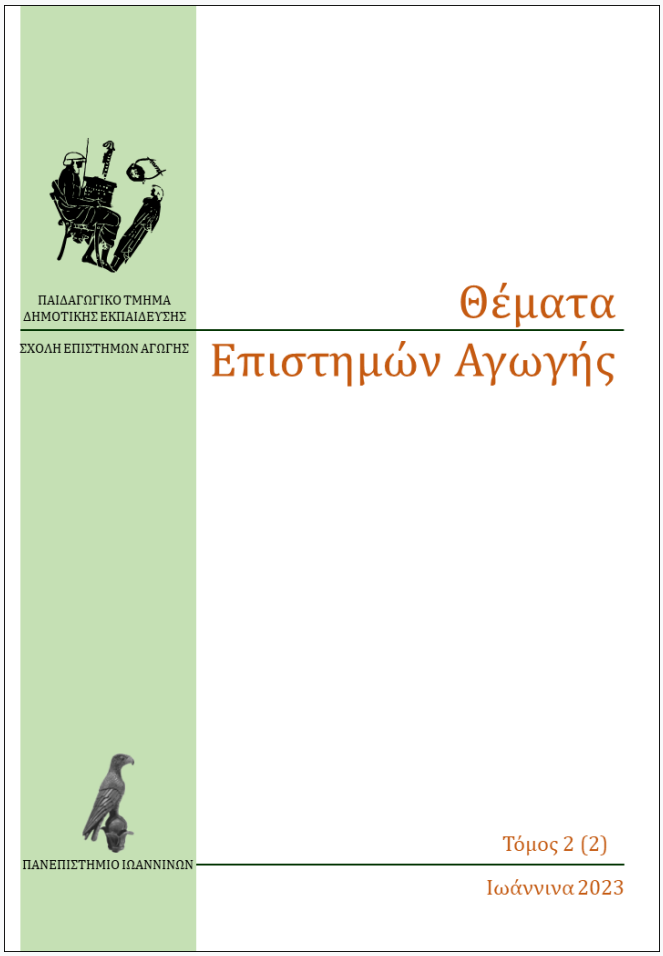
ePublishing
ΕΘΝΙΚΟ ΚΕΝΤΡΟ ΤΕΚΜΗΡΙΩΣΗΣ
NATIONAL DOCUMENTATION CENTRE

Θέματα Επιστημών Αγωγής

Τόμ. 2, Αρ. 2 (2023)



Στάθμιση και ψυχομετρική αξιολόγηση της αναθεωρημένης κλίμακας Μεταγνωσιακής Ενημερότητας Στρατηγικών Ανάγνωσης MARSI-2fR

Αριστέα Μαυρογιάννη, Ελένη Βασιλάκη, Ιωάννης Σπαντιδάκης, Εμμανουήλ Γιαχνάκης

doi: 10.12681/thea.33822

Βιβλιογραφική αναφορά:

Μαυρογιάννη Α., Βασιλάκη Ε., Σπαντιδάκης Ι., & Γιαχνάκης Ε. (2023). Στάθμιση και ψυχομετρική αξιολόγηση της αναθεωρημένης κλίμακας Μεταγνωσιακής Ενημερότητας Στρατηγικών Ανάγνωσης MARSI-2fR. *Θέματα Επιστημών Αγωγής*, *2*(2), 42–66. https://doi.org/10.12681/thea.33822

Στάθμιση και ψυχομετρική αξιολόγηση της αναθεωρημένης κλίμακας Μεταγνωσιακής Ενημερότητας Στρατηγικών Ανάγνωσης MARSI-2fR

Αριστέα Μαυρογιάννη [1], Ελένη Βασιλάκη [2], Ιωάννης Σπαντιδάκης [2], Εμμανουήλ Γιαχνάκης [3]
amayrog@gmail.com, vasilaki@uoc.gr, ispantid@edc.uoc.gr, dr.manolis.yachnakis@gmail.com

[1] Τμήμα Φιλοσοφικών και Κοινωνικών Σπουδών, Φιλοσοφική Σχολή, Πανεπιστήμιο Κρήτης
[2] Παιδαγωγικό Τμήμα Δημοτικής Εκπαίδευσης, Σχολή Επιστημών Αγωγής, Πανεπιστήμιο Κρήτης
[3] Ιατρική Σχολή, Πανεπιστήμιο Κρήτης

Περίληψη. Η παρούσα εργασία έχει ως στόχο την προσαρμογή, τη στάθμιση και τον ψυχομετρικό έλεγχο της αυτο-αναφορικής κλίμακας Μεταγνωσιακής Ενημερότητας Στρατηγικών Ανάγνωσης (MARSI) προκειμένου στην αναθεωρημένη σύντομη εκδοχή της (MARSI-2fR) να αποδώσει μια ευέλικτη και εύχρηστη δομή. Το ψυχομετρικό αυτό εργαλείο έχει σκοπό την εκτίμηση της μεταγνωσιακής ενημερότητας των στρατηγικών ανάγνωσης από Έλληνες/ίδες και ελληνόφωνους/ες μαθητές/τριες δευτεροβάθμιας εκπαίδευσης. Η προσαρμογή και στάθμιση της κλίμακας περιέλαβε διερεύνηση μεταφραστικής εγκυρότητας περιεχομένου, διερευνητικές και επιβεβαιωτικές παραγοντικές αναλύσεις, καθώς και ψυχομετρικό έλεγχο με αξιολόγηση αξιοπιστίας και εγκυρότητας. Η στάθμιση της κλίμακας απέδωσε μια συντομευμένη έγκυρη, αξιόπιστη και αξιολογήσιμη δομή δύο παραγόντων, των κειμενοκεντρικών στρατηγικών ανάγνωσης (TEXTOR) και των εξωκειμενικών στρατηγικών ανάγνωσης (TEXTOUT). Οι παράγοντες αυτοί ερμηνεύονται σε συσχέτιση με το ελληνικό εκπαιδευτικό σύστημα και παρέχονται οδηγίες για τη βαθμολόγηση της κλίμακας.

Λέξεις κλειδιά: μεταγνώση, μεταγνωσιακή ενημερότητα, στρατηγικές ανάγνωσης, κειμενοκεντρικές στρατηγικές, εξωκειμενικές στρατηγικές

Η ανάπτυξη μεταγνωστικών/μεταγνωσιακών στρατηγικών

Κατά τις τελευταίες δεκαετίες το ερευνητικό ενδιαφέρον προσανατολίζεται διεθνώς σε εκπαιδευτικά προγράμματα με στόχο την ενίσχυση των μεταγνωστικών στρατηγικών (Leu et al., 2008· Siegesmund, 2016). Μάλιστα, είναι επιβεβαιωμένο ερευνητικά ότι η μεταγνώση έχει θετική συσχέτιση με την αναγνωστική κατανόηση κειμένων (Sporer et al., 2009), καθώς από μελέτες διαπιστώθηκε ότι οι μαθητές/τριες είναι σε θέση να κάνουν σχεδιασμό, εφαρμογή και αξιολόγηση αναγνωστικών στρατηγικών πριν, κατά και μετά την ανάγνωση, για να προσεγγίζουν αποτελεσματικά τα κείμενα που διαβάζουν (Geladari et al., 2010· Κουλιανού κ.συν., 2019· Κουλιανού κ.συν., 2020· Mastrothanasis et al., 2018· Μαστροθανάσης, 2019· Mokhtari et al., 2018· Zhang & Francis, 2010). Μάλιστα κατά την τελευταία φάση, κατά την οποία οι μαθητές/τριες αξιολογούν τις στρατηγικές που ακολούθησαν (Vanderrgrift, 2003), εξασφαλίζεται σημαντική περαιτέρω ανάπτυξη των μεταγνωστικών τους δεξιοτήτων. Σε αυτή τη φάση μπορεί να παίξει σημαίνοντα ρόλο ένας αντικειμενικός τρόπος ποσοτικής καταγραφής και αξιολόγησης της μεταγνωστικής τους ενημερότητας. Έχει επισημανθεί από αρκετούς ερευνητές, μεταξύ των οποίων οι P.H. Winne και N.E. Perry (2000) και ο G. Schellings (2011, σελ. 93) ότι οι κλίμακες αυτο-αναφοράς είναι τα συχνότερα χρησιμοποιούμενα εργαλεία για τη μέτρηση των στρατηγικών μάθησης. Με αυτό το σκεπτικό, για την παρακολούθηση και την αξιολόγηση των μεταγνωστικών/μεταγνωσιακών

στρατηγικών που αξιοποιούν οι μαθητές/τριες στην ανάγνωση, στην παρούσα έρευνα αξιοποιήθηκε η κλίμακα MARSI μετά την στάθμισή της στον ελληνικό πληθυσμό (Mavrogianni et al., 2020). Σημειωτέον ότι στη συγκεκριμένη έρευνα προτιμήθηκε, ο όρος «μεταγνωσιακός» έναντι του συνήθως χρησιμοποιούμενου «μεταγνωστικός», καθώς με αυτόν δηλώνεται περισσότερο η διαδικασία και λιγότερο το αποτέλεσμα.

Η διάκριση μεταξύ ικανών και μη αναγνωστών μπορεί να αποδοθεί σε αναποτελεσματική χρήση στρατηγικών οφειλόμενη όχι τόσο στην απουσία στρατηγικών (συνολικά ή επιμέρους κατά είδος) όσο σε ακατάλληλη επιλογή των εκάστοτε χρησιμοποιούμενων με βάση τους στόχους της ανάγνωσης (Vann & Abraham, 1992), σε ανεπαρκή ρύθμισή τους (Kletzien, 1992), σε έλλειψη ευελιξίας (Galli-Banducci, 1996· Loranger, 1994· Wang & Guthrie, 1997), καθώς και σε έλλειψη ενημερότητας για τις χρησιμοποιούμενες στρατηγικές (Martin, 1994· Spedding & Chan, 1993· Ahmadi et al., 2013· Pinninti, 2019). Πλήθος άλλων θεμάτων έχουν μελετηθεί και συζητηθεί από την άποψη των στρατηγικών αναγνωστικής κατανόησης, για παράδειγμα το θέμα της προτίμησης διαφορετικών στρατηγικών ανάλογα με τον τύπο προσωπικότητας του αναγνώστη (Soleimani et al., 2018) ή το θέμα των παρατηρούμενων διαφορών μεταξύ ικανών αναγνωστών (Biehler & Snowman, 1993· Machowicz, 1998· Zhang & Feng, 1997).

Ως γνώση μεταγνωστικών στρατηγικών, αναφορικά με την ανάγνωση, νοείται η γνώση του/της αναγνώστη/τριας σχετικά με τις επιτελικές λειτουργίες που χρησιμοποιεί πριν, κατά τη διάρκεια και μετά την ανάγνωση ενός κειμένου. Ο/η αναγνώστης/τρια δεν αρκεί να είναι ενήμερος/η κατά την ανάγνωση για την επιτυχία ή μη της κατανόησης του κειμένου, χρειάζεται και να μπορεί να αυτο-ρυθμίζει τη διαδικασία της ανάγνωσής του/της (Collins, 1994). Ο/η αναγνώστης/στρια χρειάζεται τη γνώση μεταγνωστικών στρατηγικών, καθώς οι μεταγνωστικές στρατηγικές θεωρούνται κρίσιμες για την αναγνωστική κατανόηση (π.χ. Collins, 1994· Maitland, 2000· Urquhart & Weir, 1998). Από τις πολυάριθμες μεταγνωστικές στρατηγικές, κυριότερες για την ανάγνωση είναι ο προγραμματισμός, η αυτο-παρακολούθηση και η αυτο-αξιολόγηση.

Οι μαθητές/τριες, προκειμένου να προσεγγίζουν αποτελεσματικά τα κείμενα που διαβάζουν, μπορούν να κάνουν σχεδιασμό, εφαρμογή και αξιολόγηση αναγνωστικών στρατηγικών πριν, κατά και μετά την ανάγνωση (Alexander & Jetton, 2000· Zhang & Francis, 2010· Zhang, 2018). Κατά την τελευταία φάση της ανάγνωσης, όταν οι μαθητές/τριες αξιολογούν τις στρατηγικές που ακολούθησαν στα προηγούμενα στάδια, παρουσιάζεται σημαντική περαιτέρω ανάπτυξη των μεταγνωστικών τους δεξιοτήτων (Vanderrgrift, 2003). Οι μεταγνωστικές στρατηγικές αναπτύσσουν την αυτο-αποτελεσματικότητα των μαθητών/τριών και τους βοηθούν να επιτύχουν στην ανάγνωση με επιστράτευση κατάλληλων γνωστικών στρατηγικών (Nist & Simpson, 1994). Είναι επιβεβαιωμένο ερευνητικά ότι η αναγνωστική κατανόηση κειμένων και η μεταγνώση συσχετίζονται θετικά μεταξύ τους (Othman et al., 2014).

Οι μεταγνωστικές στρατηγικές είναι σημαντικές στη βελτίωση της αναγνωστικής κατανόησης, όπως αναδείχθηκε σε μελέτες που ερεύνησαν τη σχέση της αναγνωστικής κατανόησης με τη χρήση μεταγνωστικών στρατηγικών (Muhid et al., 2020) ή με τη χρήση μεθόδων ψηφιακής αξιολόγησης της ανάγνωσης και με τη στοχευμένη χρήση κλιμάκων αξιολόγησης της ανάγνωσης (Stahl et al., 2019).

Η προϋφιστάμενη νοηματοδότηση της κλίμακας MARSI

Η κλίμακα Μεταγνωσιακής Ενημερότητας Στρατηγικών Ανάγνωσης (Metacognitive Awareness of Reading Strategies Inventory, MARSI), που περιλαμβάνει 30 δηλώσεις σε 5-βαθμη κλίμακα τύπου Likert, έχει σχεδιαστεί από τους Mokhtari και Reichard (2002) ως εργαλείο που βοηθά τους μαθητές/τριες να αυξήσουν τη μεταγνωσιακή τους ενημερότητα και τη χρήση στρατηγικών ανάγνωσης. Αποτελεί για τους εκπαιδευτικούς ένα αξιόπιστο μέσο αξιολόγησης των στρατηγικών ανάγνωσης των μαθητών/τριών τους και στο πλαίσιο της

εκπαιδευτικής έρευνας μπορεί να αξιοποιηθεί ως εργαλείο παρακολούθησης της προόδου των μαθητών/τριών στον τομέα της ανάγνωσης κειμένου. Η συγκεκριμένη κλίμακα MARSI 1.0 (Mokhtari & Reichard, 2002) επιλέχθηκε, μετά από βιβλιογραφική διερεύνηση, αφενός επειδή θεωρήθηκε ότι οι δηλώσεις-στρατηγικές που περιλαμβάνει είναι συμβατές με το ελληνικό κοινωνικο-πολιτισμικό περιβάλλον και αφετέρου επειδή παρουσιάζει υψηλή αξιοπιστία και εγκυρότητα στον πληθυσμό των Η.Π.Α. (μελέτη με *N*=443 μαθητές/τριες ηλικίας 12-18 ετών στις εκπαιδευτικές βαθμίδες 6-12 του εκπαιδευτικού συστήματος των Η.Π.Α.).

Οι δημιουργοί της κλίμακας MARSI 1.0 νοηματοδότησαν την κλίμακά τους με τρεις υποκλίμακες-παράγοντες ως εξής: Η πρώτη υποκλίμακα που αφορά τις Συνολικές Στρατηγικές Ανάγνωσης (Global Reading Strategies, GLOB) αποτελείται από 13 δηλώσεις και αντιπροσωπεύει μια σειρά από στρατηγικές ανάγνωσης που προσανατολίζονται στη συνολική θεώρηση του κειμένου. Σημειωτέον ότι εδώ προτιμήθηκε ο όρος Συνολικές (Στρατηγικές Ανάγνωσης) έναντι του όρου Γενικές που έχει επίσης προταθεί στην ελληνική γλώσσα (Κουλιανού κ.συν., 2019), επειδή είχε ήδη προκύψει με την μεταφραστική διαδικασία τριών σταδίων που περιγράφεται αναλυτικά παρακάτω (Mavrogianni et al., 2018). Αυτές οι στρατηγικές μπορούν να θεωρηθούν ως γενικευτικές, σκόπιμες στρατηγικές ανάγνωσης που έχουν ως στόχο να προετοιμάσουν το έδαφος για την ανάγνωση. Η δεύτερη υποκλίμακα που αφορά τις Στρατηγικές Επίλυσης Προβλήματος (Problem-Solving Strategies, PROB) αποτελείται από 8 δηλώσεις, που αντανακλούν στρατηγικές επίλυσης των προβλημάτων που προκύπτουν κατά την ανάγνωση σε συγκεκριμένα, δύσκολα σημεία του κειμένου. Η τρίτη υποκλίμακα που αφορά τις Υποστηρικτικές Στρατηγικές Ανάγνωσης (Support Reading Strategies, SUP) αποτελείται από 9 δηλώσεις, που αντανακλούν κατά κύριο λόγο στρατηγικές σχετικές με χρήση βοηθητικού υλικού, καταγραφή σημειώσεων και άλλες πρακτικές που μπορούν να περιγραφούν ως λειτουργικές ή υποστηρικτικές στρατηγικές.

