το αναπτύξουμε, μαζί με τις υπόλοιπες διαφορές που παρουσιάζονται στην συνέχεια της παραγράφου.



Διάγραμμα III. 12: Ραβδογράμμο βαθμολογιών υποκλιμάκων ΕΕ για τα τρία δείγματα.

Στον Πίνακα III.30 που ακολουθεί, παρατίθενται οι διαφορές των μέσων τιμών ανάμεσα στα τρία δείγματα για κάθε υποκλίμακα καθώς και το η ασυμπτωτική σημαντικότητα που προκύπτει κάτω από την μηδενική υπόθεση της ισότητας των μέσων, από τον μη παραμετρικό έλεγχο των Mann και Whitney για την μελέτη των διαφορών. Έτσι παρατίθενται τα αποτελέσματα που προέκυψαν ανά ζεύγος δειγμάτων σε κάθε υποκλίμακα αλλά και στην συνολική βαθμολογία του ΕΕ.

Υποκλίμακες & συνολική βαθμολογία ΕΕ	Πηγές προέλευσης συγκρινόμενων πληθυσμών		Μέση διαφορά	T.A.	p-value
	(A)	(B)	(A - B)		
Σωματική Επιθετικότητα	ΡΑΦΗΝΑ	ΟΚΑΝΑ	-6,54	0,62	< 0,001
	ΡΑΦΗΝΑ	ΤΡΙΠΟΛΗ	-4,89	0,41	< 0,001
	ΟΚΑΝΑ	ΤΡΙΠΟΛΗ	1,64	0,54	0,003
Λεκτική Επιθετικότητα	ΡΑΦΗΝΑ	ΟΚΑΝΑ	-1,33	0,29	< 0,001
	ΡΑΦΗΝΑ	ΤΡΙΠΟΛΗ	-0,52	0,19	< 0,001
	ΟΚΑΝΑ	ΤΡΙΠΟΛΗ	0,81	0,25	0,001
Θυμός	ΡΑΦΗΝΑ	ΟΚΑΝΑ	-2,26	0,44	< 0,001
	ΡΑΦΗΝΑ	ΤΡΙΠΟΛΗ	-0,27	0,29	0,320
	ΟΚΑΝΑ	ΤΡΙΠΟΛΗ	1,99	0,38	< 0,001
Εχθρότητα	ΡΑΦΗΝΑ	ΟΚΑΝΑ	-3,58	0,52	< 0,001
	ΡΑΦΗΝΑ	ΤΡΙΠΟΛΗ	-0,99	0,34	0,003
	ΟΚΑΝΑ	ΤΡΙΠΟΛΗ	2,59	0,44	< 0,001
Συνολική βαθμολογία ΕΕ	ΡΑΦΗΝΑ	ΟΚΑΝΑ	-13,71	1,41	< 0,001
	ΡΑΦΗΝΑ	ΤΡΙΠΟΛΗ	-6,68	0,93	< 0,001
	ΟΚΑΝΑ	ΤΡΙΠΟΛΗ	7,03	1,21	< 0,001

Πίνακας III. 30: Στατιστικός έλεγχος των διαφορών μέσων τιμών υποκλιμάκων και συνολικής βαθμολογίας του ΕΕ, στα τρία δείγματα .

Η μόνη περίπτωση στην οποία δεν αναδείχτηκε στατιστικά σημαντική διαφορά, είναι στην υποκλίμακα «Θυμός», ανάμεσα στα δείγματα της Ραφήνας και της Τρίπολης. Σε κάθε άλλη περίπτωση παρουσιάζεται

το σύνολο των ατόμων του OKANA να έχει υψηλότερη βαθμολογία από αυτό της Τρίπολης, ενώ τα άτομα που απαρτίζουν το δείγμα του γενικού πληθυσμού της Ραφήνας έχουν την χαμηλότερη βαθμολογία. Η χαμηλότερη βαθμολογία, εμφανίζεται στην υποκλίμακα «Λεκτική επιθετικότητα» για όλα τα δείγματα. Στην Τρίπολη και στον OKANA ακολουθεί ο «Θυμός», η «Εχθρότητα» ενώ την υψηλότερη βαθμολογία παρουσιάζει η «Σωματική επιθετικότητα». Η επιθετικότητα εκδηλώνεται περισσότερο με σωματική βία και λιγότερο με φραστικές επιθέσεις σε αυτές τις ομάδες ατόμων. Η συσσώρευση θυμού και οι εκδηλώσεις εχθρότητας κατέχουν τις μέσες θέσεις στην βαθμολογία. Αντίθετα, στο δείγμα του γενικού πληθυσμού τα συναισθήματα θυμού κατέχουν την πρώτη θέση στη βαθμολογική κλίμακα. Ακολουθούν οι εκδηλώσεις εχθρότητας και η λεκτική επιθετικότητα ενώ η σωματική βία κατέχει την χαμηλότερη θέση.

Συμπερασματικά, ο γενικός πληθυσμός δείχνει να είναι λιγότερο επιθετικός ενώ εκδηλώνει μετριοπαθώς την επιθετικότητα του και με περισσότερο εσωτερικό τρόπο, ενώ σαφώς εντονότερες τάσεις καταδεικνύουν τα άτομα της Τρίπολης και του OKANA και μάλιστα με εκδηλώσει στο εγγύς περιβάλλον.

III.1.3.2.c Συσχετίσεις μεταξύ υποκλιμάκων

Στον Πίνακα III.31 που ακολουθεί, παρουσιάζεται για κάθε ζεύγος υποκλιμάκων του ΕΕ ο συντελεστής συσχέτισης του Spearman. Ο υπολογισμός έχει γίνει και στα τρία δείγματα. Τα αποτελέσματα συμφωνούν ως προς την φορά της συσχέτισης, ενώ οι τιμές επίσης δεν απέχουν πολύ. Επιπλέον η κατάταξη σε αύξουσα σειρά των συσχετίσεων είναι ίδια στα δείγματα του OKANA και της Ραφήνας, ενώ μικρή διαφοροποίηση υπάρχει στο δείγμα της Τρίπολης.

Συντελεστής συσχέτισης υποκλιμάκων ΕΕ	Πηγή προέλευσης	Λεκτική Επιθετικότητα	Θυμός	Εχθρότητα
Σωματική Επιθετικότητα	ΡΑΦΗΝΑ	0,28	0,38	0,31
	OKANA	0,47	0,49	0,34
	ΤΡΙΠΟΛΗ	0,47	0,52	0,32
Λεκτική Επιθετικότητα	ΡΑΦΗΝΑ	-	0,48	0,23
	OKANA	-	0,50	0,23
	ΤΡΙΠΟΛΗ	-	0,45	0,27
Θυμός	ΡΑΦΗΝΑ		-	0,41
	OKANA		-	0,41
	ΤΡΙΠΟΛΗ		-	0,41

Πίνακας III. 31: συντελεστής συσχέτισης υποκλιμάκων ΕΕ στα τρία δείγματα.

Εναλλακτικός τρόπος βαθμολόγησης

Για τους λόγους που έχουμε εξηγήσει και στην περίπτωση του [ΕΙΧΣ - 140](#), οι περιγραφικοί δείκτες έχουν υπολογιστεί και με την μορφή λόγων, σε κάθε δείγμα. Οι πίνακες αυτοί παρατίθενται στη συνέχεια. Στη παρούσα εργασία ωστόσο, δεδομένου ότι οι εκλιπούσες σε κάθε άτομο είναι ελάχιστες, δεν συντρέχει λόγος να χρησιμοποιηθούν στην ανάλυση τα δεδομένα με αυτή την μορφή.

	Υποκλίμακες & συνολική βαθμολογία ΕΕ	Μέση τιμή	Διάμεσος	Τ.Α.	Εύρος
ΤΡΙΠΟΛΗ	Σωματική Επιθετικότητα	2,77	2,78	0,73	1,00-4,67
	Λεκτική Επιθετικότητα	2,94	3,00	0,60	1,00-5,00
	Θυμός	3,01	3,00	0,65	1,00-5,00
	Εχθρότητα	2,69	2,63	0,68	1,00-5,00
	Συνολική Βαθμολογία ΕΕ	2,84	2,83	0,51	1,45-4,52
ΡΑΦΗΝΑ	Σωματική Επιθετικότητα	2,22	2,22	0,63	1,00-4,56
	Λεκτική Επιθετικότητα	2,84	2,80	0,63	1,00-5,00
	Θυμός	2,96	2,86	0,65	1,29-5,00
	Εχθρότητα	2,56	2,50	0,65	1,00-4,75
	Συνολική Βαθμολογία ΕΕ	2,60	2,55	0,48	1,31-4,34
ΟΚΑΝΑ	Σωματική Επιθετικότητα	2,95	3,00	0,79	1,22-4,89
	Λεκτική Επιθετικότητα	3,10	3,00	0,59	1,60-4,80
	Θυμός	3,29	3,29	0,61	1,43-4,57
	Εχθρότητα	3,01	3,00	0,68	1,00-4,63
	Συνολική βαθμολογία ΕΕ	3,07	3,03	0,51	1,66-4,28

Πίνακας III. 32: Τα περιγραφικά χαρακτηριστικά των υποκλιμάκων και της συνολικής βαθμολογίας του ΕΕ εκφρασμένων με την μορφή λόγων ανά δείγμα.

III.1.3.3 Έλεγχος Αξιοπιστίας του ΕΕ

III.1.3.3.a Συντελεστές ισοδυναμίας (εσωτερική συνέπεια)

Συντελεστές ημίκλαστου και συντελεστής άλφα του Cronbach

Όπως και στην περίπτωση του [ΕΙΧΣ-140](#) θα εργαστούμε και στα τρία δείγματα, για τον έλεγχο της έχοντας έτσι πάλι την δυνατότητα διασταύρωσης και επαλήθευσης των αποτελεσμάτων μέσω των τριών ερευνών.

Η εσωτερική συνέπεια του ερωτηματολογίου θα μελετηθεί με τον υπολογισμό δύο τους πιο συχνά χρησιμοποιούμενους συντελεστές ημίκλαστου, αυτούς των Spearman - Brown και του Guttman.

Από την διαίρεση του [ΕΕ](#) των είκοσι εννέα ερωτημάτων σε δύο ομάδες των δεκατεσσάρων και των δεκαπέντε ερωτημάτων και τον υπολογισμό των συντελεστών ημίκλαστου των Spearman - Brown και του Guttman, προέκυψαν οι τιμές που παρουσιάζονται στον Πίνακα III.33 που ακολουθεί για κάθε ένα από τα τρία δείγματα.

Δείγμα (ΕΕ)	Συντελεστής παράλληλων δοκιμασιών	Συντελεστής ημίκλαστου των Spearman-Brown	Συντελεστής ημίκλαστου Guttman
ΤΡΙΠΟΛΗ	0,69	0,81	0,81
ΡΑΦΗΝΑ	0,65	0,79	0,79
ΟΚΑΝΑ	0,71	0,83	0,81

Πίνακας III. 33: Συντελεστές ημίκλαστου, για το σύνολο των ερωτημάτων του ΕΕ στα τρία δείγματα.

Η τιμή όλων των συντελεστών ημίκλαστου, και στα τρία δείγματα κυμαίνεται από 0,79 έως 0,83. Αποδεικνύεται δηλαδή ισχυρή εσωτερική συνέπεια για το [ΕΕ](#). Ο σημαντικότερος και πιο ευρέως χρησιμοποιούμενος δείκτης εσωτερικής συνέπειας είναι φυσικά ο συντελεστής άλφα (άλφα) του Cronbach, ο οποίος παρατίθεται στον Πίνακα III.34 που ακολουθεί. Επιπλέον, έχει υπολογιστεί και το μέσο άλφα των τριών δειγμάτων. Ως μέσος όρος των συντελεστών ημίκλαστου, δεν απέχει πολύ αριθμητικά από αυτούς. Και στα τρία δείγματα υπολογίστηκε σχεδόν η ίδια τιμή, αυτή του 0,84. Αποτελεί αδιαμφισβήτητο γεγονός συνεπώς η μεγάλη εσωτερική συνέπεια που χαρακτηρίζει το Ερωτηματολόγιο Επιθετικότητας.

Πηγή προέλευσης δείγματος	Συντελεστής άλφα του Cronbach
ΤΡΙΠΟΛΗ	0,84
ΡΑΦΗΝΑ	0,83
ΟΚΑΝΑ	0,84
Μέσο άλφα	0,84

Πίνακας III. 34: Συντελεστές άλφα του Cronbach,, για το σύνολο των ερωτημάτων του ΕΕ στα τρία δείγματα.

Και σε αυτό το ψυχομετρικό εργαλείο, ο συντελεστής ημίκλαστου καταδεικνύει ότι πολύ μικρό μέρος της μεταβλητότητας στις μετρήσεις αποδίδεται στην μεταβλητότητα ανάμεσα στις εφαρμογές των δύο παράλληλων δοκιμασιών που προέκυψαν από την διαίρεση του ΕΕ (μεταβλητότητα σφάλματος σε αυτή την περίπτωση). Κατά συνέπεια, η μεταβλητότητα μπορεί να αποδοθεί στις ατομικές διαφορές των συμμετεχόντων στο δείγμα., δηλαδή κατά κύριο λόγο στην μεταβλητότητα της πραγματικής τιμής.

Σύμφωνα με τα παραπάνω, το ΕΕ είναι ιδιαίτερα αξιόπιστο εργαλείο στην μέτρηση της επιθετικότητας. Κάθε υποκλίμακα του αποσκοπεί να μετρήσει μία από τις τέσσερις μορφές εκδήλωσης της επιθετικότητας του ατόμου. Αποτελεί κατά συνέπεια σημαντικό ερώτημα κατά πόσο το ερωτηματολόγιο καταφέρνει να μετρήσει αξιόπιστα κάθε μία από αυτές τις μορφές. Για τον λόγο αυτό υπολογίστηκε ο συντελεστής αξιοπιστίας ημίκλαστου που αντιστοιχεί στην υποομάδα ερωτημάτων της εκάστοτε υποκλίμακας. Οι τιμές αυτές δίνονται για κάθε δείγμα στον Πίνακα III.35 που ακολουθεί.

Συντελεστής αξιοπιστίας:	Συντελεστής παράλληλων δοκιμασιών			Συντελεστής ημίκλαστου Spearman - Brown			Συντελεστής ημίκλαστου Guttman		
	ΤΡΙΠΟΛΗ	ΡΑΦΗΝΑ	ΟΚΑΝΑ	ΤΡΙΠΟΛΗ	ΡΑΦΗΝΑ	ΟΚΑΝΑ	ΤΡΙΠΟΛΗ	ΡΑΦΗΝΑ	ΟΚΑΝΑ
Υποκλίμακα ΕΕ									
Σωματική Επιθετικότητα	0,56	0,45	0,63	0,72	0,63	0,78	0,69	0,58	0,72
Λεκτική Επιθετικότητα	0,30	0,33	0,29	0,43	0,34	0,45	0,42	0,33	0,45
Θυμός	0,38	0,30	0,30	0,56	0,47	0,46	0,55	0,46	0,45
Εχθρότητα	0,39	0,45	0,43	0,56	0,62	0,60	0,56	0,62	0,60

Πίνακας III. 35: Συντελεστές ημίκλαστου, για κάθε υποκλίμακα του ΕΕ, ανά δείγμα.

Οι συντελεστές ημίκλαστου του Guttman, κυμαίνονται από 0,33 («Λεκτική επιθετικότητα» - Ραφήνα) έως 0,72 («Σωματική επιθετικότητα» - ΟΚΑΝΑ). Αντίστοιχα, οι συντελεστές ημίκλαστου των Spearman – Brown, κυμαίνονται από 0,34 («Λεκτική επιθετικότητα» - Ραφήνα) έως 0,72 («Σωματική επιθετικότητα» - ΟΚΑΝΑ). Βλέπουμε δηλαδή ότι η υποκλίμακα της σωματικής επιθετικότητας εμφανίζει και στα τρία δείγματα υψηλή εσωτερική συνέπεια και άρα αξιοπιστία, ενώ η λεκτική δεν δίνει ικανοποιητικές εκτιμήσεις. Στο ενδιάμεσο βρίσκονται οι δύο άλλες υποκλίμακες.

Η εσωτερική συνέπεια για κάθε υποκλίμακα αποσαφηνίζεται ωστόσο με την χρήση του συντελεστή άλφα του Cronbach. Όπως και στην περίπτωση του συνολικού [ΕΙΧΣ-140](#), υπολογίστηκε για κάθε υποκλίμακα το άλφα του Cronbach και στα τρία δείγματα, καθώς και το μέσο άλφα. Στον Πίνακα III.36 που ακολουθεί, παρατίθενται οι συντελεστές αυτοί κατά αύξουσα σειρά του μέσου άλφα. Έχει ενδιαφέρον να παρατηρήσει κανείς πως αν και οι τιμές των συντελεστών διαφέρουν από δείγμα σε δείγμα για δεδομένη υποκλίμακα, η κατάταξη των άλφα των υποκλιμάκων με βάση την τιμή τους είναι ακριβώς η ίδια. Έτσι, όπως μας επέδειξαν και οι συντελεστές ημίκλαστου, η πλέον συνεπής υποκλίμακα είναι αυτή της σωματικής επιθετικότητας (άλφα = 0,72) ενώ η λιγότερο η υποκλίμακα της λεκτικής επιθετικότητας (άλφα = 0,52).

Οι [Buss και Perry \(1992\)](#) παρουσιάζουν τους παρακάτω συντελεστές για κάθε υποκλίμακα του [ΕΕ](#): «Σωματική επιθετικότητα» $\alpha = 0,85$, «Θυμός» $\alpha = 0,83$, «Εχθρότητα» $\alpha = 0,77$ και «Λεκτική επιθετικότητα» $\alpha = 0,72$. Είναι εμφανές ότι η κατάταξη παραμένει η ίδια, πλην όμως οι τιμές των συντελεστών είναι ασφαλώς υψηλότερες από αυτούς που προέκυψαν από την ελληνική έρευνα.. Αντίθετα, ο συντελεστής α δίνεται από τους συγγραφείς ίσος με 0,89, πολύ κοντά στην τιμή 0,84 που ανέδειξαν και οι τρεις ελληνικές έρευνες.

Συντελεστής αξιοπιστίας:	άλφα του Cronbach			
	Πηγή δείγματος	ΤΡΙΠΟΛΗ	ΡΑΦΗΝΑ	ΟΚΑΝΑ
Υποκλίμακα ΕΕ				ΜΕΣΟ α
Λεκτική Επιθετικότητα		0,50	0,55	0,51
Θυμός		0,59	0,63	0,55
Εχθρότητα		0,70	0,73	0,70
Σωματική Επιθετικότητα		0,74	0,68	0,79

Πίνακας III. 36: Συντελεστές ημίκλαστου, για κάθε υποκλίμακα του ΕΕ, ανά δείγμα.

Δεδομένου ότι οι τιμές σε των τριών δειγμάτων σχεδόν συμπίπτουν, καταλήγουμε στο συμπέρασμα, ότι κατά την εφαρμογή του σε ελληνικό πληθυσμό το ΕΕ παρουσιάζει μικρή σχετικά εσωτερική συνέπεια ανά κλίμακας (εκτός από την κλίμακα της σωματικής επιθετικότητας), αλλά μεγάλη στο σύνολό του. Ωστόσο, θα πρέπει να λάβει κανείς υπόψη του ότι η «Λεκτική επιθετικότητα» περιλαμβάνει μόλις 5 ερωτήματα ενώ οι άλλες τρεις υποκλίμακες από 7 έως 9, γεγονός που έχει μεγάλη επίδραση στην εκτίμηση της αξιοπιστίας.

III.1.3.3.b Κατώτερα όρια του Guttman

Στην συνέχεια θα υπολογίσουμε τις τιμές των έξι λάμδα του Guttman, τόσο για τις υποκλίμακες όσο και για τις συνολικές βαθμολογίες του [ΕΕ](#) σε όλα τα δείγματα. Αν προκύψει το λ_5 ή το λ_6 να είναι μεγαλύτερα από τον συντελεστή ημίκλαστου του Guttman (λ_3) ή το α του Cronbach (λ_2), τότε ο Guttman εισηγείται την τιμή αυτών ως εκτίμηση της αξιοπιστίας.

Παρατηρεί κανείς ότι το λ_5 είναι σε κάθε περίπτωση μικρότερο ή ίσο των λ_2 και λ_3 . Αντίθετα, το λ_6 είναι μεγαλύτερο ή ίσο των λ_2 και λ_3 στην περίπτωση της συνολικής βαθμολογίας, κάτι που όμως δεν ισχύει για καμία από τις υποκλίμακες. Το γεγονός αυτό μας δίνει πληροφορία για την φύση του ΕΕ. Το ερωτηματολόγιο μετρά ένα σύνολο εκφάνσεων της επιθετικότητας. Σε κάθε ερώτημα, ένα μικρό υποσύνολο αυτών επηρεάζουν την απάντηση του αποκρινόμενου. Έτσι, σύμφωνα με όσα έχουν ειπωθεί στο κεφάλαιο 2, σε κάθε ζεύγος ερωτημάτων είναι δύσκολο να συμπίπτουν αυτά τα υποσύνολα. Αντίθετα, τα γνωρίσματα που υποθάλπονται κάθε ερωτήματος αντιπροσωπεύονται σε μεγάλο βαθμό από τα υπόλοιπα. ([SPSS, 1999](#)). Το ίδιο όμως δεν συμβαίνει μέσα στην ίδια υποκλίμακα.

Συντελεστής αξιοπιστίας		λ_1	λ_2	λ_3	λ_4	λ_5	λ_6
ΤΡΙΠΟΛΗ	Σωματική Επιθετικότητα	0,66	0,78	0,75	0,68	0,76	0,77
	Λεκτική Επιθετικότητα	0,40	0,53	0,50	0,42	0,53	0,48
	Θυμός	0,51	0,69	0,60	0,55	0,65	0,66
	Εχθρότητα	0,62	0,71	0,70	0,56	0,69	0,71
	Συνολική Βαθμολογία	0,81	0,86	0,84	0,81	0,84	0,88
		λ_1	λ_2	λ_3	λ_4	λ_5	λ_6
ΡΑΦΗΝΑ	Σωματική Επιθετικότητα	0,61	0,73	0,68	0,58	0,70	0,71
	Λεκτική Επιθετικότητα	0,44	0,58	0,55	0,33	0,56	0,55
	Θυμός	0,54	0,68	0,63	0,46	0,66	0,67
	Εχθρότητα	0,64	0,74	0,73	0,62	0,72	0,73
	Συνολική Βαθμολογία	0,80	0,84	0,83	0,78	0,83	0,88
		λ_1	λ_2	λ_3	λ_4	λ_5	λ_6
ΟΚΑΝΑ	Σωματική Επιθετικότητα	0,70	0,82	0,79	0,72	0,80	0,81
	Λεκτική Επιθετικότητα	0,41	0,54	0,51	0,45	0,54	0,50
	Θυμός	0,47	0,64	0,55	0,45	0,62	0,62
	Εχθρότητα	0,62	0,72	0,70	0,60	0,69	0,71
	Συνολική Βαθμολογία	0,81	0,86	0,84	0,81	0,84	0,90

Πίνακας III. 37: Κατώτερα όρια συντελεστή αξιοπιστίας κατά Guttman , υποκλιμάκων και συνολικής βαθμολογίας του ΕΕ στα τρία δείγματα.

Κατά συνέπεια οι συντελεστές ημίκλαστου και το άλφα του Cronbach είναι σύμφωνα και με τον Guttman, τα μόνα κάτω όρια στα οποία θα πρέπει να αναφερόμαστε στην εκτίμηση της αξιοπιστίας κάθε υποκλίμακας. Αντίθετα, για την συνολική βαθμολογία η καταλληλότερη εκτίμηση είναι το λ_6 , το οποίο κατά μέσο όρο των τριών δειγμάτων είναι ίσο με 0,89.

III.1.4 Στάθμιση Κλίμακας Παρορμητικότητας του Barratt – 11 (ΚΠ-11)

III.1.4.1 Η Κλίμακα Παρορμητικότητας του Barratt - 11 (ΚΠ-11)

Η παρορμητικότητα αποτελεί ένα χαρακτηριστικό της προσωπικότητας το οποίο σχετίζεται με ένα πλήθος ψυχιατρικών διαταραχών, όπως για παράδειγμα οι αντικοινωνικές διαταραχές ([Fossati et al, 2001](#))¹³. Οι ίδιοι συγγραφείς συμπεριφέρονται την άποψη του Monahan (1997): «στο κλείσιμο του αιώνα, η παρορμητικότητα εγείρεται ως μία βασική κατασκευή σε πολλά πεδία των συμπεριφοριστικών επιστημών [...] η γενική κατασκευή της παρορμητικότητας γίνεται ένα κλειδί το οποίο εφιστά την προσοχή μας σε όλο το πεδίο της δημιουργίας αποφάσεων». Η αιτιολόγηση της άποψης αυτής από τους συγγραφείς έγκειται στη θεμελιώδη σχέση της παρορμητικότητας με τον έλεγχο των σκέψεων και της συμπεριφοράς (Barratt, 1972).

Το πρώτο ερωτηματολόγιο μέτρησης της προσωπικότητας, το οποίο δεν αποτελούσε τμήμα κάποιου ευρύτερου ψυχομετρικού εργαλείου είναι η [Κλίμακα Παρορμητικότητας του Barratt](#) (BIS – 11, Barratt, 1959). Έκτοτε ένας αριθμός μελετητών πρότειναν διαφορετικούς τρόπους προσέγγισης της παρορμητικότητας, συσχετίζοντας την κυρίως με βιολογικά μοντέλα, ενώ οι Barratt και Stanford (1995) χρησιμοποίησαν βιολογικές, κοινωνικές, γνωστικές και συμπεριφοριστικές μετρήσεις που συνέκλιναν στην δημιουργία μίας βάσης ελέγχου της εγκυρότητας εννοιολογικής κατασκευής της έννοιας της παρορμητικότητας ([Fossati et al, 2001](#)).

Η νεότερη έκδοση της Κλίμακας Παρορμητικότητας του Barratt είναι η ΚΠ – 11 (Patton et al, 1995). Πρόκειται για ένα αυτοσυμπληρούμενο ψυχομετρικό εργαλείο αποτελούμενο από τριάντα διατάξιμα ερωτήματα τεσσάρων κατηγοριών. Ο αποκρινόμενος καλείται να καταδείξει την συχνότητα με την οποία υιοθετεί τις συμπεριφορές τις οποίες αντιπροσωπεύει κάθε ερώτημα, επιλέγοντας μία από τις απαντήσεις: «πολύ σπάνια ή ποτέ», «μερικές φορές», «συχνά» και τέλος «συνέχεια / σχεδόν πάντα». Οι επιλογές αυτές βαθμολογούνται αντίστοιχα από ένα έως τέσσερα σε κάποια ερωτήματα, ενώ όπως και στο ΕΙΧΣ, υπάρχουν ερωτήματα τα οποία βαθμολογούνται αντίστροφα προκειμένου να αποφευχθεί η μεροληψία απάντησης. Έτσι η τελική βαθμολογία για κάθε άτομο, μπορεί να κυμαίνεται από 30 έως 120 (χωρίς εκλιπούσες τιμές). Όσο μεγαλύτερη είναι η βαθμολογία ενός ατόμου στην ΚΠ – 11, τόσο μεγαλύτερο είναι το επίπεδο παρορμητικότητας που το διακρίνει.

Η ΚΠ – 11 δόθηκε ταυτόχρονα με το [ΕΙΧΣ-140](#) και το [ΕΕ](#), στα δείγματα της Τρίπολης, της Ραφήνας και του ΟΚΑΝΑ. Κάνοντας χρήση των τεσσάρων ερωτημάτων του ΕΙΧΣ που αφορούν τους τυχαίους αποκριτές, εξασφαλίστηκε η εξαίρεσή τους από την έρευνα.

¹³ Η εισαγωγή αυτή έχει βασιστεί στο άρθρο των Fossati et al (2001)

III.1.4.2 Περιγραφική Ανάλυση

III.1.4.2.a Περιγραφικοί δείκτες των τριών δειγμάτων

Στην παράγραφο αυτή παραθέτουμε τους περιγραφικούς δείκτες της συνολικής βαθμολογίας της [ΚΠ - 11](#), σε κάθε δείγμα, προκειμένου στην συνέχεια να είναι εφικτή η σύγκρισή τους και η εξαγωγή συμπερασμάτων για τις όποιες διαφορές ανάμεσα στις ανομοιογενείς αυτές ομάδες ατόμων.

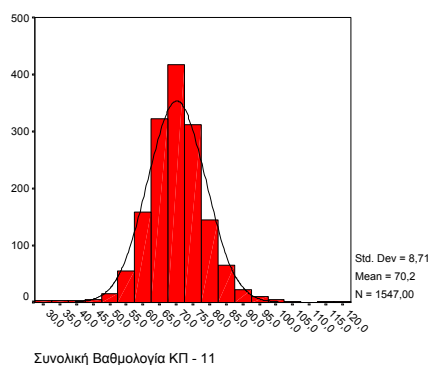
III.1.4.2.a.i Δειγματοληψία Τρίπολης

Από το δείγμα 1944 ατόμων της Τρίπολης, στα 1676 (86,2%) δόθηκε η [ΚΠ - 11](#), ταυτόχρονα με το [ΕΙΧΣ - 140](#). Από τις λανθασμένες απαντήσεις τους σε ένα από τα τέσσερα ερωτήματα αξιοπιστίας των αποκριτών του ΕΙΧΣ, εξαιρέθηκαν 434 άτομα (25,9%). Τα άτομα που δεν απάντησαν το πολύ σε τέσσερα ερωτήματα σε όλη τη ΚΠ - 11, εξαιρέθηκαν από τα δεδομένα (129 άτομα ή 7,7%). Επί συνόλου 1547 ατόμων λοιπόν, υπολογίστηκαν οι περιγραφικοί δείκτες της συνολικής βαθμολογίας της ΚΠ - 11, τα οποία παρουσιάζονται στον Πίνακα III.38 που ακολουθεί.

Περιγραφικοί δείκτες ΚΠ - 11	N (ΤΡΙΠΟΛΗ)	Μέση τιμή	Διάμεσος	T.A.	Εύρος
Συνολική βαθμολογία	1547	70,15	70	8,71	30 - 120

Πίνακας III. 38: Περιγραφικοί δείκτες βαθμολογίας ΚΠ - 11, Τρίπολη.

Από την εφαρμογή της δοκιμασίας Kolmogorov – Smirnov ενός δείγματος, προέκυψε ότι η συνολική βαθμολογία της ΚΠ - 11 δεν κατανέμεται κανονικά ($z = 2,650$ και asymp. sig. (2-tailed)<0,001). Στο αντίστοιχο ιστόγραμμα που παρουσιάζεται στη συνέχεια, παρατηρεί ωστόσο κανείς την συμμετρικότητα της κατανομής.



Διάγραμμα III. 13: Ιστόγραμμα ΚΠ-11 (Τρίπολη)

III.1.4.2.a.ii Δειγματοληψία OKANA

Στον OKANA δόθηκε η [ΚΠ – 11](#) σε 179 άτομα. Από τις λαθεμένες απαντήσεις τους σε τουλάχιστον ένα από τα τέσσερα ερωτήματα αξιοπιστίας των αποκριτών, εξαιρέθηκαν στην συνέχεια 14 άτομα (7,8%), ενώ δεν υπήρξαν άτομα που να εξαιρέθηκαν λόγω πολλών εκκλίπουσων τιμών. Έτσι, το δείγμα ατόμων που τελικά εισήχθηκε στην ανάλυση είναι ακριβώς το ίδιο με αυτό που χρησιμοποιήσαμε στην στάθμιση του [ΕΙΧΣ – 140](#) (βλ. παρ. III.1.5.2.a.ii – δειγματοληψία OKANA). Τα περιγραφικά στατιστικά στοιχεία για την συνολική βαθμολογία της ΚΠ - 11, παρουσιάζονται στον Πίνακα III.39 που ακολουθεί.

Περιγραφικοί δείκτες βαθμολογίας ΚΠ – 11	N (OKANA)	Μέση τιμή	T.A.	Εύρος
Σύνολο ατόμων	165	69,06	6,98	55 - 87
Άνδρες	127	69,13	7,26	55 - 87
Γυναίκες	33	68,76	6,27	58 - 86

Πίνακας III. 39: Περιγραφικοί δείκτες βαθμολογίας ΚΠ-11, ανά φύλο και συνολικά, OKANA.

Από την εφαρμογή της δοκιμασίας Kolmogorov – Smirnov ενός δείγματος, προέκυψε ότι η συνολική βαθμολογία της ΚΠ – 11 κατανέμεται σε κάθε ένα από τα δύο φύλα, όπως φαίνεται στον Πίνακα III.40 που ακολουθεί.

