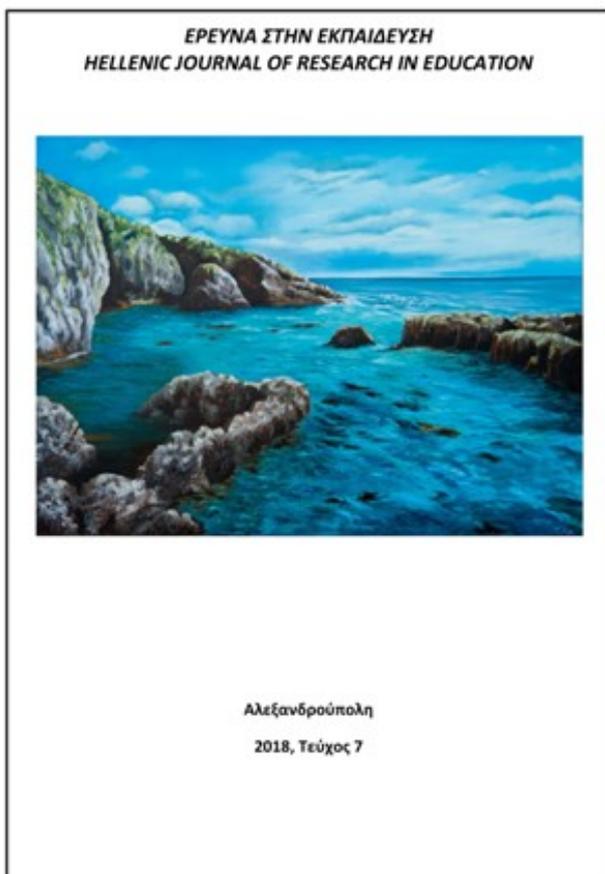


Έρευνα στην Εκπαίδευση

Τόμ. 7, Αρ. 1 (2018)



Κατασκευή, ανάπτυξη και ψυχομετρική αξιολόγηση κλίμακας για την εκτίμηση της αυτοαποτελεσματικότητας των εκπαιδευτικών στη διδασκαλία της ανάγνωσης

Κωνσταντίνος Μαστροθανάσης

doi: [10.12681/hjre.17417](https://doi.org/10.12681/hjre.17417)

Copyright © 2018, Κωνσταντίνος Μαστροθανάσης



Άδεια χρήσης [Creative Commons Attribution-NonCommercial-ShareAlike 4.0](https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/).

Βιβλιογραφική αναφορά:

Μαστροθανάσης Κ. (2018). Κατασκευή, ανάπτυξη και ψυχομετρική αξιολόγηση κλίμακας για την εκτίμηση της αυτοαποτελεσματικότητας των εκπαιδευτικών στη διδασκαλία της ανάγνωσης. *Έρευνα στην Εκπαίδευση*, 7(1), 64–80. <https://doi.org/10.12681/hjre.17417>

Κατασκευή, ανάπτυξη και ψυχομετρική αξιολόγηση κλίμακας για την εκτίμηση της αυτοαποτελεσματικότητας των εκπαιδευτικών στη διδασκαλία της ανάγνωσης

Μαστροθανάσης Κωνσταντίνος^α

^α Πανεπιστήμιο Αιγαίου, Σχολή Ανθρωπιστικών Επιστημών, Παιδαγωγικό Τμήμα Δημοτικής Εκπαίδευσης

Περίληψη

Η παρούσα εργασία έχει ως στόχο την κατασκευή και τον ψυχομετρικό έλεγχο μιας κλίμακας αυτοαναφοράς με την ονομασία “Αίσθηση Εκπαιδευτικής Αποτελεσματικότητας στην Ανάγνωση”. Το εργαλείο αυτό έχει σκοπό την εκτίμηση των πεποιθήσεων αυτοαποτελεσματικότητας των δασκάλων στη διδασκαλία της ανάγνωσης, έχοντας ως βάση την κοινωνικογνωστική θεωρία για την αυτοαποτελεσματικότητα του Bandura. Η ανάπτυξη της κλίμακας περιέλαβε την εξέταση της εγκυρότητας της εννοιολογικής της κατασκευής και την αξιολόγηση της αξιοπιστίας της, απ’ όπου προέκυψε μια αξιόπιστη και αξιολογήσιμη δομή δύο παραγόντων. Ως συστατικά στοιχεία περιλαμβάνει το κριτήριο της αίσθησης διδακτικής αυτεπάρκειας και της αίσθησης αποτελεσματικότητας στην επιρροή των προσδοκώμενων αποτελεσμάτων. Τέλος, παρέχονται οδηγίες για τη βαθμολόγηση του εργαλείου και προτείνονται τρόποι ερμηνείας των αποτελεσμάτων του.

Abstract

The main goal of this research is the construction and psychometric evaluation of a self-report scale called "Sense of Teaching Effectiveness in Reading (STER)". This tool aims to assess the teachers' efficiency beliefs in the teaching of reading based on the socio-knowledge theory of Bandura's self-efficacy. The development of the scale included the check of its construct validity and assessing its reliability. As a result, a reliable and valid two-factor scale emerged. The constituent elements include the criteria of sense of teaching self-sufficiency and the sense of effectiveness in influencing the expected outcomes. As a final, instructions for scoring the instrument are given as well as suggested ways to interpret its results.

© 2018, Κ. Μαστροθανάσης
Άδεια CC-BY-SA 4.0

Λέξεις-κλειδιά: αίσθηση αποτελεσματικότητας, αυτεπάρκεια, κλίμακα, ψυχομετρικός έλεγχος, ανάγνωση, διδασκαλία

Key words: sense of efficacy, self-sufficiency, scale, psychometric control, reading, teaching

1. Εισαγωγή

Οι εκπαιδευτικοί πολλές φορές καλούνται να αντιμετωπίσουν εκτιμήσεις για τη διδακτική τους ικανότητα. Ωστόσο, περισσότερο σημαντικός από τις αξιολογήσεις των άλλων, είναι ο τρόπος που οι ίδιοι αξιολογούν την ικανότητά τους να επηρεάζουν την ακαδημαϊκή πρόοδο των μαθητών τους (Φουτσιτζή κ.ά., 2015). Η ικανότητά τους αυτή ορίζεται στη βιβλιογραφία ως αυτοαποτελεσματικότητα και αφορά τις πεποιθήσεις τους αναφορικά με την ικανότητά τους να οργανώνουν και να εκτελούν αποδοτικές διδακτικές παρεμβάσεις για την επίτευξη των διδακτικών τους στόχων (Tschannen-Moran & Woolfolk-Hoy, 2001).

Οι πεποιθήσεις αυτοαποτελεσματικότητας, όπως ορίζονται από τον Bandura (1997), είναι "οι υποκειμενικές κρίσεις των ανθρώπων για τις ικανότητες που διαθέτουν να οργανώνουν και να ακολουθούν μια αναγκαία πορεία ενεργειών για την επίτευξη συγκεκριμένων μορφών συμπεριφοράς"

Υπεύθυνος επικοινωνίας: Κωνσταντίνος Μαστροθανάσης, Γιάννου Δούρου 30, Θήβα, komastoth@gmail.com

URL: <http://ejournals.epublishing.ekt.gr/index.php/hjre/index>

(σ. 3) ή οι "προσωπικές αντιλήψεις για το τι είναι ικανό να κάνει το άτομο, κάτω από ποικίλες συνθήκες με όποιες ικανότητες και αν διαθέτει" (σ. 37). Σύμφωνα, λοιπόν, με την κοινωνικογνωστική θεώρηση της έννοιας από τον Bandura (1977; 1997), η πίστη στις προσωπικές ικανότητες επηρεάζει σημαντικά τις ενέργειες των ατόμων. Τα άτομα καθοδηγούνται βασιζόμενα στα πιστεύω τους για τις ικανότητές τους. Όταν το άτομο θεωρεί ότι μπορεί να πετύχει κάτι με τις δικές του δυνάμεις, τότε έχει μεγαλύτερες πιθανότητες και κίνητρα για να ενεργήσει. Σύμφωνα με τη θεωρία της εστίας ελέγχου του Rotter (1966), το κατά πόσο τα άτομα μπορούν να ελέγχουν τα αποτελέσματα των πράξεών τους, εξαρτάται από το τι πιστεύουν τα ίδια τα άτομα γι' αυτό. Έτσι, η έννοια της αυτεπάρκειας συγκαταλέγει μια σειρά αντιλήψεων για τον εαυτό και τις προσωπικές ικανότητες σε συγκεκριμένα πεδία δράσης, οι οποίες με τη σειρά τους, αλληλεπιδρώντας με τους περιβαλλοντικούς παράγοντες, επηρεάζουν τους μηχανισμούς αυτορρύθμισης. Λόγω του ρόλου τους στην διευκόλυνση της ερμηνείας των ατομικών δεξιοτήτων, επηρεάζουν την ατομική δράση και επίδοση στην εκτέλεση διαφόρων δραστηριοτήτων (Bandura, 2012; Lent & Hackett, 1987; Rotter, 1966).

Όσον αφορά την αίσθηση διδακτικής αποτελεσματικότητας για την ανάγνωση, αυτή αναφέρεται στις προσωπικές απόψεις και γνωστικές κρίσεις του εκπαιδευτικού για την ικανότητά του να ανταπεξέλθει με αποδοτικό τρόπο στην επίτευξη των διδακτικών στόχων και στην ανάπτυξη της αναγνωστικής ικανότητας των μαθητών του. Οι πεποιθήσεις αυτές αφορούν συγκεκριμένες και καταστασιακές κρίσεις για τον εκπαιδευτικό ρόλο και τις διδακτικές δυνατότητες στην ανάγνωση, ενώ συμβάλλουν στην αποτίμηση της γενικότερης ικανότητας του εκπαιδευτικού ως επαγγελματία, επηρεάζοντας έτσι την περαιτέρω παρωθητική του συμπεριφορά.