Αξίζει να παρατηρήσουμε ότι η κλίμακα MARSI 1.0 με τις διαμορφωμένες από τα δεδομένα των Η.Π.Α. υποκλίμακές της (GLOB: Συνολικές στρατηγικές, PROB: Στρατηγικές Επίλυσης Προβλημάτων, SUP: Υποστηρικτικές Στρατηγικές) λειτουργεί ικανοποιητικά και στο ελληνικό εκπαιδευτικό περιβάλλον (Κουλιανού κ.συν., 2019· Mavrogianni et al., 2018). Η συγκεκριμένη τριπαραγοντική δομή της κλίμακας επιβεβαιώθηκε κατά την ελληνική προσαρμογή της σε μαθητές/τριες Γυμνασίου, καταλήγοντας σε μια δομή 25 δηλώσεων (Κουλιανού κ.συν., 2019). Στην έρευνα αυτή αποτυπώθηκε, μάλιστα, η σαφής προτίμηση των μαθητών/τριών με και χωρίς μαθησιακές δυσκολίες στις Στρατηγικές Επίλυσης Προβλημάτων, σε αντίθεση με τις Γενικές και τις Υποστηρικτικές στρατηγικές ανάγνωσης. Ωστόσο, ήδη από τα πρώτα αποτελέσματα στάθμισης της κλίμακας στην Ελλάδα σε μαθητές/τριες όλων των βαθμίδων της δευτεροβάθμιας εκπαίδευσης (Mavrogianni et al., 2018) αναφάνηκε και η δυνατότητα καθορισμού διαφορετικής εννοιολογικής δομής της κλίμακας. Κατά τη διαδικασία των διερευνητικών παραγοντικών αναλύσεων της στάθμισης σε 1263 μαθητές/τριες δευτεροβάθμιας εκπαίδευσης (Γυμνασίων, Γενικών Λυκείων και Επαγγελματικών Λυκείων) τα πρώτα στοιχεία οδήγησαν τη στατιστική ανάλυση σε δύο διαφορετικούς δρόμους, που αποφασίστηκε να διερευνηθούν περαιτέρω. Από τη μία μεριά φαινόταν ικανή για περαιτέρω διερεύνηση η τριπαραγοντική δομή της κλίμακας με τον διαχωρισμό των στρατηγικών σε Συνολικές, Υποστηρικτικές και στρατηγικές Επίλυσης Προβλημάτων και από την άλλη μεριά από τη στατιστική ανάλυση προέκυπταν έντονες ενδείξεις για διπαραγοντική δομή. Με δεδομένο αφενός ότι η ανάδειξη των δύο παραγόντων προέκυψε και κατά την ανάλυση των δημιουργών της κλίμακας (Mokhtari & Reichard, 2002) και αφετέρου ότι στην ενδεχόμενη διπαραγοντική δομή οι δηλώσεις με σαφήνεια νοηματοδοτούνταν ως κειμενοκεντρικές (TEXTOR) και εξωκειμενικές (TEXTOUT) στρατηγικές ανάγνωσης, αναδεικνύοντας μια νέα δομή, αποφασίστηκε η διπαραγοντική δομή να μελετηθεί περαιτέρω ως εναλλακτική πρόταση ειδικά για τον ελληνικό μαθητικό πληθυσμό (Mavrogianni et al., 2020). Οι διερευνητικές παραγοντικές αναλύσεις που διενεργήθηκαν απέδωσαν τη διπαραγοντική δομή 26 δηλώσεων MARSI-2fGR, με τον πρώτο

παράγοντα (Κειμενοκεντρικές στρατηγικές ανάγνωσης, TEXTOR) να περιλαμβάνει 14 δηλώσεις και τον δεύτερο παράγοντα (Εξωκειμενικές στρατηγικές ανάγνωσης, TEXTOUT) να περιλαμβάνει 12 δηλώσεις (Mavrogianni et al., 2020). Η συγκεκριμένη διπαραγοντική δομή της κλίμακας αναδείκνυε τις συνήθειες μελέτης των Ελλήνων μαθητών/τριών δευτεροβάθμιας εκπαίδευσης, που σχετίζονται με το εξετασιοκεντρικό ελληνικό εκπαιδευτικό σύστημα και το μοναδικό σχολικό βιβλίο σε κάθε γνωστικό αντικείμενο (Anagnostopoulou et al., 2010· Anagnostopoulou et al., 2013· Bikos, 2018· Katsarou, 2009· Katsarou & Tsafos, 2009).

Περαιτέρω, υπό το πρίσμα της διεθνούς τάσης για τη μέγιστη δυνατή ελαχιστοποίηση των δηλώσεων που αποτελούν μια κλίμακα, και ειδικά μετά τη δημοσίευση της αναθεωρημένης και συντομευμένης κλίμακας MARSI (Mokhtari et al., 2018), διαμορφώθηκε ως σκοπός της παρούσας έρευνας η εκ νέου διερεύνηση και νοηματοδότηση της παραγοντικής δομής της κλίμακας MARSI, που είχε προκύψει για το ελληνικό εκπαιδευτικό περιβάλλον (Mavrogianni et al., 2020), καθώς και η επιβεβαίωση της παραγοντικής της δομής και ο ψυχομετρικός έλεγχος για τη διασφάλιση της αξιοπιστίας και της εγκυρότητάς της. Στόχος ήταν η δημιουργία ενός έγκυρου και αξιόπιστου εργαλείου για τη μέτρηση της μεταγνωσιακής ενημερότητας και τον έλεγχο των στρατηγικών ανάγνωσης Ελλήνων ή ελληνόφωνων μαθητών από όλες τις διαφορετικές βαθμίδες (Γυμνάσιο, Επαγγελματικό Λύκειο και Γενικό Λύκειο) της δευτεροβάθμιας εκπαίδευσης στην Ελλάδα ή στα σχολεία της ελληνικής ομογένειας.

Υλικό και Μέθοδοι

Μεταφραστική διαδικασία και αξιολόγηση μεταφραστικής εγκυρότητας

Με δεδομένο ότι μια απλή δίγλωσση μετάφραση θα μπορούσε να οδηγήσει σε ανεπαρκές αποτέλεσμα (van Widenfelt et al., 2005, σελ. 136), υιοθετήθηκε μια περισσότερο απαιτητική διαδικασία τριών σταδίων, με βάση τις υποδείξεις της Επιτροπής Διεθνών Κλιμάκων (International Test Commission, 2017) ως εξής: α) σύνθετη μεταφραστική διαδικασία, β) γλωσσική προσαρμογή και γ) διερεύνηση της εγκυρότητας της μετάφρασης.

Για την προσαρμογή της κλίμακας MARSI στην ελληνική γλώσσα χρησιμοποιήθηκε η κριτική μέθοδος με τη διαδικασία δίγλωσσης μετάφρασης (Beaton et al., 2000· Σταλίκας κ.συν., 2012). Αρχικά μεταφράστηκε η κλίμακα στα ελληνικά από τέσσερεις καθηγητές αγγλικής γλώσσας ξεχωριστά. Κατόπιν οι τέσσερεις μεταφρασμένες εκδοχές αναθεωρήθηκαν και προέκυψε μια πρώτη, μεταφρασμένη στα ελληνικά, εκδοχή της κλίμακας. Ακολούθως η κλίμακα αυτή μεταφράστηκε ξανά αντίστροφα στην αγγλική από έναν ανεξάρτητο και εξειδικευμένο μεταφραστή. Τέλος, ένας δίγλωσσος μεταφραστής ελληνικής και αγγλικής γλώσσας συνέκρινε τα τρία κείμενα: την αρχική αγγλόφωνη MARSI, τη μεταφρασμένη στα ελληνικά εκδοχή της και την αντίστροφη μετάφραση στα αγγλικά. Η μικρή τροποποίηση, που προτάθηκε κατά τη σύγκριση αυτή, ενσωματώθηκε στην τελική αναθεωρημένη εκδοχή της κλίμακας. Για την αξιολόγηση της εγκυρότητας της μετάφρασης ελέγχθηκαν η επιφανειακή εγκυρότητα (face validity) και η εγκυρότητα του περιεχομένου (content validity).

Προκειμένου να ελεγχθεί το επίπεδο της γλωσσικής κατανόησης της τελικής μεταφρασμένης κλίμακας από εφήβους/ες μαθητές/τριες, διενεργήθηκε έλεγχος σε δύο φάσεις. Κατά την πρώτη φάση χορηγήθηκε το μεταφρασμένο εργαλείο σε 48 μαθητές/τριες των τριών τάξεων του Γενικού Λυκείου για να αξιολογηθεί η επιφανειακή εγκυρότητα και να ληφθεί ανατροφοδότηση σχετικά με την σαφήνεια των δηλώσεων της κλίμακας. Η παρατήρηση ότι η δήλωση 26 δημιουργούσε σύγχυση σε κάποιους/ες μαθητές/τριες οδήγησε σε μικρή γλωσσική αναπροσαρμογή της. Κατά τη δεύτερη φάση η αναπροσαρμοσμένη κλίμακα χορηγήθηκε σε διαφορετική μαθητική ομάδα 73 μαθητών/τριών για επανέλεγχο γλωσσικής κατανόησης και

δεν υπήρξαν καθόλου ερωτήματα ή απορίες σε καμία από τις δηλώσεις της. Υιοθετήθηκε, συνεπώς, ως τελική εκδοχή της κλίμακας στην ελληνική γλώσσα (Mavrogianni et al., 2020).

Για τον έλεγχο της εγκυρότητας περιεχομένου (content validity) για την κάθε δήλωσή της επιστρατεύθηκε ομάδα δέκα εμπειρογνωμόνων από έμπειρους/ες εκπαιδευτικούς και από τις τρεις βαθμίδες της δευτεροβάθμιας εκπαίδευσης: τρεις από Γυμνάσιο, τέσσερεις από Γενικό Λύκειο και τρεις από Επαγγελματικό Λύκειο. Σύμφωνα με την αξιολόγηση των 10 εμπειρογνωμόνων/εκπαιδευτικών, το CVR (Content Validity Ratio) των δηλώσεων κυμάνθηκε από 0,82 έως 1,00, όταν το ελάχιστο αποδεκτό όριο που τίθεται από τον Lawshe (1975) για την αξιολόγηση από 10 ειδικούς είναι το 0,62. Συνεπώς, οι εμπειρογνώμονες συμφώνησαν σε μεγάλο βαθμό και αποδέχτηκαν όλες τις δηλώσεις της κλίμακας ως ακριβείς. Επομένως, η συμφωνία υπό τον όρο του συντελεστή εναρμόνισης του Kendall, ανάμεσα στις γνώμες των εμπειρογνωμόνων ήταν αρκετά υψηλή.

Συμμετέχοντες/ουσες και συλλογή των δεδομένων

Στην έρευνα συμμετείχαν μαθητές/τριες από 68 δημόσια και ιδιωτικά σχολεία δευτεροβάθμιας εκπαίδευσης από αστικές, ημι-αστικές και αγροτικές περιοχές της Ελλάδας. Η Επιτροπή Δεοντολογίας του Πανεπιστημίου Κρήτης (απόφαση 2/2018 / 13-03-2018) ενέκρινε αυτή την έρευνα και το Υπουργείο Παιδείας (Αρ. 89964 / Δ2 / 01-06-2018) παραχώρησε άδεια για την συμμετοχή των συγκεκριμένων σχολείων. Πριν από την έναρξη της έρευνας έγινε ενημέρωση του/της Διευθυντή/τριας και του Συλλόγου Διδασκόντων/ουσών των σχολικών μονάδων δευτεροβάθμιας εκπαίδευσης, οι οποίες θα συμμετείχαν στην έρευνα, σχετικά με τη διαδικασία διεξαγωγής της, ώστε να συναινέσουν σε αυτήν. Εξασφαλίστηκε έγγραφη συγκατάθεση των γονέων – κηδεμόνων για κάθε μαθητή/τρια χωριστά. Οι μαθητές/τριες συμμετείχαν εθελοντικά και πριν συμπληρώσουν τις ερευνητικές κλίμακες ανώνυμα, έλαβαν διαβεβαίωση για την προστασία των προσωπικών τους δεδομένων.

Οι συμμετέχοντες/ουσες συμπλήρωσαν ψηφιακά το ερωτηματολόγιο στο εργαστήριο Πληροφορικής του σχολείου τους, αποδίδοντας με βάση τις προσωπικές τους προτιμήσεις τους βαθμούς 1 έως 5 σε κάθε δήλωση (από τις 30) της 5-βαθμης κλίμακας τύπου Likert. Από την αρχική ομάδα των 1308 συμμετεχόντων/ουσών, 45 εξαιρέθηκαν από την έρευνα εξαιτίας μιας ή περισσότερων ελλειπουσών τιμών και παρέμειναν εν τέλει 1263 συμμετέχοντες/ουσες ως δείγμα της έρευνας. Η διερευνητική παραγοντική ανάλυση, ακολουθώντας το πρότυπο της ήδη δημοσιευμένης (Mavrogianni et al., 2020), έγινε στους 632 που επιλέχθηκαν με τυχαιοποίηση μεταξύ των διαθέσιμων δεδομένων. Οι υπόλοιπες διαδικασίες της επιβεβαιωτικής ανάλυσης και του ελέγχου αξιοπιστίας και εγκυρότητας της δομής έγιναν στο σύνολο των διαθέσιμων δεδομένων (N=1263).

Το δείγμα της έρευνας αποτελείται από 540 αγόρια (42,8%) και 723 κορίτσια (57,2%). Η μέση ηλικία τους είναι 15,29 χρόνια (τ.α.=1.67; εύρος: 12-24 χρονών). Οι 1220 από αυτούς (96,6%) γεννήθηκαν στην Ελλάδα, ενώ 24 γεννήθηκαν στην Αλβανία (1,9%). Όλες οι υπόλοιπες χώρες γέννησης, είτε ευρωπαϊκές (Βουλγαρία, Γερμανία, Ιταλία, Ολλανδία, Ρουμανία), είτε έξω-ευρωπαϊκές (Αιθιοπία, ΗΠΑ, Μαρόκο, Πακιστάν, Ρωσία) αντιπροσωπεύονται από 19 μαθητές/τριες (1,5%). Είναι σημαντικό να σημειωθεί ότι λόγω της δυσκολίας της ελληνικής γλώσσας, πολλοί από τους/τις αλλοδαπούς/ές μαθητές/τριες δεν είχαν καταφέρει να αποφοιτήσουν από τη δευτεροβάθμια εκπαίδευση μέχρι την ηλικία των 24 ετών, αν και ο μέσος όρος ηλικίας αποφοίτησης από την ελληνική δευτεροβάθμια εκπαίδευση κυμαίνεται συνήθως στην ηλικία των 18 ετών. Οι 1175 από τους/τις μαθητές/τριες (93,0%) είχαν την ελληνική ως μητρική γλώσσα, ενώ για 49 (7,0%) ήταν η δεύτερή τους γλώσσα. Όπως συμβαίνει και με τον περισσότερο μαθητικό πληθυσμό της χώρας, οι περισσότεροι/ες συμμετέχοντες/ουσες είχαν ως τόπο κατοικίας μια πόλη (n = 828, 65,6%), ενώ

αντιπροσωπεύονταν και το προάστιο (n = 91, 7,2%), η κωμόπολη (n = 117, 9,3%) και το χωριό (n = 227, 18,0%). Οι περισσότεροι (n = 1215, 96,2%) διέμεναν στο πατρικό σπίτι, ενώ μικρά ποσοστά κατοικούσαν σε σπίτι συγγενών (n = 33, 2,6%), σε σπίτι φίλων (n = 1, 0,1%), σε οικοτροφείο (n = 4, 0,3%), ή και έμεναν μόνοι τους (n = 10, 0,8%). Αναφορικά με την οικογενειακή κατάσταση οι 288 (22,8%) αντιμετώπιζαν οικογενειακές δυσχέρειες (τουλάχιστον ο ένας από τους γονείς είχε αποβιώσει ή ήταν άνεργος), ενώ 975 (77,2%) φαινόταν να διαβιούν σε συνθήκες κανονικότητας μια μέσης πυρηνικής οικογένειας (και οι δύο γονείς είτε εργάζονταν μόνιμα, ή έστω περιστασιακά, είτε ήταν συνταξιούχοι).

