

The Greek Review of Social Research

Vol 160 (2023)

160



Investigating the structure of Schwartz's values scale: Evidence from the 2010 European Social Survey for Greece

Anastasia Charalampi

doi: [10.12681/grsr.33197](https://doi.org/10.12681/grsr.33197)

Copyright © 2023, Αναστασία Χαραλάμπη



This work is licensed under a [Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0](https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/).

To cite this article:

Charalampi, A. (2023). Investigating the structure of Schwartz's values scale: Evidence from the 2010 European Social Survey for Greece. *The Greek Review of Social Research*, 160, 143–167. <https://doi.org/10.12681/grsr.33197>

*Αναστασία Χαραλάμπη**

ΔΙΕΡΕΥΝΗΣΗ ΤΟΥ ΔΙΑΣΤΑΤΟΥ ΤΗΣ ΚΛΙΜΑΚΑΣ
ΑΞΙΩΝ ΤΟΥ SCHWARTZ:
ΔΕΔΟΜΕΝΑ ΑΠΟ ΤΗΝ ΕΥΡΩΠΑΪΚΗ ΚΟΙΝΩΝΙΚΗ
ΕΡΕΥΝΑ ΤΟΥ 2010 ΓΙΑ ΤΗΝ ΕΛΛΑΔΑ

ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Κατά την προσέγγιση οποιασδήποτε κλίμακας μέτρησης στάσεων τίθεται το κρίσιμο ερώτημα περί αξιοπιστίας και εγκυρότητάς της. Η παρούσα μελέτη αποσκοπεί στη διερεύνηση της θεωρητικής δομής και στην εκτίμηση των ψυχομετρικών ιδιοτήτων της σύντομης εκδοχής της κλίμακας ανθρωπίνων αξιών του Schwartz. Η διερεύνηση αυτή βασίστηκε στα δεδομένα της Ελλάδας για τον 5ο γύρο (2010) διεξαγωγής της Ευρωπαϊκής Κοινωνικής Έρευνας (ESS). Η ανάλυση οδήγησε σε δύο αξιόπιστες και έγκυρες υπο-κλίμακες: Ευρύτητα αντιλήψεων σε αλλαγές και Αυτο-εξύψωση. Τα αποτελέσματα δεν επιβεβαιώνουν το διαστατό της κλίμακας ανθρωπίνων αξιών του Schwartz, όπως προτάθηκε στη βιβλιογραφία. Προσφέρεται, όμως, ένα χρήσιμο μεθοδολογικό και ερμηνευτικό εργαλείο στους κοινωνικούς επιστήμονες.

Λέξεις-κλειδιά: κλίμακα ανθρωπίνων αξιών του Schwartz (PVQ-21), αξιοπιστία, εγκυρότητα, Διερευνητική Ανάλυση Παραγόντων (EFA), Επιβεβαιωτική Ανάλυση Παραγόντων (CFA)

* Δρ Κοινωνικής Πολιτικής, Διδάσκουσα ΕΣΠΑ, Τμήμα Κοινωνικής Πολιτικής, Πάντειο Πανεπιστήμιο Κοινωνικών και Πολιτικών Επιστημών, email: acharalampi@panteion.gr

*Anastasia Charalampi**

INVESTIGATING THE STRUCTURE OF SCHWARTZ'S
VALUES SCALE:
EVIDENCE FROM THE 2010 EUROPEAN SOCIAL
SURVEY FOR GREECE

ABSTRACT

In order to approach the measurement of an attitude scale, the crucial question of its reliability and validity arises. The present study aims at investigating the theoretical structure and assessing the psychometric properties of the ten-dimensional Schwartz's human values scale short form (PVQ-21). The investigation was based on the European Social Survey (ESS) Greek data of Round 5 (2010). The analysis produced two reliable and valid subscales: Openness to change and Self-transcendence. The results did not confirm the dimensionality of the Schwartz Human Values Scale as proposed in the literature. However, a useful methodological tool is provided to social scientists.

Keywords: Schwartz's human values scale (PVQ-21), reliability, validity, Exploratory Factor Analysis, Confirmatory Factor Analysis

* PhD in Social Policy. Adjunct Lecturer at the Department of Social Policy, Panteion University of Social and Political Sciences.

1. ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Οι κλίμακες μέτρησης στάσεων χρησιμοποιούνται εκτενώς στις δειγματοληπτικές κοινωνικές έρευνες, στην εκπαιδευτική και ιατρική έρευνα καθώς και τις έρευνες υγείας. Ανατρέχοντας στην ιστορία, κατά τον Lazarsfeld (1977) στα έργα του Quetelet (1796-1874) αποδίδονται οι πρώτες προσπάθειες προσδιορισμού των στάσεων ποσοτικά. Οι προσπάθειες αυτές συνεχίστηκαν έναν αιώνα μετά από τον Thurstone (1928), ο οποίος μάλιστα, σύμφωνα με τον Lazarsfeld, φαίνεται να αγνοούσε το έργο του Quetelet (Μιχαλοπούλου, 2002, σελ. 13-14).

Ο Thurstone θεμελίωσε τη μέτρηση των στάσεων και διέκρινε μεταξύ δύο βασικών εννοιών, της γνώμης ή αντίληψης και της στάσης. Σύμφωνα με τον Thurstone (ό.π.), η στάση αποτελεί «το συνολικό άθροισμα των διαθέσεων και συναισθημάτων, προκαταλήψεων ή επιρροών, προλήψεων, ιδεών, φόβων, απειλών και πεποιθήσεων ενός ατόμου για κάποιο συγκεκριμένο θέμα» (Μιχαλοπούλου, ό.π., σελ. 14). Η γνώμη ή αντίληψη αποτελεί την προφορική έκφραση μια στάσης. Η έκφραση μιας μεμονωμένης γνώμης μπορεί να υποδείξει τη στάση ενός ατόμου, δεν επαρκεί, όμως, για να την προσδιορίσει με ακρίβεια (Μιχαλοπούλου, ό.π., σελ. 15).

Η παραπάνω διάκριση οδήγησε στην ανάπτυξη δύο διακριτών προσεγγίσεων οι οποίες χρησιμοποιούνται στις έρευνες αντίληψεων και στάσεων. Στην πρώτη περίπτωση, στην οποία «ρωτάς ζητώντας γνώμες», γίνεται προσπάθεια εκτίμησης του ποσοστού των ερωτωμένων μιας έρευνας που δηλώνει ότι συμφωνεί με μια συγκεκριμένη πρόταση γνώμης ή αντίληψης. Ο ερευνητής αναζητά τον αριθμό των ερωτωμένων που αντιδρούν με ορισμένο τρόπο σε συγκεκριμένο ερέθισμα. Στη δεύτερη προσέγγιση, στην οποία «μετράς στάσεις», δίνονται πολλές προτάσεις γνώμης ή αντίληψης και υπολογίζεται το σύνολο των απαντήσεων των ερωτωμένων και όχι μεμονωμένα οι απαντήσεις τους σε κάθε πρόταση. Ο ερευνητής επιθυμεί να μετρήσει τη στάση ενός ερωτώμενου συνδυάζοντας τις απαντήσεις τους σε αυτό το σύνολο από ερωτήσεις γνώμης ή αντίληψης (Μιχαλοπούλου, στο ίδιο).

Οι κλίμακες μέτρησης στάσεων εισήχθησαν από τους Thurstone (ό.π., 1929), Likert (1932) και Guttman (1944) ως διαφορικές, προσθετικές και αθροιστικές, αντίστοιχα, προκειμένου να μελετηθούν αρκετές πτυχές της στάσης ενός ατόμου (Moser and Kalton, 1975, σελ.

357). Πρόκειται για τεχνικές που τοποθετούν τους ερωτώμενους μιας έρευνας σε μια συνεχή σειρά εκτεινόμενη από το ένα άκρο της υπό μέτρηση στάσης στο άλλο, συσχετίζοντάς τους με κάποια συγκεκριμένη στάση. Για να μετρηθεί, λοιπόν, η στάση ενός ερωτώμενου προσδιορίζεται ένα σύνολο από απόψεις-ερωτήσεις και συνήθως συνδυάζοντας τις αποκρίσεις του σε καθεμία από αυτές υπολογίζεται μια βαθμολογία βασιζόμενη στον ορισμό της εκάστοτε κλίμακας (Μιχαλοπούλου, ό.π.). Προκειμένου να είναι εφικτός ο υπολογισμός της βαθμολογίας αυτής, οι ερωτήσεις-μονάδες είναι απαραίτητο να έχουν τον ίδιο αριθμό κατηγοριών απόκρισης. Από τις προαναφερόμενες κλίμακες μέτρησης στάσεων, οι κλίμακες Likert ή κλίμακες τύπου Likert έχουν χρησιμοποιηθεί εκτεταμένα στις κοινωνικές επιστήμες.