Η έρευνα σχετικά με την επίδραση των αντιλήψεων αυτεπάρκειας στη διδακτική της ανάγνωσης είναι περιορισμένη. Μελέτες, ωστόσο, καταδεικνύουν ότι οι πεποιθήσεις διδακτικής αποτελεσματικότητας για αυτή είναι σημαντικές και μπορούν να συνεισφέρουν θετικά στην αναγνωστική ικανότητα και τα αναγνωστικά κίνητρα των μαθητών (Guo et al., 2010; Guo et al., 2013; Szabo & Mokhtari, 2004). Εκπαιδευτικοί με ισχυρή αίσθηση αποτελεσματικότητας για την αναγνωστική διδασκαλία είναι ανοικτοί σε νέες ιδέες και είναι προθυμότεροι να πειραματιστούν με καινοτόμες αναγνωστικές μεθόδους για να ανταποκριθούν καλύτερα στις ατομικές εκπαιδευτικές ανάγκες των μαθητών τους (Maloch, Flint, & Eldridge, 2003; Szabo & Mokhtari, 2004) και να επιμείνουν όταν οι μαθητές τους αντιμετωπίζουν δυσκολίες (Allinder, 1994). Επίσης, είναι σίγουροι για τη διδακτική τους ικανότητα, όπως επίσης και για τις δυνατότητές τους να επιφέρουν θετικές αλλαγές στην αναγνωστική συμπεριφορά των μαθητών τους μέσω των διδακτικών τους παρεμβάσεων. Γενικότερα, οι πεποιθήσεις αυτο-αποτελεσματικότητας των εκπαιδευτικών έχουν συνδεθεί με τη συμπεριφορά των ιδίων μέσα στην τάξη (Hoy & Spero, 2005; Muijs & Reynolds, 2002; Sinclair, 2008; Szabo & Mokhtari, 2004; Woolfolk, & Hoy, 1990), την επίτευξη των διδακτικών στόχων (Garvis & Pendergast, 2016; Schunk & Pajares, 2002), την παρακίνηση των μαθητών (Pajares, 1996; Tschannen-Moran & Woolfolk Hoy, 2001) αλλά και την ανάπτυξη αίσθησης αποτελεσματικότητας των τελευταίων (Caprara et al., 2006; Goddard et. al., 2000; Klassen et al., 2011; Pajares, 1997; Pajares & Schunk, 2001; Schunk, 1991).

Ανατρέχοντας στην βιβλιογραφία παρατηρούμε ότι υπάρχουν λιγιστά εργαλεία για την μέτρηση και την αξιολόγηση των πεποιθήσεων αυτο-αποτελεσματικότητας των εκπαιδευτικών στο πεδίο της διδακτικής της ανάγνωσης. Η κλίμακα "Reading Teacher Sense of Efficacy Scale" (RTSES; Haverback, 2007; 2009; Haverback & Parault, 2011), αποτελεί προσαρμογή της κλίμακας "Teachers' Sense of Efficacy Scale" (TSES; Tschannen-Moran & Woolfolk-Hoy, 2001) για την ανάγνωση, με βάση το θεωρητικό πλαίσιο του Bandura (2001). Αυτή διακρίνει δύο διαστάσεις για την αξιολόγηση της έννοιας: αυτή της αίσθησης αυτεπάρκειας σε πεδίο διδακτικής της ανάγνωσης και αυτή της αίσθησης αποτελεσματικότητας σε επίπεδο κινητοποίησης των μαθητών. Η κλίμακα "Reading Teaching Efficacy Instrument" (RTEI; Szabo & Mokhtari, 2004), κατασκευάστηκε και αυτή με βάση το θεωρητικό πλαίσιο του Bandura (2001), περιλαμβάνει δεκαέξι ερωτήματα και μετρά μέσα από δύο διαστάσεις, την αίσθησης της διδακτικής αυτεπάρκειας στην ανάγνωση και της αίσθησης αποτελεσματικότητας στην επιρροή των προσδοκώμενων αποτελεσμάτων. Τέλος, η κλίμακα "Reading Skills Development Teacher Self-Efficacy Scale" (RSDTS; Canbulat, 2017), μέσα από τη μονοδιάστατη δομή της και τις έντεκα ερωτήσεις που περιλαμβάνει, αναπτύχθηκε για να προσδιορίσει

τις αντιλήψεις υποψήφιων εκπαιδευτικών σχετικά με την αυτο-αποτελεσματικότητα στην ανάπτυξη αναγνωστικών δεξιοτήτων των μαθητών.

Ένα από τα ερευνητικά εργαλεία που αξιοποιούνται, στον ελληνικό χώρο, για την αξιολόγηση της αίσθησης αποτελεσματικότητας των εκπαιδευτικών είναι η προσαρμοσμένη έκδοση της σταθμισμένης κλίμακας “Teachers' Sense of Efficacy Scale” (GR-TSES; Tsigilis et al., 2010; Koustelios & Tsigilis, 2005) των Tschannen-Moran & Woolfolk-Hoy (2001). Ωστόσο, το εργαλείο αυτό, αξιολογεί αυτό που οι Chen, Gully & Eden, (2001) αναφέρουν ως το γενικότερο επίπεδο αίσθησης της διδακτικής αποτελεσματικότητας. Η έρευνα, σύμφωνα με τους Szabo & Mokhtari (2004), συνίσταται να εστιάζει στην αξιολόγηση των αντιλήψεων στη διδακτική συγκεκριμένων γνωστικών πεδίων, αφού η έννοια της αυτο-αποτελεσματικότητας αφορά συγκεκριμένες καταστασιακές κρίσεις και πεδία δράσης (Bandura, 1997).

Σκοπός της παρούσας έρευνας είναι η δημιουργία ενός ψυχομετρικού εργαλείου με τη μορφή κλίμακας αυτοεκτίμησης για εκπαιδευτικούς με την ονομασία “Αίσθηση Εκπαιδευτικής Αποτελεσματικότητας στην Ανάγνωση” και ο έλεγχος της αξιοπιστίας και της εγκυρότητάς της. Δεδομένου της έλλειψης ερευνητικών εργαλείων στον ελλαδικό χώρο και της ανάγκης ύπαρξης εξατομικευμένων εργαλείων αξιολόγησης των πεποιθήσεων αποτελεσματικότητας των εκπαιδευτικών στη διδακτική της ανάγνωσης, θελήσαμε να κατασκευάσουμε ένα εργαλείο καταγραφής και αξιολόγησης των επιπέδων αίσθησής της για εν ενεργεία εκπαιδευτικούς. Όπως είναι προφανές, ένας εκπαιδευτικός δεν αισθάνεται πάντα το ίδιο αποτελεσματικός στη διδασκαλία των ποικίλων γνωστικών αντικειμένων. Η ανάπτυξη εργαλείων που εστιάζουν στην αξιολόγηση της αυτο-αποτελεσματικότητας σε συγκεκριμένα πεδία, δίνει το πλεονέκτημα της εξέτασης των υποκειμενικών κρίσεων στο μικροεπίπεδο της διδακτικής ικανοτήτων. Η απόφαση κατασκευής ενός νέου εργαλείου - από την επιλογή προσαρμογής ενός εργαλείου της διεθνούς βιβλιογραφίας στα ελληνικά δεδομένα- δεν ελλοχεύει τον κίνδυνο δημιουργίας σφαλμάτων διαπολιτισμικού χαρακτήρα που έχουν τη βάση τους στις διαφορετικές, ως προς τις απαιτήσεις, διδακτικές προσεγγίσεις των αναλυτικών προγραμμάτων για την ανάγνωση, αλλά και από την διαφορετικού τύπου εκπαίδευση που έχουν οι ίδιοι οι εκπαιδευτικοί από τα τριτοβάθμια ιδρύματα για τη διδασκαλία της ανάγνωσης. Επίσης, είναι σημαντικό να τονιστεί ότι η κατασκευή του παρόντος εργαλείου βασίζεται σε δεδομένα εν ενεργεία εκπαιδευτικών, σε αντιδιαστολή με υπάρχοντα εργαλεία της διεθνούς βιβλιογραφίας που η κατασκευή τους βασίζεται σε δεδομένα που συλλέχτηκαν από μελλοντικούς εκπαιδευτικούς (τελειόφοιτοι), όπως λόγου χάρι στο RTSES (Haverback, 2007; 2009; Haverback & Parault, 2011) και στο REIT (Szabo & Mokhtari, 2004).

2. Μέθοδος

2.1. Συμμετέχοντες της έρευνας

Στην έρευνα έλαβαν μέρος 211 μόνιμοι και αναπληρωτές εκπαιδευτικοί πρωτοβάθμιας εκπαίδευσης που υπηρετούσαν σε δημοτικά σχολεία κατά τη διάρκεια διεξαγωγής της μελέτης, με μέση διδακτική εμπειρία τα 12,1 έτη ($\tau.α.=6,8$ έτη, $min=2$, $max=30$). Από αυτούς οι 65 (30,8%) ήταν άντρες και οι 146 (69,2%) γυναίκες. Οι 26 (12,3%) δίδασκαν στην πρώτη τάξη του δημοτικού, οι 27 (12,8%) στη δευτέρα, οι 31 (14,7%) στην τρίτη, οι 43 (20,4%) στην τετάρτη, οι 30 (14,2%) στην πέμπτη και τέλος, οι 54 (25,6%) στην έκτη τάξη. Η επιλογή των συμμετεχόντων πραγματοποιήθηκε με ευκαιριακή δειγματοληψία σε όλη την ελληνική επικράτεια τα σχολικά έτη 2016-18 και προέκυψε έπειτα από επιθυμία των ιδίων να συνεισφέρουν στην υλοποίηση της έρευνας.

Από τους παραπάνω, επιλέχθηκαν ευκαιριακά 84 εκπαιδευτικοί, δηλαδή το 39,8% των συμμετεχόντων, για την επαναχορήγηση του εργαλείου. Αυτοί είχαν μέση διδακτική εμπειρία τα 12,3 έτη ($\tau.α.=6,8$). Οι 28 (33,3%) ήταν άντρες και οι 56 (66,7%) γυναίκες. Οι 9 (10,7%) δίδασκαν στην πρώτη τάξη του δημοτικού, οι 10 (11,9%) στη δευτέρα, οι 13 (15,5%) στην τρίτη, οι 16 (19%) στην τετάρτη, οι 11 (13,1%) στην πέμπτη και τέλος, οι 20 (23,8%) στην έκτη τάξη.