Δείγμα:	Z	p-value
Ανδρών	0,992	0,278
Γυναίκων	0,869	0,437
Συνολικό	0,980	0,292

Πίνακας III. 40: Δοκιμασία one sample Kolmogorov – Smirnov, βαθμολογίας ΚΠ – 11, ανά φύλο και συνολικά (OKANA).

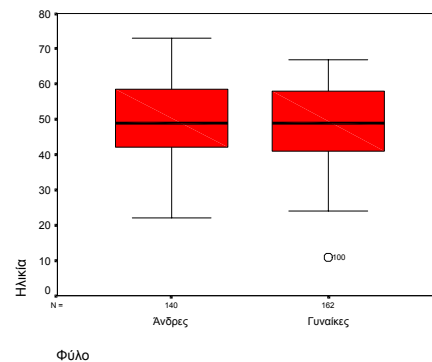
Τέλος, από την εφαρμογή του παραμετρικού ελέγχου t-test δεν προέκυψε διαφορά της συνολικής βαθμολογίας ανάμεσα στα φύλα ($t = 0,272$, β.ε. = 158 και $p - value = 0,786$).

III.1.4.2.a.iii Δειγματοληψία Ραφήνας

Η [ΚΠ - 11](#) δόθηκε σε γενικό πληθυσμό στην περιοχή της Ραφήνας. Το αρχικό δείγμα αποτελείτο από 343 άτομα. Από τις λαθεμένες απαντήσεις τους σε ένα από τα τέσσερα ερωτήματα αξιοπιστίας των αποκριτών, εξαιρέθηκαν 33 άτομα (9,62 %). Εξαιρέθηκε στη συνέχεια ένα άτομο το οποίο δεν απάντησε το πολύ σε τέσσερα ερωτήματα σε όλη την ΚΠ – 11.

Από τα 306 άτομα που έλαβαν τελικά μέρος στην ανάλυση 142 (45,8 %) ήταν άνδρες, μέσης ηλικίας 49,22 ετών (εύρος 22 – 73 έτη), 164 (53,4%) ήταν γυναίκες μέσης ηλικίας 54,19 ετών (εύρος 11 – 67 έτη).

Η ηλικία δεν διαφέρει σε βαθμό στατιστικά σημαντικό ανάμεσα στα δύο φύλα ($t = 0,27$ β.ε. = 300 και $p - \text{value} = 0,788$), ενώ για 4 άτομα δεν υπήρξε καταχώρηση. Στο διάγραμμα III.14 που ακολουθεί παρουσιάζεται η ηλικία ανά φύλο, ενώ στο Πίνακα III.41 οι περιγραφικοί δείκτες συνολικά και ανά φύλο.



Διάγραμμα III. 14: Κατανομή βαθμολογίας ΚΠ-11 ανά φύλο (Ραφήνα).

Περιγραφικοί δείκτες ΚΠ – 11	N (ΡΑΦΗΝΑ)	Μέση τιμή	Διάμεσος	T.A.	Εύρος
Σύνολο ατόμων	306	69,51	69,0	7,12	48 – 100
Άνδρες	142	69,23	68,0	7,25	52 – 100
Γυναίκες	164	69,76	69,5	6,99	48 - 85

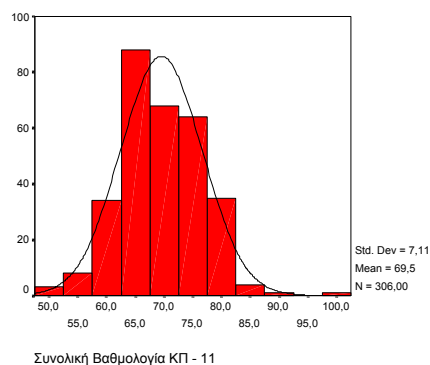
Πίνακας III. 41: Περιγραφικοί δείκτες βαθμολογίας ΚΠ - 11, ανά φύλο και συνολικά, Ραφήνα.

Από την εφαρμογή της δοκιμασίας Kolmogorov – Smirnov ενός δείγματος, προέκυψε ότι η συνολική βαθμολογία της ΚΠ – 11 δεν κατανέμεται κανονικά ($z = 1,271$ και $p - \text{value} = 0,079$). Ωστόσο κατανέμεται κανονικά σε κάθε ένα από τα δύο φύλα.

Δείγμα:	Z	p-value
Ανδρών	0,967	0,307
Γυναικών	0,870	0,436
Συνολικό	1,271	0,079

Πίνακας III. 42: Δοκιμασία one sample Kolmogorov – Smirnov, βαθμολογίας ΚΠ – 11, ανά φύλο και συνολικά (Ραφήνα).

Τέλος, από την εφαρμογή του παραμετρικού ελέγχου t-test δεν προέκυψε διαφορά της συνολικής βαθμολογίας ανάμεσα στα φύλα ($t = -0,651$, β.ε. = 304 και $p - \text{value} = 0,516$). Στην συνέχεια ακολουθεί το ιστόγραμμα της βαθμολογίας των ατόμων στην ΚΠ - 11, όπου διαφαίνεται μία ελαφριά ασυμμετρία.



Διάγραμμα III. 15: Ιστόγραμμα ΚΠ-11 (Ραφήνα).

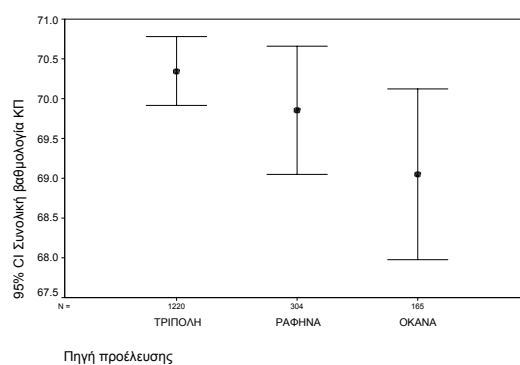
III.1.4.2.b Σύγκριση των τριών δειγμάτων

Αντίθετα από ότι έχουμε δει για τα άλλα δύο ερωτηματολόγια, στην περίπτωση της [Κλίμακας Παρορμητικότητας του Barratt](#), οι διαφορές στις μέσες τιμές της συνολικής βαθμολογίας φαίνονται να είναι μικρές από δείγμα σε δείγμα. Οι μέσες τιμές αυτές παρουσιάζονται συγκεντρωτικά στον Πίνακα III.43 που ακολουθεί.

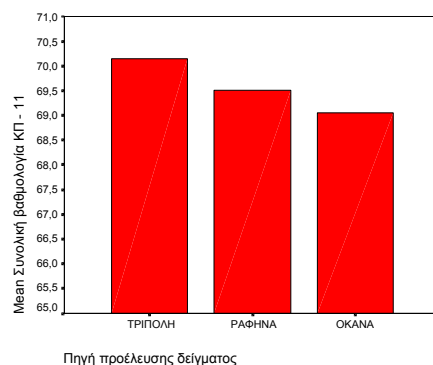
Πηγή προέλευσης δεδομένων	ΤΡΙΠΟΛΗ	ΡΑΦΗΝΑ	ΟΚΑΝΑ
Συνολική Βαθμολογία Ε Ε	70,15	69,51	69,06

Πίνακας III. 43: Μέσες τιμές συνολικής βαθμολογίας ΚΠ - 11, στα τρία δείγματα .

Οι διαφορές αυτές παρουσιάζονται εποπτικά στα διαγράμματα που ακολουθούν.



Διάγραμμα III. 16: Ραβδογράμματα βαθμολογίας ΚΑΠ ανά δείγμα.



Διάγραμμα III. 17: Μέση τιμή βαθμολογίας ΚΑΠ ανα δείγμα.

Και γραφικά, οι διαφορές φαίνονται να μην είναι σημαντικές. Αυτό επιβεβαιώνεται από την εφαρμογή της ανάλυσης διασποράς μίας κατεύθυνσης, σύμφωνα με την οποία καμία διαφορά δεν είναι στατιστικά σημαντική στο επίπεδο του 5 %. Τα αποτελέσματα παρατίθενται στον Πίνακα III.44 που ακολουθεί, όπου για τις πολλαπλές συγκρίσεις έχει χρησιμοποιηθεί ο έλεγχος του Bonferroni.

Συνολική βαθμολογία ΚΠ - 11	Πηγές προέλευσης συγκρινόμενων πληθυσμών		Μέση διαφορά	T.A.	p - value
	(A)	(B)	(A - B)		
	ΤΡΙΠΟΛΗ	ΡΑΦΗΝΑ	0,64	0,52	0,654
	ΤΡΙΠΟΛΗ	ΟΚΑΝΑ	1,10	0,68	0,325
	ΡΑΦΗΝΑ	ΟΚΑΝΑ	0,46	0,81	1,000

Πίνακας III. 44: Στατιστικός έλεγχος των διαφορών μέσων τιμών συνολικής της ΚΠ - 11, στα τρία δείγματα .

Εναλλακτικός τρόπος βαθμολόγησης

Για τους λόγους που έχουμε εξηγήσει, οι περιγραφικοί δείκτες έχουν υπολογιστεί και με την μορφή λόγων, σε κάθε δείγμα. Οι δείκτες αυτοί παρατίθενται στη συνέχεια. Στη παρούσα εργασία ωστόσο, δεδομένου ότι οι εκλιπούσες σε κάθε άτομο είναι ελάχιστες, δεν συντρέχει λόγος να χρησιμοποιηθούν στην ανάλυση τα δεδομένα με αυτή την μορφή.

Περιγραφικοί δείκτες	Μέση τιμή	T.A.	Εύρος
Τρίπολη	2,35	0,29	1,00-4,00
Ραφήνα	2,32	0,24	1,60-3,33
Οκανα	2,30	0,23	1,83-2,90

Πίνακας III. 45: Τα περιγραφικά χαρακτηριστικά συνολικής βαθμολογίας ΚΠ – 11 εκφρασμένων με την μορφή λόγων, στα τρία δείγματα

III.1.4.3 Έλεγχος Αξιοπιστίας της ΚΠ-11

III.1.4.3.a Συντελεστές ισοδυναμίας (εσωτερική συνέπεια)

Συντελεστές ημίκλαστου και συντελεστής άλφα του Cronbach

Για τον έλεγχο της εσωτερικής συνέπειας της [Κλίμακας Παρορμητικότητας του Barratt](#), υπολογίζουμε στην συνέχεια τους συντελεστές ημίκλαστου και το άλφα του Cronbach. Τα αποτελέσματα παρουσιάζονται στον Πίνακα III.46 που ακολουθεί.

Συντελεστής:	Συντελεστής Παράλληλων δοκιμασιών	Συντελεστής ημίκλαστου Spearman - Brown	Συντελεστής ημίκλαστου Guttman	Συντελεστής άλφα του Cronbach
Δείγμα:				
ΤΡΙΠΟΛΗ	0,34	0,51	0,51	0,68
ΡΑΦΗΝΑ	0,13	0,23	0,22	0,54
ΟΚΑΝΑ	0,10	0,18	0,18	0,50

Πίνακας III. 46: Συντελεστές ημίκλαστου του Guttman και των Spearman – Brown, και άλφα του Cronbach, ανά δείγμα.

Εύκολα παρατηρεί κανείς ότι η κλίμακα δεν μπορεί να θεωρηθεί εσωτερικά συνεπής. Η χαμηλότερες τιμές των συντελεστών ημίκλαστου αλλά και του άλφα, καταδεικνύουν ότι αρκετά μεγάλο μέρος της μετρούμενης μεταβλητότητας είναι μεταβλητότητα σφάλματος. Είναι αληθές το γεγονός ότι τα ερωτήματα είναι λίγα στον αριθμό. Παρόλα αυτά για την αμερικανική έκδοση της κλίμακας, ο συντελεστής άλφα υπολογίζεται να είναι ίσος με 0,82 (Patton et al, 1995), ενώ για την Ιταλική 0,79 ([Fossati et al, 2001](#)). Στην καλύτερη περίπτωση, από τα ελληνικά δεδομένα ο συντελεστής άλφα δεν ξεπερνά την τιμή 0,68 (δείγμα Τρίπολης).

Οι διαφορές αυτές ανάμεσα στις τρεις χώρες οφείλονται στις διαφορετικές κοινωνικοοικονομικές και πολιτισμικές συνθήκες. Η χαμηλή τιμή του άλφα που υπολογίστηκε στο ελληνικό δείγμα, καταδεικνύει την ανάγκη της διαφορετικής διατύπωσης και διαμόρφωσης των ερωτημάτων, προκειμένου να είναι πιο συμβατά με την ελληνική κουλτούρα και πραγματικότητα. Έτσι, θα είναι περισσότερο αξιόπιστο το ψυχομετρικό αυτό εργαλείο ως προς την ικανότητα του να μετρά την παρορμητικότητα των ελλήνων.

III.1.4.3.b Κατώτερα όρια του Guttman

Στην συνέχεια θα υπολογίσουμε τις τιμές των έξι λάμδα του Guttman σε όλα τα δείγματα. Αν προκύψει το λ_5 ή το λ_6 να είναι μεγαλύτερα από τον συντελεστή ημίκλαστου του Guttman (λ_3) ή το α του Cronbach (λ_2), τότε ο Guttman εισηγείται την τιμή αυτών ως εκτίμηση της αξιοπιστίας.

Δείγμα	Όρια του Guttman					
	λ_1	λ_2	λ_3	λ_4	λ_5	λ_6
ΤΡΙΠΟΛΗ	0,65	0,72	0,68	0,51	0,69	0,75
ΡΑΦΗΝΑ	0,53	0,63	0,54	0,22	0,58	0,71
ΟΚΑΝΑ	0,48	0,58	0,50	0,18	0,53	0,68

Πίνακας III. 47: Κατώτερα όρια συντελεστή αξιοπιστίας κατά Guttman της ΚΠ-11, ανά δείγμα.

Το λ_6 είναι σε κάθε περίπτωση μεγαλύτερο ή ίσο των λ_2 και λ_3 , όπως συνέβαινε και με το ΕΕ. Έτσι, σύμφωνα με τον Guttman το λ_6 αποτελεί το καταλληλότερο εκτιμώμενο κάτω όριο του συντελεστή αξιοπιστίας. Με μέσο όρο 0,71 ανάμεσα στα δείγματα, η εκτίμηση αυτή είναι σαφώς ικανοποιητικότερη των συντελεστών ισοδυναμίας που προηγήθηκαν.

III.1.5 Συσχετίσεις μεταξύ ερωτηματολογίων

III.1.5.1 Συσχετίσεις ερωτηματολογίων ΕΙΧΣ–140 και ΚΠ – 11

Για τον έλεγχο της εγκυρότητας εννοιολογικής κατασκευής των ερωτηματολογίων [ΕΙΧΣ–140](#) και [ΚΠ – 11](#), υπολογίστηκαν οι συντελεστές συσχέτισης¹⁴ ανάμεσα στις επιμέρους υποκλίμακες και την συνολική βαθμολογία του ΕΙΧΣ–140 και την βαθμολογία του ΚΠ – 11, σε κάθε ένα από τα τρία δείγματα. Παρουσιάζονται διαφορές ανάμεσα στα τρία δείγματα, οι οποίες είναι αναμενόμενες λαμβάνοντας υπόψη την ανομοιογένεια των δειγμάτων.

Η ισχύς των επιμέρους συντελεστών είναι μικρή έως μέτρια και μεταβάλλεται από δείγμα σε δείγμα, ενώ η φορά παραμένει σταθερή στις συσχετίσεις που είναι στατιστικά σημαντικές. Έτσι αρνητικά φαίνεται να σχετίζεται η γενική βαθμολογία του ΚΠ – 11 με όλες τις υποκλίμακες του ΕΙΧΣ – 140, εκτός από τρεις.

Το σημαντικότερο ίσως αποτέλεσμα είναι η συσχέτιση της «στάσης αναζήτησης του νέου» με την παρορμητικότητα. Ο συντελεστής είναι παντού θετικός υποδεικνύοντας ότι όσο πιο παρορμητικό είναι ένα άτομο, τόσο πιο πολύ αναζητά καινοτομίες ενώ τιμή του κυμαίνεται από 0,267 έως 0,272. Θετική είναι επίσης η σχέση της «στάσης οικουμενικότητας» με την παρορμητικότητα. Το χαρακτηριστικό αυτό που είναι άμεσα συνδεδεμένο με τις πιο πνευματώδης πτυχές της προσωπικότητας, φαίνεται να απαντάται εντονότερα στα παρορμητικά άτομα. Τέλος, η επιμονή δείχνει να σχετίζεται θετικά με την παρορμητικότητα στα άτομα της Τρίπολης, ενώ αντίθετα δείχνει να συνδέεται αρνητικά στα άτομα του ΟΚΑΝΑ.

Τα αποτελέσματα καταδεικνύουν ότι όσο πιο υψηλή βαθμολογία έχει ένα άτομο στις υποκλίμακες που αφορούν τις στάσεις αυτοπροσδιορισμού, αποφυγής πόνου, συνεργασιμότητας και επιβράβευσης, τόσο

¹⁴ Ανάλογα με το αν οι μεταβλητές κατανέμονται κανονικά ή όχι, έχει υπολογιστεί ο συντελεστής συσχέτισης του Pearson ή του Spearman αντίστοιχα

λιγότερο παρορμητικό χαρακτηρίζεται βάση της βαθμολογίας του στην ΚΠ – 11. Αναλυτικά οι συντελεστές παρουσιάζονται στον Πίνακα III.48 που ακολουθεί.

ΕΙΧΣ – 140:		Συνολική βαθμολογία ΚΠ – 11	
		<i>Spearman r</i>	<i>p-value</i>
ΤΡΙΠΟΛΗ	Στάση αυτοπροσδιορισμού	-0,137	0,000
	Στάση αποφυγής πόνου	-0,120	0,000
	Συνεργασιμότητα	-0,081	0,005
	Στάση επιβράβευσης	-0,001	0,959
	Στάση επιμονής	0,127	0,000
	Στάση οικουμενικότητας	0,237	0,000
	Στάση αναζήτησης του νέου	0,272	0,000
	Συνολική βαθμολογία ΕΙΧΣ - 140	0,103	0,000
ΡΑΦΗΝΑ	Στάση αυτοπροσδιορισμού	-0,230	0,000
	Στάση αποφυγής πόνου	-0,055	0,340
	Συνεργασιμότητα	-0,436	0,000
	Στάση επιβράβευσης	-0,174	0,002
	Στάση επιμονής	-0,133	0,020
	Στάση οικουμενικότητας	-0,084	0,145
	Στάση αναζήτησης του νέου	0,267	0,000
	Συνολική βαθμολογία ΕΙΧΣ – 140	-0,348	0,000
ΟΚΑΝΑ	Στάση αυτοπροσδιορισμού	-0,244	0,002
	Στάση αποφυγής πόνου	-0,014	0,856
	Συνεργασιμότητα	0,003	0,965
	Στάση επιβράβευσης	0,047	0,546
	Στάση επιμονής	0,061	0,439
	Στάση οικουμενικότητας	0,234	0,003
	Στάση αναζήτησης του νέου	0,270	0,000
	Συνολική βαθμολογία ΕΙΧΣ – 140	0,124	0,111

Πίνακας III. 48: Συντελεστές συσχέτισης συνολικής βαθμολογίας ΚΠ – 11 και υποκλιμάκων - συνολικής βαθμολογίας ΕΙΧΣ–140 ανά δείγμα.

III.1.5.2 Συσχετίσεις ΕΙΧΣ–140 και ΕΕ

Σε κάθε ένα από τα τρία δείγματα, έχει υπολογιστεί ο συντελεστής συσχέτισης τόσο των συνολικών βαθμολογιών, όσο και των υποκλιμάκων των ερωτηματολογίων. Τα αποτελέσματα δεν απέχουν πολύ ανάμεσα στα τρία σύνολα ατόμων.

Αναλυτικότερα, η επιθετικότητα δείχνει να σχετίζεται θετικά με τις υποκλίμακες του ΕΙΧΣ–140 που σχετίζονται με την αναζήτηση νέων εμπειριών, με αποφυγή πόνου και με την σχέση με το σύμπαν, δηλαδή την στάση οικουμενικότητας. Αντίθετα, το κατεξοχήν χαρακτηριστικό της προσωπικότητας που αφορά τον τρόπο με τον οποίο ένα άτομο αντιλαμβάνεται τον εαυτό του, δηλαδή η «στάση αυτοπροσδιορισμού» έχει την μεγαλύτερη αρνητική συσχέτιση με την επιθετικότητα. Ενδιαφέρον παρουσιάζει το γεγονός ότι ο συντελεστής αυτός είναι μεγαλύτερος κατά απόλυτη τιμή από αυτόν που αφορά την «στάση

συνεργασιμότητας» που αφορά τις σχέσεις του ατόμου με τα υπόλοιπα μέλη της κοινωνίας μέσα στην οποία ζει, ο οποίος έπεται. Τέλος, αρνητική συσχέτιση αλλά σαφώς ασθενέστερη παρουσιάζει η συνολική βαθμολογία του ΕΕ με τις υποκλίμακες «στάση επιμονής» και «στάση επιβράβευσης», όπως θα ανέμενε και ο λιγότερο εξειδικευμένος αναγνώστης.

Οι συντελεστές αυτοί παρατίθενται με αύξουσα σειρά, για κάθε δείγμα, Πίνακα ΙΙΙ.49 που ακολουθεί.

ΕΙΧΣ – 140:		Συνολική βαθμολογία ΚΠ – 11	
		<i>Spearman r</i>	<i>p-value</i>
ΤΡΙΠΟΛΗΣ	Στάση αυτοπροσδιορισμού	-0,486	0,000
	Συνεργασιμότητα	-0,483	0,000
	Στάση επιβράβευσης	-0,101	0,000
	Στάση επιμονής	-0,075	0,008
	Στάση αποφυγής πόνου	0,208	0,000
	Στάση οικουμενικότητας	0,225	0,000
	Στάση αναζήτησης του νέου	0,371	0,000
	Συνολική βαθμολογία ΕΙΧΣ - 140	-0,162	0,000
ΡΑΦΗΝΑΣ	Στάση αυτοπροσδιορισμού	-0,343	0,000
	Συνεργασιμότητα	-0,307	0,000
	Στάση αποφυγής πόνου	-0,054	0,351
	Στάση επιβράβευσης	-0,049	0,392
	Στάση επιμονής	0,039	0,500
	Στάση οικουμενικότητας	0,196	0,001
	Στάση αναζήτησης του νέου	0,298	0,000
	Συνολική βαθμολογία ΕΙΧΣ – 140	-0,121	0,034
ΟΚΑΝΑ	Στάση αυτοπροσδιορισμού	-0,486	0,000
	Συνεργασιμότητα	-0,483	0,000
	Στάση επιβράβευσης	-0,101	0,000
	Στάση επιμονής	-0,075	0,008
	Στάση αποφυγής πόνου	0,208	0,000
	Στάση οικουμενικότητας	0,225	0,000
	Στάση αναζήτησης του νέου	0,371	0,000
	Συνολική βαθμολογία ΕΙΧΣ - 140	-0,162	0,000

Πίνακας ΙΙΙ. 49: Συντελεστές συσχέτισης συνολικής βαθμολογίας ΚΠ – 11 και υποκλιμάκων - συνολικής βαθμολογίας ΕΕ ανά δείγμα.

Στη συνέχεια ακολουθούν οι συντελεστές συσχέτισης των υποκλιμάκων του ΕΙΧΣ-140 με κάθε υποκλίμακα του Ερωτηματολογίου Επιθετικότητας. Οι συντελεστές, όπου είναι στατιστικά σημαντικοί, συμφωνούν ως προς την φορά της συσχέτισης, αν και οι τιμές τους διαφέρουν. Όπως και η συνολική βαθμολογία του ΕΕ, οι επιμέρους υποκλίμακες σχετίζονται θετικά με τις στάσεις οικουμενικότητας, αναζήτησης του νέου και αποφυγής πόνου και αρνητικά με τις υπόλοιπες.

Οι συντελεστές αυτοί παρατίθενται με αύξουσα σειρά για τα δείγματα της Τρίπολης, της Ραφήνας και του ΟΚΑΝΑ στους πίνακες ΙΙΙ.50, ΙΙΙ.51 και ΙΙΙ.52 αντίστοιχα, που ακολουθούν.

Υποκλίμακα ΕΕ: ΕΙΧΣ – 140:		Σωματική Επιθετικότητα		Λεκτική Επιθετικότητα	
	Spearman Corr. Coef.	p-value		Spearman Corr. Coef.	p-value
Συνεργασιμότητα	-0,438	0,000	Συνεργασιμότητα	-0,332	0,000
Στάση αυτοπροσδιορισμού	-0,262	0,000	Στάση αυτοπροσδιορισμού	-0,262	0,000
Στάση επιβράβευσης	-0,088	0,002	Στάση επιβράβευσης	-0,082	0,004
Στάση επιμονής	-0,058	0,043	Στάση επιμονής	-0,020	0,486
Στάση αποφυγής πόνου	0,010	0,736	Στάση αποφυγής πόνου	0,001	0,963
Στάση οικουμενικότητας	0,096	0,001	Στάση οικουμενικότητας	0,141	0,000
Στάση αναζήτησης του νέου	0,336	0,000	Στάση αναζήτησης του νέου	0,292	0,000
Συνολική βαθμολογία ΕΙΧΣ - 140	-0,180	0,000	Συνολική βαθμολογία ΕΙΧΣ - 140	-0,126	0,000
Υποκλίμακα ΕΕ: ΕΙΧΣ – 140:		Θυμός		Εχθρότητα	
	Spearman Corr. Coef.	p-value		Spearman Corr. Coef.	p-value
Στάση αυτοπροσδιορισμού	-0,378	0,000	Στάση αυτοπροσδιορισμού	-0,543	0,000
Συνεργασιμότητα	-0,332	0,000	Συνεργασιμότητα	-0,319	0,000
Στάση επιμονής	-0,027	0,347	Στάση επιβράβευσης	-0,140	0,000
Στάση επιβράβευσης	0,017	0,548	Στάση επιμονής	-0,081	0,004
Στάση αποφυγής πόνου	0,171	0,000	Στάση αναζήτησης του νέου	0,168	0,000
Στάση οικουμενικότητας	0,223	0,000	Στάση οικουμενικότητας	0,259	0,000
Στάση αναζήτησης του νέου	0,337	0,000	Στάση αποφυγής πόνου	0,398	0,000
Συνολική βαθμολογία ΕΙΧΣ - 140	-0,028	0,329	Συνολική βαθμολογία ΕΙΧΣ - 140	-0,112	0,000

Πίνακας III. 50: Συντελεστές συσχέτισης υποκλιμάκων ΕΕ και υποκλιμάκων - συνολικής βαθμολογίας ΕΙΧΣ-140(Τρίπολη).

Υποκλίμακα ΕΕ: ΕΙΧΣ – 140:		Σωματική Επιθετικότητα		Λεκτική Επιθετικότητα	
	Pearson Corr. Coef.	p-value		Spearman Corr. Coef.	p-value
Συνεργασιμότητα	-0,420	0,000	Στάση αποφυγής πόνου	-0,326	0,000
Στάση αυτοπροσδιορισμού	-0,282	0,000	Συνεργασιμότητα	-0,119	0,038
Στάση αποφυγής πόνου	-0,101	0,078	Στάση επιβράβευσης	-0,091	0,115
Στάση επιβράβευσης	-0,090	0,116	Στάση οικουμενικότητας	-0,055	0,335
Στάση επιμονής	-0,029	0,612	Στάση αυτοπροσδιορισμού	0,026	0,657
Στάση οικουμενικότητας	0,238	0,000	Στάση επιμονής	0,193	0,001
Στάση αναζήτησης του νέου	0,350	0,000	Στάση αναζήτησης του νέου	0,215	0,000
Συνολική βαθμολογία ΕΙΧΣ – 140	-0,175	0,002	Συνολική βαθμολογία ΕΙΧΣ - 140	-0,037	0,516
Υποκλίμακα ΕΕ: ΕΙΧΣ – 140:		Θυμός		Εχθρότητα	
	Spearman Corr. Coef.	p-value		Pearson Corr. Coef.	p-value
Στάση αποφυγής πόνου	-0,185	0,001	Στάση αυτοπροσδιορισμού	-0,582	0,000
Στάση αυτοπροσδιορισμού	-0,110	0,056	Συνεργασιμότητα	-0,267	0,000
Συνεργασιμότητα	-0,064	0,268	Στάση επιμονής	-0,128	0,025
Στάση επιβράβευσης	0,104	0,070	Στάση επιβράβευσης	-0,007	0,898
Στάση αναζήτησης του νέου	0,189	0,001	Στάση οικουμενικότητας	0,148	0,010
Στάση επιμονής	0,199	0,000	Στάση αναζήτησης του νέου	0,204	0,000
Στάση οικουμενικότητας	0,217	0,000	Στάση αποφυγής πόνου	0,318	0,000
Συνολική βαθμολογία ΕΙΧΣ – 140	0,085	0,138	Συνολική βαθμολογία ΕΙΧΣ - 140	-0,160	0,005

Πίνακας III. 51: Συντελεστές συσχέτισης υποκλιμάκων ΕΕ και υποκλιμάκων - συνολικής βαθμολογίας ΕΙΧΣ-140 (Ραφήνα).

Υποκλίμακα ΕΕ:		Σωματική Επιθετικότητα		Λεκτική Επιθετικότητα	
ΕΙΧΣ – 140:		Pearson Corr. Coef.	p-value	Pearson Corr. Coef.	p-value
Συνεργασιμότητα		-0,305	0,000	Συνεργασιμότητα	-0,312 0,000
Στάση αυτοπροσδιορισμού		-0,243	0,002	Στάση αυτοπροσδιορισμού	-0,209 0,007
Στάση επιβράβευσης		-0,185	0,017	Στάση επιβράβευσης	-0,115 0,143
Στάση επιμονής		-0,053	0,502	Στάση αποφυγής πόνου	-0,003 0,966
Στάση οικουμενικότητας		0,036	0,644	Στάση επιμονής	0,024 0,760
Στάση αποφυγής πόνου		0,089	0,255	Στάση οικουμενικότητας	0,053 0,500
Στάση αναζήτησης του νέου		0,251	0,001	Στάση αναζήτησης του νέου	0,160 0,040
Συνολική βαθμολογία ΕΙΧΣ – 140		-0,152	0,051	Συνολική βαθμολογία ΕΙΧΣ - 140	-0,148 0,058

Υποκλίμακα ΕΕ:		Θυμός		Εχθρότητα	
ΕΙΧΣ – 140:		Pearson Corr. Coef.	p-value	Pearson Corr. Coef.	p-value
Στάση αυτοπροσδιορισμού		-0,368	0,000	Στάση αυτοπροσδιορισμού	-0,636 0,000
Συνεργασιμότητα		-0,235	0,002	Συνεργασιμότητα	-0,170 0,029
Στάση επιβράβευσης		-0,119	0,129	Στάση επιμονής	-0,028 0,720
Στάση επιμονής		-0,056	0,471	Στάση επιβράβευσης	-0,017 0,827
Συνολική βαθμολογία ΕΙΧΣ – 140		-0,024	0,763	Στάση αναζήτησης του νέου	0,198 0,011
Στάση οικουμενικότητας		0,131	0,095	Στάση οικουμενικότητας	0,258 0,001
Στάση αναζήτησης του νέου		0,288	0,000	Στάση αποφυγής πόνου	0,443 0,000
Στάση αποφυγής πόνου		0,293	0,000	Συνολική βαθμολογία ΕΙΧΣ - 140	0,015 0,846

Πίνακας III. 52: Συντελεστές συσχέτισης υποκλιμάκων ΕΕ και υποκλιμάκων - συνολικής βαθμολογίας ΕΙΧΣ-140 (ΟΚΑΝΑ).

III.1.5.3 Συσχετίσεις Κλίμακας Παρορμητισμού του Barratt - 11 και Ερωτηματολογίου Επιθετικότητας.

Η παρορμητικότητα και η επιθετικότητα δείχνουν να είναι γνωρίσματα τα οποία σχετίζονται θετικά, σύμφωνα με τα αποτελέσματα των ερευνών της Τρίπολης, της Ραφήνας και του ΟΚΑΝΑ. Ο συντελεστής συσχέτισης των συνολικών βαθμολογιών είναι θετικός και στις τρεις περιπτώσεις ενώ η τιμή του κυμαίνεται από 0,155 έως 0,336. Η συσχέτιση αν και θετική δεν φαίνεται ιδιαίτερα ισχυρή. Τέλος, όμοια θετικές είναι οι συσχετίσεις κάθε υποκλίμακας του [ΕΕ](#) με την συνολική βαθμολογία.

