

Αξιολόγηση της παραγοντικής δομής του ερευνητικού εργαλείου Oldenburg Burnout Inventory (OLBI) στο πεδίο της εκπαίδευσης στην Ελλάδα

Evaluation of the factorial structure of the Oldenburg Burnout Inventory (OLBI) research tool in the field of education in Greece

Κωνσταντίνος Ζωγόπουλος, Δάσκαλος, Διευθυντής Σχολικής Μονάδας Πρωτοβάθμιας Εκπαίδευσης, M.Sc Διοίκηση Εκπαίδευσης, *kzogopoulos@gmail.com*

Μαρία Μπαντούνα, Εκπαιδευτικός Αγγλικής Γλώσσας, Διευθύντρια Σχολικής Μονάδας Δευτεροβάθμιας Εκπαίδευσης, M.Ed Σπουδές στην Εκπαίδευση, M.Sc Διοίκηση Εκπαίδευσης, *mabad4250@yahoo.gr*

Constantine Zogopoulos, Teacher, School Principal in Primary Education, M.Sc Education Management, *kzogopoulos@gmail.com*

Maria Mprantouna, English language teacher, School Principal in Secondary Education, M.Ed Studies in Education, M.Sc Education Management, *mabad4250@yahoo.gr*

Abstract: The vast majority of research studies utilize the Maslach Burnout Inventory (MBI) research tool to evaluate employee burnout. The Oldenburg Burnout Inventory (OLBI) is a recent self-report research tool for measuring professional burnout. It has two dimensions, exhaustion and disengagement from work. This questionnaire has not been extensively exploited in the field of education in Greece and its factor structure, as a research tool, has not been adequately evaluated. The purpose of this study is to evaluate the factorial structure of the OLBI research tool for mapping professional burnout in the field of education in Greece. The research was quantitative using the OLBI questionnaire. Data were collected from 66 school principals in the Secondary Education out of a total of 67 school principals of all schools in the prefecture of Iiia, in the school year 2017-2018. Data analysis and the evaluation of the factorial structure of the OLBI questionnaire were done using SPSS25 and LISREL 8.8. The results of the confirmatory factor analysis showed that the OLBI questionnaire is confirmed as a research tool for evaluating professional burnout in the field of education in Greece.

Key words: professional burnout, school principals, school, OLBI questionnaire

Περίληψη: Η μεγάλη πλειονότητα των ερευνητικών μελετών για την αξιολόγηση της επαγγελματικής εξουθένωσης των εργαζόμενων αξιοποιεί το ερευνητικό εργαλείο Maslach Burnout Inventory (MBI). Το Oldenburg Burnout Inventory (OLBI) είναι ένα πρόσφατο ερευνητικό εργαλείο αυτοαναφοράς για τη μέτρηση της επαγγελματικής εξουθένωσης. Περιλαμβάνει δυο διαστάσεις, την εξάντληση και την αποδέσμευση από την εργασία. Το συγκεκριμένο ερωτηματολόγιο δεν έχει αξιοποιηθεί εκτενώς στον χώρο της εκπαίδευσης στην Ελλάδα και δεν έχει αξιολογηθεί ικανοποιητικά η παραγοντική δομή του ως

ερευνητικού εργαλείου. Σκοπός της συγκεκριμένης ερευνητικής μελέτης είναι η αξιολόγηση της παραγοντικής δομής του ερευνητικού εργαλείου OLBI για την αποτύπωση της επαγγελματικής εξουθένωσης στον χώρο της εκπαίδευσης στην Ελλάδα. Η έρευνα ήταν ποσοτική με τη χρήση του ερωτηματολογίου OLBI. Τα δεδομένα συλλέχθηκαν από 66 Διευθυντές σχολικών μονάδων Δευτεροβάθμιας Εκπαίδευσης, σε σύνολο 67 Διευθυντών, όλων των σχολείων στον νομό Ηλείας, το σχολικό έτος 2017-2018. Η ανάλυση των δεδομένων και η αξιολόγηση της παραγοντικής δομής του ερωτηματολογίου OLBI έγινε με τα λογισμικά SPSS25 και LISREL 8.8. Τα αποτελέσματα της επιβεβαιωτικής παραγοντικής ανάλυσης έδειξαν ότι το ερωτηματολόγιο OLBI επιβεβαιώνεται ως ερευνητικό εργαλείο για την αξιολόγηση της επαγγελματικής εξουθένωσης στον χώρο της εκπαίδευσης στην Ελλάδα.

Λέξεις-κλειδιά: επαγγελματική εξουθένωση, Διευθυντές, σχολείο, ερωτηματολόγιο OLBI

1.Εισαγωγή

Η εισαγωγή της χρήσης του όρου επαγγελματική εξουθένωση (burnout) και η θεμελίωση του πεδίου του ψυχολογικού συνδρόμου burnout αποδίδεται στον ψυχίατρο Freudenberger (Schaufeli & Buunk, 1996; Schaufeli & Enzmann, 1998). Το burnout έγινε γνωστό ως ψυχολογικός, ψυχιατρικός όρος, το 1974 (Freudenberger, 1974). Παράλληλα, και η ψυχολόγος Maslach με τους συνεργάτες της, στη δεκαετία του '70, προσέγγιζε το ζήτημα της εξουθένωσης που βίωναν οι εργαζόμενοι σε διάφορους επαγγελματικούς χώρους (Schaufeli et al., 2008). Η επαγγελματική εξουθένωση από την εισαγωγή της ως έννοια έχει προσελκύσει το ενδιαφέρον των ερευνητών διεθνώς (Schaufeli, Leiter & Maslach, 2009) για περισσότερα από 40 έτη. Αποτελεί ένα ψυχολογικό σύνδρομο αποτέλεσμα χρόνιων αγχογόνων καταστάσεων στην εργασία (Maslach, Schaufeli & Leiter, 2001). Επιπλέον, προσεγγίζεται ως μια αντίδραση, η οποία εξελίσσεται στον χρόνο, σε χρόνιες διαπροσωπικές πηγές άγχους στον χώρο εργασίας. Περιλαμβάνει τρεις βασικές διαστάσεις: τη συναισθηματική εξάντληση, την αποπροσωποποίηση και τη μείωση των προσωπικών επιτευγμάτων (Schaufeli, Leiter & Maslach, 2009). Η συναισθηματική εξάντληση αποτελεί το κεντρικό και εμφανές χαρακτηριστικό στην εκδήλωση του συνδρόμου του burnout και λειτουργεί ως κριτήριο για την αναγνώρισή του (Maslach et al., 2001). Αυτή είναι και η επικρατέστερη προσέγγιση για το burnout. Το ερευνητικό εργαλείο Maslach Burnout Inventory (MBI) το οποίο κατασκευάστηκε από τη Maslach αξιολογεί αυτές τις διαστάσεις (Demerouti, Bakker, Nachreiner & Schaufeli, 2001). Το ερωτηματολόγιο MBI παρουσιάστηκε στις αρχές της δεκαετίας του 1980 και κυριαρχεί στο πεδίο της επαγγελματικής εξουθένωσης. Χρησιμοποιείται ευρέως και αποτελεί την πιο δημοφιλή κλίμακα μέτρησης (Schaufeli & Enzmann, 1998).

Η μελέτη της εκδήλωσης επαγγελματικής εξουθένωσης αναπτύχθηκε αρχικά στο επαγγελματικό πεδίο των ανθρώπινων υπηρεσιών και της εκπαίδευσης (Maslach & Leiter, 2016). Ωστόσο, με το πέρασμα των ετών διευρύνθηκε το πεδίο μελέτης και η έρευνα επεκτάθηκε και σε άλλες επαγγελματικές ομάδες, δεδομένου ότι οι εργαζόμενοι σε κάθε

επάγγελμα μπορεί να εμφανίσουν burnout (Bakker, Demerouti & Schaufeli, 2002).

Στον χώρο της εκπαίδευσης υπάρχουν πολυάριθμες μελέτες για την επαγγελματική εξουθένωση των εκπαιδευτικών και λιγότερες για την επαγγελματική εξουθένωση των Διευθυντών σχολικών μονάδων. Ωστόσο, πολύ μικρό ενδιαφέρον έχει δοθεί στην αξιολόγηση του ερευνητικού εργαλείου. Έξαλλου, στις περισσότερες έρευνες στον χώρο της εκπαίδευσης αξιοποιήθηκε το ερευνητικό εργαλείο Maslach Burnout Inventory. Στην παρούσα ερευνητική μελέτη αξιοποιήθηκε το εναλλακτικό ερευνητικό εργαλείο Oldenburg Burnout Inventory OLBI για την αξιολόγηση της επαγγελματικής εξουθένωσης των Διευθυντών σχολικών μονάδων Δευτεροβάθμιας Εκπαίδευσης Ηλείας και στη συνέχεια ελέγχθηκε η παραγοντική δομή του συγκεκριμένου ερευνητικού εργαλείου.

2.Επαγγελματική εξουθένωση στον χώρο της εκπαίδευσης

Η μελέτη και αξιολόγηση της επαγγελματικής εξουθένωσης και στον χώρο της εκπαίδευσης έχει ιδιαίτερη σημασία, αφενός εξαιτίας του ρόλου των εκπαιδευτικών και αφετέρου των αρνητικών επιπτώσεων που επιφέρει το σύνδρομο, όπως συμβαίνει σε κάθε επαγγελματικό πεδίο (Maslach, Schaufeli & Leiter, 2001). Πρόκειται για επιπτώσεις αρνητικές που επηρεάζουν τον εργαζόμενο, στην περίπτωση μας τον εκπαιδευτικό/Διευθυντή, το περιβάλλον του, τον οργανισμό (σχολική μονάδα) (Maslach, 2018; Maslach & Leiter, 2017) και τους αποδέκτες των υπηρεσιών τους (Maslach & Jackson, 1981). Επισημαίνεται ότι οι εργαζόμενοι που βιώνουν επαγγελματική εξουθένωση εκδηλώνουν αρνητικές συμπεριφορές στην εργασία τους (Maslach & Leiter, 2016) όπως μειωμένη αποτελεσματικότητα, αποδοτικότητα, παραγωγικότητα, έλλειψη ικανοποίησης από την εργασία, έλλειψη ενδιαφέροντος, συχνές απουσίες, χαμηλό ηθικό και μειωμένη επαγγελματική δέσμευση (Schaufeli & Enzenman, 1998) και εν τέλει μειωμένη ποιότητα των υπηρεσιών που παρέχουν (Maslach, Jackson & Leiter, 1997). Επιπλέον, το burnout σχετίζεται με δυσλειτουργίες του εργαζόμενου, όπως αϋπνία, σωματική κόπωση κ.ά. καθώς και με την εκδήλωση προβλημάτων στην οικογένεια (Maslach, Jackson & Leiter, 1997) ή προβλημάτων υγείας και προβλημάτων συνεργασίας με τους συναδέλφους τους στον χώρο εργασίας (Maslach & Leiter, 2016). Τέλος, ίσως κάποιοι εργαζόμενοι επαγγελματικά εξουθενωμένοι φτάσουν στο σημείο να εγκαταλείψουν την εργασία τους, ενώ άλλοι μπορεί να παραμείνουν προσφέροντας όμως σε αυτή το ελάχιστο των δυνατοτήτων τους (Maslach & Leiter, 2016a).

