



ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΑΤΡΩΝ

ΤΜΗΜΑ ΜΑΘΗΜΑΤΙΚΩΝ

Υπολογιστική και Στατιστική Αναλυτική στην Επιστήμη των Δεδομένων

**Εφαρμογή του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης σε εκπαιδευτικά
δεδομένα**

Μεταπτυχιακή Διπλωματική Εργασία

Αθανάσιος Κ. Κούλης

Επιβλέπων: Κωνσταντίνος Πετρόπουλος

Καθηγητής Πανεπιστημίου Πατρών

Πάτρα, Φεβρουάριος 2020



ΠΑΝΕΠΙΣΤΗΜΙΟ ΠΑΤΡΩΝ

ΤΜΗΜΑ ΜΑΘΗΜΑΤΙΚΩΝ

Υπολογιστική και Στατιστική Αναλυτική στην Επιστήμη των Δεδομένων

**Εφαρμογή του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης σε εκπαιδευτικά
δεδομένα**

Μεταπτυχιακή Διπλωματική Εργασία

Αθανάσιος Κ. Κούλης

Εγκρίθηκε από την τριμελή εξεταστική επιτροπή την

(Υπογραφή)

(Υπογραφή)

(Υπογραφή)

Κωνσταντίνος Πετρόπουλος

Επίκουρος Καθηγητής

Πανεπιστημίου Πατρών

Θεοδούλα Γράψα

Καθηγήτρια

Πανεπιστημίου Πατρών

Νικόλαος Τσάντας

Καθηγητής

Πανεπιστημίου Πατρών

Πάτρα, Φεβρουάριος 2020

Πανεπιστήμιο Πατρών, Τμήμα Μαθηματικών

Αθανάσιος Κ. Κούλης

© 2020 - Με την επιφύλαξη παντός δικαιώματος.

*Στην οικογένειά μου
Και περισσότερο από όλους
στη γιαγιά μου, Τούλα*

ΠΙΝΑΚΑΣ ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΩΝ

ΠΙΝΑΚΑΣ ΠΕΡΙΕΧΟΜΕΝΩΝ.....	7
ΠΕΡΙΛΗΨΗ.....	11
ABSTRACT.....	12
ΠΡΟΛΟΓΟΣ.....	13
1. ΘΕΩΡΗΤΙΚΟ ΠΛΑΙΣΙΟ ΓΙΑ ΤΟ ΜΟΝΤΕΛΟ ΤΗΣ ΛΟΓΙΣΤΙΚΗΣ ΠΑΛΙΝΔΡΟΜΗΣΗΣ.....	17
1.1. Εισαγωγή στο Λογιστικό Μοντέλο Παλινδρόμησης.....	17
1.1.1. Εισαγωγή.....	17
1.1.2. Προσαρμογή του Λογιστικού Μοντέλου Παλινδρόμησης.....	20
1.1.3. Έλεγχος της σημαντικότητας των συντελεστών.....	23
1.1.4. Εκτίμηση Διαστημάτων Εμπιστοσύνης.....	29
1.2. Το Πολλαπλό Μοντέλο Λογιστικής Παλινδρόμησης.....	33
1.2.1. Εισαγωγή.....	33
1.2.2. Το Πολλαπλό Λογιστικό Μοντέλο.....	33
1.2.3. Προσαρμογή του Πολλαπλού Λογιστικού Μοντέλου.....	35
1.2.4. Έλεγχος της Σημαντικότητας του Μοντέλου.....	37
1.2.5. Εκτίμηση Διαστημάτων Εμπιστοσύνης.....	39
1.3. Αξιολόγηση της Προσαρμογής του Μοντέλου.....	41
1.3.1 Εισαγωγή.....	41
1.3.2 Αθροιστικά Μέτρα Καλής Προσαρμογής.....	42
1.4. Το πολυωνυμικό μοντέλο Λογιστικής Παλινδρόμησης.....	50

