



ΚΙΝΗΣΙΟΛΟΓΙΑ

ανθρωπιστική κατεύθυνση

**ΕΞΕΤΑΣΗ ΕΓΚΥΡΟΤΗΤΑΣ ΚΑΙ
ΑΞΙΟΠΙΣΤΙΑΣ ΤΟΥ
ΕΡΩΤΗΜΑΤΟΛΟΓΙΟΥ
ΕΞΟΥΘΕΝΩΣΗΣ ΠΡΟΠΟΝΗΤΩΝ
ΣΤΟΝ ΕΛΛΗΝΙΚΟ ΠΛΗΘΥΣΜΟ.**

**Καλτσονούδη Καλλιόπη,
Καρτερολιώτης Κωνσταντίνος,
Αποστολίδης Νικόλαος**

Η βιβλιογραφική αναφορά του άρθρου αυτού είναι:

Καλτσονούδη, Κ., Καρτερολιώτης, Κ., & Αποστολίδης, Ν. (2022).
Εξέταση Εγκυρότητας και Αξιοπιστίας του Ερωτηματολογίου
Εξουθένωσης Προπονητών στον Ελληνικό Πληθυσμό.
Κινησιολογία: Ανθρωπιστική Κατεύθυνση, 9(1), 81-98.

EVIDENCE OF THE VALIDITY AND RELIABILITY OF THE COACH BURNOUT QUESTIONNAIRE IN THE GREEK POPULATION

Kaltsonoudi Kalliope¹, Karteroliotis Konstantinos¹, Apostolidis Nikolaos¹

1. School of Physical Education and Sport Science, National and Kapodistrian University of Athens

Abstract

Coach burnout experiences are popular research topics in the field of sports psychology. However, measuring coach burnout has been debated among various researchers. The aim of this study was to examine the validity and reliability of the Greek version of the Coach Burnout Questionnaire (GrCBQ). In order to examine GrCBQ psychometric properties, 268 team sports coaches completed an online self-report questionnaire. With the use of the robust estimator of maximum likelihood mean adjusted chi square test statistic, the GrCBQ three-factor model (mental / physical exhaustion, sport devaluation, and reduced personal accomplishment) exhibited excellent fit to the sample data. The statistical conclusion validity of the factor solution was assessed through the evaluation of the convergent and discriminant validity of the GrCBQ based on parameters estimates of the measurement model. The reliability of the GrCBQ was excellent. Common method variance did not seem to be a concern to the data. GrCBQ has been found to be a valid and reliable tool for measuring coach burnout and its use in research practice can be justified.

KEY WORDS: psychometric properties, translation, confirmatory factor analysis, convergent and discriminant validity

ΕΞΕΤΑΣΗ ΕΓΚΥΡΟΤΗΤΑΣ ΚΑΙ ΑΞΙΟΠΙΣΤΙΑΣ ΤΟΥ ΕΡΩΤΗΜΑΤΟΛΟΓΙΟΥ ΕΞΟΥΘΕΝΩΣΗΣ ΠΡΟΠΟΝΗΤΩΝ ΣΤΟΝ ΕΛΛΗΝΙΚΟ ΠΛΗΘΥΣΜΟ

Καλτσονούδη Καλλιόπη¹, Καρτερολιώτης Κωνσταντίνος¹, Αποστολίδης Νικόλαος¹

1. Σχολή Επιστήμης Φυσικής Αγωγής & Αθλητισμού, Εθνικό & Καποδιστριακό Πανεπιστήμιο Αθηνών

Περίληψη

Οι εμπειρίες εξουθένωσης που βιώνουν οι προπονητές αποτελούν δημοφιλή θέματα έρευνας στον χώρο της αθλητικής ψυχολογίας. Ωστόσο, ο τρόπος μέτρησης της εξουθένωσης των προπονητών έχει αποτελέσει αντικείμενο συζήτησης για πολλούς ερευνητές. Σκοπός της παρούσας μελέτης είναι η εξέταση της εγκυρότητας και της αξιοπιστίας του μεταφρασμένου στην ελληνική γλώσσα Ερωτηματολογίου Εξουθένωσης Προπονητών (Coach Burnout Questionnaire - GrCBQ). Για την εξέταση των ψυχομετρικών χαρακτηριστικών του GrCBQ, 268 προπονητές ομαδικών αθλημάτων συμπλήρωσαν ένα ηλεκτρονικό ερωτηματολόγιο αυτοαναφοράς. Με τη βοήθεια της ισχυρής εκτιμήτριας μεγίστης πιθανοφάνειας, το μοντέλο των τριών παραγόντων του GrCBQ (ψυχική / σωματική εξάντληση, απαξίωση του αθλήματος και μειωμένη προσωπική επίτευξη) παρουσίασε εξαιρετική προσαρμογή στα δεδομένα του δείγματος. Η εκτίμηση της στατιστικής εγκυρότητας της παραγοντικής λύσης έγινε μέσω της αξιολόγησης της συγκλίνουσας και διακριτικής εγκυρότητας του GrCBQ βασισμένης στην εκτίμηση των παραμέτρων του μοντέλου μέτρησης. Η αξιοπιστία του GrCBQ κρίθηκε εξαιρετική. Η διακύμανση κοινής μεθόδου δεν αποτέλεσε πρόβλημα για τα δεδομένα του δείγματος. Το GrCBQ βρέθηκε να είναι ένα έγκυρο και αξιόπιστο εργαλείο μέτρησης της εξουθένωσης των προπονητών και η χρήση του στην ερευνητική πρακτική μπορεί να δικαιολογηθεί.

ΛΕΞΕΙΣ ΚΛΕΙΔΙΑ: ψυχομετρικά χαρακτηριστικά, μετάφραση, επιβεβαιωτική ανάλυση παραγόντων, συγκλίνουσα και διακριτική εγκυρότητα

Εισαγωγή

Ο όρος της επαγγελματικής εξουθένωσης χρησιμοποιείται για να περιγράψει την εξασθένηση της ψυχοσωματικής κατάστασης και τη μείωση της εργασιακής απόδοσης των εργαζομένων. Η εξουθένωση των εργαζομένων ορίζεται ως «ένα διαρκές βιωματικό σύνδρομο» με τρία κεντρικά χαρακτηριστικά: (α) τη συναισθηματική εξουθένωση, ως αίσθημα συντριβής και συναισθηματικής εξάντλησης από την εργασία, (β) την αποπροσωποποίηση, ως μια κυνική στάση προς (ή απόσυρση από) τις προσωπικές σχέσεις στην εργασία και (γ) τη μειωμένη προσωπική επίτευξη, ως αντιλαμβανόμενη έλλειψη ικανότητας, χαμηλή αυτοεκτίμηση και επαγγελματική ανεπάρκεια (Maslach & Jackson, 1986). Αν και αρχικά, ο όρος της εξουθένωσης τεκμηριώθηκε σε εργασιακά πεδία ανθρώπινης φροντίδας, αργότερα, διαπιστώθηκε ότι η εξουθένωση μπορεί να παρατηρηθεί και σε άλλα εργασιακά περιβάλλοντα, τα οποία βασίζονται στις διαπροσωπικές σχέσεις (Freudenberger, 1974, 1975; Maslach, 1976; Schutte, Torppinen, Kalimo, & Schaufeli, 2000). Αυτές οι ανθρώπινες σχέσεις αποτελούν αναπόσπαστο στοιχείο της αθλητικής προπονητικής, η οποία, συνολικά, έχει περιγραφεί ως μια δυναμικά έντονα κυριαρχική, απαιτητική και κουραστική εμπειρία (Raedeke, 2004; Vealey, Udry, Zimmerman, & Soliday, 1992). Η καθημερινή ενασχόληση με αθλητές σε συνδυασμό με την πίεση για υψηλή αθλητική απόδοση, τις ανησυχίες για τον προϋπολογισμό της ομάδας και τις διαπροσωπικές σχέσεις με τους συναδέλφους και τη διοίκηση της ομάδας αποτελούν μερικά παραδείγματα πιθανής εργασιακής πίεσης. Ενώ μερικοί προπονητές διαχειρίζονται τους στρεσογόνους παράγοντες ικανοποιητικά, άλλοι ενδέχεται να εκδηλώσουν προβληματικά τη συσσωρευμένη πίεση. Η διαρκής έκθεση σε εμπειρίες έντονων καταστάσεων εργασιακού άγχους ενδέχεται να δημιουργήσει προβλήματα εργασιακής εξουθένωσης και να οδηγήσει ορισμένους προπονητές στην πρόωρη εγκατάλειψη της ομάδας ή/και του προπονητικού επαγγέλματος (Raedeke, 2004). Σύμφωνα με τους Malinauskas, Malinauskiene και Dumciene (2010), η εξουθένωση των προπονητών περιγράφει μία χρόνια κατάσταση, η οποία αναπτύσσεται όταν ο προπονητής εργάζεται πολύ σκληρά για μεγάλο χρονικό διάστημα σε συνθήκες πίεσης και προσδιορίζεται σε τρία επίπεδα: στη σωματική και ψυχική εξάντληση, την απαξίωση του αθλήματος και τη μειωμένη προσωπική επίτευξη. Μέχρι πρόσφατα, η εξουθένωση των προπονητών δεν είχε λάβει τη δέουσα προσοχή, καθώς είχε επισκιαστεί από την εξέταση της εξουθένωσης των αθλητών (Goodger, Gorely, Lavalley, & Harwood, 2007; Kelley & Baghurst, 2009; Olusoga, Bentzen, & Kenttä, 2019). Ωστόσο, τα τελευταία χρόνια έχει αποκτήσει σημαντική ερευνητική δυναμική και οι εμπειρίες άγχους και εξουθένωσης των προπονητών έχουν αποτελέσει δημοφιλή θέματα στην έρευνα της αθλητικής ψυχολογίας (π.χ., Bentzen, Lemyre, & Kenttä, 2014, 2016; Hudson, Davison, & Robinson, 2013; Kellmann, Altfeld, & Mallett, 2015; Knight, Reade, Selzler, & Rodgers, 2013; Olusoga, Butt, Maynard, & Hays, 2010; Olusoga & Kenttä, 2017). Παρόλα αυτά, παρατηρείται σε κάποιο βαθμό ασυμφωνία μεταξύ των ερευνητών σχετικά με την καταλληλότητα των χρησιμοποιούμενων κλιμάκων μέτρησης της εξουθένωσης των προπονητών (Kelley & Baghurst, 2009; Lundkvist, Stenling, Gustafsson, & Hassmén, 2014; Olusoga et al., 2019). Πράγματι, από την ανασκόπηση σχετικών ερευνών αναφορικά με τον τρόπο μέτρησης της εξουθένωσης των προπονητών, σε άρθρα δημοσιευμένα μέχρι τον Μάιο του 2021, διαπιστώθηκε η χρήση έξι διαφορετικών εργαλείων μέτρησης της εξουθένωσης (Πίνακας 1). Την πρώτη θέση στις προτιμήσεις των ερευνητών κατείχε το Ερωτηματολόγιο Εξουθένωσης της Maslach (Maslach Burnout Inventory, MBI) (Maslach & Jackson, 1981, 1986; Schaufeli, Leiter, Maslach, & Jackson, 1996), ενώ στη δεύτερη θέση βρισκόταν το Ερωτηματολόγιο Εξουθένωσης Προπονητών (Coach Burnout Questionnaire - CBQ) (Malinauskas et al., 2010).