ΕΙΧΣ – 140:		Συνολική βαθμολογία ΚΠ – 11	
		<i>Spearman r</i>	<i>p-value</i>
ΤΡΙΠΟΛΗ	Εχθρότητα	0,187	0,000
	Λεκτική Επιθετικότητα	0,213	0,000
	Σωματική Επιθετικότητα	0,221	0,000
	Θυμός	0,241	0,000
	Συνολική Βαθμολογία ΕΕ	0,286	0,000
ΡΑΦΗΝΑ	Θυμός	0,008	0,893
	Εχθρότητα	0,135	0,019
	Σωματική Επιθετικότητα	0,141	0,014
	Λεκτική Επιθετικότητα	0,217	0,000
	Συνολική Βαθμολογία ΕΕ	0,155	0,007
ΟΚΑΝΑ	Θυμός	0,181	0,020
	Λεκτική Επιθετικότητα	0,202	0,009
	Σωματική Επιθετικότητα	0,273	0,000
	Εχθρότητα	0,309	0,000
	Συνολική Βαθμολογία ΕΕ	0,336	0,000

Πίνακας III. 53: Συντελεστές συσχέτισης συνολικής βαθμολογίας ΚΠ – 11 και υποκλιμάκων - συνολικής βαθμολογίας ΕΙΧΣ-140 (ΟΚΑΝΑ).

IV ΜΕΡΟΣ: ΠΑΡΑΓΟΝΤΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ

IV.1 Διερευνητική παραγοντική ανάλυση ΔΠΑ

IV.1.1 Παραγοντική Ανάλυση

Η παραγοντική ανάλυση είναι μια πολυμεταβλητή στατιστική μέθοδος που διερευνά την ύπαρξη κοινών κρυφών παραγόντων σε ένα σύνολο σχετιζόμενων μεταβλητών, στους οποίους αποδίδεται ένα μέρος της μεταβλητότητας των δεδομένων. Αν οι κοινοί αυτοί υποκείμενοι παράγοντες, οι οποίοι αποκαλούνται και διαστάσεις, δεν είναι εκ των προτέρων γνωστοί στον ερευνητή βάσει προϋπάρχουσας θεωρίας τότε η παραγοντική ανάλυση χρησιμοποιείται με διερευνητικό τρόπο και καλείται Διερευνητική Παραγοντική Ανάλυση ΔΠΑ (*Exploratory Factor Analysis EFA*) (Kim and Mueller 1978a & 1978b). Αντίθετα η παραγοντική ανάλυση μπορεί να χρησιμοποιηθεί για την επαλήθευση θεωρητικών δομών στα δεδομένα επιτρέποντας στον ερευνητή να επέμβει κατά συνέπεια στο παραγοντικό μοντέλο. Η ανάλυση αυτή καλείται Επαληθευτική Παραγοντική Ανάλυση ΕΠΑ (*Confirmatory Factor Analysis CFA*) και παρουσιάζει διαφοροποιήσεις από το μοντέλο της ΔΠΑ όσον αφορά τις βασικές ιδιότητες του μοντέλου (Long 1983). Στην παρούσα εργασία θα χρησιμοποιήσουμε την τεχνική της ΔΠΑ προκειμένου να μελετήσουμε την παραγοντική δομή του ΕΣΠ.

Η ΔΠΑ αφορά κυρίως μοντέλα στα οποία οι εξαγόμενοι κοινοί παράγοντες είναι ασυσχέτιστοι μεταξύ τους. Το μοντέλο αυτό καλείται ορθογώνιο παραγοντικό μοντέλο και όπως θα δούμε στην συνέχεια χρησιμοποιώντας τεχνικές μη ορθογώνιας περιστροφής των αξόνων των παραγόντων μετά την εκτίμηση τους μπορεί να οδηγήσει σε συσχετισμένους παράγοντες. Θα παρουσιάσουμε στη συνέχεια τις βασικές αρχές αυτού του μοντέλου θεωρώντας την ύπαρξη p μεταβλητών. Για λόγους ευκολίας των υπολογισμών θεωρούμε τις μεταβλητές τυποποιημένες, δηλαδή μηδενικού μέσου και με μοναδιαία διακύμανση.

Σύμφωνα με το παραγοντικό μοντέλο, οι X_i μεταβλητές μπορούν να γραφούν ως γραμμικός συνδυασμός k παραγόντων με $k < p$ ως εξής:

$$X_1 = I_{11}F_1 + I_{12}F_2 + \dots + I_{1k}F_k + \varepsilon_1$$

$$X_2 = I_{21}F_1 + I_{22}F_2 + \dots + I_{2k}F_k + \varepsilon_2$$

...

$$X_p = I_{p1}F_1 + I_{p2}F_2 + \dots + I_{pk}F_k + \varepsilon_p$$

Τα ε_i , $i=1\dots p$ είναι το μέρος εκείνο της μεταβλητής X_i που δεν μπορεί να εξηγηθεί από τους παράγοντες και καλούνται μοναδικοί παράγοντες. Ο συντελεστής I_{ij} αποτελεί την επιβάρυνση (loading) της μεταβλητής X_i στον παράγοντα F_j και όπως θα δούμε στην συνέχεια αντιστοιχεί στην μεταξύ τους συσχέτιση.

Το μοντέλο με χρήση πινάκων γράφεται $X=LF+\varepsilon$ και οι βασικές υποθέσεις του είναι οι παρακάτω (Καρλής 2003):

1. $E(F) = 0$
2. $\text{Cov}(F)=I$
3. $E(\varepsilon) = 0$
4. $\text{Cov}(\varepsilon)=\Psi$, όπου Ψ διαγώνιος Πίνακας και
5. $\text{Cov}(\varepsilon_i, F_j) = 0$, για κάθε $i \neq j$.

Στην απλή περίπτωση της ύπαρξης ενός κοινού παράγοντα για κάθε μεταβλητή X_i έχουμε:
 $X_i = l_i F + \varepsilon_i$. Για την μεταβλητότητα της X_i ισχύει τότε:

$$\text{Var}(X_i) = \text{Var}(l_i F + \varepsilon_i) = \text{Var}(l_i F) + \text{Var}(\varepsilon_i) = l_i^2 \text{Var}(F) + \text{Var}(\varepsilon_i) = l_i^2 + \psi_i$$

Το κομμάτι της μεταβλητότητας που οφείλεται στην ύπαρξη του κοινού παράγοντα ονομάζεται εταιρικήτητα (communality), ενώ το κομμάτι της μεταβλητότητας που οφείλεται στην ύπαρξη του μοναδικού παράγοντα ονομάζεται ιδιαιτερότητα (specificity). Στη γενική περίπτωση της ύπαρξης k ορθογώνιων παραγόντων η μεταβλητότητα της X_i γράφεται :

$$\text{Var}(X_i) = \text{Var}(l_{i1}F_1 + l_{i2}F_2 + \dots + l_{ik}F_k + \varepsilon_i) = l_{i1}^2 + l_{i2}^2 + \dots + l_{ik}^2 + \psi_i,$$

δεδομένου ότι οι παράγοντες είναι ορθογώνιοι. Κατά συνέπεια η εταιρικήτητα που στο εξής θα συμβολίζουμε h_i ορίζεται ως $h_i = \sum_{j=1}^k l_{ij}^2$, δηλαδή το άθροισμα τετραγώνων των επιβαρύνσεων της X_i στους k παράγοντες.

Κατά αντιστοιχία με τα παραπάνω για τον Πίνακα διασποράς - συνδιασποράς Σ (έχοντας λάβει κανονικοποιημένες τις μεταβλητές μας συμπίπτει με τον Πίνακα συσχετίσεων) των μεταβλητών έχουμε: $\Sigma = \text{Cov}(LF+\varepsilon) = L \text{Cov}(F)L^T + \text{Cov}(\varepsilon) = LL^T + \Psi$,

κάνοντας χρήση των ιδιοτήτων του ορθογώνιου παραγοντικού μοντέλου. Η εκτίμηση του κατάλληλου παραγοντικού μοντέλου συνίσταται στην εύρεση πινάκων L και Ψ τέτοιων ώστε να αναπαριστούν τον πίνακα Σ .

Ενώ γνωρίζοντας τις επιβαρύνσεις των μεταβλητών στους παράγοντες μπορούμε να αναπαραστήσουμε πλήρως τον πίνακα διακύμανσης, το ανάποδο δεν είναι ισχύει καθώς διαφορετικά παραγοντικά σχήματα μπορούν να δώσουν τον ίδιο πίνακα διακύμανσης (και συνακόλουθα συσχέτισης (Kim και Mueller 1978α). Συγκεκριμένα, ο ίδιος πίνακας Σ μπορεί να αντιστοιχεί σε:

- α) μοντέλα όπου η συνδιακύμανση οφείλεται στο γεγονός ότι η μία μεταβλητή συσχετίζεται με την άλλη επειδή έχουν σχέση αίτιου - αιτιατού και όχι λόγω της ύπαρξης κοινού παράγοντα,
- β) μοντέλα με διαφορετικό αριθμό παραγόντων ή
- γ) μοντέλα με ίδιο αριθμό παραγόντων αλλά διαφορετικές επιβαρύνσεις.

Στην αντιμετώπιση αυτών των προβλημάτων αντιστοιχούν τα παρακάτω θεμελιώδη αξιώματα του παραγοντικού μοντέλου:

- **Αξίωμα παραγοντικής αιτιότητας** (*Postulate of factorial causation*): Το θεμελιώδες αυτό αξίωμα για την εφαρμογή της μεθόδου προϋποθέτει ότι όλη η συνδιακύμανση μεταξύ των μεταβλητών οφείλεται στην ύπαρξη των κοινών παραγόντων. Φυσικά κάτι τέτοιο δεν μπορεί να αποδειχθεί, παρά μόνο να υποστηρίζεται από την σχετική προϋπάρχουσα γνώση. Με την εφαρμογή της μεθόδου μπορεί κανείς να ισχυριστεί μόνο πως δεν απορρίπτεται.
- **Αξίωμα του απλούστερου μοντέλου** (*Postulate of parsimony*): Σύμφωνα με το αξίωμα αυτό, το οποίο είναι σύνηθες και σε άλλες μεθόδους στατιστικής ανάλυσης, από τα μοντέλα που προσαρμόζονται καλά στα δεδομένα επιλέγεται εκείνο με τον μικρότερο αριθμό παραγόντων.
- **Περιστροφή του μοντέλου** (*Problem of rotation*): Όπως θα δούμε στην συνέχεια υπάρχουν τεχνικές περιστροφής των αξόνων των παραμέτρων προκειμένου η μορφή του Πίνακα των επιβαρύνσεων να είναι τέτοια ώστε οδηγεί σε απλούστερο μοντέλο και κατά συνέπεια να είναι ευκολότερη η ερμηνεία τους. Η ιδέα της επιλογής του πίνακα επιβαρύνσεων που οδηγεί στο πιο απλό μοντέλο δεν τυγχάνει καθολικής αποδοχής ωστόσο μιας και στηρίζεται σε υποκειμενικά κριτήρια (Kim and Mueller 1978α & 1978β).

Τα διαδοχικά στάδια της εφαρμογής της ΔΠΑ, τα οποία θα δούμε αναλυτικά στην επόμενη παράγραφο είναι:

- Έλεγχος ύπαρξης συσχετίσεων μεταξύ των αρχικών μεταβλητών (καταλληλότητα δεδομένων)
- Επιλογή αριθμού παραγόντων
- Εκτίμηση των παραμέτρων του μοντέλου
- Περιστροφή
- Εκτίμηση των σκορ των παραγόντων

IV.1.2 Παραγοντική δομή ερωτηματολογίου ΕΣΠ (Τρίπολη).

Στη παράγραφο αυτή θα εφαρμόσουμε την ΔΠΑ προκειμένου να μελετήσουμε την παραγοντική του δομή χρησιμοποιώντας το δείγμα των 1355 νεοσύλλεκτων της Τρίπολης.

IV.1.2.1 Καταλληλότητα των δεδομένων

Το παραγοντικό μοντέλο προϋποθέτει την ύπαρξη συσχετίσεων μεταξύ των μεταβλητών, οι οποίες αποδίδονται στους κοινούς παράγοντες. Κατά συνέπεια πριν την εφαρμογή της ΔΠΑ θα πρέπει να εξασφαλιστεί η ύπαρξή τους. Από τον Πίνακα IV.1 βλέπουμε ότι οι συσχετίσεις μεταξύ των μεταβλητών στην πλειονότητά τους είναι μέτριες, με εξαίρεση κάποια ζεύγη υποκλιμάκων όπου έχουμε ιδιαίτερα χαμηλές συσχετίσεις (για παράδειγμα «Παράδοξες Πεποιθήσεις» - «Κοινωνικό Άγχος», $r = 0,18$). Ωστόσο δεν υπάρχει κάποια μεταβλητή η οποία να έχει πολύ μικρές συσχετίσεις με όλες τις υπόλοιπες ώστε να μην

θεωρείται κατάλληλη για το παραγοντικό μοντέλο και να πρέπει να απομακρυνθεί. Σημειώνουμε πως όλοι οι συντελεστές είναι στατιστικά σημαντικοί ($p\text{-value} < 0,0001$, σε κάθε περίπτωση).

	Κοιν. Αγ.	Π.Πεπ.	Αντ.Παρ.	Π.Συμπ.	Διαπ.Ελ.	Παρ.Ομ.	Περ.Συν.	Παρ.Ιδ.
Ιδ. Αναφ.	0,39	0,35	0,49	0,45	0,19	0,46	0,26	0,55
Κοιν. Αγ.		0,18	0,34	0,31	0,42	0,42	0,47	0,37
Π.Πεπ.			0,47	0,27	0,12	0,30	0,16	0,23
Αντ.Παρ.				0,39	0,27	0,46	0,31	0,39
Π.Συμπ.					0,27	0,54	0,39	0,39
Διαπ.Ελ.						0,31	0,60	0,34
Παρ.Ομ.							0,44	0,45
Περ.Συν.								0,35

Διακρίνουσα = 5,203E-02

* $p\text{-value} < 0,0001$ για όλους τους συντελεστές

Πίνακας IV.1: Πίνακας συσχετίσεων μεταξύ των υποκλιμάκων του ΕΣΠ (Τρίπολη).

Ένας επιπλέον έλεγχος των συσχετίσεων των δεδομένων μας είναι ο έλεγχος σφαιρικότητας του Bartlett (1950). Σύμφωνα με τον έλεγχο αυτό, αν τα δεδομένα ήταν ασυσχέτιστα, τότε το νέφος των σημείων θα ήταν μια σφαίρα στο πολυεπίπεδο. Ο πίνακας διακύμανσης συνδιακύμανσης σε αυτή την περίπτωση θα ήταν διαγώνιος ή αντίστοιχα ο πίνακας συσχετίσεων θα ήταν ο μοναδιαίος (Καρλής 2003). Από τον έλεγχο απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση της ισότητας του πίνακα συσχετίσεων με τον μοναδιαίο στα δεδομένα μας (Πίνακας IV.2), καταδεικνύοντας πως οι συσχετίσεις ανάμεσα στα δεδομένα μας είναι αρκούντως υψηλές.

Kaiser-Meyer-Olkin		0,850
	χ^2	3985,025
Barlett's test of Sphericity	$\beta.ε.$	36
	$p\text{-value.}$	< 0,001

Πίνακας IV.2: KMO και Barlett's test of sphericity για τις υποκλίμακες του ΕΣΠ (Τρίπολη).

Εκτός όμως από τους απλούς συντελεστές συσχέτισης μεταξύ των μεταβλητών και οι μερικοί συντελεστές θα πρέπει να μελετηθούν προκειμένου να αποφανθούμε για την καταλληλότητα των δεδομένων. Δεδομένης της ύπαρξης των κοινών παραγόντων θα ανέμενε κανείς οι μερικοί συντελεστές συσχέτισης να είναι μικροί. Αυτό οφείλεται στο γεγονός ότι η εξάλειψη της επίδρασης των υπόλοιπων μεταβλητών κατά τον υπολογισμό ενός συντελεστή μερικής συσχέτισης μεταξύ δύο μεταβλητών συνεπάγεται μείωση κατά μεγάλο βαθμό και της επίδρασης των κοινών παραγόντων. Ουσιαστικά δηλαδή, οι συντελεστές μερικής συσχέτισης είναι εκτιμήσεις των συσχετίσεων μεταξύ των μοναδικών παραγόντων των εκάστοτε δύο μεταβλητών και κατά συνέπεια, αν οι προϋποθέσεις του μοντέλου ισχύουν, θα πρέπει να είναι μικροί.

Ένα μέτρο για τον έλεγχο του σχετικού μεγέθους των μερικών συντελεστών συσχέτισης σε σχέση με τους απλούς είναι το στατιστικό των Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) το οποίο υπολογίζεται ως:

$$KMO = \frac{\sum_{i \neq j} \sum_{j} r_{ij}^2}{\sum_{i \neq j} \sum_{j} r_{ij}^2 + \sum_{i \neq j} \sum_{j} a_{ij}^2},$$

όπου r_{ij}^2 και a_{ij}^2 είναι οι δειγματικοί συντελεστές συσχέτισης και μερικής συσχέτισης αντίστοιχα ([Καρλής 2003](#)). Τιμές του στατιστικού KMO κοντά στην μονάδα καταδεικνύουν μικρούς συντελεστές μερικής συσχέτισης και άρα καταλληλότητα των δεδομένων. Στον Πίνακα IV.2 βλέπει κανείς πως το στατιστικό των Keiser – Meyer – Olkin που υπολογίζεται στα δεδομένα μας είναι ιδιαίτερα υψηλό (0,85).

Η διασφάλιση της καταλληλότητας των δεδομένων για την εφαρμογή της ΔΠΑ ολοκληρώνεται με αντίστοιχη μελέτη για κάθε μία μεταβλητή χωριστά. Ελέγχουμε κατά πόσο είναι μία μεταβλητή είναι κατάλληλη να χρησιμοποιηθεί στην ανάλυση χρησιμοποιώντας το μέτρο της δειγματικής καταλληλότητας MΔΚ (Measure of Sampling Adequacy των Kaiser-Meyer-Olkin):

$$MΔK_i = \frac{\sum_j r_{ij}^2}{\sum_j r_{ij}^2 + \sum_j a_{ij}^2}$$

Τιμές κοντά στην μονάδα καταδεικνύουν μεταβλητές κατάλληλες για ανάλυση. Από τον Πίνακα IV.3 που ακολουθεί είναι εμφανές ότι όλες οι υποκλίμακες μπορούν να εισαχθούν στο παραγοντικό μοντέλο.

Υποκλίμακα ΕΣΠ	MΔΚ
Ιδέες Αναφοράς	0,832
Κοινωνικό Άγχος	0,900
Παράδοξες Πεποιθήσεις	0,826
Αντιληπτικές Παρανοήσεις	0,867
Παράδοξη Συμπεριφορά	0,886
Διαπροσωπική Ελλειμματικότητα	0,770
Παράδοξη Ομιλία	0,887
Περισφιγμένο Συναίσθημα	0,801
Παρανοϊκός Ιδεασμός	0,870

Πίνακας IV.3: MΔΚ για τις υποκλίμακες του ΕΣΠ (Τρίτολη).

IV.1.2.2 Επιλογή αριθμού παραγόντων

Προκειμένου να είναι δυνατή η εκτίμηση των παραγόντων σε ένα παραγοντικό μοντέλο θα πρέπει εκ των προτέρων να καθοριστεί ο αριθμός τους. Η επιλογή του αριθμού αυτού που βασίζεται σε διάφορα κριτήρια, ισοδυναμεί ουσιαστικά με την επιλογή του παραγοντικού εκείνου μοντέλου που προσαρμόζεται καλύτερα στα δεδομένα. Έτσι εκτιμώνται μοντέλα με διαφορετικό πλήθος παραγόντων και συγκρίνονται μεταξύ τους για να επιλεγεί το καταλληλότερο. Τα κριτήρια που χρησιμοποιούνται αρχικά για την επιλογή του αριθμού των παραγόντων είναι το μέγεθος των ιδιοτιμών του δειγματικού πίνακα διακύμανσης-συνδιακύμανσης, το γράφημα των ιδιοτιμών ως προς το μέγεθος τους (scree plot), το ποσοστό της διακύμανσης των αρχικών μεταβλητών που εξηγείται από το μοντέλο κ.α. Επιπλέον, η καλή

προσαρμοστικότητα του εκάστοτε μοντέλου μπορεί να εκτιμηθεί από την απόκλιση (κατάλοιπα) του δειγματικού πίνακα διακυμάνσεων από τον εκτιμώμενο (reproduced matrix), μέθοδος που χρησιμοποιείται κυρίως όταν η εκτίμηση των παραμέτρων του μοντέλου έχει γίνει με την βοήθεια της ανάλυσης σε Κύριες Συνιστώσες (ΚΣ). Στην περίπτωση που η εκτίμηση των παραμέτρων γίνεται με την μέθοδο της μέγιστης πιθανοφάνειας, ο λόγος πιθανοφανειών χρησιμοποιείται για την επιλογή του κατάλληλου μοντέλου όπως θα δούμε σε επόμενη παράγραφο. Η μέθοδος της μέγιστης πιθανοφάνειας προϋποθέτει πολυμεταβλητή κανονική κατανομή. Όπως έχουμε ήδη δει οι υποκλίμακες του ΕΣΠ δεν κατανέμονται κανονικά. Για τον λόγο αυτό θα εργαστούμε με την μέθοδο της ΚΣ.

Μέθοδος Κυρίων Συνιστωσών

Από την φασματική ανάλυση ενός τετραγωνικού πίνακα γνωρίζουμε ότι ισχύει $\Sigma = \Lambda \Lambda^T$, όπου Λ είναι ο διαγώνιος πίνακας του οποίου τα στοιχεία της κύριας διαγωνίου είναι οι ιδιοτιμές του Σ και A είναι ο ορθογώνιος $p \times p$ πίνακας ($AA^T = I$, δηλαδή $A^{-1} = A^T$, όπου A^{-1} , A^T ο αντίστροφος και ο ανάστροφος του A αντίστοιχα) που έχει ως στοιχεία τα ορθοκανονικά ιδιοδιανύσματα των αντίστοιχων ιδιοτιμών. Διαδοχικά έχουμε: $\Sigma = \Lambda \Lambda^T \leftrightarrow \Sigma A = \Lambda \Lambda \leftrightarrow A^T \Sigma A = \Lambda$, δηλαδή ξεκινώντας από τον τετραγωνικό πίνακα Σ καταλήγουμε στο διαγώνιο Λ .

Αν X είναι το διάνυσμα στήλη των αρχικών p μεταβλητών (πίνακας $1 \times p$) και Σ ($p \times p$) ο αντίστοιχος πίνακας διακύμανσης, τότε το διάνυσμα $Y = BX$ έχει πίνακα διακύμανσης τον $B^T \Sigma B$. Από τα παραπάνω προκύπτει ότι αν B είναι το διάνυσμα A που προαναφέραμε, τότε το διάνυσμα Y έχει ως πίνακα διακύμανσης τον διαγώνιο Λ . Δηλαδή ξεκινώντας από ένα διάνυσμα συσχετισμένων μεταβλητών X_i καταλήγουμε μετασχηματίζοντας κατάλληλα τα δεδομένα σε ένα διάνυσμα μεταβλητών Y_i (συνιστώσες) οι οποίες είναι ασυσχέτιστες. Επιπρόσθετα, η διακύμανση της εκάστοτε μεταβλητής Y_i θα είναι ίση με την αντίστοιχη ιδιοτιμή λ_i στην κύρια διαγώνιο του Λ .

Τα παραπάνω αποτελούν την κεντρική ιδέα της μεθόδου της ανάλυσης σε κύριες συνιστώσες, η οποία αποτελεί έναν γραμμικό μετασχηματισμό των δεδομένων. Η εύρεση των κυρίων συνιστωσών συμπίπτει με την εύρεση των στοιχείων του πίνακα A , υπό τον περιορισμό όμως ότι οι κύριες συνιστώσες πρέπει να είναι σε φθίνουσα σειρά ως προς την διακύμανση τους. Έτσι η διακύμανση της πρώτης κύριας συνιστώσας αντιστοιχεί στην μεγαλύτερη ιδιοτιμή, της δεύτερης στην αμέσως μικρότερη και ούτω καθεξής. Αν χρησιμοποιηθούν όλες οι κύριες συνιστώσες θα διατηρηθεί όλη η διακύμανση ενώ η ποσότητα $\lambda_j / \sum_{i=1}^p \lambda_i$

μας δείχνει το ποσοστό της συνολικής διακύμανσης που εξηγεί η j -οστή συνιστώσα. Στον Πίνακα IV.4 που ακολουθεί έχουν υπολογιστεί και οι εννέα συνιστώσες στα δεδομένα μας. Παρουσιάζονται με φθίνουσα σειρά η διακύμανση κάθε συνιστώσας (ταυτίζεται με την αντίστοιχη ιδιοτιμή), το ποσοστό της συνολικής διακύμανσης των αρχικών μεταβλητών που αυτή εξηγεί καθώς και ποσοστό της συνολικής διακύμανσης αθροιστικά για κάθε πλήθος συνιστωσών.

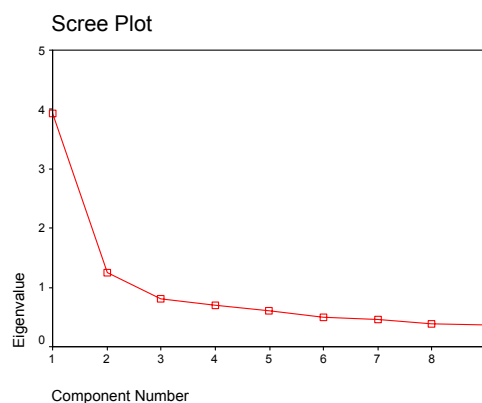
Συνιστώσα Y_i	λ_i	% Μεταβλητότητα	Αθροιστική %
1	3,941	43,788	43,788
2	1,256	13,954	57,742
3	0,816	9,066	66,808
4	0,702	7,803	74,612
5	0,598	6,649	81,261
6	0,490	5,450	86,711
7	0,452	5,019	91,730
8	0,384	4,265	95,995
9	0,360	4,005	100,000

Μέθοδος: Ανάλυση σε κύριες συνιστώσες

Πίνακας IV.4: Ιδιοτιμές δειγματικού πίνακα συσχετίσεων (Τρίπολη).

Όπως έχουμε ήδη αναφέρει για την επιλογή του αριθμού των κύριων συνιστωσών που θα επιλέξουμε να κρατήσουμε και κατά συνέπεια του αριθμού των παραγόντων στο μοντέλο, θα χρησιμοποιήσουμε διάφορα κριτήρια. Ένα από αυτά είναι το κριτήριο του Kaiser (Kim and Mueller 1978a), σύμφωνα με το οποίο θα πρέπει να πάρουμε τόσες συνιστώσες όσες είναι οι ιδιοτιμές λ_i που είναι μεγαλύτερες από την μέση τιμή των ιδιοτιμών. Δουλεύοντας με τον πίνακα συσχετίσεων η τιμή αυτή είναι ένα. Από τον Πίνακα IV.1 που προηγείται, διαπιστώνει κανείς πως δύο μόνο ιδιοτιμές είναι μεγαλύτερες από την μονάδα. Σύμφωνα με αυτό το κριτήριο λοιπόν θα πρέπει να εκτιμήσουμε δύο παράγοντες.

Ένα δεύτερο κριτήριο που χρησιμοποιείται συχνά στην επιλογή του αριθμού των παραγόντων είναι το γράφημα των ιδιοτιμών ως προς το μέγεθος τους (scree plot). Σύμφωνα με αυτό το κριτήριο επιλέγονται τόσες συνιστώσες όσες είναι πριν την κλήση της γραμμής του scree plot. Το ακριβές σημείο που εμφανίζεται η κλήση αυτή δεν είναι ωστόσο πάντα εμφανές και έτσι η επιλογή έχει υποκειμενικό χαρακτήρα. Στην περίπτωση που μελετάμε, όπως φαίνεται από το Διάγραμμα IV.1, το σημείο αυτό δείχνει να είναι μετά την τρίτη συνιστώσα. Συνεπώς σύμφωνα με αυτό το κριτήριο τρεις φαίνεται να είναι οι παράγοντες που θα πρέπει να εκτιμήσουμε.



Διάγραμμα IV.1: Γράφημα ιδιοτιμών πίνακα διακύμανσης υποκλιμάκων ΕΣΠ (Τρίπολη).

Ανατρέχοντας επιπλέον στον Πίνακα IV.4 μπορεί κανείς να δει το ποσοστό της συνολικής διακύμανσης των αρχικών μεταβλητών που εξηγείται έχοντας επιλέξει διαφορετικό πλήθος συνιστωσών. Έτσι δύο συνιστώσες εξηγούν μόλις το 57,7 % της συνολικής μεταβλητότητας ενώ οι τρεις το 66,8%. Το ποσοστό

αυτό αυξάνει στο 74,6% όταν χρησιμοποιηθούν τέσσερις συνιστώσες. Χρησιμοποιώντας όρους της παραγοντικής ανάλυσης τα ποσοστά της διακύμανσης που υπολείπονται σε κάθε μια από τις τρεις περιπτώσεις αντιστοιχούν στην μεταβλητότητα που θα αποδοθεί από το παραγοντικό μοντέλο στις ιδιαιτερότητες, δηλαδή το κομμάτι εκείνο των διακυμάνσεων των αρχικών μεταβλητών που δεν οφείλεται στους κοινούς παράγοντες.

Δεδομένου ότι τα διάφορα κριτήρια μας κατευθύνουν σε διαφορετικό αριθμό παραγόντων ένας ασφαλέστερος τρόπος επιλογής προκύπτει όπως έχουμε ήδη αναφέρει από την σύγκριση της προσαρμοστικότητας των μοντέλων στα δεδομένα. Στην επόμενη παράγραφο κατά συνέπεια θα εκτιμήσουμε τα τρία μοντέλα (με δύο, τρεις και τέσσερις παράγοντες) και θα επιλέξουμε το καταλληλότερο με την βοήθεια των καταλοίπων που προκύπτουν ανάμεσα στον δειγματικό πίνακα συσχετίσεων και τον εκτιμώμενο.

IV.1.2.3 Εκτίμηση των παραμέτρων του μοντέλου με την μέθοδο της Ανάλυσης σε Κύριες Συνιστώσες.

Σύμφωνα με το παραγοντικό μοντέλο η διακύμανση των αρχικών μεταβλητών αποδίδεται κατά ένα μέρος στην ύπαρξη κοινών παραγόντων ενώ η υπολειπόμενη μεταβλητότητα αποδίδεται στις μοναδικότητες. Έτσι για τον δειγματικό πίνακα διακύμανσης των αρχικών μεταβλητών S έχουμε:

$$S = \text{Cov}(LF + e) = L\text{Cov}(F)L^T + \text{Cov}(e) = LL^T + \Psi$$

Η εκτίμηση των παραμέτρων του παραγοντικού μοντέλου έγκειται στην εκτίμηση του πίνακα των επιβαρύνσεων L (εταιρικότητας) και των στοιχείων της κύριας διαγωνίου του πίνακα Ψ που αντιστοιχούν στους μοναδικούς παράγοντες. Αν με την μέθοδο ΚΣ επιλέξουμε τόσες συνιστώσες όσες και οι αρχικές μεταβλητές, τότε η διακύμανση τους θα εξηγείται πλήρως από τους παράγοντες. Σε αυτή την περίπτωση ο Ψ είναι ο μηδενικός πίνακας και ο S μπορεί να αναπαρασταθεί πλήρως από τον L , δηλαδή $S = LL^T$. Από την φασματική ανάλυση ενός τετραγωνικού πίνακα όπως ο πίνακας διακυμάνσεων ισχύει όπως έχουμε δει ότι: $S = A\Lambda A^T$. Αν λοιπόν θεωρήσουμε $L = A\Lambda^{1/2}$ τότε μπορούμε να αναπαραστήσουμε πλήρως τον πίνακα S ([Καρλής 2003](#)).

Τότε για κάθε μεταβλητή X_i ($i=1$ έως p) η επιβάρυνσή της L_{ij} στον παράγοντα j ($j=1$ έως p) είναι το αντίστοιχο σημείο του Πίνακα $L = A\Lambda^{1/2}$, το $L_{ij} = \alpha_{ij}\sqrt{\lambda_j}$. Όμοια η διακύμανση κάθε μεταβλητής είναι το αντίστοιχο σημείο της κύριας διαγωνίου του πίνακα LL^T , το $h_i = \sum_{j=1}^p L_{ij}^2 = \sum_{j=1}^p (\lambda_j \cdot \alpha_{ij}^2)$, δηλαδή το άθροισμα των τετραγώνων των επιβαρύνσεων της σε όλους τους παράγοντες. Τέλος οι συνδιακυμάνσεις των εκάστοτε μεταβλητών X_i και $X_{i'}$ αντιστοιχούν στα στοιχεία εκτός της κύριας διαγωνίου του πίνακα LL^T , τα $h_{ii'} = h_{i'i} = \sum_{j=1}^p L_{ij}L_{i'j} = \sum_{j=1}^p (\alpha_{ij}\alpha_{i'j}\lambda_j)$.