Προαπαιτούμενο της θεωρίας κλιμάκων αποτελεί η διερεύνηση της θεωρητικής δομής (το διαστατό) και η αποτίμηση των ψυχομετρικών ιδιοτήτων της κλίμακας ή των υπο-κλιμάκων μέσω της εκτίμησης της αξιοπιστίας και της εγκυρότητάς τους.¹ Η διερεύνηση εξαρτάται από το αν πρόκειται για ανάπτυξη θεωρίας – μη προκαθορισμένες υπο-κλίμακες – ή έλεγχο της θεωρίας – προκαθορισμένες κλίμακες (Tabachnick and Fidell, 2007· Thompson, 2005). Η διαδικασία ελέγχου της θεωρίας (Charalampi, 2018· Charalampi, Michalopoulou and Richardson, 2019, 2020· Michalopoulou, 2017), που εξετάζεται στην παρούσα περίπτωση, περιλαμβάνει την τυχαία διχοτόμηση ενός δείγματος επαρκούς μεγέθους σε δύο ημι-δείγματα διενεργώντας αρχικά Διερευνητική Ανάλυση Παραγόντων (Exploratory Factor Analysis, εφεξής EFA) στο πρώτο ημι-δείγμα, προκειμένου να εκτιμηθεί η εγκυρότητα κατασκευής της έννοιας της κλίμακας. Στη συνέχεια ακολουθεί η επαλήθευση της δομής με την εφαρμογή Επιβεβαιωτικής Ανάλυσης Παραγόντων (Confirmatory Factor Analysis, εφεξής CFA) στο δεύτερο ημι-δείγμα (Charalampi, ό.π.· Charalampi et al., ό.π.· Michalopoulou, ό.π.). Οι υπο-κλίμακες κατασκευάζονται με βάση την ανάλυση του συνολικού δείγματος και διερευνώνται η αξιοπιστία, η συγκλίνουσα και διακρίνουσα εγκυρότητα, καθώς και η

1. Η απόδοση των όρων Στατιστικής και Μεθοδολογίας των Κοινωνικών Ερευνών στα ελληνικά έγινε σύμφωνα με τους Κοζολάκη και Χρυσάφινου (1988), Μιχαλοπούλου (2012) και το γλωσσάριο του International Statistical Institute (2011). Ας σημειωθεί ότι ορισμένοι όροι αποδίδονται στα αγγλικά επειδή δεν υπάρχει δόκιμη μετάφρασή τους στα ελληνικά.

εσωτερική τους συνοχή. Προκειμένου να καταδειχθεί η πολυπλοκότητα των θεωρητικών αποφάσεων και των εμπειρικών κανόνων που απαιτούνται κατά την εφαρμογή αυτής της μεθοδολογίας, χρησιμοποιούμε τη σύντομη εκδοχή της κλίμακας ανθρωπίνων αξιών του Schwartz, που περιλαμβάνεται στο ερωτηματολόγιο της Ευρωπαϊκής Κοινωνικής Έρευνας (European Social Survey, εφεξής ESS). Σε προηγούμενη εργασία (Charalampi, Michalopoulou and Richardson, 2016), η μεθοδολογία αυτή εφαρμόστηκε στα δεδομένα του 2ου γύρου (2002) διεξαγωγής της ESS για την Ελλάδα και τη Σλοβενία σύμφωνα με την μέχρι τότε θεωρία και πρακτική. Στην παρούσα εργασία, η ανάλυση βασίζεται στα δεδομένα της ESS για την Ελλάδα κατά τον 5ο γύρο (2010) διεξαγωγής της (European Social Survey Round 5 Data, 2010) σύμφωνα με την τρέχουσα θεωρία και πρακτική (Charalampi, ό.π.: Charalampi et al., στο ίδιο).

Οι αξίες αποτελούν έννοιες ή πεποιθήσεις σχετικά με επιδιωκόμενα αποτελέσματα ή συμπεριφορές, που υπερβαίνουν συγκεκριμένες καταστάσεις, καθοδηγούν την επιλογή ή αξιολόγηση της συμπεριφοράς και των γεγονότων και οι οποίες τοποθετούνται ιεραρχικά με βάση τη σχετική σημασία τους (Schwartz and Bilsky, 1987, σελ. 551· Παπούλια, 2000, σελ. 111). Το 1992 ο Schwartz ανέπτυξε τη θεωρία του περί βασικών ανθρωπίνων αξιών, η οποία έχει χρησιμοποιηθεί ευρέως από τους κοινωνικούς και διαπολιτισμικούς ψυχολόγους προκειμένου να μελετήσουν τις διαφορές ως προς τις προσωπικές αξίες μεταξύ των ατόμων (European Social Survey, n.d.). Η τυπολογία αξιών διαμορφώθηκε από τρία καθολικά προαπαιτούμενα της ανθρώπινης ύπαρξης: τις βιολογικές ανάγκες των ατόμων, τις προϋποθέσεις για συντονισμένη κοινωνική αλληλεπίδραση και τις ανάγκες επιβίωσης και ευημερίας των ομάδων (European Social Survey, ό.π.: Γεώργας, Χριστακοπούλου, Μυλωνάς και Schwartz, 1992, σελ. 8). Η τυπολογία αυτή περιλαμβάνει δέκα ξεχωριστές ως προς το κίνητρο αξίες,² οι οποίες περιλαμβάνουν τις κύριες αξίες που αναγνωρίζονται διαπολιτισμικά: 1) Η ισχύς (power, PO), που αποσκοπεί στην κοινωνική θέση και το γόητρο καθώς και στον έλεγχο ή την κυριαρχία απέναντι σε ανθρώπους και ανθρώπινους πόρους. 2) Η επίδοση (achievement, AC), που αναφέρεται σε προσωπική επιτυχία και κοινωνική αναγνώριση. 3) Η ηδονή (hedonism, HE), που ορίζεται ως ανάγκη για ευχαρί-

2. Η απόδοση στην ελληνική των δέκα τύπων αξιών της κλίμακας του Schwartz βασίστηκε στους Γεώργας κ.ά. (ό.π.).

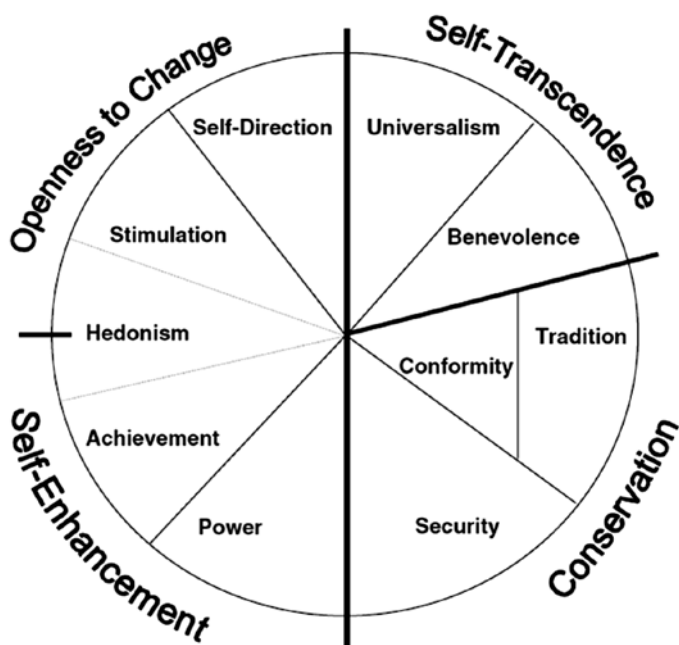
στηση και προσωπική ικανοποίηση. 4) Η παρώθηση (stimulation, ST), που αντιπροσωπεύει την κάλυψη αναγκών για επικείμενες αλλαγές στη ζωή και τη διέγερση με στόχο τη διατήρηση της ενεργητικότητας. 5) Ο αυτοπροσδιορισμός (self-direction, SD), που στοχεύει στην ανεξάρτητη σκέψη και πράξη, τη δημιουργικότητα και την εξερεύνηση. 6) Η παγκοσμιότητα (universalism, UN), που εσωκλείει την κατανόηση, την εκτίμηση, την ανοχή και την προστασία του επιπέδου διαβίωσης των ανθρώπων αλλά και της φύσης. 7) Η φιλανθρωπία (benevolence, BE), που ορίζεται ως η προστασία και η βελτίωση του επιπέδου διαβίωσης συγγενών, φίλων και συνεργατών ενός ατόμου, που βρίσκονται στο στενό περιβάλλον και σε καθημερινή αλληλεπίδραση. 8) Η παράδοση (tradition, TR), που αναφέρεται στον σεβασμό, την αφοσίωση και την αποδοχή των εθίμων και των αξιών της πολιτισμικής παράδοσης ή του θρησκευμένου της κοινωνίας στην οποία ζει το άτομο. 9) Η συμμόρφωση (conformity, CO), που ορίζει την αναστολή πράξεων και τάσεων οι οποίες ενδέχεται να αναστατώσουν ή να βλάψουν άλλους ή και να παραβούν κοινωνικές αξίες ή κανόνες. 10) Η αίσθηση ασφάλειας (security, SEC), που αναφέρεται στην ασφάλεια, την αρμονία και τη σταθερότητα της κοινωνίας, των διαπροσωπικών σχέσεων και του ίδιου του ατόμου (European Social Survey, ό.π. Γεώργας κ.ά., ό.π., σελ. 8-9· Sagin and Schwartz, 2000, σελ. 179· Davidov, Schmidt and Schwartz, 2008, σελ. 424· Hopman, Winter and Koops, 2014, σελ. 13). Η θεωρητική δομή της κλίμακας έχει τεκμηριωθεί διεξοδικά (Davidov et al., ό.π.· Datler, Jagodzinski and Schmidt-Knoppen and Saris, 2009· Schwartz, 2011· Schwartz and Boehnke, 2004· Schwartz and Butenko, 2014· Cieciuch, Davidov, Vecchione, Beierlein and Schwartz, 2014· Cieciuch and Davidov, 2012).