Πίνακας 1: Χρησιμοποιούμενες κλίμακες μέτρησης της εξουθένωσης των προπονητών και συχνότητα εμφάνισής τους σε 64 δημοσιευμένα άρθρα μέχρι τον Μάιο του 2021

Κλίμακες Εξουθένωσης	Δημιουργοί	f (%)
Maslach Burnout Inventory, MBI	Maslach & Jackson (1981, 1986)	50 (78,12)
Coach Burnout Questionnaire, CBQ	Malinauskas et al. (2010)	10 (15,62)
Copenhagen Burnout Inventory, CBI	Kristensen, Borritz, Villadsen, & Christensen (2005)	1 (1,56)
Oldenburg Burnout Inventory, OLBI	Demerouti, Bakker, Vardakou, & Kantas (2003)	1 (1,56)
Job Burnout Scale	Yin & Xue (2009)	1 (1,56)
Coaching Issues Survey	Kelley & Baghurst (2009)	1 (1,56)

Οι Lundkvist και συνεργάτες (2014) προβληματίστηκαν σχετικά με τη χρήση των διαφόρων εργαλείων μέτρησης της εξουθένωσης και σε έρευνα που διεξήγαγαν μεταξύ 277 Σουηδών προπονητών σύγκριναν τρία διαφορετικά εργαλεία: το MBI, το Ερωτηματολόγιο Εξουθένωσης του Όλντενμπουργκ (Oldenburg Burnout Inventory, OLBI) και το CBQ. Κατέληξαν υπέρ του CBQ και υποστήριξαν την αναγκαιότητα ύπαρξης ενός εργαλείου κατασκευασμένου αποκλειστικά για χρήση σε προπονητικά περιβάλλοντα. Τόνισαν ότι η έννοια της εξουθένωσης είναι άρρηκτα συνδεδεμένη με το συγκεκριμένο εργασιακό πλαίσιο στο οποίο εξετάζεται και ότι η γενικευμένη χρήση των διαφόρων εκδόσεων του MBI σε εργασιακά περιβάλλοντα διαφορετικά από αυτά που προορίζονταν κατά την κατασκευή τους (όπως ήταν τα επαγγέλματα υγείας ή τα εκπαιδευτικά πλαίσια) ενδεχομένως να ευθύνεται για την εμφάνιση της ασταθούς παραγοντικής δομής του MBI μεταξύ των διαφόρων ερευνών (Lundkvist et al., 2014). Από την άλλη, οι Altfeld και Kellmann (2014, όπως αναφ. στους Schaffran, Altfeld, & Kellmann, 2016) διεξήγαγαν έρευνα μεταξύ 123 Γερμανών προπονητών με σκοπό να συγκρίνουν το MBI με το CBQ, ώστε να διαπιστώσουν την ικανότητα των δύο εργαλείων να ανιχνεύουν την εξουθένωση των προπονητών με τον καλύτερο δυνατό τρόπο. Κατέληξαν υπέρ του MBI λόγω των ανώτερων δεικτών εγκυρότητας εννοιολογικής κατασκευής και συχνότερης χρήσης στη διεθνή ερευνητική πρακτική. Στο πλαίσιο της παραπάνω συζήτησης και με δεδομένη την αναγκαιότητα ύπαρξης διαθέσιμων κλιμάκων μέτρησης για ερευνητική χρήση, ο σκοπός της παρούσας έρευνας ήταν η μετάφραση και προσαρμογή στην ελληνική γλώσσα, καθώς και ο έλεγχος της εγκυρότητας και της αξιοπιστίας του Ερωτηματολογίου Εξουθένωσης Προπονητών (Coach Burnout Questionnaire - CBQ) (Malinauskas et al., 2010).

Μέθοδος

Μετάφραση, Εγκυρότητα Περιεχομένου και Γλωσσική Εγκυρότητα

Η μετάφραση των ερωτημάτων (items) του υπό εξέταση ερωτηματολογίου βασίστηκε στην τεχνική της μετάφρασης - πίσω μετάφρασης (translation - back translation), καθώς και στις μεταφραστικές οδηγίες που προτείνονται από τους Πεζηρκιανίδη, Καρακασίδου, Δημητριάδου και Σταλικά (2017), ως ακολούθως: (α) ανεξάρτητη απλή μετάφραση από τα αγγλικά στα ελληνικά από δύο δίγλωσσους μεταφραστές με άριστη γνώση της αγγλικής γλώσσας (forward translation), (β) επιβεβαίωση της απλής μετάφρασης μέσω επιτροπής, (γ) ανεξάρτητη αντίστροφη μετάφραση πίσω στα αγγλικά από δύο άλλους δίγλωσσους μεταφραστές (back translation), (δ) επιβεβαίωση της αντίστροφης μετάφρασης μέσω επιτροπής, (ε) τελική επιβεβαίωση από την ερευνήτρια. Οι ερωτήσεις της πρωτότυπης κλίμακας του CBQ σε σχέση με τις ερωτήσεις της κλίμακας, όπως αυτή αποδόθηκε από την πίσω μετάφραση από τα

ελληνικά στα αγγλικά, παρουσίασαν μικρές διαφοροποιήσεις, οι οποίες, όμως, δεν ήταν εννοιολογικά σημαντικές. Για τον λόγο αυτό διατηρήθηκε η απόδοση των ερωτήσεων στα ελληνικά, όπως αυτή αποφασίστηκε στο βήμα (β). Η αξιολόγηση της εγκυρότητας περιεχομένου της ελληνικής έκδοσης του Ερωτηματολογίου Εξουθένωσης Προπονητών (Greek Coach Burnout Questionnaire - GrCBQ) έγινε από δέκα προπονητές, οι οποίοι σχολίασαν τη σαφήνεια της διατύπωσης, τις δυσκολίες κατά την ολοκλήρωση, τη διάταξη και το στυλ του υπό εξέταση εργαλείου. Επίσης, αξιολόγησαν το κάθε ερώτημα αναφορικά με την ποιότητα, τη σαφήνεια και τη χρησιμότητά του σε μια 9-βάθμια κλίμακα (όπου 1 = εξαιρετικά κακό ερώτημα και 9 = εξαιρετικά καλό ερώτημα). Το τελευταίο βήμα της προσαρμογής του ερωτηματολογίου στα ελληνικά δεδομένα αφορούσε στη διασφάλιση της γλωσσικής εγκυρότητας. Για τον σκοπό αυτό, διεξήχθη έρευνα μικρού εύρους με στόχο τη διερεύνηση της σχέσης μεταξύ της αγγλικής και ελληνικής εκδοχής του CBQ και την εξέταση του τρόπου με τον οποίο οι συμμετέχοντες προπονητές απαντούν στα ερωτήματά του. Η ελληνική μορφή του μεταφρασμένου εργαλείου, μετά από τις απαραίτητες διορθώσεις, χορηγήθηκε σε ένα δείγμα ευκολίας 15 προπονητών ελληνικής υπηκοότητας, διαφορετικού φύλου (11 άνδρες και 4 γυναίκες), ηλικιακής ομάδας ($M = 46$, $SD = 7,2$ έτη) και μορφωτικού επιπέδου, οι οποίοι χαρακτηρίζονταν από καλή γνώση της αγγλικής γλώσσας. Μετά από δύο εβδομάδες, οι ίδιοι συμμετέχοντες συμπλήρωσαν το ίδιο ερωτηματολόγιο στην αρχική αγγλική μορφή του. Οι απαντήσεις τους αναλύθηκαν ανά ερώτημα με τη χρήση του SPSS_24. Η κατά ζεύγη συσχέτιση των ερωτημάτων έγινε με τον δείκτη συσχέτισης Spearman's rho (r_s). Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι οι συσχετίσεις μεταξύ των δύο εκδοχών (αρχική αγγλική και ελληνική) ήταν υψηλές και θετικές ($0,541 \leq r_s \leq 0,963$) και στατιστικώς σημαντικές ($p \leq 0,038$) για όλα τα ερωτήματα.