Όσον αφορά τα στοιχεία φοίτησής τους, οι 585 (46,3%) φοιτούσαν στο Γυμνάσιο και οι 678 (53,7%) στο Λύκειο: 630 (49,9%) σε Γενικό Λύκειο (ΓΕΛ) και 48 (3,8%) σε Επαγγελματικό Λύκειο (ΕΠΑΛ). Οι 130 (10,3%) είχαν διαγνωσμένες μαθησιακές δυσκολίες, ενώ 1133 (89,7%) όχι. Ως προς την τάξη φοίτησης, 159 (12,6%) παρακολουθούσαν την Α' Γυμνασίου, 178 (14,1%) την Β' και 248 (19,6%) την Γ' Γυμνασίου. Από τους/τις μαθητές/τριες του Λυκείου, οι 287 (22,7%) φοιτούσαν στην Α' τάξη ΓΕΛ και τις αντίστοιχες Α' και Β' τάξεις ΕΠΑΛ, οι 198 (15,7%) στη Β' ΓΕΛ και Γ' ΕΠΑΛ και οι 193 (15,3%) στη Γ' ΓΕΛ και Δ' ΕΠΑΛ. Από το σύνολο των συμμετεχόντων/ουσών οι 35 (2,8%) δήλωσαν ότι είχαν επαναλάβει τάξη, ενώ οι 1228 (97,2%) όχι. Μόνο οι 388 μαθητές/τριες (30,7%) που φοιτούσαν στη Β' και τη Γ' τάξη ΓΕΛ είχαν Προσανατολισμό Σπουδών. Το συγκεκριμένο υποσύνολο ήταν διαχωρισμένο σε τρεις διαφορετικούς Προσανατολισμούς Σπουδών. Συγκεκριμένα 157 (40,5%) είχαν επιλέξει Προσανατολισμό Θετικών Σπουδών, 76 (19,6%) είχαν Προσανατολισμό Σπουδών Οικονομίας και Πληροφορικής και 155 (39,9%) Προσανατολισμό Ανθρωπιστικών Σπουδών. Από το σύνολο των συμμετεχόντων/ουσών 702 (55,6%) δήλωσαν ότι έχουν εξωσχολική βοήθεια για τα μαθήματά τους και 561 (44,4%) ότι μελετούν μόνοι τους. Σχετικά με τον ψηφιακό τους εγγραμματισμό δήλωσαν ότι δεν ξέρουν να χρησιμοποιούν ηλεκτρονικό υπολογιστή «καθόλου» οι 20 (1,6%), ενώ ξέρουν «λίγο» οι 86 (6,8%), «καλά» οι 382 (30,2%), «πολύ καλά» οι 473 (37,5%) και «άριστα» οι 302 (23,9%). Όσον αφορά το επίπεδο γλωσσομάθειάς τους οι 151 (12,0%) δήλωσαν «καθόλου» ή «λίγο», οι 313 (24,8%) «καλό», οι 476 (37,7%) «πολύ καλό» και οι 323 (25,6%) «άριστο».

Το βασικό εργαλείο συλλογής των δεδομένων της έρευνας ήταν το ερωτηματολόγιο MARSI στην ελληνική γλώσσα, συνοδευόμενο και από ερωτήσεις δημογραφικού χαρακτήρα (Mavrogianni et al., 2020). Όλες οι (30) δηλώσεις αυτο-αναφοράς, που διατηρήθηκαν στο ερωτηματολόγιο με τη σειρά που είχαν επιλέξει οι Mokhtari και Reichard (2002), ήταν τύπου 5-βαθμης κλίμακας τύπου Likert με την εξής λεκτική διαβάθμιση: (α) «Ποτέ ή σχεδόν ποτέ δεν το κάνω αυτό», (β) «Το κάνω αυτό μόνο περιστασιακά», (γ) «Μερικές φορές το κάνω αυτό» (περίπου τις μισές φορές), (δ) «Συχνά το κάνω αυτό», (ε) «Πάντα ή σχεδόν πάντα το κάνω αυτό».

Το ερωτηματολόγιο χορηγήθηκε στους/στις μαθητές/τριες από τον/την διδάσκοντα/ουσα εκπαιδευτικό στο εργαστήριο Πληροφορικής του σχολείου τους. Πριν από την ψηφιακή του συμπλήρωση, ο/η εκπαιδευτικός καθοδήγησε τους μαθητές/τριες να διαβάσουν πολύ προσεκτικά τις δηλώσεις, ώστε να βεβαιωθούν ότι τις κατανοούν πλήρως. Στην περίπτωση οποιασδήποτε απορίας, δινόταν σχετική διευκρίνιση. Στους/στις μαθητές/τριες δόθηκε η οδηγία να το συμπληρώσουν με ειλικρίνεια αποφεύγοντας τάσεις εξωραϊσμού της πραγματικότητας. Η μέση χρονική διάρκεια συμπλήρωσής του ήταν περίπου 15 λεπτά της ώρας.

Διαδικασίες ανάλυσης των δεδομένων

Η ανάλυση των δεδομένων διεξήχθη με το στατιστικό πακέτο SPSS 24.0 (Field, 2013) και ειδικότερα η επιβεβαιωτική παραγοντική ανάλυση με το λογισμικό AMOS 22 (Byrne, 2016) με μεθοδολογία που περιγράφεται λεπτομερέστερα παρακάτω. Η κανονικότητα των

ποσοτικών μεταβλητών ελέγχθηκε με τη δοκιμασία Shapiro-Wilk, το θηκόγραμμα (box-and-whisker plot), το σύντομο γράφημα τεταρτημορίων (Q-Q plot), και τις τιμές της λοξότητας (skewness) και της κύρτωσης (kurtosis). Ως στατιστικά σημαντικό εκλάβαμε το (αμφίπλευρο) $p<0,05$.

Για να διερευνηθεί εκ νέου η παραγοντική δομή των δεδομένων εφαρμόστηκε διερευνητική παραγοντική (exploratory factor analysis, EFA) με αυστηροποιημένα κριτήρια στις 30 αρχικές δηλώσεις του ερωτηματολογίου με στόχο τον προσδιορισμό των δηλώσεων που δεν πληρούσαν τις προϋποθέσεις ένταξής τους (Hair et al., 2016) στην περισσότερο σύντομη και ευέλικτη δομή, τον καθορισμό του κατάλληλου αριθμού παραγόντων και την ένταξη των δηλώσεων στους αντίστοιχους παράγοντες.

Αναφορικά με την επάρκεια του δείγματος για διερευνητική παραγοντική ανάλυση, εξετάστηκε ο λόγος του αριθμού των συμμετεχόντων/ουσών προς τον αριθμό των δηλώσεων, που θεωρείται βέλτιστος αν είναι π.χ. της τάξης του 20/1 ή αποδεκτός αν είναι της τάξης του 5/1 έως 10/1 (Everitt, 1975· Gorsuch, 1983· Mvududu & Sink, 2013· Nunnally, 1994· Comrey & Lee, 1992· Costello & Osborne, 2005). Προκειμένου να φανεί αν τα δεδομένα τηρούσαν συνολικά τις προϋποθέσεις για διερευνητική παραγοντική ανάλυση, εστιάσαμε στον έλεγχο της συνολικής δειγματικής καταλληλότητας (μέτρο Kaiser-Meyer-Olkin, KMO), που θεωρείται αποδεκτή αν είναι >0.6, και της σφαιρικότητας Bartlett στην οποία χρειάζεται να προκύψει στατιστική σημαντικότητα $p<0,05$. Για τον έλεγχο καταλληλότητας της κάθε δήλωσης χωριστά, προκειμένου να υπαχθεί στη διερευνητική ανάλυση, εξετάστηκε ο δείκτης MSA όπως προκύπτει στην αντίστοιχη θέση της διαγωνίου του πίνακα «Anti-image Correlation Matrix», με αποδεκτή τιμή >0,5 (Hair et al., 1998). Σε περίπτωση μη καταλληλότητας κάποιων δηλώσεων αυτές απομακρύνονταν από τους περαιτέρω χειρισμούς.

Για την επιλογή της καταλληλότερης μεθόδου για εκτέλεση της EFA, εξετάστηκε η πολυμεταβλητή κανονικότητα των δεδομένων. Αυτή δεν είναι αναγκαία προϋπόθεση για διερευνητική παραγοντική ανάλυση, επηρεάζει όμως την επιλογή μεθόδου. Εν γένει, καταλληλότερες για διερευνητική παραγοντική ανάλυση, εκτός από ειδικές εφαρμογές, είναι η παραγοντοποίηση μέγιστης πιθανοφάνειας (maximum likelihood, ML) και κύριων αξόνων (principal axis factoring, PAF). Σε περίπτωση μικρής μόνο απόκλισης από την κανονικότητα εκτελείται ML, ενώ σε περίπτωση σοβαρότερης παραβίασης εκτελείται PAF που εμφανίζει σταθερότητα ως προς τις αποκλίσεις από την κανονικότητα (Tabachnick & Fidell, 2013· Fabrigar et al., 1999· Nunnally & Bernstein, 1994· Osborne, 2014). Επιλέχθηκε, επίσης, περιστροφή τύπου Promax, η οποία ως πλάγια είναι καταλληλότερη από μια ορθογώνια όταν αναμένεται οι παράγοντες να σχετίζονται μεταξύ τους, όπως συμβαίνει σε έρευνες των κοινωνικών επιστημών, επειδή η ανθρώπινη συμπεριφορά σπάνια διαχωρίζεται σε πλευρές που λειτουργούν ανεξάρτητα η μία από την άλλη (Costello & Osborne, 2005· Pedhazur & Schmelkin, 1991).

Η κανονικότητα των δεδομένων αξιολογήθηκε στο επίπεδο των μεμονωμένων δηλώσεων (univariate), των ζευγών τους (bivariate) και του συνόλου τους (multivariate) (Kline, 2015). Η κανονικότητα καθεμιάς δήλωσης αξιολογήθηκε αφενός οπτικά με παρατήρηση του ιστογράμματος μαζί με την καμπύλη κανονικότητάς του, του θηκογράμματος και του σύντομου γραφήματος τεταρτημορίων και αφετέρου στατιστικά με τη δοκιμασία Kolmogorov–Smirnov, τη δοκιμασία Shapiro–Wilk και τους λόγους λοξότητας και κύρτωσης με τα τυπικά σφάλματά τους (απόλυτη τιμή του λόγου <3 για κανονικότητα). Για την πολυμεταβλητή κανονικότητα του συνόλου των 23 δηλώσεων αξιοποιήθηκαν η απόσταση Mahalanobis (Burdenski, 2000) και ο δείκτης του Mardia που αποτελεί μια εκτίμηση της πολυμεταβλητής κύρτωσης με τιμή <5,0 να υποδεικνύει κανονικότητα (Bentler, 2006).

Σε καθένα από τα διαδοχικά στάδια της διερευνητικής ανάλυσης εξεταζόταν το κριτήριο του Kaiser, το διάγραμμα ιδιοτιμών, οι εταιρικότητες, οι φορτίσεις των δηλώσεων και η συνολική ερμηνευόμενη διακύμανση όπως εξηγείται στη συνέχεια. Αναφορικά με το κριτήριο του Kaiser, μόνο παράγοντες με ιδιοτιμές >1,0 είναι πιθανό να αντιπροσωπεύουν έναν υφιστάμενο παράγοντα, ενώ οι μικρότερες δεν εκλαμβάνονται ως στατιστικά σημαντικές (Price, 2016). Στο διάγραμμα ιδιοτιμών (scree plot), η απότομη αλλαγή της καμπύλης πριν από το πρώτο σημείο επιπεδοποίησής της υποδηλώνει τον ενδεχόμενο αριθμό των παραγόντων. Η συνεκτίμηση αυτών των δύο έκρινε τον βέλτιστο αριθμό παραγόντων με βάση τη σχετική υπόδειξη του Gorsuch (1983), προκειμένου να αποφευχθεί ο υπερβολικός αριθμός τους, που προκύπτει όταν χρησιμοποιείται μόνο του το κριτήριο του Kaiser (Ruiz & San Martín, 1992). Με έλεγχο των εταιρικοτήτων (ή κοινών παραγοντικών διακυμάνσεων των δηλώσεων, communalities) απομακρυνόταν όσες δηλώσεις εμφάνιζαν χαμηλή (<0,2) τιμή (Child, 2006). Σημαντικές δηλώσεις, για να συμπεριληφθούν στο σχηματισμό κάποιου από τους παράγοντες, θεωρήθηκαν μόνο εκείνες με φόρτιση ≥0,50 στον εξαχθέντα πρότυπο πίνακα (pattern matrix) μη βαρυνόμενες από άλλες ενδεχόμενες παθολογίες (π.χ. σημαντικές φορτίσεις σε πάνω από έναν παράγοντα ταυτόχρονα, αρνητικές φορτίσεις κ.ά.). Η δομή, όπως διαμορφωνόταν κάθε φορά, εξεταζόταν και ως προς τη συνολική ερμηνευόμενη διακύμανση (total variance explained). Ως αποτέλεσμα της διερευνητικής παραγοντικής ανάλυσης καθορίστηκαν οι δηλώσεις που πληρούσαν τις προϋποθέσεις ένταξής τους στο μοντέλο, ο κατάλληλος αριθμός παραγόντων και η ένταξη των δηλώσεων στους αντίστοιχους παράγοντες. Εντέλει, αναζητήθηκε πειστική ερμηνευσιμότητα προκειμένου να γίνει αποδεκτό το μοντέλο έτσι όπως ανιχνεύτηκε.

Εν συνεχεία εφαρμόστηκε επιβεβαιωτική ανάλυση παραγόντων (confirmatory factor analysis, CFA) με μέθοδο που καθορίζεται από την πολυμεταβλητή κανονικότητα ή μη των δηλώσεων που θα απομείνουν τελικά στο μοντέλο. Δεδομένου ότι για τη CFA χρησιμοποιήθηκε το λογισμικό AMOS, σε περίπτωση πολυμεταβλητής κανονικότητας εκτελείται η μέθοδος της μέγιστης πιθανοφάνειας (ML), ενώ σε περίπτωση μη κανονικότητας προκρίνεται η μέθοδος ML με την τεχνική bootstrap (Byrne, 2016). Η πολυμεταβλητή κανονικότητα αξιολογήθηκε με όμοιο τρόπο όπως και στη διερευνητική παραγοντική ανάλυση.

Για τον έλεγχο του βαθμού προσαρμογής του μοντέλου χρησιμοποιήθηκαν μια σειρά από δείκτες καλής προσαρμογής με τα παρακάτω κριτήρια αποδοχής: p (στατιστική σημαντικότητα της δοκιμασίας χ^2) >0,05 (Kim & Millsap, 2014), χ^2/df (κοινά αναφερόμενο και ως CMIN/DF) <3,0 (Byrne, 2016), SRMR <0,08 (Hu & Bentler, 1999), GFI >0,80 (Hoyle, 1995· Marcoulides & Schumacker, 1996) ή >0,90 (Hair et al., 1998), RMSEA <0,08 (Byrne, 2016), CFI >0,95 (Kline, 2015), TLI >0,90 (Browne & Cudeck, 1993), NFI >0,90 (Hoyle, 2012· Schumacker & Lomax, 2016), RFI >0,90 (Hair et al., 2016), IFI >0,95 (Schumacker & Lomax, 2016), PGFI κοντά στο 0,50 (Mulaik et al., 1989). Στη βιβλιογραφία δεν χρησιμοποιούνται πάντα οι ίδιοι δείκτες και τα κριτήρια αποδοχής τους δεν πρέπει να εκλαμβάνονται ως απόλυτα, αλλά συνιστάται να συνεξετάζονται (Hair et al., 2019, σελ. 635). Βασικότεροι θεωρούνται οι δείκτες χ^2 (αξιοποιούμενο ως χ^2/df), RMSEA, CFI, TLI και SRMR (Kline, 2015), ενώ οι υπόλοιποι εξετάζονται συμπληρωματικά. Με δεδομένο ότι το λογισμικό που χρησιμοποιείται παράγει όλους τους δείκτες, έγκειται στον/στην ερευνητή/τρια να επιλέξει με αμερόληπτο τρόπο τους κατάλληλους για την έρευνά του/της από τους πολλούς δείκτες που προτείνονται (Brown, 2015· Jackson et al., 2009) προκειμένου οι πληροφορίες να είναι επαρκείς και όχι πλεονάζουσες.