Η κλίμακα ανθρωπίνων αξιών του Schwartz, που εμπεριέχεται στο ερωτηματολόγιο της ESS από τον Πρώτο Γύρο διεξαγωγής της, περιλαμβάνει 21 ερωτήσεις-μονάδες οι οποίες αποτελούν λεκτικά πορτρέτα 21 διαφορετικών ατόμων (Davidov et al., στο ίδιο, σελ. 425-426). Οι αξίες παρουσιάζονται σε ένα διάγραμμα κυκλικής δομής (Διάγραμμα 1), που βασίζεται στις σχέσεις σύγκρουσης και συνάφειας ανάμεσα στους τύπους αξιών (Davidov et al., στο ίδιο, σελ. 424· European Social Survey, ό.π.· Cieciuch and Davidov, ό.π., σελ. 37). Στο διάγραμμα αυτό αντιπαραβάλλονται δύο ευρύτερες διαστάσεις: Ευρύτητα αντιλήψεων σε αλλαγές έναντι Συντήρησης και Αυτο-υπέρβαση έναντι Αυτο-εξύψωσης. Στην ουσία αντιπαραβάλλονται από τη μια πλευρά οι αξίες του αυτοπροσδιορισμού και της παρώθησης

με τις αξίες της συμμόρφωσης, της παράδοσης και της αίσθησης ασφάλειας και από την άλλη οι αξίες της επίδοσης και της ισχύος με τις αξίες της παγκοσμιότητας και της φιλανθρωπίας. Η αξία της ηδονής βρίσκεται ανάμεσα σε διακεκομμένες γραμμές, καθώς μοιράζεται στοιχεία τόσο από την Ευρύτητα αντιλήψεων σε αλλαγές, όσο και από την Αυτο-υπέρβαση. Επιπλέον, όσο πιο κοντά βρίσκονται δύο αξίες σε οποιαδήποτε κατεύθυνση γύρω από τον κύκλο, τόσο παρόμοια είναι τα βαθύτερά τους κίνητρα. Αντίστοιχα, όσο πιο μακριά βρίσκονται δύο αξίες, τόσο πιο ανταγωνιστικά είναι τα βαθύτερά τους κίνητρα (Davidov et al., στο ίδιο, σελ. 424· European Social Survey, n.d.).

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 1

Η δομή των δέκα ανθρωπίνων αξιών και των υποκείμενων διαστάσεων σύμφωνα με τη θεωρία του Schwartz



Αναπαράγωγή από: «Bringing Values Back in: the Adequacy of the European Social Survey to Measure Values in 20 Countries» by E. Davidov, P. Schmidt and Sh.H. Schwartz, 2008, *Public Opinion Quarterly*, 72 (3), p. 425, by permission of Oxford University Press.

Η κλίμακα αυτή έχει βασιστεί στο Ερωτηματολόγιο Πορτρέτων Αξιών (Portrait Values Questionnaire) του Schwartz, το οποίο περιλαμβάνει 40 ερωτήσεις-μονάδες αλλά, λόγω περιορισμών στην έκταση του ερωτηματολογίου, η ESS χρησιμοποιεί την παραπάνω σύντομη εκδοχή του ερωτηματολογίου αυτού. Κάθε πορτρέτο περιγράφει τους στόχους, τις φιλοδοξίες ή τις ευχές ενός ατόμου, που δείχνει εμμέσως τη σημασία κάποιας αξίας (Davidov et al., στο ίδιο, σελ. 426). Κάθε αξία αντιπροσωπεύεται από δύο ερωτήσεις-μονάδες με εξαίρεση την αξία της καθολικότητας, η οποία εκφράζεται από τρεις ερωτήσεις-μονάδες. Στο ερωτηματολόγιο δίνονται έξι πιθανές κατηγορίες απόκρισης ως εξής: 1 (μου μοιάζει πάρα πολύ), 2 (μου μοιάζει), 3 (μου μοιάζει κάπως), 4 (μου μοιάζει πολύ λίγο), 5 (δε μου μοιάζει) και 6 (δε μου μοιάζει καθόλου). Η βαθμολογία του εκάστοτε αποκρινόμενου υπολογίζεται με τον μέσο όρο των ερωτήσεων-μονάδων που προσδιορίζουν την κλίμακα ή τις υπό-κλίμακες.

Οι Davidov, Schmidt και Schwartz (ό.π.) έδειξαν ότι η κλίμακα αξιών δεν εμφανίζει αμεταβλητότητα (invariance) ανάμεσα στις 20 χώρες που συμμετείχαν στον πρώτο γύρο (2002) της ESS. Διενεργώντας ξεχωριστές CFAs για κάθε χώρα, πρότειναν ενοποιημένα σύνολα αξιών προκειμένου να λύσουν το πρόβλημα των πινάκων συνδιακύμανσης, οι οποίοι δεν ήταν θετικά ορισμένοι (non-positive definite covariance matrices of the constructs). Όμως, επειδή η πρόταση αυτή για την ενοποίηση των αξιών δημιουργεί ερμηνευτικά ζητήματα κατά την ανάλυση, δεν έχει υιοθετηθεί από τους ερευνητές.

Η παρούσα εργασία είναι μεθοδολογική και έχει σκοπό να προσφέρει έγκυρες και αξιόπιστες μετρήσεις σύνοψης (summary measures), τις οποίες θα μπορούν να χρησιμοποιήσουν οι κοινωνικοί ερευνητές στις μελέτες τους.

2. ΜΕΘΟΔΟΛΟΓΙΑ

Σύμφωνα με τους Tabachnick και Fidell (2007, σελ. 613), ένα μέγεθος δείγματος 300 περιπτώσεων και πάνω θεωρείται επαρκές για την εφαρμογή αναλύσεων παραγόντων. Εφόσον τόσο τα μεγέθη του δείγματος και των ημ-δειγμάτων της Ελλάδας ήταν 2715 και 1357, αντίστοιχα, θεωρήθηκαν επαρκή για τη διεξαγωγή αναλύσεων παραγόντων. Σε κάθε ημ-δείγμα έγινε διερεύνηση (data screening) για ακραίες τιμές (outliers), όπως σε προηγούμενες μας μελέτες (Charalampi, ό.π.: Charalampi et al., ό.π.: Michalopoulou, ό.π.), σύμ-

φωνα με τις εξής μεταβλητές: φύλο (μεταβλητή διχοτόμος), ηλικία (μεταβλητή λόγου) και επίπεδο εκπαίδευσης (μεταβλητή ψευδο-διαστήματος). Περιπτώσεις που εμφανίστηκαν ως ακραίες τιμές στο θηκόγραμμα, αποκλείστηκαν από την ανάλυση (Gaskin, 2016· Brown, 2015· Tabachnick and Fidell, ό.π.). Επίσης, σε κάθε ημι-δείγμα και για κάθε κλίμακα έγινε διερεύνηση για μη δεσμευτικές αποκρίσεις (unengaged responses), δηλαδή για τις αποκρίσεις οι οποίες είχαν τυπική απόκλιση ίση με 0,000. Πρόκειται για περιπτώσεις όπου οι ερωτώμενοι έχουν αποκριθεί το ίδιο σε κάθε ερώτηση-μονάδα και μπορούν να αλλοιώσουν τα αποτελέσματα της ανάλυσης. Παράλληλα, σε κάθε ημι-δείγμα και για κάθε κλίμακα εξετάστηκε το μέγεθος και το σχέδιο (pattern) των ελλειπουσών τιμών (missing values), οι οποίες αντικαταστάθηκαν από τη μέση τιμή ή τη διάμεσο κάθε ερώτησης-μονάδας της κλίμακας. Οι ερωτήσεις-μονάδες της κλίμακας αξιών του Schwartz χρησιμοποιούν έξι κατηγορίες απόκρισης, είναι τύπου Likert και συνεπώς το επίπεδο μέτρησης είναι τακτικό. Ωστόσο, σύμφωνα με τους Bartholomew, Steele, Moustaki και Galbraith (2008, σελ. 244-245), όταν ο αριθμός των κατηγοριών απόκρισης για κάθε ερώτηση-μονάδα είναι τουλάχιστον πέντε, οι κατηγορίες που είναι τακτικές μπορούν να κατανοηθούν ως διαστήματος και να πραγματοποιηθούν στατιστικές αναλύσεις με τη χρήση αυτών των ψευδο-διαστήματος ερωτήσεων-μονάδων.

Για τη διενέργεια EFA στο πρώτο ημι-δείγμα απαιτείται η εξής ακολουθία αποφάσεων (Brown, ό.π.· Cabrera-Nguyen, 2010·Charalampi, ό.π.· Charalampi et al., ό.π.· Michalopoulou, ό.π.· Tabachnick and Fidell, ό.π.· Thompson, ό.π.):

1. Αρχικά διενεργείται ανάλυση των ερωτήσεων-μονάδων (item analysis) ώστε να διερευνηθούν οι ιδιότητες των κατανομών. Για κάθε ερώτηση-μονάδα υπολογίζονται μονομεταβλητά στατιστικά μέτρα και ελέγχονται οι ιδιότητες των κατανομών τους (testing for normality) ώστε να αποφασιστεί η καταλληλότητα των μεθόδων που θα χρησιμοποιηθούν. Το κριτήριο για Corrected item-total correlations $<.30$ χρησιμοποιείται για να αποφασιστεί ποιες από τις ερωτήσεις-μονάδες θα εξαιρεθούν από την ανάλυση.
2. Λαμβάνονται αποφάσεις για τον πίνακα συσχετίσεων (matrix of associations) και για τη μέθοδο εξαγωγής παραγόντων (factor extraction method) που πρόκειται να εφαρμοστούν.