Στην πράξη φυσικά δεν επιλέγουμε όλες τις συνιστώσες και κατά συνέπεια ο S δεν αναπαράγεται πλήρως. Αν επιλεγούν k παράγοντες τότε ο πίνακας L είναι διάστασης $p \times k$ ενώ ο πίνακας LL^T αποτελεί

εκτίμηση του πίνακα S , τον οποίο στην συνέχεια θα καλούμε αναπαραγόμενο πίνακα διακύμανσης (reproduced matrix) και θα συμβολίζουμε με $\hat{S}$. Το μεγαλύτερο ενδιαφέρον εστιάζεται στα στοιχεία της κύριας διαγωνίου του πίνακα $\hat{S}$. Τώρα το στοιχείο h_i δεν ταυτίζεται με την διακύμανση της μεταβλητής X_i αλλά αντιστοιχεί στην εταιρικήτητα της (το άθροισμα των τετραγώνων των επιβαρύνσεων της στους k παράγοντες), δηλαδή το ποσοστό της διακύμανσης της που αποδίδεται στην ύπαρξη των k παραγόντων. Κατά συνέπεια, η ιδιαιτερότητα ψ_i κάθε μεταβλητής X_i , δηλαδή το ποσοστό της διακύμανσης της που δεν εξηγείται από το παραγοντικό μοντέλο, εκτιμάται ως η υπολειπόμενη μεταβλητότητα, δηλαδή

$$\psi_i = \sigma_i^2 - h_i = \sigma_i^2 - \sum_{j=1}^k L_{ij}^2 = \sigma_i^2 - \sum_{j=1}^k (\lambda_j \cdot a_{ij}^2). \text{ Τα } \psi_i \text{ αντιστοιχούν στα στοιχεία της κύριας διαγωνίου}$$

του πίνακα $S - \hat{S}$.

Όταν ένα παραγοντικό μοντέλο προσαρμόζεται καλά στα δεδομένα τα υπόλοιπα στοιχεία του πίνακα $S - \hat{S}$ θα πρέπει να είναι όσο το δυνατόν μικρότερα. Στην ιδανική περίπτωση θα αναμέναμε ο πίνακας αυτός να είναι διαγώνιος. Αυτό οφείλεται στην βασική αρχή του ορθογώνιου παραγοντικού μοντέλου ότι η συνδιακύμανση των αρχικών μεταβλητών αποδίδεται εξ ολοκλήρου στην ύπαρξη των κοινών παραγόντων.

Στον Πίνακα IV.5 που ακολουθεί παρουσιάζονται οι εταιρικές για κάθε μία από τις αρχικές μεταβλητές όπως αυτές εκτιμώνται αντίστοιχα από το μοντέλο με τους δύο, τους τρεις και τους τέσσερις παράγοντες. Για την ανάλυση χρησιμοποιούμε τον πίνακα συσχετίσεων ο οποίος ισοδυναμεί με τον πίνακα διακύμανσης των τυποποιημένων μεταβλητών. Κατά συνέπεια οι εταιρικές είναι ένας αριθμός από το 0 έως το 1 και ισοδυναμούν με το άθροισμα των τετραγώνων των επιβαρύνσεων της κάθε μεταβλητής στους παράγοντες. Αφαιρώντας από την μονάδα την εκάστοτε εταιρικήτητα μπορούμε να εκτιμήσουμε συνακόλουθα την μεταβλητότητα για κάθε μεταβλητή που δεν αποδίδεται στην ύπαρξη των παραγόντων.

Υποκλίμακα ΕΣΠ	Εκτιμώμενες Εταιρικές ανά μοντέλο		
	2 παράγοντων	3 παράγοντων	4 παράγοντων
Ιδέες Αναφοράς	0,62	0,72	0,77
Κοινωνικό Άγχος	0,52	0,52	0,61
Παράδοξες Πεποιθήσεις	0,51	0,85	0,85
Αντιληπτικές Παρανοήσεις	0,59	0,67	0,67
Παράδοξη Συμπεριφορά	0,48	0,53	0,84
Διαπροσωπική Ελλειμματικότητα	0,70	0,77	0,77
Παράδοξη Ομιλία	0,57	0,59	0,70
Περισφιγμένο Συναίσθημα	0,72	0,76	0,77
Παρανοϊκός Ιδεασμός	0,48	0,63	0,74

Μέθοδος: Ανάλυση σε κύριες συνιστώσες

Πίνακας IV.5: Εκτιμώμενες εταιρικές υποκλιμάκων ΕΣΠ (Τρίπολη), ανά μοντέλο.

Στο μοντέλο των δύο παραγόντων τα ποσοστά της διακύμανσης που εξηγούνται από τους παράγοντες κυμαίνονται από 0,48 έως 0,72. Οι δύο παράγοντες εξηγούν λοιπόν σε μεγάλο βαθμό την μεταβλητότητα του «Περισφιγμένου συναισθήματος» αλλά όχι σε ικανοποιητικό βαθμό την μεταβλητότητα της «Παράδοξης συμπεριφοράς» και του «Παρανοϊκού ιδεασμού». Η εισαγωγή του τρίτου παράγοντα αυξάνει το ποσοστό της αποδιδόμενης στους κοινούς παράγοντες μεταβλητότητας όπως είναι άλλωστε αναμενόμενο, αλλά παρατηρούμε πως η αύξηση αυτή είναι εντυπωσιακή στην περίπτωση των «Παράξενων

πεποιθήσεων». Η εισαγωγή του παράγοντα αυτού είναι καθοριστική για την μεταβλητή αυτή. Ωστόσο το μικρό ποσοστό της μεταβλητότητας που εξηγείται από το μοντέλο των δύο παραγόντων δεν αυξάνει με την εισαγωγή του τρίτου σε μεταβλητές όπως η «Παράδοση συμπεριφορά» (53%). Η εισαγωγή του τέταρτου παράγοντα είναι καθοριστική για τις μεταβλητές αυτές μιας και τα ποσοστά αυξάνονται αρκετά. Συγκεκριμένα, το μοντέλο των τεσσάρων παραγόντων αυξάνει την εταιρική της «Παράδοξης συμπεριφοράς» στο 84%.

Το ποσοστό της διακύμανσης κάθε μεταβλητής που εξηγείται αποτελεί ένα ακόμη κριτήριο του αριθμού των παραγόντων που θα επιλεγούν. Το μοντέλο των τεσσάρων παραγόντων εξηγεί τουλάχιστον το 61% της μεταβλητότητας της εκάστοτε μεταβλητής, ενώ το κατώτερο ποσοστό για τα άλλα δύο μοντέλα είναι αρκετά χαμηλότερο. Στα πλαίσια της συνολικής μεταβλητότητας έχουμε ήδη δει ότι εξηγείται το 74,6% (Πίνακας IV.4). Σύμφωνα με αυτά τα κριτήρια το μοντέλο των τεσσάρων παραγόντων φαίνεται να υπερτερεί των άλλων δύο.

Τέλος η καλή προσαρμοστικότητα των μοντέλων στα δεδομένα μας μπορεί να ελεγχθεί όπως έχουμε ήδη αναφέρει από τα κατάλοιπα ανάμεσα στον δειγματικό και στον εκτιμώμενο πίνακα διακύμανσης (πλην των στοιχείων της κυρίας διαγωνίου). Και σύμφωνα με αυτό το κριτήριο το τετραπαραγοντικό μοντέλο υπερτερεί των άλλων δύο καθώς παρουσιάζει το μικρότερο ποσοστό καταλοίπων που είναι κατά απόλυτη τιμή μεγαλύτερα του 0,05 (τιμή κατά συνθήκη), όπως φαίνεται στον Πίνακα IV.6 που ακολουθεί.

Μοντέλο	Κατάλοιπα > 0,05	%
2 παραγόντων	24	66
3 παραγόντων	17	47
4 παραγόντων	14	38

Πίνακας IV.6: Πίνακας κατάλοιπων ανάμεσα στον δειγματικό και στον εκτιμώμενο πίνακα διακύμανσης.

Σύμφωνα με την έως τώρα ανάλυση ως ικανοποιητικότερο κρίνεται το μοντέλο των τεσσάρων παραγόντων και θα εργαστούμε στην συνέχεια με αυτό. Οι επιβαρύνσεις των μεταβλητών στους τέσσερις παράγοντες παρουσιάζονται στον Πίνακα IV.7 που ακολουθεί.

Υποκλίμακα ΕΣΠ	Παράγοντας			
	1 ^{ος}	2 ^{ος}	3 ^{ος}	4 ^{ος}
Ιδέες Αναφοράς	0,71	0,35	-0,31	0,24
Κοινωνικό Άγχος	0,66	-0,29	-0,02	0,30
Παράδοξες Πεποιθήσεις	0,48	0,52	0,59	0,04
Αντιληπτικές Παρανοήσεις	0,69	0,34	0,27	0,08
Παράδοση Συμπεριφορά	0,69	0,11	-0,21	-0,56
Διαπροσωπική Ελλειμματικότητα	0,58	-0,61	0,25	0,08
Παράδοση Ομιλία	0,75	0,07	-0,13	-0,33
Περισφιγμένο Συναισθημα	0,67	-0,52	0,18	-0,13
Παρανοϊκός Ιδεασμός	0,69	0,05	-0,39	0,32

Μέθοδος: Ανάλυση σε κύριες συνιστώσες

Πίνακας IV.7: Πίνακας επιβαρύνσεων – μοντέλο 4 παραγόντων (Τρίπολη).

Δεδομένου ότι για την εκτίμηση των παραγόντων χρησιμοποιήθηκε η μέθοδος της ΚΣ προσθέτοντας παράγοντες δεν αλλάζουν οι επιβαρύνσεις των μεταβλητών στους προϋπάρχοντες παράγοντες. Έτσι οι επιβαρύνσεις του μοντέλου των δύο παραγόντων αντιστοιχούν στις δύο πρώτες στήλες του Πίνακα IV.7 και του μοντέλου των τριών στις τρεις πρώτες στήλες. Έτσι, για παράδειγμα η μεταβλητή «Ιδέες αναφοράς» αναλύεται με βάση τον πίνακα αυτό ως εξής: $I\acute{d}\epsilon\epsilon\varsigma\text{ Αναφοράς} = 0,71F_1 + 0,35F_2 - 0,31F_3$, ενώ στο μοντέλο των τεσσάρων παραγόντων προστίθεται και ο όρος $0,24F_4$.

Το γεγονός της χρήσης της μεθόδου δεν επιτρέπει την εφαρμογή ελέγχων σημαντικότητας καθώς η μέθοδος είναι μη παραμετρική, δηλαδή δεν βασίζεται σε κάποια υπόθεση για τον πληθυσμό των δεδομένων ([Καρλής 2003](#)).

Προκειμένου να είναι εφικτή η ερμηνεία των παραγόντων θα εφαρμόσουμε στην επόμενη παράγραφο τεχνικές περιστροφής των παραγόντων. Η περιστροφή δεν μεταβάλλει το ποσοστό της συνολικής διακύμανσης που ερμηνεύεται από το μοντέλο και την καλή του προσαρμοστικότητα. Αλλάζουν οι τιμές των επιβαρύνσεων των μεταβλητών στους παράγοντες ενώ το άθροισμα των τετράγωνων των επιβαρύνσεων για κάθε μια μεταβλητή παραμένει σταθερό και ίσο με την εκτιμημένη εταιρική για την μεταβλητή αυτή.

IV.1.2.4 Περιστροφή

IV.1.2.4.a Ορθογώνια περιστροφή

Αν G ορθογώνιος πίνακας ($GG^T = I$, δηλαδή $G^{-1} = G^T$, όπου G^{-1} , G^T ο αντίστροφος και ο ανάστροφος του G αντίστοιχα) τότε ο πίνακας LG είναι επίσης μια εκτίμηση του πίνακα των διακυμάνσεων (ή συσχετίσεων) δεδομένου ότι $LG(LG)^T = LGG^TL^T = LL^T = \hat{S}$. Ο πίνακας G ορίζει έναν ορθογώνιο μετασχηματισμό. Σε αυτό το αποτέλεσμα βασίζονται οι τεχνικές ορθογώνιας περιστροφής που σκοπό έχουν να αυξήσουν την ερμηνευτική ικανότητα των παραγόντων. Στον Πίνακα IV.8 που ακολουθεί παρουσιάζονται τα αποτελέσματα (ο πίνακας επιβαρύνσεων) από περιστροφή χρησιμοποιώντας την τεχνική Varimax (Harman 1976). Μια άλλη μέθοδος περιστροφής που χρησιμοποιείται συνήθως είναι η μέθοδος Quartimax (Harman 1976). Η πρώτη τεχνική αποσκοπεί στην μείωση των μεταβλητών που έχουν μεγάλες επιβαρύνσεις σε ένα παράγοντα (δηλαδή στην μείωση κατά στήλη των τιμών του Πίνακα IV.8) ενώ η δεύτερη αποσκοπεί στην μείωση των παραγόντων που εξηγούν μια μεταβλητή (δηλαδή στην μείωση κατά γραμμή των τιμών του Πίνακα IV.8).

Μέθοδος Περιστροφής:	VARIMAX			
Υποκλίμακα ΕΣΠ	Παράγοντας			
	1 ^{ος}	2 ^{ος}	3 ^{ος}	4 ^{ος}
Διαπροσωπική Ελλειμματικότητα	0,87	0,10	0,09	0,07
Περисφιγμένο Συναίσθημα	0,81	0,07	0,33	0,09
Κοινωνικό Άγχος	0,60	0,48	0,06	0,11
Ιδέες Αναφοράς	0,02	0,77	0,29	0,30
Παρανοϊκός Ιδεασμός	0,23	0,80	0,21	0,07
Παράδοξη Συμπεριφορά	0,15	0,20	0,87	0,14
Παράδοξη Ομιλία	0,27	0,31	0,69	0,22
Αντιληπτικές Παρανοήσεις	0,20	0,34	0,25	0,67
Παράδοξες Πεποιθήσεις	0,04	0,07	0,11	0,91

Πίνακας IV.8: Πίνακας επιβαρύνσεων μοντέλου 4 παραγόντων μετά την Varimax περιστροφή (Τρίπολη).

Και οι δύο μέθοδοι καταλήγουν σε παρόμοια αποτελέσματα για το λόγο αυτό δεν παραθέτουμε τον πίνακα επιβαρύνσεων που προκύπτει από την δεύτερη μέθοδο περιστροφής. Από τον Πίνακα IV.8 είναι ξεκάθαρο σε ποιους παράγοντες οι μεταβλητές έχουν τις μεγαλύτερες επιβαρύνσεις (έντονα μπλε στοιχεία του), ενώ στους υπόλοιπους έχουν από χαμηλές έως μέτριες επιβαρύνσεις (τα μπλε στοιχεία σηματοδοτούν επιβαρύνσεις από 0,20 έως 0,38). Εξάιρεση αποτελεί η μεταβλητή «Κοινωνικό άγχος» η οποία φαίνεται να επιβαρύνει αρχικά τον πρώτο παράγοντα, αλλά και η επιβάρυνσή της στον δεύτερο είναι αρκετά μεγάλη. Όμοια αποτελέσματα λαμβάνει κανείς και με την εφαρμογή της τεχνικής Equimax η οποία αποτελεί συνδυασμό των προηγούμενων δύο και ως εκ τούτου δεν κρίθηκε σκόπιμο να παρουσιαστεί.

IV.1.2.4.b Μη ορθογώνια περιστροφή

Αν ο πίνακας G δεν είναι ορθογώνιος τότε μπορούμε να βρούμε μη ορθογώνιους μετασχηματισμούς οι οποίοι οδηγούν σε μη ορθογώνιους άξονες. Σε αυτή την περίπτωση οι παράγοντες παύουν πλέον να είναι ασυσχέτιστοι. Στον Πίνακα IV.9 που ακολουθεί παρουσιάζονται τα αποτελέσματα από την περιστροφή χρησιμοποιώντας την τεχνική Promax (Hendrickson and White 1964). Σύμφωνα με την τεχνική αυτή αρχικά λαμβάνει χώρα μια Varimax περιστροφή και στην συνέχεια μειώνονται οι γωνίες των αξόνων προκειμένου να υπάρξει καλύτερη προσαρμογή του μοντέλου σε απλές δομές διακύμανσης

Μέθοδος Περιστροφής:	Promax (kappa = 4)			
Υποκλίμακα ΕΣΠ	Παράγοντας			
	1 ^{ος}	2 ^{ος}	3 ^{ος}	4 ^{ος}
Διαπροσωπική Ελλειμματικότητα	0,87	0,10	0,09	0,07
Περисφιγμένο Συναίσθημα	0,81	0,07	0,33	0,09
Κοινωνικό Άγχος	0,60	0,48	0,06	0,11
Ιδέες Αναφοράς	0,02	0,77	0,29	0,30
Παρανοϊκός Ιδεασμός	0,23	0,80	0,21	0,07
Παράδοξη Συμπεριφορά	0,15	0,20	0,87	0,14
Παράδοξη Ομιλία	0,27	0,31	0,69	0,22
Αντιληπτικές Παρανοήσεις	0,20	0,34	0,25	0,67
Παράδοξες Πεποιθήσεις	0,04	0,07	0,11	0,91

Πίνακας IV.9: Πίνακας επιβαρύνσεων μοντέλου 4 παραγόντων μετά την Promax περιστροφή (Τρίπολη).

Το μοντέλο που προκύπτει δείχνει να ακολουθεί την δομή των προηγούμενων με την διαφορά ότι οι παράγοντες σχετίζονται μεταξύ τους. Ο πίνακας των συσχετίσεων των παραγόντων ακολουθεί στην συνέχεια.

Παράγοντας	2 ^{ος}	3 ^{ος}	4 ^{ος}
1 ^{ος}	0,432	0,425	0,249
2 ^{ος}		0,535	0,464
3 ^{ος}			0,439

Extraction Method: Principal Component Analysis.

Πίνακας IV.10: Συσχετίσεις παραγόντων-μοντέλο 4 παραγόντων (Τρίπολη).

Οι επιβαρύνσεις λ_{ij} των μεταβλητών πλέον δεν αντιστοιχούν στην συσχέτιση της X_i μεταβλητής με τον F_j παράγοντα, γιατί στην συσχέτιση αυτή υπεισέρχεται και η έμμεση επίδραση των συσχετιζόμενων με τον F_j παραγόντων. Έτσι οι νέες συσχετίσεις μεταξύ μεταβλητών και παραγόντων δίνονται στον Πίνακα IV.11 που ακολουθεί.

Υποκλίμακα ΕΣΠ	Παράγοντας			
	1 ^{ος}	2 ^{ος}	3 ^{ος}	4 ^{ος}
Ιδέες Αναφοράς	0,24	0,85	0,52	0,50
Κοινωνικό Άγχος	0,68	0,61	0,31	0,28
Παράδοξες Πεποιθήσεις	0,15	0,30	0,31	0,91
Αντιληπτικές Παρανοήσεις	0,35	0,57	0,49	0,78
Παράδοξη Συμπεριφορά	0,35	0,46	0,91	0,36
Διαπροσωπική Ελλειμματικότητα	0,87	0,31	0,29	0,19
Παράδοξη Ομιλία	0,46	0,57	0,81	0,43
Περισφιγμένο Συναίσθημα	0,86	0,34	0,51	0,24
Παρανοϊκός Ιδεασμός	0,41	0,85	0,44	0,29

Πίνακας IV.11: Συσχετίσεις μεταξύ υποκλιμάκων ΕΣΠ και παραγόντων-μοντέλο 4 παραγόντων (Τρίπολη).

IV.1.2.5 Υπολογισμός των σκορ των παραγόντων

Οι παράγοντες του τελικού μοντέλου μπορούν να γραφούν ως γραμμικός συνδυασμός των αρχικών μεταβλητών προκειμένου να χρησιμοποιηθούν ως νέες μεταβλητές και να εισαχθούν σε περαιτέρω ανάλυση. Με την μορφή πινάκων έχουμε $F=BX$, όπου F ο πίνακας στήλη ($k \times 1$) των παραγόντων, B ($k \times p$) ο πίνακας των βαθμολογιών των παραγόντων (factor score coefficient matrix) και X ($p \times 1$) ο πίνακας στήλη των αρχικών μεταβλητών. Όταν το μοντέλο που έχει χρησιμοποιηθεί είναι το ορθογώνιο μοντέλο, τότε οι νέες αυτές μεταβλητές θα έχουν μέση τιμή μηδέν και διασπορά ίση με ένα, ενώ φυσικά θα είναι ασυσχέτιστες.

Για τον υπολογισμό του πίνακα B υπάρχουν διάφορες μέθοδοι με συνηθέστερες τις μεθόδους των Bartlett, Anderson και της παλινδρόμησης (βλ. [Καρλής 2003](#)). Δεδομένου ότι χρησιμοποιήσαμε την μέθοδο ΚΣ για την εκτίμηση των παραγόντων ο B μπορεί να υπολογιστεί χωρίς σφάλμα. Έτσι και οι τρεις παραπάνω μέθοδοι δίνουν τα ίδια αποτελέσματα. Ο Πίνακας IV.12 που ακολουθεί περιέχει τα στοιχεία του

πίνακα Β για το ορθογώνιο μοντέλο μετά την Varimax περιστροφή, ενώ ο Πίνακας IV.13 για το μη ορθογώνιο που επιτρέπει τους παράγοντες να είναι συσχετιζόμενοι.

Υποκλίμακα ΕΣΠ	Παράγοντας			
	1 ^{ος}	2 ^{ος}	3 ^{ος}	4 ^{ος}
Ιδέες Αναφοράς	-0,21	0,57	-0,05	0,00
Κοινωνικό Άγχος	0,31	0,30	-0,28	-0,04
Παράδοξες Πεποιθήσεις	-0,02	-0,22	-0,14	0,80
Αντιληπτικές Παρανοήσεις	0,00	0,03	-0,07	0,47
Παράδοξη Συμπεριφορά	-0,14	-0,20	0,81	-0,13
Διαπροσωπική Ελλειμματικότητα	0,56	-0,13	-0,16	0,01
Παράδοξη Ομιλία	-0,04	-0,06	0,52	-0,05
Περισφιγμένο Συναίσθημα	0,47	-0,23	0,13	-0,03
Παρανοϊκός Ιδεασμός	-0,04	0,64	-0,14	-0,19

Μέθοδος: Ανάλυση σε κύριες συνιστώσες

Πίνακας IV.12: Βαθμολογίες παραγόντων μετά την Varimax περιστροφή-μοντέλο 4 παραγόντων (Τρίπολη).

Υποκλίμακα ΕΣΠ	Παράγοντας			
	1 ^{ος}	2 ^{ος}	3 ^{ος}	4 ^{ος}
Ιδέες Αναφοράς	-0,11	0,47	0,05	0,09
Κοινωνικό Άγχος	0,29	0,26	-0,14	0,00
Παράδοξες Πεποιθήσεις	-0,02	-0,06	-0,02	0,69
Αντιληπτικές Παρανοήσεις	0,04	0,12	0,04	0,44
Παράδοξη Συμπεριφορά	-0,03	-0,04	0,65	-0,03
Διαπροσωπική Ελλειμματικότητα	0,49	-0,04	-0,07	0,01
Παράδοξη Ομιλία	0,04	0,06	0,45	0,04
Περισφιγμένο Συναίσθημα	0,43	-0,09	0,15	-0,01
Παρανοϊκός Ιδεασμός	0,03	0,50	-0,03	-0,09

Μέθοδος: Ανάλυση σε κύριες συνιστώσες

Πίνακας IV.13: Βαθμολογίες παραγόντων μετά την Promax περιστροφή-μοντέλο 4 παραγόντων (Τρίπολη).

Σύμφωνα με το μη ορθογώνιο μοντέλο για παράδειγμα, ο πρώτος παράγοντας αναλύεται ως εξής:

$$F1 = -0,11 \text{ Ιδέες Αναφοράς} + 0,29 \text{ Κοινωνικό Άγχος} - 0,02 \text{ Παράδοξες Πεποιθήσεις} + 0,04 \text{ Αντιληπτικές Παρανοήσεις} - 0,03 \text{ Παράδοξη Συμπεριφορά} + 0,49 \text{ Διαπροσωπική Ελλειμματικότητα} + 0,04 \text{ Παράδοξη Ομιλία} + 0,43 \text{ Περισφιγμένο Συναίσθημα} + 0,03 \text{ Παρανοϊκός Ιδεασμός}$$

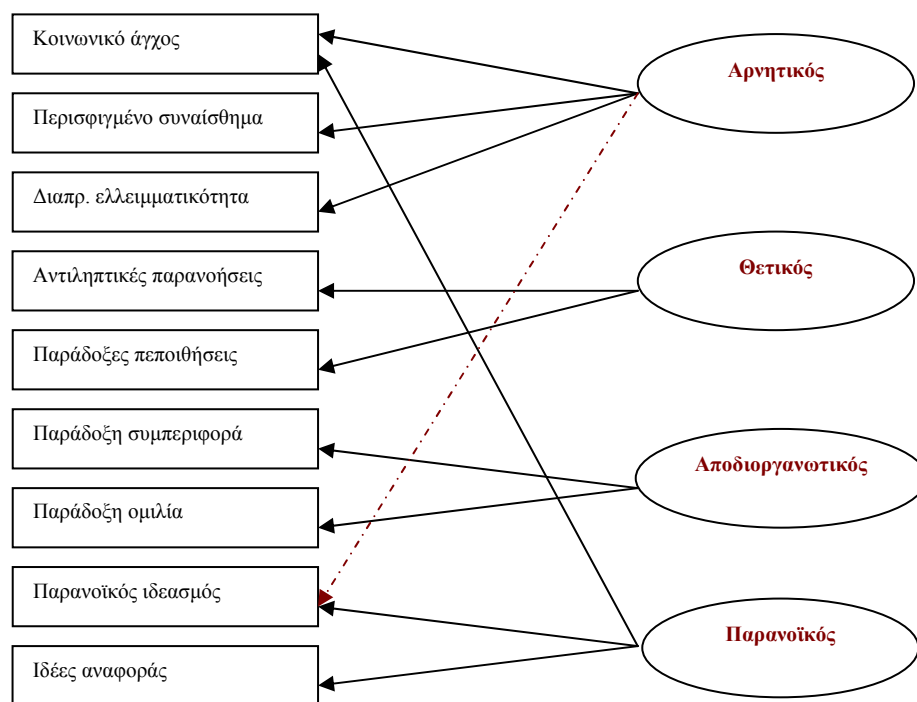
IV.1.2.6 Σχολιασμός παραγοντικής δομής ΕΣΠ σύμφωνα με την ΔΠΑ χρησιμοποιώντας την μέθοδο ΚΣ

Όπως είδαμε το μοντέλο των τεσσάρων παραγόντων προσαρμόζει καλά στα δεδομένα μας, εξηγώντας το 74% της συνολικής μεταβλητότητας και από 61 έως 84% για κάθε μεταβλητή χωριστά. Χρησιμοποιώντας τεχνικές περιστροφής (ορθογώνιας και μη) και επιλέγοντας ως κατώτερο όριο για τις

επιβαρύνσεις την τιμή 0,40, γίνεται ευκρινές ποιες μεταβλητές επιβαρύνουν τον κάθε παράγοντα. Η ερμηνεία των παραγόντων γίνεται σύμφωνα με την υποκείμενη θεωρία των συμπτωμάτων (ή χαρακτηριστικών) της σχιζοτυπικής προσωπικότητας. Έτσι ο πρώτος παράγοντας που αφορά τα αρνητικά συμπτώματα καλείται «Αρνητικός» και αντιστοιχεί στον «Διαπροσωπικό» παράγοντα του [Raine \(1991\)](#). Ο τέταρτος παράγοντας του μοντέλου μας ταυτίζεται με τον «Αποδιοργανωτικό» κατά Raine παράγοντα, ενώ ο δεύτερος («Θετικός») και ο τρίτος παράγοντας («Παρανοϊκός») του μοντέλου μας αποτελούν κατά βάση διαίρεση του «Γνωσιακού - Αντιληπτικού» παράγοντα.

Η παραγοντική δομή των δεδομένων στην οποία καταλήξαμε από την εφαρμογή της Διερευνητικής παραγοντικής ανάλυσης με την μέθοδο ΚΣ είναι παραπλήσια με αυτή που παρουσιάζεται από τους [Stefanis et al \(2004\)](#) εφαρμόζοντας Επαληθευτική Παραγοντική Ανάλυση (Confirmatory factor analysis CFA). Στο μοντέλο αυτό της ΕΠΑ οι παράγοντες είναι συσχετιζόμενοι ενώ η υποκλίμακα «Παρανοϊκός ιδεασμός» επιβαρύνει τον «Αρνητικό» παράγοντα σε αντίθεση με τα αποτελέσματα της ΔΠΑ.

Το Διάγραμμα IV.2 (path diagram) που ακολουθεί περιγράφει γραφικά την παραγοντική δομή των δεδομένων. Οι ελλείψεις που αντιστοιχούν στους παράγοντες συνδέονται με τις αντίστοιχες μεταβλητές όπου παρουσιάζονται οι μεγάλες επιβαρύνσεις. Η κόκκινη διακεκομμένη γραμμή αντιστοιχεί στην διαφορά του παρόντος μοντέλου από το αντίστοιχο των [Stefanis et al \(2004\)](#). Τέλος, τόσο για το μοντέλο της ΕΠΑ, όσο και για αυτό που προκύπτει στην παρούσα εργασία έχοντας χρησιμοποιήσει την Promax μη - ορθογώνια περιστροφή, θα πρέπει να προστεθούν συνδέσεις μεταξύ των παραγόντων που να σηματοδοτούν τις αντίστοιχες συσχετίσεις.



Διάγραμμα IV.2: Παραγοντική δομή ΕΣΠ (δεδομένα Τρίπολης).

Οι διαφορές των δομών των τριών μοντέλων (Raine 1991, Stefanis et al 2004 και της παρούσας εργασίας) παρουσιάζονται ευκρινέστερα στον Πίνακα IV.14. Σύμφωνα με τους Stefanis et al (2004), η ανάδειξη του τέταρτου παράγοντα («Παρανοϊκός παράγοντας») είναι πιθανό να οφείλεται στην ιδιαιτερότητα της χρονικής στιγμής της δειγματοληψίας μιας και είναι γνωστό από την βιβλιογραφία πως η παράνοια είναι εμφανέστερη σε ομάδες που υποβάλλονται σε ραγδαίες πολιτιστικές αλλαγές που περιλαμβάνουν τον μετατόπιση πολλών ανθρώπων (Rawlings and Freeman, 1997) κάτω από την επίδραση της αποξένωσης του ατόμου καθώς και των δυσκολιών που παρουσιάζονται σε επίπεδο επαναπροσδιορισμού της θέσης του ατόμου σε έναν νέο πολιτισμό (Altrocci 1980).

	Μοντέλο	Παράγοντας	ΙΑ	ΠΠ	ΑΠ	ΠΙ	ΚΑ	ΔΕ	Περ. Σ	ΠΟ	Παρ. Σ
1	“Disorganised” 3-factor (Raine et al. 1994)	Θετικός	*	*	*	*					
		Αρνητικός				*	*	*	*		
		Αποδιοργανωτικός								*	*
2	“Paranoid” 4-factor (CFA) ASPIS data (Tripolis) Stefanis et al (2004)	Θετικός		*	*						
		Αρνητικός				*	*	*	*		
		Αποδιοργανωτικός								*	*
		Παρανοϊκός	*			*	*				
3	“Paranoid” 4-factor (EFA) ASPIS data (Tripolis)	Θετικός		*	*						
		Αρνητικός					*	*	*		
		Αποδιοργανωτικός								*	*
		Παρανοϊκός	*			*	*				

Υποκλίμακες ΕΣΠ: ΙΑ = Ιδέες αναφοράς, ΠΠ = Παράδοξες πεποιθήσεις, ΑΠ: Αντίληπτικές παρανοήσεις, ΠΙ = Παρανοϊκός ιδεασμός, ΚΑ = Κοινωνικό άγχος, ΔΕ = Διαπροσωπική ελλειμματικότητα, Περ. Σ = Περισιγμένο συναίσθημα, ΠΟ = Παράδοξη ομιλία, Παρ. Σ = Παράδοξη συμπεριφορά

Πίνακας IV.14: Συγκριτικός πίνακας παραγοντικών μοντέλων για το ΕΣΠ (δεδομένα Τρίπολης).