3.Εργαλεία αξιολόγησης επαγγελματικής εξουθένωσης

Διάφορα εργαλεία έχουν δημιουργηθεί από τους ερευνητές για την αξιολόγηση του επιπέδου της επαγγελματικής εξουθένωσης, των αισθημάτων που δημιουργούνται στους εργαζόμενους στον χώρο εργασίας. Τα ερωτηματολόγια αυτά διαφοροποιούνται ανάλογα με τη θεωρητική βάση και προσέγγιση των ερευνητών στο ζήτημα (McCormack & Cotter, 2013). Πρόκειται για ερωτηματολόγια τα οποία διερευνούν το burnout μέσα από τις αυτοαναφορές των

εργαζομένων και διαφέρουν ως προς τις διαστάσεις που ελέγχουν, αν και κεντρική τους διάσταση είναι η συναισθηματική εξουθένωση, η «αποστράγγιση» των συναισθηματικών αποθεμάτων των εργαζόμενων (Schaufeli & Buunk, 2003). Κάθε ερευνητικό εργαλείο παρουσιάζει πλεονεκτήματα και μειονεκτήματα και ορισμένα είναι πιο κατάλληλα για συγκεκριμένους πληθυσμούς ή περιβάλλοντα. Τα ερωτηματολόγια ποικίλουν αναφορικά με τις διαστάσεις που αξιολογούν καθώς και τον αριθμό των δηλώσεων και τον τύπο των απαντήσεων της κλίμακας.

3.1 Ερωτηματολόγιο Oldenburg Burnout Inventory (OLBI)

Το ερωτηματολόγιο Oldenburg Burnout Inventory προτείνεται ως κατάλληλο εναλλακτικό εργαλείο μέτρησης της επαγγελματικής εξουθένωσης (Halbesleben & Demerouti, 2005) για να ξεπεραστούν προβληματισμοί, περιορισμοί και κριτικές στο ευρέως χρησιμοποιούμενο ερωτηματολόγιο της Maslach, όπως η κριτική για τις τρεις υποκλίμακες (Qiao & Schaufeli, 2011) και η μονόπλευρη διατύπωση των δηλώσεων που αντικαταστάθηκε στο OLBI από τον συνδυασμό θετικής και αρνητικής διατύπωσης ερωτήσεων (Demerouti, Bakker, Vardakou & Kantas, 2003).

Το ερωτηματολόγιο OLBI (Demerouti et al., 2003) καταγράφει την εξουθένωση σε δύο κεντρικές διαστάσεις, την εξάντληση (φυσική, πνευματική, συναισθηματική) και την αποδέσμευση, απεμπλοκή από την εργασία (Demerouti, Mostert & Bakker, 2010). Χρησιμοποιείται για την αξιολόγηση της επαγγελματικής εξουθένωσης σε κάθε επαγγελματικό πεδίο (Demerouti, Bakker, Vardakou & Kantas, 2003) και εδράζεται θεωρητικά στο μοντέλο των απαιτήσεων και των πόρων της εργασίας (Demerouti et al., 2001). Η επαγγελματική εξουθένωση εκδηλώνεται στον εργαζόμενο όταν αδυνατεί με τους διαθέσιμους εργασιακούς πόρους να ικανοποιήσει τις επίμονες και συνεχείς εργασιακές απαιτήσεις που βιώνει. Οι απαιτήσεις εξαντλούν κάθε πόρο και ο εργαζόμενος εμφανίζει το σύνδρομο burnout (Maslach & Leiter, 2017). Οι υπερβολικές εργασιακές απαιτήσεις σχετίζονται περισσότερο με την εκδήλωση εξάντλησης στους εργαζόμενους, ενώ οι περιορισμένοι ή ελλείποντες πόροι σχετίζονται περισσότερο με την αποδέσμευση από την εργασία (Demerouti et al., 2001). Η διάσταση της εξάντλησης στο ερωτηματολόγιο OLBI καταγράφεται ως μια ακραία κόπωση που προκαλείται από μακροχρόνια έκθεση σε συναισθηματική, πνευματική και σωματική επιβάρυνση και ένταση από συνθήκες που σχετίζονται με εργασιακές απαιτήσεις (Demerouti, Mostert & Bakker, 2010). Η διάσταση της αποδέσμευσης από την εργασία αναφέρεται στην απομάκρυνση που αισθάνεται ο εργαζόμενος ως προς τα εργασιακά του καθήκοντα τα οποία του είναι αδιάφορα και δεν τον προκαλούν. Ο εργαζόμενος, ως αποτέλεσμα των συναισθημάτων αυτών, βιώνει αρνητική στάση ως προς το περιεχόμενο της εργασίας του, το αντικείμενο αυτής και γενικά την εργασία του την οποία τελικά εκτελεί μηχανικά (Demerouti, Bakker, Nachreiner & Schaufeli, 2001). Το ερωτηματολόγιο OLBI αποτελείται από 16 ερωτήσεις, οκτώ για κάθε διάσταση. Οι τέσσερις ερωτήσεις σε κάθε υποκλίμακα είναι θετικά διατυπωμένες και οι υπόλοιπες 4

αρνητικά διατυπωμένες (Bakker, Demerouti & Verbeke, 2004). Οι απαντήσεις δίνονται σε μια τετραβάθμια κλίμακα Likert που εκτείνεται από το 1 (Συμφωνώ απόλυτα), το 2 (Μάλλον συμφωνώ), το 3 (Μάλλον διαφωνώ) μέχρι το 4 (Διαφωνώ απόλυτα). Αφού αντιστραφούν οι αρνητικά διατυπωμένες ερωτήσεις στις δυο υποκλίμακες, υπολογίζονται οι μέσοι όροι για κάθε διάσταση. Υψηλό σκορ και στις δυο διαστάσεις δηλώνει την εμφάνιση υψηλής επαγγελματικής εξουθένωσης.

3.2 Διαφορές ερευνητικού εργαλείου OLBI με ερευνητικό εργαλείο MBI

Η κλίμακα MBI έχει δεχτεί σε συγκεκριμένα σημεία κριτική και για τον λόγο αυτό ερευνητές παρουσιάζουν εναλλακτικά ερευνητικά εργαλεία για την καταγραφή του επίπεδου επαγγελματικής εξουθένωσης (Demerouti, Bakker, Vardakou, & Kantas, 2003; Schaufeli & Taris, 2005).

Το ερωτηματολόγιο των τριών παραγόντων της Maslach, Maslach Inventory Burnout (MBI) είναι το ευρέως χρησιμοποιούμενο για την αξιολόγηση της επαγγελματικής εξουθένωσης (Bakker et al., 2004), ενώ οι έρευνες με το ερωτηματολόγιο των δυο παραγόντων OLBI δεν είναι πολλές. Το ερωτηματολόγιο OLBI διαφοροποιείται σε σχέση με το MBI στα εξής σημεία: Οι απαντήσεις των ερωτώμενων καταγράφονται σε μια τετραβάθμια κλίμακα Likert που εκτείνεται από το 1 (Συμφωνώ απόλυτα) έως το 4 (Διαφωνώ απόλυτα). Αντίθετα, στο MBI καταγράφονται σε μια επταβάθμια κλίμακα Likert, από το 0 «ποτέ» έως το 6 «κάθε μέρα» για τη συχνότητα που βιώνουν οι εργαζόμενοι την εμπειρία που αναφέρει η κάθε δήλωση και την αίσθηση που έχουν για την εργασία τους (Maslach & Jackson, 1981).

Σε αντίθεση με το ερευνητικό εργαλείο MBI το οποίο περιλαμβάνει μόνο τη συναισθηματική διάσταση της εξάντλησης, το OLBI περιλαμβάνει επιπλέον την πνευματική και σωματική διάσταση (Maslach, Leiter & Schaufeli, 2009). Στο πλαίσιο αυτό δίνεται η δυνατότητα εφαρμογής του ερωτηματολογίου σε άτομα με σωματική και πνευματική εργασία (Demerouti, Mostert & Bakker, 2010).

Επιπλέον, η αποδέσμευση από την εργασία, όπως καταγράφεται στο OLBI, σχετίζεται με την ταύτιση του εργαζόμενου με την εργασία του και τη διάθεση του να συνεχίζει να την ασκεί. Αντίθετα, η διάσταση της αποπροσωποποίησης του MBI απευθύνεται σε αυτούς που δέχονται τις υπηρεσίες των εργαζόμενων, οπότε αποτελεί απλά έναν τύπο, μια μορφή αποδέσμευσης από την εργασία (Demerouti, Mostert & Bakker, 2010).

Τέλος, ένα ακόμα ιδιαίτερο χαρακτηριστικό του ερωτηματολογίου OLBI σε σχέση με το ερωτηματολόγιο MBI είναι η απουσία έλεγχου της τρίτης διάστασης, αυτής της αίσθησης προσωπικής επίτευξης. Η προσωπική επίτευξη προσεγγίζεται ως πιθανή συνέπεια του burnout και δεν θεωρείται κεντρικό χαρακτηριστικό του (Bakker, Schaufeli, Leiter & Taris, 2008).