3. Εφαρμόζεται η κατάλληλη μέθοδος περιστροφής των παραγόντων (factor rotation method).
4. Η απόφαση για τον αριθμό των παραγόντων λαμβάνεται σύμφωνα με τους εξής κανόνες και μεθόδους: ιδιοτιμές (eigenvalues) $> 1,0$, scree test, παράλληλη ανάλυση, ικανότητα να προσφέρουν ερμηνεία καθώς και μέθοδος εκτίμησης του υποδείγματος (model estimation).
5. Σε περίπτωση εναλλακτικών υποδειγμάτων, προκειμένου να αποφασιστεί ο αριθμός των παραγόντων, ως αποδεκτή προσρμογή του μοντέλου (model fit) θεωρείται όταν: $\chi^2/df < 3$, standardized root-mean-square residual (SRMR) $< 0,05$, comparative fit index (CFI) και Tucker-Lewis index (TLI) $> 0,90$ και Root-mean-square error approximation (RMSEA) $< 0,08$ με 90% Confidence interval (CI) upper limit $< 0,08$ (Hu and Bentler, 1999, σελ. 27-28· Marsh, Hau and Wen, 2004, σελ. 336-340).
6. Η σημασία κάθε διάστασης βασίζεται στις ερωτήσεις-μονάδες με φορτία $> 0,30$ (Fabrigar et al., 1999, σελ. 288). Ερωτήσεις-μονάδες με φορτία $> 0,30$ σε έναν παράγοντα και $> 0,22$ σε άλλον παράγοντα θεωρήθηκαν ως ερωτήσεις-μονάδες με διασταυρωμένα φορτία («cross-loading», Stevens, 2002, σελ. 393-394). Ερωτήσεις-μονάδες με φορτία $< 0,30$ σε όλους τους παράγοντες εξαιρέθηκαν από την ανάλυση.

Για τη διενέργεια CFA στο δεύτερο ημι-δείγμα απαιτείται η εξής ακολουθία αποφάσεων (Brown, ό.π.· Cabrera-Nguyen, ό.π.· Charalampi, ό.π.· Charalampi et al., ό.π.· Michalopoulou, ό.π.· Tabachnick and Fidell, ό.π.· Thompson, ό.π.):

1. Αρχικά, στην ανάλυση συμπεριλαμβάνονται οι ερωτήσεις-μονάδες που συμπεριλήφθησαν στην EFA.
2. Χρησιμοποιείται ο ίδιος πίνακας συσχετίσεων (matrix of associations) όπως στην EFA.
3. Λαμβάνεται απόφαση για τη μέθοδο εκτίμησης του υποδείγματος (model estimation) και τα διαφορετικά εναλλακτικά μοντέλα που θα ελεγχθούν (rival models).
4. Για την περίπτωση που η EFA διενεργήθηκε με μέθοδο εκτίμησης του υποδείγματος (model estimation), τότε το υπό ανάλυση μοντέλο βασίζεται στα αποτελέσματα της EFA για το πρώτο ημι-δείγμα.

5. Ακολουθεί η απόφαση για την προσαρμογή του μοντέλου (model fit). Αποδεκτή προσαρμογή του μοντέλου θεωρείται όπως προαναφέραμε στα βήματα της EFA.
6. Διεξάγεται αναζήτηση για σφάλματα κατά τον προσδιορισμό των υποδειγμάτων (model misspecifications) και για τροποποιημένους δείκτες (modification indices), που υποδεικνύουν την εισαγωγή συνδιακυμάνσεων στα σφάλματα (error covariances) ώστε να βελτιωθούν τα αποτελέσματα.

Οι υπό-κλίμακες κατασκευάστηκαν με τον υπολογισμό του μέσου όρου των ερωτήσεων-μονάδων ανάλογα με τα φορτία του παράγοντα τον οποίο προσδιορίζουν ώστε να διατηρηθεί το εύρος των τιμών τους σύμφωνα με τις κατηγορίες απόκρισης του ερωτηματολογίου και να διευκολυνθεί η ερμηνεία τους. Με βάση τα αποτελέσματα της CFA για το συνολικό δείγμα, όπως και σε προηγούμενες μας μελέτες (Charalampi, ό.π.: Charalampi et al., ό.π.: Michalopoulou, ό.π.), υπολογίστηκε η μέση διασπορά που έχει εξαχθεί (Average variance extracted, εφεξής AVE) για κάθε υπο-κλίμακα με τον υπολογισμό του τετραγώνου των τυποποιημένων φορτίων των παραγόντων, έτσι ώστε να εκτιμηθεί η συγκλίνουσα εγκυρότητα. Η συγκλίνουσα εγκυρότητα θα θεωρείτο επαρκής αν η AVE ήταν πάνω ή κοντά στο 0,50 (Fornell and Larcker, 1981, σελ. 46). Στη συνέχεια, υπολογίστηκε ο συντελεστής σύνθετης αξιοπιστίας (composite reliability, Raykov, 1997· Colwell, 2016). Αξιόπιστες θεωρήθηκαν οι υπό-κλίμακες με συντελεστή αξιοπιστίας πάνω ή κοντά στο 0,70 (Nunnally and Bernstein, 1994, σελ. 265). Ωστόσο, αν η AVE είναι κάτω από 0,50 αλλά η σύνθετη αξιοπιστία είναι πάνω από 0,60, τότε η συγκλίνουσα εγκυρότητα παραμένει επαρκής. Οι μέσες συσχετίσεις μεταξύ των ερωτήσεων-μονάδων (average inter-item correlations) και μεταξύ των υπο-κλιμάκων μέσα στα συνιστώμενα όρια 0,15-0,5 που συγκεντρώνονται κοντά στη μέση τιμή τους χρησιμοποιήθηκαν ως ένδειξη του κριτηρίου της μια μόνο διάστασης των υπο-κλιμάκων (Clark and Watson, 1995, σελ. 316). Επαρκής απόδειξη για τη διακρίνουσα εγκυρότητα θεωρήθηκε όταν οι υψηλές στο τετράγωνο συσχετίσεις μεταξύ των υπο-κλιμάκων ήταν μικρότερες από τις εκτιμήσεις της AVE.

Για τις αναλύσεις χρησιμοποιήθηκαν τα στατιστικά προγράμματα IBM SPSS Statistics Version 20 και IBM SPSS Amos Version 21.

3. ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ

Η διερεύνηση για μη δεσμευτικές αποκρίσεις (unengaged responses) υπέδειξε μόνο 10 περιπτώσεις με τυπική απόκλιση ίση με 0,000 αλλά αποφασίστηκε να μην αποκλειστούν από την ανάλυση λόγω του αμελητέου αριθμού. Δεν εμφανίστηκαν περιπτώσεις με ακραίες τιμές. Συνεπώς η ανάλυση βασίστηκε σε όλες τις περιπτώσεις.

Αρχικά, διενεργήθηκε ανάλυση των ερωτήσεων-μονάδων (item analysis) ώστε να διερευνηθούν οι ιδιότητες των κατανομών (Πίνακες 1.1 και 1.2). Η πλειονότητα των αποκρίσεων συγκεντρώθηκε στο χαμηλότερο άκρο της κλίμακας. Χαμηλή μέση απόκριση παρατηρήθηκε στις ερωτήσεις-μονάδες που προσδιορίζουν την παγκοσμιότητα (UN3 και UN19), την αίσθηση ασφάλειας (SEC5 και SEC14), τη φιλανθρωπία (BE12 και BE18) και τον αυτοπροσδιορισμό (SD11). Σχετικά υψηλή μέση απόκριση παρατηρήθηκε στις ερωτήσεις-μονάδες που προσδιορίζουν την παρώθηση (ST15), την ισχύ (PO2), τη συμμόρφωση (CO7) και την ηδονή (HE10).

Τα αποτελέσματα της EFA για την κλίμακα αξιών του Schwartz για το πρώτο ημι-δείγμα έδειξαν ότι με βάση το κριτήριο Corrected item-total correlations απορρίφθηκαν από την ανάλυση οι εξής μεταβλητές: TR9, TR20 και CO7. Το μέγεθος των ελλειπουσών τιμών ήταν αμελητέο (1,1-2,1%) για όλες τις ερωτήσεις-μονάδες και σύμφωνα με το τεστ του Little ήταν πιθανότατα missing at random ($p=0.000$).