IV.1.3 Παραγοντική δομή ερωτηματολογίου ΕΣΠ (ΕΝΑ).

Στην συνέχεια θα μελετήσουμε την παραγοντική δομή του ΕΣΠ χρησιμοποιώντας τα δεδομένα της επανεξέτασης του ΕΝΑ. Η διερεύνηση της παραγοντικής δομής του ΕΣΠ στα δεδομένα της επανεξέτασης θα γίνει με την χρήση της μεθόδου της Πιθανοφάνειας (Lawley and Maxwell 1971) μιας και τα δεδομένα προσεγγίζουν την κανονική κατανομή. Ωστόσο θα εφαρμόσουμε και την μέθοδο ΚΣ, στα δεδομένα του ΕΝΑ προκειμένου να συγκρίνουμε τα αποτελέσματα που θα εξαχθούν με αυτά που απέδωσε η ΔΠΑ και η ΕΠΑ στα δεδομένα της Τρίπολης.

IV.1.3.1 Καταλληλότητα των δεδομένων

Από τον Πίνακα IV.15 βλέπουμε ότι οι συσχετίσεις μεταξύ των μεταβλητών στην πλειονότητά τους είναι μέτριες. Εξαίρεση αποτελεί η υποκλίμακα «Παράδοξες Πεποιθήσεις» παρουσιάζοντας χαμηλές συσχετίσεις με όλες τις υπόλοιπες μεταβλητές. Το γεγονός αυτό μπορεί να οδηγήσει στην ανάδειξη ενός

παράγοντα, ο οποίος στην ουσία να ταυτίζεται με την μεταβλητή αυτή. Είναι χρήσιμο ωστόσο να προχωρήσουμε και στους υπόλοιπους ελέγχους που αφορούν τις συσχετίσεις των δεδομένων, προκειμένου να αποφανθούμε αν οι συσχετίσεις που παρουσιάζονται είναι τέτοιες ώστε να έχει νόημα η εφαρμογή της ΔΠΑ.

	Κοιν. Αγ.	Π.Πεπ.	Αντ.Παρ.	Π.Συμπ.	Διαπ.Ελ.	Παρ.Ομ.	Περ.Συν.	Παρ.Ιδ.
Ιδ. Αναφ.	0,57	0,35	0,52	0,59	0,50	0,46	0,40	0,53
Κοιν. Αγ.		0,26	0,31	0,45	0,54	0,38	0,57	0,42
Π.Πεπ.			0,43	0,31	0,19	0,22	0,16	0,20
Αντ.Παρ.				0,35	0,25	0,42	0,17	0,30
Π.Συμπ.					0,53	0,47	0,57	0,54
Διαπ.Ελ.						0,43	0,64	0,51
Παρ.Ομ.							0,47	0,41
Περ.Συν.								0,51

Διακρίνουσα = 5,203E-02

* p-value<0.0001 για όλους τους συντελεστές

Πίνακας IV.15: Πίνακας συσχετίσεων μεταξύ των υποκλιμάκων του ΕΣΠ (ΕΝΑ).

Από τον έλεγχο σφαιρικότητας του Bartlett (1950) απορρίπτεται η μηδενική υπόθεση της ισότητας του Πίνακα συσχετίσεων με τον μοναδιαίο στα δεδομένα μας (Πίνακας IV.16), καταδεικνύοντας πως οι συσχετίσεις ανάμεσα στα δεδομένα μας είναι αρκούντως υψηλές. Επιπρόσθετα το στατιστικό των Keiser – Meyer – Olkin που υπολογίζεται είναι ιδιαίτερα υψηλό (0,87) καταδεικνύοντας το μικρό μέγεθος των μερικών συντελεστών συσχέτισης σε σύγκριση με τους απλούς ανάμεσα στις αρχικές μεταβλητές.

Kaiser-Meyer-Olkin		0,868
Έλεγχος σφαιρικότητας του Bartlett	χ^2	525,465
	β.ε.	36
	p-value.	< 0,001

Πίνακας IV.16: ΚΜΟ και έλεγχος σφαιρικότητας του Bartlett για τις υποκλίμακες του ΕΣΠ (ΕΝΑ).

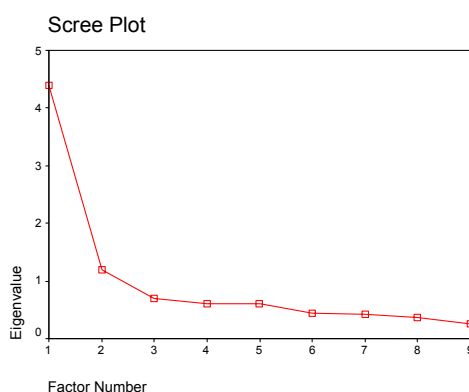
Τέλος από τον Πίνακα IV.17 που ακολουθεί είναι εμφανές ότι όλες οι υποκλίμακες μπορούν να εισαχθούν στο παραγοντικό μοντέλο σύμφωνα με το ΜΔΚ που υπολογίζεται να είναι υψηλότερο από 0,84 σε κάθε περίπτωση. Κατά συνέπεια μπορούμε να προχωρήσουμε σε ΔΠΑ χρησιμοποιώντας όλες τις υποκλίμακες του ΕΣΠ, διατηρώντας ωστόσο επιφυλάξεις για την υποκλίμακα «Παράδοξες Πεποιθήσεις» για τους λόγους που προαναφέραμε.

Υποκλίμακα ΕΣΠ	ΜΔΚ
Ιδέες Αναφοράς	0,843
Κοινωνικό Άγχος	0,864
Παράδοξες Πεποιθήσεις	0,842
Αντιληπτικές Παρανοήσεις	0,800
Παράδοξη Συμπεριφορά	0,891
Διαπροσωπική Ελλειμματικότητα	0,907
Παράδοξη Ομιλία	0,909
Περισφιγμένο Συναισθήμα	0,811
Παρανοϊκός Ιδεασμός	0,929

Πίνακας IV.17: ΜΚΔ για τις υποκλίμακες του ΕΣΠ (ΕΝΑ).

IV.1.3.2 Επιλογή αριθμού παραγόντων

Όπως έχουμε ήδη αναφέρει η επιλογή του αριθμού των παραγόντων στην πραγματικότητα έπεται της εκτίμησης τους. Δηλαδή προϋποθέτει την εφαρμογή της μεθόδου για διάφορα πλήθη παραγόντων και την κατοπινή σύγκριση και αξιολόγηση τους. Επιπλέον, χρησιμοποιώντας την μέθοδο της ΜΠ το ποσοστό της μεταβλητότητας που εξηγεί ένας παράγοντας διαφέρει από μοντέλο σε μοντέλο όπως θα δούμε στην συνέχεια, με αποτέλεσμα και αυτό το κριτήριο να μπορεί να εκτιμηθεί εκ των υστέρων. Από το Διάγραμμα IV.3 που ακολουθεί (scree plot), παίρνουμε μια πρώτη εικόνα για τον αριθμό των παραγόντων. Θα πρέπει να σημειώσουμε επίσης ότι με την μέθοδο της ΜΠ ο μέγιστος αριθμός των παραγόντων που μπορεί να εκτιμηθεί είναι προκαθορισμένος σε αντίθεση με την μέθοδο της ΚΣ, όπως θα δούμε στην επόμενη παράγραφο. Το γράφημα των ιδιοτιμών δείχνει να εισηγείται την ύπαρξη 2 ή τριών παραγόντων.



Διάγραμμα IV.3: Γράφημα ιδιοτιμών πίνακα διακύμανσης υποκλιμάκων ΕΣΠ (ΕΝΑ).

IV.1.3.3 Εκτίμηση των παραμέτρων του μοντέλου με την μέθοδο της Μεγίστης Πιθανοφάνειας.

Για την εφαρμογή της μεθόδου της ΜΠ στην εκτίμηση των παραγόντων του μοντέλου εισέρχεται η προϋπόθεση της κανονικότητας. Συγκεκριμένα προϋποθέτουμε πως τα σφάλματα ακολουθούν πολυμεταβλητή κανονική κατανομή με διάνυσμα μέσων το μηδενικό και πίνακα διακύμανσης τον διαγώνιο Ψ , δηλαδή $\varepsilon \sim N_p(0, \Psi)$. Κατά συνέπεια το διάνυσμα των τυχαίων μεταβλητών X δοθέντος του διανύσματος των παραγόντων F ακολουθεί την πολυδιάστατη κανονική κατανομή, δηλαδή $X|F \sim N_p(LF, \Psi)$ και αν υποθέσουμε πως και οι παράγοντες ακολουθούν πολυδιάστατη κανονική κατανομή, δηλαδή $F \sim N_p(0, I)$ τότε προκύπτει πως $X \sim N_p(LF, LL^T + \Psi)$.

Τότε μπορεί να δειχθεί πως η πιθανοφάνεια ως συνάρτηση του Πίνακα διακύμανσης του πληθυσμού Σ είναι: $l(X, \Sigma) = -\frac{n}{2} [p \ln(2\pi) + \ln |\Sigma| + tr(\Sigma^{-1}S)]$, όπου n είναι το μέγεθος δείγματος, p το πλήθος των μεταβλητών και S ο δειγματικός πίνακας διακύμανσης (Καρλής, 2003). Η εκτίμηση των παραμέτρων του παραγοντικού μοντέλου έγκειται στην εκτίμηση του πίνακα των επιβαρύνσεων L (εταιρικότητας) και των στοιχείων της κύριας διαγωνίου του πίνακα Ψ που αντιστοιχούν στους μοναδικούς παράγοντες

(ιδιαιτερότητες). Αρκεί λοιπόν να αντικαταστήσουμε τον πίνακα Σ με $LL^T + \Psi$ στην συνάρτηση της πιθανοφάνειας και να μεγιστοποιήσουμε ως προς L και Ψ .

Η μέθοδος λειτουργεί επαναληπτικά θεωρώντας αρχικά ως γνωστές τις ιδιαιτερότητες ψ_i και εκτιμώντας τις επιβαρύνσεις l_i και στη συνέχεια χρησιμοποιώντας τις επιβαρύνσεις αυτές ως γνωστές επανεκτιμά τις ιδιαιτερότητες έως ότου οι παράμετροι να μη μεταβάλλονται σημαντικά (σύγκλιση). Προκειμένου να γίνει λοιπόν η εκτίμηση των πινάκων θα πρέπει να δοθούν αρχικές τιμές για τις ιδιαιτερότητες ψ_i . Για την αρχική εκτίμηση της ιδιαιτερότητας της εκάστοτε μεταβλητής X_i χρησιμοποιείται ο συντελεστής προσδιορισμού R^2 της παλινδρόμησης που έχει ως εξαρτημένη μεταβλητή την X_i και ανεξάρτητες όλες τις υπόλοιπες. Αν αναλογιστεί κανείς πως η εταιρικότητα ορίζεται ως το ποσοστό της διακύμανσης που είναι οφείλεται στην ύπαρξη των κοινών παραγόντων και άρα το ποσοστό της μεταβλητότητας που είναι κοινό μεταξύ των μεταβλητών η επιλογή αυτού του τρόπου εκτίμησης είναι εύλογη ([Guttman 1956](#)).

Με την μέθοδο της ΜΠ επιχειρείται η εύρεση των παραμέτρων εκείνων που μεγιστοποιούν την πιθανότητα ο πίνακας διακύμανσης που προκύπτει να είναι ο δειγματικός. Όπως και με την μέθοδο ΚΣ όταν ένα παραγοντικό μοντέλο προσαρμόζεται καλά στα δεδομένα ο εκτιμώμενος και ο δειγματικός πίνακας διακύμανσης δεν θα πρέπει να απέχουν πολύ.

Προκειμένου ωστόσο να είναι δυνατή η εφαρμογή της μεθόδου ο μέγιστος αριθμός παραγόντων που μπορούν να εκτιμηθούν όπως προαναφέραμε είναι προκαθορισμένος. Σε ένα μοντέλο με p μεταβλητές και k παράγοντες ο πίνακας L έχει $p \times k$ στοιχεία ενώ ο Ψ ως διαγώνιος έχει p . Ο πίνακας Σ από τον οποίο ξεκινάμε έχει ως συμμετρικός $\frac{p}{2}(p+1)$ στοιχεία. Προκειμένου λοιπόν να έχει λύση το σύστημα θα πρέπει

$p \times k \leq \frac{p}{2}(p+1)$, δηλαδή το k να είναι το πολύ ίσο με το ακέραιο μέρος του $\frac{p}{2}$. Έτσι το μοντέλο μας δεν μπορεί να εκτιμήσει περισσότερους από 4 παράγοντες. Μία επιπρόσθετη υπόθεση που χρειάζεται για την ταυτοποίηση των παραμέτρων είναι πως ο πίνακας $L^T \Psi^{-1} L$ είναι διαγώνιος και τα στοιχεία του είναι σε φθίνουσα σειρά ([Καρλής 2003](#)).

Στον Πίνακα IV.18 που ακολουθεί παρουσιάζονται οι εταιρικότητες για κάθε μία από τις αρχικές μεταβλητές όπως αυτές εκτιμώνται αντίστοιχα από το μοντέλο με τους δύο και τους τρεις παράγοντες. Την στήλη των αρχικών εταιρικότητων είναι οι συντελεστές προσδιορισμού όπως περιγράψαμε παραπάνω. Για την ανάλυση χρησιμοποιούμε τον πίνακα συσχετίσεων ο οποίος ισοδυναμεί με τον πίνακα διακύμανσης των σταθμισμένων μεταβλητών. Κατά συνέπεια οι εταιρικότητες είναι ένας αριθμός από το 0 έως το 1 και ισοδυναμούν με το άθροισμα των τετραγώνων των επιβαρύνσεων της κάθε μεταβλητής στους παράγοντες. Αφαιρώντας από την μονάδα την εκάστοτε εταιρικότητα μπορούμε να εκτιμήσουμε συνακόλουθα την μεταβλητότητα για κάθε μεταβλητή που δεν αποδίδεται στην ύπαρξη των παραγόντων (ιδιαιτερότητα).

Υποκλίμακα ΕΣΠ	Αρχικές εταιρικότητες	Εκτιμώμενες εταιρικότητες	
	R^2	2 παραγόντων	3 παραγόντων
Ιδέες Αναφοράς	0,58	0,69	0,66
Κοινωνικό Άγχος	0,49	0,49	0,99
Παράδοξες Πεποιθήσεις	0,22	0,24	0,25
Αντληπτικές Παρανοήσεις	0,39	0,48	0,53
Παράδοξη Συμπεριφορά	0,53	0,56	0,60
Διαπροσωπική Ελλειμματικότητα	0,51	0,57	0,57
Παράδοξη Ομιλία	0,38	0,39	0,41
Περισφιγμένο Συναίσθημα	0,58	0,79	0,73
Παρανοϊκός Ιδεασμός	0,42	0,45	0,47

Μέθοδος: Μεγίστης πιθανοφάνειας

Πίνακας IV.18: Εκτιμώμενες εταιρικότητες υποκλιμάκων ΕΣΠ (ENA), ανά μοντέλο.

Στο μοντέλο των δύο παραγόντων τα ποσοστά της διακύμανσης που εξηγούνται από τους παράγοντες κυμαίνονται από 0,24 έως 0,79. Οι δύο παράγοντες εξηγούν για παράδειγμα σε μεγάλο βαθμό την μεταβλητότητα του «Περισφιγμένου συναισθήματος» (79%) αλλά σε πολύ μικρό βαθμό την μεταβλητότητα των «Παράδοξων Πεποιθήσεων» (25%). Η εισαγωγή του τρίτου παράγοντα αυξάνει το ποσοστό της αποδιδόμενης στους κοινούς παράγοντες μεταβλητότητας όπως είναι άλλωστε αναμενόμενο, αλλά παρατηρούμε πως η αύξηση αυτή είναι εντυπωσιακή στην περίπτωση των «Κοινωνικού άγχους» όπου εξηγείται σχεδόν όλη η μεταβλητότητα.. Το γεγονός αυτό οφείλεται στην ύπαρξη των χαμηλών συσχετίσεων της υποκλίμακας αυτής με τις υπόλοιπες. Τέλος, ούτε οι τρεις παράγοντες εξηγούν σε ικανοποιητικό βαθμό την μεταβλητότητα των «Παράδοξων Πεποιθήσεων». Με την μέθοδο της Πιθανοφάνειας δεν ήταν εφικτή η δημιουργία ενός μοντέλου με τέσσερις παράγοντες, καθώς ο αλγόριθμος που περιγράψαμε δεν συνέκλινε ούτε μετά από 10000 επαναλήψεις (όριο SPSS).

Η διακύμανση που εξηγείται από κάθε παράγοντα υπολογίζεται ως το άθροισμα τετραγώνων των επιβαρύνσεων του σε κάθε μία μεταβλητή (αθροίζουμε τα τετράγωνα των στοιχείων του πίνακα L ανά στήλη, ενώ για την εύρεση των εταιρικοτήτων ανά γραμμή-βλ. Πίνακα IV.23). Έχοντας χρησιμοποιήσει την μέθοδο της ΜΠ, κάθε φορά που προσθέτουμε έναν παράγοντα αλλάζουν οι επιβαρύνσεις και κατά συνέπεια το ποσοστό της μεταβλητότητας που εξηγούσαν οι προϋπάρχοντες. Τα ποσοστά αυτά και για τα δύο μοντέλα παρουσιάζονται στον Πίνακα IV.19 που ακολουθεί, όπου είναι εμφανές πως το ποσοστό της συνολικής μεταβλητότητας που εξηγείται είναι μικρό και στα δύο μοντέλα.

Παράγοντας	Μοντέλο 2 παραγόντων			Μοντέλο 3 παραγόντων		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	3,92	43,60	43,60	2,65	29,45	29,45
2	0,73	8,13	51,74	1,88	20,84	50,29
3				0,70	7,82	58,12

Μέθοδος: Μεγίστης πιθανοφάνειας

Πίνακας IV.19: Εκτιμώμενες εταιρικότητες υποκλιμάκων ΕΣΠ (ENA), ανά μοντέλο.

Η μέθοδος της ΜΠ ως παραμετρική μας δίνει την δυνατότητα να κάνουμε έλεγχο καλής εφαρμογής του ορθογωνίου μοντέλου στα δεδομένα. Ο έλεγχος αφορά την μηδενική υπόθεση:

$$H_0 : \Sigma = LL^T + \Psi \text{ έναντι της εναλλακτικής}$$

H_a : δεν υπάρχει περιορισμός στο μοντέλο.

Η ελεγχουσυνάρτηση είναι η $LR = n(tr\mathbf{D} - \ln|\mathbf{D}| - p)$, όπου $\mathbf{D} = (\hat{\mathbf{L}}\hat{\mathbf{L}}^T + \hat{\Psi})^{-1}\mathbf{S}$. Όταν το μοντέλο είναι καλό, ο Πίνακας D είναι περίπου ο μοναδιαίος άρα το ίχνος του είναι p και η ορίζουσά του μηδέν. Τότε η LR παίρνει την τιμή μηδέν. Η τιμή της LR συγκρίνεται με την τιμή της κατανομής χ^2 στους $\{(p-k)^2 + (p+k)\}/2$ βαθμούς ελευθερίας (Καρλής 2003). Τα αποτελέσματα του ελέγχου παρουσιάζονται στον Πίνακα IV.20. Η μηδενική υπόθεση ισοδυναμεί με την καλή προσαρμοστικότητα του μοντέλου. Σε κανένα από τα δύο μοντέλα δεν απορρίπτεται και κατά συνέπεια και τα δύο είναι αποδεκτά.

Goodness-of-fit Test	χ^2	β.ε.	p-value
Μοντέλο 2 παραγόντων	25,540	19	0,144
Μοντέλο 3 παραγόντων	14,477	12	0,271

Πίνακας IV.20: Έλεγχος καλής προσαρμοστικότητας μοντέλων.

Η καλή προσαρμοστικότητα των μοντέλων στα δεδομένα μας μπορεί να ελεγχθεί όπως έχουμε ήδη αναφέρει από τα κατάλοιπα ανάμεσα στον δειγματικό και στον εκτιμώμενο πίνακα διακύμανσης (πλην των στοιχείων της κυρίας διαγωνίου). Σύμφωνα με αυτό το κριτήριο το μοντέλο των τριών παραγόντων υπερτερεί σχετικά καθώς παρουσιάζει το μικρότερο ποσοστό καταλοίπων που είναι κατά απόλυτη τιμή μεγαλύτερα του 0,05 (τιμή κατά συνθήκη), όπως φαίνεται στον Πίνακα IV.21 που ακολουθεί. Και τα δύο μοντέλα παρουσιάζουν ωστόσο πολύ μικρά κατάλοιπα όπως ήταν αναμενόμενο σύμφωνα με τον προηγούμενο έλεγχο.

Μοντέλο	Κατάλοιπα > 0,05	%
2 παραγόντων	4	11
3 παραγόντων	2	5

Πίνακας IV.21: Πίνακας κατάλοιπων ανάμεσα στον δειγματικό και στον εκτιμώμενο πίνακα διακύμανσης.

Για την επιλογή του μοντέλου που είναι καταλληλότερο από τα δύο η μέθοδος επιτρέπει την χρήση πληροφοριακών κριτηρίων. Έτσι για κάθε μοντέλο υπολογίζουμε είτε το Akaike Information Criterion (AIC) (Akaike 1987) είτε το Bayesian Information Criterion (BIC) του Schwartz (Schwartz 1978). Επιλέγουμε στην συνέχεια το μοντέλο με την μικρότερη τιμή στα κριτήρια αυτά. Όπως φαίνεται στον Πίνακα IV.22 καταλληλότερο είναι το μοντέλο με τους τρεις παράγοντες. Στην συνέχεια θα εργαστούμε με αυτό.

Μοντέλο	AIC	BIC
2 παραγόντων	64,67	67,74
3 παραγόντων	39,12	41,06

Πίνακας IV.22: Τιμές κριτηρίων AIC και BIC (δεδομένα ΕΝΑ).

Ο εκτιμώμενος πίνακας επιβαρύνσεων των μεταβλητών για το μοντέλο των τριών παραγόντων παρουσιάζεται στον Πίνακα IV.23 που ακολουθεί. Για παράδειγμα η μεταβλητή «Ιδέες αναφοράς» αναλύεται με βάση τον πίνακα αυτό ως εξής: $\text{Ιδέες Αναφοράς} = 0,57F_1 + 0,48F_2 + 0,31F_3$.

Υποκλίμακα ΕΣΠ	Παράγοντας		
	1 ^{ος}	2 ^{ος}	3 ^{ος}
Ιδέες Αναφοράς	0,57	0,48	0,31
Κοινωνικό Άγχος	0,99	0,00	0,00
Παράδοξες Πεποιθήσεις	0,26	0,27	0,34
Αντιληπτικές Παρανοήσεις	0,31	0,40	0,52
Παράδοξη Συμπεριφορά	0,45	0,63	-0,01
Διαπροσωπική Ελλειμματικότητα	0,54	0,48	-0,21
Παράδοξη Ομιλία	0,39	0,50	0,06
Περισφιγμένο Συναίσθημα	0,57	0,48	-0,42
Παρανοϊκός Ιδεασμός	0,42	0,54	-0,04

Μέθοδος: Μεγίστης πιθανοφάνειας

Πίνακας IV.23: Πίνακας επιβαρύνσεων – μοντέλο 3 παραγόντων (ΕΝΑ).

Για την αύξηση της ερμηνευτικής ικανότητας των παραγόντων θα εφαρμόσουμε στην επόμενη παράγραφο τις τεχνικές ορθογώνιας και μη περιστροφής των παραγόντων. Η περιστροφή είναι ανεξάρτητη της μεθόδου που χρησιμοποιήθηκε για την εκτίμηση των παραγόντων και όπως έχουμε αναφέρει δεν μεταβάλλει το ποσοστό της συνολικής διακύμανσης που ερμηνεύεται από το μοντέλο και την καλή του προσαρμοστικότητα.

IV.1.3.4 Περιστροφή

IV.1.3.4.a Ορθογώνια περιστροφή

Στον Πίνακα IV.24 που ακολουθεί παρουσιάζονται οι επιβαρύνσεις μετά από περιστροφή χρησιμοποιώντας την τεχνική Varimax (Harman 1976).

Υποκλίμακα ΕΣΠ	Μέθοδος Περιστροφής:		
	VARIMAX		
	Παράγοντας		
	1 ^{ος}	2 ^{ος}	3 ^{ος}
Περισφιγμένο Συναίσθημα	0,80	0,03	0,29
Διαπροσωπική Ελλειμματικότητα	0,69	0,20	0,26
Παράδοξη Συμπεριφορά	0,65	0,41	0,10
Παρανοϊκός Ιδεασμός	0,59	0,33	0,12
Παράδοξη Ομιλία	0,49	0,39	0,10
Ιδέες Αναφοράς	0,42	0,64	0,27
Αντιληπτικές Παρανοήσεις	0,14	0,71	0,08
Παράδοξες Πεποιθήσεις	0,12	0,48	0,09
Κοινωνικό Άγχος	0,38	0,27	0,89

Πίνακας IV.24: Πίνακας επιβαρύνσεων μοντέλου 3 παραγόντων μετά την Varimax περιστροφή (ΕΝΑ).

Ο πρώτος παράγοντας δείχνει να επιβαρύνεται από τις 5 μεταβλητές και με τις δύο μεθόδους περιστροφής όπως φαίνεται από τις μεγαλύτερες επιβαρύνσεις (έντονα μπλε στοιχεία του Πίνακα IV.24), ενώ στους υπόλοιπους έχουν από χαμηλές έως μέτριες επιβαρύνσεις (τα μπλε στοιχεία σηματοδοτούν επιβαρύνσεις από 0,20 έως 0,43). Χαμηλές είναι οι επιβαρύνσεις που αφορούν τις «Παράδοξες πεποιθήσεις» σε όλους τους παράγοντες.

IV.1.3.4.b Μη ορθογώνια περιστροφή

Στον Πίνακα IV.25 που ακολουθεί παρουσιάζονται τα αποτελέσματα από την περιστροφή χρησιμοποιώντας την τεχνική Promax (Hendrickson and White 1964).

Μέθοδος Περιστροφής:	Promax (kappa = 4)		
Υποκλίμακα ΕΣΠ	Παράγοντας		
	1 ^{ος}	2 ^{ος}	3 ^{ος}
Περισφιγμένο Συναίσθημα	0,93	-0,29	0,11
Διαπροσωπική Ελλειμματικότητα	0,73	-0,04	0,09
Παράδοση Συμπεριφορά	0,68	0,24	-0,12
Παρανοϊκός Ιδεασμός	0,62	0,17	-0,06
Παράδοση Ομιλία	0,48	0,27	-0,06
Αντιληπτικές Παρανοήσεις	-0,10	0,78	-0,01
Ιδέες Αναφοράς	0,21	0,57	0,15
Παράδοξες Πεποιθήσεις	-0,04	0,52	0,03
Κοινωνικό Άγχος	0,02	0,06	0,96

Πίνακας IV.25: Πίνακας επιβαρύνσεων μοντέλου 3 παραγόντων μετά την Promax περιστροφή (Τρίπολη).

Το μοντέλο που προκύπτει δείχνει να ακολουθεί σχετικά την δομή που υποδεικνύουν οι τεχνικές ορθογώνιας περιστροφής με την διαφορά φυσικά ότι οι παράγοντες σχετίζονται μεταξύ τους. Ιδιαίτερο ενδιαφέρον παρουσιάζει τη μεταβλητή «Κοινωνικό άγχος» που μετά την Promax περιστροφή είναι φανερό πως ταυτίζεται με τον τρίτο παράγοντα. Ο πίνακας των συσχετίσεων των παραγόντων ακολουθεί στην συνέχεια.

Παράγοντας	2 ^{ος}	3 ^{ος}
1 ^{ος}	0,591	0,625
2 ^{ος}		0,433

Μέθοδος: Μεγίστης πιθανοφάνειας

Πίνακας IV.26: Συσχετίσεις παραγόντων-μοντέλο 3 παραγόντων (Τρίπολη).

Έτσι οι νέες συσχετίσεις μεταξύ μεταβλητών και παραγόντων (όπου υπεισέρχεται και η έμμεση επίδραση των υπολοίπων παραγόντων) δίνονται στον Πίνακα IV.27 που ακολουθεί.

Υποκλίμακα ΕΣΠ	Παράγοντας		
	1 ^{ος}	2 ^{ος}	3 ^{ος}
Ιδέες Αναφοράς	0,65	0,77	0,53
Κοινωνικό Άγχος	0,66	0,49	0,99
Παράδοξες Πεποιθήσεις	0,28	0,50	0,23
Αντιληπτικές Παρανοήσεις	0,36	0,72	0,27
Παράδοξη Συμπεριφορά	0,75	0,59	0,41
Διαπροσωπική Ελλειμματικότητα	0,75	0,42	0,52
Παράδοξη Ομιλία	0,60	0,52	0,35
Περισφιγμένο Συναίσθημα	0,82	0,30	0,56
Παρανοϊκός Ιδεασμός	0,67	0,50	0,39

Πίνακας IV.27: Συσχετίσεις μεταξύ υποκλιμάκων ΕΣΠ και παραγόντων-μοντέλο 3 παραγόντων (ΕΝΑ).

IV.1.3.5 Υπολογισμός των σκορ των παραγόντων

Για τον υπολογισμό των factor scores υπάρχουν διάφορες μέθοδοι με συνηθέστερες τις μεθόδους του Bartlett, Anderson και της παλινδρόμησης (βλ [Καρλής 2003](#)). Ο Πίνακας IV.28 που ακολουθεί περιέχει τα στοιχεία του πίνακα Β για το ορθογώνιο μοντέλο, ενώ ο Πίνακας IV.29 για το μη ορθογώνιο που επιτρέπει τους παράγοντες να είναι συσχετιζόμενοι.

Υποκλίμακα ΕΣΠ	Παράγοντας			
	1 ^{ος}	2 ^{ος}	3 ^{ος}	4 ^{ος}
Ιδέες Αναφοράς	-0,21	0,57	-0,05	0,00
Κοινωνικό Άγχος	0,31	0,30	-0,28	-0,04
Παράδοξες Πεποιθήσεις	-0,02	-0,22	-0,14	0,80
Αντιληπτικές Παρανοήσεις	0,00	0,03	-0,07	0,47
Παράδοξη Συμπεριφορά	-0,14	-0,20	0,81	-0,13
Διαπροσωπική Ελλειμματικότητα	0,56	-0,13	-0,16	0,01
Παράδοξη Ομιλία	-0,04	-0,06	0,52	-0,05
Περισφιγμένο Συναίσθημα	0,47	-0,23	0,13	-0,03
Παρανοϊκός Ιδεασμός	-0,04	0,64	-0,14	-0,19

Μέθοδος: Μεγίστης πιθανοφάνειας Περιστροφή: Varimax (Kaiser Normalization)
Σκορ παραγόντων: Παλινδρόμηση

Πίνακας IV.28: Βαθμολογίες παραγόντων μετά την Varimax περιστροφή-μοντέλο 3 παραγόντων (ΕΝΑ).

Υποκλίμακα ΕΣΠ	Παράγοντας			
	1 ^{ος}	2 ^{ος}	3 ^{ος}	4 ^{ος}
Ιδέες Αναφοράς	-0,11	0,47	0,05	0,09
Κοινωνικό Άγχος	0,29	0,26	-0,14	0,00
Παράδοξες Πεποιθήσεις	-0,02	-0,06	-0,02	0,69
Αντιληπτικές Παρανοήσεις	0,04	0,12	0,04	0,44
Παράδοξη Συμπεριφορά	-0,03	-0,04	0,65	-0,03
Διαπροσωπική Ελλειμματικότητα	0,49	-0,04	-0,07	0,01
Παράδοξη Ομιλία	0,04	0,06	0,45	0,04
Περισφιγμένο Συναίσθημα	0,43	-0,09	0,15	-0,01
Παρανοϊκός Ιδεασμός	0,03	0,50	-0,03	-0,09

Μέθοδος: Μεγίστης πιθανοφάνειας Περιστροφή: Promax (Kaiser Normalization)
Σκορ παραγόντων: Παλινδρόμηση

Πίνακας IV.29: Βαθμολογίες παραγόντων μετά την Promax περιστροφή-μοντέλο 3 παραγόντων (ΕΝΑ).

IV.1.3.6 Εκτίμηση των παραμέτρων του μοντέλου με την μέθοδο ΚΣ.