4. Έρευνες στην Ελλάδα

Μολονότι το OLBI έχει μεταφραστεί σε πολλές γλώσσες δεν αξιολογείται συχνά ως προς τις ψυχομετρικές του ιδιότητες. Σχετικά με την αξιοπιστία των αποτελεσμάτων, οι περισσότερες μελέτες περιέχουν μόνο εκτιμήσεις εσωτερικής συνέπειας του δείκτη Cronbach's alpha (Brown, 2015). Ορισμένες μελέτες χρησιμοποιούν το OLBI χωρίς να λαμβάνουν υπόψη τους τα συνιστώμενα βήματα προσαρμογής του ερευνητικού εργαλείου για μια χώρα με διαφορετικό πολιτισμικό υπόβαθρο σε σχέση με την αρχική χώρα για την οποία δημιουργήθηκε (Van de Vijver, 2016).

Όσον αφορά την Ελλάδα, οι έρευνες αξιολόγησης του ερευνητικού εργαλείου OLBI είναι ελάχιστες.

Οι Demerouti et al. (2003) σε έρευνα που πραγματοποίησαν εξέτασαν την παραγοντική δομή και εγκυρότητα του ερευνητικού εργαλείου Oldenburg Burnout Inventory (OLBI) ανάμεσα σε 232 Έλληνες εργαζόμενους από διάφορες επαγγελματικές ομάδες (τραπεζικοί, ασφαλιστές, χημικοί, βιολόγοι, φαρμακοποιοί, οικονομολόγοι, στατιστικοί κ.ά.) από δύο μεγάλες δημόσιες υπηρεσίες και έξι μικρές ιδιωτικές εταιρείες. Από τους συμμετέχοντες, το 45% απασχολούνταν στον ιδιωτικό τομέα και το 55% στον δημόσιο τομέα. Από αυτούς, το 59% ήταν γυναίκες και το 41% άνδρες, ενώ το 52% ήταν ηλικίας άνω των 40 ετών. Επίσης, το 62% ήταν έγγαμοι και το 39% ήταν απόφοιτοι πανεπιστημίου. Η μέση εργασιακή τους εμπειρία ήταν 16 έτη, ενώ κατείχαν τη συγκεκριμένη θέση απασχόλησης κατά μέσο όρο 11 έτη. Η επιβεβαιωτική παραγοντική ανάλυση (CFA) έγινε με το λογισμικό IBM SPSS AMOS. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα της έρευνας επιβεβαιώνεται η προτεινόμενη δομή των δύο υποκλιμάκων (αποδέσμευση-εξάντληση) του OLBI οι οποίες περιέχουν θετικά και αρνητικά διατυπωμένα ερωτήσεις για την καταμέτρηση της εξουθένωσης από την εργασία σε ετερογενή ελληνικό πληθυσμό.

Οι Τσαούσης και Ξανθοπούλου (2013) σε έρευνά τους για το εργαλείο Oldenburg Burnout Inventory (OLBI) αξιολόγησαν την παραγοντική δομή του και την παραγοντική ισοδυναμία μεταξύ εργαζόμενων και φοιτητών. Τα δύο δείγματα της έρευνας ήταν 390 εργαζόμενοι και 250 φοιτητές. Για την αξιολόγηση της παραγοντικής δομής και της παραγοντικής ισοδυναμίας χρησιμοποιήθηκε η επιβεβαιωτική παραγοντική ανάλυση. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα, το μοντέλο των δύο παραγόντων του ερευνητικού εργαλείου OLBI επιβεβαιώνεται στον ελληνικό πληθυσμό. Επίσης, υπάρχει μετρική και δομική ισοδυναμία της κλίμακας ανάμεσα στους εργαζόμενους και στους φοιτητές.

Τέλος, οι Reis et al (2015) σε έρευνά τους διερεύνησαν την παραγοντική δομή και την προσαρμογή του ερευνητικού εργαλείου Oldenburg Burnout Inventory (OLBI) για την καταμέτρηση της εξουθένωσης σε διάφορες ομάδες του εργασιακού και ακαδημαϊκού χώρου (Γερμανοί νοσηλεύτες, Γερμανοί φοιτητές και Έλληνες φοιτητές). Για τις ανάγκες της έρευνας στους φοιτητές έγινε προσαρμογή του αρχικού ερωτηματολογίου OLBI. Μολονότι οι ερωτήσεις αφορούσαν τα ίδια θέματα έγινε προσαρμογή με τη χρήση του όρου «μελέτη» και

«σπουδές» (OLBI S). Αναφορικά με την Ελλάδα, το δείγμα ήταν 303 φοιτητές από δύο ελληνικά πανεπιστήμια που βρίσκονται στη βόρεια και νότια Ελλάδα, κυρίως φοιτητές του τμήματος Ψυχολογίας (59,1%), ενώ οι υπόλοιποι ήταν φοιτητές των Επιστημών Αγωγής και των Κοινωνικών Επιστημών. Από αυτούς, η πλειονότητα (81%) ήταν γυναίκες. Η μέση ηλικία των συμμετεχόντων ήταν 23,3 και ο μέσος χρόνος φοίτησης ήταν 3,6 έτη. Για τη διερεύνηση της επιβεβαιωτικής παραγοντικής δομής του ερευνητικού εργαλείου OLBI χρησιμοποιήθηκε το λογισμικό δομικών εξισώσεων IBM SPSS AMOS 20. Σύμφωνα με τα αποτελέσματα σχετικά με την Ελλάδα, επιβεβαιώνεται η παραγοντική δομή των δύο διαστάσεων (αποδέσμευση-εξάντληση) του ερευνητικού εργαλείου OLBI για την καταγραφή της ακαδημαϊκής εξουθένωσης σε Έλληνες φοιτητές.

5. Ερευνητικός σκοπός

Σκοπός της παρούσας ερευνητικής μελέτης είναι η αξιολόγηση της παραγοντικής δομής του ερευνητικού εργαλείου OLBI στον χώρο της εκπαίδευσης στην Ελλάδα.

6. Ερευνητικό ερώτημα

Το ερευνητικό ερώτημα το οποίο τέθηκε και οριοθέτησε την έρευνα για την εξαγωγή συμπερασμάτων έχει ως εξής:

Μπορεί η παραγοντική δομή του ερωτηματολογίου OLBI να επιβεβαιωθεί ως εργαλείο αξιολόγησης της επαγγελματικής εξουθένωσης στον χώρο της εκπαίδευσης στην Ελλάδα;

7. Μεθοδολογία έρευνας και ερευνητικό εργαλείο

7.1. Το δείγμα της έρευνας

Η έρευνα διενεργήθηκε τον Απρίλιο του 2018, με αποστολή ερωτηματολογίων, μέσω google forms, στους Διευθυντές όλων των τύπων σχολείων της Δευτεροβάθμιας Εκπαίδευσης Ηλείας. Υπήρξε σχεδόν καθολική συμμετοχή καθώς από το σύνολο των 67 Διευθυντών, ανταποκρίθηκαν οι 66, ποσοστό συμμετοχής εξαιρετικά ικανοποιητικό (98,5%).

Αναφορικά με τα δημογραφικά και επαγγελματικά χαρακτηριστικά του δείγματος η πλειονότητα των Διευθυντών είναι άνδρες (56,1%). Το 59,1% έχουν επιπλέον σπουδές με την πλειονότητα να κατέχει μεταπτυχιακό δίπλωμα (43,9%). Το 68,2% είναι έγγαμοι με παιδιά. Το 51,5% διευθύνουν σχολικές μονάδες που έχουν από 7-16 τμήματα. Η μέση ηλικία τους είναι 55,44 έτη. Τέλος, η μέση τιμή ετών υπηρεσίας τους είναι 26,06 έτη, ενώ η μέση τιμή των ετών υπηρεσίας ως Διευθυντές είναι 6,5 έτη.

7.2. Ερευνητικό εργαλείο

Το ερωτηματολόγιο αυτοαναφοράς OLBI, με 16 ερωτήσεις, χρησιμοποιήθηκε για τη συλλογή των δεδομένων αναφορικά με την αξιολόγηση της επαγγελματικής εξουθένωσης. Οι συμμετέχοντες Διευθυντές σχολικών μονάδων απάντησαν στις ερωτήσεις –δηλώσεις του ερωτηματολογίου χρησιμοποιώντας μια 4βαθμια κλίμακα Likert από το 1 (Συμφωνώ απόλυτα) μέχρι το 4 (Διαφωνώ απόλυτα).

8. Διαδικασία και ανάλυση δεδομένων

8.1. Μεθοδολογία ανάλυσης δεδομένων

Μετά τη συλλογή των ερωτηματολογίων πραγματοποιήθηκε έλεγχος για την πληρότητά τους και την ορθότητα των απαντήσεων. Ακολούθησε η δημιουργία βάσης δεδομένων στο στατιστικό λογισμικό SPSS v25.0 προκειμένου να εισαχθούν οι κωδικοποιημένες πληροφορίες των ερωτηματολογίων. Επίσης, χρησιμοποιήθηκε το λογισμικό LISREL 8.8 (Linear Structural Relations) για την επιβεβαιωτική παραγοντική ανάλυση (Confirmatory Factor Analysis – CFA).

Αρχικά, πραγματοποιήθηκε έλεγχος (Cronbach's Alpha)–(πίνακας 1) της αξιοπιστίας εσωτερικής συνέπειας και φαινομενικής εγκυρότητας (Face validity) του ερωτηματολογίου OLBI καθώς για κάθε παράγοντα (διάσταση) υπήρχαν περισσότερες από τρεις ερωτήσεις (Eisinga et al., 2013) και τα ερωτήματα περιείχαν πάνω από δύο απαντήσεις (Cronbach, 1951). Έπειτα, έγινε ξεχωριστός υπολογισμός για κάθε διάσταση (αποδέσμευση-εξάντληση) της επαγγελματικής εξουθένωσης για τον έλεγχο της εσωτερικής συνέπειας καθώς και του συνόλου των μεταβλητών για την επαγγελματική εξουθένωση. Όλοι οι δείκτες αξιοπιστίας των δύο παραγόντων (διαστάσεων) ήταν πάνω από 0,70, ενώ, για το σύνολο, ο δείκτης ήταν $\alpha=0,841$ και επέτρεπαν την εξαγωγή σημαντικών συμπερασμάτων (Vaske et al., 2016).