ΠΙΝΑΚΑΣ 1.1

Κατανομή συχνοτήτων των ερωτήσεων-μονάδων της κλίμακας αξιών του Schwartz:

Ευρωπαϊκή Κοινωνική Έρευνα 2010, Ελλάδα (n = 1357)

Ερώτηση - μονάδα	Η κατανομή συχνοτήτων (%)						
	1	2	3	4	5	6	ΔΓ/ΔΑ
SD1	30,0	36,3	19,3	9,4	3,2	0,5	1,3
SD11	35,4	39,2	15,4	6,5	1,7	0,4	1,4
UN3	56,4	31,1	7,7	2,8	0,7	0,1	1,1
UN8	28,2	42,0	18,6	6,6	2,9	0,3	1,3
UN19	42,2	40,2	10,8	4,6	0,7	0,1	1,5
BE12	36,0	45,8	12,9	3,3	0,7	0,1	1,2
BE18	44,6	43,6	8,3	1,6	0,2	0,2	1,4
TR9	22,2	38,1	22,0	10,5	4,8	1,1	1,3
TR20	36,2	33,4	16,9	8,1	3,4	0,4	1,5
CO7	9,5	25,5	23,9	15,5	16,1	7,3	2,1
CO16	25,1	41,2	19,2	7,8	3,9	1,1	1,7
SEC5	58,8	25,8	9,5	3,2	1,2	0,2	1,3
SEC14	58,8	26,0	8,7	3,2	1,0	0,7	1,5
PO2	7,2	17,5	25,1	21,1	18,9	8,8	1,3
PO17	31,5	36,3	15,4	8,3	4,8	1,7	2,0
AC4	24,2	34,5	19,5	11,3	7,4	1,3	1,7
AC13	17,2	31,2	23,5	14,5	9,8	2,0	1,8
HE10	12,0	26,1	26,5	16,2	12,7	4,8	1,8
HE21	17,2	33,1	24,8	14,4	6,3	2,1	1,9
ST6	18,7	28,7	23,4	16,1	9,6	2,3	1,3
ST15	8,9	17,2	18,3	18,9	23,0	12,2	1,5

Οι κατηγορίες απαντήσεων 1-6 αντιστοιχούν σε: μον μοιάζει πάρα πολύ, μον μοιάζει, μον μοιάζει κάπως, μον μοιάζει πολύ λίγο, δε μον μοιάζει και δε μον μοιάζει καθόλου, αντίστοιχα.

ΠΙΝΑΚΑΣ 1.2

Ανάλυση των ερωτήσεων-μονάδων της κλίμακας αξιών του Schwartz:

Ευρωπαϊκή Κοινωνική Έρευνα 2010, Ελλάδα (n = 1357)

Ερώτηση-μονάδα	Μέση τιμή (ΤΑ)	95% ΔΕ	Λοξ.	Κύρτ.	CC
SD1	2,20 (1,098)	2,14-2,26	0,85	0,29	0,491
SD11	1,99 (0,990)	1,94-2,05	1,06	1,06	0,394
UN3	1,59 (0,821)	1,55-1,64	1,62	3,12	0,331
UN8	2,14 (1,013)	2,08-2,19	0,96	0,82	0,412
UN19	1,81 (0,874)	1,76-1,85	1,20	1,60	0,448
BE12	1,86 (0,828)	1,82-1,90	1,05	1,66	0,399
BE18	1,69 (0,742)	1,65-1,72	1,27	3,13	0,400
TR9	2,40 (1,147)	2,34-2,46	0,81	0,28	0,224
TR20	2,09 (1,107)	2,03-2,15	0,98	0,46	0,266
CO7	3,25 (1,425)	3,18-3,33	0,29	-0,86	0,204
CO16	2,26 (1,103)	2,20-2,32	1,02	0,91	0,351
SEC5	1,61 (0,896)	1,57-1,66	1,68	2,96	0,353
SEC14	1,62 (0,931)	1,57-1,67	1,89	4,22	0,365
PO2	3,53 (1,394)	3,46-3,61	0,04	-0,84	0,348
PO17	2,22 (1,208)	2,15-2,28	1,09	0,74	0,421
AC4	2,46 (1,252)	2,39-2,52	0,76	-0,15	0,484
AC13	2,74 (1,286)	2,68-2,81	0,50	-0,50	0,514
HE10	3,06 (1,356)	2,99-3,13	0,37	-0,63	0,411
HE21	2,66 (1,223)	2,59-2,72	0,60	-0,13	0,434
ST6	2,76 (1,315)	2,69-2,83	0,45	-0,58	0,462
ST15	3,68 (1,512)	3,60-3,76	-0,15	-1,04	0,346

ΤΑ = τυπική απόκλιση, ΔΕ = διάστημα εμπιστοσύνης, Λοξ. = λοξότητα, Κύρτ. = κύρτωση; CC = corrected item-total correlation. Τα τυπικά σφάλματα της λοξότητας και της κύρτωσης ήταν 0,066 και 0,133, αντίστοιχα.

ΠΙΝΑΚΑΣ 2

Τα φορτία ανά παράγοντα σύμφωνα με τα αποτελέσματα της Διερευνητικής Ανάλυσης Παραγόντων (EFA) εφαρμόζοντας principal axis factoring και promax περιστροφή: Ευρωπαϊκή Κοινωνική Έρευνα 2010, Ελλάδα (n = 1357)

Principal axis factor analysis (παράγοντες)				
	Παράγων Ι	Παράγων ΙΙ	Παράγων ΙΙΙ	Unique
Ερώτηση μονάδα	Ευρύτητα αντιλήψεων σε αλλαγές	Αυτο-εξύψωση	Αυτο-υπέρβαση	Variance
SD1	0,587	0,207	-0,019	0,579
SD11	0,380	0,277	0,002	0,742
UN3	0,004	0,599	-0,031	0,647
UN8	0,275	0,448	-0,108	0,706
UN19	0,140	0,587	-0,014	0,611
BE12	0,022	0,602	0,005	0,632
BE18	0,095	0,571	0,017	0,640
CO16	-0,197	0,355	0,393	0,689
SEC5	-0,135	0,572	0,208	0,603
SEC14	-0,102	0,550	0,193	0,635
PO2	0,354	-0,210	0,470	0,584
PO17	-0,020	0,189	0,526	0,652
AC4	0,426	0,050	0,318	0,624
AC13	0,467	0,007	0,349	0,566
HE10	0,564	-0,144	0,251	0,561
HE21	0,661	0,074	-0,080	0,567
ST6	0,751	0,106	-0,147	0,444
ST15	0,738	-0,180	-0,013	0,473
Συσχετίσεις μεταξύ παραγόντων				
Ευρύτητα αντιλήψεων σε αλλαγές	–			
Αυτο-εξύψωση	0,173	–		
Αυτο-υπέρβαση	0,282	0,212	–	

Τα φορτία ανά παράγοντα >.30 παρουσιάζονται σε boldface.

Η EFA που διενεργήθηκε με Principal axis factoring και περιστροφή promax οδήγησε σε λύση τριών παραγόντων, οι οποίοι ονομάστηκαν σύμφωνα με τις ευρύτερες διαστάσεις των αξιών σε: Ευρύτητα αντιλήψεων σε αλλαγές, αυτο-εξύψωση και αυτο-υπέρβαση (Πίνακας 2). Όπως διαπιστώνεται, σχεδόν όλες οι ερωτήσεις-μονάδες παρείχαν ισχυρά φορτία ($\geq 0,45$) σε τουλάχιστον έναν παράγοντα. Ο πρώτος παράγοντας προσδιορίστηκε από οκτώ ερωτήσεις-μονάδες (SD1, SD11, AC4, AC13, HE10, HE21, ST6 και ST15), ο δεύτερος από επτά ερωτήσεις-μονάδες (UN3, UN8, UN19, BE12, BE18, SEC5 και SEC14) και ο τρίτος από τρεις ερωτήσεις-μονάδες (CO16, PO2 και PO17).

ΠΙΝΑΚΑΣ 3

Επιβεβαιωτική Ανάλυση Παραγόντων (CFA) εφαρμόζοντας εκτίμηση μεγίστης πιθανοφανείας (maximum likelihood): Δείκτες καλής προσαρμογής (goodness-of-fit indices) για οκτώ υποδείγματα: Ευρωπαϊκή Κοινωνική Έρευνα 2010, Ελλάδα (n = 1358)

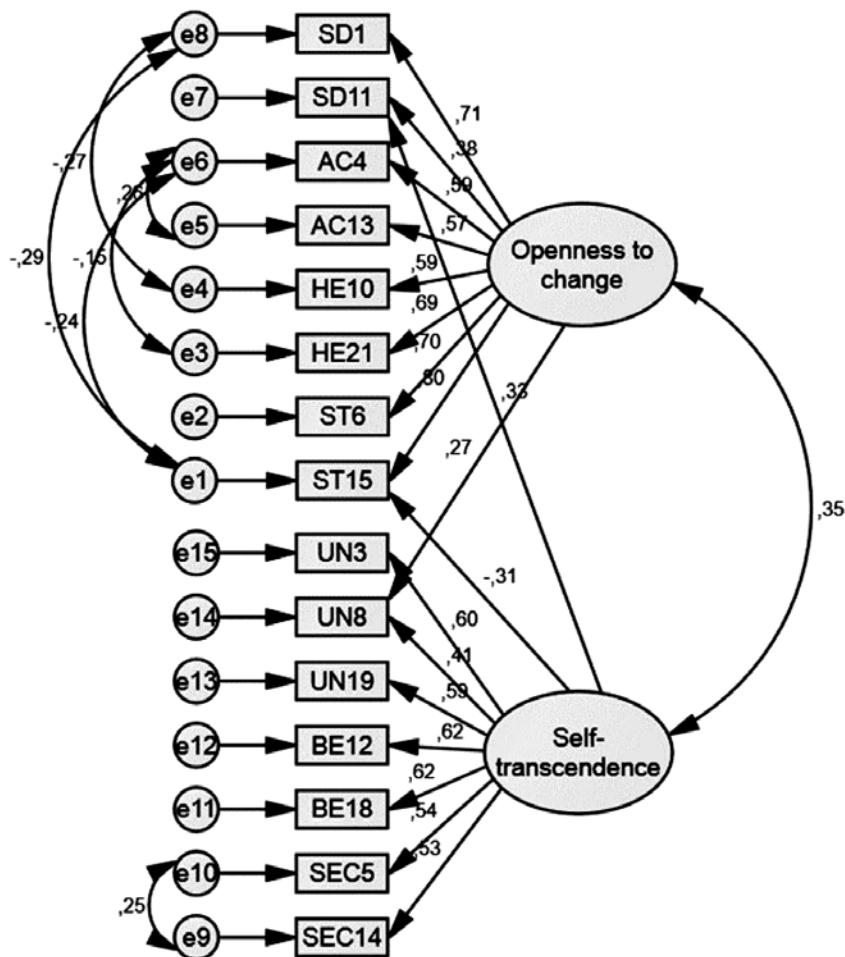
Υπόδειγμα	χ^2/df	SRMR	CFI	TLI	RMSEA (90 % CI)
1	11,54	0,094	0,830	0,771	0,088 (0,084-0,092)
2α	8,66	0,079	0,868	0,834	0,075 (0,071-0,079)
2β	7,09	0,065	0,818	0,819	0,067 (0,063-0,071)
2γ	8,63	0,078	0,895	0,864	0,075 (0,070-0,080)
2δ	5,19	0,046	0,943	0,925	0,056 (0,050-0,061)
3α	12,03	0,100	0,804	0,761	0,090 (0,086-0,094)
3β	7,13	0,064	0,897	0,867	0,067 (0,063-0,072)
4	8,45	0,073	0,835	0,821	0,074 (0,070-0,078)