Μέγεθος δείγματος και δειγματοληπτική μέθοδος

Ο υπολογισμός του απαιτούμενου μεγέθους δείγματος βασίστηκε στην αξιολόγηση διαφόρων κανόνων. Οι Bentler και Chou (1987) για την εύρεση του ελάχιστου μεγέθους δείγματος πρότειναν τη χρήση του κανόνα της 10:1 αναλογίας των συμμετεχόντων για κάθε δείκτη (indicator, item) ενός υποθετικού μοντέλου. Ένας άλλος κανόνας περιγράφει ως ελάχιστο μέγεθος δείγματος την 5:1 (ή 10:1) αναλογία των συμμετεχόντων για κάθε ελεύθερα εκτιμώμενη παράμετρο (Kyriazos, 2018). Επίσης, οι Muthén και Muthén (2002), μέσω Monte Carlo προσομοιώσεων, κατέληξαν στο συμπέρασμα ότι για την επίτευξη στατιστικής ισχύς $\beta = 0,81$ σε ένα μοντέλο επιβεβαιωτικής ανάλυσης παραγόντων (ΕΑΠ) με τρεις παράγοντες, πέντε συνεχείς δείκτες ανά παράγοντα, μη κανονικές κατανομές και χωρίς ελλείπουσες τιμές, το ελάχιστο δείγμα πρέπει να ισούται με 265 συμμετέχοντες (Kyriazos, 2018). Το CBQ, όπως θα φανεί παρακάτω, δομείται από τρεις παράγοντες με πέντε ερωτήσεις ανά παράγοντα.

Μετά τον υπολογισμό του μεγέθους του δείγματος, ακολουθήθηκε μια δειγματοληπτική προσέγγιση ευκολίας με τη χρήση ηλεκτρονικού ερωτηματολογίου αυτοαναφοράς (Google Forms) και τον διαμοιρασμό του μέσω ηλεκτρονικού ταχυδρομείου και εφαρμογών κοινωνικής δικτύωσης, μεταξύ Νοεμβρίου 2020 και Ιανουαρίου 2021. Κατά τον σχεδιασμό του ερωτηματολογίου και για τον έλεγχο της διακύμανσης κοινής μεθόδου (ΔΚΜ), εφαρμόστηκαν οι μεθοδολογικές οδηγίες των Podsakoff, MacKenzie, Lee και Podsakoff (2003), οι οποίες περιλάμβαναν την προστασία της ανωνυμίας των συμμετεχόντων προπονητών και τη μείωση της ανησυχίας για αξιολόγηση των απαντήσεων, τη χρήση αντίστροφα φορτισμένων ερωτήσεων και τη μείωση των γνωστικών απαιτήσεων των συμμετεχόντων με τη χρήση σύντομων και ξεκάθαρων ερωτήσεων. Συνολικά, 268 προπονητές ομαδικών αθλημάτων συμπλήρωσαν το ερωτηματολόγιο και αποτέλεσαν το δείγμα της έρευνας.

Ελληνική έκδοση του Ερωτηματολογίου Εξουθένωσης Προπονητών (GrCBQ)

Για τη μέτρηση της εξουθένωσης των προπονητών χρησιμοποιήθηκε η ελληνική έκδοση του Ερωτηματολογίου Εξουθένωσης Προπονητών (GrCBQ). Το πρωτότυπο εργαλείο βασίστηκε

αρχικά στο Ερωτηματολόγιο Εξουθένωσης Αθλητών (Athlete Burnout Questionnaire - ABQ), το οποίο αναπτύχθηκε για να χρησιμοποιηθεί αποκλειστικά σε αθλητικά περιβάλλοντα (Raedeke & Smith, 2001). Στη συνέχεια, αναδιατυπώθηκε για να ταιριάζει σε ένα προπονητικό πλαίσιο και μετονομάστηκε σε «Ερωτηματολόγιο Εξουθένωσης Προπονητών» (CBQ) (Malinauskas et al., 2010). Με εστίαση στον αθλητισμό, το CBQ αναπτύχθηκε βασισμένο στις τρεις διαστάσεις της εξουθένωσης του MBI (Maslach & Jackson, 1986). Η πρώτη διάσταση του CBQ αναφέρεται στην ψυχική και σωματική εξάντληση. Η απαξίωση του αθλήματος είναι η δεύτερη διάσταση και μετράει τον βαθμό στον οποίο ο προπονητής σταματά να ενδιαφέρεται για το άθλημα και την εργασιακή του απόδοση. Η τρίτη διάσταση μετρά τη μειωμένη αίσθηση της επίτευξης, καλύπτοντας τα συναισθήματα των μειωμένων προπονητικών δεξιοτήτων (Malinauskas et al., 2010; Raedeke, 1997; Raedeke & Smith, 2001). Η κάθε διάσταση αποτελείται από πέντε ερωτήματα, τα οποία μετριοούνται σε 5-βάθμια κλίμακα συχνότητας εμφάνισης κάποιων συναισθημάτων ή στάσεων αναφορικά με την προπονητική εργασία (όπου 1 = σχεδόν ποτέ, 2 = σπάνια, 3 = μερικές φορές, 4 = συχνά, 5 = σχεδόν πάντα). Από τις 15 προτάσεις, οι 13 διατυπώνονται αρνητικά και οι δύο θετικά. Η πρώτη διάσταση της ψυχικής/σωματικής εξάντλησης (EX-exhaustion) καλύπτει την ψυχική και σωματική κούραση, όπως για παράδειγμα «*Νιώθω υπερβολικά κουρασμένος/η από την προπονητική*». Η διάσταση της απαξίωσης του αθλήματος (DE-sport devaluation) καλύπτει αισθήματα χαμένου ενδιαφέροντος για οτιδήποτε θα είχε ενδιαφέρον για έναν προπονητή, όπως για παράδειγμα «*Η προσπάθεια που καταβάλλω στην προπονητική θα ήταν προτιμότερο να διοχετεύεται σε άλλες δραστηριότητες*». Η μειωμένη αίσθηση επίτευξης (AC-accomplishment) καλύπτει αισθήματα μειωμένης ικανότητας στον προπονητικό ρόλο, όπως για παράδειγμα «*Φαίνεται πως όσο κι αν προσπαθώ, δεν αποδίδω όσο καλά θα ήθελα*». Η εγκυρότητα και η αξιοπιστία της κλίμακας έχουν αξιολογηθεί θετικά σε προηγούμενες έρευνες (π.χ., Kilo & Hassmén, 2016; Lee & Chelladurai, 2018; Wagstaff, Hings, Larner, & Fletcher, 2018).

Στατιστική Ανάλυση Δεδομένων

Για τον έλεγχο των ψυχομετρικών χαρακτηριστικών του GrCBQ διενεργήθηκε μια σειρά αναλύσεων με τη χρήση του στατιστικού πακέτου SPSS_24 και του λογισμικού Mplus7. Ελλείπουσες τιμές δεν υπήρξαν. Πριν την έναρξη των αναλύσεων έγινε αντιστροφή κωδικοποίησης των ερωτημάτων εκείνων που φόρτιζαν σε αντίθετη κατεύθυνση (AC3 και AC14). Οι μονομεταβλητές ακραίες τιμές αξιολογήθηκαν με την εξέταση των τυπικών τιμών (z-values), οι οποίες θα πρέπει να είναι μικρότερες από 3,29 τυπικές αποκλίσεις. Οι πολυμεταβλητές ακραίες τιμές αξιολογήθηκαν με την εξέταση της απόστασης Mahalanobis D μιας περίπτωσης από το κεντροειδές των υπόλοιπων περιπτώσεων του δείγματος. Τιμές Mahalanobis D μεγαλύτερες από το κρίσιμο χ^2 ($df = k^1$, $\alpha = 0,001$) συνιστούν πιθανές ακραίες τιμές (Tabachnick & Fidell, 2019). Ο έλεγχος της πολυσυγγραμμικότητας έγινε με την εξέταση του δείκτη διακύμανσης πληθωριστικού παράγοντα (VIF < 3) (Tabachnick & Fidell, 2019). Για τον έλεγχο της μονομεταβλητής κανονικότητας των ερωτημάτων του GrCBQ υπολογίστηκαν οι τυπικές τιμές (z-values) της ασυμμετρίας (z_{skew}) και της κύρτωσης (z_{kurt}), οι οποίες θα πρέπει να είναι μικρότερες του |3| (Tabachnick & Fidell, 2019). Για να ισχύει η διμεταβλητή (ομοιογένεια διακυμάνσεων ανά ζεύγη) και πολυμεταβλητή κανονικότητα², οι αντίστοιχες τιμές ασυμμετρίας και κύρτωσης θα πρέπει να είναι στατιστικά μη σημαντικές (p -values > 0,05). Στη συνέχεια, ελέγχθηκαν οι συσχετίσεις μεταξύ των ερωτημάτων, οι οποίες ιδανικά πρέπει να κυμαίνονται μεταξύ $0,30 \leq r \leq 0,80$ (Tabachnick & Fidell, 2019). Όλοι οι στατιστικοί έλεγχοι ήταν διπλής κατεύθυνσης (two-tailed) και το επίπεδο σημαντικότητας ορίστηκε στο $\alpha = 0,05$.