Πίνακας 1. Συντελεστής αξιοπιστίας Παραγοντικής Ανάλυσης (Cronbach's Alpha)

Παράγοντες (F)	Μεταβλητές	Τιμή Cronbach's Alpha
1 Αποδέσμευση =F1 (1 ΑΠΟΔ, 3 ΑΠΟΔ, 6 ΑΠΟΔ, 7 ΑΠΟΔ, 9 ΑΠΟΔ, 11 ΑΠΟΔ, 13 ΑΠΟΔ, 15 ΑΠΟΔ)	6	0,773
2 Εξάντληση=F2 (2 ΕΞΑΝ, 4 ΕΞΑΝ, 5 ΕΞΑΝ, 8 ΕΞΑΝ, 10 ΕΞΑΝ, 12 ΕΞΑΝ, 14 ΕΞΑΝ, 16 ΕΞΑΝ)	8	0,832
F1+F2	14	0,841

Σημείωση. ΑΠΟΔ=Αποδέσμευση, ΕΞΑΝ=Εξάντληση

Στη συνέχεια έγινε: α) Διερευνητική Παραγοντική Ανάλυση των δεδομένων (Exploratory Factor Analysis – EFA) του ερωτηματολογίου OLBI με το SPSS v25.0, για τη δομική εγκυρότητα σε σχέση με τις μεταβλητές των δύο διαστάσεων του. Έγινε ανίχνευση των σχέσεων που μπορεί να υπήρχαν και που θα μπορούσαν να οδηγήσουν σε ένα παραγοντικό μοντέλο ερμηνείας ή μια υπόθεση για περαιτέρω εργασία σύμφωνα με τις μετρήσεις για την επαγγελματική εξουθένωση (Δαφέρμος, 2013). Για την ανάλυση επιλέχθηκε η μέθοδος των κύριων συνιστωσών (Principal Components Analysis), γιατί αποτελεί μια πρακτική που συνηθίζεται για την περιγραφή της δομής ενός συνόλου (Stevens, 2002) και υπάρχει η δυνατότητα για πιο ολοκληρωμένες αναλύσεις και ερμηνείες (Tabachnick & Fidell, 2007). Σχετικά με την αξιοπιστία της παραγοντικής ανάλυσης έγινε έλεγχος τήρησης των προϋποθέσεων. Το δείγμα ήταν τυχαίο και το μέγεθός του ήταν $N=66$. Ο Zeller (2005) θεωρεί επαρκές ένα δείγμα ακόμα και 50 περιπτώσεις (cases) κάτω από ειδικές συνθήκες. Το ερωτηματολόγιο περιέχει 16 ερωτήματα με 8 ερωτήσεις για κάθε μία από τις δύο διαστάσεις, η μέτρηση των οποίων γίνεται με την τετραβάθμια κλίμακα Likert. Ακλούθησε έλεγχος της κανονικότητας, γραμμικότητας, απουσίας ακραίων τιμών, για ελλειπίες τιμές και έλεγχος σφαιρικότητας Kaiser-Mayer-Olkin Measure of Sampling Adequacy (KMO)- (πίνακας 2). Η παραγοντική ανάλυση, παρά τα όποια μειονεκτήματα που μπορεί να παρουσιάζει, δεν παύει να είναι ένα ισχυρό εργαλείο, εφόσον τηρηθούν οι προϋποθέσεις επιστημονικής υλοποίησης (Kerlinger, 1986). Ο υπολογισμός της παραγοντικής ανάλυσης έγινε στη μήτρα διασποράς και συνδιασποράς (covariance matrix) γιατί όλες οι μεταβλητές που χρησιμοποιήθηκαν στην ανάλυση παίρνουν τιμές από την ίδια τετραβάθμια κλίμακα Likert (Morrison, 1976). Παράλληλα, επιλέχθηκε η μέθοδος της ορθογώνιας περιστροφής μέγιστης διακύμανσης (Varimax) – (πίνακας 5) για να γίνει στο μεγαλύτερο δυνατό βαθμό η διασπορά στις φορτώσεις των μεταβλητών σε έναν παράγοντα. Για τη διαχείριση των ελλειπουσών τιμών έγινε η επιλογή της μεθόδου listwise γιατί είναι η συνήθης και οι άλλες δύο μέθοδοι (pairwise, replace with mean), ενδεχομένως να παρουσίαζαν πρόβλημα για την παραγοντική ανάλυση (Norusis, 2006). Για το παραγοντικό μοντέλο οι μεταβλητές για κάθε συστάδα που ελήφθησαν υπόψη είναι όσες οι φορτώσεις ήταν $40\% \geq$ για καλύτερο παραγοντικό μοντέλο, ενώ κάθε παράγοντας είχε πάνω από 3 μεταβλητές (Schene et al., 1998). Μετά την παραγοντική ανάλυση ακολούθησε έλεγχος εσωτερικής συνέπειας των παραγόντων (Cronbach's Alpha)-(πίνακας 7).

β) Η Επιβεβαιωτική Παραγοντική Ανάλυση (Confirmatory Factor Analysis – CFA) η οποία έγινε με το λογισμικό LISREL 8.8, χρησιμοποιήθηκε ως μέθοδος αξιολόγησης της παραγοντικής δομής και της καλής προσαρμογής του μοντέλου στα δεδομένα των αποτελεσμάτων της διερευνητικής παραγοντικής ανάλυσης. Ως μέθοδος εκτίμησης επιλέχθηκε η Μέγιστη Πιθανοφάνεια (Maximum Likelihood) για να υπολογιστούν τα στατιστικά μοντέλα, καθώς επίσης το δείγμα ήταν σχετικά μικρό ($N=66$). Για τον αποκλεισμό τυχόν τιμών που ήταν απύσες (missing values) χρησιμοποιήθηκε η μέθοδος (Listwise pairs deletion) μέσα από το πρόγραμμα του Lisrel 8.8 (Kamakura & Wagner, 2000). Τέλος, έγινε έλεγχος των αποτελεσμάτων με βάση τους δείκτες για να διαπιστωθεί η επάρκεια και η

προσαρμογή στα δεδομένα.

9. Διερευνητική παραγοντική ανάλυση (EFA) του OLBI

9.1. Έλεγχος δειγματικής επάρκειας

Όπως έχει ήδη αναφερθεί έγινε αρχικά έλεγχος της δειγματικής επάρκειας των Kaiser-Meyer-Olkin (ΚΜΟ) (πίνακας 2). Τα αποτελέσματα έδειξαν ότι πληρούνταν οι παραδοχές για την παραγοντική ανάλυση. Συγκεκριμένα, για τη δειγματική επάρκεια των ΚΜΟ η τιμή ήταν 0,847 αρκετά κοντά στην τιμή 1, γεγονός που δείχνει την ικανοποιητική γραμμική συσχέτιση των μεταβλητών. Ο έλεγχος της σφαιρικότητας (Bartlett's Test), έδειξε θετικά αποτελέσματα ($\chi^2=512,562$, $p=0,000<0,0001$).

Σύμφωνα με τον πίνακα 3 οι 16 μεταβλητές που συμμετέχουν στην ανάλυση δεν παρουσιάζουν ιδιαίτερες διαφοροποιήσεις όσον αφορά τον μέσο όρο. Η μεταβλητή με το μικρότερο μέσο όρο είναι η 1 ΑΠΟΔ=1,59 και με το μεγαλύτερο μέσο όρο η 3 ΑΠΟΔ=3.33. Σύμφωνα με τη μέθοδο DeCarlo (1997) οι τιμές Skewness <|2,0| και οι τιμές Kurtosis <|7| επομένως, υπάρχει κανονική κατανομή (MacCallum, 1999).

Πίνακας 2 Έλεγχος της δειγματικής επάρκειας των Kaiser-Meyer-Olkin (ΚΜΟ)

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		0,847
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	512,562
	df	120
	Sig.	0,000

a. Based on correlations

Πίνακας 3. Ανάλυση ερωτημάτων (item analysis)

Item	Mean	SD	Skewness		Kurtosis	
			Statistic	Std.error	Statistic	Std.error
1.ΑΠΟΔ	1,59	0,723	1,059	0,295	0,707	0,582
3 ΑΠΟΔ	3,33	0,791	-1,062	0,295	0,659	0,582
6 ΑΠΟΔ	3,24	0,658	-0,301	0,295	-0,702	0,582
7 ΑΠΟΔ	1,48	0,588	0,762	0,295	-0,368	0,582
9 ΑΠΟΔ	3,21	0,755	-0,819	0,295	0,636	0,582
11 ΑΠΟΔ	3,45	0,748	-1,205	0,295	0,732	0,582

13 ΑΠΟΔ	2,56	0,979	-0,124	0,295	-0,945	0,582
15 ΑΠΟΔ	2,24	0,842	0,465	0,295	-0,177	0,582
2 ΕΞΑΝ	3,24	0,86	-0,795	0,295	-0,38	0,582
4 ΕΞΑΝ	2,41	0,976	0,314	0,295	-0,864	0,582
5 ΕΞΑΝ	2,15	0,789	-0,085	0,295	-0,97	0,582
8 ΕΞΑΝ	3,08	0,751	-0,351	0,295	-0,456	0,582
10 ΕΞΑΝ	2,17	0,852	0,131	0,295	-0,783	0,582
12 ΕΞΑΝ	2,85	0,881	-0,251	0,295	-0,726	0,582
14 ΕΞΑΝ	1,67	0,664	0,494	0,295	-0,695	0,582
16 ΕΞΑΝ	1,73	0,646	0,325	0,295	-0,662	0,582

Σημείωση. ΑΠΟΔ=Αποδέσμευση, ΕΞΑΝ=Εξάντληση

Από τον Πίνακα 4 διαπιστώνεται ότι υπάρχουν παραγοντικές διακυμάνσεις που έχουν μικρότερη συνεισφορά στο παραγοντικό μοντέλο, όπως η 13 ΑΠΟΔ (communality= 0,225), 6 ΑΠΟΔ (communality=0,409), ενώ άλλες έχουν μεγαλύτερη προσφορά, όπως η 12 ΕΞΑΝ (communality=0,761), η 10 ΑΠΟΔ (communality=0,689). Ωστόσο, διατηρούνται καθώς οι τιμές τους μπορεί να κυμαίνονται από 0 μέχρι 1.