Αφού εξετάστηκε η «μέση απάντηση» που δόθηκε από τους/τις συμμετέχοντες/ουσες ανά παράγοντα, νοούμενη ως ο μέσος όρος των απαντήσεων εντός αυτού του παράγοντα, υπολογίστηκαν επιπλέον οι βαθμολογίες (σκορ) για το μοντέλο και τις συνιστώσες του, με απλή άθροιση των δηλώσεων, και έγινε η στατιστική περιγραφή τους. Για την ολοκλήρωση

του ψυχομετρικού ελέγχου του μοντέλου, που ξεκίνησε κατά τις φάσεις της διερευνητικής και της επιβεβαιωτικής παραγοντικής ανάλυσης, αξιολογήθηκαν η αξιοπιστία και η εγκυρότητά του από διάφορες πλευρές (Beavers et al., 2013· Drost, 2011· Fabrigar & Wegener, 2012· Raykov, 1997· 2010· Tavakol & Dennick, 2011· Yong & Pearce, 2013). Μετά την επιτυχή ολοκλήρωση των ελέγχων του μοντέλου, αυτό θεωρήθηκε ως έγκυρη και αξιόπιστη αυτο-αναφορική κλίμακα.

Κατά τον έλεγχο αξιοπιστίας, υπολογίστηκαν οι τιμές άλφα του Cronbach για το μοντέλο, με σκοπό να επιβεβαιώσουν ότι όλες οι δηλώσεις του ανταποκρίνονται με συνέπεια στη σύνθεσή του. Επίσης, υπολογίστηκαν οι τιμές άλφα για τον καθένα παράγοντά του, για τη διερεύνηση της εσωτερικής συνέπειας/συνοχής του προκειμένου να επιβεβαιώσουν ότι όλες οι δηλώσεις που τον αποτελούν ταιριάζουν με το νόημά του, καθώς και για όλους τους δυνατούς συνδυασμούς των παραγόντων. Υπολογίστηκαν, ακόμη, οι τιμές άλφα για το μοντέλο απομειωμένο κατά μία δήλωσή του κάθε φορά (Cronbach's alpha if item deleted) προκειμένου να φανεί αν η απαλοιφή κάποιας δήλωσης έχει ως συνέπεια την αύξηση της αξιοπιστίας του μοντέλου και επομένως αν η παρουσία της είναι εύλογη, άλλως είναι προτιμότερο να διαγραφεί (Field, 2013, σελ. 713-715). Για την ανάλυση αξιοπιστίας υπολογίστηκαν, τέλος, οι τιμές άλφα για το μοντέλο και τους παράγοντές του σε σχέση με επιλεγμένες δημογραφικές μεταβλητές. Για τον δείκτη άλφα ακολουθήθηκαν οι γενικοί χαρακτηρισμοί αποδεκτός (0,60-0,69), καλός (0,70-0,79), πολύ καλός (0,80-0,89) και άριστος (0,90-1,00) (Blunch, 2008· DeVellis, 2012· Field, 2013· George & Mallery, 2003· Kline, 2000· Tavakol & Dennick, 2011).

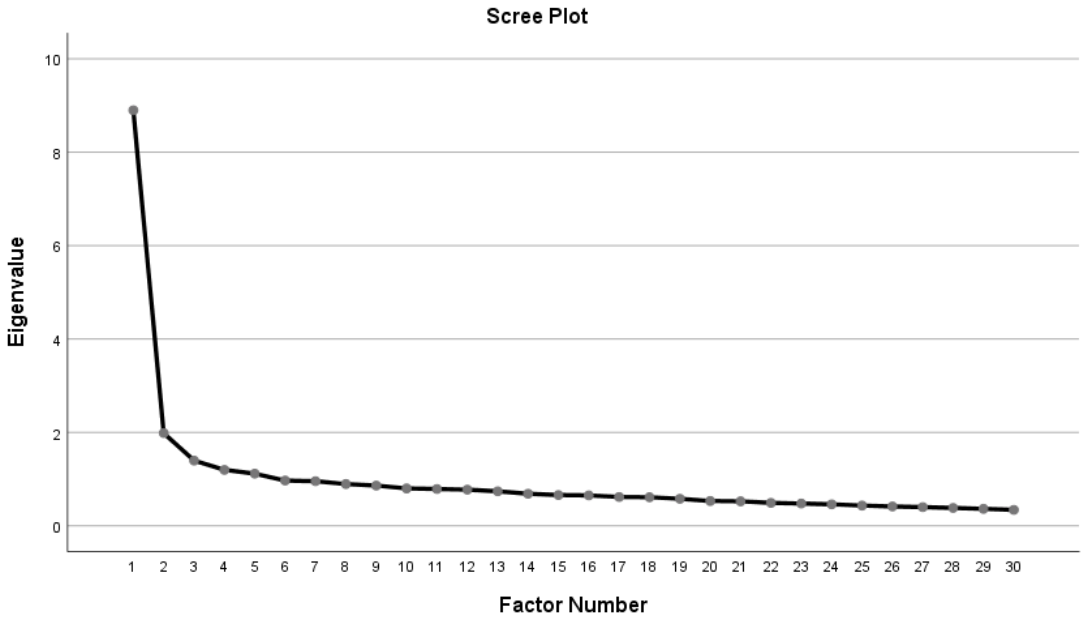
Η δομική εγκυρότητα (construct validity) εξετάστηκε με την έννοια της συγκλίνουσας (convergent validity) και αποκλίνουσας/διακρίνουσας (discriminant validity) εγκυρότητας. Για καθεμιά δήλωση του μοντέλου υπολογίστηκε ο διορθωμένος συντελεστής συσχέτισής της (corrected item-total correlation) τόσο με τη βαθμολογία του μοντέλου όσο και με τη βαθμολογία των παραγόντων (τόσο εκείνου στον οποίο ανήκει η δήλωση όσο και των άλλων). Η τιμή της συσχέτισης με τη βαθμολογία του μοντέλου οφείλει να είναι >0,30 για να θεωρηθεί ότι η συγκεκριμένη δήλωση αντιστοιχεί καλώς με το μοντέλο, ειδάλλως χρειάζεται να απομακρυνθεί (Cristobal et al., 2007· Brzoska & Razum, 2010). Αντιστοίχως, για να θεωρηθεί ότι μια δήλωση συγκλίνει επαρκώς (συγκλίνουσα εγκυρότητα) με τον παράγοντά της πρέπει να έχει τιμή συσχέτισης με τη βαθμολογία του παράγοντα >0,40 (Scientific Advisory Committee, 1995). Εκτιμήθηκε, επίσης, για καθέναν παράγοντα η σύνθετη αξιοπιστία (composite reliability, CR), με χρήση του τύπου του Raykov για την αξιολόγηση της εσωτερικής συνεκτικότητας των προτεινόμενων παραγόντων. Αποδεκτές θεωρούνται τιμές >0,70 (Hair et al., 2016) ή κατ' άλλους >0,60 (Bagozzi & Yi, 1988· Diamantopoulos & Siguaw, 2000). Για τη συγκλίνουσα εγκυρότητα του μοντέλου εκτιμήθηκε η μέση εξαχθείσα διακύμανση (average variance extracted, AVE) για καθέναν παράγοντα. Η τιμή της είναι αποδεκτή αν είναι >0,50 (Fornell & Larcker, 1981· Hair et al., 2019· Henseler, 2017). Ωστόσο, στην περίπτωση που ισχύει AVE <0,50, η συγκλίνουσα εγκυρότητα εξακολουθεί να θεωρείται επαρκής αν CR >0,60 (Fornell & Larcker, 1981). Για τη διακρίνουσα εγκυρότητα του μοντέλου υπολογίστηκε για όλα τα ζεύγη παραγόντων η ποσότητα rxy/√(rxx.ryy), για την οποία θεωρήθηκε ότι τιμές <0,85 (Kline, 2015) υποδεικνύουν ύπαρξη ουσιαστικής διαφοροποίησης ανάμεσα στους εκάστοτε δύο παράγοντες. Στην ποσότητα αυτή τα σύμβολα rxx, ryy και rxy αφορούν τις μέσες τιμές των συσχετίσεων μεταξύ των δηλώσεων (inter-item correlations) στον καθένα από τους παράγοντες χωριστά αλλά και μεταξύ των δύο παραγόντων (√ είναι το σύμβολο της τετραγωνικής ρίζας). Η προσέγγιση αυτή προτιμήθηκε (Henseler, Ringle & Sarstedt, 2015) έναντι της κοινότερα χρησιμοποιούμενης σύγκρισης AVE-SV (Fornell & Larcker, 1981).

Αποτελέσματα

Διερεύνηση και νοηματοδότηση της παραγοντικής δομής των δεδομένων

Σχετικά με την επάρκεια του δείγματος για διερευνητική παραγοντική ανάλυση, ο λόγος του αριθμού των συμμετεχόντων/ουσών προς τον αριθμό των δηλώσεων της κλίμακας ήταν 632/30=21,06 που θεωρείται βέλτιστος. Η τιμή του μέτρου KMO=0,933 ήταν υψηλή (>0,60) και επομένως αποδεκτή (Hair et al., 2019). Η δοκιμασία Bartlett έδωσε στατιστικά σημαντικό αποτέλεσμα (χ^2=6070,465/df=435, p<,001) όπως απαιτείται (Hair et al., 2019). Όλες οι επιμέρους τιμές MSA βρέθηκαν >0,5 (εύρος: 0,866 έως 0,959) (Coakes & Steed, 2003· Hair et al., 2019). Συνεπώς όλες οι (30) δηλώσεις, ως σύνολο και κατά μόνας, τηρούσαν τις προϋποθέσεις για παραγοντική ανάλυση. Αναφορικά με την κανονικότητα των δεδομένων, διαπιστώθηκε αφενός ότι όλες οι δηλώσεις είχαν αποκλίσεις μέτριες έως σοβαρές και αφετέρου ότι η πολυμεταβλητή κατανομή των δεδομένων απείχε από την κανονικότητα. Για τον λόγο αυτό επιλέχθηκε για τη σειρά των διερευνητικών αναλύσεων (EFA) η εφαρμογή της μεθόδου PAF (με περιστροφή Promax) για την οποία δεν θεωρείται απαραίτητη η κανονική κατανομή των δεδομένων.

Η εφαρμογή του κριτηρίου του Kaiser έδωσε 5 ιδιοτιμές >1,0 (εύρος: 1,117 έως 8,898, ερμηνευόμενη διακύμανση 48,648% της συνολικής), ενώ το διάγραμμα ιδιοτιμών που προέκυψε (Σχήμα 1) υπέδειξε δύο (2) παράγοντες. Με τη συνεκτίμηση αυτών καταλήξαμε στους δύο παράγοντες. Εκτελώντας την πρώτη διερευνητική ανάλυση με 2 παράγοντες προέκυψαν μη αποδεκτές (<0,2) κοινές παραγοντικές διακυμάνσεις (εταιρικότητες) στις δηλώσεις Q05, Q09, Q14 και Q15 που απομακρύνθηκαν στη συνέχεια. Στη δεύτερη διερευνητική, με τις υπόλοιπες 26 δηλώσεις και με 2 παράγοντες: όλες οι εταιρικότητες προέκυψαν αποδεκτές (>0,2), η συνολική ερμηνευόμενη διακύμανση προέκυψε 34,219%, οι φορτίσεις των δηλώσεων Q03, Q04, Q07, Q10, Q13, Q17- Q23, Q25, Q30 προέκυψαν χαμηλές (μικρότερες του τεθέντος ορίου 0,50) και απομακρύνθηκαν, και η εκ νέου εξέταση του αριθμού των ιδιοτιμών >1 (που ήταν δύο) και του νέου διαγράμματος ιδιοτιμών (που υποδείκνυε 2 παράγοντες) οδήγησε σε διατήρηση δομής δύο παραγόντων. Στις επόμενες διερευνητικές αναλύσεις απομακρύνθηκαν διαδοχικά ως <0,50 οι δηλώσεις Q6 και Q24, κατόπιν η Q12 και τέλος η Q02.



Σχήμα 1. Το αρχικό διάγραμμα ιδιοτιμών των 30 δηλώσεων

Στην τελική δομή των δύο παραγόντων με τις δηλώσεις Q01, Q08, Q11, Q16, Q26, Q27, Q28 και Q29 όλες οι εταιρικότητες προέκυψαν αποδεκτές (εύρος 0,266-0,717, μέσος όρος 0,434, τυπική απόκλιση 0,158), όπως φαίνεται στον Πίνακα 1.

Πίνακας 1. Εταιρικότητες των δηλώσεων

Δήλωση	Εταιρικότητες
Q01	0,288
Q08	0,449
Q11	0,308
Q16	0,584
Q26	0,266
Q27	0,484
Q28	0,373
Q29	0,717

Η συνολική ερμηνευόμενη διακύμανση προέκυψε 43,361%, που επιμερίζεται στους δύο παράγοντες όπως φαίνεται στον Πίνακα 2. Η τιμή αυτή (ξεκινώντας από 48,648% που ήταν η τιμή για τους 5 παράγοντες με ιδιοτιμές >1,0 που ανιχνεύτηκαν αρχικά) θεωρήθηκε επαρκής, δεδομένου ότι στις κοινωνικές επιστήμες δεν είναι ασυνήθιστο να θεωρείται ικανοποιητική μια παραγοντική δομή με συνολική ερμηνευόμενη διακύμανση ακόμη και <60% (Hair et al., 2019, p. 107).

Πίνακας 2. Οι ιδιοτιμές και η ερμηνευόμενη διακύμανση των παραγόντων

Παράγοντες	Ιδιοτιμές	Ποσοστό % της συνολικής ερμηνευόμενης διακύμανσης
1	2,355	29,444
2	1,113	13,917

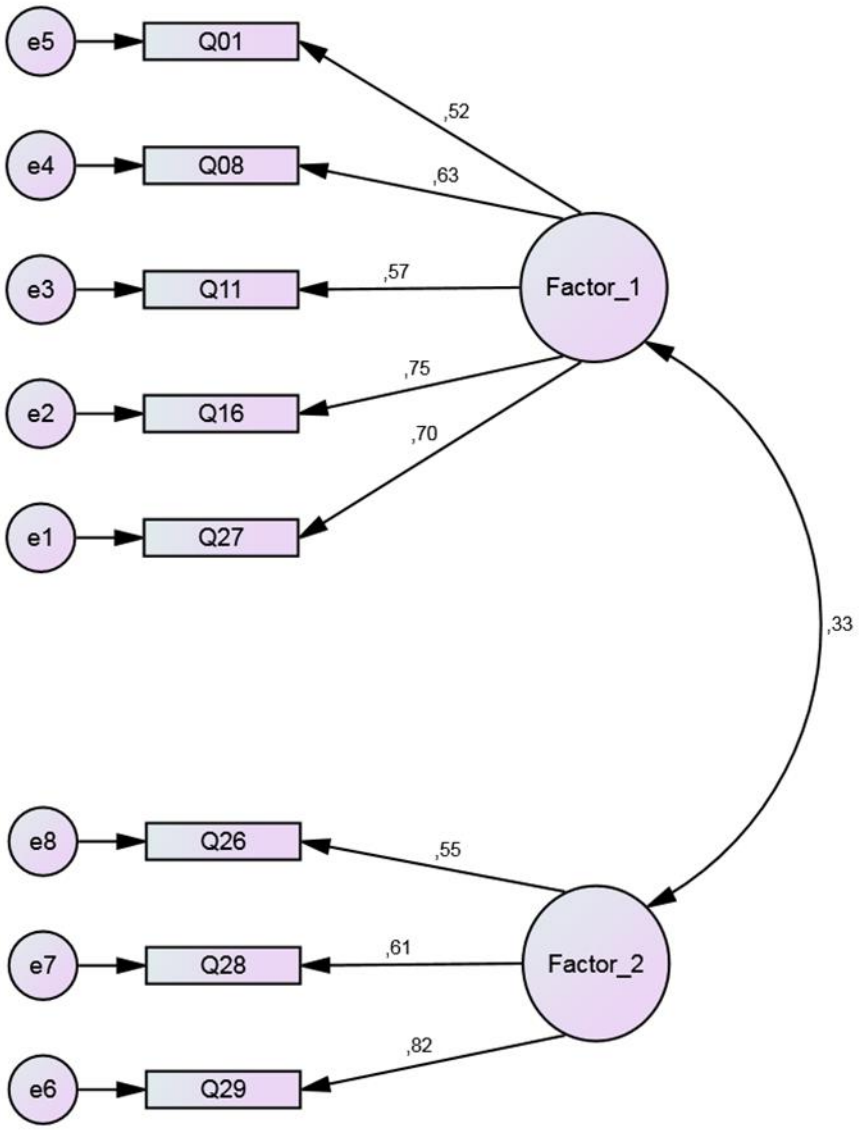
Οι φορτίσεις των δηλώσεων στους 2 παράγοντες, όπως αυτές προέκυψαν στον πρότυπο πίνακα (pattern matrix), ήταν ισχυρές (>0,50), στο εύρος από 0,510 έως 0,856. Επομένως, η σύνθεση των 2 παραγόντων, με συνολικά 8 δηλώσεις, διαμορφώθηκε όπως φαίνεται στον Πίνακα 3.