Επίσης επιλέχθηκαν ευκαιριακά άλλοι 63 εκπαιδευτικοί (29,8%), από το αρχικό δείγμα, για την αξιολόγηση της συντρέχουσας εγκυρότητας του εργαλείου με την προσαρμοσμένη έκδοσή της κλίμακας TSES σε ελληνικό πληθυσμό (Tsigilis et al., 2010; Koustelios & Tsigilis, 2005). Από αυτούς οι 20 (31,7%) ήταν άντρες και οι 43 (68,3%) γυναίκες με μέση διδακτική εμπειρία τα 12,32 ($\tau.α.=6,9$) έτη. Οι 7 (11,1%) δίδασκαν στην πρώτη τάξη του δημοτικού, οι 7 (11,1%) στη δευτέρα, οι 11 (17,5%)

στην τρίτη, οι 13 (20,6%) στην τετάρτη, οι 9 (14,4%) στην πέμπτη και τέλος, οι 16 (25,4%) στην έκτη τάξη.

Η ανταπόκριση των δύο ομάδων για τη συμπλήρωση είτε της προσαρμοσμένης εκδοχής της κλίμακας TSES, είτε για την επαναχορήγηση του αρχικού ερωτηματολογίου, ήταν καθολική.

2.2. Ψυχομετρικά εργαλεία

Για την κατασκευή της κλίμακας διαμορφώθηκε ένα σύνολο δεκαοχτώ δηλώσεων σχετικών με την αξιολόγηση των πεποιθήσεων αποτελεσματικότητας των εκπαιδευτικών στη διδασκαλία της ανάγνωσης. Η διαμόρφωση των δηλώσεων στηρίχθηκε σε συναφείς κλίμακες όπως η “Reading Teacher Sense of Efficacy Scale” (RTSES; Haverback, 2007; Haverback & Parault, 2011), η “Reading Teaching Efficacy Instrument” (RTEI; Szabo & Mokhtari, 2004) και η “Reading Skills Development Teacher Self-Efficacy Scale” (RSDTS; Canbulat, 2017). Οι απαντήσεις των συμμετεχόντων στις δηλώσεις του ερωτηματολογίου βασίζονταν σε μία 9βαθμη αριθμητική κλίμακα με το 1 να δηλώνει πλήρη απουσία αίσθησης αποτελεσματικότητας και το 9 πλήρη αίσθηση αποτελεσματικότητας. Το ερωτηματολόγιο διανεμήθηκε πιλοτικά σε 10 εκπαιδευτικούς για να ελεγχθεί το περιεχόμενο του και στη συνέχεια διανεμήθηκε στους συμμετέχοντες της μελέτης είτε σε έντυπη μορφή, είτε σε ηλεκτρονική, ανάλογα το πώς εξυπηρετούσε τους συμμετέχοντες έπειτα από προσωπική επικοινωνία με τον ερευνητή. Η αξιοποίηση μεικτών μεθόδων χορήγησης αφενός διευκόλυνε τους συμμετέχοντες και αφετέρου υποστηρίζεται από αρκετούς μελετητές για τις δυνατότητες που προσφέρει στη συλλογή δεδομένων (Παπάνης, 2011, σ. 64). Η τελική εκδοχή του, με βάση τα αποτελέσματα των στατιστικών και παραγοντικών αναλύσεων που ακολούθησαν, περιλάμβανε 9 δηλώσεις και παρουσιάζεται στο παράρτημα της εργασίας.

Χρησιμοποιήθηκε, ακόμη, η σύντομη ελληνική έκδοση της σταθμισμένης κλίμακας “Teachers' Sense of Efficacy Scale” (GR-TSES; Tsigilis et al., 2010; Koustelios & Tsigilis, 2005), για την αξιολόγηση της συντρέχουσας εγκυρότητας του υπό κατασκευή εργαλείου. Αυτή περιλαμβάνει 12 δηλώσεις και αποτελεί προσαρμογή του εργαλείου των Tschannen-Moran & Woolfolk-Hoy (2001) για την αξιολόγηση της γενικής αίσθησης διδακτικής αποτελεσματικότητας των εκπαιδευτικών, με βάση θεωρητικό πλαίσιο του Bandura (1997).

2.3. Αναλύσεις

Η διαμόρφωση της κλίμακας περιέλαβε την εξέταση της εσωτερικής της συνοχής και εγκυρότητας μέσα από διερευνητικές (EFA) και επιβεβαιωτικές αναλύσεις παραγόντων (CFA) με το λογισμικό SPSS 21 και το AMOS 21 (Arbuckle, 2012).

Πριν από κάθε διερευνητική παραγοντική ανάλυση ελέγχονταν το κατά πόσο τα δεδομένα ακολουθούσαν την κανονική κατανομή με τη χρήση των τυπικών τιμών της ασυμμετρίας και της κύρτωσης, προκειμένου να προσδιοριστεί το είδος των ελέγχων που θα χρησιμοποιούνταν στις αναλύσεις. Για τον έλεγχο ύπαρξης ικανοποιητικών ενδογενών συσχετίσεων και τον έλεγχο της συνολικής δειγματικής καταλληλότητας, προκειμένου να εφαρμοστεί η διερευνητική παραγοντική ανάλυση, χρησιμοποιήθηκε το στατιστικό μέτρο KMO (Kaiser-Mayer-Olkin measure of sampling adequacy) και ο έλεγχος σφαιρικότητας του Bartlett (Bartlett's Test of Sphericity).

Κατά την πρώτη διερευνητική παραγοντική ανάλυση αξιολογήθηκε ο δείκτης MSA (Measures of Sampling Adequacy) και οι φορτίσεις των στοιχείων στους παράγοντες με πλάγια περιστροφή ισόρροπης μεγιστοποίησης (Promax rotation). Ακολουθώντας τις μεθοδολογικές οδηγίες των Hair et al. (2010), αποφασίστηκε να αφαιρεθούν τα στοιχεία των οποίων α) η τιμή στο δείκτη MSA (Measures of Sampling Adequacy) ήταν $<0,5$, β) οι φορτίσεις στον παράγοντα ήταν $<0,6$ και γ) οι φορτίσεις σε περισσότερους από ένα παράγοντες ήταν $>0,45$. Η διαδικασία αυτή, υιοθετώντας τα παραπάνω αυστηρά κριτήρια, είχε ως αποτέλεσμα τη σημαντική μείωση των στοιχείων της αρχικής δεξαμενής ερωτήσεων για περαιτέρω διερεύνηση, με σημαντική όμως, αθροιστική διασπορά που να εξηγείται από τους παράγοντες.

Ακολούθως, πραγματοποιήθηκε δεύτερη διερευνητική παραγοντική ανάλυση στα υπόλοιπα στοιχεία. Για να εξεταστεί η παραγοντική δομή και, εν γένει, η δομική εγκυρότητα του εργαλείου, επιλέχθηκε η μέθοδος ανάλυσης με πλάγια περιστροφή ισόρροπης μεγιστοποίησης για τον

προσδιορισμό του αριθμού των παραγόντων, των παραγοντικών φορτίσεων και το πρότυπο συσχετίσεων μεταξύ των παραγόντων (Reise, Waller & Comrey, 2000). Για να καθοριστεί το πλήθος των παραγόντων χρησιμοποιήθηκε το κριτήριο του Kaiser (1960) με βάση το οποίο παράγοντες με ιδιοτιμή μικρότερη του 1 δεν θεωρούνται στατιστικά σημαντικοί. Επίσης, κατά την περιστροφή, θεωρήθηκαν σημαντικές μεταβλητές στο σχηματισμό του παράγοντα όσες ερωτήσεις είχαν φορτίο ίσο ή μεγαλύτερο του 0,6 και ερμηνευόταν τουλάχιστον το 50% της συνολικής διακύμανσης (Streiner, 1994).

Στη συνέχεια, πραγματοποιήθηκε εξέταση της προϋπόθεσης για πολυμεταβλητή κανονικότητα και εφαρμόστηκε στα δεδομένα η επιβεβαιωτική ανάλυση παραγόντων (CFA), όπου χρησιμοποιήθηκε η μέθοδος της Μέγιστης Πιθανοφάνειας (Maximum Likelihood, ML) για την εκτίμηση των παραμέτρων της επιβεβαιωτικής ανάλυσης παραγόντων. Για τον έλεγχο του βαθμού προσαρμογής του μοντέλου, χρησιμοποιήθηκαν οι ακόλουθοι δείκτες καλής προσαρμογής: α) το πηλίκιο του χ^2 με τους βαθμούς ελευθερίας (χ^2/df), β) ο Goodness-of-Fit Index (GFI), γ) ο Comparative Fit Index (CFI), δ) ο Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA), ε) ο Standardized Root Mean Square Residual (SRMR), ζ) ο Adjusted Goodness of Fit (AGFI), η) ο Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI), θ) ο Normed Fit Index (NFI), ι) ο Relative Fit Index (RFI), κ) ο Incremental Fit Index (IFI), λ) ο Tucker Lewis Index (TLI) και μ) το Πληροφοριακό κριτήριο του Akaike (AIC).

Τέλος, για τον έλεγχο της αξιοπιστίας του εργαλείου, χρησιμοποιήθηκε η αξιοπιστία εσωτερικής συνοχής με τον συντελεστή Cronbach's Alpha, η σύνθετη αξιοπιστία με τον τύπο του Raykov (1997; 2010), η μέση εξαχθείσα διακύμανση (AVE) και η αξιοπιστία επαναληπτικών μετρήσεων. Για τον έλεγχο αξιοπιστίας επαναληπτικών μετρήσεων εφαρμόστηκε η μέθοδος της χορήγησης-επαναχορήγησης με διάστημα διαμεσολάβησης τις δύο εβδομάδες και υπολογίστηκε ο συντελεστής γραμμικής συσχέτισης Pearson's r. Ελέγχθηκε, ακόμα, η συγκλίνουσα και αποκλίνουσα εγκυρότητα των ερωτήσεων όπως και η συντρέχουσα εγκυρότητα του εργαλείου με τη σταθμισμένη κλίμακα σε ελληνικό δείγμα GR-TSES (Teachers' Sense of Efficacy Scale, Tsigilis et al., 2010; Koustelios & Tsigilis, 2005). Επίσης αξιολογήθηκε η ύπαρξη διαφυλικών διαφορών για την κλίμακα και τους παράγοντες και εξετάστηκε το μέγεθος της επίδρασης με το συντελεστή Hedges' g (Hedges, 1981), ενώ αναφέρονται οι παράμετροι κεντρικής τάσης και διασποράς, με αναφορά στα τεταρτημόρια, το εύρος (R), το ενδοτεταρτημοριακό εύρος (IR) και την ενδοτεταρτημοριακή απόκλιση (Q) για την κλίμακα και τους παράγοντες.