Πίνακας 4. Έλεγχος κοινών παραγοντικών διακυμάνσεων

Item	Initial	Extraction
1.ΑΠΟΔ	1,000	0,476
3 ΑΠΟΔ	1,000	0,500
6 ΑΠΟΔ	1,000	0,409
7 ΑΠΟΔ	1,000	0,542
9 ΑΠΟΔ	1,000	0,514
11 ΑΠΟΔ	1,000	0,586
13 ΑΠΟΔ	1,000	0,225
15 ΑΠΟΔ	1,000	0,535
2 ΕΞΑΝ	1,000	0,490
4 ΕΞΑΝ	1,000	0,639
5 ΕΞΑΝ	1,000	0,638

8 ΕΞΑΝ	1,000	0,678
10 ΕΞΑΝ	1,000	0,689
12 ΕΞΑΝ	1,000	0,761
14 ΕΞΑΝ	1,000	0,585
16 ΕΞΑΝ	1,000	0,647

Σημείωση. ΑΠΟΔ=Αποδέσμευση, ΕΞΑΝ=Εξάντληση

9.2. Διασπορά του παραγοντικού μοντέλου

Το μοντέλο αποτελείται από δύο παράγοντες (διαστάσεις). Με την ανάλυση covariance matrix τα αποτελέσματα έδειξαν ότι οι δύο (2) παράγοντες μπορούσαν να ερμηνεύσουν το 53,39% >50%, της συνολικής διασποράς της επαγγελματικής εξουθένωσης μετά την περιστροφή (Rotation–Rescaled). Συγκεκριμένα, ο πρώτος παράγοντας (F1), που σχετίζεται με την αποδέσμευση, συμμετέχει με 28,36%, ο δεύτερος (F2), που σχετίζεται με την εξάντληση, με 25,35%. Οι παράγοντες ήταν σημαντικοί γιατί οι ιδιοτιμές τους ξεπερνούσαν τη μονάδα (Kaizer, 1960, όπ. αναφ. στο Δαφέρμος, 2013).

Όπως προκύπτει από τα αποτελέσματα της περιστροφής (Rotated Component Matrix) (πίνακας 5) διαμορφώνεται το παραγοντικό μοντέλο σύμφωνα με τις φορτώσεις των μεταβλητών. Υπάρχουν 2 συστάδες μεταβλητών οι οποίες φορτώνουν αντίστοιχα σε 2 παράγοντες (διαστάσεις). Άλλες μεταβλητές φορτώνουν λιγότερο από 50% και άλλες φορτώνουν περισσότερο από 50%. Όπως έχει ήδη αναφερθεί θα χρησιμοποιηθούν οι μεταβλητές με φορτώσεις από 40% και άνω. Οι φορτώσεις κάτω από 40% δεν εμφανίστηκαν, λόγω του περιορισμού που είχε τεθεί κατά την επεξεργασία της παραγοντικής ανάλυσης. Οι μεταβλητές (1 ΑΠΟΔ, 3 ΑΠΟΔ, 6 ΑΠΟΔ, 7 ΑΠΟΔ, 9 ΑΠΟΔ, 11 ΑΠΟΔ, 15 ΑΠΟΔ) της πρώτης συστάδας (παράγοντας F1) φορτώνουν πάνω από 50%. Στη δεύτερη συστάδα (παράγοντας F2) οι μεταβλητές (4 ΕΞΑΝ, 5 ΕΞΑΝ, 8 ΕΞΑΝ, 10 ΕΞΑΝ, 12 ΕΞΑΝ, 14 ΕΞΑΝ, 16 ΕΞΑΝ) είχαν φορτώσεις πάνω από 50%, εκτός από τη μεταβλητή (2 ΕΞΑΝ) με μικρότερη φόρτωση (48,1%).

Η μεταβλητή (13 ΑΠΟΔ: «Αυτή είναι η μόνη δουλειά που θα φανταζόμουν τον εαυτό μου να κάνει») δεν εμφανίστηκε λόγω του ορίου του 40% που είχε τεθεί. (πίνακας 5) και δεν θα είχε αξιολογηθεί συνεισφορά στο παραγοντικό μοντέλο. Με την ολοκλήρωση της περιστροφής προκύπτουν οι δύο παράγοντες (F1 με 7 μεταβλητές και F2 με 8 μεταβλητές) όπως φαίνεται στον πίνακα 6.

Πίνακας 5. Rotated Component Matrix (μήτρα συνιστωσών)

Item		Factor	
		1	2
1.ΑΠΟΔ	Στη δουλειά μου ανακαλύπτω συνεχώς νέες, ενδιαφέρουσες πλευρές	0,683	
3 ΑΠΟΔ	Μου συμβαίνει όλο και συχνότερα να εκφράζομαι υποτιμητικά για τα εργασιακά μου καθήκοντα	0,699	
6 ΑΠΟΔ	Τον τελευταίο καιρό έχω την τάση να σκέφτομαι λιγότερο στη δουλειά μου και να τη διεκπεραιώνω σχεδόν μηχανικά	0,638	
7 ΑΠΟΔ	Θεωρώ ότι η δουλειά μου είναι μια θετική πρόκληση	0,703	
9 ΑΠΟΔ	Με την πάροδο του χρόνου χάνει κανείς το αρχικό ενδιαφέρον για τη δουλειά του	0,668	
11 ΑΠΟΔ	Μερικές φορές αισθάνομαι απόλυτη απέχθεια για τα εργασιακά μου καθήκοντα	0,738	
15 ΑΠΟΔ	Αισθάνομαι όλο και περισσότερο δεσμευμένος/η με την εργασία μου.	0,532	
2 ΕΞΑΝ	Υπάρχουν μέρες που νιώθω κουρασμένος/η πριν καν φτάσω στη δουλειά		0,481
4 ΕΞΑΝ	Μετά τη δουλειά χρειάζομαι συχνά περισσότερες ώρες ξεκούρασης απ' ότι παλιότερα για να έρθω σε φόρμα		0,791
5 ΕΞΑΝ	Η πίεση από τη δουλειά μου είναι αρκετά υποφερτή		0,754
8 ΕΞΑΝ	Έχω όλο και συχνότερα την αίσθηση ότι η δουλειά μου με εξαντλεί συναισθηματικά		0,751
10 ΕΞΑΝ	Μετά τη δουλειά έχω γενικά ενέργεια να ασχοληθώ με τις άλλες μου δραστηριότητες		0,792
12 ΕΞΑΝ	Μετά τη δουλειά μου αισθάνομαι γενικά εξουθενωμένος/η και εξαντλημένος/η		0,823
14 ΕΞΑΝ	Συνήθως, μπορώ να διαχειριστώ τον φόρτο εργασίας μου αρκετά καλά		0,706

16 ΕΞΑΝ	Όταν εργάζομαι, αισθάνομαι συνήθως γεμάτος/η ενέργεια	0,776
---------	---	-------

Σημείωση. ΑΠΟΔ=Αποδέσμευση, ΕΞΑΝ=Εξάντληση

Πίνακας 6. Παράγοντες και Μεταβλητές

Burnout OLBΙ	Παράγοντες	Μεταβλητές
Αποδέσμευση	F1	1 ΑΠΟΔ, 3 ΑΠΟΔ, 6 ΑΠΟΔ, 7 ΑΠΟΔ, 9 ΑΠΟΔ, 11 ΑΠΟΔ, 15 ΑΠΟΔ
Εξάντληση	F2	2 ΕΞΑΝ, 4 ΕΞΑΝ, 5 ΕΞΑΝ, 8 ΕΞΑΝ, 10 ΕΞΑΝ, 12 ΕΞΑΝ, 14 ΕΞΑΝ, 16 ΕΞΑΝ

Σημείωση. ΑΠΟΔ=Αποδέσμευση, ΕΞΑΝ=Εξάντληση

9.3. Η εσωτερική συνέπεια των παραγόντων

Μετά τη διερευνητική παραγοντική ανάλυση για κάθε έναν από τους δύο παράγοντες στους οποίους αντιστοιχούν ομαδοποιημένες μεταβλητές των δύο διαστάσεων της εξουθένωσης έγινε έλεγχος της εσωτερικής συνέπειας (πίνακας 7). Ο συντελεστής Cronbach's Alpha αξιοπιστίας ήταν (F1=0,820) και (F2=0,832). Ο συντελεστής για το σύνολο των παραγόντων ήταν 0,905. Με βάση τα αποτελέσματα δεν τίθεται θέμα αξιοπιστίας για κάθε έναν από τους παράγοντες και συνολικά για όλους τους παράγοντες.

Πίνακας 7. Συντελεστής αξιοπιστίας Παραγοντικής Ανάλυσης (Cronbach's Alpha)

Παράγοντες (F)	Μεταβλητές	Τιμή Cronbach's Alpha
1 Αποδέσμευση =F1 (1 ΑΠΟΔ, 3 ΑΠΟΔ, 6 ΑΠΟΔ, 7 ΑΠΟΔ, 9 ΑΠΟΔ, 11 ΑΠΟΔ, 15 ΑΠΟΔ)	7	0.820
2 Εξάντληση=F2 (2 ΕΞΑΝ, 4 ΕΞΑΝ, 5 ΕΞΑΝ, 8 ΕΞΑΝ, 10 ΕΞΑΝ, 12 ΕΞΑΝ, 14 ΕΞΑΝ, 16 ΕΞΑΝ)	8	0,832
F1+F2	15	0,905

Σημείωση. ΑΠΟΔ=Αποδέσμευση, ΕΞΑΝ=Εξάντληση

10. Επιβεβαιωτική Παραγοντική Ανάλυση(CFA) του OLBΙ

10.1. Φορτώσεις επιβεβαιωτικής παραγοντικής ανάλυσης

Το μοντέλο που προέκυψε μετά τη διερευνητική παραγοντική ανάλυση και τον έλεγχο

Cronbach's Alpha περιλαμβάνει δύο παράγοντες (διαστάσεις) με 15 μεταβλητές (πίνακας 6 & 7) και πάνω σε αυτό εφαρμόστηκε η Επιβεβαιωτική Παραγοντική Ανάλυση με το πρόγραμμα LISREL 8.8. για να επιβεβαιωθεί η παραγοντική δομή του ερευνητικού εργαλείου OLBI.