1.4.1. Εισαγωγή στο Μοντέλο και εκτίμηση των παραμέτρων.....	50
1.4.2. Αξιολόγηση Προσαρμογής του Πολυωνυμικού Λογιστικού Μοντέλου Παλινδρόμησης.....	54
1.4.3 Διατακτικά Λογιστικά Μοντέλα Παλινδρόμησης.....	56
2. ΕΝΝΟΙΟΛΟΓΙΚΗ ΠΡΟΣΕΓΓΙΣΗ ΤΩΝ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ ΚΑΙ ΠΕΡΙΓΡΑΦΙΚΑ ΣΤΟΙΧΕΙΑ.....	64
2.1. Εισαγωγή.....	64
2.2. Εννοιολογική Προσέγγιση.....	64
2.2.1. Επαγγελματική Ανάπτυξη.....	64
2.2.2. Εργασιακή Εξουθένωση (Burnout)	67
2.1. Ερευνητική Μέθοδος.....	70
2.2. Δειγματοληπτική Μέθοδος.....	72
2.3. Δείγμα.....	75
2.4. Ερευνητικό Εργαλείο.....	82
2.5. Χαρακτηριστικά και Επεξεργασία των Δεδομένων.....	87
2.6. Επιμόρφωση και Εργασιακή Εξουθένωση των Εκπαιδευτικών του δείγματος.....	90
2.6.1. Εισαγωγή.....	90
2.6.2. Μορφές Επιμορφωτικών Δραστηριοτήτων.....	91
2.6.3. Εμπόδια Επιμόρφωσης.....	96
2.6.4. Εργασιακή Εξουθένωση.....	99
3. ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ ΤΩΝ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ.....	102
3.1. Εξουθένωση & Δημογραφικά Στοιχεία.....	102

Εφαρμογή του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης σε εκπαιδευτικά δεδομένα

3.1.1. Αποπροσωποποίηση & Δημογραφικά Στοιχεία.....	102
3.1.2. Προσωπική Επίτευξη & Δημογραφικά Στοιχεία.....	106
3.1.3. Συναισθηματική Εξουθένωση & Δημογραφικά Στοιχεία.....	110
3.2. Εξουθένωση & Επιμόρφωση.....	113
3.2.1. Αποπροσωποποίηση & Επιμόρφωση.....	113
3.2.2. Προσωπική Επίτευξη & Επιμόρφωση.....	117
3.2.3. Συναισθηματική Εξουθένωση & Επιμόρφωση.....	120
3.3. Εμπόδια Επιμόρφωσης & Δημογραφικά Στοιχεία.....	124
3.3.1. Ωράριο εργασίας & Δημογραφικά Στοιχεία.....	124
3.3.2. Οικογενειακές Υποχρεώσεις & Δημογραφικά Στοιχεία.....	127
3.3.3. Κόστος Επιμόρφωσης & Δημογραφικά Στοιχεία.....	131
3.3.4. Έλλειψη Ενδιαφέροντος & Δημογραφικά Στοιχεία.....	134
3.3.5. Απουσία Συναφών με το αντικείμενο Προγραμμάτων & Δημογραφικά Στοιχεία.....	137
3.4. Επιμόρφωση & Δημογραφικά Στοιχεία.....	141
3.4.1. Συμμετοχή σε Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα Επιμόρφωσης & Δημογραφικά Στοιχεία.....	141
3.4.2. Συμμετοχή σε Εκπαιδευτικά Συνέδρια και Σεμινάρια & Δημογραφικά Στοιχεία.....	144
3.4.3. Συμμετοχή σε Προγράμματα Ενίσχυσης Προσόντων & Δημογραφικά Στοιχεία.....	147
3.4.4. Συμμετοχή σε Ατομική ή Συνεργατική Έρευνα & Δημογραφικά Στοιχεία.....	150

3.4.5. Συμμετοχή σε Μη Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα Επιμόρφωσης & Δημογραφικά Στοιχεία.....	153
3.4.6. Συμμετοχή σε Προγράμματα Επιμόρφωσης Οργανισμών εκτός Δημοσίου & Δημογραφικά Στοιχεία.....	156
3.5. Γενικά Συμπεράσματα.....	159
ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΚΕΣ ΑΝΑΦΟΡΕΣ.....	163
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Α.....	179
ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Β.....	196

ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Στα πλαίσια της παρούσας εργασίας αρχικά μελετήθηκε το μοντέλο της λογιστικής παλινδρόμησης, το οποίο έχει αποτελέσει σε πολλά πεδία του επιστητού, μεταξύ των οποίων και οι κοινωνικές επιστήμες, το συχνότερα χρησιμοποιούμενο μοντέλο για την ανάλυση δεδομένων ονομαστικής ή διατακτικής φύσης. Το γεγονός αυτό οφείλεται αφενός στο ότι είναι ιδιαίτερα εύχρηστο και αφετέρου στο ότι η χρήση του δύναται να οδηγήσει σε ερμηνεύσιμα στην πράξη συμπεράσματα όταν πρόκειται για τέτοιας φύσης μεταβλητές. Στη συνέχεια επιδιώχθηκε η εφαρμογή του μοντέλου σε εκπαιδευτικά δεδομένα που αφορούν κρίσιμης σημασίας μεταβλητές του σχολικού πλαισίου.