Στη συνέχεια θα επαναλάβουμε την διαδικασία της εκτίμησης των παραγόντων χρησιμοποιώντας αυτή την φορά την μέθοδο των κυρίων συνιστωσών. Στον Πίνακα IV.30 που ακολουθεί παρουσιάζονται οι ιδιοτιμές του δειγματικού πίνακα διακύμανσης, καθώς και το επί τοις εκατό ποσοστό της συνολικής διακύμανσης των υποκλιμάκων που εξηγεί ο αντίστοιχος παράγοντας. Παρατηρεί κανείς πως το μοντέλο των τριών παραγόντων επεξηγεί το 70% της συνολικής διακύμανσης, ενώ με την μέθοδο της πιθανοφάνειας το ποσοστό ήταν μόλις 58%. Όπως θα δούμε στη συνέχεια, αυτή δεν είναι η μόνη διαφορά που παρουσιάζουν τα αποτελέσματα των δύο μεθόδων.

Συνιστώσα Y_i	λ_i	% of Variance	Cumulative %
1	4,402	48,91	48,91
2	1,202	13,35	62,27
3	0,700	7,78	70,05
4	0,605	6,73	76,78
5	0,602	6,69	83,47
6	0,450	4,99	88,47
7	0,421	4,68	93,15
8	0,364	4,04	97,19
9	0,253	2,81	100,00

Πίνακας IV.30: Ιδιοτιμές δειγματικού πίνακα συσχετίσεων (ENA).

Όπως αναφέραμε με την ΜΠ δεν είναι δυνατή η εκτίμηση μοντέλου τεσσάρων παραγόντων. Κάτι τέτοιο ωστόσο γίνεται με την μέθοδο ΚΣ. Στον Πίνακα IV.31 που ακολουθεί παρουσιάζονται οι εταιρικότητες ανά μοντέλο, συμπεριλαμβανομένου και του μοντέλου των τεσσάρων παραγόντων, ωστόσο η σύγκριση μεταξύ των μεθόδων θα γίνει στα άλλα δύο μοντέλα. Το σημαντικότερο ίσως που προκύπτει από την σύγκριση των Πινάκων IV.18 και IV.31 είναι το ποσοστό της διακύμανσης της υποκλίμακας «Παράδοξες πεποιθήσεις» που εξηγείται από το παραγοντικό μοντέλο. Με την μέθοδο ΚΣ το ποσοστό αυτό είναι 61% για το μοντέλο των δύο παραγόντων και 85% για το μοντέλο των τριών. Θυμίζουμε ότι με την μέθοδο της ΜΠ, τα ποσοστά αυτά ήταν μόλις 24 και 25% αντίστοιχα. Αντίθετα, η μεταβλητότητα της υποκλίμακας του «Κοινωνικού άγχους» εξηγούταν σχεδόν πλήρως από το μοντέλο των τριών παραγόντων (99%), ενώ χρησιμοποιώντας ΚΣ το ποσοστό αυτό μετριάζεται στο 64%.

Υποκλίμακα ΕΣΠ	Εκτιμώμενες Εταιρικότητες ανά μοντέλο		
	2 παραγόντων	3 παραγόντων	4 παραγόντων
Ιδέες Αναφοράς	0,66	0,67	0,67
Κοινωνικό Άγχος	0,56	0,64	0,85
Παράδοξες Πεποιθήσεις	0,61	0,85	0,87
Αντιληπτικές Παρανοήσεις	0,72	0,79	0,82
Παράδοξη Συμπεριφορά	0,62	0,62	0,72
Διαπροσωπική Ελλειμματικότητα	0,68	0,69	0,70
Παράδοξη Ομιλία	0,47	0,73	0,76
Περσφιγμένο Συναισθημα	0,74	0,75	0,76
Παρανοϊκός Ιδεασμός	0,55	0,56	0,77

Πίνακας IV.31: Εκτιμώμενες εταιρικότητες υποκλιμάκων ΕΣΠ, ανά μοντέλο (ENA).

Οι παραπάνω διαφορές γίνονται περισσότερο ευκρινείς από την σύγκριση των επιβαρύνσεων που υπολογίζονται με τις δύο μεθόδους και των συνακόλουθων παραγοντικών δομών που εισηγείται η κάθε μία, όπως θα δούμε στη συνέχεια. Οι πίνακες IV.32 και IV.33 που ακολουθούν παρουσιάζουν τις επιβαρύνσεις των μοντέλων των δύο και των τριών παραγόντων αντίστοιχα, μετά την Varimax και την Promax περιστροφή, τόσο έχοντας χρησιμοποιήσει την μέθοδο ΚΣ όσο και την μέθοδο ΜΠ. Με αυτό τον τρόπο μπορεί κανείς να συγκρίνει τα αποτελέσματα ίδιας μεθόδου εκτίμησης και διαφορετικών περιστροφών και το αντίστροφο.

ΜΕΘΟΔΟΣ ΚΥΡΙΩΝ ΣΥΝΙΣΤΩΣΩΝ				
Μέθοδος Περιστροφής:	Varimax		Promax ($\kappaappa = 4$)	
	Παράγοντας		Παράγοντας	
Υποκλίμακα ΕΣΠ	1 ^{ος}	2 ^{ος}	1 ^{ος}	2 ^{ος}
Διαπροσωπική Ελλειμματικότητα	0,82	0,08	0,88	-0,14
Παράδοξη Ομιλία	0,57	0,37	0,53	0,25
Περισφιγμένο Συναίσθημα	0,86	-0,02	0,95	-0,26
Παρανοϊκός Ιδεασμός	0,71	0,21	0,72	0,03
Ιδέες Αναφοράς	0,60	0,55	0,51	0,44
Κοινωνικό Άγχος	0,71	0,24	0,71	0,06
Παράδοξη Συμπεριφορά	0,71	0,33	0,70	0,16
Παράδοξες Πεποιθήσεις	0,07	0,78	-0,13	0,84
Αντιληπτικές Παρανοήσεις	0,19	0,83	-0,02	0,86

ΜΕΘΟΔΟΣ ΜΕΓΙΣΤΗΣ ΠΙΘΑΝΟΦΑΝΕΙΑΣ				
Μέθοδος Περιστροφής:	Varimax		Promax ($\kappaappa = 4$)	
	Παράγοντας		Παράγοντας	
Υποκλίμακα ΕΣΠ	1 ^{ος}	2 ^{ος}	1 ^{ος}	2 ^{ος}
Διαπροσωπική Ελλειμματικότητα	0,71	0,25	0,75	0,01
Παράδοξη Ομιλία	0,48	0,39	0,41	0,27
Περισφιγμένο Συναίσθημα	0,89	0,05	1,05	-0,31
Παρανοϊκός Ιδεασμός	0,56	0,37	0,52	0,21
Ιδέες Αναφοράς	0,44	0,70	0,23	0,67
Κοινωνικό Άγχος	0,61	0,35	0,58	0,18
Παράδοξη Συμπεριφορά	0,61	0,43	0,55	0,27
Παράδοξες Πεποιθήσεις	0,13	0,47	-0,04	0,51
Αντιληπτικές Παρανοήσεις	0,14	0,68	-0,12	0,77

Πίνακας IV.32: Εκτιμώμενες εταιρικότητες υποκλιμάκων ΕΣΠ, ανά μέθοδο εκτίμησης, δι-παραγοντικό μοντέλο (ΕΝΑ).

ΜΕΘΟΔΟΣ ΜΕΓΙΣΤΗΣ ΠΙΘΑΝΟΦΑΝΕΙΑΣ						
Μέθοδος Περιστροφής:	Varimax			Promax (kappa = 4)		
Υποκλίμακα ΕΣΠ	Παράγοντας			Παράγοντας		
	1 ^{ος}	2 ^{ος}	3 ^{ος}	1 ^{ος}	2 ^{ος}	3 ^{ος}
Περισιφγμένο Συναίσθημα	0,80	0,03	0,29	0,93	-0,29	0,11
Διαπροσωπική Ελλειμματικότητα	0,69	0,20	0,26	0,73	-0,05	0,09
Παράδοση Συμπεριφορά	0,65	0,41	0,10	0,68	0,24	-0,12
Παρανοϊκός Ιδεασμός	0,59	0,33	0,12	0,62	0,17	-0,06
Παράδοση Ομιλία	0,49	0,39	0,10	0,48	0,27	-0,06
Ιδέες Αναφοράς	0,42	0,64	0,27	-0,10	0,78	-0,01
Αντιληπτικές Παρανοήσεις	0,14	0,71	0,08	0,21	0,57	0,15
Παράδοξες Πεποιθήσεις	0,12	0,48	0,09	-0,05	0,52	0,03
Κοινωνικό Άγχος	0,38	0,27	0,89	0,02	0,06	0,96

ΜΕΘΟΔΟΣ ΚΥΡΙΩΝ ΣΥΝΙΣΤΩΣΩΝ						
Μέθοδος Περιστροφής:	Varimax			Promax (kappa = 4)		
Υποκλίμακα ΕΣΠ	Παράγοντας			Παράγοντας		
	1 ^{ος}	2 ^{ος}	3 ^{ος}	1 ^{ος}	2 ^{ος}	3 ^{ος}
Περισιφγμένο Συναίσθημα	0,86	0,13	-0,02	0,93	-0,08	-0,10
Διαπροσωπική Ελλειμματικότητα	0,81	0,18	0,07	0,85	-0,02	-0,02
Παράδοση Συμπεριφορά	0,65	0,40	0,20	0,58	0,27	0,07
Παρανοϊκός Ιδεασμός	0,63	0,41	0,03	0,56	0,32	-0,11
Κοινωνικό Άγχος	0,73	0,11	0,30	0,77	-0,13	0,25
Ιδέες Αναφοράς	0,51	0,52	0,37	0,37	0,42	0,24
Παράδοση Ομιλία	0,37	0,77	-0,06	0,15	0,85	-0,28
Αντιληπτικές Παρανοήσεις	0,03	0,74	0,49	-0,26	0,81	0,34
Παράδοξες Πεποιθήσεις	0,13	0,11	0,91	0,06	-0,08	0,94

Πίνακας IV.33: Εκτιμώμενες εταιρικότητες υποκλιμάκων ΕΣΠ, ανά μέθοδο εκτίμησης, δι-παραγοντικό μοντέλο (ΕΝΑ).

Στο διπαραγοντικό μοντέλο οι μέθοδοι ταυτίζονται σχεδόν, ενώ στο τρι-παραγοντικό οι διαφορές που παρουσιάζονται είναι μικρές έχοντας χρησιμοποιήσει την ίδια μέθοδο εκτίμησης. Η κύρια διαφορά ανάμεσα στις μεθόδους ΚΣ και ΜΠ στο τρι-παραγοντικό εμφανίζεται στις υποκλίμακες «Κοινωνικό άγχος» και «Παράδοξες πεποιθήσεις». Αναλυτικότερα, οι περισσότερες υποκλίμακες δείχνουν να επιβαρύνουν τον πρώτο παράγοντα, ενώ οι υποκλίμακες «Ιδέες αναφοράς» και «Αντιληπτικές παρανοήσεις» που αντιπροσωπεύουν θετικά χαρακτηριστικά της ΣΔΠ επιβαρύνουν τον δεύτερο ανεξάρτητα από την μέθοδο εκτίμησης. Αντίθετα, οι «Παράδοξες πεποιθήσεις» ταυτίζονται σχεδόν με την τρίτη συνιστώσα της μεθόδου ΚΣ, ενώ το «Κοινωνικό άγχος» με τον τρίτο παράγοντα έχοντας χρησιμοποιήσει την μέθοδο ΜΠ. Το γεγονός αυτό είναι άμεση απόρροια των μικρών συσχετίσεων που παρουσιάζουν οι υποκλίμακες αυτές με τις υπόλοιπες. Ο τρίτος λοιπόν παράγοντας ταυτίζεται σε κάθε περίπτωση με μία μόνο υποκλίμακα, διαφορετική ανά μέθοδο, γεγονός που προκαλεί προβληματισμό κυρίως για την ερμηνευτική του αξία. Στους Πίνακες IV.34 που ακολουθεί γίνονται πιο ευκρινείς οι διαφορές ανάμεσα στις δύο μεθόδους εκτίμησης της παραγοντικής δομής των δεδομένων καθώς και ο ρόλος του τρίτου παράγοντα. Αντίθετα ο Πίνακας IV.33 καταδεικνύει την ταύτιση τους στο διπαραγοντικό μοντέλο.

Δι - παραγοντικά μοντέλα	Παράγοντας	ΙΑ	ΙΙΙ	ΑΙΙ	ΙΙ	ΚΑ	ΔΕ	Περ. Σ	ΠΟ	Παρ. Σ
Μεγίστης Πιθανοφάνειας	Θετικός	*	*	*						
	Αρνητικός				*	*	*	*	*	*
Κυρίων συνιστωσών	Θετικός	*	*	*						
	Αρνητικός	*			*	*	*	*	*	*

Πίνακας IV.33: Παραγοντική δομή ΕΣΠ, ανά μέθοδο εκτίμησης, δι-παραγοντικό μοντέλο (ΕΝΑ).

Τρι - παραγοντικά μοντέλα	Παράγοντας	ΙΑ	ΙΙΙ	ΑΙΙ	ΙΙ	ΚΑ	ΔΕ	Περ. Σ	ΠΟ	Παρ. Σ
Μεγίστης Πιθανοφάνειας	Θετικός	*	*	*						
	Αρνητικός				*		*	*	*	*
	3 ^{ος} παράγοντας					*				
Κυρίων συνιστωσών	Θετικός	*		*					*	
	Αρνητικός				*	*	*	*		*
	3 ^{ος} παράγοντας		*							

Πίνακας IV.34: Παραγοντική δομή ΕΣΠ υποκλιμάκων ΕΣΠ, ανά μέθοδο εκτίμησης, δι-παραγοντικό μοντέλο (ΕΝΑ).

Εκείνο που είναι σημαντικό να παρατηρήσει κανείς από τα παραπάνω είναι η απουσία του «Αποδιοργανωτικού» παράγοντα. Αν εξαιρέσει κανείς τους 3^{ους} παράγοντες που αποτελούν στην ουσία αντιπροσώπευση μίας μόνο υποκλίμακας λόγω των χαμηλών συσχετίσεων που παρουσιάζει, τα δεδομένα του ΕΝΑ φαίνεται να είναι συμβατά με την άποψη των ερευνητών που αποδέχονται μόνο την αρνητική και θετική διάσταση της σχιζοτυπίας (βλ. παρ. II.1.3.2). Το μοντέλο των τριών παραγόντων δεν υποστηρίζεται ωστόσο από την ΚΣ, μιας και έχει το μεγαλύτερο ποσοστό καταλοίπων ανάμεσα στον δειγματικό και τον εκτιμώμενο πίνακα διακύμανσης, τόσο από το μοντέλο των δύο παραγόντων όσο και από των τεσσάρων, που όπως είπαμε μπορεί να προσαρμοστεί χρησιμοποιώντας Κ.Σ.

Μοντέλο	Κατάλοιπα > 0,05	%
2 παραγόντων	20	55
3 παραγόντων	24	66
4 παραγόντων	19	52

Πίνακας IV.34: Πίνακας κατάλοιπων ανάμεσα στον δειγματικό και στον εκτιμώμενο πίνακα διακύμανσης (ΕΝΑ).

Παρόλο που το μοντέλο με τους τέσσερις παράγοντες προσαρμόζεται καλύτερα από τα τρία, σύμφωνα πάντα με την ΚΣ, το γεγονός ότι ο αλγόριθμος της ΜΠ δεν συγκλίνει σε συνδυασμό με το γεγονός ότι ο αλγόριθμος της ΚΣ οδηγεί σε εταιρικές μεγαλύτερες της, δημιουργεί την εντύπωση πως το μοντέλο αυτό δεν υποστηρίζεται τελικά από τα δεδομένα του ΕΝΑ. Το αξίωμα του οικονομικότερου μοντέλου επιπλέον συνηγορεί σε αυτό. Παρόλα αυτά παρουσιάζει ενδιαφέρον η δομή του μοντέλου αυτού που δεν απέχει ιδιαίτερα από το αντίστοιχο της Τρίπολης, όπως φαίνεται στον Πίνακα IV.35.

ΔΕΙΓΜΑ ΤΡΙΠΟΛΗΣ (N = 1355)								
Μέθοδος Περιστροφής:	Varimax				Promax (kappa = 4)			
Υποκλίμακα ΕΣΠ	Παράγοντας				Παράγοντας			
	1 ^{ος}	2 ^{ος}	3 ^{ος}	4 ^{ος}	1 ^{ος}	2 ^{ος}	3 ^{ος}	4 ^{ος}
Διαπροσωπική Ελλειμματικότητα	0,87	0,10	0,09	0,07	0,87	0,10	0,09	0,07
Περισφιγμένο Συναίσθημα	0,81	0,07	0,33	0,09	0,81	0,07	0,33	0,09
Κοινωνικό Άγχος	0,60	0,48	0,06	0,11	0,60	0,48	0,06	0,11
Ιδέες Αναφοράς	0,02	0,77	0,29	0,30	0,02	0,77	0,29	0,30
Παρανοϊκός Ιδεασμός	0,23	0,80	0,21	0,07	0,23	0,80	0,21	0,07
Παράδοξη Συμπεριφορά	0,15	0,20	0,87	0,14	0,15	0,20	0,87	0,14
Παράδοξη Ομιλία	0,27	0,31	0,69	0,22	0,27	0,31	0,69	0,22
Αντιληπτικές Παρανοήσεις	0,20	0,34	0,25	0,67	0,20	0,34	0,25	0,67
Παράδοξες Πεποιθήσεις	0,04	0,07	0,11	0,91	0,04	0,07	0,11	0,91

ΔΕΙΓΜΑ ΕΝΑ (N=145)								
Μέθοδος Περιστροφής:	Varimax				Promax (kappa = 4)			
Υποκλίμακα ΕΣΠ	Παράγοντας				Παράγοντας			
	1 ^{ος}	2 ^{ος}	3 ^{ος}	4 ^{ος}	1 ^{ος}	2 ^{ος}	3 ^{ος}	4 ^{ος}
Διαπροσωπική Ελλειμματικότητα	0,67	0,48	0,14	0,04	0,63	0,32	-0,06	-0,03
Περισφιγμένο Συναίσθημα	0,71	0,49	0,08	-0,05	0,69	0,33	-0,12	-0,11
Κοινωνικό Άγχος	0,86	0,09	0,24	0,20	1,03	-0,30	0,08	0,11
Ιδέες Αναφοράς	0,39	0,40	0,50	0,33	0,24	0,24	0,39	0,20
Παρανοϊκός Ιδεασμός	0,20	0,83	0,20	0,08	-0,13	0,95	0,02	0,02
Παράδοξη Συμπεριφορά	0,31	0,72	0,24	0,22	0,05	0,75	0,05	0,15
Παράδοξη Ομιλία	0,28	0,33	0,74	-0,13	0,08	0,14	0,82	-0,34
Αντιληπτικές Παρανοήσεις	0,05	0,08	0,79	0,42	-0,12	-0,10	0,86	0,25
Παράδοξες Πεποιθήσεις	0,10	0,13	0,14	0,91	0,04	0,11	-0,06	0,93

Πίνακας IV.35: Πίνακας κατάλοιπων ανάμεσα στον δειγματικό και στον εκτιμώμενο πίνακα διακύμανσης (ΕΝΑ).

IV.1.3.7 Σχολιασμός παραγοντικής δομής ΕΣΠ σύμφωνα με την ΔΠΑ χρησιμοποιώντας την μέθοδο ΚΣ και ΜΠ (ΕΝΑ).

Συνοψίζοντας τα αποτελέσματα των προηγούμενων παραγράφων, το μοντέλο των δύο παραγόντων είναι αυτό που είναι σύμφωνο με το κριτήριο των ιδιοτιμών του Kaiser και το πιο συμβατό με το διάγραμμα των ιδιοτιμών (scree plot). Επιπρόσθετα, έχοντας χρησιμοποιήσει την μέθοδο ΜΠ ο έλεγχος καλής προσαρμοστικότητας του μοντέλου είναι θετικός, αν και τα AIC και BIC κριτήρια δεν λαμβάνουν την μικρότερη τιμή τους. Ένα επιπλέον κριτήριο όπως έχουμε ήδη αναφέρει είναι το ποσοστό της μεταβλητότητας που εξηγείται τόσο συνολικά όσο και ανά μεταβλητή από το παραγοντικό μοντέλο. Το διπαραγοντικό μοντέλο της μεθόδου ΜΠ εξηγεί το 52% περίπου της συνολικής μεταβλητότητας και από 24 έως 79% ανά υποκλίμακα, ενώ το διπαραγοντικό μοντέλο της μεθόδου ΚΣ εξηγεί το 62% περίπου της συνολικής μεταβλητότητας και από 47 έως 74% ανά υποκλίμακα. Οι τιμές αυτές είναι πολύ ικανοποιητικές κυρίως στο μοντέλο των ΚΣ, όπου όλες οι υποκλίμακες ερμηνεύονται σε ικανοποιητικό βαθμό. Τέλος τα κατάλοιπα του εκτιμώμενου από τον δειγματικό πίνακα είναι μόλις 4 (11%) για το μοντέλο της ΜΠ και 20 (55%) για το μοντέλο των ΚΣ. Το δι-παραγοντικό μοντέλο είναι λοιπόν ικανοποιητικό σύμφωνα με όλα τα

κριτήρια όσων αφορά την μέθοδο ΚΣ, και με εξαίρεση τα κριτήρια AIC και BIC , όσων αφορά την μέθοδο ΜΠ.

Τα AIC και BIC καταδεικνύουν ότι η εισαγωγή του τρίτου παράγοντα είναι θεμιτή, ενώ ο έλεγχος καλής προσαρμογής είναι επίσης θετικός για το μοντέλο αυτό. Τα κατάλοιπα είναι ακόμη λιγότερα, μόλις 2 (5%), ενώ αυξάνεται το ποσοστό της διακύμανσης που εξηγείται συνολικά στο 58% και ανά υποκλίμακα από 25 έως 99%. Όπως όμως έγινε εμφανές, ο τρίτος παράγοντας στο τρι-παραγοντικό μοντέλο της μεθόδου ΜΠ ταυτίζεται με την υποκλίμακα του «Κοινωνικού άγχους». Αντίστοιχα έχοντας χρησιμοποιήσει την μέθοδο ΚΣ, το ποσοστό της συνολικής διακύμανσης που εξηγείται αυξάνεται στο 70% και ανά υποκλίμακα από 56 έως 85%. Τα κατάλοιπα ωστόσο δίνουν πως το μοντέλο αυτό κάνει λιγότερο καλή εφαρμογή στα δεδομένα από το δι-παραγοντικό (24, 66%), ενώ και με αυτή την μέθοδο ο τρίτος παράγοντας που εισήχθηκε ταυτίζεται με μία υποκλίμακα, τις «Παράδοξες πεποιθήσεις» αυτήν την φορά.

Γίνεται εμφανές πως χρησιμοποιώντας διαφορετικές μεθόδους εκτίμησης των παραμέτρων οδηγούμαστε σε διαφορετικά μοντέλα. Σύμφωνα με την μέθοδο ΚΣ θα έπρεπε να επιλεγεί το δι-παραγοντικό μοντέλο, ενώ σύμφωνα με την μέθοδο της ΜΠ το τρι-παραγοντικό. Η ασυμφωνία αυτή συνήθως υποδεικνύει πως τα μοντέλα δεν είναι σωστά. Εκείνο όμως που έγινε σαφές από την ανάλυση, είναι το γεγονός πως τα δεδομένα της επανεξέτασης υποστηρίζουν δι-διαστατή δομή της ΣΔΠ, αφού ακόμη και στα μοντέλα των τριών παραγόντων η τρίτη διάσταση ουσιαστικά ταυτιζόταν με μία υποκλίμακα.

Συζήτηση

Η παρούσα εργασία αφορά τις ιδιότητες των ψυχομετρικών εργαλείων, όπως αυτές διατυπώνονται στην βιβλιογραφία στα πλαίσια της ψυχομετρικής θεωρίας, καθώς επίσης και την εφαρμογή των αντίστοιχων μεθόδων κατά την στάθμιση έξι αυτο-συμπληρούμενων ερωτηματολογίων για τον ελληνικό πληθυσμό τα οποία χρησιμοποιούνται διεθνώς: το Ερωτηματολόγιο Σχιζοτυπικής Προσωπικότητας [ΕΣΠ](#) (Schizotypal Personality Questionnaire [SPQ](#) - [Raine, 1991](#)), η Κλίμακα Αντιληπτικών Παρανοήσεων [ΚΑΠ](#) (Perceptual Aberration Scale PAS - Chapman et al. 1978), η Κλίμακα Ψυχοπαθολογίας [SCL-90-R](#) (Derogatis, 1993), το Ερωτηματολόγιο Ιδιοσυγκρασίας και Χαρακτηριολογικών Στάσεων [ΕΙΧΣ – 140](#) (Temperament and Character Inventory TCI, Cloninger et al, 1994), το Ερωτηματολόγιο Επιθετικότητας [ΕΕ](#) (Aggression Questionnaire AQ – [Buss and Perry, 1992](#)) και η Κλίμακα Παρορμητικότητας του Barratt (Baratt's Impulsiveness Scale [BIS – 11](#)- Paton et al, 1995).

Η μετάφραση από εξειδικευμένους επιστήμονες και ο υπολογισμός των περιγραφικών δεικτών που προκύπτουν από τη εφαρμογή ενός ερωτηματολογίου σε δείγμα ατόμων δεν επαρκεί για την στάθμισή του. Δεδομένης της επιρροής του στενότερου και ευρύτερου περιβάλλοντος στον ανθρώπινο ψυχισμό και τη συμπεριφορά, καθώς και των κοινωνικό-πολιτισμικών και οικονομικών διαφοροποιήσεων ανάμεσα στα έθνη, κρίνεται απαραίτητος ο περαιτέρω έλεγχος της αξιοπιστίας και της εγκυρότητας του μεταφρασμένου εργαλείου (cross validation). Η συλλογή των διαφόρων μεθόδων εκτίμησης των ιδιοτήτων αυτών που εμφανίζονται στην βιβλιογραφία είναι κατά το ήμισυ ο στόχος της παρούσας εργασίας και αποτελεί το θεωρητικό υπόβαθρο των στατιστικών μεθόδων που εφαρμόζονται στη συνέχεια, στα έξι προαναφερθέντα ερωτηματολόγια. Χάρη πληρότητας παρουσιάζονται επίσης και οι ψυχιατρικές θεωρίες επί των οποίων δημιουργήθηκαν τα ψυχομετρικά αυτά εργαλεία, με το ενδιαφέρον να εστιάζεται κυρίως στην έρευνα για την σχιζοφρένεια και την σχιζοτυπία.

Ιδιαίτερο βάρος δόθηκε στην παρούσα μελέτη στην στάθμιση του Ερωτηματολογίου Σχιζοτυπικής Προσωπικότητας (ΕΣΠ). Η ανάλυση των δεδομένων της ΑΣΠΠΣ οδήγησε στη ανάδειξη πειστικών στοιχείων υπέρ της εγκυρότητας και της αξιοπιστίας του ΕΣΠ επιβεβαιώνοντας το γεγονός ότι μπορεί να αποτελέσει πολύτιμο εργαλείο στην έρευνα της σχιζοτυπικής προσωπικότητας και κατ' επέκταση της σχιζοφρένειας. Τα αποτελέσματα που παρουσιάζονται σε αυτή την εργασία προέρχονται από την ανάλυση των βαθμολογιών 1355 νεοσύλλεκτων της Ελληνικής Αεροπορίας κατά την πρώτη βδομάδα της θητείας τους, καθώς και από τα αποτελέσματα της επανεξέτασης σε 145 εξ αυτών δύο χρόνια αργότερα.

Αν και η τιμή του εκτιμητή της εσωτερικής συνέπειας (αξιοπιστίας) ήταν υψηλή για το σύνολο των ερωτημάτων του ΕΣΠ ($\alpha = 0,91$) και ικανοποιητική για τις περισσότερες υποκλίμακες ($\alpha = 0,58 - 0,76$), σε τρεις περιπτώσεις ήταν σχετικά χαμηλή (0,58-0,63). Παρά του ότι οι υποκλίμακες αποτελούνται από μικρότερο αριθμό λημμάτων εν μέρη δικαιολογεί τις μικρότερες τιμές, οι συντελεστές για αυτές τις υποκλίμακες είναι αρκετά χαμηλότερες από τις αντίστοιχες που υπολογίζονται στην έρευνα του εισηγητή της κλίμακας ([Raine, 1991](#)) σε δείγμα του Αμερικανικού πληθυσμού. Στις προβληματικές αυτές ενδείξεις προστίθεται επίσης και η ύπαρξη επτά ερωτημάτων τα οποία εμφανίζουν χαμηλές συσχετίσεις (μικρότερες

του 0,20) με την συνολική βαθμολογία (*item – total correlations*) ενώ η απομάκρυνσή τους δεν οδηγεί σε μείωση του συντελεστή α του Cronbach. Το γεγονός αυτό βάλει την εσωτερική συνέπεια του ερωτηματολογίου καταδεικνύοντας πως τα άτομα δεν έτειναν να απαντούν σε αυτά κατά τον ίδιο τρόπο που απαντούσαν στα υπόλοιπα λήμματα. Τα αποτελέσματα καταδεικνύουν κάποια σημεία που απαιτείται περαιτέρω μελέτη πριν την αποδοχή της ελληνικής έκδοσης του ερωτηματολογίου. Δεδομένων των πολιτισμικών διαφορών είναι πιθανή η αδυναμία κατανόησης των συγκεκριμένων ερωτημάτων από τους αποκρινόμενους και η παραπλάνησή τους. Κατά συνέπεια η επαναδιατύπωση τους ενδείκνυται προκειμένου να βελτιωθεί η εσωτερική συνέπεια και άρα η αξιοπιστία του ΕΣΠ.

Η σταθερότητα της βαθμολογίας του ΕΣΠ μετά την παρέλευση δύο ετών, μέσω του συντελεστή αξιοπιστίας εξέτασης-επανεξέτασης, εκτιμήθηκε σε μέτρια επίπεδα ($r = 0,53$) ενώ ακόμη μικρότερες τιμές υπολογίζονται σε επίπεδο υποκλιμάκων (0,18-0,59). Οι τιμές αυτές είναι συγκρίσιμες με αυτές που έχουν αναφερθεί για άλλα ερωτηματολόγια σχιζοτυπικών χαρακτηριστικών για το αντίστοιχο χρονικό διάστημα, όπως οι έρευνες για την [ΚΑΠ](#) και την Κλίμακα Μαγικού Ιδεασμού (Magical Ideation Scale MAS-Chapman, 1978) των Meyer και Hautzinger (1999). Σύμφωνα με τους [Raine et al \(2002\)](#) είναι πιθανόν «ενώ ορισμένα άτομα παραμένουν σταθερά σχιζοτυπικά στην πορεία του χρόνου, σε άλλα να μεταβάλλεται η κατάστασή τους», παρόλο που είναι ευρέως αποδεκτό πως τα χαρακτηριστικά της ΣΔΠ παραμένουν σταθερά κατά την διάρκεια της ζωής ενός ατόμου. Κατά συνέπεια η παρούσα εργασία επιβεβαιώνει την υποψία που διατυπώνουν οι προαναφερθέντες συγγραφείς για την ύπαρξη «ψευδο-σχιζοτυπικών ατόμων» τα οποία λαμβάνουν υψηλές βαθμολογίες σε κάποια μέτρηση αλλά δεν την διατηρούν σε επόμενες μετρήσεις.

Εκτός από το μεγάλο διάστημα το οποίο παρήλθε ανάμεσα στις δύο μελέτες κάποιος θα πρέπει να αναλογιστεί και την ιδιαιτερότητα των δύο χρονικών στιγμών που εφαρμόστηκε το ΕΣΠ. Η πρώτη μέτρηση έγινε κατά την διάρκεια της πρώτης εβδομάδας της στρατιωτικής θητείας των νέων ανδρών και κατ'επέκταση αναμένει κανείς την επίδραση στρεσογόνων παραγόντων λόγω της απότομης αλλαγής περιβάλλοντος. Η ψυχολογική κατάσταση των ατόμων του δείγματος μπορεί να κατανοηθεί περαιτέρω αν αναλογιστεί κανείς το γεγονός ότι η στράτευση είναι υποχρεωτική. Αντίθετα η επανεξέταση έλαβε χώρα δύο χρόνια αργότερα όπου όλα τα άτομα είχαν εκπληρώσει την θητεία τους και ήταν πλέον πολίτες με αποτέλεσμα την απουσία αυτών των παραγόντων. Ωστόσο η πρόσφατη για αυτούς εμπειρία της διετούς στρατιωτικής ζωής μπορεί να επιδρά και σε αυτές τις μετρήσεις.