Αρχικά, εκτιμήθηκαν οι παραμέτροι (πίνακας 8) αν ήταν λογικές (Byrne, 1989). Σύμφωνα με τα αποτελέσματα δεν υπήρχαν αρνητικές ενδείξεις και τα τυπικά σφάλματα κυμαίνονταν από 0,02 μέχρι 0,05 και όλες οι μήτρες διακύμανσης ήταν θετικές. Οι τιμές φόρτωσης ήταν σχετικά ικανοποιητικές, ενώ σε έξι μεταβλητές υπήρχαν φορτώσεις < 0,50. Οι τιμές συσχέτισης R^2 για τις 15 παρατηρούμενες μεταβλητές κυμαίνονταν από 0,32 έως 0,70. Οι τιμές φόρτωσης συνολικά για τους δύο παράγοντες (λανθάνουσες μεταβλητές) ήταν υψηλότερες και ήταν μεγαλύτερες από 0,78. Οι τιμές συσχέτισης R^2 για τους δύο παράγοντες (λανθάνουσες μεταβλητές) ήταν σε επίπεδα μεγαλύτερα από 0,72.

Πίνακας 8. Φορτώσεις επιβεβαιωτικής παραγοντικής ανάλυσης

Factor	Item	Factor loading	t-value	Error variance (SE)	R^2
Αποδέσμευση	1.ΑΠΟΔ	0,44	5,06	0,30(0,032)	0,37
	3 ΑΠΟΔ	0,52	5,62	0,22(0,024)	0,44
	6 ΑΠΟΔ	0,37	4,59	0,38(0,041)	0,32
	7 ΑΠΟΔ	0,42	6,14	0,28(0,030)	0,50
	9 ΑΠΟΔ	0,51	5,76	0,26(0,028)	0,46
	11 ΑΠΟΔ	0,57	6,74	0,35(0,038)	0,58
Εξάντληση	15 ΑΠΟΔ	0,48	5,04	0,32(0,034)	0,47
	2 ΕΞΑΝ	0,54	5,46	0,25(0,032)	0,40
	4 ΕΞΑΝ	0,69	6,37	0,31(0,039)	0,50
	5 ΕΞΑΝ	0,57	6,59	0,25(0,029)	0,53
	8 ΕΞΑΝ	0,59	7,44	0,26(0,030)	0,63
	10 ΕΞΑΝ	0,66	7,31	0,26(0,044)	0,60
	12 ΕΞΑΝ	0,74	8,12	0,23(0,042)	0,70
Εξουθένωση	14 ΕΞΑΝ	0,40	5,09	0,28(0,036)	0,36
	16 ΕΞΑΝ	0,36	4,76	0,26(0,030)	0,32
Εξουθένωση	Αποδέσμευση	0,83	6,75	0,23(0,050)	0,76
	Εξάντληση	0,78	7,51	0,22(0,048)	0,72

Σημείωση. ΑΠΟΔ=Αποδέσμευση, ΕΞΑΝ=Εξάντληση

10.2. Δείκτες προσαρμογής του μοντέλου στα δεδομένα

Στη συνέχεια της ανάλυσης με το LISREL 8.8. πρόεκυψαν οι δείκτες που αφορούσαν τη δομή, τις εξισώσεις και τους συντελεστές προσαρμογής (πίνακας 9). Όπως διαπιστώνεται, η τιμή του Chi-square (χ^2)=124,52>1 είναι σχετικά μεγάλη, άρα δεν υπάρχει ένδειξη για αρκετά καλή προσαρμογή. Σύμφωνα όμως με τους Medsker et al. (1994) δεν υπάρχει ομοφωνία μεταξύ των ερευνητών για την ερμηνεία των τιμών χ^2 , όπως επίσης ότι το στατιστικό κριτήριο χ^2 μπορεί να χρησιμοποιηθεί όταν το δείγμα είναι από 100 μέχρι 200. Στην παρούσα έρευνα το πλήθος του δείγματος ήταν 66<100. Επιπλέον, $p=0,000<0,05$ (5%) δεν αποτελεί ένδειξη ότι υπάρχει καλή προσαρμογή. Σχετικά με τον βαθμό ελευθερίας, προκύπτει (Chi-Square /df)=124,53/76=1,64 με αποδεκτή τιμή $\leq 1,96$ και αποτελεί πολύ καλή προσαρμογή (Tabachnik & Fidell, 2007). Ο δείκτης Standardized Root Mean Square Residual (SRMR) ήταν 0,07 μια επιθυμητή τιμή η οποία δείχνει μια καλή προσαρμογή, αφού είναι<0,08 (Hu & Bentler, 1999). Η ρίζα των μέσων τετραγώνων του σφάλματος εκτίμησης Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)=0,065 με αποδεκτή τιμή<0,06 (Hu & Bentler, 1999). Ωστόσο, οι MacCallum et al. (1996) υποστηρίζουν πως τιμές για τον δείκτη RMSEA από (0,05-0,08) γίνονται αποδεκτές. Έτσι, η τιμή 0,05<0,060<0,08 δείχνει μια σχετικά καλή προσαρμογή. Ο δείκτης προσαρμογής του βαθμού ελευθερίας Non Normed Fit Index (NNFI) ήταν 0,94 ο οποίος αποτελεί ένδειξη καλής προσαρμογής. Ο διορθωμένος δείκτης καλής προσαρμογής Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI)=0,75 με αποδεκτή τιμή $\geq 0,90$ (σχετικά καλή προσαρμογή). Ο περιγραφικός δείκτης προσαρμογής Normed Fit Index (NFI) ήταν 0,88 με αποδεκτή τιμή>0,95, άρα υπήρχε μια σχετικά καλή προσαρμογή. Ο δείκτης Incremental Fit Index (IFI) ήταν 0,95 που σημαίνει ότι το μοντέλο ήταν καλής προσαρμογής. Ο δείκτης Relative Fit Index (RFI) ήταν 0,89 με τιμή>0,90 για ένα καλό και προσαρμοσμένο μοντέλο στα δεδομένα (Marsh et al., 1988). Ο συγκριτικός δείκτης προσαρμογής Comparative Fit Index (CFI)=0,95 με αποδεκτή τιμή $\geq 0,95$ είναι ενδεικτικός καλής προσαρμογής (Hu & Bentler, 1999). Ο δείκτης Goodness of Fit Index (GFI)=0,79 ο οποίος εξαρτάται από το μέγεθος τους δείγματος, κυμαίνεται ανάμεσα στο 0-1 και είναι σχετικά μια υψηλή τιμή. Σύμφωνα μάλιστα με τους Tanaka και Huba (1989) ο ρόλος του GFI για την πολλαπλή παλινδρόμηση είναι παρόμοιος με τον συντελεστή χ^2 . Ο οικονομικός δείκτης καλής προσαρμογής (PGFI) ήταν 0,67 με αποδεκτή τιμή (0-1). Ο δείκτης Akaike information Criterio (AIC) ήταν 182,52. Η τιμή του δείκτη που είναι λίγο μικρότερη από το Saturated AIC=210,00 αποτελεί δείγμα καλής προσαρμογής. Ο δείκτης Consistent Akaike Information Criterio (CAIC) είναι 275,02<Saturated CAIC=544,91 και αποτελεί ένδειξη καλής προσαρμογής του μοντέλου. Ο δείκτης Expected Cross-Validation Index (ECVI) ήταν 3.33<3.59 (Joreskog & Sorbon, 1993) άρα υπάρχει δείγμα καλής προσαρμογής στα δεδομένα. Επίσης, το διάστημα εμπιστοσύνης είναι μικρό (2,40<ECVI<3,23). Επομένως, η τιμή του ECVI=3,23 του δείγματος πλησιάζει την αλήθεια καθώς αποτελεί ικανοποιητική προσέγγιση της τιμής στον πληθυσμό.

Με βάση την παρουσίαση των παραπάνω δεικτών σχετικά με το μοντέλο της παρούσας

έρευνας μπορεί να συμπεράνει κανείς ότι υπάρχει ένδειξη για ένα καλό παραγοντικό μοντέλο σχετικά με την προσαρμογή στα δεδομένα. Σύμφωνα με τους Tabachnik και Fidell (2007) ακόμα και στο ενδεχόμενο όπου τα αποτελέσματα στους δείκτες δεν είναι ικανοποιητικά, μεγάλη σπουδαιότητα έχουν οι δείκτες GFI και RMR. Οι Hu και Bentler (1999) υποστηρίζουν πως μεγάλη σπουδαιότητα έχει αρχικά ο δείκτης SRMR και στη συνέχεια ο δείκτης CFA ή κάποιος παρόμοιος με αυτόν.