Στο πρώτο κεφάλαιο της εργασίας παρατίθεται μια θεωρητική προσέγγιση του μοντέλου, της προσαρμογής του, η οποία στηρίζεται στη μέθοδο της μέγιστης πιθανοφάνειας, των ελέγχων για την αξιολόγηση της προσαρμογής αυτής καθώς και διαφόρων παραλλαγών του, ανάλογα με τα ειδικότερα χαρακτηριστικά της εκάστοτε μεταβλητής απόκρισης.

Στο δεύτερο κεφάλαιο παρουσιάζονται τα δεδομένα που αξιοποιήθηκαν στα πλαίσια της εργασίας και τα οποία αφορούν την επαγγελματική ανάπτυξη των εκπαιδευτικών, την εργασιακή τους ικανοποίηση και τα επίπεδα της εργασιακής τους εξουθένωσης.

Στο τρίτο και τελευταίο κεφάλαιο παρατίθενται οι αναλύσεις που έκαναν χρήση του λογιστικού μοντέλου στα δεδομένα αυτά και τα ιδιαίτερα ενδιαφέροντα συμπεράσματα τα οποία εξήχθησαν από αυτές.

Λέξεις-Κλειδιά: Λογιστικό Μοντέλο Παλινδρόμησης, Εργασιακή Εξουθένωση, Εργασιακή Ικανοποίηση, Επαγγελματική Ανάπτυξη

ABSTRACT

This thesis presents various aspects of the logistic regression model, which has become the most frequently used regression model for the analysis of nominal and ordinal data in various fields, including social sciences. This is mostly due to the fact that it can lead to clinically meaningful outcomes when it comes to variables of this nature. The model was then applied to educational data regarding crucial variables of the school context.

In the first chapter a theoretical approach to the model is presented, including its fitting, which is based on the maximum likelihood method, various tests for evaluating the significance of its coefficients, as well as several model's variants, depending on the specific characteristics of each response variable of interest.

The second chapter describes the data used in the context of this thesis, which refer to teachers' professional development, job satisfaction and burnout.

The third and final chapter presents the analyses held on this data using the logistic regression model as well as the particularly interesting conclusions drawn from them.

Keywords: Logistic Regression Model, Teachers' Professional Development, Job Satisfaction, Burnout

ΠΡΟΛΟΓΟΣ

Στο σημείο αυτό, και προτού προχωρήσουμε στον κυρίως κορμό της εργασίας, θα ήθελα να ευχαριστήσω την οικογένειά μου για τα πνευματικά ερεθίσματα και για την αμέριστη στήριξη που πάντα μου προσφέρει μπροστά στα λογής εμπόδια που έχουν παρουσιαστεί κατά καιρούς στη διάρκεια τόσο της σχολικής όσο και της ακαδημαϊκής μου ζωής. Δίχως τη μαζική, συστηματική και άνευ όρων βοήθεια και αγάπη τους η ολοκλήρωση της παρούσας διατριβής δε θα ήταν σε καμία περίπτωση δυνατή.

Θα ήθελα ακόμα να ευχαριστήσω τους καθηγητές μου κ. Γρηγόριο Μητρόπουλο και κ. Γεώργιο Κώτσανη του 3ου Ενιαίου Λυκείου Πατρών, οι οποίοι με την επιστημονική τους κατάρτιση και το χείμαρρο γνώσεων που διέθεταν και προσπάθησαν να μας μεταδώσουν -σε εμένα και τους συμμαθητές μου- με συνάρπασαν σε τέτοιο βαθμό, ώστε με ενέπνευσαν να ασχοληθώ με το λειτούργημα του εκπαιδευτικού, καλλιεργώντας μου συνάμα μια ιδιαίτερη αγάπη για την ιστορία και τη μελέτη της, όχι για λόγους χρησιμοθηρικούς άλλα κυρίως για προσωπική ευχαρίστηση.