Πίνακας 3. Φορτίσεις των δηλώσεων

Δήλωση	Παράγοντας 1	Παράγοντας 2
Q01	0,510	
Q08	0,669	
Q11	0,561	
Q16	0,766	
Q26		0,519
Q27	0,701	
Q28		0,587
Q29		0,856

Από την παραπάνω διαδικασία επιβεβαιώθηκε πλήρως η νοηματοδότηση του δημοσιευμένου 2-παραγοντικού μοντέλου (Mavrogianni et al., 2020) με τους παράγοντες/υποκλίμακες των κειμενοκεντρικών (Text-oriented, TEXTOR) και των εξωκειμενικών (Out of the text, TEXTOUT) στρατηγικών ανάγνωσης. Στη δομή αυτή ο πρώτος παράγοντας

(Κειμενοκεντρικές Στρατηγικές, TEXTOR) συνίσταται από τις πέντε δηλώσεις Q01, Q08, Q11, Q16 και Q27 και ο δεύτερος παράγοντας (Εξωκειμενικές Στρατηγικές, TEXTOUT) από τις τρεις δηλώσεις Q26, Q28 και Q29.



Σχήμα 2. Τυποποιημένες φορτίσεις της επιβεβαιωτικής ανάλυσης τεσσάρων παραγόντων για το σύνολο των δεδομένων (N=1263)

Επιβεβαίωση της παραγοντικής δομής της κλίμακας

Το μοντέλο των δύο παραγόντων που προέκυψε από τη διερευνητική ανάλυση παραγόντων ελέγχθηκε με επιβεβαιωτική ανάλυση με χρήση του AMOS 22. Ο έλεγχος έδειξε ότι η πολυμεταβλητή κατανομή των δεδομένων των οκτώ δηλώσεων απείχε σημαντικά από την

κανονικότητα. Για τον λόγο αυτό επιλέχθηκε για την επιβεβαιωτική ανάλυση η μέθοδος ML με την τεχνική bootstrap. Για το bootstrap επιλέχθηκε η μέθοδος των Bollen και Stine (1992). Λαμβάνοντας υπόψη τα χαρακτηριστικά των συγκεκριμένων δεδομένων και τις σχετικές υποδείξεις των Nevitt και Hancock (2001), ο αριθμός των δειγμάτων του bootstrap ορίστηκε στα 1000.

Στο Σχήμα 2 παρουσιάζονται οι τυποποιημένες εκτιμήσεις της επιβεβαιωτικής ανάλυσης. Ο τυποποιημένος συντελεστής συσχέτισης μεταξύ των παραγόντων ήταν 0,33 και επομένως αρκούντως χαμηλός σύμφωνα με τους Jalali et al. (2014). (β) Οι τυποποιημένες φορτίσεις των δηλώσεων, από 0,52 έως 0,82, είναι πολύ καλές σύμφωνα με τους Hair et al. (2019) ως >0,50 και ιδεωδώς >0,70.

Το μοντέλο των δύο παραγόντων ελέγχθηκε με επιβεβαιωτικές αναλύσεις (περιβάλλον AMOS, Bootstrap: ML, Bollen-Stine), αρχικά στο σύνολο (100%) των δεδομένων (*N*=1263) και κατόπιν και στα δύο διαφορετικά υποσύνολα που προέκυψαν με τυχαία επιλογή (n=632 και n=631). Σε όλες τις περιπτώσεις οι τιμές των δεικτών προσαρμογής (Πίνακας 4) ήταν πολύ καλές για την αποδοχή του μοντέλου. Εντέλει, η επιβεβαιωτική παραγοντική ανάλυση έδειξε ότι το μοντέλο των δύο παραγόντων που ανιχνεύτηκε στο στάδιο της διερευνητικής ανάλυσης είχε πολύ καλή προσαρμογή στα δεδομένα.

Πίνακας 4. Τιμές δεικτών επιβεβαιωτικής παραγοντικής ανάλυσης για την προσαρμογή του μοντέλου των δύο παραγόντων, στο σύνολο και σε υποσύνολα των δεδομένων

Δείκτες	n=1263	n=632	n=631
χ^2/df (CMIN/DF)#	3,208	1,314	2,979
SRMR	0,036	0,028	0,050
GFI	0,988	0,990	0,978
RMSEA	0,042	0,022	0,056
CFI	0,981	0,995	0,967
TLI	0,973	0,992	0,951
FI	0,973	0,979	0,951
RFI	0,961	0,968	0,928
IFI	0,982	0,995	0,967
PGFI	0,522	0,523	0,516

Στατιστική περιγραφή του μοντέλου

Οι μέσες τιμές και οι τυπικές αποκλίσεις των μέσων απαντήσεων των ερωτηθέντων/θεισών, τόσο για το μοντέλο όσο και για τους παράγοντες, παρουσιάζονται στον Πίνακα 5.

Πίνακας 5. Μέσες τιμές και τυπικές αποκλίσεις των «μέσων απαντήσεων»

	Μέση τιμή και τυπική απόκλιση της μέσης απάντησης στον παράγοντα
F1	3,87±0,814
F2	2,74±1,066
Μοντέλο	3,45±0,724

Στον Πίνακα 6 παρουσιάζονται περιγραφικά στατιστικά μέτρα για τα σκορ του μοντέλου και των παραγόντων του: ελάχιστη και μέγιστη τιμή, τεταρτημόρια, ενδοτεταρτημοριακό εύρος, μέσος όρος και τυπική απόκλιση. Στον Πίνακα 7 παρουσιάζονται, επιπλέον, η συχνότητα (*N*) και η σχετική συχνότητα (%) των συμμετεχόντων/ουσών ανά τεταρτημόριο.

Πίνακας 6. Μέτρα περιγραφικής στατιστικής για τα σκορ του μοντέλου και των παραγόντων του

		Σκορ του F1 (TEXTOR)	Σκορ του F2 (TEXTOUT)	Σκορ του μοντέλου
Ελάχιστο		5	3	8
Μέγιστο		25	15	40
Τεταρτημόρια	**25**	17	6	24
	50 (=διάμεσος)	20	8	28
	75	22	10	32
Ενδοτεταρτημοριακό εύρος		5	4	8
Μέσος όρος		19,350	8,219	27,569
Τυπική απόκλιση		4,069	3,198	5,788

Πίνακας 7. Συχνότητα (*N*) και σχετική συχνότητα (%) συμμετεχόντων/ουσών ανά τεταρτημόριο για τα σκορ του μοντέλου και των παραγόντων του

		Σκορ του F1 (Κειμενοκεντρικές στρατηγικές)		Σκορ του F2 (Εξωκειμενικές στρατηγικές)		Σκορ του μοντέλου	
		N	%	*N*	%	*N*	%
Τεταρτημόρια	1ο	348	27,6%	410	32,5%	350	27,7%
	2ο και 3ο	483	38,2%	409	32,4%	594	47,0%
	4ο	432	34,2%	444	35,2%	319	25,3%

Ψυχομετρικός έλεγχος του μοντέλου

Για τη μελέτη αξιοπιστίας παρουσιάζεται στον Πίνακα 8 ο συντελεστής άλφα του Cronbach για το μοντέλο (0,737, καλός όσον αφορά την εσωτερική συνέπεια της εννοιολογικής κατασκευής του) και τους παράγοντές του (εύρος 0,693 έως 0,767, καλό). Στον Πίνακα 9 αποτυπώνονται οι τιμές άλφα του μοντέλου μετά από απαλοιφή της καθεμιάς δήλωσης (εύρος 0,695 έως 0,735) που είναι <0,737 του μοντέλου, επομένως η απαλοιφή καμιάς δήλωσης δεν θα αύξανε την αξιοπιστία του και η παρουσία όλων των δηλώσεων είναι εύλογη.

Πίνακας 8. Οι τιμές άλφα του Cronbach για τα τρία σύνολα δεδομένων τόσο για το μοντέλο όσο και για τις συνιστώσες του

	***N*=632**	***N*=631**	***N*=1263**
F1	,775	,758	,767
F2	,685	,703	,693
Συνολικό μοντέλο	,729	,745	,737

Και για τα τρία σύνολα δεδομένων προκύπτει ότι: (α) η αξιοπιστία του μοντέλου είναι καλή (>,70), και (β) η αξιοπιστία των συνιστωσών του είναι από αποδεκτή (>,60) έως καλή.

Και για τα τρία σύνολα δεδομένων προκύπτει ότι η απαλοιφή καμιάς από τις δηλώσεις δεν οδηγεί σε βελτίωση της αξιοπιστίας του μοντέλου, επομένως η παρουσία όλων των δηλώσεων κρίνεται απαραίτητη. Επιπλέον, αναλύσεις αξιοπιστίας έγιναν με υπολογισμό των τιμών άλφα του Cronbach (Πίνακας 10) για όλες τις υποκατηγορίες επιλεγμένων δημογραφικών και εκπαιδευτικών μεταβλητών (φύλο, τύπος σχολείου, διαγνωσμένες μαθησιακές δυσκολίες). Για όλες αυτές τις μεταβλητές οι τιμές άλφα του Cronbach ήταν από αποδεκτές έως πολύ καλές τόσο για ολόκληρο το μοντέλο όσο και για τους παράγοντές του.

Πίνακας 9. Οι τιμές άλφα του Cronbach για το μοντέλο μετά από απαλοιφή καθεμιάς από τις δηλώσεις του, για τα τρία σύνολα δεδομένων

Δήλωση	*N*=632	*N*=631	*N*=1263
Q01	,700	,716	,708
Q08	,691	,720	,706
Q11	,707	,732	,739
Q16	,681	,708	,695
Q26	,690	,700	,695
Q27	,729	,742	,735
Q28	,708	,720	,713
Q29	,706	,713	,709

Πίνακας 10. Ανάλυση αξιοπιστίας (τιμές άλφα του Cronbach) σε σχέση με επιλεγμένες δημογραφικές μεταβλητές (*N*=1263)

		Συχνότητα (Ποσοστό%)	Μοντέλο	F1	F2
Τύπος σχολείου	**Γυμνάσιο**	585 (46,30%)	,724	,715	,662
	ΕΠΑΛ	48 (3,80%)	,828	,863	,699
	ΓΕΛ	630 (49,90%)	,735	,790	,717
Φύλο	**αγόρι**	540 (42,80%)	,751	,762	,737
	κορίτσι	723 (57,20%)	,729	,757	,659
Διαγνωσμένες μαθησιακές δυσκολίες	**ναι**	130 (10,30%)	,779	,782	,725
	όχι	1133 (89,70%)	,730	,760	,691

Στον Πίνακα 11 φαίνονται οι διορθωμένοι συντελεστές συσχέτισης όλων των δηλώσεων, αφενός με το μοντέλο και αφετέρου με τον καθένα από τους δύο παράγοντες. Οι τιμές της συσχέτισης των (8) δηλώσεων με το μοντέλο είναι όλες >0,30 (εύρος 0,38 έως 0,52), γεγονός που σημαίνει ότι η αντιστοιχία όλων των δηλώσεων με το μοντέλο είναι πολύ καλή και συνεπώς καμία δεν χρειάζεται να απομακρυνθεί. Όλες οι δηλώσεις (100%) είχαν συντελεστή συσχέτισης με τον παράγοντα, στον οποίο ανήκαν, υψηλότερο σε σχέση με τους άλλους παράγοντες, αλλά και υψηλότερο από το όριο του 0,40. Επιπλέον όλες οι δηλώσεις (100%), τόσο του πρώτου όσο και του δεύτερου παράγοντα, είχαν συντελεστή συσχέτισης με τον άλλο παράγοντα <0,40. Συνεπώς, ο έλεγχος αυτός της συγκλίνουσας εγκυρότητας του μοντέλου ήταν απολύτως επιτυχής.

Πίνακας 11. Συσχετίσεις των δηλώσεων με το μοντέλο και τους παράγοντες, διορθωμένες ως προς τη δομή όπου ανήκουν

Δήλωση	F1	F2	Συνολική κλίμακα
Q01	0,442	0,247	0,444
Q08	0,543	0,172	0,456
Q11	0,495	0,108	0,381
Q16	0,630	0,193	0,525
Q26	0,139	0,455	0,313
Q27	0,586	0,219	0,514
Q28	0,247	0,482	0,417
Q29	0,224	0,594	0,437

Στον Πίνακα 12 παρουσιάζονται για καθέναν από τους 2 παράγοντες οι τιμές για τη μέση εξαχθείσα διακύμανση AVE (επαρκείς αν και <0,50 επειδή CR>0,60) και τη σύνθετη αξιοπιστία CR (>0,70) που επιβεβαιώνουν τη συγκλίνουσα εγκυρότητα του μοντέλου. Η ποσότητα $r_{xy}/\sqrt{(r_{xx} \cdot r_{yy})}$ για το ζεύγος των δυο παραγόντων ήταν 0,357 (<0,85), υποδεικνύοντας και τη διακρίνουσα εγκυρότητα του μοντέλου.

Πίνακας 12. Μέση εξαχθείσα διακύμανση και σύνθετη αξιοπιστία των παραγόντων

	Μέση εξαχθείσα διακύμανση AVE	**Σύνθετη αξιοπιστία CR**
F1	0,420	0,780
F2	0,449	0,700

Συζήτηση

Η επιβεβαίωση της εναλλακτικής 2-παραγοντικής νοηματοδότησης

Η παρούσα μελέτη είχε ως στόχο να διερευνήσει την εναλλακτική 2-παραγοντική νοηματοδότηση της κλίμακας MARSI και να προβεί σε επιβεβαιωτική διαδικασία και ψυχομετρική αξιολόγησή της με δεδομένα που προέκυψαν από ελληνικό μαθητικό πληθυσμό 68 σχολείων δευτεροβάθμιας εκπαίδευσης (Γυμνασίων, ΓΕΛ και ΕΠΑΛ) από διάφορες περιοχές της Ελλάδας. Εντέλει, η επιβεβαιωτική παραγοντική ανάλυση έδειξε ότι το μοντέλο των δύο παραγόντων που ανιχνεύτηκε στο στάδιο της διερευνητικής ανάλυσης (Mavrogianni et al., 2020) είχε πολύ καλή προσαρμογή στα δεδομένα. Μέσω της ερευνητικής διαδικασίας επιβεβαιώθηκε με εξαιρετικές τιμές δεικτών η συντομευμένη εκδοχή της κλίμακας Μεταγνωσιακής Ενημερότητας Στρατηγικών Ανάγνωσης (MARSI-2fGR Revised, στο εξής MARSI-2fR), που παρουσιάζεται στο Παράρτημα.