3. Αποτελέσματα

3.1. Διερευνητική και επιβεβαιωτική ανάλυση παραγόντων

Αρχικά εξετάστηκαν οι τιμές λοξότητας και κύρτωσης των αρχικών 18 ερωτημάτων με τις τιμές τους να καταδεικνύουν ότι τα δεδομένα δεν απείχαν σημαντικά από την κανονική κατανομή. Η τιμή από τον υπολογισμό του μέτρου του Kaiser-Meyer-Olkin ήταν ικανοποιητική ($KMO=0,77$) και ο έλεγχος σφαιρικότητας Bartlett ($\chi^2[120]= 2.030,47, p<,001$) έδειξε ότι οι συσχετίσεις μεταξύ των προτάσεων ήταν ικανοποιητικά υψηλές για την εφαρμογή της πρώτης παραγοντικής ανάλυσης στα δεδομένα. Από τα αποτελέσματα αυτής, εξετάστηκαν και αφαιρέθηκαν 9 ερωτήσεις οι οποίες είχαν α) τιμή $<0,5$ στο δείκτη MSA, β) φορτίσεις $<0,6$ και γ) φορτίσεις $>0,45$ σε περισσότερους από ένα παράγοντες. Σύμφωνα με τους Hair et al. (2010), μεταβλητές που διαθέτουν τα παραπάνω χαρακτηριστικά είναι θεμιτό να διαγράφονται.

Ακολούθως, διενεργήθηκε δεύτερη διερευνητική παραγοντική ανάλυση στις υπόλοιπες 9 μεταβλητές που διατηρήθηκαν. Ο έλεγχος σφαιρικότητας Bartlett απέδωσε τιμή στατιστικώς σημαντική ($\chi^2[36]= 868,41, p<,001$). Λαμβάνοντας υπόψη το κριτήριο του Kaiser, επιλέχθηκαν συνολικά δύο παράγοντες, οι οποίοι ερμηνεύουν περίπου το 65% της συνδιακύμανσης όλων των υπό ανάλυση μεταβλητών. Ο παραπάνω έλεγχος οδήγησε στη διαμόρφωση μιας αξιολογήσιμης έγκυρης δομής που περιλάμβανε ως συστατικά στοιχεία το κριτήριο της αυτεπάρκειας στη διδακτική και της αυτοαποτελεσματικότητας στην επιρροή των προσδοκώμενων αποτελεσμάτων. Βάσει των ανωτέρω παρουσιάζονται ανά θεματικό περιεχόμενο οι προτάσεις που παρουσιάζουν φόρτιση στους παράγοντες που σχηματίστηκαν έπειτα από πλάγια περιστροφή ισόρροπης μεγιστοποίησης (Promax). Ο πρώτος παράγοντας ερμηνεύει το 36,23% της συνολικής διακύμανσης και ο δεύτερος το 28,71% της συνολικής διακύμανσης (βλ: πίνακα 1). Οι διακυμάνσεις των στοιχείων (communalities)

κυμάνθηκαν από 0,43 έως 0,87, με μέση τιμή τις $0,65 \geq 0,5$ μονάδες. Για ένα δείγμα 100 με 200 άτομα, η τιμή αυτή θεωρείται ικανοποιητική (MacCallum et al., 1999).

Ο πρώτος παράγοντας (Π_1) αποτελείται από 5 προτάσεις, με ιδιοτιμή 3,26 και με φορτίσεις που κυμαίνονται από 0,65 έως 0,93. Τον παράγοντα αυτό τον ονομάζουμε “Αίσθηση διδακτικής αυτεπάρκειας” και περιλαμβάνει ερωτήσεις σχετικές με τις πεποιθήσεις των εκπαιδευτικών αναφορικά με την ικανότητά τους να διδάσκουν την ανάγνωση.

Ο δεύτερος παράγοντας (Π_2) απαρτίζεται από 4 προτάσεις, με ιδιοτιμή 2,58 και με φορτίσεις που κυμαίνονται από 0,79 έως 0,83. Ο παράγοντας αυτός ονομάζεται “Αίσθηση αποτελεσματικότητας στην επιρροή των προσδοκώμενων αποτελεσμάτων” και αναφέρεται στις πεποιθήσεις των εκπαιδευτικών αναφορικά με την ικανότητά τους να επηρεάζουν την αναγνωστική ικανότητα των μαθητών και την ανάπτυξή της.

Σύμφωνα με τους Guadagnoli και Velicer (1988), κάθε ένας παράγοντας με τέσσερις φορτίσεις $>0,6$ θεωρείται σταθερός σε ένα δείγμα μεγαλύτερο των 100 ατόμων.

Πίνακας 1 Μήτρα παραγόντων μετά από πλάγια περιστροφή Promax (Rotated Component Matrix)

Αριθμός στοιχείου	Αίσθηση διδακτικής αυτεπάρκειας	Αίσθηση αποτελεσματικότητας στην επιρροή των προσδοκώμενων αποτελεσμάτων	h^2
Στοιχείο 5	0,93		0,87
Στοιχείο 2	0,81		0,66
Στοιχείο 3	0,81		0,65
Στοιχείο 1	0,80		0,65
Στοιχείο 4	0,65		0,43
Στοιχείο 7		0,83	0,69
Στοιχείο 6		0,80	0,64
Στοιχείο 8		0,79	0,63
Στοιχείο 9		0,79	0,62
Ιδιοτιμές	3,26	2,58	
% Ερμηνευόμενης Διακύμανσης	36,23	28,71	

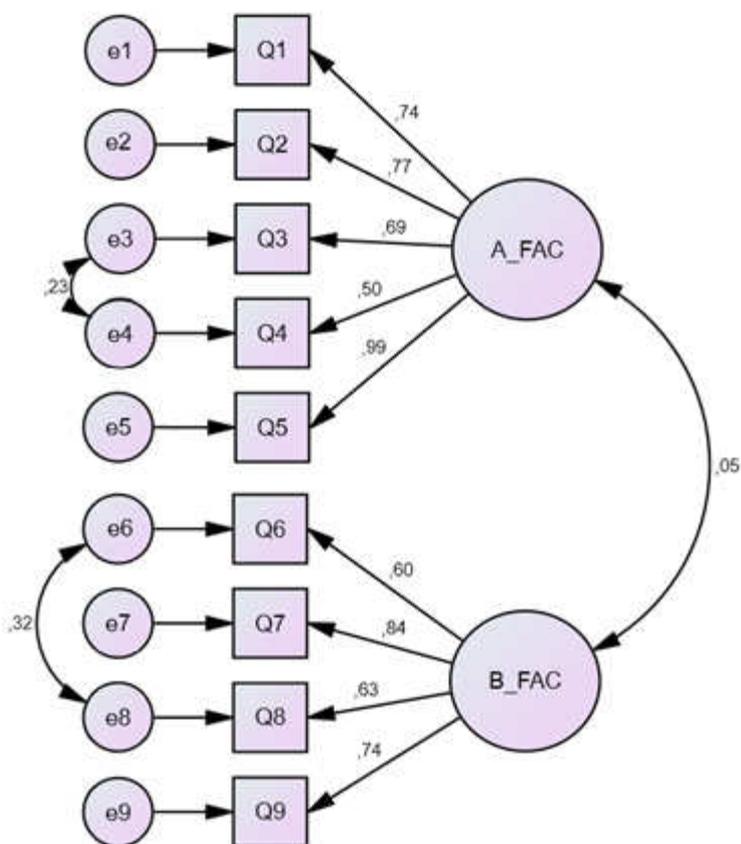
Για την αξιολόγηση των διαφορετικών μοντέλων παραγοντικής δομής του εργαλείου διενεργήθηκε επιβεβαιωτική ανάλυση παραγόντων (Hughes, 2018). Ο δείκτης πολυμεταβλητής λοξότητας και κύρτωσης Mardia's (Mardia, 1970; Mardia, 1974) ήταν στατιστικώς σημαντικός (*Mardia's coefficient* = 37,70, $p < ,001$; *Normalized kurtosis estimates* = 19,46, $p < ,001$), συνεπώς δεν ισχύει η προϋπόθεση της πολυμεταβλητής κανονικότητας. Για το λόγο αυτό αποφασίστηκε ως μέθοδος εκτίμησης να χρησιμοποιηθεί η μέθοδος bootstrap των Bollen & Stine (1992) για την προσαρμογή της τιμής p (Finney & DiStefano, 2013). Αντιπροσωπευτικοί απόλυτοι, επαυξητικοί δείκτες και δείκτες φειδωλότητας επιλέχθηκαν για την εκτίμηση δύο υπό εξέταση μοντέλων, τα οποία περιγράφονται στη συνέχεια.