Ευχαριστώ τον καθηγητή του Πανεπιστημίου Δυτικής Μακεδονίας κ. Κωνσταντίνο Φωτιάδη, πρότυπο για κάθε επιστήμονα, ο οποίος με καθοδήγησε στο να τεκμηριώνω επιστημονικά την άποψή μου δίνοντάς μου συνάμα την ελευθερία να εκφράζω τις απόψεις μου στα πλαίσια των μαθημάτων του, τα οποία μου άνοιξαν νέους ορίζοντες ιστορικής γνώσης. Ο αδιάκοπος αγώνας του για την ανάδειξη της ιστορικής αλήθειας και η νοηματοδότηση του επιστημονικού του έργου από υψηλές αξίες, ιδέες και ιδανικά αποτελεί έμπνευση για κάθε νέο ερευνητή σε οποιονδήποτε τομέα της επιστήμης.

Ευχαριστώ τον καθηγητή του Πανεπιστημίου Δυτικής Μακεδονίας π. Ειρηναίο Χατζηγεφραιμίδη, χάρη στον οποίο ανακάλυψα λίγο μόνο από το απέραντο μεγαλείο της Χριστιανικής φιλοσοφικής σκέψης.

Ευχαριστώ τον καθηγητή του Πανεπιστημίου Πελοποννήσου κ. Γεώργιο Μπαγάκη για τη συνολική του συμβολή στην ακαδημαϊκή μου σταδιοδρομία. Οι νέοι επιστημονικοί ορίζοντες που ανοίχτηκαν για μένα μέσα από την ενδελεχή μελέτη ποικίλων εκπαιδευτικών ερευνών και των συναφών με αυτές πεδίων στα πλαίσια της εκπόνησης της διδακτορικής μου διατριβής υπό την επίβλεψή του, η συστηματική του στήριξη, η κατανόηση και ο σεβασμός του στις ιδιαίτερες κλίσεις και τα ενδιαφέροντά μου, τα

οποία πάντοτε λάμβανε υπόψη του, αλλά και η επιστημονική γνώση και δεοντολογία που τον διακρίνουν, μαζί με το ιδιαίτερο μεράκι και πάθος του για το αντικείμενό του, αποτέλεσαν επιπλέον κίνητρα για την ολοκλήρωση μιας έρευνας που ευελπιστώ να βοηθήσει έστω και στο ελάχιστο την εκπαιδευτική κοινότητα της χώρας μας για ένα καλύτερο μέλλον για τα παιδιά, το υγιέστερο κύτταρο της κοινωνίας, που αύριο θα αποτελέσουν τους πολίτες της πατρίδας μας.

Ευχαριστώ τον επίκουρο καθηγητή του Τμήματος Μαθηματικών του Πανεπιστημίου Πατρών κύριο Κωνσταντίνο Πετρόπουλο για τη συμβολή του στην εκπόνηση της παρούσας εργασίας. Η άρτια γνώση του επί του επιστημονικού του αντικειμένου, η μεταδοτικότητα και η μεθοδικότητά του, ο σεβασμός του στα ιδιαίτερα επιστημονικά μου ενδιαφέροντα και ο συνυπολογισμός τους κατά την επιλογή της θεματικής της παρούσας μελέτης, η άμεση ανταπόκρισή του στα εκάστοτε ερωτήματά μου, η καθοδήγησή του και το σταθερό πάντοτε ενδιαφέρον του αποτέλεσαν καθοριστικούς παράγοντες για την ολοκλήρωση της παρούσας διπλωματικής.

Ευχαριστώ τον καθηγητή κύριο Νικόλαο Τσάντα, μέλος της τριμελούς επιτροπής, αλλά και τους καθηγητές του Τμήματος Μαθηματικών του Πανεπιστημίου Πατρών κύριο Σταύρο Κουρούκλη, κύριο Φίλιππο Αλεβίζο και κυρία Ευφροσύνη Μακρή, οι οποίοι, μαζί με τον κύριο Πετρόπουλο, όχι μόνο μου γνώρισαν τον γοητευτικό κόσμο των Πιθανοτήτων και της Στατιστικής, εξοπλίζοντάς με με μια πληθώρα γνώσεων που βελτίωσαν τον τρόπο με τον οποίο αντικρύζω συγκεκριμένες πτυχές της καθημερινότητας, αλλά και με καθοδήγησαν με τις εξειδικευμένες γνώσεις τους και το ειλικρινές τους ενδιαφέρον στο στατιστικό σκέλος της διδακτορικής μου έρευνας.