Επισημαίνεται ότι η ερμηνευσιμότητα διαδραμάτισε καθοριστικό ρόλο, από κοινού με το διάγραμμα ιδιοτιμών, στον προσδιορισμό του αριθμού των παραγόντων κατά τη διαδικασία της διερευνητικής παραγοντικής ανάλυσης. Η 2-παραγοντική κλίμακα MARSI-2fR αποτελείται από τις ίδιες δύο υποκλίμακες, των κειμενοκεντρικών (TEXTOR) και των εξωκειμενικών (TEXTOUT) στρατηγικών ανάγνωσης, που είχαν προκύψει και κατά την πρώτη διερευνητική ανάλυση (Mavrogianni et al., 2020) σε συσχέτιση με τον τρόπο μελέτης που τείνουν να υιοθετούν οι Έλληνες/ίδες μαθητές/τριες υπό την επίδραση του εξετασιοκεντρικού ελληνικού εκπαιδευτικού συστήματος και του ισχύοντος προγράμματος σπουδών.

Ο πρώτος παράγοντας (κειμενοκεντρικές στρατηγικές, "TEXTOR"), με τις 5 δηλώσεις Q01, Q08, Q11, Q16, Q27, ο οποίος στην πλήρη του ανάπτυξη αποτελούνταν από 14 δηλώσεις (Q01, Q02, Q03, Q04, Q05, Q06, Q08, Q11, Q12, Q16, Q19, Q20, Q22, Q27), αφορά σε πιο απλές στρατηγικές ανάγνωσης προσανατολισμένες προς την ανάλυση του ίδιου του κειμένου. Αυτός ο παράγοντας περιλαμβάνει δηλώσεις που αναφέρονται σε στρατηγικές ανάγνωσης ως επί το πλείστον πρακτικές και λειτουργικές. Αυτές οι λειτουργικές στρατηγικές ανάγνωσης αναφέρονται κυρίως στην απόπειρα για νοηματική κατανόηση του κειμένου χωρίς την αναζήτηση πρόσθετης βοήθειας σε υλικό αναφοράς (π.χ. λεξικά) ή σε άλλα άτομα. Οι στρατηγικές αυτές σχετίζονται με την αργή και προσεκτική ανάγνωση (Q08), την επαναληπτική ανάγνωση αν χαθεί ο ειρμός (Q11), την μεγαλύτερη προσοχή (Q16), καθώς και την επανάληψη της ανάγνωσης για την βελτίωση της κατανόησης (Q27) όταν το κείμενο δυσκολεύει. Επομένως, ο πρώτος παράγοντας αναφέρεται κατεξοχήν σε στρατηγικές προσανατολισμένες στο ίδιο το κείμενο, που ενισχύονται και από τον στόχο ανάγνωσης (Q01).

Ο δεύτερος παράγοντας (εξωκειμενικές στρατηγικές, "TEXTOUT"), με τις τρεις δηλώσεις Q26, Q28, Q29, ο οποίος στην πλήρη του ανάπτυξη αποτελούνταν από 12 δηλώσεις (Q07, Q09, Q15, Q17, Q18, Q23, Q24, Q25, Q26, Q28, Q29, Q30) σχετίζεται με τις στρατηγικές ανάγνωσης που αφορούν μηχανισμούς υποστηρικτικούς της ανάγνωσης που βρίσκονται εκτός του κειμένου. Οι στρατηγικές, όπως «χρήση λεξικών» (Q15), «χρήση πινάκων, στατιστικών και εικόνων που εμπλουτίζουν το κείμενο» (Q17) και «συζήτηση με άλλους για τον έλεγχο της κατανόησης» (Q09) περιλαμβάνουν τη χρήση που υποστηρίζει την ανάγνωση εξωκειμενικά. Επιπλέον, ο δεύτερος παράγοντας περιλαμβάνει μερικές πιο βαθιές και θεωρητικές στρατηγικές, όπως «σταματάω από καιρό σε καιρό και σκέφτομαι τι διαβάζω» (Q18), «αναλύω και αξιολογώ κριτικά τις πληροφορίες που παρουσιάζονται στο κείμενο» (Q23), "ελέγχω την κατανόησή μου όταν συναντώ αντικρουόμενες πληροφορίες" (Q25) και "ελέγχω για να δω αν οι εικασίες μου για το κείμενο είναι σωστές ή λάθος" (Q29). Ως εκ τούτου, ο δεύτερος παράγοντας σχετίζεται με την αξιολόγηση, την ανάλυση και τον έλεγχο των πληροφοριών που υπάρχουν στα κείμενα με διαδικασίες που χρησιμοποιούν απτό ή διανοητικό εξωκειμενικό υλικό.

Συνεπώς, η δομή αυτών των δύο παραγόντων/υποκλιμάκων που είχε ανιχνευτεί αρχικά (Mavrogianni et al., 2020) επιβεβαιώθηκε εκ νέου με την διαδικασία διερεύνησης, επιβεβαίωσης και ψυχομετρικής αξιολόγησης αποδίδοντας μια ευέλικτη έγκυρη και αξιόπιστη δομή 8 δηλώσεων που λειτουργούν ως δείκτες για τον κάθε παράγοντα.

Παρότι η δομή αυτή έγινε αποδεκτή έστω και με χαμηλή συνολική ερμηνευόμενη διακύμανση, δεδομένου ότι στις κοινωνικές επιστήμες δεν είναι ασυνήθιστο να θεωρείται ικανοποιητική μια παραγοντική δομή με συνολική ερμηνευόμενη διακύμανση ακόμη και <60% (Hair et al., 2019, p. 107), δεν παύει αυτή η χαμηλή διακύμανση να αποτελεί περιορισμό της παρούσας μελέτης και να είναι επιθυμητή μια υψηλότερη διακύμανση.

Το γεγονός της μείωσης των δηλώσεων ευθυγραμμίζεται με τη σύγχρονη διεθνή τάση (Beutel et al., 2017· Czerwiński & Atroszko, 2020· 2021· Krebs et al., 2009) για όσο το δυνατόν μεγαλύτερη μείωση των μοντέλων, όσο και με την ανάλογη αναθεώρηση της κλίμακας MARSI από τους δημιουργούς της (Mokhtari et al., 2018). Οι εξαιρετικά μικρές κλίμακες που προτείνεται να συντίθενται από τουλάχιστον τέσσερεις δηλώσεις (Czerwiński & Atroszko, 2021) γίνονται όλο και περισσότερο δημοφιλείς στην εκπαιδευτική και στην ψυχολογική έρευνα χάρη στην ευκολία εφαρμογής τους, στις ικανοποιητικές ψυχομετρικές τους ιδιότητες, καθώς και στην μείωση της απόκλισης των απαντήσεων από την πραγματικότητα που προκύπτει από την κόπωση που προσδίδουν τα μεγάλα ερωτηματολόγια στους/στις συμμετέχοντες/ουσες (Czerwiński & Atroszko, 2021). Εξαιτίας της ευχρηστίας τους, παρατηρούμε περιπτώσεις χρήσης τους σε διάφορους τομείς, όπως την κλινική ψυχολογία (Krebs et al., 2009), την έρευνα για την ποιότητα ζωής (Cheung & Lucas, 2014) και την επιδημιολογία (Beutel et al., 2017).

Ως μέση βαθμολογία κάθε δομής της κλίμακας MARSI-2fR υπολογίζεται η βαθμολογία της διαιρούμενη με τον αριθμό των στοιχείων της (5 για την πρώτη υποκλίμακα, 3 για την δεύτερη υποκλίμακα και 8 για ολόκληρη την κλίμακα). Μια κατηγοριοποίηση των μέσων βαθμολογιών σε οποιαδήποτε από αυτές τις δομές θα μπορούσε να είναι χρήσιμη, καθώς σχετίζεται με τις συνήθειες ανάγνωσης των μαθητών/τριών. Οι μέσες βαθμολογίες κατηγοριοποιήθηκαν με βάση τα κριτήρια που περιγράφονται από τους Mokhtari και Reichard (2002) σε τρία προκαθορισμένα επίπεδα χρήσης των στρατηγικών ανάγνωσης ως εξής: χαμηλή (≤2,4), μέτρια (2,5 έως 3,4) και υψηλή (≥3,5).

Η ερμηνεία της εναλλακτικής 2-παραγοντικής νοηματοδότησης

Το γεγονός ότι στην αυτο-αναφορική κλίμακα MARSI-2fGR (Mavrogianni et al., 2020) και στην συντομευμένη εκδοχή της MARSI-2fR προσδιορίστηκαν δύο υποκλίμακες στρατηγικών ανάγνωσης έναντι των τριών υποκλιμάκων που προτείνονται από τους Mokhtari και

Reichard (2002) μπορεί να εξηγηθεί με βάση τις ιδιαιτερότητες του ελληνικού εκπαιδευτικού συστήματος. Είναι αξιοσημείωτο ότι μια λύση δύο παραγόντων επιχειρήθηκε επίσης από τους Mokhtari και Reichard (2002, σελ. 252) στην πρώτη διερευνητική τους ανάλυση. Ωστόσο, προτίμησαν τη λύση των τριών παραγόντων επειδή τα δεδομένα των ΗΠΑ παρείχαν περισσότερες ενδείξεις ερμηνείας. Η Κουλιανού και οι συνεργάτες της (2019), επέλεξαν να επιβεβαιώσουν τη δομή τριών παραγόντων της κλίμακας MARSI κατά την προσαρμογή της σε Έλληνες/ίδες μαθητές/τριες που φοιτούν στο Γυμνάσιο. Ωστόσο, κατά την προσπάθειά μας να σταθμίσουμε την κλίμακα σε ένα ευρύτερο δείγμα Ελλήνων/ίδων μαθητών/τριών (Mavrogianni et al., 2018), που φοιτούν σε όλα τα επίπεδα της δευτεροβάθμιας εκπαίδευσης, ήρθαμε αντιμέτωποι με δεδομένα που μας έπεισαν να διερευνήσουμε τη λύση των δύο παραγόντων ως εναλλακτικό εργαλείο (Mavrogianni et al., 2020). Το εργαλείο αυτό αντανακλά το επίπεδο της μεταγνωσιακής προσπάθειας που καταβάλλουν οι Έλληνες/ίδες μαθητές/τριες, οι οποίοι, μέσα στο εξετασιοκεντρικό ελληνικό εκπαιδευτικό σύστημα, συχνά καταφεύγουν στην αποστήθιση.

Συγκεκριμένα, η βασισμένη στις τρεις υποκλίμακες ταξινόμηση των στρατηγικών (GLOB-PROB-SUP, τόσο στο ελληνικό όσο και στα αμερικανικό εκπαιδευτικό σύστημα) συνάδει με το γεγονός ότι οι στρατηγικές προσδιορίζονται από το επιτελούμενο από αυτές έργο, ανεξάρτητα από το "μέσο" στο οποίο εφαρμόζονται. Ωστόσο, στη νέα ταξινόμηση των στρατηγικών με βάση τις δύο υποκλίμακες (TEXTOR: Κειμενοκεντρικές στρατηγικές, TEXTOUT: Εξωκειμενικές στρατηγικές) είναι συνυφασμένη με το αναγνωστικό κείμενο, δηλαδή με το "μέσο" του γνωστικού έργου που επιτελούν οι στρατηγικές. Συνδυάζοντας τις παρατηρήσεις ότι: α) οι στρατηγικές αυτές αναφέρονται στο επίπεδο της αναγνωστικής λειτουργίας, β) ότι προέκυψαν από μετρήσεις της μεταγνώσης και γ) ότι αφορούν τον ελληνικό μαθητικό πληθυσμό, προέκυψε η σκέψη ότι ειδικά στον ελληνικό πληθυσμό το μέσο της ανάγνωσης συσχετίζεται καθοριστικά με τις στρατηγικές της μεταγνώσης.

Το ελληνικό εθνικό πρόγραμμα σπουδών, παρά τη σύγχρονη στροφή του στους πολυγραμματισμούς, εξακολουθεί να είναι δομημένο με τέτοιο τρόπο ώστε να στοχεύει στην ομοιογένεια (Katsarou, 2009). Αυτό συνεπάγεται ένα ομογενοποιημένο εκπαιδευτικό υλικό για όλους/ες, σε όλα τα σχολικά περιβάλλοντα, δημόσια και ιδιωτικά, σε όλη τη χώρα (Anagnostopoulou et al., 2013· Katsarou & Tsafos, 2009). Συγκεκριμένα, στη δευτεροβάθμια εκπαίδευση, η «διδακτική επιτυχία» ελέγχεται από τις εξετάσεις, επηρεάζοντας σταδιακά τη διδακτική διαδικασία, ενώ τα σχολεία έχουν γίνει «κέντρα προετοιμασίας για τις εξετάσεις» (Skourtou & Kourtis-Kazoullis, 2003, σελ. 1329-1330). Με βάση την υπάρχουσα έρευνα (Alahiotis & Karatzia-Stavlioti, 2006· Katsarou, 2009· Koutrouba, 2012) θα μπορούσαμε να υποθέσουμε ότι αυτή η πρακτική έχει επηρεάσει ευρέως και αποφασιστικά πολλές παραμέτρους τόσο της εκπαιδευτικής διαδικασίας όσο και της μελέτης (Anagnostopoulou et al., 2010· Anagnostopoulou et al., 2013, σελ. 45).

Από τη μία πλευρά, για το ζήτημα του ενιαίου σχολικού βιβλίου ως πρωταρχικής πηγής πληροφοριών για κάθε γνωστικό αντικείμενο έχουν διατυπωθεί ανησυχίες (Καργάκος, 1998, όπ. Αναφ. στο Bikos, 2018, σελ. 404) ακόμη και πριν από τις αλλαγές που επιβλήθηκαν στο ελληνικό πρόγραμμα σπουδών τα πρόσφατα χρόνια. Αυτό το ζήτημα δεν επιλύθηκε μετά τις τελευταίες μεταρρυθμίσεις του προγράμματος σπουδών (Anagnostopoulou et al., 2013). Σε αυτό το πλαίσιο, ο προκαθορισμένος ρόλος του/της εκπαιδευτικού είναι να ενεργεί ως μέσο για την ικανοποίηση των διδακτικών στόχων που αναφέρονται στο πρόγραμμα σπουδών. Υπό αυτήν την έννοια, οι εκπαιδευτικοί αισθάνονται ότι οφείλουν να διδάσκουν τους/τις μαθητές/τριες σύμφωνα με το προτεινόμενο βιβλίο μαθητή/τριας (Bikos, 2018, σελ. 403). Αυτή η πρακτική εξυπηρετεί, επίσης, τον σκοπό της σαφούς και επαρκούς προετοιμασίας των μαθητών/τριών τους για τις σχολικές εξετάσεις, καθώς τα κριτήρια αξιολόγησης των γνώσεων εξάγονται από το περιεχόμενο του βιβλίου. Επομένως, επιτυγχάνεται το επιθυμητό

αποτέλεσμα της αξιολόγησης με υψηλούς βαθμούς (Anagnostopoulou et al., 2013, σελ. 641· Ζησιμόπουλος κ.συν., 2004).

Από την άλλη πλευρά, οι μαθητές/τριες κατά τη διάρκεια της μαθητικής τους πορείας υιοθετούν την επικέντρωση στο σχολικό βιβλίο στοχεύοντας σε υψηλότερους βαθμούς κατά την αξιολόγησή τους, αντί να προσεγγίζουν επιπλέον υλικό. Αυτή η πρακτική συμβάλλει στο να γίνονται οι μαθητές/τριες απλοί/ές ακροατές/τριες των διδασκόμενων πληροφοριών από το βιβλίο αντί να εμβαθύνουν στη γνώση με επιπλέον συμπληρωματικό υλικό (Bikos, 2018· Μπονίδης, 2004). Η συγκεκριμένη πρακτική εξυπηρετεί επίσης τον σκοπό της προετοιμασίας των μαθητών/τριών για εξετάσεις που κατά κύριο λόγο βασίζονται στο περιεχόμενο του βιβλίου (Anagnostopoulou et al., 2010· Anagnostopoulou et al., 2013).