Πίνακας 9. Δείκτες προσαρμογής του μοντέλου στα δεδομένα

Δείκτες προσαρμογής (Goodness-of-Fit)	Value
Chi-square (χ^2)	124,52*
Standardized Root Mean Square Residual (SRMR)	0,07
Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)	0,65
Non-Normed Fit Index (NNFI)	0,94
Adjusted goodness of fit index (AGFI)	0,75
Normed fit index (NFI)	0,88
Incremental Fit Index (IFI)	0,95
Relative Fit Index (RFI)	0,86
Comparative Fit Index (CFI)	0,95
Goodness of Fit Index (GFI)	0,79
Parimony Goodness-of-Fit index (PGFI)	0,67
Akaike informartion Criterio (AIC)	182,52
Consistent Akaike Information Criterio (CAIC)	275,02
Expected Cross-Validation Index (ECVI)	2,81

Σημείωση. * $df = 76$, $p \text{ value} = 0,00038$

11. Συζήτηση

Σύμφωνα με τα ευρήματα της παρούσας έρευνας σε σχέση με το ερευνητικό ερώτημα (Μπορεί η παραγοντική δομή του ερωτηματολογίου OLBI να επιβεβαιωθεί ως εργαλείο αξιολόγησης της επαγγελματικής εξουθένωσης στον χώρο της εκπαίδευσης στην Ελλάδα;) που είχε τεθεί μπορεί να ειπωθούν τα εξής:

Από τα αποτελέσματα της Διερευνητικής Παραγοντικής Ανάλυσης και τους ελέγχους προέκυψαν θετικές ενδείξεις εγκυρότητας και αξιοπιστίας ενός παραγοντικού μοντέλου για τους δύο παράγοντες (αποδέσμευση-εξάντληση) οι οποίοι αποτυπώνουν την επαγγελματική εξουθένωση. Με βάση τις φορτώσεις ($\geq 0,40$) αντιστοιχούσαν 15 μεταβλητές από τις 16 του

ερωτηματολογίου οι οποίες συμμετείχαν σημαντικά στην αξιολόγηση της επαγγελματικής εξουθένωσης. Έτσι, στην επόμενη φάση της επιβεβαιωτικής παραγοντικής ανάλυσης δεν συμπεριλήφθηκε μία μεταβλητή (13 ΑΠΟΔ «Αυτή είναι η μόνη δουλειά που θα φανταζόμουν τον εαυτό μου να κάνει»). Στο παραγοντικό μοντέλο που προέκυψε με τους δύο παράγοντες (αποδέσμευση και εξάντληση) μετά τον έλεγχο αξιοπιστίας (Cronbach's alpha) έγινε Επιβεβαιωτική Παραγοντική Ανάλυση (CFA) για την επικύρωση της δομής του. Με βάση τα αποτελέσματα των δεικτών προσαρμογής καταγράφονται θετικές ενδείξεις εγκυρότητας και αξιοπιστίας του ερευνητικού εργαλείου ως μοντέλου.

Συνεπώς, επιβεβαιώνεται ότι το ερευνητικό εργαλείο OLBI που χρησιμοποιήθηκε για την αξιολόγηση της επαγγελματικής εξουθένωσης Διευθυντών σχολικών μονάδων Δευτεροβάθμιας Εκπαίδευσης Ηλείας πράγματι αποτιμά την επαγγελματική εξουθένωση και θα μπορούσε να χρησιμοποιηθεί ως μοντέλο ερευνητικού εργαλείου και για τα ελληνικά δεδομένα στο χώρο της εκπαίδευσης. Ανάλογα είναι και αποτελέσματα ερευνών στην Ελλάδα όπου επιβεβαιώνεται η παραγοντική δομή των δύο διαστάσεων (αποδέσμευση-εξάντληση) του ερευνητικού εργαλείου OLBI (Demerouti et al., 2003; Τσαούσης & Ξανθοπούλου, 2013; Reis et al, 2015). Ωστόσο, υπάρχει διαφοροποίηση ως προς τη συμβολή της μεταβλητής (ΑΠΟΔ 13) στην αποδέσμευση για την οποία δε γίνεται σχετική αναφορά.

Ως προς τη μικρή διαφοροποίηση στον αριθμό των 15 μεταβλητών που επιβεβαιώθηκαν για την αποτύπωση της επαγγελματικής εξουθένωσης σε σχέση με τις 16 μεταβλητές του ερωτηματολογίου OLBI αξίζει να επισημανθούν τα εξής:

α) Το δείγμα της παρούσας έρευνας ήταν σχετικά μικρό (66 Διευθυντές σχολικών μονάδων), γεγονός που μπορεί να επηρεάζει τη διερευνητική ανάλυση των παραγόντων (Comrey & Lee, 1992 όπ αναφ. στο Δαφέρμος, 2013).

β) Στην παρούσα έρευνα επιλέχθηκε η μέθοδος των Κύριων Συνιστωσών (Principal Components Analysis) με μέθοδο περιστροφής την οριζόντια περιστροφή μέγιστης διακύμανσης (Varimax). Η επιλογή της κάθε μεθόδου έχει τα δικά της πλεονεκτήματα και μειονεκτήματα (Δαφέρμος, 2013).

γ) Στην επιβεβαιωτική παραγοντική ανάλυση συμμετείχαν οι μεταβλητές των οποίων οι φορτώσεις στη διερευνητική παραγοντική ανάλυση ήταν $\geq 0,40$.

δ) Σχετικά με τη μεταβλητή (13 ΑΠΟΔ) η οποία δεν συμπεριλήφθηκε στην επιβεβαιωτική παραγοντική ανάλυση (χαμηλή φόρτωση) ανάλογο πρόβλημα έχει αναφερθεί από τον Chervier (2009), ενώ στην ιταλική έκδοση προτάθηκε η αφαίρεσή της (Estévez-Mujica & Quintane, 2018). Επίσης, πρόβλημα με τη μεταβλητή (13 ΑΠΟΔ) για τη μικρή συμμετοχή της στη διερευνητική παραγοντική ανάλυση και τη μείωση της εσωτερικής συνοχής της αποδέσμευσης διαπίστωσαν και οι Sinlva et al (2019) σε έρευνά τους για τη διαπολιτισμική προσαρμογή του OLBI ως ερευνητικού εργαλείου αποτύπωσης της επαγγελματικής εξουθένωσης την οποία δε συμπεριέλαβαν στην επιβεβαιωτική παραγοντική ανάλυση που έκαναν. Τέλος, στη ρωσική έκδοση δεν είχε σημαντική στατιστικά φόρτωση και δε συμπεριελήφθη (Smirnova, 2017).

Στο σημείο αυτό θα πρέπει να τονιστεί ότι η συνδυαστική χρήση της διερευνητικής και επιβεβαιωτικής παραγοντικής ανάλυσης, παρά τις θετικές ενδείξεις παραγοντικής δομής του ερευνητικού εργαλείου OLBI, υποδεικνύει την ανάγκη για περαιτέρω έρευνες. Θα πρέπει να εφαρμοστούν πολλές στατιστικές μέθοδοι και αναλύσεις για να ελεγχθεί η εγκυρότητα και η αξιοπιστία του ερωτηματολογίου OLBI ως μοντέλου ερευνητικού εργαλείου για την καταγραφή της επαγγελματικής εξουθένωσης και στον χώρο της εκπαίδευσης. Ενδεχομένως να χρειαστεί να γίνει τροποποίηση και εμπλουτισμός των μεταβλητών του ερωτηματολογίου OLBI με κατάλληλη προσαρμογή για τα ελληνικά δεδομένα και τα διάφορα εργασιακά περιβάλλοντα.

12. Συμπεράσματα

Σκοπός της παρούσας ερευνητικής μελέτης ήταν η αξιολόγηση της παραγοντικής δομής του ερευνητικού εργαλείου OLBI στον χώρο της εκπαίδευσης στην Ελλάδα το οποίο αξιολογεί την επαγγελματική εξουθένωση μέσα από δυο διαστάσεις, την εξάντληση και την αποδέσμευση από την εργασία. Το ερωτηματολόγιο OLBI έχει χρησιμοποιηθεί σε μικρό βαθμό στην Ελλάδα γενικά. Σχετικά με τη διερεύνηση της δυνατότητας αξιοποίησης του ερωτηματολογίου OLBI για την αξιολόγηση της επαγγελματικής εξουθένωσης στον χώρο της εκπαίδευσης τα αποτελέσματα έδειξαν ότι είναι δυνατή η αποτίμηση της επαγγελματικής εξουθένωσης σε εκπαιδευτικά περιβάλλοντα στην Ελλάδα.

13. Περιορισμοί της έρευνας

Η διεξαγωγή της έρευνας εμπειρείχε κάποιους περιορισμούς.

Το δείγμα της παρούσας έρευνας ήταν σχετικά μικρό καθώς αφορούσε μόνο τους Διευθυντές σχολικών μονάδων Δευτεροβάθμιας Εκπαίδευσης Ηλείας, λόγω έλλειψης χρόνου και πόρων και η ερευνητική προσέγγιση εστίασε στις αντιλήψεις τους. Επομένως, τα ευρήματα της έρευνας δε θα μπορούσαν να γενικευθούν στο σύνολο των εκπαιδευτικών ή σε άλλες Περιφερειακές Ενότητες στην Ελλάδα.

Για την αξιολόγηση της επαγγελματικής εξουθένωσης χρησιμοποιήθηκε μόνο το ερευνητικό εργαλείο OLBI. Το ερευνητικό εργαλείο OLBI αποτιμά την επαγγελματική εξουθένωση με την αποτίμηση των δύο διαστάσεων (αποδέσμευση και εξάντληση) γεγονός που ενδεχομένως να περιορίζει τη δυνατότητα καλύτερης αξιολόγησης αποδεικτικών στοιχείων εγκυρότητας που βασίζονται στη σχέση και άλλων διαστάσεων. Για αυτό θα ήταν σημαντικό να χρησιμοποιηθούν και άλλα ερευνητικά εργαλεία αποτίμησης της επαγγελματικής εξουθένωσης όπως το Maslach Burnout Inventory (MBI) που θα επέτρεπε ταυτόχρονα την επαλήθευση και την εγκυρότητά τους (μετρική και παραγοντική ισοδυναμία).

Τέλος, η επιβεβαιωτική παραγοντική ανάλυση (CFA) έγινε με το λογισμικό LISREL 8.8, ενώ θα ήταν δυνατό να χρησιμοποιηθούν και άλλα λογισμικά όπως το IBM SPSS AMOS,

STATA, EQS κ.ά., τα οποία διαθέτουν νέες δυνατότητες παραγοντικών αναλύσεων ώστε με τη χρήση τεχνικών μετρικής και δομικής εγκυρότητας θα υπήρχε η δυνατότητα συγκρίσεων και αντιπαραβολών των αποτελεσμάτων.