¹ k = πλήθος μεταβλητών

² Mplus7 → VARIABLE: CLASSES = C(1), ANALYSIS: TYPE = MIXTURE, MODEL: %OVERALL%, OUTPUT: TECH13

Στη συνέχεια και προκειμένου να εξεταστεί αν το GrCBQ υποστηρίζει την προτεινόμενη θεωρητική δομή του, χρησιμοποιήθηκε η τεχνική της ΕΑΠ στα δεδομένα των 268 προπονητών ομαδικών αθλημάτων. Το μοντέλο που τέθηκε προς εξέταση στηρίχθηκε στο ανακλαστικό μοντέλο εξουθένωσης των τριών παραγόντων (EX, DE και AC) του CBQ (Malinauskas et al., 2010). Για την ταυτοποίηση του μοντέλου, υπολογίστηκαν οι βαθμοί ελευθερίας και καθορίστηκε η κλίμακα μέτρησης των λανθανουσών μεταβλητών. Χρησιμοποιήθηκε η τυποποιημένη λύση, δηλαδή ο καθορισμός της διακύμανσης των λανθανουσών μεταβλητών στη μονάδα. Προτιμήθηκε αυτή η μέθοδος, έναντι της προκαθορισμένης προσέγγισης του δείκτη αναφοράς (marker indicator) του λογισμικού *Mplus* (*Mplus* default), επειδή είναι πιο βολική στην εκτίμηση των συσχετίσεων μεταξύ των παραγόντων και λόγω υψηλότερης εγκυρότητας στον υπολογισμό της μέσης εξαχθείσας διακύμανσης (AVE) (Rönkkö & Cho, 2022). Επιπλέον, δεν υπήρξε πρότερη γνώση για την επιλογή των κατάλληλων δεικτών ως δεικτών αναφοράς. Τέλος, το *Mplus*, προκαθορισμένα (by default), θέτει σε μοναδιαίο περιορισμό τις φορτίσεις όλων των υπολοίπων των μετρήσιμων μεταβλητών. Συνεπώς, το εξεταζόμενο μοντέλο προσδιορίστηκε με βαθμούς ελευθερίας: $120 - 33 = 87$, όπου 120 το πλήθος των (γνωστών) στοιχείων του πίνακα διακύμανσης-συνδιακύμανσης [$\frac{1}{2}p(p + 1) = \frac{1}{2}15(15 + 1)$] και 33 το πλήθος των (άγνωστων) ελεύθερα εκτιμώμενων παραμέτρων (15 φορτίσεις μετρήσιμων μεταβλητών, 15 διακυμάνσεις υπολοίπων και τρεις συνδιακυμάνσεις λανθανόντων παραγόντων).

Παράλληλα με το θεωρητικό μοντέλο των τριών παραγόντων, εξετάστηκαν δύο εναλλακτικά μοντέλα του ενός και δύο παραγόντων, με σκοπό να ελεγχθεί ποιο μοντέλο έχει καλύτερη προσαρμογή στα ελληνικά δεδομένα. Όλες οι ΕΑΠ έγιναν με την ισχυρή εκτιμήτρια MLM (Maximum Likelihood Mean adjusted) για διόρθωση του δείκτη ελάχιστης ασυμφωνίας του εμπειρικού με το υποθετικό μοντέλο (Satorra-Bentler χ^2) (Satorra & Bentler, 1988) όταν η παραδοχή της πολυμεταβλητής κανονικότητας παραβιάζεται και δεν υπάρχουν ελλείπουσες τιμές (Byrne, 2012). Για να δικαιολογείται η χρήση της ισχυρής εκτιμήτριας MLM, θα πρέπει ο διορθωτικός παράγοντας της κλίμακας (scaling correction factor) να είναι μεγαλύτερος από τη μονάδα (Byrne, 2012). Οι εκτιμήσεις των μοντέλων έγιναν με τη χρήση μιας ποικιλίας δεικτών προσαρμογής, συμπεριλαμβανομένων του δείκτη ελάχιστης ασυμφωνίας χ^2 και του διορθωμένου λόγου χ^2/df , του δείκτη συγκριτικής προσαρμογής (Comparative Fit Index, CFI) (Bentler, 1990), του δείκτη προσαρμογής των Tucker-Lewis (Tucker-Lewis Index, TLI) (Tucker & Lewis, 1973), της τετραγωνικής ρίζας του μέσου του σφάλματος εκτίμησης (Root Mean Square Error of Approximation, RMSEA) (Steiger, 1990) και της τυποποιημένης τετραγωνικής ρίζας του μέσου των υπολοίπων (Standardized Root Mean Square Residual, SRMR) (Jöreskog & Sörbom, 1989). Μη σημαντικός δείκτης ελάχιστης ασυμφωνίας χ^2 ($p > 0,05$), τιμές του λόγου $\chi^2/df < 2$ ή 3 και τιμές των CFI και TLI $> 0,90$, ενώ τιμές των SRMR, RMSEA, καθώς και του ανώτερου 90% ορίου εμπιστοσύνης $< 0,08$ (RMSEA's close fit $p > 0,05$) φανερώνουν καλή προσαρμογή στα δεδομένα (Byrne, 2012). Τα στατιστικά στοιχεία του δείκτη ελάχιστης ασυμφωνίας χ^2 και των αντίστοιχων βαθμών ελευθερίας, καθώς και οι τιμές στατιστικής σημαντικότητας (p -values) αναφέρονται για λόγους πληρότητας, αν και δεν χρησιμοποιούνται στην αξιολόγηση του μοντέλου (Beckstead, Yang, & Lengacher, 2008). Ωστόσο, λαμβάνεται υπόψη ο λόγος του δείκτη ελάχιστης ασυμφωνίας χ^2 προς τους αντίστοιχους βαθμούς ελευθερίας που ιδανικά θα πρέπει να είναι μικρότερος του 2 ή και του 3 (Byrne, 2012). Η σύγκριση των τριών υποθετικών μοντέλων μέτρησης (post hoc analyses) στην περίπτωση της εκτιμήτριας MLM έγινε με τον έλεγχο της διαφοράς Satorra-Bentler χ^2 ($MLM\Delta\chi^2$) (Satorra & Bentler, 2010) ακολουθώντας τη διορθωτική φόρμουλα³ (διαδικασία τριών βημάτων) που περιγράφονται στην Byrne (2012, *p.* 168) και στον δικτυακό τόπο του λογισμικού *Mplus*⁴. Τέλος, για τον εντοπισμό των προβληματικών περιοχών (localized areas of strain), την (πιθανή) τροποποίηση του μοντέλου

³ Online calculator: <https://www.thestatisticalmind.com/calculators/SBChiSquareDifferenceTest.htm>

⁴ <https://www.statmodel.com/chidiff.shtml>

(model modification) και τον επαναπροσδιορισμό του χρησιμοποιήθηκαν τα κριτήρια των τυποποιημένων υπολειμματικών τιμών (standardized residuals) και των δεικτών τροποποίησης (modification indices), έχοντας πάντα ως γνώμονα τη θεωρητική και ουσιαστική στήριξή τους (Brown, 2015; Byrne, 2012; Kline, 2016). Ως προβληματικές περιοχές μπορούν να θεωρηθούν τυποποιημένες υπολειμματικές τιμές μεγαλύτερες του 2,00 και δείκτες τροποποίησης μεγαλύτεροι του 10,00.

Η εκτίμηση της στατιστικής εγκυρότητας της παραγοντικής λύσης (statistical conclusion validity) έγινε μέσω της αξιολόγησης της συγκλίνουσας και διακριτικής εγκυρότητας της νέας κλίμακας βασισμένης στην εκτίμηση των παραμέτρων του μοντέλου μέτρησης. Συνεπώς, η συγκλίνουσα εγκυρότητα εξετάστηκε μέσω των παραγοντικών φορτίσεων των δεικτών και της στατιστικής σημαντικότητάς τους (παραγοντικές φορτίσεις $\geq 0,50$, $p < 0,05$) (Hair, Babin, Anderson, & Black, 2018), των τιμών της μέσης εξαχθείσας διακύμανσης για κάθε έναν παράγοντα (average variance extracted – AVE scores) ($AVE \geq 0,50$) (Fornell & Larcker, 1981), καθώς και μέσω της δομικής (σύνθετης) αξιοπιστίας (construct or congeneric or composite reliability, CR) ($CR \geq 0,70$) (Fornell & Larcker, 1981; Raykov, 1997). Η διακριτική εγκυρότητα εξετάστηκε με τη χρήση τεσσάρων κριτηρίων: (α) τις συσχετίσεις μεταξύ των λανθάνουσών παραγόντων ($< 0,90$) (Kline, 2016), (β) τα 95% διαστήματα εμπιστοσύνης (95% CI)⁵ των συσχετίσεων μεταξύ των παραγόντων, των οποίων το ανώτερο όριο θα πρέπει να είναι μικρότερο του 0,90 [CICFA(.9)] (Rönkkö & Cho, 2022), (γ) το Fornell-Larcker κριτήριο, γνωστό και με το ακρωνύμιο AVE/SV⁶ σύμφωνα με το οποίο η κοινή διακύμανση μεταξύ δύο παραγόντων θα πρέπει να είναι μικρότερη από τις τιμές AVE και των δύο παραγόντων [$SV_{f_1f_2} < AVE_{f_1}$ και $SV_{f_1f_2} < AVE_{f_2}$ (όπου f_1 και f_2 το ζεύγος των παραγόντων)] (Fornell & Larcker, 1981; Rönkkö & Cho, 2022) και (δ) την heterotrait-monotrait² (HTMT2)⁷ αναλογία συσχετίσεων, η οποία υποστηρίζει τη διάκριση των παραγόντων για τιμές μικρότερες του 0,90 (Henseler, Ringle, & Sarstedt, 2015) ή ακόμη μικρότερες του 0,85 (Kline, 2016). Η αξιολόγηση της αξιοπιστίας των παραγόντων έγινε μέσω του συντελεστή εσωτερικής συνέπειας Cronbach's alpha (α) (Cronbach, 1951) και της δομικής (σύνθετης) αξιοπιστίας (CR) ($> 0,70$) (Raykov, 1997). Τέλος, για τον έλεγχο της ΔKM χρησιμοποιήθηκε ο έλεγχος Harman κατά έναν παράγοντα (Harman's single factor test) (Podsakoff & Organ, 1986).

Αποτελέσματα

Συνολικά, 268 προπονητές ομαδικών αθλημάτων συναίνεσαν στη συμμετοχή τους στην έρευνα. Το μέγεθος του δείγματος κρίθηκε επαρκές με βάση τον εκ των προτέρων υπολογισμό του (Muthén & Muthén, 2002). Ο Πίνακας 2 περιέχει τα περιγραφικά χαρακτηριστικά του δείγματος.