Ευχαριστώ την καθηγήτρια του Πανεπιστημίου Πατρών και μέλος της τριμελούς επιτροπής κυρία Θεοδούλα Γράβα για την άψογη συνεργασία μας τόσο στα πλαίσια του μεταπτυχιακών όσο και σε εκείνα των προπτυχιακών μου σπουδών στο τμήμα, αλλά και για το συνεχές και αδιάλειπτο ενδιαφέρον της για την πρόοδο τη δική μου και των συμφοιτητών μου.

Ευχαριστώ τον πατέρα μου, τον αδελφό μου Νώντα και τους φίλους μου Γεωργία Κουτσιούρη, Σταμάτη Κάρλο, Γρηγόρη Προτσώνη, Νικόλαο Σουρή και Ελένη Κιρκή για την ανιδιοτελή βοήθεια και συμβολή τους στην οικοδόμηση του μαθηματικού μου υποβάθρου.

Ευχαριστώ την ιδιαίτερη πατρίδα μου, την ορεινή Ηλεία, που με προικοδότησε με την ιδιαίτερη πεισματική νοοτροπία της, καθώς και τη γενέτειρα μου Πάτρα που πάντοτε με αποφόρτιζε από τις καθημερινές έγνοιες, με τα μαγευτικά της τοπία και την απερίγραπτη ομορφιά της, τροφοδοτώντας με παράλληλα με νέες ιδέες, νέες σκέψεις και γόνιμους προβληματισμούς.

Ευχαριστώ τους εκπαιδευτικούς που αφιέρωσαν χρόνο από την καθημερινότητά τους και τις πλείστες υποχρεώσεις τους προκειμένου να συμμετάσχουν στην έρευνα που τροφοδότησε την παρούσα μελέτη με τα δεδομένα στα οποία διεξήχθησαν οι όποιες αναλύσεις.

Τέλος, και πάνω από όλους και από όλα, ευχαριστώ τον Θεό διότι κάθε ανθρώπινη προσπάθεια χωρίς τη θεία βοήθεια είναι, κατά την ταπεινή μου γνώμη, μάταια και καταδικασμένη στην αποτυχία.

Σας Ευχαριστώ

1. ΘΕΩΡΗΤΙΚΟ ΠΛΑΙΣΙΟ ΓΙΑ ΤΟ ΜΟΝΤΕΛΟ ΤΗΣ ΛΟΓΙΣΤΙΚΗΣ ΠΑΛΙΝΔΡΟΜΗΣΗΣ

1.1. Εισαγωγή στο Λογιστικό Μοντέλο Παλινδρόμησης

1.1.1. Εισαγωγή

Οι μέθοδοι παλινδρόμησης αποτελούν πλέον αναπόσπαστο στοιχείο κάθε απόπειρας ανάλυσης δεδομένων που αναφέρεται στην περιγραφή της σχέσης μεταξύ μιας μεταβλητής απόκρισης και μιας ή περισσότερων ερμηνευτικών μεταβλητών. Αρκετά συχνά η μεταβλητή απόκρισης είναι διακριτή, λαμβάνοντας δύο ή περισσότερες τιμές. Κατά τη διάρκεια των τελευταίων ετών το μοντέλο της λογιστικής παλινδρόμησης έχει αποτελέσει σε πολλά πεδία του επιστητού το συχνότερα χρησιμοποιούμενο μοντέλο για την ανάλυση τέτοιας μορφής δεδομένων.

Προτού ξεκινήσει η μελέτη του μοντέλου της λογιστικής παλινδρόμησης είναι σημαντικό να γίνει κατανοητό ότι μια ανάλυση που κάνει χρήση αυτού του μοντέλου, έχει τον ίδιο στόχο με κάθε άλλη, που αξιοποιεί διαφορετικά μοντέλα παλινδρόμησης· πρόκειται για την εύρεση του καταλληλότερου εκείνου μοντέλου, που να είναι όσο το δυνατόν πιο απλό, να διέπεται από όσο το δυνατό λιγότερες υποθέσεις και να είναι ερμηνεύσιμο στην πράξη, για την περιγραφή της σχέσης ανάμεσα σε μια παρατηρούμενη ή εξαρτημένη μεταβλητή ή μεταβλητή απόκρισης και ένα σύνολο ανεξάρτητων ή προβλεπτικών ή ερμηνευτικών μεταβλητών. Οι ανεξάρτητες μεταβλητές συνήθως καλούνται συμμεταβλητές (covariates).