14. Προτάσεις για περαιτέρω έρευνα

Οι περιορισμοί της έρευνας ως προς τη μεθοδολογική προσέγγιση καθώς και η περιορισμένη βιβλιογραφία σε συνδυασμό με τον μικρό αριθμό ερευνών που έχουν γίνει στην Ελλάδα για την εγκυρότητα και τη δυνατότητα του ερευνητικού εργαλείου OLBI να αποτιμά την επαγγελματική εξουθένωση, καθιστούν αναγκαία την περαιτέρω έρευνα στον χώρο της εκπαίδευσης στην Ελλάδα.

Η ερευνητική προσέγγιση δε θα πρέπει να περιοριστεί στις αντιλήψεις στελεχών εκπαίδευσης, αλλά και στις αντιλήψεις των εκπαιδευτικών ή των μαθητών. Επίσης, θα πρέπει να εστιάσει και σε άλλους παράγοντες (στρεσογόνοι παράγοντες, γνωστικά ελλείμματα) που μπορεί να επιδρούν στην επαγγελματική εξουθένωση. Τέλος, η έρευνα να επεκταθεί και σε άλλες βαθμίδες εκπαίδευσης στο Δημόσιο και στον Ιδιωτικό τομέα ακόμα και σε άλλες χώρες στον χώρο της εκπαίδευσης συνδυαστικά και με άλλα ερευνητικά εργαλεία αξιολόγησης της επαγγελματικής εξουθένωσης ώστε να υπάρχει συγκριτική μελέτη της παραγοντικής και συγκλίνουσας ισοδυναμίας και εγκυρότητας μεταξύ τους.

Βιβλιογραφικές αναφορές

- Bakker, A. B., Demerouti, E., & Schaufeli, W. B. (2002). The validity of the Maslach Burnout Inventory—General survey: An internet study. *Anxiety, Stress, and Coping*, 15, 245–260.
- Brown T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research*. (2nd Ed). New York: The Guildford Press.
- Byrne, B. M. (1989). *A primer of LISREL: Basic applications and programming for confirmatory factor analysis model*. New York: Springer–Verlag.
- Chevrier, N. (2009). *Adaptation Québécoise de l'Oldenberg Burnout Inventory (OLBI)*. Montreal. QC: Université du Québec.
- Cronbach, L. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16(3), 297-334.
- Δαφέρμος, Β. (2013). *Παραγοντική ανάλυση: Διερευνητική με SPSS και επιβεβαιωτική με το LISREL και AMOS*. Θεσσαλονίκη: Ζήτη.
- DeCarlo, L. T. (1997). On the meaning and use of kurtosis. *Psychological Methods*, 2 (3), 292-307.

- Demerouti, E., Bakker, A. B., Vardakou, I., & Kantas, A. (2003). The convergent validity of two burnout instruments: A multitrait-multimethod analysis. *European Journal of Psychological Assessment*, 19(1), 12–23.
- Demerouti, E., Bakker, A. B., Nachreiner, F., & Schaufeli, W. B. (2001). The job demands resources model of burnout. *Journal of Applied Psychology*, 86, 499–512.
- Demerouti, E., Mostert, K., & Bakker, A. B. (2010). Burnout and work engagement: a thorough investigation of the independency of both constructs. *Journal of Occupational Health Psychology* 15, 209–222.
- Eisinga, R., Grotenhuis, M., & Pelzer, B. (2013). The reliability of a two-item scale: Pearson, Cronbach or Spearman-Brown?. *International Journal of Public Health*, 58(4), 637–642. doi.org/10.1007/s00038-012-0416-3.
- Estévez-Mujica, C. P., & Quintane, E. (2018). E-mail communication patterns and job burnout. *PLoS ONE*, 13(3), Article e0193966.
- Freudenberger, H. J. (1974). Staff Burn-Out. *Journal of Social Issues*, 30, 159-165.
- 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, 1-55.
- Jöreskog, K. G., & Sorbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural Equation Modeling with the SIMPLIS Command Language*. SSI.
- Kamakura, A. W., & Wedel, M. (2000). Factor analysis and missing data. *Journal of Marketing Research*, 37(4), 490-498.
- Kerlinger F. N. (1986). *Foundations of behavioral research* (3rd ed). New York: Holt Rhinehart and Winston.
- Maslach, C. (2018). Job burnout in professional and economic contexts. In A. A. Ariyanto, H. Muluk, P. Newcombe, F. P. Piercy, E. K. Poerwandar & S. H. R. Suradijono (Eds.), *Diversity in unity: Perspectives from psychology and behavioral sciences*. London: Taylor & Francis Group.
- Maslach, C., & Jackson, S. E. (1981). The measurement of experienced burnout. *Journal of Occupational Behavior*, 2, 99-113.
- Maslach, C., Jackson, S. E., & Leiter, M. P. (1997). Maslach Burnout Inventory: Third edition. In C. P. Zalaquett & R. J. Wood (Eds.), *Evaluating Stress: A book of resources* (pp. 191-218). Lanham, MD, US: Scarecrow Education. Retrieved from https://www.researchgate.net/publication/277816643_The_Maslach_Burnout_Inventory_Manual
- Maslach C., & Leiter, M. P. (2016). Understanding the burnout experience: Recent research and its implications for psychiatry. *World Psychiatry*, 15(2), 103-11.

- Maslach, C., & Leiter, P. M. (2016a). Burnout. In H. Friedman (Ed.), *Encyclopedia of mental health*, (2nd ed.). USA: Elsevier Inc.
- Maslach, C., & Leiter, M. P. (2017). Understanding burnout –New models. In C. L. Cooper & J. C. Quick (Eds.), *The handbook of stress and health: A guide to research and practice*. Chichester :Wiley-Blackwell Publishing Ltd.
- Maslach, C., Leiter, M., & Schaufeli, W. (2009). Measuring burnout. In S. Cartwright & C. L. Cooper (Eds.), *The Oxford handbook of organizational well being*. New York: Oxford University Press Inc.
- Maslach, C., Schaufeli, W. B., & Leiter, M. P. (2001). Job burnout. *Annual Review of Psychology*, 52, 397-422.
- MacCallum, R. C., Browne, M. W., & Sugawara, H. M. (1996). Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. *Psychological Methods*, 1, 129-149.
- MacCallum, R. C., Widaman, K. F., Zhang, S., & Hong, S. (1999). Sample size in factor analysis. *Psychological Methods*, 4, 84-99.
- McCormack, N., & Cotter, C. (2013). *Managing burnout in the workplace: A guide for information professionals* (1st ed.). U.K.: Chandos Publishing.
- Medsker, G. J., Williams, L. J., & Holahan, P. J. (1994). A review of current practices for evaluating causal models in organizational behavior and human resources management research. *Journal of Management*, 20, 438-464.
- Morrison, M. (1976). *Multivariate statistical methods*. New York: McGraw-Hill.
- Norusis, M. J. (2006). *SPSS 15.0 Statistical procedures companion*. Prentice Hall Inc.
- Reis, D., Xanthopoulou, D., & Tsaousis, I. (2015). Measuring job and academic burnout with the Oldenburg Burnout Inventory (OLBI): Factorial invariance across samples and countries. *Burnout Research*, 2, 8-10.
- Schaufeli, W. B., & Buunk, B. P. (2003). Burnout: An overview of 25 years of research and theorizing. In M. J. Schabracq, J. A. M. Winnubst & C. L. Cooper (Eds.), *The handbook of work and health psychology* (2nd ed.). UK: John Willey & Sons Ltd.
- Schaufeli, W. B., & Enzmann, D. (1998). *The burnout companion to study and practice: A critical analysis*. Philadelphia: Taylor & Francis.
- Schaufeli, W., Leiter, M. P., & Maslach, C. (2009). Burnout: 35 years of research and practice. *Career Development International*, 14(3), 204-220.
- Schaufeli, W. B., & Taris, W. T. (2005). The conceptualization and measurement of burnout: Common ground and worlds apart. *Work & Stress*, 19(3), 256-262.
- Schene, A., Wingaarden, B., & Koeter, M. (1998). Family caregiving in schizophrenia: Domains, distress. *Schizophrenia Bulletin*, 24(4), 608-619.

- Sinval, J., Queiros, C., Pasian, S., & Maroco, J. (2019). Transcultural adaptation of the Oldenburg Burnout Inventory (OLBI) for Brazil and Portugal, *Frontiers in Psychology*, 10. doi: 10.3389/fpsyg.2019.00338.
- Smirnova, A. Y. (2017). The Oldenburg Burnout Inventory: diagnostics of state of mind's change of the employ on a continuum: work engagement – professional burnout. doi: 10.18500/1819-7671-2017-17-2-211-218.
- Stevens, J. (2002). *Applied multivariate statistics for the social sciences* (4rd ed.). Mahwah: Lawrence Erlbaum Associates.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (1996). *Using multivariate statistics* (3rd ed.). New York: Addison-Wesley-Longman.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics* (5rd ed.). Pearson International Edition. Allyn & Fidell.
- Tanaka, J. S., & Huba, G. J. (1989). A general coefficient of determination for covariance structure models under arbitrary GLS estimation. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 42, 233-240.
- Τσαούσης, Ι., & Ξανθοπούλου, Δ. (2013). *Αξιολόγηση της παραγοντικής ισοδυναμίας του Oldenburg Burnout Inventory (OLBI) μεταξύ εργαζομένων και φοιτητών*. 14^ο Πανελλήνιο Συνέδριο Ψυχολογικής Έρευνας, Αλεξανδρούπολη. Ανακτήθηκε από <http://ikee.lib.auth.gr/record/261453?ln=en>.
- Van de Vijver F. J. R. (2016). Test adaptations. In F. T. L Leong, D. Bartram, F. M. Cheung, *The ITC international handbook of testing and assessment*, (Eds.). pp 364-376, New York, NY: Oxford University Press.
- Vaske, J., Beaman, J., & Sponarski, C. (2016). *Rethinking internal consistency in Cronbach's alpha*. *Leisure Sciences*, 39(2), 163-173. doi: 10.1080/01490400.2015.1127189.
- Zeller, R. A. (2005). How few cases is enough to do a credible factor analysis? *A Monte Carlo simulation*. Manuscript submitted for publication.