⁵ Στο Mplus → OUTPUT: CINTERVAL;

⁶ SV = Shared variance → square of factor correlation

⁷ <http://www.henseler.com/htmt.html>

Πίνακας 2: Περιγραφικά χαρακτηριστικά δείγματος (N = 268)

Μεταβλητές	Κατηγορίες	f (%)	M (SD)
Άθλημα	Καλαθοσφαίριση	175 (65,3)	-
	Πετοσφαίριση	37 (13,8)	
	Χειροσφαίριση	15 (5,6)	
	Ποδοσφαίριση	28 (10,4)	
	Υδατοσφαίριση	13 (4,9)	
Φύλο	Άνδρες	218 (81,3)	-
	Γυναίκες	50 (18,7)	
Ηλικία	Έως 39 ετών	37 (13,8)	47,2 (6,9) έτη
	40 – 49 ετών	101 (37,7)	
	Πάνω από 50	130 (48,5)	
Οικογενειακή κατάσταση	Άγαμοι	31 (11,6)	-
	Έγγαμοι	197 (73,5)	
	Διαζευγμένοι	40 (14,9)	
Εργασιακό καθεστώς	Πλήρους απασχόλησης	89 (33,2)	-
	Μερικής απασχόλησης	179 (66,8)	
Προπονητική εμπειρία	-	-	20,3 (8,2) έτη

Η προκαταρκτική ανάλυση των δεδομένων του δείγματος έδειξε ότι οι δείκτες EX11, EX15, DE6, DE9, AC3_R, AC8, AC13, οι τρεις διαστάσεις, αλλά και συνολικά το GrCBQ έχουν από μεσαία έως έντονη απόκλιση από την κανονικότητα (τυπικές τιμές ασυμμετρίας και κύρτωσης > |3|) (Πίνακας 3). Από τους ελέγχους διπλής κατεύθυνσης (two-sided) της διμεταβλητής και πολυμεταβλητής ασυμμετρίας και κύρτωσης (Mardia, 1970) προέκυψε, επίσης, ότι δεν πληρείται η προϋπόθεση της πολυμεταβλητής κανονικότητας ($p < 0,05$). Μονομεταβλητές και πολυμεταβλητές ακραίες τιμές δεν παρατηρήθηκαν στα δεδομένα ($z < 3,29$ και Mahalanobis $D < critical x^2$). Ο έλεγχος για πολυσυγγραμμικότητα δεν φανέρωσε κάποιο πρόβλημα ($VIF < 3$).

Πίνακας 3: Περιγραφικά στατιστικά του «Ερωτηματολογίου Εξουθένωσης Προπονητών» (N = 268): Δείκτες μονομεταβλητής και πολυμεταβλητής ασυμμετρίας και κύρτωσης

Προτάσεις	M	SD	SK	SE_{SK}	z_SK	KU	SE_{Ku}	z_KU
EX1 Νιώθω υπερβολικά κουρασμένος/η από την προπονητική μου.	2,28	0,98	0,42	0,15	2,79	-0,02	0,30	-0,06
EX4 Νιώθω σωματικά καταπονημένος/η από την προπονητική.	2,34	0,98	0,19	0,15	1,29	-0,78	0,30	-2,62
EX7 Νιώθω τόσο κουρασμένος/η από την προπονητική, που δυσκολεύομαι να βρω ενέργεια για άλλα πράγματα.	2,36	0,84	0,49	0,15	3,30	0,41	0,30	1,40
EX11 Νιώθω εξαντλημένος/η από την προπονητική.	2,10	0,84	0,64	0,15	4,27	0,56	0,30	1,90
EX15 Είμαι εξουθενωμένος/η από τις ψυχικές και σωματικές	2,22	0,96	0,74	0,15	4,96	0,50	0,30	1,67

	απαιτήσεις της προπονητικής.								
DE2	Η προσπάθεια που κατέβαλα στην προπονητική θα ήταν προτιμότερο να είχε ξοδευτεί κάνοντας άλλα πράγματα.	2,21	0,83	0,37	0,15	2,47	0,03	0,30	0,10
DE6	Δεν ενδιαφέρομαι τόσο πολύ για την προπονητική μου, όσο στο παρελθόν.	2,23	0,89	0,54	0,15	3,60	-0,07	0,30	-0,23
DE9	Δεν ασχολούμαι με την προπονητική όπως παλιά.	2,21	0,88	0,66	0,15	4,40	0,46	0,30	1,53
DE10	Έχω αρνητικά συναισθήματα για την προπονητική.	2,21	0,82	0,24	0,15	1,60	-0,48	0,30	-1,60
DE12	Με απασχολεί λιγότερο να είμαι πετυχημένος/η στην προπονητική από ότι στο παρελθόν.	2,41	0,91	0,37	0,15	2,47	-0,12	0,30	-0,40
AC3_R	Καταφέρνω πολλά αξιόλογα πράγματα στην προπονητική.	2,42	0,91	0,65	0,15	1,30	0,65	0,30	2,17
AC5	Δεν αποδίδω σύμφωνα με τις ικανότητές μου στην προπονητική.	2,25	0,92	0,38	0,15	2,53	-0,10	0,30	-0,33
AC8	Δεν πετυχαίνω πολλά στην προπονητική.	2,38	0,96	0,59	0,15	3,93	0,25	0,30	0,83
AC13	Φαίνεται πως όσο κι αν προσπαθώ, δεν αποδίδω όσο καλά θα έπρεπε.	2,23	0,90	0,84	0,15	5,33	0,83	0,30	2,76
AC14_R	Νιώθω πετυχημένος/η στην προπονητική.	2,42	0,96	0,40	0,15	2,67	-0,19	0,30	-0,63
EX	Ψυχική/σωματική εξάντληση	2,26	0,75	0,56	0,15	3,73	0,07	0,30	2,33
DE	Απαξίωση του αθλήματος	2,25	0,72	0,56	0,15	3,73	0,24	0,30	0,80
AC	Μειωμένη προσωπική επίτευξη	2,34	0,77	0,91	0,15	6,07	1,31	0,30	4,36
GrCBQ		2,29	0,65	0,64	0,15	4,27	0,54	0,30	1,80
Έλεγχοι προσαρμογής (διπλής κατεύθυνσης) του μοντέλου ως προς την ασυμμετρία και την κύρτωση									
Πολυμεταβλητή ασυμμετρία = 31,14		M = 15,11			SD = 0,85		p-value < 0,001		
Πολυμεταβλητή κύρτωση = 288,97		M=253,14			SD = 2,51		p-value < 0,001		

Η ανάλυση συσχέτισης με τον συντελεστή Spearman's ρ έδειξε ότι για τα 15 ερωτήματα του GrCBQ, οι ενδοσυσχετίσεις των στοιχείων ανά παράγοντα κυμάνθησαν ως εξής: (α) ψυχική και σωματική εξάντληση: $0,449 \leq r_s \leq 0,628$, (β) απαξίωση του αθλήματος: $0,536 \leq r_s \leq 0,688$ και (γ) μειωμένη αίσθηση επίτευξης: $0,405 \leq r_s \leq 0,711$. Τα ευρήματα έδειξαν ότι όλες οι ενδοσυσχετίσεις των στοιχείων ανά παράγοντα είναι άνω του 0,30 δηλώνοντας ότι τα ερωτήματα πιθανότατα συνιστούν μεταξύ τους έναν κοινό παράγοντα. Επιπλέον, τα ερωτήματα όλων των παραγόντων συσχετίζονται μεταξύ τους θετικά και μέτρια προς υψηλά, γεγονός το οποίο δηλώνει ότι εξηγούν ένα ικανοποιητικό μέρος της διακύμανσης της υπό μέτρηση έννοιας και ότι παρουσιάζουν μεγάλη συνοχή ως προς το περιεχόμενό τους.