Συμπεράσματα

Συμπερασματικά, ο τρόπος οργάνωσης του ελληνικού εκπαιδευτικού συστήματος με τον κυρίαρχο ρόλο του ενιαίου σχολικού εγχειριδίου ανά μάθημα και το πρόγραμμα σπουδών με επίκεντρο τις εξετάσεις καθορίζουν αποφασιστικά τις σχολικές πρακτικές (Anagnostopoulou et al., 2013). Αυτό το σύστημα προτρέπει τους/τις μαθητές/τριες να επιλέξουν στρατηγικές που τελικά θα τους/τις οδηγήσουν στην επιθυμητή επιτυχία. Οι δύο υποκατηγορίες στρατηγικών που αποκαλύπτονται από τα ευρήματά μας σχετίζονται, λοιπόν, με τον χρησιμοθηρικό και εξετασιοκεντρικό τρόπο με τον οποίο οι Έλληνες/ίδες μαθητές/τριες φαίνεται να αντιμετωπίζουν το βιβλίο. Συνεπώς, η υιοθέτηση της εναλλακτικής νοηματοδότησης στην κλίμακα MARSI-2fR μπορεί να αποδοθεί στις ιδιαιτερότητες του ελληνικού εκπαιδευτικού συστήματος, καθώς επηρεάζουν τον τρόπο με τον οποίο οι εκπαιδευτικοί και οι μαθητές/τριες συμμετέχουν στην εκπαιδευτική διαδικασία (Anagnostopoulou et al., 2010· Anagnostopoulou et al., 2013· Bikos, 2018· Katsarou, 2009· Katsarou & Tsafos, 2009). Πιο συγκεκριμένα, από τη μια μεριά οι κειμενοκεντρικές στρατηγικές ανάγνωσης φαίνεται ότι σχετίζονται με την τάση των Ελλήνων μαθητών/τριών να μελετούν για το εκάστοτε γνωστικό αντικείμενο επικεντρωμένοι/ες στην ύλη των εξετάσεων, όπως παρουσιάζεται από το μοναδικό και ενιαίο σχολικό βιβλίο, χωρίς να επεκτείνονται σε διερεύνηση άλλων γνωστικών πηγών. Από την άλλη μεριά οι εξωκειμενικές στρατηγικές φαίνεται ότι αφορούν στην απόπειρα των μαθητών/τριών να ξεφύγουν από τους γνωστικούς περιορισμούς του κειμένου της εξεταστέας ύλης και να επιδιώξουν την εμβάθυνση και επέκταση της γνώσης με μελέτη επιπλέον υλικού.

Αναφορές

Ahmadi, M. R., Ismail, H. N., & Abdullah, M. K. K. (2013). The importance of metacognitive reading strategy Awareness in Reading Comprehension. *English Language Teaching, 6*(10), 235-244. http://dx.doi.org/10.5539/elt.v6n10p235

Alahiotis, S., & Karatzia-Stavlioti, E. (2006). Effective curriculum policy and cross-curricularity: Analysis of the new curriculum design of the Hellenic Pedagogical Institute. *Pedagogy, Culture and Society, 14*, 119–47. https://doi.org/10.1080/14681360600738277

Anagnostopoulou, K., Hatzinikita, A., & Christidou, V. (2010). Assessed students' competencies in the Greek school framework and the PISA survey. *Review of Science, Mathematics & ICT Education, 4*, 43–61. https://doi.org/10.26220/rev.138

Anagnostopoulou, K., Hatzinikita, V., Christidou, V., & Dimopoulos, K. (2013). PISA test items and school-based examinations in Greece: Exploring the relationship between global and local assessment discourses, *International Journal of Science Education*, *35*, 636-662. https://doi.org/10.1080/09500693.2011.604801

Bagozzi, R. P., & Yi, Y. (1988). On the evaluation of structural equation models. *Journal of the Academy of Marketing Science, 16*(1), 74–94. https://doi.org/10.1007/BF02723327

Beaton, D. E., Bombardier, C., Guillemin, F., & Ferraz, M. B. (2000). Guidelines for the process of cross-cultural adaptation of self-report measures. *Spine*, *25*, 3186-3191. https://doi.org/10.1097/00007632-200012150-00014

Beavers, A., Lounsbury, J., Richards, J., Huck, S., Skolits, G., & Esquivel, S. (2013). Practical considerations for using exploratory factor analysis in educational research. *Practical Assessment, Research & Evaluation, 18*, 1-13. https://doi.org/10.7275/qv2q-rk76

Bentler, P. M. (2006). *EQS 6 structural equations program manual*. Multivariate Software.

Beutel, M.E., Klein, E.M., Brähler, E., Reiner, I., Jünger, C., Michal, M., Wiltink, J., Wild, P.S., Münzel, T., Lackner, K.J., & Tibubos, A.N. (2017). Loneliness in the general population: Prevalence, determinants and relations to mental health. *BMC Psychiatry,* 17, 97. https://doi.org/10.1186/s12888-017-1262-x.

Biehler, R., & Snowman, J. (1993). *Psychology Applied to Teaching*. Houghton Mifflin Company.

Bikos, G. (2018). The educational outcomes of the relationship between schoolbooks and teachers. *International Journal of Innovation and Research in Educational Sciences, 5*, ISSN (Online): 2349–5219.

Blunch, N. J. (2008). *Introduction to structural equation modelling using SPSS and AMOS.* Sage Publications Ltd.

Bollen, K. A., & Stine, R. A. (1992). Bootstrapping goodness-of-fit measures in structural equation models. *Sociological Methods & Research, 21,* 205-229. https://doi.org/10.1177/0049124192021002004

Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (2nd ed.). The Guilford Press.

Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. *Sociological Methods and Research, 21,* 230-258. https://doi.org/10.1177/0049124192021002005

Brzoska, P., & Razum, O. (2010). *Validity issues in quantitative migrant health research. The example of illness perceptions*. Peter Lang International Academic Publishers.

Burdenski, T. (2000). Evaluating univariate, bivariate, and multivariate normality using graphical and statistical procedures. *Multiple Linear Regression Viewpoints, 26*(2), 15-28.

Byrne, B. M. (2016). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming*. Routledge.

Cheung, F., & Lucas, R. E. (2014). Assessing the validity of single-item life satisfaction measures: Results from three large samples. *Quality of Life research*, *23*, 2809-2818. https://doi.org/10.1007/s11136-014-0726-4

Child, D. (2006). *The essentials of factor analysis.* (3rd ed.). Continuum International Publishing Group.

Coakes, S. J., & Steed, L. G. (2003). *SPSS: Analysis without anguish: Version 11.0 for Windows.* Jacaranda Wiley.

Collins, N. (1994). *Metacognition and reading to learn.* ERIC. https://eric.ed.gov/?id=ED376427

Comrey, A. L., & Lee, H. B. (1992). *A first course in factor analysis.* Lawrence Erlbaum.

Costello, A. B., & Osborne, J. W. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, *10*. http://pareonline.net/getvn.asp?v=10&n=7

Cristobal, E., Flavian, C., & Guinaliu, M. (2007). Perceived e-service quality (PeSQ): Measurement validation and effects on consumer satisfaction and web site loyalty. *Managing Service Quality, 17*(3), 317-340. https://doi.org/10.1108/09604520710744326

Czerwiński, S., & Atroszko, P. (2020). Scores of short and free scale for Big Five explain perceived stress at different stages of life: Validity, reliability and measurement invariance of the Polish adaptation of Mini-IPIP. *Current Issues in Personality Psychology, 8*, 73–82. https://doi.org/10.5114/cipp.2020.95149

Czerwiński, S.K., & Atroszko, P.A. (2021). A solution for factorial validity testing of three-item scales: An example of tau-equivalent strict measurement invariance of three-item loneliness scale. *Current Psychology* https://doi.org/10.1007/s12144-021-01554-5

Δερμιτζάκη, Ε., & Ευκλείδη, Α. (2000). Η έννοια του εαυτού και οι σχέσεις της με γνωστικούς και μεταγνωστικούς παράγοντες που αφορούν επιδόσεις σε ειδικούς τομείς γνώσης. *Psychology: the Journal of the Hellenic Psychological Society*, *7*(3), 354-368. https://doi.org/10.12681/psy_hps.24266

DeVellis, R.F. (2012). *Scale development: Theory and applications*. Sage.

Diamantopoulos, A., & Siguaw, J. A. (2000). *Introducing LISREL.* Sage.

Drost, E. (2011). Validity and Reliability in Social Science Research. *Education Research and Perspectives, 38*, 105-123. https://eric.ed.gov/?id=EJ942587

Everitt, B. (1975). Multivariate analysis: The need for data, and other problems. *British Journal of Psychiatry, 126*, 237-240. https://doi.org/10.1192/bjp.126.3.237

Fabrigar, L., & Wegener, D. (2012). *Exploratory Factor Analysis.* Oxford University Press.

Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., & Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods, 4,* 272–299. http://dx.doi.org/10.1037/1082-989X.4.3.272

Field, A. (2013). *Discovering statistics using IBM SPSS statistics.* (4th edition). Sage Publications Ltd.

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/10.2307/3151312

Galli-Banducci, J. (1996). Building pairs to understanding: A qualitative study of monolingual English, biliterate Latino and bilingual Mien students' comprehension strategies. *DAI-A, 57*(5), 1992.

Geladari, A., Griva, E., & Mastrothanasis, K. (2010). A record of bilingual elementary students' reading strategies in Greek as a second language. *Procedia - Social and Behavioral Sciences, 2*(2), 3764–3769. https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2010.03.585

George, D., & Mallery, P. (2003). *SPSS for Windows step by step: A simple guide and reference.* 11.0 update (4th ed.). Allyn & Bacon

Gorsuch, R. L. (1983). *Factor Analysis* (2nd ed.). Erlbaum.

Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (1998). *Multivariate data analysis* (4th ed.). Prentice-Hall.

Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2019). *Multivariate data analysis* (8th ed.). Cengage.

Hair, J. F., Hult, G. T. M., Ringle, C., & Sarstedt, M. (2016). *A primer on partial least squares structural equation modeling (PLS-SEM).* Sage Publications.

Henseler, J. (2017). Partial least squares path modeling. In PSH Leeflang, JE Wieringa, THA. Bijmolt, & K.H. Pauwels (Eds.) *Advanced methods for modeling markets* (pp. 361–381). Springer International Publishing.

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

Hoyle, R. H. (Ed.). (1995). *Structural equation modeling. Concepts, issues, and applications*. Sage Publications.

Hoyle, R. H. (Ed.). (2012). *Handbook of structural equation modeling*. Guilford Press.

Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cut off criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling, 6*, 1-55. https://doi.org/10.1080/10705519909540118

International Test Commission. (2017). *The ITC guidelines for translating and adapting tests.* (2nd ed.). www.InTestCom.org

Jackson, D.L., Gillaspy, J.A., & Purc-Stephenson, R. (2009). Reporting practices in confirmatory factor analysis: An overview and some recommendations. *Psychological Methods 14*, 6–23. https://doi.org/10.1037/a0014694

Jalali, A., Jaafar, M., & Ramayah, T. (2014). Entrepreneurial orientation and performance: The interaction effect of customer capital. *World Journal of Entrepreneurship, Management and Sustainable Development, 10*(1), 48–68. https://doi.org/10.1108/WJEMSD-05-2013-0030

Καργάκος, Σ. (1998). *Εκθέσεις Ιδεών*. (Τόμος β). Πατάκης.

Katsarou, E. (2009). A Multiliteracy Intervention in a Contemporary "Mono-Literacy" School in Greece. *International Journal of Learning 16*, 55–65. https://doi.org/10.18848/1447-9494/CGP/v16i05/46285

Katsarou, E., & Tsafos, V. (2009). Students' subjectivities vs. dominant discourses in greek l1 curriculum. *International Journal of Learning 16, 35–46*. https://doi.org/10.18848/1447-9494/CGP/v16i11/46706

Kim, H., & Millsap, R. (2014). Using the bollen-stine bootstrapping method for evaluating approximate fit indices. *Multivariate Behavioral Rsearch, 49*, 581-596. https://doi.org/10.1080/00273171.2014.947352

Kletzien, S. (1992). Proficient and less proficient comprehenders' strategy use for different top-level structures. *Journal of Reading Behavior, 24*(2), 191-215. https://doi.org/10.1080/10862969209547772

Kline, P. (2000). *The handbook of psychological testing* (2nd ed.). Routledge.

Kline, R.B. (2015). *Principles and practice of structural equation modeling.* (4th ed.). The Guilford Press.

Κουλιανού, Μ., Ρούσσος, Π., & Σαμαρτζή, Σ. (2019). Μεταγνωστικές Στρατηγικές Ανάγνωσης: Ελληνική Προσαρμογή του Εργαλείου MARSI και συγκριτική μελέτη σε έφηβους μαθητές με και χωρίς ειδικές μαθησιακές δυσκολίες. *Ψυχολογία: Το Περιοδικό Της Ελληνικής Ψυχολογικής Εταιρείας, 24*(1), 138–156. https://doi.org/10.12681/psy_hps.22391

Κουλιανού, Μ., Μαστροθανάσης, Κ., Ρούσσος, Π., & Σαμαρτζή, Σ. (2020). Ελληνική προσαρμογή και ψυχομετρική επικύρωση της κλίμακας Jr. MAI για την εκτίμηση των μεταγνωστικών στρατηγικών μάθησης σε έφηβους μαθητές με και χωρίς ειδικές μαθησιακές δυσκολίες. *Εκπαίδευση & Επιστήμες, SI-1*, 20–29.

Koutrouba, K. (2012). A profile of the effective teacher: Greek secondary education teachers' perceptions. *European Journal of Teacher Education*, *35*(3), 359-374. https://doi.org/10.1080/02619768.2011.654332

Krebs, E. E., Lorenz, K. A., Bair, M. J., Damush, T. M., Wu, J., Sutherland, J. M., Asch, S. M., & Kroenke, K. (2009). Development and initial validation of the PEG, a three-item scale assessing pain intensity and interference. *Journal of General Internal Medicine, 24*(6), 733–738. https://doi.org/10.1007/ s11606-009-0981-1

Lawshe. C.H. (1975). A quantitative approach to content validity. *Personnel Psychology, 28,* 563-575.https://doi.org/10.1111/j.1744-6570.1975.tb01393.x

Leu, D. J., Zawilinski, L., Castek, J., Banerjee, M., Housand, B., Liu, Y., & O' Neil M. (2008). What is new about the new literacies of online reading comprehension? In L. Rush, J. Eakle, & A. Berger (Eds.), *Secondary school literacy: What research reveals for classroom practices* (pp.3-68). National Council of Teachers of English.

Loranger, A. (1994). The study of successful and unsuccessful high school students. *Journal of Reading Behavior*, 26(4), 374-360.

Machowicz, M. (1998). The effectiveness of teaching learning strategies within the curriculum: A short summary for busy teachers. *Thresholds in Education, 24*(3), 28-29.

Maitland, L. (2000). Ideas in practice: Self-regulation and metacognition in the reading lab. *Journal of Developmental Education, 24*(2), 26-32.

Marcoulides, G. A., & Schumacker, R. E. (1996). *Advanced structural equation modeling: Issues and techniques.* Psychology Press. https://doi.org/10.4324/9781315827414

Martin, A. (1994). Case study of a good reader and a poor reader at the primary level: The construction of meaning *DAI-A*, *33*(5), 1386.

Μαστροθανάσης, Κ. (2019). Ανάπτυξη και ψυχομετρική επικύρωση κλίμακας αυτοαναφοράς στρατηγικών αναγνωστικής κατανόησης για δίγλωσσους μαθητές. *Προσχολική & Σχολική Εκπαίδευση, 7*(2), 116–138. https://doi.org/10.12681/ppej.20212

Mastrothanasis, K., Koulianou, M., Katsifi, S., & Zouganeli, A. (2018). The use of Metacognitive knowledge and regulation strategies' of students with and without special learning difficulties. *International Journal of Special Education, 33*(1), 191–207.

Mavrogianni, A., Vasilaki E., Spantidakis I., Papadaki-Michailidi E., & Linardakis M. (2018, May). Adaptation to the Greek population of the Metacognitive Awareness of Reading Strategies Inventory (MARSI) version 1.0. 5ο Πανελλήνιο Συνέδριο Γνωσιακής Επιστήμης, Λεύκες Πάρου, 17-20 Μαΐου 2017. Αναρτημένη ανακοίνωση.