Οι περιγραφικοί δείκτες των υποκλιμάκων και της συνολικής βαθμολογία του ΕΣΠ είναι παρεμφερείς με αυτές των αρχικών δειγμάτων του [Raine \(1991\)](#), οδηγώντας σε ανάλογα χαμηλά και υψηλά σημεία τομής (1^ο και 10^ο δεκατημόριο αντίστοιχα). Ωστόσο, παρόλο που το ελληνικό δείγμα είναι συγκρίσιμο ως προς την ηλικία με τα αμερικανικά, η ιδιαιτερότητα της χρονικής στιγμής της πρώτης εφαρμογής πιθανότατα έχει αυξήσει τις τιμές των βαθμολογιών λόγω του προαναφερθέντος παράγοντα άγχους. Αυτό επιβεβαιώνεται περαιτέρω και από την ανάλυση της επανεξέτασης όπου εμφανίζονται σημαντικές ποσοστιαίες μειώσεις στις βαθμολογίες (38-68%).

Κατά την διάρκεια της δεύτερης εφαρμογής του ΕΣΠ στο ΕΝΑ, 129 από τα 145 άτομα συμμετείχαν σε κλινική αξιολόγηση μέσω της προσωπικής συνέντευξης SCID- II, προκειμένου να μελετηθεί η εγκυρότητα

κριτηρίου του ερωτηματολογίου. Τρία άτομα από αυτά έλαβαν θετική διάγνωση ΣΔΠ. Και τα τρία αυτά άτομα είχαν βαθμολογίες πάνω από το υψηλό σημείο τομής της συνολικής βαθμολογίας (high scores) και στις δύο εφαρμογές. Αυτό αντιστοιχεί στην εκτίμηση ενός ποσοστού 33,33% των ατόμων με υψηλή βαθμολογία που αναμένεται να έχουν πράγματι ΣΔΠ. Επιπρόσθετα, τα υπόλοιπα άτομα που ανήκαν στο δέκατο δεκατημόριο και δεν έλαβαν θετική διάγνωση ΣΔΠ, βρέθηκαν να έχουν μεγάλο αριθμό ουδικών ή υπο-ουδικών χαρακτηριστικών της διαταραχής. Μόνο ένα άτομο δεν παρουσίασε συμπτώματα ΣΔΠ, ενώ τα 4 άλλα εκτιμήθηκαν με ένα ή δύο υπο-ουδικές διαγνώσεις συν τουλάχιστον δύο ουδικές. Ένα περαιτέρω άτομο έφθασε στο μεταίχμιο της διάγνωσης παρουσιάζοντας τέσσερα συμπτώματα. Επιπλέον, τα 120 άτομα που οι βαθμολογίες τους δεν ανήκαν στο 10^ο δεκατημόριο του ΕΣΠ είχαν σημαντικά χαμηλότερη (επί όλων των χαρακτηριστικών) βαθμολογία SCID-II.

Το υπο-δείγμα που αποτελείται από τα 22 άτομα με υψηλές και χαμηλές βαθμολογίες στο ΕΣΠ, μελετήθηκε ακολουθώντας την μεθοδολογία του [Raine \(1991\)](#). Η κλινική διάγνωση της ΣΔΠ (θετική / αρνητική) βρέθηκε να σχετίζεται θετικά και με την ομάδα βαθμολογίας στο ΕΣΠ (υψηλή / χαμηλή) και τη συνολική βαθμολογία στο ΕΣΠ. Αυτά τα αποτελέσματα επιβεβαιώνουν τα συμπεράσματα του Raine ότι τα υψηλά αποτελέσματα SPQ είναι ενδεικτικά ύπαρξης ΣΔΠ. Επιπλέον, ο συντελεστής συσχέτισης μεταξύ των συνολικών βαθμολογιών του ΕΣΠ και της συνολικής βαθμολογίας SCID-II είναι ιδιαίτερα υψηλός ($r = 0,81$), ενώ όλοι οι συντελεστές συσχέτισης κατά Spearman μεταξύ των βαθμολογιών των υποκλίμακων του ΕΣΠ και αντίστοιχων βαθμολογιών των επιμέρους χαρακτηριστικών είναι μέτριοι ως υψηλοί (0.38-0.90) επιβεβαιώνοντας ότι οι υψηλές βαθμολογίες στο ΕΣΠ καταδεικνύουν άτομα με τουλάχιστον έναν μεγάλο αριθμό υπο-ουδικών ή ουδικών διαγνώσεων για κάθε σύμπτωμα.

Οι μεταβολές των πιθανοτήτων λήψης θετικής διάγνωσης ΣΔΠ με αύξηση της συνολικής βαθμολογίας του ΕΣΠ υπολογίστηκαν για το σύνολο των 129 ατόμων που συμπλήρωσαν το ερωτηματολόγιο και αξιολογήθηκαν μέσω της προσωπικής συνέντευξης SCID-II (Spitzer et al, 1987), στο ΕΝΑ. Εκτιμήθηκε πως για κάθε αύξηση της συνολικής βαθμολογίας του ΕΣΠ κατά μια θετική απάντηση, η πιθανότητα (τα odds) να λάβει κανείς κλινική διάγνωση ΣΔΠ αυξάνει κατά 27%. Στην περίπτωση των επιμέρους η αύξηση των πιθανοτήτων λήψης τουλάχιστον υπο-ουδικής διάγνωσης έναντι αρνητικής διάγνωσης (ή αντίστοιχα των πιθανοτήτων λήψης το πολύ υπο-ουδικής διάγνωσης έναντι ουδικής διάγνωσης) κατά την αύξηση της βαθμολογίας κατά μία μονάδα στην αντίστοιχη υποκλίμακα κυμαίνεται από 56% έως 155%, επιβεβαιώνοντας μέσω του κριτηρίου της προσωπικής συνέντευξης την θετική διαγνωστική αξία του ερωτηματολογίου.

Τέλος, η μελέτη της συγκλίνουσας εγκυρότητας και εγκυρότητας διαχωρισμού του ΕΣΠ γίνεται με την βοήθεια του [ΚΑΠ](#) και της SCL-90-R αντίστοιχα. Χαμηλές συσχετίσεις υπολογίστηκαν ανάμεσα στο ΕΣΠ και σε υποκλίμακες που δεν μετρούν σχιζοτυπικά χαρακτηριστικά και αντίθετα υψηλότερη είναι η συσχέτισή του με την ΚΑΠ που καλύπτει ένα χαρακτηριστικό γνώρισμα της διαταραχής, αυτό των αντιληπτικών παρανοήσεων. Τα αποτελέσματα αυτά συμφωνούν με τα αντίστοιχα του [Raine \(1991\)](#) για τον Αμερικανικό πληθυσμό.

Τόσο η ΚΑΠ όσο και η SCL-90-R, μελετήθηκαν και ως προς την αξιοπιστία τους στην παρούσα εργασία. Η εσωτερική συνέπεια της ΚΑΠ ήταν ιδιαίτερα υψηλή (άλφα του Cronbach =0,88) ενώ υπήρξε σημαντική μείωση του άλφα κατά την απομάκρυνση κάθε ενός από τα επιμέρους ερωτήματα. Όμοια ο συντελεστής άλφα ήταν ιδιαίτερα υψηλός (0,97) για το σύνολο των ερωτημάτων της SCL-90-R, ενώ κυμαινόταν σε ικανοποιητικά επίπεδα (0,66 έως 0,87) για τις επιμέρους υποκλίμακες. Δεν βρέθηκαν λήμματα που να χαρακτηρίζονται προβληματικά εφόσον όλες οι συσχετίσεις τους με τη συνολική βαθμολογία κρίθηκαν ικανοποιητικές. Ο συντελεστής αξιοπιστίας εξέτασης-επανεξέτασης για τις συνολικές βαθμολογίες ήταν μέτριος και στις δύο περιπτώσεις (0,47 και 0,34) αντίστοιχα. Όμοια οι συντελεστές σταθερότητας των επιμέρους υποκλιμάκων της SCL-90-R κυμαίνονταν από 0,24 έως 0,45.

Η παραγοντική δομή του ΕΣΠ μελετήθηκε επίσης κάνοντας χρήση των μεθόδων της Διερευνητικής Παραγοντικής Ανάλυσης. Συγκεκριμένα στα δεδομένα της Τρίπολης χρησιμοποιήθηκε για την εκτίμηση των παραγόντων η μέθοδος των κυρίων συνιστωσών, ενώ στα δεδομένα της επανεξέτασης στο ΕΝΑ χρησιμοποιήθηκε επιπλέον και η μέθοδος της μεγίστης πιθανοφάνειας. Τα δεδομένα της Τρίπολης υποστηρίζουν την ύπαρξη ενός μοντέλου τεσσάρων παραγόντων. Το μοντέλο αυτό προσαρμόζει καλά στα δεδομένα, εξηγώντας το 74% της συνολικής μεταβλητότητας και από 61 έως 84% για κάθε μεταβλητή χωριστά. Χρησιμοποιώντας τεχνικές περιστροφής (ορθογώνιας και μη) και επιλέγοντας ως κατώτερο όριο για τις επιβαρύνσεις την τιμή 0,40, γίνεται ευκρινές ποιες μεταβλητές επιβαρύνουν τον κάθε παράγοντα. Ο πρώτος παράγοντας αφορά τα αρνητικά συμπτώματα, καλείται «Αρνητικός» και αντιστοιχεί στον «Διαπροσωπικό» παράγοντα του [Raine \(1991\)](#). Ο τέταρτος παράγοντας του μοντέλου ταυτίζεται με τον «Αποδιοργανωτικό» κατά Raine παράγοντα, ενώ ο δεύτερος («Θετικός») και ο τρίτος παράγοντας («Παρανοϊκός») του μοντέλου μας αποτελούν κατά βάση διαίρεση του «Γνωσιακού - Αντιληπτικού» παράγοντα.

Η παραγοντική δομή των δεδομένων στην οποία καταλήξαμε από την εφαρμογή της Διερευνητικής παραγοντικής ανάλυσης με την μέθοδο ΚΣ είναι παραπλήσια με αυτή που παρουσιάζεται από τους [Stefanis et al \(2004\)](#) εφαρμόζοντας Επιβεβαιωτική Παραγοντική Ανάλυση (*Confirmatory factor analysis CFA*) στα δεδομένα της Τρίπολης. Στο μοντέλο αυτό της ΕΠΑ οι παράγοντες είναι συσχετιζόμενοι ενώ η υποκλίμακα «Παρανοϊκός ιδεασμός» επιβαρύνει τον «Αρνητικό» παράγοντα σε αντίθεση με τα αποτελέσματα της ΔΠΑ. Σύμφωνα με τους [Stefanis et al \(2004\)](#), η ανάδειξη του τέταρτου παράγοντα («Παρανοϊκός παράγοντας») είναι πιθανό να οφείλεται στην ιδιαιτερότητα της χρονικής στιγμής της δειγματοληψίας μιας και είναι γνωστό από την βιβλιογραφία πως η παράνοια είναι εμφανέστερη σε ομάδες που υποβάλλονται σε ραγδαίες πολιτιστικές αλλαγές που περιλαμβάνουν τον μετατόπιση πολλών ανθρώπων (Rawlings and Freeman, 1997) κάτω από την επίδραση της αποξένωσης του ατόμου καθώς και των δυσκολιών που παρουσιάζονται σε επίπεδο επαναπροσδιορισμού της θέσης του ατόμου σε έναν νέο πολιτισμό (Altrocci, 1980).

Στα δεδομένα του ΕΝΑ γίνεται εμφανές πως χρησιμοποιώντας διαφορετικές μεθόδους εκτίμησης των παραμέτρων οδηγούμαστε σε διαφορετικά μοντέλα. Σύμφωνα με την μέθοδο ΚΣ θα έπρεπε να επιλεγεί το δι-παραγοντικό μοντέλο, ενώ σύμφωνα με την μέθοδο της ΜΠ το τρι-παραγοντικό. Η ασυμφωνία αυτή συνήθως υποδεικνύει πως τα μοντέλα δεν είναι σωστά ή ότι τα δεδομένα δεν είναι επαρκή για τον

εντοπισμό του κατάλληλου υποκείμενου μοντέλου. Εκείνο όμως που έγινε σαφές από την ανάλυση, είναι το γεγονός πως τα δεδομένα της επανεξέτασης υποστηρίζουν δι-διαστατή δομή της ΣΔΠ, αφού ακόμη και στα μοντέλα των τριών παραγόντων η τρίτη διάσταση ουσιαστικά ταυτιζόταν με μία υποκλίμακα. Το δείγμα ωστόσο του ΕΝΑ αποτελείται κατά κύριο λόγο από άτομα που είχαν υψηλές βαθμολογίες ΕΣΠ στην Τρίπολη και άτομα κοντά στην μέση τιμή. Για τον λόγο αυτό δεν μπορεί να θεωρηθεί αντιπροσωπευτικό το δείγμα και κατά συνέπεια και τα αποτελέσματα της εφαρμογής της παραγοντικής ανάλυσης.

Πέρα από τα ερωτηματολόγια σχιζοτυπικών χαρακτηριστικών, μελετήθηκαν επίσης ως προς τις ιδιότητές τους και τα τρία ερωτηματολόγια προσωπικότητας. Λόγω της ύπαρξης τριών διαφορετικών δειγμάτων (νεοσύλλεκτοι οπλίτες, δείγμα γενικού πληθυσμού Ραφήνας και ΟΚΑΝΑ) ως εκτιμήσεις της αξιοπιστίας θα αναφέρουμε τον μέσο συντελεστή (επί των τριών δειγμάτων) σε κάθε περίπτωση. Η εσωτερική συνέπεια του ΕΙΧΣ είναι ικανοποιητική τόσο συνολικά (άλφα=0,74) όσο και στις υποκλίμακες τους (άλφα = 0,67 - 0,86). Η πλέον αξιόπιστη υποκλίμακα είναι η «Στάση επιμονής» ενώ η λιγότερο αξιόπιστη αυτή της «Στάσης επιβράβευσης».

Κατά την εφαρμογή του σε ελληνικό πληθυσμό το [ΕΕ](#) παρουσιάζει μεγάλη σχετικά εσωτερική συνέπεια στο σύνολό του (άλφα= 0,84) ενώ μικρότερη ανά κλίμακα (άλφα=0,52 – 0,84). Ωστόσο, θα πρέπει να λάβει κανείς υπόψη του ότι η «Λεκτική επιθετικότητα» περιλαμβάνει μόλις 5 ερωτήματα ενώ οι άλλες τρεις υποκλίμακες από 7 έως 9, γεγονός που έχει μεγάλη επίδραση στην εκτίμηση της αξιοπιστίας.

Όσον αφορά την Κλίμακα Παρορμητισμού ([ΚΠ-11](#)), τα ερωτήματα της είναι λίγα στον αριθμό (30) και αυτό εν μέρη δικαιολογεί τον μικρό συντελεστή αξιοπιστίας της (μέσο άλφα = 0,57). Παρόλα αυτά για την αμερικανική έκδοση της κλίμακας, ο συντελεστής άλφα βρέθηκε ίσος με 0,82 (Patton et al, 1995), ενώ για την Ιταλική 0,79 ([Fossati et al, 2001](#)). Στην καλύτερη περίπτωση, από τα ελληνικά δεδομένα ο συντελεστής άλφα δεν ξεπερνά την τιμή 0,68 (δείγμα Τρίπολης). Οι διαφορές αυτές ανάμεσα στις τρεις χώρες οφείλονται στις διαφορετικές κοινωνικοοικονομικές και πολιτισμικές συνθήκες. Η χαμηλή τιμή του άλφα που υπολογίστηκε στα ελληνικά δείγματα, καταδεικνύει την ανάγκη της διαφορετικής διατύπωσης και διαμόρφωσης των ερωτημάτων, προκειμένου να είναι πιο συμβατά με την ελληνική κουλτούρα και πραγματικότητα. Έτσι, θα είναι περισσότερο αξιόπιστο το ψυχομετρικό αυτό εργαλείο ως προς την ικανότητα του να μετρά την παρορμητικότητα των ελλήνων.

Η σύγκριση των μέσων βαθμολογιών του [ΕΕ](#) ανάμεσα στα δείγματα ανέδειξε το γεγονός πως τα άτομα που αντιμετωπίζουν προβλήματα εθισμού από τοξικές ουσίες (δείγμα ΟΚΑΝΑ) εμφανίζονται να είναι τα πιο επιθετικά, ακολουθούμενα από τους νεοσύλλεκτους φαντάρους, ενώ το δείγμα του γενικού πληθυσμού της Ραφήνας έχει σε βαθμό στατιστικά σημαντικό τις μικρότερες βαθμολογίες. Αντιθέτως, δεν αναδείχθηκαν διαφορές στις βαθμολογίες των τριών δειγμάτων όσον αφορά την ΚΠ-11.

Στην περίπτωση του ΕΙΧΣ παρουσιάζουν ιδιαίτερο ενδιαφέρον οι διαφορές που αναδείχθηκαν στις υποκλίμακες. Η τάση για νεωτερισμούς, πειραματισμούς και γενικότερα διερευνητική διάθεση φαίνεται να χαρακτηρίζει ανθρώπους που αποτελούν χρήστες ναρκωτικών ουσιών. Οι νέοι άνδρες που αποτελούν το δείγμα της Τρίπολης δείχνουν μικρότερη τάση φυγοπονίας σε σχέση με το δείγμα του γενικού πληθυσμού το οποίο αποτελείται από άνδρες και γυναίκες μεγαλύτερης μέσης ηλικίας. Η στάση αποφυγής πόνου

όμοια, είναι δραματικά εντονότερη στους χρήστες ναρκωτικών σε σχέση και με τα δύο άλλα δείγματα. Οι νεοσύλλεκτοι οπλίτες φαίνεται να επιζητούν την επιβράβευση σε μεγαλύτερο βαθμό από ότι ο γενικός πληθυσμός, και σε ακόμη μεγαλύτερο από το δείγμα ατόμων του OKANA. Δεδομένου ότι δεν αναδείχτηκε διαφορά ανάμεσα στα δείγματα του OKANA και της Ραφήνας, φαίνεται ότι η στάση επιβράβευσης χαρακτηρίζει εντονότερα το δείγμα των οπλιτών. Περισσότερο επίμονοι εμφανίζονται επίσης οι νεοσύλλεκτοι φαντάροι κυρίως σε σχέση με τα άτομα του OKANA, αλλά και με της Ραφήνας, οι οποίοι μάλιστα δεν διαφέρουν μεταξύ τους ως προς την μέση βαθμολογία στην στάση επιμονής.

Κλείνοντας αυτή τη διπλωματική, και με αφορμή τα αποτελέσματα που παρουσιάζονται εδώ, περαιτέρω έρευνα στους ακόλουθους τομείς φαίνεται ιδιαίτερα ενδιαφέροντα

1. Εφαρμογή των ερωτηματολογίων ΕΣΠ και [ΚΑΠ](#) σε δείγμα γενικού πληθυσμού, προκειμένου οι περιγραφικοί δείκτες και η παραγοντική δομή που θα προκύψει να αντιπροσωπεύει άνδρες και γυναίκες όλων των ηλικιών.
2. Αναδιατύπωση των ερωτημάτων που δεν είναι επαρκώς συνεπή, σε όλα τα ερωτηματολόγια, με ιδιαίτερη έμφαση στην ΚΠ-11.
3. Μελέτη των ψεύδο-σχιζοτυπικών χαρακτηριστικών και των λόγων που αυτά εμφανίζονται.
4. Μελέτη της επιθετικότητας των ναρκομανών και ο καθορισμός της σχέσης αιτίου-αιτιατού επιθετικών τάσεων και χρήσης τοξικών ουσιών.

Περίληψη

Η παρούσα εργασία αφορά στην στάθμιση σε ελληνικό πληθυσμό και την μελέτη των ψυχομετρικών ιδιοτήτων έξι αυτο-συμπληρούμενων ερωτηματολογίων, στα πλαίσια της έρευνας ΑΣΠΙΣ (ASPIS Athens Study of Psychosis Proneness and Incidence of Schizophrenia - [Stefanis et al, 2004](#)). Τα ερωτηματολόγια που μελετήθηκαν είναι τα εξής: Ερωτηματολόγιο Σχιζοτυπικής Προσωπικότητας [ΕΣΠ](#) (Schizotypal Personality Questionnaire [SPQ](#) - [Raine, 1991](#)), Κλίμακα Αντιληπτικών Παρανοήσεων [ΚΑΠ](#) (Perceptual Aberration Scale PAS - Chapman et al. 1978), Κλίμακα Ψυχοπαθολογίας [SCL-90-R](#) (Derogatis, 1993), Ερωτηματολόγιο Ιδιοσυγκρασίας και Χαρακτηριολογικών Στάσεων [ΕΙΧΣ – 140](#) (Temperament and Character Inventory TCI, Cloninger et al, 1994), Ερωτηματολόγιο Επιθετικότητας [ΕΕ](#) (Aggression Questionnaire AQ – [Buss and Perry, 1992](#)) και Κλίμακα Παρορμητικότητας του Barratt (Baratt's Impulsiveness Scale [BIS – 11](#)- Paton et al, 1995). Οι περιγραφικοί δείκτες καθώς επίσης και οι εκτιμήσεις της αξιοπιστίας και της εγκυρότητας που προέκυψαν από την ανάλυση παρουσιάζονται για κάθε ερωτηματολόγιο, ενώ έχει μελετηθεί και η παραγοντική δομή του ΕΣΠ κάνοντας χρήση των μεθόδων της Διερευνητικής Παραγοντικής Ανάλυσης (ΔΠΑ). Για κάθε ένα από τα προαναφερθέντα ερωτηματολόγια παρατίθεται το αντίστοιχο θεωρητικό μοντέλο το οποίο αντιπροσωπεύει, ενώ έχει δοθεί έμφαση στο ιστορικό μονοπάτι της έρευνας για την σχιζοφρένεια και στην θεωρία της σχιζοταξίας και της σχιζοτυπίας (Meel, 1960), θέματα τα οποία αποτελούν το σημείο κύριου ενδιαφέροντος της μελέτης αυτής. Στην εργασία περιλαμβάνεται επίσης ένα συγκεντρωτικό κείμενο που αφορά τις διάφορες μεθόδους εκτίμησης της αξιοπιστίας και της εγκυρότητας ενός ψυχομετρικού εργαλείου, όπως επίσης και οι βασικές αρχές της παραγοντικής ανάλυσης κάνοντας χρήση της μεθόδου κυρίων συνιστωσών αλλά και της μεθόδου πιθανοφάνειας.

Το ερωτηματολόγιο ΕΣΠ δόθηκε σε δείγμα 1355 νεοσύλλεκτων της Ελληνικής Αεροπορίας στη Τρίπολη κατά την πρώτη εβδομάδα της θητείας τους. Οι κλίμακες [ΚΑΠ](#) και [SCL - 90 - R](#), οι οποίες δόθηκαν ταυτόχρονα, χρησιμοποιήθηκαν για την εκτίμηση της εγκυρότητας σύγκλισης και διαχωρισμού του ΕΣΠ. Δύο χρόνια αργότερα η μελέτη επαναλήφθηκε σε 145 από αυτά τα άτομα στο 251 Εθνικό Νοσοκομείο Αεροπορίας (ΕΝΑ) ενώ οι συμμετέχοντες αξιολογήθηκαν με προσωπική συνέντευξη (Structured Interview for DSM – III – Personality Disorders SCID-II – (SCID-II, Spitzer et al, 1987)) προκειμένου να είναι εφικτή η αξιολόγηση της εγκυρότητας βάσει κριτηρίου του ΕΣΠ.

Τα ερωτηματολόγια [ΕΙΧΣ](#), [ΕΕ](#) και [ΚΑΠ-11](#) εκτός από τους νεοσύλλεκτους οπλίτες δόθηκαν επίσης σε δείγμα 307 ατόμων του γενικού πληθυσμού της Ραφήνας και σε δείγμα 165 ατόμων – ασθενών του ΟΚΑΝΑ. Τα δύο αυτά δείγματα αποτελούνται από άτομα και των δύο φύλων των οποίων η ηλικία κυμαίνεται από 11-67 έτη στην περίπτωση της Ραφήνας και από 24 έως 55 έτη για το δείγμα του ΟΚΑΝΑ. Το κύριο σημείο ενδιαφέροντος αυτού του μέρους της εργασίας είναι η σύγκριση των βαθμολογιών των ερωτηματολογίων ανάμεσα στα τρία ανομοιογενή δείγματα όπως επίσης και η διερεύνηση των συσχετίσεων τους σε κάθε δείγμα ξεχωριστά.

Τα αποτελέσματα της παρούσας εργασίας επιβεβαιώνουν τα ευρήματα του συγγραφέα που αρχικά πρότεινε το ΕΣΠ (Raine, 1991) καταδεικνύοντας υψηλή εσωτερική συνέπεια (0,91) και δίνοντας στοιχεία

που ενισχύουν την ύπαρξη συγκλίνουσας εγκυρότητας (0,73), εγκυρότητας διαχωρισμού (0,35 to 0,52) και κριτηρίου (0,81). Ο συντελεστής εξέτασης-επανεξέτασης, έχοντας παρέλθει χρονικό διάστημα δύο ετών, υπολογίστηκε να είναι ίσος με 0,53. Το τριάντα τρία τα εκατό των ατόμων των οποίων η βαθμολογία άνηκε στο 90^ο ποσοστμόριο της κατανομής του σκορ του ΕΣΠ έλαβε κλινική διάγνωση Σχιζοτυπικής Διαταραχής της Προσωπικότητας (ΣΔΠ) μέσω προσωπικής συνέντευξης, ενώ ιδιαίτερα σημαντικό είναι το εύρημα πως κανένα από τα υπόλοιπα άτομα που συμμετείχαν δεν έλαβαν αντίστοιχη διάγνωση. Επιπρόσθετα, ιδιαίτερα υψηλές τιμές υπολογίστηκαν να έχουν οι εκτιμητές αξιοπιστίας για τις κλίμακες ΚΑΠ (0,88) και SCL-90-R (0,91) ενώ οι δείκτες σταθερότητας ήταν χαμηλοί έως μέτριοι (0,47 και 0,34 αντίστοιχα).

Οι εκτιμητές εσωτερικής συνέπειας για τα τρία ερωτηματολόγια προσωπικότητας (ΕΙΧΣ, ΕΕ και ΚΠ-11), ήταν επίσης ικανοποιητικοί. Συγκεκριμένα, κυμαίνονται από 0,71 έως 0,75 ανάμεσα στα δείγματα στην περίπτωση του ΕΙΧΣ, από 0,83 ως 0,84 για το ΕΕ, ενώ χαμηλότεροι υπολογίστηκαν να είναι στην περίπτωση του ΚΠ-11 (0,50-0,68). Η σύγκριση των μέσων βαθμολογιών του ΕΕ ανάμεσα στα δείγματα ανέδειξε το γεγονός πως τα άτομα που αντιμετωπίζουν προβλήματα εθισμού από τοξικές ουσίες (δείγμα ΟΚΑΝΑ) εμφανίζονται να είναι τα πιο επιθετικά, ακολουθούμενα από τους νεοσύλλεκτους φαντάρους, ενώ το δείγμα του γενικού πληθυσμού της Ραφήνας έχει σε βαθμό στατιστικά σημαντικό τις μικρότερες βαθμολογίες. Αντιθέτως, δεν αναδείχθηκαν διαφορές στις βαθμολογίες των τριών δειγμάτων όσον αφορά την ΚΠ-11. Στην περίπτωση του ΕΙΧΣ μελετήθηκαν οι διαφορές των βαθμολογιών κάθε υποκλίμακας ξεχωριστά αναδεικνύοντας διαφορές σε πολλές περιπτώσεις. Ενδεικτικά οι συμμετέχοντες στο δείγμα του ΟΚΑΝΑ βαθμολογήθηκαν υψηλότερα από τα άλλα δείγματα τόσο στην «στάση αναζήτησης καινοτομιών» όσο και στην «στάση αποφυγής πόνου».

Οι συσχετίσεις μεταξύ των υποκλιμάκων του ΕΙΧΣ και της ΚΠ-11 υπολογίστηκαν και στα τρία δείγματα να είναι χαμηλές αλλά στατιστικά σημαντικές, και των δύο διευθύνσεων. Ανάλογα και η επιθετικότητα βρέθηκε να σχετίζεται θετικά με την «στάση αναζήτησης καινοτομιών», την «στάση αποφυγής του πόνου» και την «στάση οικουμενικότητας» και αρνητικά με όλες της υπόλοιπες. Τέλος η επιθετικότητα και η παρορμητικότητα βρέθηκαν να σχετίζονται θετικά (0,16 ως 0,34) σε όλα τα δείγματα.

Συμπερασματικά, οι εκτιμήσεις των ψυχομετρικών ιδιοτήτων των ελληνικών εκδόσεων των ερωτηματολογίων ήταν ιδιαίτερα ικανοποιητικές αν και επιμέρους σημεία που χρήζουν περαιτέρω μελέτης είναι παρόντα.

Abstract

The aim of this thesis is the standardization and assessment of the psychometric properties of the Greek versions of six self-rated inventories within the Athens Study of Psychosis Proneness and Incidence of Schizophrenia ASPIS ([Stefanis et al. 2004](#)). Norms in Greek samples as well as reliability and validity estimators are presented in the current study for the following questionnaires: Schizotypal Personality Questionnaire (SPQ - [Raine, 1991](#)), Perceptual Aberration Scale 9PAS - Chapman et al. 1978), Symptom Check List 90 Revised ([SCL-90-R](#) - Derogatis, 1993), Temperament and Character Inventory (TCI-Cloninger et al, 1994), Aggression Questionnaire (AQ – [Buss and Perry, 1992](#)) and Baratt's Impulsiveness Scale BIS – 11- Paton et al, 1995). In the case of SPQ the factorial properties of the questionnaire were also assessed using Exploratory Factor Analysis (EFA). A broad tutorial concerning the various methods of estimating reliability and validity indices can be found in this thesis as well as theoretical aspects of factor analysis. Moreover a brief introduction in the theoretical background of each questionnaire is also provided, with emphasis in the historical points in the research of schizophrenia and the theory of schizotaxia and schizotypy (Meel, 1960), which is the main topic of interest of this study.

The Greek version of SPQ was administered to a sample of 1355 young male obligatory conscripts in the Greek Air force during their first week of military training. [PAS](#) and SCL - 90 - R were utilized to evaluate convergent and discriminant validity of the SPQ. Norms in this sample and reliability indices for the last two inventories are also presented. After a time interval of two years the questionnaires were re-administered to 145 of the conscripts at the 251 Hellenic Air Force Hospital (HAH), Athens, Greece, followed by the Structured Interview for DSM – III – Personality Disorders (SCID-II, Spitzer et al, 1987) in order to evaluate criterion validity.

The Greek translations of TCI, [BIS-11](#) and AQ were also administered to a second sample of 307 individuals randomly selected from the general population in the region of Rafina and a third sample of 165 individuals facing problems related to substance use that were being treated by the Organisation Against Drugs (OKANA) in Athens. The latter two samples are consisted of individuals of both genders with age varying from 11-67 years for sample 2 and 24 to 55 years for sample 3. Norms in all samples are presented for each one of the three personality questionnaires. The main interest of this part of the thesis was the comparison of the norms among the three heterogeneous samples as well as the correlations among the three questionnaires within each sample.

The ASPIS study replicated initial introducer's ([Raine, 1991](#)) high internal reliability findings (0.91) for the SPQ, providing evidence of convergent (0.73), discriminant (0.35 to 0.52) and criterion (0.81) validity. The stability estimator of the SPQ (through a period of two years) was found to be 0.53. Thirty three percent of individuals over the 90th percentile of the total SPQ score had a clinical diagnosis of Schizotypal Personality Disorder (SPD) via SCID - II interview, while none of the remaining individuals appeared to have this disorder. Furthermore reliability indices were also very high in the cases of SCL-90-R (0.91) and PAS (0.88) while the stability indices were moderate (0.47 and 0.34 respectively) in both cases.

The reliability indices of the three personality questionnaires were also satisfying. The internal consistency estimators were varying from 0.71 to 0.75 among the samples in the case of TCI, from 0.83 to 0.84 for the AQ, while they were quite lower in the case of BIS-11 (0.50 to 0.68). The comparison of the AQ scores between samples revealed that individuals facing problems related to substance use appear to be the most aggressive followed by the young male conscripts while the lowest scores appeared in the general population sample. On the contrary, no statistically significant differences were calculated in the scores of BIS-11, thus indicating that the impulsivity features of the participants were not varying among samples. In the case of TCI the subscale scores were compared indicating differences among samples in many cases. For example the individuals of the OKANA sample scored higher than the other two samples in Novelty Seeking and Hard Avoidance subscales.

Low but statistically significant correlations were calculated among TCI subscales and total BIS-11 score of both negative and positive directions. Aggression was found to be positively correlated with Harm avoidance, Novelty seeking and Transcendence and negatively with all other TCI subscales. The correlations were low to moderate but statistically significant, while in most cases their magnitude was replicated across samples. Finally aggression and impulsivity were found to be positively correlated (0.16 to 0.34) in all samples.