Το συνηθέστερο ενδεχομένως από τα χρησιμοποιούμενα μοντέλα είναι αυτό της απλής γραμμικής παλινδρόμησης όπου η παρατηρούμενη μεταβλητή είναι συνεχής. Στο σημείο ακριβώς αυτό εντοπίζεται η κύρια διαφοροποίηση μεταξύ του μοντέλου της λογιστικής παλινδρόμησης και του αντίστοιχου της γραμμικής. Πράγματι, στην περίπτωση της λογιστικής παλινδρόμησης η μεταβλητή απόκρισης είναι διωνυμική ή διχοτομική. Αυτή η διαφορά αντανακλάται τόσο στη μορφή όσο και στις υποθέσεις των αντίστοιχων μοντέλων. Από τη στιγμή που η εν λόγω διαφοροποίηση ληφθεί υπόψη οι μέθοδοι που χρησιμοποιούνται σε μια ανάλυση που αξιοποιεί το λογιστικό μοντέλο ακολουθούν λίγο ή πολύ τις ίδιες γενικές αρχές όπως και στην περίπτωση

αξιοποίησης του γραμμικού μοντέλου. Δια τούτο, οι τεχνικές της γραμμικής παλινδρόμησης μας καθοδηγούν στην προσέγγισή μας στη λογιστική εκδοχή της.

Σε κάθε πρόβλημα παλινδρόμησης η κρίσιμη σημασίας ποσότητα δεν είναι άλλη από τη μέση τιμή της μεταβλητής απόκρισης, δοθείσης της τιμής της ανεξάρτητης μεταβλητής. Η ποσότητα αυτή καλείται δεσμευμένη μέση τιμή και γράφεται $E(Y|x)$ όπου το Y συμβολίζει τη μεταβλητή απόκρισης και το x μια συγκεκριμένη τιμή της ανεξάρτητης μεταβλητής. Η ποσότητα $E(Y|x)$ διαβάζεται «αναμενόμενη τιμή της Y δοθείσης της τιμής x ». Στη γραμμική παλινδρόμηση υποθέτουμε ότι αυτός ο μέσος μπορεί να εκφραστεί ως μια γραμμική εξίσωση ως προς x , όπως για παράδειγμα:

$$E(Y|x) = \beta_0 + \beta_1 x$$

Αυτή η έκφραση υπονοεί ότι είναι δυνατό για το $E(Y|x)$ να λάβει κάθε τιμή καθώς το x κυμαίνεται μεταξύ $-\infty$ και $+\infty$. Στην περίπτωση όμως μιας διχοτομικής μεταβλητής απόκρισης ο δεσμευμένος μέσος πρέπει να είναι μεγαλύτερος ή ίσος του μηδενός και μικρότερος ή ίσος του 1, δηλαδή:

$$0 \leq E(Y|x) \leq 1$$

Πολλές συναρτήσεις κατανομής έχουν προταθεί για χρήση στην ανάλυση μιας διχοτομικής μεταβλητής απόκρισης. Οι Cox and Snell (1989) ασχολούνται με ορισμένες από αυτές. Η επιλογή της λογιστικής κατανομής (logistic distribution), κατανομή στην οποία οφείλει την ονομασία του το ομώνυμο μοντέλο παλινδρόμησης το οποίο θα χρησιμοποιηθεί κατά κόρον στα πλαίσια της παρούσας εργασίας, γίνεται για δύο κύριους λόγους. Πρώτον, από μαθηματικής σκοπιάς πρόκειται για μια ιδιαίτερα ευέλικτη και εύχρηστη συνάρτηση. Δεύτερον οι παράμετροί της παρέχουν τη βάση πάνω στην οποία είναι δυνατή μια ερμηνεύσιμη στη πράξη εκτίμηση του αποτελέσματος.