Mavrogianni, A., Vassilaki, E., Spantidakis, G., Sarris, A., Papadaki-Michailidi, E., & Yachnakis, E. (2020). An Alternative Factorization of the Metacognitive Awareness of Reading Strategies Inventory Associated with the Greek National Curriculum and Its Psychometric Properties. *Creative Education*, *11*(8) 1299- 1323. https://doi.org/10.4236/ce.2020.118096

Mokhtari, K., Dimitrov, D. M., & Reichard, C. A. (2018). Revising the Metacognitive Awareness of Reading Strategies Inventory (MARSI) and testing for factorial invariance. *Studies in Second Language Learning and Teaching, 8*(2), 219-246. doi: 10.14746/ssllt.2018.8.2.3

Mokhtari, K., & Reichard, C. A. (2002). «Assessing Students' Metacognitive Awareness of Reading Strategies». *Journal of Educational Psychology*, *94*(2), 249–259. https://doi.org/10.1037/0022-0663.94.2.249

Μπονίδης, Κ. (2004). *Το περιεχόμενο του σχολικού βιβλίου ως αντικείμενο έρευνας: Διαχρονική εξέταση της σχετικής έρευνας και μεθοδολογικές προσεγγίσεις*. Μεταίχμιο.

Muhid, A., Amalia, E. R., Hilaliyah, H., Budiana, N., & Wajdi, M. B. N. (2020). The Effect of Metacognitive Strategies Implementation on Students' Reading Comprehension Achievement. *International Journal of Instruction*, *13*(2), 847-862. https://doi.org/10.29333/iji.2020.13257a

Mulaik, S. A., James, L. R., Van Alstine, J., Bennet, N., Lind, S., & Stilwell, C. D. (1989). Evaluation of goodness-of-fit indices for structural equation models. *Psychological Bulletin, 105*, 430-45.

Mvududu, N. H., & Sink, C. (2013). Factor analysis in counseling research and practice. *Counseling Outcome Research and Evaluation, 4*, 75-98. https://doi.org/10.1177/2150137813494766

Nevitt, J., & Hancock, G. R. (2001). Performance of bootstrapping approaches to model test statistics and parameter standard error estimation in structural equation modeling. *Structural Equation Modeling, 8*, 353-377. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0803_2

Nist, S., & Simpson, M. (1994). Why strategies fail: Students' and researchers' perceptions. In C. Kinzer & D. Leu (eds.), *Multidimentional Aspects of Literacy Research, Theory, and Practice* (pp. 287-295). National Reading Conference.

Nunnally, J. C. (1994). *Psychometric theory* (3rd ed.). McGraw Hill.

Nunnally, J., & Bernstein, I. (1994). *Psychological methods*. McGraw-Hill.

Osborne, J. W. (2014). *Best practices in exploratory factor analysis*. CreateSpace Independent Publishing.

Othman, Y., Mahamud, Z., & Jaidi, N. (2014). The Effects of Metacognitive Strategy in Reading Expository Text. *International Education Studies, 7*, 102-111. http://dx.doi.org/10.5539/ies.v7n13p102

Pedhazur, E. J., & Schmelkin, L. (1991). *Measurement, design, and analysis: An integrated approach.* Lawrence Erlbaum.

Pinninti, L. (2019). Criteria for qualitative evaluation of strategy training. *Electronic Journal of Foreign Language Teaching, 16*(2), 185–195. https://e-flt.nus.edu.sg/v16n22019/pinninti.pdf

Price, R.L. (2016). *Psychometric methods: Theory into practice.* The Guilford Press.

Raykov, T. (1997). Estimation of composite reliability for congeneric measures. *Applied Psychological Measurement, 21*, 173-184. https://doi.org/10.1177/01466216970212006

Raykov, T. (2010). Scale reliability, Cronbach's coefficient Alpha, and violations of essential tau-equivalence with fixed congeneric components. *Multivariate Behavioral Research, 32*, 329-353. https://dx.doi.org/10.1207/s15327906mbr3204_2

Ruiz, M.A., & San Martín, R. (1992). Una simulación sobre el comportamiento de la regla K1 en la estimacón del número de factores [The behavior of the K1 rule estimating the number of factors: A study with simulated data]. *Psicothema, 4*(2), 543-550.

Schellings, G. (2011). Applying learning strategy questionnaires: problems and possibilities. *Metacognition and Learning*, *6*(2), 91-109. https://doi.org/10.1007/s11409-011-9069-5

Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (2016). *A beginner's guide to structural equation modeling*. Routledge.

Scientific Advisory Committee. (1995). Instrument review criteria. *Medical Outcomes Trust Bulletin, 3*, I-IV.

Siegesmund, A. (2016). Increasing Student Metacognition and Learning through Classroom-Based Learning Communities and Self-Assessment. *Journal of Microbiology and Biology Education 17*(2), 204-214. https://dx.doi.org/10.1128%2Fjmbe.v17i2.954

Skourtou, E., & Kourtis-Kazoullis, V. (2003). The Step from Traditional Pedagogy to Transformative. *The International Journal of the Humanities, 1*, 1329-1330.

Soleimani, N., Nagahi, M., Nagahisarchoghaei, M., & Jaradat, R. (2018). The relationship between personality types and the cognitive-metacognitive strategies. *Journal of Studies in Education*, *8*(2), 29-44. https://doi.org/10.5296/jse.v8i2.12767

Spedding, S., & Chan, L. (1993). Metacognition, word identification, and reading competence. *Contemporary Educational Psychology*, *18*(1), 91-100.

Sporer, N., Brunstein, J. C., & Kieschke, U. L. F. (2009). Improving students' reading comprehension skills: Effects of strategy instruction and reciprocal teaching. *Learning and Instruction, 19*(3), 272–286. https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2008.05.003

Stahl, K. A. D., Flanigan, K., & McKenna, M. C. (2019). *Assessment for reading instruction*. Guilford Publications.

Σταλίκας, Α., Τριλίβα, Σ., & Ρούσση, Π. (2012). *Τα ψυχομετρικά εργαλεία στην Ελλάδα. Μια συλλογή και παρουσίαση των ερωτηματολογίων, δοκιμασιών και καταλόγων καταγραφής χαρακτηριστικών στον ελληνικό χώρο*. Εκδόσεις Πεδίο.

Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2013). Using multivariate statistics. (6th ed.). Pearson Education. Inc.

Tavakol, M., & Dennick, R. (2011). Making sense of Cronbach's alpha. *International Journal of Medical Education, 2,* 53-55. https://doi.org/ 10.5116/ijme.4dfb.8dfd

Urquhart, A., & Weir, C. (1998). *Reading in a Second Language: Process, Product and Practice*. Longman.

Vann, R., & Abraham, R. (1992). Strategies of unsuccessful language learners. *TESOL Quarterly*, *24*(1), 144-198. https://doi.org/10.2307/3586898

Vanderrgrift, L. (2003). Orchestrating strategy use: Toward a model of the skilled second language listener. *Language Learning, 53,* 463-496. https://doi.org/10.1111/1467-9922.00232

van Widenfelt, B.M., Treffers, P.D.A., de Beurs, E., Siebelink, B. M., & Koudijs, E. (2005). Translation *and Cross-Cultural Adaptation of Assessment Instruments Used in Psychological Research with Children and Fami*lies. *Clinical Child and Family Psychology Review, 8*(2), 135-147. https://doi.org/10.1007/s10567-005-4752-1

Wang, H., & Guthrie, J. (1997). *Skilled and Unskilled Reading among Taiwanese Fifth Graders: A Cross- Cultural Perspective*. ERIC Document No. ED 418 385.

Winne, P. H., & Perry, N. E. (2000). Measuring self-regulated learning. In *Handbook of self-regulation* (pp. 531-566). Academic Press.

Yong A. G., & Pearce, S. (2013). A beginner's guide to factor analysis: focusing on exploratory factor analysis. *Tutorials in Quantitative Method for Psychology, 9*(2), 79-94. https://doi.org/10.20982/tqmp.09.2.p079

Zhang, L. (2018). *Metacognitive and cognitive strategy use in reading comprehension*. Springer

Zhang, Y., & Feng, X. (1997). Teaching *reading strategies: a new approach for esl/efl teachers* (On-Line).

Zhang, Y., & Francis, A. (2010). The weighting of vowel quality in native and non-native listeners' perception of English lexical stress. *Journal of Phonetics, 38,* 260-71. https://doi.org/10.1016/j.wocn.2009.11.002

Ζησιμόπουλος, Γ., Καφετζόπουλος, Κ., Μουτζούρη-Μανούσου, Ε., & Παπασταματίου, Ν. (2004). *Θέματα διδακτικής για τα μαθήματα των Φυσικών Επιστημών*. Πατάκης.

Παράρτημα: Η αναθεωρημένη έκδοση της 2-παραγοντικής κλίμακας (MARSI-2fR)

ΚΛΙΜΑΚΑ ΜΕΤΑΓΝΩΣΙΑΚΗΣ ΕΝΗΜΕΡΟΤΗΤΑΣ ΣΤΡΑΤΗΓΙΚΩΝ ΑΝΑΓΝΩΣΗΣ (MARSI-2fR)
Kouider Mokhtari and Carla Reichard ©2002
Στάθμιση: Α. Μαυρογιάννη ©2018

ΟΔΗΓΙΕΣ: Παρακάτω καταγράφονται δηλώσεις σχετικά με το τι κάνουν οι άνθρωποι όταν διαβάζουν ακαδημαϊκό ή σχολικό υλικό, όπως διδακτικά ή λογοτεχνικά βιβλία. Πέντε αριθμοί ακολουθούν κάθε δήλωση (1,2,3,4,5) και κάθε αριθμός σημαίνει τα ακόλουθα:

1 σημαίνει «**Ποτέ ή σχεδόν ποτέ** δεν το κάνω αυτό.»
2 σημαίνει «Το κάνω αυτό **μόνο περιστασιακά**.»
3 σημαίνει «**Μερικές φορές** το κάνω αυτό» (περίπου τις μισές φορές)
4 σημαίνει «**Συχνά** το κάνω αυτό.»
5 σημαίνει «**Πάντα ή σχεδόν πάντα** το κάνω αυτό.»

Αφού διαβάσετε κάθε πρόταση, **κυκλώστε τον αριθμό** (1,2,3,4 ή 5) που ισχύει για εσάς χρησιμοποιώντας την κλίμακα που δίνεται. **Δεν υπάρχουν σωστές ή λάθος απαντήσεις** στις προτάσεις αυτής της κλίμακας.

ΤΥΠΟΣ	**ΣΤΡΑΤΗΓΙΚΕΣ**	**ΚΛΙΜΑΚΑ**				
TEXTOR	1.Έχω ένα στόχο στο μυαλό μου όταν διαβάζω.	1	2	3	4	5
TEXTOR	8.Διαβάζω αργά αλλά προσεκτικά για να βεβαιωθώ ότι καταλαβαίνω τι διαβάζω.	1	2	3	4	5
TEXTOR	11.Αν χάσω τον ειρμό μου την ώρα που διαβάζω, επιστρέφω στο σημείο εκείνο και ξαναδιαβάζω.	1	2	3	4	5
TEXTOR	16.Όταν το κείμενο δυσκολεύει, δίνω μεγαλύτερη προσοχή σ' αυτό που διαβάζω.	1	2	3	4	5
TEXTOUT	26.Καθώς διαβάζω, προσπαθώ να μαντέψω τι θα ακολουθήσει παρακάτω.	1	2	3	4	5
TEXTOR	27.Όταν το κείμενο δυσκολεύει, το ξαναδιαβάζω για να βελτιώσω την κατανόησή μου.	1	2	3	4	5
TEXTOUT	28.Κάνω στον εαυτό μου ερωτήσεις που θα ήθελα να έχουν απαντηθεί στο κείμενο.	1	2	3	4	5
TEXTOUT	29.Ελέγχω για να διαπιστώσω αν είχα μαντέψει σωστά ή λάθος για το περιεχόμενο του κειμένου.	1	2	3	4	5

(συνεχίζεται στην επόμενη σελίδα)

(συνέχεια από την προηγούμενη σελίδα)

ΚΛΙΜΑΚΑ ΜΕΤΑΓΝΩΣΙΑΚΗΣ ΕΝΗΜΕΡΟΤΗΤΑΣ ΣΤΡΑΤΗΓΙΚΩΝ ΑΝΑΓΝΩΣΗΣ
Κανόνας αξιολόγησης

Όνομα μαθητή/τριας:……Ηλικία:……
Ημερομηνία……
Τάξη στο σχολείο: □Α' Λυκείου □Β' Λυκείου □Γ' Λυκείου □Πανεπιστήμιο □Άλλο

1. Γράψτε την απάντησή σας σε κάθε δήλωση (δηλ. 1, 2, 3, 4 ή 5).
2. Αθροίστε τη βαθμολογία κάτω από κάθε στήλη. Τοποθετήστε το αποτέλεσμα στη γραμμή κάτω από κάθε στήλη.
3. Διαιρέστε την βαθμολογία με τον αριθμό των προτάσεων σε κάθε στήλη για να βρείτε το μέσο όρο για κάθε υποκλίμακα.
4. Υπολογίστε το μέσο όρο για όλο τον κατάλογο προσθέτοντας τη βαθμολογία από τις υποκλίμακες και διαιρώντας με το 30.
5. Συγκρίνετε τα αποτελέσματά σας με εκείνα που παρουσιάζονται παρακάτω.
6. Συζητήστε τα αποτελέσματα με τον καθηγητή ή τον εκπαιδευτή σας.

Κειμενοκεντρικές στρατηγικές ανάγνωσης (TEXTOR υποκλίμακα)	**Εξωκειμενικές στρατηγικές ανάγνωσης (TEXTOUT υποκλίμακα)**	**Συνολικές στρατηγικές ανάγνωσης**
1. ……... 8. ……... 11. ……... 16. ……... 27. ……...	26. ……... 28. ……... 29. ……...	TEXTOR ……... TEXTOUT ……...
……..TEXTOR Σύνολο	……TEXTOUT Σύνολο	…….Ολικό Σύνολο
……..TEXTOR Μέσος Όρος	……TEXTOUT Μέσος Όρος	…….Ολικός Μέσος Όρος
ΜΕΣΟΣ ΟΡΟΣ: **>3,5 =Υψηλός**	**2,5-3,4=Μέσος**	**<2,4 =Χαμηλός**

ΕΡΜΗΝΕΥΟΝΤΑΣ ΤΙΣ ΒΑΘΜΟΛΟΓΙΕΣ ΣΑΣ: Ο συνολικός μέσος όρος υποδεικνύει πόσο συχνά χρησιμοποιείτε στρατηγικές ανάγνωσης όταν διαβάζετε ακαδημαϊκό υλικό. Ο μέσος όρος για κάθε υποκλίμακα του καταλόγου αποκαλύπτει ποια ομάδα στρατηγικών (δηλ. «κειμενοκεντρικές» και «εξωκειμενικές» στρατηγικές) χρησιμοποιείτε περισσότερο όταν διαβάζετε. Με αυτές τις πληροφορίες γνωρίζετε αν η βαθμολογία σας είναι πολύ υψηλή ή πολύ χαμηλή σε κάποια από αυτές τις στρατηγικές. Σημειώστε, όμως, ότι η καλύτερη χρήση αυτών των στρατηγικών εξαρτάται από την ικανότητα κατανόησης της ελληνικής γλώσσας, το είδος του υλικού που διαβάζετε και το σκοπό για τον οποίο διαβάζετε. Μια χαμηλή βαθμολογία σε κάποια από τις υποκλίμακες ή σε μέρη της κλίμακας υποδεικνύει ότι ίσως υπάρχουν κάποιες στρατηγικές που ίσως θέλετε να μάθετε και σκέφτεστε να χρησιμοποιήσετε όταν διαβάζετε.

Αναφορά στο άρθρο ως: Μαυρογιάννη, Α., Βασιλάκη, Ε., Σπαντιδάκης, Ι., Γιαχνάκης, Ε. (2023). Στάθμιση και ψυχομετρική αξιολόγηση της αναθεωρημένης κλίμακας Μεταγνωσιακής Ενημερότητας Στρατηγικών Ανάγνωσης MARSI-2fR. *Θέματα Επιστημών Αγωγής*, 2(2), 42-66.

https://ejournals.epublishing.ekt.gr/index.php/thea