df= βαθμοί ελευθερίας (degrees of freedom); SRMR = standardized root mean square residual; CFI = comparative fit index; TLI = Tucker-Lewis index; RMSEA = root-mean-square error of approximation; CI = confidence interval.

Εφαρμόστηκε CFA στο δεύτερο ημι-δείγμα και εξετάστηκαν οκτώ διαφορετικά μοντέλα: το υπόδειγμα 1 με έναν πρώτης-τάξης παράγοντα, το υπόδειγμα 2α με δύο πρώτης-τάξης συσχετιζόμενους παράγοντες με 18 μεταβλητές, το υπόδειγμα 2β με δύο πρώτης-τάξης συσχετιζόμενους παράγοντες με 18 μεταβλητές και διασταυρωμένα φορτία, το υπόδειγμα 2γ με δύο πρώτης-τάξης συσχετιζόμενους παράγοντες με 15 μεταβλητές, το υπόδειγμα 2δ με δύο πρώτης-τάξης συσχετιζόμενους παράγοντες με 15 μεταβλητές και διασταυρωμένα

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 2

Η τυποποιημένη λύση για δύο πρώτης-τάξης συσχετιζόμενους παράγοντες (2 first-order correlated factors) με διαστανρωμένα φορτία (υπόδειγμα 2δ, 15 ερωτήσεις-μονάδες) σύμφωνα με τα αποτελέσματα της Επιβεβαιωτικής Ανάλυσης Παραγόντων (CFA) στο δεύτερο ημι-δείγμα της Ελλάδας ($n = 1358$)*



* Οι παρατηρούμενες (observed) και οι υποκείμενες (latent) μεταβλητές αναπαρίστανται σε παραλληλόγραμμα και κύκλους, αντίστοιχα. Ιδία επεξεργασία.

φορτία, το υπόδειγμα 3α με τρεις πρώτης-τάξης συσχετιζόμενους παράγοντες, το υπόδειγμα 3β με τρεις πρώτης-τάξης συσχετιζόμενους παράγοντες και διασταυρωμένα φορτία και το υπόδειγμα 4 με δύο πρώτης-τάξης παράγοντες ενοποιημένων αξιών, όπως προτάθηκαν από τους Davidov et al. (Πίνακας 3). Όπως φαίνεται, το υπόδειγμα 2δ παρουσίασε την καλύτερη προσαρμογή στα δεδομένα (Διάγραμμα 2) παρέχοντας αποδεκτή προσαρμογή: $\chi^2/df = 5,19$, SRMR = 0,046, CFI = 0,943, TLI = 0,925, RMSEA (90% CI) = 0,056 (0,050-0,061).

Στον Πίνακα 4 παρουσιάζονται τα περιγραφικά στατιστικά μέτρα, η σύνθετη αξιοπιστία, η συγκλίνουσα και διακρίνουσα εγκυρότητα και τα μέτρα εσωτερικής συνοχής των δύο υπο-κλιμάκων για το συνολικό δείγμα. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα της CFA για το συνολικό δείγμα (Διάγραμμα 3), οι δύο υπο-κλίμακες αποδείχθηκαν αξιόπιστες με συντελεστές σύνθετης αξιοπιστίας 0,839 και 0,759, αντίστοιχα (πάνω από 0,70). Συνεπώς, η συγκλίνουσα εγκυρότητα θεωρήθηκε επίσης επαρκής. Η υψωμένη στο τετράγωνο συσχέτιση μεταξύ των υπο-κλιμάκων ήταν μικρότερη από τις εκτιμήσεις της AVE, επομένως ήταν επαρκής απόδειξη για διακρίνουσα εγκυρότητα. Παράλληλα, η προσαρμογή του μοντέλου στα δεδομένα (Διάγραμμα 3) θεωρήθηκε επαρκής: $\chi^2/df = 7,79$, SRMR = 0,043, CFI = 0,954, TLI = 0,937, RMSEA (90% CI) = 0,050 (0,046-0,054).

ΠΙΝΑΚΑΣ 4

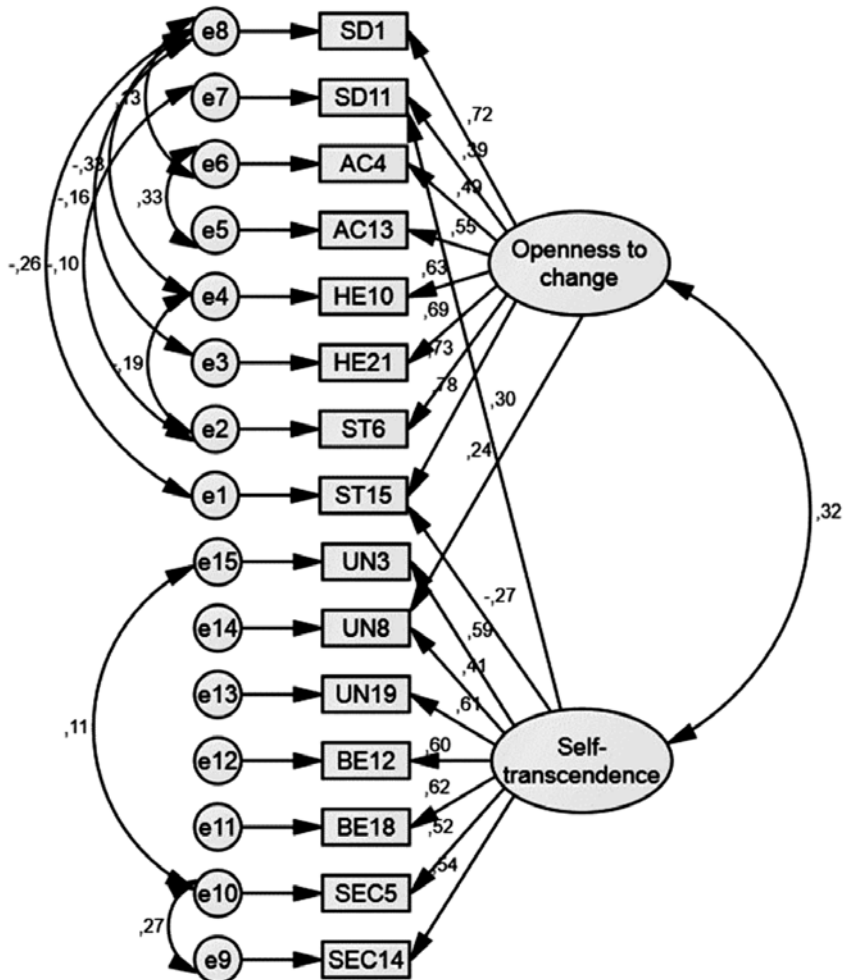
Περιγραφικά στατιστικά μέτρα (descriptive statistics), συγκλίνουσα (convergent) και διακρίνουσα (discriminant) εγκυρότητα, σύνθετη αξιοπιστία (composite reliability) και μέτρα εσωτερικής συνοχής (internal consistencies) των υπό-κλιμάκων: Ευρωπαϊκή Κοινωνική Έρευνα 2010, Ελλάδα (N = 2715)

	Υπό-κλίμακες	
	Ευρύτητα αντιλήψεων σε αλλαγές	Αυτό-εξύψωση
Σύνολο των ερωτήσεων-μονάδων	8	7
Μέση τιμή (τυπικό σφάλμα)	2,70 (0,016)	1,77 (0,011)
95% Διάστημα εμπιστοσύνης	2,67-2,73	1,75-1,79
Τυπική απόκλιση	0,853	0,573
Λοξότητα*	0,402	1,010
Κύρτωση*	-0,114	1,327
Συγκλίνουσα εγκυρότητα	0,403	0,314
Σύνθετη αξιοπιστία	0,839	0,759
Average inter-item correlations	0,375	0,333
Minimum-maximum συσχετίσεις	0,227-0,520	0,209-0,478
Κύμανση των συσχετίσεων	0,293	0,268
Average inter-item correlations μεταξύ των υπό-κλιμάκων		
Ευρύτητα αντιλήψεων σε αλλαγές	–	
Αυτό-εξύψωση	0,238	–
Υψομένες στο τετράγωνο συσχετίσεις μεταξύ των υπό-κλιμάκων		
Ευρύτητα αντιλήψεων σε αλλαγές	–	
Αυτό-εξύψωση	0,057	–

* Τα τυπικά σφάλματα της κύρτωσης και της λοξότητας ήταν 0,047 και 0,094, αντίστοιχα.