In summary, the estimators of the psychometric properties of the Greek versions of the questionnaires were very satisfactory even though some points of further study were present.

Βιβλιογραφικές αναφορές – παραπομπές

- Abraham, K.** (1908). *The psycho-sexual differences between hysteria and dementia praecox*. In Selected Papers. New York: Basic Books, 1960, 64-69.
- Akaike, H. (1987)**. Factor analysis and AIC. *Psychometrika*, **52**, 317-332.
- Altrocci, J.** (1980). *Abnormal behaviour*. Harcourt Brace Jovanovich, New York.
- American Psychiatric Association** (1980). *DSM-III: Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders* (3rd ed.). Washington, DC: APA.
- American Psychiatric Association** (1987). *DSM-III- R: Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders* (3rd ed. revised). Washington, DC: APA.
- American Psychiatric Association** (1994). *DSM IV: Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders*. (4th ed). Washington, DC: APA.
- American Psychiatric Association** (2002). *DSM-IV- R: Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders* (4th ed. revised). Washington, DC: APA.
- Barratt, E.S.** (1959). Anxiety and impulsivness related to psychomotor efficiency. *Perceptual and Motor Skills*, **9**, 191-198.
- Barratt, E.S.** (1972). *Anxiety and impulsivness: toward a neuropsychological model*. In C.Spielberg ed., *Anxiety: current trends in theory and research*. New York, NY: Academic Press.
- Barratt, E.S. and Stanford, M.S.** (1995). *Impulsiveness*. In C. G. Costello (Ed.), *Personality characteristics of the personality disordered*, New York, NY: Wiley, 91-119.
- Bartlett, M.S.** (1950). Tests of significance in factor analysis. *British Journal of Psychology*, **3**, 77-85.
- Beighley, P.; Brown, G.; and Thompson, J.** (1993). DSM – III – R brief reactive psychosis among Air Force recruits, *Journal of Clinical Psychiatry*, **162**, 72-79.
- Bental, R.T.; Claridge, G.S.; and Slade, P.D.** (1989). The multidimensional nature of schizotypal traits: a factor analytic study with normal subjects. *British Journal of Clinical Psychology*, **28**, 363-375.
- Bernstein, I.H. and Gesn, P.R.** (1997). On the dimensionality of the Buss/Perry Aggression Questionnaire. *Behavior Research and Therapy*, **35**, 563–568.
- Bleuler, E.** (1911). *Dementia praecox , oder Gruppe der Schizophrenien*. Leipzig: Deuticke.
- Brown, W.** (1910). Some experimental results in the correlation of mental abilities. *British Journal of Psychology*, **3** , 296 - 322.
- Bryant, F.B. and Smith, B.D. (2001)**. Refining the architecture of aggression: A measurement model for the Buss–Perry Aggression Questionnaire. *Journal of Research in Personality*, **35**, 138–167.
- Campbell, D.T. and Fiske, D.W.** (1959). Convergent and discriminant validation by multitrait-multimethod matrix. *Psychological Bulletin*, **56**, 81-105.

- Carlsson, L.U. (2002).** Schizophrenia throughout the History:
http://www.hubin.org/facts/history/history_schizophrenia_en.html.
- Carmines, E.G., Zeller, R.A. (1979).** *Reliability and Validity Assessment*. London: Sage University Press Series on Quantitative Applications in the Social Sciences, no **07- 017**. Newbury Park, C.A.: Sage.
- Chapman, L.J.; Chapman, J.P.; and Raulin, M.L. (1978).** Body-image aberration in Schizophrenia. *Journal of Abnormal Psychology*, **87**, 399-407.
- Claridge, G.; McCreery, C.; Mason, O.; Bentall, R.; Boyle, G.; Slade, P.; and Popplewell, D. (1996).** The factor structure of ‘ schizotypal ’ traits: A large replication study. *British Journal of Clinical Psychology*, **35**, 103-115.
- Cloninger, C.R., Bayon, C., Svrakic, D.M. (1998).** Measurement of temperament and character in mood disorders: a model of fundamental states as personality types. *Journal of Affective Disorders*, **51**, 21-32.
- Cloninger, C.R., Svrakic, D.M., Przybeck, T. R. (1993).** A psychobiological model of temperament and character. *Archives of General Psychiatry*, **50**, 975-990.
- Cloninger, C.R., Przybeck, T., Svrakic, D., & Wetzel, R. (1994).** *The Temperament and Character Inventory (TCI): a guide to its development and use*. Washington University, Centre for psychobiology of personality, St. Louis, Missouri.
- Cohen, J. (1960).** A coefficient of agreement for nominal data. *Educational and Psychological measurement*, **20**, 37-46.
- Cook, T.D. and Campbell, D.T. (1979).** *Quasi-Experimentation: Design and Analysis Issues for Field Settings*. Houghton Mifflin, Boston.
- Coombs, C.H. (1950).** The concepts of reliability and homogeneity. *Educational and Psychological Measurement*, **10**, 43-56.
- Cronbach, L. and Meehl, P. (1955).** Construct validity in psychological tests, *Psychological Bulletin*, **52**, 4, 281- 302.
- Cronbach, L.J. (1947).** Test “reliability”: its meaning and determination, *Psychometrika*, **12**, 1-16.
- Cronbach, L.J. (1951).** Coefficient alpha and the interval structure of tests, *Psychometrika*, **16**, 297-334.
- Dereshiwsky, M. (1998).** North Arizona University. Introduction to research, Module 6: Properties of Good Measurement.
<http://jan.ucc.nau.edu/~mid/edr610/class/measurement/>
- Derogatis, L.R., Lipman RS, Covi L. (1973).** SCL-90: An outpatient psychiatric rating scale - preliminary report. *Psychopharmacology Bulletin*, **9**, 1, 13-28.
- Derogatis, L.R., Rickels K, Rock AF. (1976).** The SCL-90 and the MMPI: a step in the validation of a new self-report scale. *British Journal of Psychiatry*, **128**, 280-289.
- Dressel, P.L. (1940).** Some remarks on the Kuder-Richardson reliability coefficient, *Psychometrika*, **5**, 305-310.
- Dunn, G. (2000).** *Statistics in psychiatry*, Oxford University press Inc., New York, U.S.A.

- Dunteman, G.H.** (1989). *Principal components analysis*. Sage University Press Series on Quantitative Applications in the Social Sciences, **no 069**. Newbury Park, C.A.:Sage.
- Ebbell, B.** (1937) *The Papyrus Ebers*. London: Oxford University Press
- Ebel, R.L. (1951)**. Estimation of the reliability or ratings. *Psychometrika*, **16**, 407-424.
- Eckblad, M. and Chapman, L.J.**, (1983) Magical Ideation as an indicator of schizotypy. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, **51**, 215-225.
- Everit, B.S. (1999)**. *Making sense of statistics in psychology*. Oxford University press Inc., New York, U.S.A.
- Fabrega, H.** (1990). Psychiatric Stigma in the Classical and Medieval Period: A Review of the Literature. *Comp Psychiatry*, **31**, 289-306.
- Fleiss, J.L.** (1971). Measuring nominal scale agreement among many raters. *Psychological Bulletin*, **76**, 378-382.
- Fossati, A., Di Ceglie, A., Aquarini, E., Barratt, S.E. (2001)**. Psychometric properties of the Italian Version of the Barratt Impulsiveness Scale-11 (BIS-11) in Nonclinical Subjects. *Journal of clinical psychology*, **57**, 815-828.
- Garson, D.** StatNotes Online Textbook for PA 765. College of Humanities and Social Sciences North Carolina State University
<http://www2.chass.ncsu.edu/garson/pa765/reliab.htm>
- Guttman, L. (1945)**. A basis for analyzing test – retest reliability, *Psychometrika*, **10**, 255-281.
- Guttman, L. (1956)**. Best possible systematic estimates of communalities. *Psychometrika*, **21**, 273-285.
- Harman, H.H.** (1976). *Modern factor analysis*, 3rd ed., Chicago: University of Chicago press.
- Harris, J.A. (1995)**. Confirmatory factor analysis of the Aggression Questionnaire. *Behavior Research and Therapy*, **33**, 991–993.
- Hecker, E.** (1871). Die Hebefrenie. Ein Beitrag zur klinischen Psychiatrie [Virchows] *Archiv für pathologische Anatomie und Physiologie und für klinische Medizin*, **52**, 394-429.
- Hendrickson, A.E.; and White, P.O.** (1964). Promax: a quick method for rotation to oblique simple structure. *British Journal of Statistical Psychology*, **17**, 65-70.
- Ingraham, L.J.** (1995). *Family-genetic research and schizotypal personality*. In: Raine A , Lencz T , Mednick S, editors. Schizotypal personality. Cambridge: Cambridge University Press, 19-42.
- Kahlbaum, K.L.** (1863). *Die Gruppierung der psychischen Krankheiten und die Eintheilung der Seelenstörungen: Entwurf einer historisch-kritischen Darstellung der bisherigen Eintheilungen und Versuch zur Anbahnung einer empirischwissenschaftlichen*. Grundlage der Psychiatrie als klinischer Disziplin. Danzig: Kafemann.
- Kelley, T.L. (1942)**. The reliability coefficient. *Psychometrika*, **7**, 75-83.
- Kendler, K.S.; Gruenberg, A.M.; and Strauss, J.S.** (1981). An independent analysis of the Copenhagen sample of the Danish Adoption Study of Schizophrenia II. The relationship between schizotypal personality disorder and schizophrenia. *Archives of General Psychiatry*, **38**, 982-984.

- Kety, S.S.; Rosenthal, D.; Wender, P.H.; and Schulsinger, F.** (1968). *The types and prevalence of mental illness in the biological and adoptive families of adopted schizophrenics*. In: Rosenthal, D., and Kety, S.S.; eds. *The transmission of schizophrenia*. Oxford, U.K.: Pergamon Press, 345-362.
- Kim J.O.; and Mueller W.C.** (1978α). *Introduction to factor analysis: What is it and how to do it*. Sage University Press Series on Quantitative Applications in the Social Sciences, no **013**, Newbury Park, C.A.: Sage.
- Kim J.O.; and Mueller W.C.** (1978β). *Factor analysis: Statistical methods and practical issues*. Sage University Press Series on Quantitative Applications in the Social Sciences, no **014**. Newbury Park, C.A.: Sage.
- Kotsopoulos, S.** (1986). Aretaeus the Cappadocian on Mental Illness. *Comprehensive Psychiatry*, **27**, 171-179.
- Kraepelin, E.** (1896). *Psychiatrie*. Ein Lehrbuch für Studierende und Aerzte. Fünfte, vollständig umgearbeitete Auflage. Barth Verlag, Leipzig.
- Kraepelin, E.** (1921). *Foundamental States, Chapter VII in Manic-Depressive Insanity and Paranoia*. (Translated by R.M. Barclay, edited by G.M. Robertson). Livingstone, Edinburgh, 117-132.
- Kuder, G.F., and Richardson, M.W.** (1937). The theory of estimation of test reliability, *Psychometrika*, **2**, 151-160.
- Latimer, W.,** (1998) *Presentation: Adolescent Drug Abuse Treatment: The Importance of Promoting Protection Within Integrated Family and Cognitive-Behavioral Therapy*. Department of Mental Hygiene, Johns Hopkins University, Bloomberg School of Public Health. (<http://astor.som.jhmi.edu/~esg/psstat330.657.2002/pplecture3c.ppt>)
- Lawely, D.N.; and Maxwell, A.E.** (1971). Factor analysis as a statistical method. New York: *American Elsevier. Psychology*, **3**, 77-85.
- Lenzenweger, M.F., and Korfine, L.** (1992). Confirming the latent structure and base rate of schizotypy: a taxometric analysis. *Journal of Abnormal Psychology*, **101** (3), 567-71.
- Light, R.J.** (1971). Measures of response agreement for qualitative data: some generalizations and alternatives. *Psychological Bulletin*, **76**, 365-377.
- Likert, R.** (1932). *A technique for the measurement of attitudes*. New York: Columbia University Press.
- Lord, F. M., and Novick, M. R.** (1968). *Statistical theories of mental test scores*. Addison – Wesley, London.
- McGraw, K.O. and Wong, S.P.** (1996). Forming inferences about some intraclass correlation coefficients. *Psychological Methods*, **1**, 30-46.
- Meehl, P.E.** (1962). Schizotaxia, schizotypy, schizophrenia. *American Psychologist*, **17**, 827-838.
- Meesters, C., Muris, P., Bosma, H., Schouten, E. and Beuving, S.,** (1996). Psychometric evaluation of the Dutch version of the Aggression Questionnaire. *Behaviour Research and Therapy*, **34**, 839–843
- Monahan, J.** (1997). *Impulsivity: Theory, Assesment and Treatment*. Forward. In: C.D. Webster & M. Jackson (Eds.), New York, NY: Guilford.

Morel, B. A. (1857). *Traite des Degenerescences*. Paris: JB Bailliere.

Nakano, K. (2001). Psychometric evaluation on the Japanese adaptation of the Aggression Questionnaire. *Behavior Research and Therapy*, **39**, 853-858.

Nichols, D. P. (1998). Choosing an intraclass correlation coefficient. Spss Keywords, No **67**.
(<http://www.ats.ucla.edu/stat/spss/library/whichicc.htm>)

Okasha, A. (1999) Mental Health in the Middle East: An Egyptian Perspective. *Clinical Psychology Review*, **19**, 917-933.

Olkin, I. (1967). *Correlations revisited*. In Stanley, J. C., ed. Improving experimental design and statistical analysis. Chicago: Rand McNally, 102-128.

Patton, J.H., Stanford, M.S. and Barratt, E.S. (1995). Factor structure of the Barratt Impulsiveness Scale. *Journal of Clinical Psychology*, **51**, 768-774.

Peters, E.R.; Joseph, S.A.; and Garety, P.A. (1999). Measurement of delusional ideation in the normal population. Introducing the PDI. *Schizophrenia Bulletin*, **25**, 553-576.

Rado, S. (1960). *Theory and therapy: the theory of schizotypal organization and its application to the treatment of decompensated schizotypal behavior*. In: Scher, S.C., and Davis, H.R., eds. The Outpatient treatment of schizophrenia. New York, NY: Grune and Stratton, 87 - 101.

Raine, A. (1991a). The SPQ: A Scale for the assessment of schizotypal personality based on DSM – III– R criteria. *Schizophrenia Bulletin*, **17**, 555-564.

Raine, A. (1991b). *Manual for the Schizotypal Personality Questionnaire (SPQ and SPQ–B)*, Department of Psychology, University of Southern California, Los Angeles, on line manual: <http://www-rcf.usc.edu/~raine/spqrel.html>

Raine, A., Venables, P.H., Mednick, S., & Mellingen K. (2002). Increased psychophysiological arousal and orienting at ages 3 and 11 years in persistently schizotypal adults. *Schizophrenia Research*, **54**, 77-85.

Rawlings, D.; and Freeman, J.L. (1997). *Measuring paranoia/suspiciousness*. In: Claridge, G., ed. *Schizotypy: Implications for illness and health*. Oxford, U.K.: Oxford University Press, 38-60.

Richardson, M.W. (1936). Notes on the rationale of item analysis, *Psychometrika* **1**, 69-76.

Yaffee, R.A. (1998). Enhancement of Reliability Analysis. Application of Intraclass Correlations with SPSS.
<http://www.nyu.edu/its/socsci/Docs/intracls.html>

Royal Windsor Society of Nurse Researchers ,Windsor – Canada.
http://www.kelcom.igs.net/~nhodgins/instrument_validity.html

Sato,T., Hirano S., Narita, T., Kusunoki, K., Kato, J.,Goto, M., Sakado,K., Uehara, T. (1999). Temperament and Character inventory dimensions as a predictor of response to antidepressant treatment in major depression. *Journal of Affective disorders*, **50**, 153-161.

Schwartz, G. (1978). Estimating the Dimension of a Model. *The Annals of Statistics*, **5**, 461-464.

Shrout, P.E. and Fleiss, J.L. (1979). Intraclass correlations: Uses in assessing rater reliability, *Psychological Bulletin*, **86**, 420-428.

- Siever, L.J.** (1995). *Brain structure/function and the dopamine system in schizotypal personality disorder*. In A. Raine, T. Lencz, & S. A. Mednick (Eds.), *Schizotypal Personality*, New York: Cambridge University Press, 272-286.
- Spearman, C.** (1904). The proof and measurement of association between two things, *American Journal of Psychology*, **15**, 72-101.
- Spearman, C.** (1910). Correlation calculated with faulty data, *British Journal of Psychology*, **3**, 271-295.
- Spitzer, RL, Endicott J, Gibbon M.** (1979) Crossing the border into borderline personality and borderline schizophrenia: the development of criteria. *Archives of General Psychiatry*, **36**, 17-24.
- Spitzer, R.L., Williams, J.B.W. and Gibbon, M.** (1987). *Structured Clinical Interview for DSM-III-R Personality Disorders: SCID-II*. New York: New York State Psychiatric Institute.
- SPSS Inc. (1999)**: SPSS Base 9.0 Applications Guide, Chicago: SPSS Inc
- StatSoft, Inc., (1984-2003)**. Electronic Statistics Textbook :Reliability and Item Analysis, Copyright : <http://www.statsoftinc.com/textbook/streliab.html#basic#basic>
- Stefanis, N.C., Smyrnis, N., Avrampoulos, D., Evdokimidis, I., Ntzoufras, I., and Stefanis, C.N., (2004)**. Factorial composition of self rated schizotypal traits amongst young males undergoing military training. *Schizophrenia Bulletin*, **30**, 335-350.
- Steinberg, H., and Durell, J.** (1968). A stressful social situation as a precipitant of schizophrenic symptoms: an epidemiological study, *British Journal Psychiatry*, **114**, 1097-1105.
- Stone, W.; Faraone, S.V.; Seidman L.J., Green A.I.; Wojcik, J.D. and Tsuang M.T.; (2001)**. Concurrent Validation of Schizotaxia: A pilot study. *Biological Psychiatry*. **50**, 343-440.
- Sullivan, H.** (1934). Review of Towards Mental Health. The Schizophrenia Problem., *Int. J. Psychoanal.*, **15**, 346-347.
- Trochim, W. M. (2002)**. Research methods knowledge base. Cornell University (<http://trochim.human.cornell.edu/kb/>)
- Tsuang, M.T.; Gilbertson, M.W.; and. Faraone, S.V.** (1991) Genetic transmission of negative and positive symptoms in the biological relatives of schizophrenics. In: Marneros, A.; Andreasen, N.C.; and Tsuang, M.T., eds. *Negative versus Positive Schizophrenia*. Berlin: Springer, 265-291.
- van Os, J.; Hanssen, M.; Bijl, R.V.; and Ravelli, A.** (2000) Strauss (1969) revisited: a psychosis continuum in the general population? *Schizophrenia Research*, **29**, 11-20.
- Vehkalahti, K. (2000)**. Reliability of measurement scales: Tarkkonen's general method supersedes Cronbach's alpha. University of Helsinki, Faculty of Social Sciences. <http://ethesis.helsinki.fi/julkaisut/val/tilas/vk/vehkalahti/>.
- Venables, P.H.,; and Rector, N.A.** (2000). The content and structure of schizotypy: a study using confirmatory factor analysis. *Schizophrenia Bulletin*, **26**, 587-602.
- Verdoux, H.; van Os, J.; Maurice-Tison, S.; Gay, B.; Salamon, R.; and Bourgeois, M.** (1998). Is early adulthood a critical developmental stage for psychosis proneness? A survey of delusional ideation in normal subjects. *Schizophrenia Research*, **29**, 247-254.

Vollema, M.G. (1999). *Schizotypy: toward the psychological heart of schizophrenia*, Maastricht, Netherlands: Shaker Publishing.

Wuensch, K. L. (2002). Inter-Rater Agreement, Department of Psychology, East Carolina University : <http://core.ecu.edu/psyc/wuenschk/docs30/InterRater.doc>.

Καρλής, Δ. (2003). *Πολυμεταβλητή στατιστική ανάλυση*. Αθήνα: Εκδόσεις Οικονομικού Πανεπιστημίου Αθήνας, Τμήμα Στατιστικής.

Ντώνιας, Σ., Καραστεργίου, Α., & Μάνος, Ν. (1991). Στάθμιση της κλίμακας ψυχοπαθολογίας Symptom check-list-90-R σε ελληνικό πληθυσμό. *Ψυχιατρική*, **2**, 42-48.

Ποταμιάνος, Γ.Α. (1998). *Θεωρίες προσωπικότητας και κλινική πρακτική*. Εκδόσεις Ελληνικά Γράμματα, Αθήνα.

Στεφανής, Κ. (1990) *Θέματα Ψυχιατρικής*. Εκδόσεις Συμμετρία, 125-130.

Σπάρος, Α. (2001). *Μετα – επιδημιολογία ή εφαρμοσμένη ιατρική έρευνα*. Εκδόσεις Βήτα, Αθήνα.

Παράρτημα

- π.Π.1.2.2

Υποκλίμακα ΕΣΠ (n=1355)	Z	p-value
Ιδέες αναφοράς	4,438	< 0,0001
Κοινωνικό άγχος	5,375	< 0,0001
Παράδοξες πεποιθήσεις	6,585	< 0,0001
Αντιληπτικές παρανοήσεις	5,394	< 0,0001
Παράδοξη συμπεριφορά	5,929	< 0,0001
Διαπροσωπική ελλειμματικότητα	6,264	< 0,0001
Παράδοξη ομιλία	4,032	< 0,0001
Περισφιγμένο συναίσθημα	6,264	< 0,0001
Παρανοϊκός ιδεασμός	4,729	< 0,0001
Αποδιοργανωτικός παράγοντας	3,489	< 0,0001
Γνωσιακός / Αντιληπτικός, ή θετικός παράγοντας	2,196	< 0,0001
Διαπροσωπικός παράγοντας ή αρνητικός παράγοντας	2,958	< 0,0001
Συνολική βαθμολογία	1,868	< 0,0001

Πίνακας Π. 1: One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test – Βαθμολογιών ΕΣΠ (Τρίτολης).

- π.Π.1.2.3.c

Υποκλίμακα ΕΣΠ (n=145)	Z	p-value
Ιδέες αναφοράς	1,814	0,003
Κοινωνικό άγχος	3,342	0,001
Παράδοξες πεποιθήσεις	3,163	0,001
Αντιληπτικές παρανοήσεις	3,475	0,001
Παράδοξη συμπεριφορά	2,896	0,001
Διαπροσωπική ελλειμματικότητα	2,380	0,001
Παράδοξη ομιλία	2,004	0,001
Περισφιγμένο συναίσθημα	2,404	0,001
Παρανοϊκός ιδεασμός	1,620	0,011
Αποδιοργανωτικός παράγοντας	1,779	0,004
Γνωσιακός / Αντιληπτικός, ή θετικός παράγοντας	1,282	0,075
Διαπροσωπικός παράγοντας ή αρνητικός παράγοντας	1,319	0,061
Συνολική βαθμολογία	0,994	0,277

Πίνακας Π. 2: One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test –Βαθμολογιών ΕΣΠ (ΕΝΑ).

Υποκλίμακα ΕΣΠ (n=145)	Z	p-value
Ιδέες αναφοράς	1,390	0,042
Κοινωνικό άγχος	2,011	0,001
Παράδοξες πεποιθήσεις	1,878	0,002
Αντιληπτικές παρανοήσεις	1,378	0,045
Παράδοξη συμπεριφορά	1,895	0,002
Διαπροσωπική ελλειμματικότητα	1,839	0,002
Παράδοξη ομιλία	1,384	0,043
Περισφιγμένο συναίσθημα	1,940	0,001
Παρανοϊκός ιδεασμός	1,474	0,026
Αποδιοργανωτικός παράγοντας	1,191	0,117
Γνωσιακός / Αντιληπτικός, ή θετικός παράγοντας	1,079	0,195
Διαπροσωπικός παράγοντας ή αρνητικός παράγοντας	0,886	0,412
Συνολική βαθμολογία	1,980	0,001

Πίνακας Π. 3: One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test – Βαθμολογιών Τρίπολης (για τα άτομα που επανεξετάστηκαν) – ΕΣΠ.

- **π.Π.13.2**

Υποκλίμακα SCL-90-R (n=1355)	Z	p-value
Άγχος	4,889	< 0,0001
Κατάθλιψη	3,428	< 0,0001
Φοβικό Άγχος	8,039	< 0,0001
Επιθετικότητα	6,059	< 0,0001
Διαπροσωπική ευαισθησία	4,900	< 0,0001
Ψυχαναγκαστικότητα	3,053	< 0,0001
Παρανοειδής Ιδεασμός	3,509	< 0,0001
Ψυχωτισμός	5,714	< 0,0001
Σωματοποίηση	4,319	< 0,0001
ΓΔΣ	3,456	< 0,0001
ΣΘΣ	1,259	0,084
ΔΕΘΣ	2,773	< 0,0001

Πίνακας Π. 4 One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test – Βαθμολογιών Τρίπολης – SCL-90-R.

• π.Π.2.3.3.ε.ι

Υποκλίμακα SCL-90-R (n=160)	Z	p-value
Άγχος	2,280	< 0,001
Κατάθλιψη	2,094	< 0,001
Φοβικό Άγχος	3,891	< 0,001
Επιθετικότητα	2,042	< 0,001
Διαπροσωπική ευαισθησία	1,609	0,011
Ψυχαναγκαστικότητα	1,786	0,003
Παρανοειδής Ιδεασμός	1,459	0,028
Ψυχωτισμός	2,700	< 0,001
Σωματοποίηση	2,480	< 0,001
ΓΔΣ	1,820	0,003
ΣΘΣ	0,710	0,694
ΔΕΘΣ	2,061	< 0,000

Πίνακας Π. 5: One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test – Βαθμολογίες SCL-90-R (ΕΝΑ, n=145).

Υποκλίμακα SCL-90-R (n=1355)	Z	p-value
Άγχος	1,674	0,007
Κατάθλιψη	0,901	0,391
Φοβικό Άγχος	2,452	< 0,001
Επιθετικότητα	2,137	< 0,001
Διαπροσωπική ευαισθησία	1,523	0,019
Ψυχαναγκαστικότητα	1,263	0,082
Παρανοειδής Ιδεασμός	1,142	0,148
Ψυχωτισμός	1,766	0,004
Σωματοποίηση	1,922	0,001
ΓΔΣ	1,346	0,053
ΣΘΣ	0,794	0,554
ΔΕΘΣ	0,970	0,304

Πίνακας Π. 6: One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test – Βαθμολογίες SCL-90-R (Τρίπολη, n=1355).

• π.ΠΙ.1.2.2.α.ii

Υποκλίμακα ΕΙΧΣ-140	Μέση τιμή		Τυπική απόκλιση		t-test		
	Άνδρες	Γυναίκες	Άνδρες	Γυναίκες	t	df	p-value
Στάση αναζήτησης του νέου	60,42	63,30	9,16	9,88	-1,59	158	0,115
Στάση αποφυγής πόνου	61,22	64,73	9,59	14,23	-1,34	40*	0,188
Στάση επιβραβευσης	62,92	66,76	8,50	9,55	-2,25	158	0,026
Στάση επιμονής	65,55	61,97	11,37	11,17	1,62	158	0,108
Στάση αυτοπροσδιορισμού	62,91	61,24	9,94	13,16	0,80	158	0,424
Συνεργασιμότητα	72,12	75,88	8,80	10,38	-2,11	158	0,037
Στάση οικουμενικότητας	48,55	48,48	10,29	8,43	0,03	158	0,973
Συνολική βαθμολογία ΕΙΧΣ - 140	433,69	442,36	26,09	24,67	-1,72	158	0,087

Πίνακας Π. 7: Δοκιμασίες t-test ανά φύλο, βαθμολογιών ΕΙΧΣ-140 (ΟΚΑΝΑ, n=160).

*Δοκιμασία άνισων διασπορών.

• π.ΠΙ.1.2.2.α.iii

Υποκλίμακα ΕΙΧΣ-140	Μέση τιμή		Τυπική απόκλιση		t-test		
	Άνδρες	Γυναίκες	Άνδρες	Γυναίκες	t	df	p-value
Στάση αναζήτησης του νέου	58,26	57,04	8,88	8,97	1,20	305	0,233
Στάση αποφυγής πόνου	55,88	56,49	9,52	10,08	-0,54	305	0,588
Στάση επιβραβευσης	65,41	65,37	8,07	9,24	0,04	305	0,967
Στάση επιμονής	66,09	66,63	10,88	11,70	-0,41	305	0,680
Στάση αυτοπροσδιορισμού	69,94	69,04	9,37	10,02	0,81	305	0,418
Συνεργασιμότητα	70,92	73,00	10,44	10,56	-1,73	305	0,085
Στάση οικουμενικότητας	43,98	44,82	7,64	7,98	-0,94	305	0,350
Συνολική βαθμολογία ΕΙΧΣ - 140	430,49	432,39	23,23	26,19	-0,67	305	0,506

Πίνακας Π. 8: Δοκιμασίες t-test ανά φύλο, βαθμολογιών ΕΙΧΣ-140 (Ραφήνα, n = 307).

• π.ΠΙ.1.3.2.α.ii

Υποκλίμακα ΕΕ	Μέση τιμή		Τυπική απόκλιση		t-test		
	Άνδρες	Γυναίκες	Άνδρες	Γυναίκες	t	df	p-value
Σωματική Επιθετικότητα	27,19	23,79	6,72	7,82	2,50	158	0,013
Λεκτική Επιθετικότητα	15,29	16,21	2,95	2,88	-1,60	158	0,111
Θυμός	22,41	24,58	4,27	3,69	-2,67	158	0,008
Εχθρότητα	23,84	24,36	5,52	5,10	-0,49	158	0,625
Συνολική βαθμολογία ΕΕ	88,73	88,94	15,02	14,27	-0,07	158	0,943

Πίνακας Π. 9: Δοκιμασίες t-test ανά φύλο, βαθμολογιών ΕΕ (ΟΚΑΝΑ, n = 160).

- **π.ΠΙ.1.3.2.α.iii**

Υποκλίμακα ΕΕ	Μέση τιμή		Τυπική απόκλιση		Mann-Whitney	
	Άνδρες	Γυναίκες	Άνδρες	Γυναίκες	Z	p-value
Σωματική Επιθετικότητα	20,78	18,95	6,06	5,29	-2,55	0,011
Λεκτική Επιθετικότητα	14,76	13,67	3,20	2,98	-2,72	0,007
Θυμός	21,02	20,21	4,00	4,73	-1,67	0,095
Εχθρότητα	20,23	20,39	4,43	5,53	-0,04	0,966
Συνολική βαθμολογία ΕΕ	76,79	73,21	13,00	13,53	-1,99	0,047

Πίνακας Π. 10:Δοκιμασίες Mann-Whitney-test ανά φύλο, βαθμολογιών ΕΕ (Ραφήνα, n = 307).

Ευρετήριο συντομεύσεων

APA	American Psychiatric Association
AQ	Aggression Questionnaire
ASPIS	Athens Study of Psychosis Proneness and Incidence of Schizophrenia
BIS-11	Baratt's Impulsiveness Scale
CFA	Confirmatory Factor Analysis
EFA	Exploratory Factor Analysis
ML	Maximum Likelihood
PAS	Perceptual Aberration Scale
PCA	Principal Components Analysis
SCID-II	Structured Interview for DSM-III-R Personality Disorders
SCL-90-R	Symptom Checklist – 90 – R
SPD	Schizotypal Personality Disorder
SPQ	Schizotypal Personality Questionnaire
TCI	Temperament and Character Inventory
ΔΠΑ	Διερευνητική Παραγοντική Ανάλυση
ΕΕ	Ερωτηματολόγιο Επιθετικότητας
ΕΙΧΣ	Ερωτηματολόγιο Ιδιοσυγκρασίας και Χαρακτηριολογικών Στάσεων
ΕΝΑ	251 Εθνικό Νοσοκομείο Αεροπορείας
ΕΠΑ	Επαληθευτική Παραγοντική Ανάλυση
ΕΣΠ	Ερωτηματολόγιο Σχιζοτυπικής Προσωπικότητας
ΚΑΠ	Κλίμακα Αντιληπτικών Παρανοήσεων
ΚΠ-11	Κλίμακα Παρορμητικότητας
ΚΣ	Κύριες Συνιστώσες
ΜΠ	Μέθοδος Πιθανοφάνειας
ΟΚΑΝΑ	Οργανισμός Κατά των Ναρκωτικών
ΠΠΤΜ	Πίνακας Πολλαπλών Τάσεων-Μεθόδων
ΣΑΕΕ	Συντελεστής Αξιοπιστίας Εξέτασης Επανεξέτασης
ΣΔΠ	Σχιζοτυπική Διαταραχή Προσωπικότητας