Πίνακας 2 Αποτελέσματα επιβεβαιωτικής ανάλυσης παραγόντων

Δείκτες	M_1	M_2	Δείκτες	M_1	M_2
χ^2/df	4,73	2,12	RFI	0,76	0,91
SRMR	0,18	0,06	IFI	0,89	0,97
GFI	0,90	0,95	TLI (NNFI)	0,80	0,95
AGFI	0,80	0,91	CFI	0,89	0,97
RMSEA	0,13	0,07	PGFI	0,43	0,51
ΔE 95% RMSEA	0,11-0,16	0,04-0,09	AIC	181,04	92,81
NFI	0,86	0,94			

Το πρώτο μοντέλο που αξιολογήθηκε ήταν το μονοδιάστατο (M_1), βασιζόμενοι στις μελέτες του Cheung (2006; 2008) για το TSES (Tschannen-Moran & Woolfolk Hoy, 2001) και του Canbulat (2017) για το RSDTS. Οι δείκτες καλής προσαρμογής για το μοντέλο M_1 έδειξαν κακή προσαρμογή, όπως επίσης, η τιμή του χ^2 ήταν στατιστικώς σημαντική ($\chi^2=123,04$, Bollen-Stine bootstrap $p =,01$), γεγονός που υποδηλώνει μη ικανοποιητική προσαρμογή (βλ: πίνακα 2).

Το δεύτερο μοντέλο που αξιολογήθηκε ήταν το μοντέλο των δύο παραγόντων (M_2) της Haverback (2007) και των Szabo & Mokhtari, (2004), το οποίο αναφέρεται σε δύο διαστάσεις της αίσθησης αποτελεσματικότητας των εκπαιδευτικών για τη διδασκαλία της ανάγνωσης. Με την εφαρμογή της επιβεβαιωτικής ανάλυσης παραγόντων, προστέθηκαν δύο συσχετίσεις σφαλμάτων μέτρησης (item correlated errors) μεταξύ α) της ερώτησης 3 και 4, στον παράγοντα για την αίσθηση διδακτικής αυτεπάρκειας και β) της ερώτησης 6 και 8 στον παράγοντα για την αίσθηση αποτελεσματικότητας στην επιρροή των προσδοκώμενων αποτελεσμάτων. Οι παραπάνω τροποποιήσεις στηρίζονται θεωρητικά και είναι θεμιτή η υιοθέτησή τους όταν τα στοιχεία αυτά έχουν πολύ συναφές περιεχόμενο (MacCallum, Roznowski & Necowitz, 1992).



Γράφημα 1 Φορτίσεις παραγόντων επιβεβαιωτικής παραγοντικής ανάλυσης

Η ανάλυση έδειξε ότι το μοντέλο των δύο παραγόντων είχε καλή προσαρμογή στα δεδομένα (βλ: πίνακα 2). Αναλυτικά, για τους απόλυτους δείκτες, η τιμή του χ^2/df ήταν κάτω από 3 (Byrne, 2016), η τιμή του $SRMR = 0,06 < 0,08$ (Hu & Bentler, 1999), το $GFI = 0,95 > 0,90$ (Marcoulides & Schumacker, 2013), το $AGFI = 0,91 > 0,90$ (Hair et al., 2010) και το $RMSEA = 0,07 < 0,08$ (0,04-0,10) (Byrne, 2016). Για τους επαυξητικούς δείκτες, η τιμή του NFI ήταν $0,94 > 0,90$ (Hoyle, 2012; Schumacker & Lomax, 2016), του $RFI = 0,91 > 0,90$ (Hair et al., 2010), του $IFI = 0,97 > 0,95$ (Schumacker & Lomax, 2016), του $TLI = 0,95 > 0,90$ (Browne & Cudeck, 1993) και του $CFI = 0,97 > 0,95$ (Kline, 2016). Τέλος, για τους δείκτες φειδωλότητας η τιμή του $PGFI$ και του AIC ήταν 0,51 και 92,81, αντίστοιχα. Ακόμη η τιμή του χ^2 δεν ήταν στατιστικώς σημαντική ($\chi^2=50,81$, Bollen-Stine bootstrap $p =,065$), γεγονός που υποδηλώνει καλή προσαρμογή (Kim & Millsap, 2014). Τα

αποτελέσματα αυτά συνηγορούν στο ότι το μοντέλο αυτό περιγράφει ικανοποιητικά τα δεδομένα και συνεπώς θα πρέπει να γίνει αποδεκτό. Οι τιμές των τυποποιημένων φορτίσεων (standardized loadings) των ερωτήσεων για το προτεινόμενο μοντέλο των δύο παραγόντων κυμάνθηκε από 0,50 έως 0,99 (βλ. Γράφημα 1).

Η συσχέτιση μεταξύ των παραγόντων διαπιστώθηκε χαμηλή ($r=,05$). Εργαλεία όπως το RTEI των Szabo και Mokhtari (2004), που βασίζονται στην ίδια φιλοσοφία εννοιολογικής κατασκευής, παρουσιάζουν αντίστοιχη εικόνα μη συσχετισμένων παραγόντων.

3.2. Έλεγχος της συγκλίνουσας και αποκλίνουσας εγκυρότητας των ερωτήσεων

Για την αξιολόγηση της ομοιογένειας της κλίμακας υπολογίστηκαν οι διορθωμένοι συντελεστές συσχέτισης κάθε ερώτησης με το συνολικό σκορ του παράγοντα στον οποίο ανήκουν, αλλά και τα συνολικά σκορ των άλλων παραγόντων. Ελέγχθηκαν, έτσι, 9 διασυσχετίσεις ερώτησης/παράγοντα για να εκτιμηθεί ο βαθμός σύγκλισης και απόκλισης (item convergence/ discrimination) των ερωτημάτων.

Πίνακας 3 Συγκλίνουσα και αποκλίνουσα εγκυρότητα της κλίμακας

Παράγοντες	Συγκλίνουσα εγκυρότητα		Αποκλίνουσα εγκυρότητα	
	Εύρος συσχετίσεων	Ποσοστό επιτυχίας (%)	Εύρος συσχετίσεων	Ποσοστό επιτυχίας (%)
Αίσθηση διδακτικής αυτεπάρκειας	0,78-0,83	100	0,31-0,73	90
Αίσθηση αποτελεσματικότητας στην επιρροή των προσδοκώμενων αποτελεσμάτων	0,65-0,82	100	0,42-0,62	100

Τα αποτελέσματα από τον έλεγχο της συγκλίνουσας εγκυρότητας των ερωτήσεων έδειξαν ότι το 100% αυτών είχε υψηλότερο συντελεστή συσχέτισης με τη συνολική τιμή του παράγοντα στον οποίο ανήκαν παρά με οποιονδήποτε άλλο παράγοντα του εργαλείου. Οι τιμές των συντελεστών ήταν υψηλότερες του 0,40, τιμή η οποία θεωρείται ως η ελάχιστη επαρκής για τη σύγκλιση κάθε ερώτησης με τη διάσταση την οποία θεωρείται ότι εκφράζει (Scientific Advisory Committee, 1995). Επίσης, όσον αφορά τη αποκλίνουσα εγκυρότητα των ερωτήσεων, το 90% των ερωτήσεων του πρώτου παράγοντα και το 100% των ερωτήσεων του δεύτερου παράγοντα είχε συντελεστή συσχέτισης προς τη συνολική τιμή του παράγοντα στον οποίο ανήκουν μεγαλύτερο του 0,40. Συγκεκριμένα, τα ερωτήματα του πρώτου παράγοντα είχαν συντελεστές συσχέτισης $>0,31$, ενώ τα ερωτήματα του δεύτερου παράγοντα είχαν συντελεστές συσχέτισης $>0,42$ προς τη συνολική τιμή του παράγοντα στον οποίο ανήκουν (βλ. Πίνακα 3).

3.3. Έλεγχος αξιοπιστίας εσωτερικής συνοχής, επαναληπτικών μετρήσεων, σύνθετης αξιοπιστίας, μέσης εξαχθείσας διακύμανσης, συντρέχουσας εγκυρότητας και διαφυλική αξιολόγηση

Αναφορικά με την αξιοπιστία της κλίμακας, η τιμή του συντελεστή Cronbach's alpha (α) για όλη την κλίμακα ήταν καλή ($\alpha=0,76>,70$). Ο συντελεστής α για τους επιμέρους παράγοντες φάνηκε ικανοποιητικός και κυμάνθηκε από 0,81 έως 0,86 (βλ. πίνακα 4).

Επίσης, χρησιμοποιήθηκε το κριτήριο της σύνθετης αξιοπιστίας (composite reliability ή Raykov's rho) για την αξιολόγηση της εσωτερικής συνεκτικότητας των προτεινόμενων παραγόντων, οι δε τιμές του βρίσκονταν στο διάστημα των γενικά αποδεκτών τιμών ($>0,70$), σύμφωνα με

τους Hair et al. (2017). Αποδεκτές είναι και οι τιμές της μέση εξαχθείσας διακύμανσης (average variance extracted) ($>0,50$).

Πίνακας 4 Συντελεστές αξιοπιστίας εσωτερικής συνοχής (Cronbach's Alpha), σύνθετη αξιοπιστία (CR), μέση εξαχθείσα διακύμανση (AVE) και συντελεστές επαναληπτικών μετρήσεων (Pearson's r) για τους παράγοντες και το εργαλείο

Παράγοντες	Αριθμός ερωτήσεων	Alpha	CR	AVE	Συντελεστής Χορήγησης-επαναχορήγησης
Αίσθηση διδακτικής αυτεπάρκειας	5	0,86	0,90	0,65	$r=0,91^*$
Αίσθηση αποτελεσματικότητας στην επιρροή των προσδοκώμενων αποτελεσμάτων	4	0,81	0,88	0,64	$r=0,84^*$
Κλίμακα	9	0,76	0,94	0,65	$r=0,86^*$

* $p < 0,01$

Οι συσχετίσεις, όπως υπολογίστηκαν με τον συντελεστή γραμμική συσχέτισης Pearson's r μεταξύ των δύο χορηγήσεων (test-retest), με διάστημα διαμεσολάβησης τις δύο εβδομάδες, κυμάνθηκαν από $r=0,84$ έως $r=0,91$ για τους επιμέρους παράγοντες (υποκλίμακες) και $r=0,86$ ($p < ,01$) για το σύνολο της κλίμακας (Βλ. πίνακα 4). Αυτές θεωρούνται ικανοποιητικές για μία κλίμακα αυτοαναφοράς.