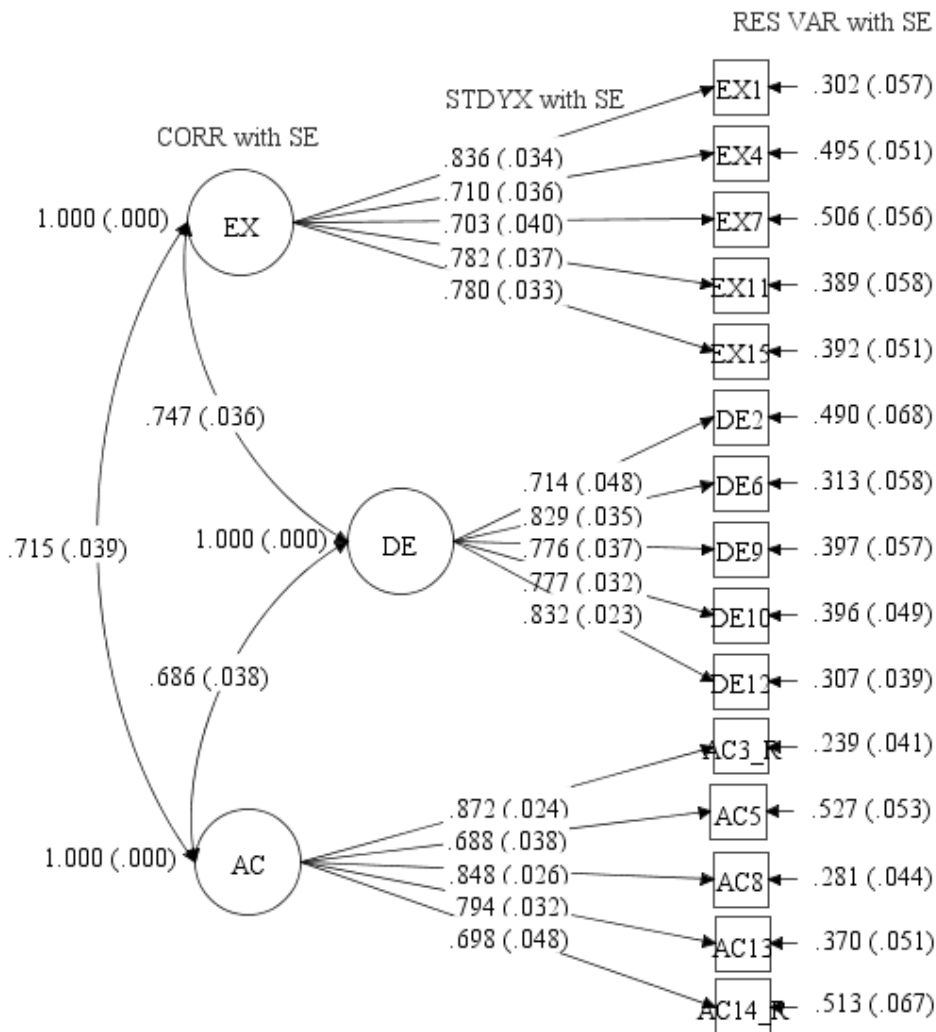
Επιβεβαιωτικές αναλύσεις παραγόντων

Αρχικά, εξετάστηκε το μοντέλο του ενός παράγοντα, ενώ στη συνέχεια εξετάστηκαν τα μοντέλα των δύο και τριών παραγόντων (Πίνακας 4). Στη δομή των τριών παραγόντων παρατηρήθηκε, συγκριτικά με τα άλλα δύο μοντέλα, ουσιαστική μείωση στην τιμή χ^2 καθώς και στον λόγο χ^2/df (< 2). Επιπλέον, η εξέταση των δεικτών προσαρμογής των τριών μοντέλων φανέρωσε ότι το μοντέλο των τριών παραγόντων του GrCBQ έχει την καλύτερη προσαρμογή συγκριτικά με τα άλλα δύο. Η δομή των τριών παραγόντων οδήγησε το μοντέλο σε καλύτερη προσαρμογή, γιατί αυξήθηκαν οι τιμές CFI και TLI, ενώ μειώθηκαν οι τιμές RMSEA και SRMR στα αντίστοιχα επιθυμητά επίπεδα. Επίσης, ο έλεγχος διαφοράς Satorra-Bentler χ^2 μεταξύ του μοντέλου του ενός παράγοντα και του μοντέλου των τριών παραγόντων ήταν στατιστικά σημαντικός ($MLM\Delta\chi^2_{[3]} = 347,02, p < 0,001$). Παρόμοια, ο έλεγχος διαφοράς Satorra-Bentler χ^2 μεταξύ του μοντέλου των δύο παραγόντων και του μοντέλου των τριών παραγόντων ήταν στατιστικά σημαντικός ($MLM\Delta\chi^2_{[2]} = 146,66, p < 0,001$). Συνεπώς, η δομή των τριών παραγόντων του GrCBQ (ψυχικής / σωματικής εξάντλησης, απαξίωσης του αθλήματος και μειωμένης προσωπικής επίτευξης) επιβεβαιώθηκε στην ανάλυση [$MLM \chi^2_{[87]} = 133,61, p = 0,001, scaling correction factor = 1,0601, CFI = 0,979, TLI = 0,975, RMSEA = 0,045, RMSEA 90\%CI = 0,029 - 0,059, RMSEA's close fit p = 0,709, SRMR = 0,034$]. Οι τυποποιημένες παραγοντικές φορτίσεις για το μοντέλο των τριών παραγόντων, οι συσχετίσεις μεταξύ των παραγόντων και οι διακυμάνσεις των υπολοίπων παρουσιάζονται στο Σχήμα 1. Σχετικά με την ύπαρξη προβληματικών περιοχών (localized areas of strain), η εξέταση των τυποποιημένων υπολοίπων έδειξε ότι δεν υπάρχει λόγος ανησυχίας ($0,281 \leq standardized residuals \leq 0,527$). Οι δείκτες τροποποίησης (modification indices, MI) φανέρωσαν δύο συσχετίσεις σφαλμάτων (DE9 with EX4 και AC14_R with AC13) με τιμές MI μεγαλύτερες του 10,00 (12,279 και 11,414, αντίστοιχα). Ωστόσο, επειδή οι τιμές αυτές θεωρήθηκαν ότι θα επέφεραν σχετικά μικρή αλλαγή στον δείκτη χ^2 , οι τιμές της αναμενόμενης αλλαγής των παραμέτρων (expected parameter change - EPC) για τους συγκεκριμένους δείκτες τροποποίησης ήταν αμελητέες (0,096 και 0,095, αντίστοιχα) και δεν υπήρχε κάποια εννοιολογική ή θεωρητική εξήγηση ώστε να εκτιμηθούν ελεύθερα, παραβλέφθηκαν.

Πίνακας 4: Αποτελέσματα επιβεβαιωτικής ανάλυσης παραγόντων τριών βημάτων για τον έλεγχο της δομής του GrCBQ και έλεγχοι διαφοράς Satorra-Bentler chi-square

Μοντέλο	χ^2	df	χ^2/df	p	CFI	TLI	RMSEA	SRMR
1 factor	525,39	90	5,96	0,000	0,803	0,771	0,134	0,073
2 factors	304,32	89	3,42	0,000	0,903	0,885	0,095	0,054
3 factors	133,61	87	1,53	0,001	0,979	0,975	0,045	0,034
MLM $\Delta\chi^2$ 1f vs 3f	347,02	3	115,67	0,000				
MLM $\Delta\chi^2$ 2f vs 3f	146,66	2	73,33	0,000				

Σημειώσεις. CFI: Comparative Fit Index, TLI: Tucker-Lewis Index, RMSEA: Root Mean Square Error of Approximation, SRMR: Standardized Root Mean Square Residual, MLM $\Delta\chi^2$: Satorra-Bentler chi-square difference test



Σχήμα 1: Τυποποιημένοι συντελεστές διαδρομής, συσχετίσεις μεταξύ των παραγόντων και διακυμάνσεις υπολοίπων (με τα τυπικά τους σφάλματα) για το μοντέλο των τριών παραγόντων του GrCBQ

Η εξέταση της συγκλίνουσας εγκυρότητας του GrCBQ επαλήθευσε τη στατιστική εγκυρότητα των αποτελεσμάτων (Πίνακας 5), καθώς όλες οι τυποποιημένες παραγοντικές φορτίσεις ήταν μεγαλύτερες του 0,50 ($p < 0,05$), οι τιμές AVE για κάθε παράγοντα ήταν πάνω από το όριο του 0,50, και η σύνθετη αξιοπιστία (CR) ήταν μεγαλύτερη του 0,70, φανερώνοντας, έτσι, ότι οι παράγοντες μετρούν τις εκάστοτε έννοιες με εξαιρετική εσωτερική συνοχή.

Πίνακας 5: Δείκτες συγκλίνουσας εγκυρότητας, διακριτικής εγκυρότητας και αξιοπιστίας για το GrCBQ

Παράγοντας	α	CR	AVE	EX	DE	AC
EX	0,872	0,875	0,583	-	0,747(0,558)[0,678-0,817]	0,715(0,511)[0,638-0,791]
DE	0,889	0,890	0,619	0,750	-	0,686(0,470)[0,612-0,759]
AC	0,885	0,887	0,614	0,728	0,699	-

Σημειώσεις. Οι αριθμοί πάνω από τη διαγώνιο αντιπροσωπεύουν τις συσχετίσεις μεταξύ των παραγόντων, την κατά ζεύγη κοινή διακύμανση στις παρενθέσεις και τα 90% διαστήματα εμπιστοσύνης των συσχετίσεων μεταξύ των παραγόντων στις τετράγωνα παρενθέσεις. Οι

αριθμοί κάτω από τη διαγώνιο αντιπροσωπεύουν τις heterotrait-monocreat2 αναλογίες συσχετίσεων μεταξύ των παραγόντων.

Επιπρόσθετα, η εξέταση της διακριτικής εγκυρότητας του GrCBQ επαλήθευσε τη στατιστική εγκυρότητα των αποτελεσμάτων (Πίνακας 5) διότι: (α) οι συσχετίσεις μεταξύ των λανθανουσών παραγόντων κυμάνθηκαν από $0,686 \leq r \leq 0,747$, (β) το ανώτερο όριο των διαστημάτων εμπιστοσύνης (95% CI) των συσχετίσεων μεταξύ των παραγόντων κυμάνθηκε από $0,759 \leq \text{CICFA}(.9) \leq 0,817$, (γ) οι κατά ζεύγη κοινές διακυμάνσεις μεταξύ των τριών παραγόντων ήταν μικρότερες από τα αντίστοιχα ζεύγη τιμών της AVE και (δ) η heterotrait-monotrait2 αναλογία συσχετίσεων μεταξύ των παραγόντων κυμάνθηκε από $0,699 \leq \text{HTMT2} \leq 0,750$. Τέλος, η εσωτερική συνέπεια των παραγόντων κυμάνθηκε από $0,872 \leq \alpha \leq 0,889$ (Πίνακας 5).

Διακύμανση κοινής μεθόδου

Για τον στατιστικό έλεγχο της ΔKM, εφαρμόστηκε ο έλεγχος Harman κατά έναν παράγοντα (Harman's single factor test) (Podsakoff & Organ, 1986). Στην τεχνική αυτή, όλες οι προτάσεις του ερωτηματολογίου εισήλθαν σε μια διερευνητική ανάλυση παραγόντων (ΔΑΠ) και με τη μέθοδο της ανάλυσης των κυρίων συνιστωσών (Principal Component Analysis) χωρίς περιστροφή προέκυψαν τρεις παράγοντες με ιδιοτιμή > 1 (Podsakoff et al., 2003). Συνεπώς, αλλά και με αρκετή επιφύλαξη, αποφασίστηκε ότι η ΔKM δεν αποτελεί διάχυτο ζήτημα στα ερευνητικά δεδομένα (Baumgartner & Weijters, 2021; Καλτσονούδη, Τσιγγίλης, & Καρτερολιώτης, 2022).