ΔΙΑΓΡΑΜΜΑ 3

Η τυποποιημένη λύση για δύο πρώτης-τάξης συσχετιζόμενους παράγοντες (2 first-order correlated factors) με διαστανρωμένα φορτία (υπόδειγμα 2δ, 15 ερωτήσεις-μονάδες) σύμφωνα με τα αποτελέσματα της Επιβεβαιωτικής Ανάλυσης Παραγόντων (CFA) στο συνολικό δείγμα της Ελλάδας (N = 2715)*



*Οι παρατηρούμενες (observed) και οι υποκείμενες (latent) μεταβλητές αναπαρίστανται σε παραλληλόγραμμα και κύκλους, αντίστοιχα. Ιδία επεξεργασία.

4. ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Η θεωρία των κλιμάκων μέτρησης στάσεων χρησιμοποιείται ευρέως στις κοινωνικές έρευνες, στην εκπαιδευτική και ιατρική έρευνα, καθώς και τις έρευνες υγείας. Για να διερευνηθεί η δομή μιας κλίμακας μέτρησης στάσεων καθώς και για να εκτιμηθούν οι ψυχομετρικές της ιδιότητες πριν την εφαρμογή της απαιτείται μια αλληλουχία κανόνων και μεθοδολογικών αποφάσεων. Σύμφωνα με τους Moser και Kalton (1975, σελ. 353) «σε οποιαδήποτε προσέγγιση κλίμακας στάσεων υιοθετεί κανείς παραμένει πάντα το ερώτημα (το οποίο ιδανικά πρέπει να απαντηθεί πριν τοποθετηθεί η κλίμακα σε έρευνα) σε ποιο βαθμό η κλίμακα είναι αξιόπιστη και έγκυρη». Ωστόσο, υπάρχουν ενστάσεις στη βιβλιογραφία σχετικά με περιπτώσεις όπου χρησιμοποιούνται κλίμακες μέτρησης στάσεων έχοντας εκτιμήσει μόνο την αξιοπιστία τους, χωρίς όμως να έχει διερευνηθεί πρώτα η εγκυρότητά τους. Ο υπολογισμός της αξιοπιστίας μιας κλίμακας δεν εξασφαλίζει και την εγκυρότητά της, καθώς ενδέχεται να μετρά κάτι διαφορετικό σε σχέση με αυτό το οποίο σχεδιάστηκε να μετρήσει (Moser and Kalton, ό.π., σελ. 355).

Στην παρούσα μελέτη διερευνήθηκαν οι θεωρητικές δομές καθώς και οι ψυχομετρικές ιδιότητες της κλίμακας ανθρωπίνων αξιών του Schwartz για τον 5^ο γύρο (2010) διεξαγωγής της ESS, για την περίπτωση της Ελλάδας. Πρόκειται για μία κλίμακα η οποία έχει επενδυθεί από μια θεμελιωμένη θεωρία και οι αξίες που έχουν μετρηθεί μέσω αυτής διέπονται από ουσιαστική και προβλέψιμη σχέση των στάσεων, της συμπεριφοράς και των χαρακτηριστικών προσωπικότητας τόσο σε ατομικό όσο και σε διαπολιτισμικό επίπεδο (Schwartz, 1992· European Social Survey, ό.π.).

Για την ανάλυση ακολουθήθηκε ένα μεθοδολογικό πρότυπο ανάλυσης εφαρμόζοντας τις παραδοσιακές προσεγγίσεις της EFA και της CFA διχοτομώντας τυχαία το δείγμα σε δύο ημι-δείγματα. Αρχικά, πραγματοποιήθηκε ανάλυση των ερωτήσεων-μονάδων στο πρώτο ημι-δείγμα, υποδεικνύοντας ότι τρεις από τις ερωτήσεις-μονάδες της κλίμακας (TR9, TR20 και CO7) έπρεπε να εξαιρεθούν από περαιτέρω ανάλυση. Εξετάστηκαν οκτώ υποδείγματα και με βάση τους δείκτες καλής προσαρμογής, η ανάλυση οδήγησε σε δύο υπο-κλίμακες (Ευρύτητα αντιλήψεων σε αλλαγές και Αυτό-εξύψωση) με 15 ερωτήσεις-μονάδες που παρείχαν την καλύτερη προσαρμογή στα δεδομένα. Σε όλες τις περιπτώσεις η προσαρμογή στα δεδομένα βελτιωνόταν με τη χρήση διασταυρωμένων φορτίων.

Η παρούσα μελέτη έχει δυνατά σημεία και κάποιους περιορισμούς. Στα δυνατά της σημεία συγκαταλέγεται η παρουσίαση όλων των σημαντικών μεθοδολογικών αποφάσεων για την εφαρμογή EFA και CFA. Με βάση τις βιβλιογραφικές αναφορές, πριν την εφαρμογή της EFA πραγματοποιήθηκε ανάλυση των ερωτήσεων-μονάδων προκειμένου να εξεταστούν οι κατανομές συχνοτήτων και να αποφασιστεί ποιες ερωτήσεις-μονάδες θα συμπεριληφθούν στην ανάλυση. Παράλληλα, χρησιμοποιήθηκαν οι κατάλληλες μέθοδοι για την εξαγωγή, την επιλογή και την περιστροφή των παραγόντων. Κατά την εφαρμογή της CFA, εφαρμόστηκε η κατάλληλη μέθοδος εκτίμησης του υποδείγματος, χρησιμοποιήθηκαν πολλαπλοί δείκτες καλής προσαρμογής και πραγματοποιήθηκε αναζήτηση για τροποποιημένους δείκτες με σκοπό την εισαγωγή συνδιακυμάνσεων στα σφάλματα ώστε να βελτιωθούν τα αποτελέσματα. Με αυτόν τον τρόπο οδηγούμαστε στην καλύτερη δυνατή προσαρμογή του μοντέλου στα δεδομένα.

Πέρα από τα δυνατά σημεία, όμως, τίθενται και ορισμένοι περιορισμοί. Πρώτον, οι τύπου-Likert ερωτήσεις-μονάδες της κλίμακας με έξι κατηγορίες απόκρισης θεωρήθηκαν ψευδο-διαστήματος και χρησιμοποιήθηκαν οι κατάλληλες μέθοδοι για το συγκεκριμένο επίπεδο μέτρησης. Αν το επίπεδο θεωρηθεί τακτικό, τότε θα πρέπει να εφαρμοστεί polychoric πίνακας συσχέτισης ως ο κατάλληλος πίνακας συσχέτισεων σε πιθανή μελλοντική έρευνα (Brown, ό.π., σελ. 355). Δεύτερον, στην εφαρμογή της CFA εξετάστηκαν μόνο μοντέλα με πρώτης-τάξης συσχετιζόμενους παράγοντες. Σε μελλοντικές αναλύσεις θα μπορούσαν να εξεταστούν και μοντέλα με δεύτερης-τάξης παράγοντες. Τρίτον, εκτός από τη εγκυρότητα κατασκευής της εννοίας, τη συγκλίνουσα και διακρίνουσα εγκυρότητα, καθώς και τη σύνθετη αξιοπιστία, οι οποίες εκτιμήθηκαν στο πλαίσιο της παρούσας ανάλυσης, υπάρχουν κι άλλοι τύποι εγκυρότητας (φαινομενική, περιεχομένου, συντρέχουσα, πρόβλεψης) και αξιοπιστίας (ελέγχου και επανελέγχου, εναλλασσόμενων τύπων, διχοτόμησης).

Πέρα από τους προαναφερόμενους περιορισμούς, τα αποτελέσματα δεν επιβεβαιώνουν το διαστατό της κλίμακας του Schwartz, όπως προτάθηκε στη βιβλιογραφία. Η ανάλυση, όμως, παρέχει δύο αξιόπιστες και έγκυρες υπό-κλίμακες, οι οποίες μπορούν να χρησιμοποιηθούν από τους κοινωνικούς ερευνητές σε περαιτέρω αναλύσεις. Τα αποτελέσματα αυτά υποδεικνύουν την ανάγκη διερεύνησης της θεωρητικής δομής των κλιμάκων μετρήσεως στάσεων και απο-

τίμησης των ψυχομετρικών τους ιδιοτήτων πριν από την εφαρμογή τους. Παράλληλα, η ανάλυση προσφέρει ένα χρήσιμο μεθοδολογικό και ερμηνευτικό εργαλείο στους κοινωνικούς επιστήμονες για μελλοντικές αναλύσεις και επεξεργασίες συναφών ποσοτικών διερευνήσεων και αποτελεσμάτων.

ΕΥΧΑΡΙΣΤΙΕΣ

Θερμές ευχαριστίες στην Δρ Ιωάννα Τσίγκανου, Διευθύντρια Ερευνών στο Εθνικό Κέντρο Κοινωνικών Ερευνών, για τα ενδελεχή της σχόλια που βοήθησαν στη βελτίωση του κειμένου. Επίσης, ευχαριστώ τους δύο ανώνυμους κριτές του περιοδικού για τις ιδιαίτερα χρήσιμες συμβουλές και παρατηρήσεις τους.