Οι συσχετίσεις ανάμεσα στις αθροιστικές τιμές της κλίμακας και τις αθροιστικές τιμές της σταθμισμένης κλίμακας TSES (Tsigilis et al., 2010; Koustelios & Tsigilis, 2005), απέδωσε θετική ισχυρή συσχέτιση ($r=0,86$, $p < ,01$). Η τιμή αυτή θεωρείται υψηλή ως μέτρο αξιολόγησης της συντρέχουσας εγκυρότητας (concurrent validity) του εργαλείου.

Πίνακας 5 Μέσοι όροι (M.O.), τυπικές αποκλίσεις (T.A.) και παράμετροι κεντρικής τάσης και διασποράς για τους παράγοντες και το εργαλείο

Περιγραφικά μέτρα		Κλίμακα	Αίσθηση διδακτικής αυτεπάρκειας	Αίσθηση αποτελεσματικότητας στην επιρροή των προσδοκώμενων αποτελεσμάτων
Τεταρτημόρια	25	58,00	28,00	29,00
	50	64,00	33,00	32,00
	75	68,00	35,00	32,00
R		31,00	23,00	11,00
IR		10,00	17,00	3,00
Q		5,00	8,50	1,50
M.O.		63,32	32,22	31,10
T.A.		6,11	5,32	2,95

Η κλίμακα στην ολότητά της παρουσιάζει ένα μέσο όρο της τάξης των 63,83 μονάδων και μια τυπική απόκλιση της τάξης των 6,11 μονάδων. Στον πίνακα 5 παρουσιάζονται οι παράμετροι κεντρικής τάσης και διασποράς, με αναφορά στα τεταρτημόρια, το εύρος (R), το ενδοτεταρτημοριακό εύρος (IR) και την ενδοτεταρτημοριακή απόκλιση (Q) για την κλίμακα και τους παράγοντες. Επίσης, στον πίνακα 6 παρουσιάζεται η συχνότητα και η σχετική συχνότητα των απαντήσεων των

συμμετεχόντων όπως κατανεμήθηκαν από την ανάλυση τεταρτημορίων στα σκορ για το εργαλείο και τους παράγοντες.

Πίνακας 6 Συχνότητα (N) και σχετική συχνότητα (N%) συμμετεχόντων ανά τεταρτημόριο για τους παράγοντες και το εργαλείο

Περιγραφικά μέτρα		Κλίμακα		Αίσθηση Διδακτικής αυτεπάρκειας		Αίσθηση αποτελεσματικότητας στην επιρροή των προσδοκώμενων αποτελεσμάτων	
		N	N%	N	N%	N	N%
Τεταρτημόρια	25	54	25,59	58	27,49	59	27,96
	50	103	48,82	72	34,12	32	15,17
	75	54	25,59	81	38,39	120	56,87

Τέλος, χρησιμοποιήθηκε το κριτήριο t για ανεξάρτητα δείγματα προκειμένου να εξεταστούν ενδεχόμενες διαφυλικές διαφορές στις τιμές της κλίμακας. Δεν παρατηρήθηκε στατιστικά σημαντική διαφορά ως προς το φύλο σε σχέση με τις τιμές της κλίμακας ($t[209]=1,37, p=.17, \text{Hedges' } g =,02$) και τις τιμές στους παράγοντες: (α) “Αίσθησης διδακτικής αυτεπάρκειας” ($t[209]=,05, p=0,96, \text{Hedges' } g =,00$) και (β) “Αίσθησης αποτελεσματικότητας στην επιρροή των προσδοκώμενων αποτελεσμάτων” ($t[209]=2,78, p=,06, \text{Hedges' } g =,04$). Συνεπώς δεν τεκμαίρεται διαφυλική επίδραση.

4. Συμπεράσματα

Η παρούσα μελέτη είχε ως στόχο την κατασκευή ενός εργαλείου αυτοαναφοράς με την ονομασία “Αίσθηση Εκπαιδευτικής Αποτελεσματικότητας στην Ανάγνωση” (Α.Εκ.Α.Α.). Το εργαλείο αυτό έχει σκοπό την εκτίμηση των πεποιθήσεων των εκπαιδευτικών δημοτικής εκπαίδευσης για την αυτεπάρκειά τους στη διδασκαλία της ανάγνωσης. Η ανάπτυξη της κλίμακας περιέλαβε την εξέταση της εγκυρότητας της εννοιολογικής της κατασκευής που επιτεύχθηκε με διερευνητική και επιβεβαιωτική ανάλυση παραγόντων. Επίσης, η εξέταση της αξιοπιστίας της κλίμακας μέτρησης επιτεύχθηκε με κριτήρια τον συντελεστή εσωτερικής αξιοπιστίας Cronbach’s Alpha, τη σύνθετη αξιοπιστία, τη μέση εξαχθείσας διακύμανση, τη συντρέχουσα εγκυρότητα, τον έλεγχο επαναληπτικών μετρήσεων και την αξιολόγηση της συγκλίνουσας και αποκλίνουσας εγκυρότητας των ερωτήσεων.

Διαμορφώθηκε μια αξιόπιστη και αξιολογήσιμη δομή εννιά δηλώσεων, η οποία περιλαμβάνει τους παράγοντες της αίσθησης διδακτικής αυτεπάρκειας και της αίσθησης αποτελεσματικότητας στην επιρροή των προσδοκώμενων αποτελεσμάτων. Ο πρώτος παράγοντας της κλίμακας περιέχει δηλώσεις σχετικά με τις πεποιθήσεις και τα συναισθήματα των εκπαιδευτικών αναφορικά με την ικανότητά τους να διδάσκουν ανάγνωση στους μαθητές τους. Ο δεύτερος παράγοντας, αναφέρεται στις πεποιθήσεις επιρροής των εκπαιδευτικών στην αναγνωστική ικανότητα των μαθητών τους.

Σύμφωνα με τον Bandura (2001, 2012), η έννοια της αυτοαποτελεσματικότητας αποτελείται από δύο βασικές έννοιες. Τα περισσότερα εργαλεία αξιολόγησής της αναφέρονται σε αυτές (Tschannen-Moran & Woolfolk, 2001). Οι Gibson και Dembo (1984) υποθέτουν ότι οι δύο παράγοντες αντανακλούν αυτές τις δύο διαστάσεις της κοινωνικογνωσιακής θεωρίας του Bandura- την αυτο-αποτελεσματικότητα και την προσδοκία ως προς την έκβαση μιας κατάστασης (outcome expectancy). Η πρώτη έννοια, αυτή που ταυτίζεται με τον πρώτο παράγοντα της κλίμακας, αφορά “τις κρίσεις των ανθρώπων για τις ικανότητές τους να οργανώνουν και να εκτελούν τα σχέδια δράσης που απαιτούνται για την επίτευξη συγκεκριμένων και καθορισμένων μορφών απόδοσης” (Bandura, 1986, σ. 391). Η δεύτερη έννοια, που προέρχεται από τις προσδοκίες και ταυτίζεται με τον δεύτερο παράγοντα της κλίμακας, αναφέρεται στην “κρίση της πιθανής συνέπειας... της συμπεριφοράς που θα παράγει” (Bandura, 1986, σ. 391). Αυτές οι πεποιθήσεις και τα συναισθήματα λέγεται ότι επηρεάζουν

έντονα τις συμπεριφορές, καθώς "ό,τι πιστεύουν και αισθάνονται οι άνθρωποι επηρεάζουν τον τρόπο με τον οποίο συμπεριφέρονται" (Bandura, 1997, σ. 25).

Οι παράγοντες αυτοί βρίσκονται σε συμφωνία με τις διαστάσεις των αντίστοιχων εργαλείων των Haverback, (2007), Haverback (2009), Haverback & Parault (2011), Szabo & Mokhtari (2004), των οποίων η κατασκευή βασίζεται στο θεωρητικό πλαίσιο του Bandura (1977, 1986, 1997, 2001). Ο πρώτος παράγοντας της κλίμακας συνυφαίνεται με τον παράγοντα της "αίσθησης αυτεπάρκειας στο πεδίο διδακτικής της ανάγνωσης" της κλίμακας των Haverback (2007, 2009) και Haverback & Parault (2011), όπως επίσης και με τον παράγοντα "αίσθηση διδακτικής αυτεπάρκειας στην ανάγνωση" της κλίμακας των Szabo και Mokhtari (2004). Επίσης, ο δεύτερος παράγοντάς της, συμπίπτει με τον δεύτερο παράγοντα της κλίμακας RTSES περί "αίσθησης αποτελεσματικότητας σε επίπεδο κινητοποίησης των μαθητών", όπως επίσης και με τον παράγοντα "αίσθηση αποτελεσματικότητας στην επιρροή των προσδοκώμενων αποτελεσμάτων" του REIT.

5. Συζήτηση

Η συνολική βαθμολογία για τον εξεταζόμενο που θα χρησιμοποιήσει την κλίμακα μπορεί να εξαχθεί αθροίζοντας τη βαθμολογία ανά ερώτηση για το σύνολο των δηλώσεων, παίρνοντας συνολικά τιμές από 9 έως 81. Οι δηλώσεις 1-5 αφορούν την αίσθηση διδακτικής αυτεπάρκειας και οι ερωτήσεις 6-9 την αίσθηση αποτελεσματικότητας στην επιρροή των προσδοκώμενων αποτελεσμάτων. Σύμφωνα με υπάρχοντα εργαλεία, ο προσδιορισμός της υψηλής ή της χαμηλής αίσθησης αποτελεσματικότητας μπορεί να διακριθεί, διαιρώντας το συνολικό σκορ στο ήμισυ (λ.χ. στο RTSES). Το εύρος των σκορ άνω του μέσου όρου υποδηλώνει υψηλή αίσθηση και, αντίστοιχα, το εύρος των σκορ κάτω του μέσου όρου, χαμηλή. Ωστόσο, τροποποιήσαμε τον υπολογισμό της, προκειμένου η διάκριση να αντικατοπτρίζει τα δεδομένα της μελέτης. Επομένως, τα επίπεδα της αίσθησης αποτελεσματικότητας για την κλίμακα προσδιορίστηκαν, χρησιμοποιώντας των διαχωρισμό τεταρτημορίων, ως χαμηλά (σκορ 9-58), μέσα (σκορ 59-67) και υψηλά (σκορ 68-81). Αντίστοιχη διάκριση γίνεται και στους παράγοντες του εργαλείου. Για τον πρώτο παράγοντα, σκορ από 5-28 υποδηλώνουν χαμηλά, από 29-34 μέσα και από 35-45 υψηλά επίπεδα. Για τον δεύτερο παράγοντα, σκορ από 4-29 υποδηλώνουν χαμηλά, από 30-31 μέσα και από 32-36 υψηλά επίπεδα (βλ. παράρτημα 2). Σύμφωνα με τη θεωρία του Bandura (1977; 1997) και τους Szabo & Mokhtari (2004), ένα υψηλό σκορ στο σύνολο της κλίμακας υποδηλώνει ότι οι εκπαιδευτικοί είναι πολύ σίγουροι για τη διδακτική τους ικανότητα στην ανάγνωση, όπως επίσης και για την ικανότητά τους να επιφέρουν θετικές αλλαγές στην ικανότητα και τις στάσεις των μαθητών τους, μέσω των διδακτικών τους παρεμβάσεων. Επιμένουν όταν οι μαθητές τους αντιμετωπίζουν δυσκολίες και τείνουν να παρουσιάζουν υψηλότερα επίπεδα σχεδιασμού και οργάνωσης της διδασκαλίας τους (Allinder, 1994).