Συζήτηση

Η μελέτη αυτή, αφού διερεύνησε την έννοια της εξουθένωσης των προπονητών υπό το πρίσμα του τρόπου μέτρησής της, στη συνέχεια, εξέτασε τα ψυχομετρικά χαρακτηριστικά του GrCBQ (Malinauskas et al., 2010) σε 268 προπονητές ομαδικών αθλημάτων. Πιο συγκεκριμένα, η ανασκόπηση της βιβλιογραφίας μέχρι το τέλος Μαΐου 2021, έδειξε ότι το 78,46% των ερευνών που ασχολούνται με την εξουθένωση των προπονητών, κάνουν χρήση δειγματοληπτικών μεθόδων συγκέντρωσης των δεδομένων, χρησιμοποιούν κάποια έκδοση του Ερωτηματολογίου Εξουθένωσης της Maslach (MBI-HSS, Maslach & Jackson, 1981; MBI-ES, Maslach & Jackson, 1986; MBI-GS, Schaufeli et al., 1996). Αν και η χρήση του MBI στον χώρο του αθλητισμού έχει παρουσιάσει αρκετές αδυναμίες και έχει δεχθεί έντονη κριτική από ορισμένους ερευνητές (Clapper & Harris, 2008; Kallus & Kellmann, 2000), εντούτοις, εξακολουθεί να αποτελεί τη συνηθέστερη χρησιμοποιούμενη κλίμακα. Επιπλέον, έχουν προσαρμοστεί ειδικές εκδόσεις του MBI για χρήση τον χώρο της προπονητικής (Clapper & Harris, 2008; Hjälml, Kenttä, Hassmén, & Gustafsson, 2007). Παρόλα αυτά, τα τελευταία χρόνια, το CBQ κερδίζει σημαντικό έδαφος στον ερευνητικό χώρο με το ποσοστό συχνότητας εμφάνισής του να ανέρχεται στο 15,62%. Η προσαρμογή του GrCBQ στην ελληνική γλώσσα φάνηκε ικανοποιητική. Η συνολική προσαρμογή στα δεδομένα (δείκτες καλής προσαρμογής), η αξιολόγηση της εσωτερικής δομής του μοντέλου μέτρησης (παραγοντικές φορτίσεις, διακυμάνσεις υπολοίπων, κ.λπ.), η στατιστική εγκυρότητα των αποτελεσμάτων (συγκλίνουσα και διακριτική εγκυρότητα) και η αξιοπιστία του GrCBQ ήταν εξαιρετικές. Η δομή των τριών παραγόντων του GrCBQ (ψυχική / σωματική εξάντληση, απαξίωση του αθλήματος και μειωμένη προσωπική επίτευξη) επιβεβαιώθηκαν στην έρευνα. Η χρήση του συγκεκριμένου εργαλείου στην ελληνικό ερευνητικό πεδίο, ενδεχομένως, να αποτελεί μια καλή πρακτική και να προσφέρει στους ερευνητές περισσότερες δυνατότητες επιλογής μεταξύ των διαθέσιμων εργαλείων μέτρησης της εξουθένωσης των προπονητών.

Ωστόσο, όπως καμία εμπειρική έρευνα δεν στερείται περιορισμών, έτσι και η παρούσα έρευνα έχει τους δικούς της. Πρώτον, η μέθοδος της δειγματοληψίας ευκολίας που χρησιμοποιήθηκε δεν επιτρέπει τη γενίκευση των αποτελεσμάτων στον πληθυσμό. Για τον λόγο αυτό, προτείνεται, μελλοντικά, η χρήση της πιθανολογικής δειγματοληπτικής μεθόδου διεξαγωγής διαδικτυακής έρευνας με τη χρήση ενός πλαισίου δειγματοληψίας που θα βασίζεται σε λίστα και θα διαθέτει το πλεονέκτημα της υψηλής πληθυσμιακής κάλυψης (Couper, 2000). Στην προκειμένη περίπτωση, όλα τα μέλη του πληθυσμού των προπονητών από επιλεγμένα αθλήματα θα έχουν τη δυνατότητα να συμπεριληφθούν στο δείγμα, καθώς θα μπορέσει να γίνει χρήση των καταλόγων των εγγεγραμμένων προπονητών στους αντίστοιχους συνδέσμους προπονητών. Ένας δεύτερος περιορισμός της παρούσας έρευνας αφορά στα μειονεκτήματα της συγχρονικής μελέτης με τη χρήση ερωτηματολογίων ατομικής συμπλήρωσης. Η συγκεκριμένη μέθοδος συλλογής των δεδομένων εμπεριέχει τον κίνδυνο της αύξησης της διακύμανσης κοινής μεθόδου και τη μεροληπτική εκτίμηση της αξιοπιστίας και της εγκυρότητας των υπό εξέταση εννοιολογικών κατασκευών. Ωστόσο, ο έλεγχος της μεροληψίας στην παρούσα έρευνα έδειξε ικανοποιητικά αποτελέσματα. Ένα τρίτο μειονέκτημα θα μπορούσε να είναι το γεγονός ότι, χρονικά, η συλλογή των δεδομένων συνέπεσε με την αδράνεια των προπονήσεων και των αγώνων λόγω των περιοριστικών μέτρων κατά της εξάπλωσης της πανδημίας του κορονοϊού και πιθανώς να μην οδήγησε στην πραγματική αποτύπωση των συναισθημάτων εξουθένωσης.

Συμπεράσματα

Δεδομένης της πολυπλοκότητας των γνωστικών διαδικασιών, ο έλεγχος της εγκυρότητας και της αξιοπιστίας οποιουδήποτε εργαλείου που σχετίζεται με ψυχολογικές παραμέτρους θα πρέπει να γίνει κατανοητός ως μια συνεχής διαδικασία σε βάθος χρόνου. Αν και το MBI είναι το πιο σύνηθες εργαλείο μέτρησης της εξουθένωσης των προπονητών, η έντονη κριτική που έχει δεχθεί αναφορικά με την καταλληλότητά του στον χώρο του αθλητισμού, δημιουργεί ευνοϊκές συνθήκες για την ανάπτυξη εναλλακτικών κλιμάκων μέτρησης. Το GrCBQ βρέθηκε να είναι ένα έγκυρο και αξιόπιστο εργαλείο μέτρησης της εξουθένωσης των προπονητών και η χρήση του στην ελληνική ερευνητική πρακτική μπορεί να δικαιολογηθεί.

Βιβλιογραφικές αναφορές

- Baumgartner, H., & Weijters, B. (2021). Dealing with common method variance in international marketing research. *Journal of International Marketing*, 29(3), 7-22. <https://doi.org/10.1177/1069031X21995871>
- Beckstead, J. W., Yang, C. Y., & Lengacher, C. A. (2008). Assessing cross-cultural validity of scales: A methodological review and illustrative example. *International Journal of Nursing Studies*, 45(1), 110-119. <https://doi.org/10.1016/j.ijnurstu.2006.09.002>
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107(2), 238-246. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.107.2.238>
- Bentler, P. M., & Chou, C. P. (1987). Practical issues in structural modeling. *Sociological Methods & Research*, 16(1), 78-117. <https://doi.org/10.1177/0049124187016001004>
- Bentzen, M., Lemyre, P. N., & Kenttä, G. (2014). The process of burnout among professional sport coaches explored through the lens of self-determination theory: A qualitative approach. *Sports Coaching Review*, 3(2), 110-116. <https://doi.org/10.1080/21640629.2015.1035050>
- Bentzen, M., Lemyre, P. N., & Kenttä, G. (2016). Development of exhaustion for high performance coaches in association with workload and motivation: A person-centered approach. *Psychology of Sport and Exercise*, 22, 10-19. <https://doi.org/10.1016/j.psychsport.2015.06.004>
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research (2nd edition)*. The Guilford Press.
- Byrne, B. M. (2012). *Structural equation modeling with Mplus: Basic concepts, applications, and programming*. Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780203807644>
- Clapper, D. C., & Harris, L. L. (2008). Reliability and validity of an instrument to describe burnout among collegiate athletic trainers. *Journal of Athletic Training*, 43(1), 62-69. <https://doi.org/10.4085/1062-6050-43.1.62>
- Couper, M. P. (2000). Web surveys: A review of issues and approaches. *The Public Opinion Quarterly*, 64(4), 464-494. <https://doi.org/10.1086/318641>
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16(3), 297-334. <https://doi.org/10.1007/BF02310555>
- Demerouti, E., Bakker, A. B., Vardakou, I., & Kantas, A. (2003). The convergent validity of two burnout instruments. *European Journal of Psychological Assessment*, 19(1), 12-23. <https://doi.org/10.1027//1015-5759.19.1.12>
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50. <https://doi.org/10.1177/002224378101800104>
- Freudenberger, H. J. (1974). Staff burn-out. *Journal of Social Issues*, 30(1), 159-165. <https://doi.org/10.1111/j.1540-4560.1974.tb00706.x>
- Freudenberger, H. J. (1975). The staff burn-out syndrome in alternative institutions. *Psychotherapy: Theory, Research & Practice*, 12(1), 73-82. <https://doi.org/10.1037/h0086411>
- Goodger, K., Gorely, T., Lavallee, D., & Harwood, C. (2007). Burnout in sport: A systematic review. *The Sport Psychologist*, 22(2), 127-151. <https://doi.org/10.1123/tsp.21.2.127>
- Hair, J. F., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Black, W. C. (2018). *Multivariate data analysis (8th edition)*. Cengage Learning EMEA.
- Henseler, J., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2015). A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 43, 115-35. <https://doi.org/10.1007/s11747-014-0403-8>
- Hjälms, S., Kenttä, G., Hassmén, P., & Gustafsson, H. (2007). Burnout among elite soccer coaches. *Journal of Sport Behavior*, 30(4), 415-427. <https://doi.org/10.1037/e548052012-669>
- Hudson, J., Davison, G., & Robinson, P. (2013). Psychophysiological and stress responses to competition in team sport coaches: An exploratory study. *Scandinavian Journal of Medicine & Science in Sports*, 23(5), 279-285. <https://doi.org/10.1111/sms.12075>

- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1989). *LISREL 7: A guide to the program and applications*. Scientific Software.
- Kallus, K. W., & Kellmann, M. (2000). Burnout in athletes and coaches. In Y. Hanin, (Ed.), *Emotions in Sport* (pp.209-230). Human Kinetics. <https://doi.org/10.5040/9781492596233.ch-009>
- Καλτσονούδη, Κ., Τσιγγίλης, Ν., & Καρτερολιώτης, Κ. (2022). Μεροληψία κοινής μεθόδου στους ερευνητικούς σχεδιασμούς με τη χρήση εργαλείων αυτοαναφοράς: Βιβλιογραφική επισκόπηση και προτεινόμενες τεχνικές αντιμετώπισης, *Ψυχολογία*, 27(1), (υπό δημοσίευση).
- Kelley, B. C., & Baghurst, T. (2009). Development of the coaching issues survey (CIS). *The Sport Psychologist*, 23(3), 367-387. <https://doi.org/10.1123/tsp.23.3.367>
- Kellmann, M., Altfeld, S., & Mallett, C. J. (2015). Recovery–stress imbalance in Australian Football League coaches: A pilot longitudinal study. *International Journal of Sport and Exercise Psychology*, 14(3), 1-10. <https://doi.org/10.1080/1612197X.2015.1020662>
- Kilo, R. A., & Hassmén, P. (2016). Burnout and turnover intentions in Australian coaches as related to organization support and perceived control. *International Journal of Sport Science & Coaching*, 11(2), 151-161. <https://doi.org/10.1177/1747954116636710>
- Kline, B. R. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling* (4th ed.). The Guilford Press.
- Knight, C. J., Reade, I. L., Selzler, A. M., & Rodgers, W. M. (2013). Personal and situational factors influencing coaches' perceptions of stress. *Journal of Sports Sciences*, 31(10), 1054-1063. <https://doi.org/10.1080/02640414.2012.759659>
- Kristensen, T., Borritz, M., Villadsen, E., & Christensen, K. (2005). The Copenhagen Burnout Inventory: A new tool for the assessment of burnout. *Work & Stress*, 19(3), 192-207. <https://doi.org/10.1080/02678370500297720>
- Kyriazos, T. (2018). Applied psychometrics: Sample size and sample power considerations in factor analysis (EFA, CFA) and SEM in General. *Psychology*, 9(8), 2207-2230. <https://doi.org/10.4236/psych.2018.98126>
- Lee, Y. H., & Chelladurai, P. (2018). Emotional intelligence, emotional labor, coach burnout, job satisfaction, and turnover intention in sport leadership. *European Sport Management Quarterly*, 18(4), 393-412. <https://doi.org/10.1080/16184742.2017.1406971>
- Lundkvist, E., Stenling, A., Gustafsson, H., & Hassmén, P. (2014). How to measure coach burnout: An evaluation of three burnout measures. *Measurement in Physical Education and Exercise Science*, 18(3), 209-226. <https://doi.org/10.1080/1091367X.2014.925455>
- Malinauskas, R., Malinauskiene, V., & Dumciene, A. (2010). Burnout and perceived stress among university coaches in Lithuania. *Journal of Occupational Health*, 52(5), 302-307. <https://doi.org/10.1539/joh.O10006>
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519-530. <https://doi.org/10.1093/biomet/57.3.519>
- Maslach, C. (1976). Burned-out. *Human Behavior*, 5(9), 16–22.
- Maslach, C., & Jackson, S. E. (1981). The measurement of experienced burnout. *Journal of Organizational Behavior*, 2(2), 99-113. <https://doi.org/10.1002/job.4030020205>
- Maslach, C., & Jackson, S. E. (1986). *MBI: Maslach Burnout Inventory; Manual Research Edition*. Consulting Psychologists Press.
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2002). How to use a Monte Carlo study to decide on sample size and determine power. *Structural Equation Modeling*, 9(4), 599-620. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0904_8
- Olusoga, P., Bentzen, M., & Kenttä, G. (2019). Coach burnout: A scoping review. *International Sport Coaching Journal*, 6(1), 42-62. <https://doi.org/10.1123/iscj.2017-0094>
- Olusoga, P., Butt, J., Maynard, I. W., & Hays, K. (2010). Stress and coping: A study of world class coaches. *Journal of Applied Sport Psychology*, 22(3), 274-293. <https://doi.org/10.1080/10413201003760968>
- Olusoga, P. & Kenttä, G. (2017). Desperate to quit: A narrative analysis of burnout and recovery in sports coaching. *The Sport Psychologist*, 31(3), 237-248. <https://doi.org/10.1123/tsp.2016-0010>
- Πεζηρκιανίδης, Χ., Καρακασίδου, Ε., Δημητριάδου, Δ., & Σταλίκας, Α. (2017). Μετάφραση και προσαρμογή ψυχομετρικών εργαλείων. Στο Μ. Γαλανάκης, Χ. Πεζηρκιανίδης, & Α. Σταλίκας (επιμ.), *Βασικά Θέματα Ψυχομετρίας* (σς. 489-512). Τόπος.

- Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Lee, J.-Y., & Podsakoff, N. P. (2003). Common method biases in behavioral research: A critical review of the literature and recommended remedies. *Journal of Applied Psychology, 88*(5), 879–903. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.88.5.879>
- Podsakoff, P. M., & Organ, D. W. (1986). Self-reports in organizational research: Problems and prospects. *Journal of Management, 12*(4), 531-544. <https://doi.org/10.1177/014920638601200408>
- Raedeke, T. D. (1997). Is athlete burnout more than just stress? A sport commitment perspective. *Journal of Sport & Exercise Psychology, 19*(4), 396–417. <https://doi.org/10.1123/jsep.19.4.396>
- Raedeke, T. D. (2004). Coach commitment and burnout: A one-year follow-up. *Journal of Applied Sport Psychology, 16*(4), 333-349. <https://doi.org/10.1080/10413200490517995>
- Raedeke, T. D., & Smith, A. L. (2001). Development and preliminary validation of an athlete burnout measure. *Journal of Sport & Exercise Psychology, 23*(4), 281–306. <https://doi.org/10.1123/jsep.23.4.281>
- Raykov, T. (1997). Estimation of composite reliability for congeneric measures. *Applied Psychological Measurement, 21*(2), 173-184. <https://doi.org/10.1177/01466216970212006>
- Rönkkö, M., & Cho, E. (2022). An updated guideline for assessing discriminant validity. *Organizational Research Methods, 25*(1), 6-14. <https://doi.org/10.1177/1094428120968614>
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (1988). Scaling corrections for statistics in covariance structure analysis. In *1988 American Statistical Association Proceedings of the Business and Economics Section* (pp. 308-313). Alexandria VA: American Statistical Association.
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (2010). Ensuring positiveness of the scaled difference chi-square test statistic. *Psychometrika 75*(2), 243-248. <https://doi.org/10.1007/s11336-009-9135-y>
- Schaffran, P., Altfeld, S., & Kellmann, M. (2016). Burnout in sport coaches: A review of correlates, measurement and intervention. *Deutsche zeitschrift für sportmedizin, 67*(5), 121-126. <https://doi.org/10.5960/dzsm.2016.232>
- Schaufeli, W. B., Leiter, M. P., Maslach, C., & Jackson, S. E. (1996). Maslach Burnout Inventory-General Survey. In C. Maslach, S. E. Jackson, & M. P. Leiter (Eds.), *Maslach Burnout Inventory, Manual* (3rd ed., pp. 19–26). Consulting Psychologists Press.
- Schutte, N., Toppinen, S., Kalimo, R., & Schaufeli, W. (2000). The factorial validity of the Maslach Burnout Inventory-General Survey (MBI-GS) across occupational groups and nations. *Journal of Occupational and Organizational Psychology, 73*(1), 53-66. <https://doi.org/10.1348/096317900166877>
- Steiger, J. H. (1990). Structural model evaluation and modification: An interval estimation approach. *Multivariate Behavioral Research, 25*(2), 173-180. https://doi.org/10.1207/s15327906mbr2502_4
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2019). *Using multivariate statistics* (7th ed.). Pearson Education Inc.
- Tucker, L. R., & Lewis, C. (1973). A reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika, 38*(1), 1-10. <https://doi.org/10.1007/BF02291170>
- Vealey, R. S., Udry, E. M., Zimmerman, K., & Soliday, J. (1992). Intrapersonal and situational predictors of coaching burnout. *Journal of Sport & Exercise Psychology, 14*(1), 40-58. <https://doi.org/10.1123/jsep.14.1.40>
- Wagstaff, C., Hings, R., Larner, R., & Fletcher, D. (2018). Psychological resilience's moderation of the relationship between the frequency of organizational stressors and burnout in athletes and coaches. *The Sport Psychologist, 32*(3), 178-188. <https://doi.org/10.1123/tsp.2016-0068>
- Yin, X. C., & Xue, Z. M. (2009). Job burnout scale for competition sport coaches. *Acta Psychologica Sinica, 41*(06), 545-556. <https://doi.org/10.3724/SP.J.1041.2009.00545>