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

Ελληνόγλωσση

- Γεώργας, Δ., Χριστακοπούλου, Σ., Μυλωνάς, Κ. και Schwartz, S. (1992). Καθολικές αξίες: Ελληνική πραγματικότητα. *Ψυχολογικά Θέματα*, 5 (1), σελ. 7-25.
- Κοκαλάκης, Γ. και Χρυσάφινου, Ο. (1988). *Λεξικό αγγλο-ελληνικό και ελληνο-αγγλικό στατιστικών όρων με βάση το «Dictionary of statistical terms» των M.G. Kendall and W.R. Buckland.*
- Μιχαλοπούλου, Κ. (2002). *Κλίμακες μετρήσεως στάσεων* (γ' έκδοση). Εκδόσεις Οδυσσέας.
- Μιχαλοπούλου, Κ. (2012). Οι περιπέτειες της απόδοσης των όρων της δειγματοληπτικής θεωρίας και πρακτικής στις κοινωνικές διερευνήσεις και το ανύπαρκτο «στατιστικό σφάλμα»: Ένα σχολιασμένο αγγλοελληνικό γλωσσάριο, *Επιθεώρηση Κοινωνικών Ερευνών*, 137-138 (Α-Β), σελ. 3-49. <https://doi.org/10.12681/grsr.5>
- Παπούλια, Ε. (2000). Η επίδραση της κοινωνικής τάξης στον αλτρουισμό και στις αξίες Ελλήνων εφήβων. *Επιθεώρηση Κοινωνικών Ερευνών*, 103, σελ. 107-129. <https://doi.org/10.12681/grsr.156>

Ξενόγλωσση

- Bartholomew, D. J., Steele, F, Moustaki, I., and Galbraith, J. (2008). *Analysis of multivariate social science data*. Chapman & Hall/CRC.
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2nd edition). The Guilford Press.
- Cabrera-Nguyen, P. (2010). Author guidelines for reporting scale development and validation results. *Journal of the Society for Social Work and Research*, 1 (2), pp. 99-103.
- Cieciuch, J., and Davidov, E. (2012). A comparison of the invariance properties of the PVQ-40 and the PVQ-21 to measure human values across German and Polish samples. *Survey Research Methods*, 6 (1), pp. 37-48.

- Cieciuch, J., Davidov, E., Vecchione, M., Beierlein, C., and Schwartz, S. H. (2014). The cross-national invariance properties of a new scale to measure 19 basic human values: A test across eight countries. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 45 (5), pp. 764-776. <https://doi.org/10.1177/0022022114527348>
- Charalampi, A. (2018). *The importance of items' level of measurement in investigating the structure and assessing the psychometric properties of multidimensional constructs* (Doctoral dissertation). Retrieved from the National Archive of PhD Theses, National Documentation Centre (ND 44012).
- Charalampi, A., Michalopoulou, C., and Richardson, C. (2016). Investigating the structure of Schwartz's human values scale. In J.R. Bozeman, T. Oliveira and C.H. Skiadas (Eds.), *Stochastic and Data Analysis, Methods and Applications in Statistics and Demography* (pp. 589-609). ISAST: International Society for the Advancement of Science and Technology.
- Charalampi, A., Michalopoulou, C., and Richardson, C. (2019). Determining the structure and assessing the psychometric properties of multidimensional scales constructed from ordinal and pseudo-interval items. *Communications in Statistics: Case Studies Data Analysis and Applications*, 5 (1), pp. 26-38. <https://doi.org/10.1080/23737484.2019.1579683>
- Charalampi, A., Michalopoulou, C., and Richardson, C. (2020). Validation of the 2012 European Social Survey Measurement of Wellbeing in Seventeen European Countries. *Applied Research in Quality of Life*, 15 (1), pp. 73-105. <https://doi.org/10.1007/s11482-018-9666-4>
- Clark, L. A., and Watson, D. (1995). Constructing validity: Basic issues in objective scale development. *Psychological Assessment*, 7 (3), pp. 309-319. <https://doi.org/10.1037/14805-012>
- Colwell, S. R. (2016). The composite reliability calculator. *Technical Report*, pp. 1-2. <https://doi.org/10.13140/RG.2.1.4298.088>
- Datler, G., Jagodzinski, W., and Schmidt, P. (2013). Two theories on the test bench: Internal and external validity of the theories of Ronald Inglehart and Shalom Schwartz. *Social Science Research*, 42, pp. 906-925. <https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2012.12.009>
- Davidov, E., Schmidt, P., and Schwartz, S. H. (2008). Bringing values back in the adequacy of the European Social Survey to measure values in 20 countries. *Public Opinion Quarterly*, 72 (3), pp. 420-445.
- European Social Survey (n.d.). Core Questionnaire. http://www.europeansocialsurvey.org/docs/methodology/core_ess_questionnaire/ESS_core_questionnaire_human_values.pdf
- ESS Round 5: European Social Survey Round 5 Data (2010). Data file edition 3.4. NSD - Norwegian Centre for Research Data, Norway – Data Archive and distributor of ESS data for ESS ERIC. <https://doi.org/10.21338/NSD-ESS5-2010>
- Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., and Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods*, 4 (3), pp. 272-299.
- Fornell, C., and Larcker, D. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18 (1), pp. 39-50. https://doi.org/10.1007/978-1-4419-8746-4_12
- Gaskin, J. (2016). Data screening. In Gaskination's StatWiki, 2016. http://statwiki.kolobkreations.com/index.php?title=Data_screening (accessed 30 June 2016).
- Guttman, L. (1944). A basis for scaling quantitative data. *American Sociological Review*, 9 (2), pp. 139-150.
- Hopman, M., Winter, M., and Koops, W. (2014). Analyzing the hidden curriculum: A method for the analysis of the values in youth care interventions. *Methodology*, 10 (1), pp. 12-20. <https://doi.org/10.1027/1614-2241/a000063>

- Hu, L., and Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6 (1), pp. 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- International Statistical Institute (2011). *ISI multilingual glossary of statistical terms*. <https://www.isi-web.org/publications/glossary-of-statistical-terms>
- Knoppen, D., and Saris, W. (2009). Do we have to combine values in the Schwartz' human values scale? A comment on the Davidov studies. *Survey Research Methods*, 3 (2), pp. 91-103.
- Lazarsfeld, P. F. (1977). Notes on the history of quantification in sociology – Trends, sources and problems. In M. G. Kendall and R. L. Plackett (Eds.), *Studies in the history of statistics and probability*, Vol. 2 (pp. 213-269). Griffin.
- Likert, R. (1932). A technique for the measurement of attitudes. *Archives of Psychology*, 140, pp. 5-55.
- Marsh, H. W., Hau, K.-T., and Wen, Z. (2004). In search of golden rules: Comment on hypothesis-testing approaches to setting cutoff values for fit indexes and dangers in overgeneralizing Hu and Bentler's (1999) findings. *Structural Equation Modeling*, 11 (3), pp. 320-341. <https://doi.org/10.1207/s15328007sem1103>
- Moser, C., and Kalton, G. (1975). *Survey methods in social investigation*. Heinemann Educational Books.
- Michalopoulou, C. (2017). Likert scales require validation before application - Another cautionary tale. *Bulletin de Méthodologie Sociologique*, 134 (1), pp. 5-23.
- Nunnally, J. C., and Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory*. McGraw-Hill.
- Raykov, T. (1997). Estimation of composite reliability for congeneric measures. *Applied Psychological Measurement*, 21 (2), pp. 173-184.
- Sagin, L., and Schwartz, S. H. (2000). Value priorities and subjective well-being: Direct relations and congruity effects. *European Journal of Social Psychology*, 30, pp. 177-198.
- Schwartz, S. H. (1992). Universals in the content and structure of values: Theory and empirical tests in 20 countries. In M. Zanna (Ed.), *Advances in experimental social psychology*, Vol. 25 (pp. 1-65). Academic Press.
- Schwartz, S. H. (2011). Studying values: Personal adventure, future directions. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 42, pp. 307-319. <https://doi.org/10.1177/0022022110396925>
- Schwartz, S. H., and Bilsky, K. (1987). Toward a universal psychological structure of human values. *Journal of Personality and Social Psychology*, 53 (3), pp. 550-562.
- Schwartz, S. H., and Boehnke, K. (2004). Evaluating the structure of human values with confirmatory factor analysis. *Journal of Research in Personality*, 38, pp. 230-255. [https://doi.org/10.1016/S0092-6566\(03\)00069-2](https://doi.org/10.1016/S0092-6566(03)00069-2)
- Schwartz, S. H., and Butenko, T. (2014). Values and behavior: Validating the refined value theory in Russia. *European Journal of Social Psychology*, 44 (7), pp. 799-813. <https://doi.org/10.1002/ejsp.2053>
- Stevens, J. P. (2002). *Applied Multivariate Statistics for the Social Sciences*. Lawrence Erlbaum Associates.
- Tabachnick, B. G., and Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics*. Pearson Allyn & Bacon.
- Thompson, B. (2005). *Exploratory and confirmatory factor analysis: Understanding concepts and applications* (2nd printing). American Psychological Association.
- Thurstone, L. L. (1928). Attitudes can be measured. *American Journal of Sociology*, 33 (4), pp. 529-554.
- Thurstone, L. L. (1929). Theory of attitude measurement. *Psychological Review*, 36 (3), pp. 222-241.