6. Περιορισμοί και προτάσεις για μελλοντική έρευνα

Ο βασικός περιορισμός της έρευνας προέρχεται από την ευκαιριακή και μη πιθανοτική επιλογή των συμμετεχόντων. Παρά το ότι οι στατιστικοί έλεγχοι έδειξαν ότι το μέγεθος του δείγματος που χρησιμοποιήθηκε στην έρευνα ήταν κατάλληλο και επαρκές, ένα δείγμα με συμμετέχοντες που προέρχονται από πιθανοτικές μορφές δειγματοληψίας και, κυρίως, αντιπροσωπευτικότερο του πληθυσμού των εκπαιδευτικών που υπηρετούν την πρωτοβάθμια εκπαίδευση, θα ήταν επιθυμητό. Επίσης, κατά την επιβεβαιωτική ανάλυση παραγόντων, δεν αξιολογήθηκαν αμφιπαραγοντικά μοντέλα (bifactor models) τα οποία ίσως απέδιδαν καλή προσαρμογή. Σύμφωνα με τον Reise (2012) και τους Chen & Zhang (2018) μια τέτοια τέτοιου τύπου αξιολόγηση είναι θεμιτή να συμπληρώνει τις υπάρχουσες αναλύσεις στις παραγοντικές δομές.

Ευελπιστούμε ότι τα χαρακτηριστικά αυτού του σύντομου εργαλείου να αποτελέσουν αντικείμενο μελλοντικών ερευνών για χρήση και περαιτέρω εξέταση των πεποιθήσεων αποτελεσματικότητας των εκπαιδευτικών στη διδακτική της ανάγνωσης και της γλωσσικής διδασκαλίας. Σαφώς και μόνο μέσω ερωτηματολογίων αυτοαναφοράς δεν μπορεί κανείς να κατανοήσει πλήρως τις πεποιθήσεις αυτές. Ωστόσο, οι κλίμακες αυτοαναφοράς μπορούν να παρέχουν σημαντικές πληροφορίες για τη γενική τάση ενός συγκεκριμένου πληθυσμού, ειδικά όταν χρησιμοποιούνται σε μεγάλο αριθμό συμμετεχόντων και συνδυάζονται με άλλα εργαλεία έρευνας.

Σημαντικό είναι η μελλοντική έρευνα να επικεντρωθεί στη διερεύνηση των παραγόντων που επηρεάζουν την αίσθηση αποτελεσματικότητας των εκπαιδευτικών στα διδακτέα γνωστικά αντικείμενα, όπως επίσης και στην εξέταση ανεξάρτητων μεταβλητών που επιδρούν στις αντιλήψεις αυτές λ.χ. αν διδάσκουν μεγάλο αριθμό δίγλωσσων μαθητών, μαθητές με ειδικές μαθησιακές δυσκολίες κ.α.. Επίσης, ενδιαφέρον παρουσιάζει και η εξέταση των σχέσεων ανάμεσα στις αντιλήψεις διδακτικής αποτελεσματικότητας των εκπαιδευτικών για την ανάγνωση και τη συμπεριφορά των ιδίων μέσα στην τάξη, την επίτευξη των διδακτικών στόχων, την παρακίνηση των μαθητών και την ανάπτυξη αίσθησης αποτελεσματικότητας των τελευταίων.

Βιβλιογραφία

Ξενόγλωσση

- Allinder, R. (1994). The relationship between efficacy and the instructional practices of special education teachers and consultants. *Teacher Education and Special Education*, 17 (2), 86-95.
- Arbuckle, J. R. (2012). *AMOS users guide version 21.0*. Chicago, IL: Marketing Department, SPSS Incorporated.
- Bandura, A. (1977). Self-efficacy: Toward a unifying theory of behavioral change. *Psychological Review*, 84, 191-215.
- Bandura, A. (1986). *Social foundations of thought and action: A social cognitive theory*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: The exercise of control*. New York: W. H. Freeman.
- Bandura, A. (2012). On the Functional Properties of Perceived Self-Efficacy Revisited. *Journal of Management*, 38 (1), 9-44.
- Bandura, A. (2001). Social cognitive theory: An agentic perspective. *Annual Review of Psychology*, 52, 1-26.
- Bollen, K. A., & Stine, R. A. (1992). Bootstrapping goodness-of-fit measures in structural equation models. *Sociological Methods and Research*, 21, 205-229.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative Ways of Assessing Model Fit. In: K. A. Bollen, & J. S. Long (Eds.), *Testing Structural Equation Models* (pp. 136-162). Beverly Hills, CA: Sage.
- Byrne, B. (2016). *Structural equation modeling with Amos: Basic concepts, applications and programming* (3rd Ed.). Oxford, UK: Taylor & Francis/ Routledge.
- Carlisle, J. F., Cortina, K. S., & Katz, L. A. (2011). First-Grade Teachers' Response to Three Models of Professional Development in Reading. *Reading & Writing Quarterly*, 27 (3), 212-238.
- Canbulat, A. N. K. (2017). Classroom teacher candidates' perceptions of teacher self-efficacy in developing students' reading, writing and verbal skills: Scale development study. *Educational Research and Reviews*, 12 (16), 789-802.
- Caprara, G. V., Barbaranelli, C., Steca, P., & Malone, P. S. (2006). Teachers' self-efficacy beliefs as determinants of job satisfaction and students' academic achievement: A study at the school level. *Journal of School Psychology*, 44, 473-490.
- Chen, G., Gully, S. M., & Eden, D. (2001). Validation of a new general self-efficacy scale. *Organizational Research Methods*, 4, 62-83.
- Chen F. F., & Zhang, Z. (2018). Bifactor Models in Psychometric Test Development. In P. Irwing, T. Booth, & D. J. Hughes (Eds.), *The Wiley Handbook of Psychometric Testing* (pp. 325-345). USA: John Wiley & Sons Ltd.

- Cheung, H. Y. (2006). The measurement of teacher efficacy: Hong Kong primary in-service teachers. *Journal of Education for Teaching*, 32 (4), 435-451.
- Cheung, H. Y. (2008). Teacher efficacy: A comparative study of Hong Kong and Shanghai primary in-service teachers. *The Australian Educational Researcher*, 35 (1), 103-123.
- Finney, S. J., & DiStefano, C. (2013). Nonnormal and categorical data in structural equation modeling. In G. R. Hancock & R. O. Mueller (Eds.), *Quantitative methods in education and the behavioral sciences: Issues, research, and teaching. Structural equation modeling: A second course* (pp. 439-492). Charlotte, NC, US: IAP Information Age Publishing.
- Φουτσίτζη, Ε., Παπαντωνίου, Γ., Μωραΐτου, Δ., & Δερμιτζάκη, Ε. (2015). Τα ερωτηματολόγια για εκπαιδευτικούς των Grogorenko, Sternberg και Strauss: Ψυχομετρικές ιδιότητες της ελληνικής εκδοχής. *Hellinic Journal of Psychology*, 12, 205-236.
- Garvis, S., & Pendergast, D. (Eds.). (2016). *Asia-Pacific Perspectives on Teacher Self-Efficacy*. Rotterdam: Sense Publishers.
- Gibson, S., & Dembo, M. (1984). Teacher efficacy: A construct validation. *Journal of Educational Psychology*, 76, 569-582.
- Goddard, R. D., Hoy, W. K., & Woolfolk, H. A. (2000). Collective teacher efficacy: Its meaning, measure, and impact on student achievement. *American Educational Research Journal*, 37, 479-507.
- Guadagnoli, E., & Velicer, W. F. (1988). Relation of sample size to the stability of component patterns. *Psychological Bulletin*, 103 (2), 265-275.
- Guo, Y., Piasta, S. B., Justice, L. M., & Kaderavek, J. N. (2010). Relations among preschool teachers' self-efficacy, classroom quality, and children's language and literacy gains. *Teaching and Teacher Education*, 26 (4), 1094-1103.
- Guo, Y., Sawyer, B. E., Justice, L. M., & Kaderavek, J. N. (2013). Quality of the Literacy Environment in Inclusive Early Childhood Special Education Classrooms. *Journal of Early Intervention*, 35 (1), 40-60.
- Jolliffe I. T. (2002). *Principal component analysis*. New York, New York: Springer-Verlag.
- Hair, J. F., Hult, G. M., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2017). *A primer on partial least squares structural equation modeling (PLS-SEM)* (2nd ed.). Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Hair, J., Black, W., Babin, B., & Anderson, R. (2010). *Multivariate Data Analysis: A Global Perspective*. UK: Pearson.
- Haverback, H. R. (2007). *Preservice reading teachers as tutors: An examination of efficacy and content knowledge*. Doctoral dissertation. USA: University of Maryland, College Park.
- Haverback, H. R. (2009). Situating pre-service reading teachers as tutors: Implications of teacher self-efficacy on tutoring elementary students. *Mentoring & Tutoring: Partnership in Learning*, 17 (3), 251-261.
- Haverback, H. R., & Parault, S. J. (2011). High efficacy and the preservice reading teacher: A comparative study. *Teaching and Teacher Education*, 27, 703-711.
- Hedges, L. (1981). Distribution Theory for Glass's Estimator of Effect Size and Related Estimators. *Journal of Educational Statistics*, 6 (2), 107-128.
- Hoy, A. W., & Spero, R. B. (2005). Changes in teacher efficacy during the early years of teaching: A comparison of four measures. *Teaching and teacher education*, 21 (4), 343-356.
- Hoyle, R. H. (2012). Model specification in structural equation modeling. In R. H. Hoyle (Ed.), *Handbook of structural equation modeling* (pp. 126-144). New York, US: Guilford Press.

- Hughes, D. J. (2018). Psychometric Validity: Establishing the Accuracy and Appropriateness of Psychometric Measures. In P. Irwing, T. Booth, & D. J. Hughes (Eds.), *The Wiley Handbook of Psychometric Testing* (pp. 751-779). USA: John Wiley & Sons Ltd.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6 (1), 1-55.
- Kaiser, H. F. (1960). The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 20, 141-151.
- Kim, H., & Millsap, R. (2014). Using the Bollen-Stine Bootstrapping Method for Evaluating Approximate Fit Indices. *Multivariate Behavioral Research*, 49 (6), 581-596.
- Klassen, R. M., Tze, V. M., Betts, S. M., & Gordon, K. A. (2011). Teacher Efficacy Research 1998-2009: Signs of progress or unfulfilled promise? *Educational Psychology Review*, 23 (1), 21-43.
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling* (4th ed.). New York, NY: Guilford.
- Koustelios, A., & Tsigilis, N. (2005). The relationship between burnout and job satisfaction among physical education teachers: a multivariate approach. *European Physical Education Review*, 11 (2), 189-203.
- Lent, R. W., & Hackett, G. (1987). Career self-efficacy: Empirical status and future directions. *Journal of Vocational Behavior*, 30, 347-382.
- MacCallum, R. C., Widaman, K. F., Zhang, S., & Hong, S. (1999). Sample size in factor analysis. *Psychological Methods*, 4 (1), 84-99.
- Maloch, B., Flint, A., & Eldridge, D. (2003). Understanding beliefs and reported decision making of first year teachers from different reading teacher preparation programmes. *The Elementary School Journal*, 103 (5), 431-459.
- Marcoulides, G. & Schumacker, R. (Eds.). (2013). *Advanced Structural Equation Modeling*. New York: Psychology Press.
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57, 519-530.
- Mardia, K. V. (1974). Applications of some measures of multivariate skewness and kurtosis in testing normality and robustness studies. *Sankhya B*, 36, 115-128.
- Muijs, D., & Reynolds, D. (2002). Teachers' Beliefs and Behaviors. What Really Matters. *Journal of Classroom Interaction*, 37, 3-15.
- Pajares, F. (1996). Self-efficacy beliefs in academic settings. *Review of Educational Research*, 66, 543-578.
- Pajares, F. (1997). Current directions in self-efficacy research. In M. Maehr & P. R. Pintrich (Eds.). *Advances in motivation and achievement* (Vol. 10, pp. 1-49). Greenwich, CT: JAI Press.
- Pajares, F., & Schunk, D. H. (2001). Self-beliefs and school success: Self-efficacy, self-concept, and school achievement. In R. Riding & S. Rayner (Eds.), *Self-perception* (pp. 239-266). London: Ablex Publishing.
- Poulou, M. (2007). Personal Teaching Efficacy and Its Sources: Student teachers' perceptions. *Educational Psychology*, 27 (2), 191-218.
- Παπάνης, Ε. (2011). *Μεθοδολογία έρευνας και διαδίκτυο*. Αθήνα: εκδόσεις Ι. Σιδέρης.
- Raykov T. (1997). Estimation of composite reliability for congeneric measures. *Applied Psychological Measurement*, 21, 173-184.

- Raykov, T. (2010). Scale Reliability, Cronbach's Coefficient Alpha, and Violations of Essential Tau-Equivalence with Fixed Congeneric Components. *Multivariate Behavioral Research*, 32 (4), 329-353.
- Reise, S. P. (2012) The Rediscovery of Bifactor Measurement Models. *Multivariate Behavioral Research*, 47 (5), 667-696.
- Reise, S. P., Waller, N. G., & Comrey, A. L. (2000). Factor analysis and scale revision. *Psychological Assessment*, 12 (3), 287-297.
- Rotter, J. B. (1966). Generalized expectancies for internal versus external control of reinforcement. *Psychological Monographs: General and Applied*, 80 (1), 1-28.
- Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (2016). *A beginner's guide to structural equation modeling* (4th ed.). New York: Routledge.
- Schunk, D. H. (1991). Self-efficacy and academic motivation. *Educational Psychologist*, 26, 207-231.
- Schunk, D. H., & Pajares, F. (2002). The development of academic self-efficacy. In A. Wigfield & J. Eccles (Eds.), *Development of achievement motivation* (pp. 16-31). San Diego: Academic Press.
- Scientific Advisory Committee (1995). Instrument review criteria. *Medical Outcomes Trust Bulletin*, 3 (4): I-IV.
- Sinclair, C. (2008). How can what we know about motivation to teach improve the quality of initial teacher education and its practicum? In C. Koh, & T. H. Soon (Eds.). *Motivation and practice for the classroom* (pp. 37-61). Rotterdam: Ed. P.A. Towndrow.
- Streiner (1994) Figuring out factors: the use and misuse of factor analysis. *Canadian Journal of Psychiatry*, 39 (3), 135-140.
- Szabo, S., & Mokhtari, K. (2004). Developing a Reading Teaching Efficacy Instrument for Teacher Candidates: A Validation Study. *Action in Teacher Education*, 26, 59-72.
- Tschannen-Moran, M., & Woolfolk Hoy, A. (2001). Teacher efficacy: Capturing and elusive construct. *Teaching and Teacher Education*, 17 (7), 783-805.
- Tsigilis, N., Koustelios, A., & Grammatikopoulos, V. (2010). Psychometric properties of the Teachers' Sense of Efficacy Scale within the Greek educational context. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 28 (2), 153-162.
- Woolfolk, A. E., & Hoy, W. K., (1990). Prospective teachers' sense of efficacy and beliefs about control. *Journal of Educational Psychology*, 82, 81-91.

Παράρτημα 1

“Κλίμακα Αίσθησης Εκπαιδευτικής Αποτελεσματικότητας στην Ανάγνωση”

Παρακάτω ακολουθούν δηλώσεις για το πόσο θεωρείς ότι τα καταφέρνεις ως εκπαιδευτικός σε συγκεκριμένα ζητήματα, όταν διδάσκεις ανάγνωση στους μαθητές σας. Αφού διαβάσεις προσεκτικά κάθε ερώτημα, σημείωσε το βαθμό που συμφωνείς ή διαφωνείς με τη δήλωση.

	Καθόλου		Σε μικρό βαθμό		Σε μέτριο βαθμό		Σε αρκετό βαθμό		Σε μεγάλο βαθμό
1. Σε ποιο βαθμό μπορείς να προσαρμόζεις τη διδασκαλία της ανάγνωσης, στο επίπεδο του κάθε μαθητή της τάξης σου;	1	2	3	4	5	6	7	8	9
2. Σε ποιο βαθμό μπορείς να αξιολογήσεις αποτελεσματικά την αναγνωστική ικανότητα των μαθητών σου;	1	2	3	4	5	6	7	8	9
3. Πόσο εύκολα μπορείς να υλοποιείς εναλλακτικούς τρόπους ανάγνωσης στην τάξη, για την εξάσκηση των μαθητών σου;	1	2	3	4	5	6	7	8	9
4. Σε ποιο βαθμό μπορείς να δίνεις κατάλληλες οδηγίες στους μαθητές σου προκειμένου να διαβάζουν σύμφωνα με τον τρόπο που οργανώνεις κάθε φορά τη διδασκαλία της ανάγνωσης;	1	2	3	4	5	6	7	8	9
5. Σε ποιο βαθμό μπορείς να αξιοποιείς αποτελεσματικά το διδακτικό υλικό που έχεις στη διάθεσή σου για τη διδασκαλία της ανάγνωσης;	1	2	3	4	5	6	7	8	9
6. Σε ποιο βαθμό μπορείς να παρακινείς μαθητές της τάξης σου, με μειωμένο ενδιαφέρον για την ανάγνωση;	1	2	3	4	5	6	7	8	9
7. Σε ποιο βαθμό μπορείς να κάνεις τους μαθητές σου να πιστέψουν ότι μπορούν να ανταπεξέλθουν στις αναγνωστικές απαιτήσεις ενός κειμένου;	1	2	3	4	5	6	7	8	9
8. Σε ποιο βαθμό μπορείς να βοηθήσεις τους μαθητές σου να εκτιμήσουν την αξία της ανάγνωσης;	1	2	3	4	5	6	7	8	9
9. Σε ποιο βαθμό μπορείς να κάνεις τους μαθητές σου να διαβάζουν αποτελεσματικά;	1	2	3	4	5	6	7	8	9

Παράρτημα 2

Φύλλο βαθμολόγησης

για την “Κλίμακα Αίσθησης Εκπαιδευτικής Αποτελεσματικότητας στην Ανάγνωση”

Ερώτημα	Βαθμολόγηση	Βαθμολόγηση κριτηρίου αίσθησης διδακτικής αυτεπάρκειας	Βαθμολόγηση κριτηρίου αίσθησης αποτελεσματικότητας στην επιρροή των προσδοκώμενων αποτελεσμάτων
1			
2			
3			
4			
5			
6			
7			
8			
9			
Άθροισμα			
Επίπεδα	Χαμηλό= 9-58 Μέσο= 59-67 Υψηλό= 68-81	Χαμηλό= 5-28 Μέσο= 29-34 Υψηλό= 35-45	Χαμηλό= 4-29 Μέσο= 30-31 Υψηλό= 32-36