Προκειμένου να απλοποιήσουμε τους συμβολισμούς, χρησιμοποιούμε την ποσότητα $\pi(x) = E(Y|x)$ για να αναπαραστήσουμε το δεσμευμένο μέσο της Y δοθέντος x στην περίπτωση που χρησιμοποιούμε τη λογιστική κατανομή. Η μορφή του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης που χρησιμοποιούμε είναι:

$$\pi(x) = \frac{e^{\beta_0 + \beta_1 x}}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 x}} \quad (1.1)$$

Ένας σημαντικός μετασχηματισμός του $\pi(x)$, που διαδραματίζει σημαντικό ρόλο στην μελέτη της λογιστικής παλινδρόμησης, είναι ο logit μετασχηματισμός. Ο τελευταίος προσδιορίζεται, ως προς x , ακολούθως:

$$\begin{aligned} g(x) &= \ln \left[\frac{\pi(x)}{1 - \pi(x)} \right] \\ &= \beta_0 + \beta_1 x \end{aligned} \quad (1.2)$$

Η σημασία του μετασχηματισμού αυτού έγκειται στο ότι η $g(x)$ έχει πολλές από τις επιθυμητές ιδιότητες ενός γραμμικού μοντέλου παλινδρόμησης. Ο λογάριθμος λόγου (συμπληρωματικών) πιθανοτήτων (logit), $g(x)$, είναι γραμμικός ως προς τις παραμέτρους του, ενδέχεται να είναι συνεχής και μπορεί να παίρνει τιμές μεταξύ $-\infty$ και $+\infty$, εξαρτώμενος από το πεδίο τιμών του x .

Η δεύτερη σημαντική διαφορά μεταξύ των γραμμικών και των λογιστικών μοντέλων παλινδρόμησης αφορά τη δεσμευμένη κατανομή της μεταβλητής απόκρισης. Στο γραμμικό μοντέλο παλινδρόμησης υποθέτουμε ότι μια παρατήρηση της εξαρτημένης μεταβλητής μπορεί να εκφραστεί ως $y = E(Y|x) + \varepsilon$. Η ποσότητα ε καλείται σφάλμα και εκφράζει την απόκλιση της παρατηρούμενης τιμής από την αναμενόμενη. Η συνηθέστερη υπόθεση είναι ότι το σφάλμα ακολουθεί μια κανονική κατανομή με μέση τιμή 0 και σταθερή διασπορά. Ακολούθως η δεσμευμένη κατανομή της μεταβλητής απόκρισης δοθέντος x είναι κανονική με μέση τιμή $E(Y|x)$ και σταθερή διασπορά.

Δε συμβαίνει όμως το ίδιο στην περίπτωση μιας διχοτομικής μεταβλητής απόκρισης, οπότε και η τιμή της μεταβλητής αυτής δοθέντος x μπορεί να εκφραστεί ως $y = \pi(x) + \varepsilon$. Στην περίπτωση αυτή η ποσότητα ε μπορεί να λάβει δύο δυνατές τιμές. Αν $y = 1$ τότε $\varepsilon = 1 - \pi(x)$ με πιθανότητα $\pi(x)$ και αν $y = 0$ τότε $\varepsilon = -\pi(x)$ με πιθανότητα $1 - \pi(x)$. Έτσι η ποσότητα ε ακολουθεί κατανομή με μέση τιμή 0 και διασπορά ίση με $\pi(x)[1 - \pi(x)]$. Δια τούτο η δεσμευμένη κατανομή της μεταβλητής απόκρισης ακολουθεί μια διωνυμική κατανομή με πιθανότητα που δίνεται από το δεσμευμένο μέσο $\pi(x)$.

Συνοπτικά, σε μια ανάλυση παλινδρόμησης όπου η μεταβλητή απόκρισης είναι διχοτομική:

- Το μοντέλο του δεσμευμένου μέσου της εξίσωσης παλινδρόμησης πρέπει να φράσσεται μεταξύ 0 και 1. Το μοντέλο της λογιστικής παλινδρόμησης, $\pi(x)$, που δίνεται παραπάνω στην εξίσωση (1.1) ικανοποιεί τον περιορισμό αυτό.
- Η διωνυμική και όχι η κανονική κατανομή περιγράφει την κατανομή των σφαλμάτων και συνιστά την στατιστική κατανομή πάνω στην οποία στηρίζεται η ανάλυση.
- Οι αρχές που καθοδηγούν την ανάλυση με τη χρήση της γραμμικής παλινδρόμησης αποτελούν τον οδηγό και στη περίπτωση της λογιστικής εκδοχής της.

1.1.2. Προσαρμογή του Λογιστικού Μοντέλου Παλινδρόμησης

Έστω ότι έχουμε ένα δείγμα n ανεξαρτήτων παρατηρήσεων της μορφής (x_i, y_i) με $i = 1, 2, \dots, n$ όπου το y_i συμβολίζει την τιμή μιας διχοτομικής μεταβλητής απόκρισης και το x_i την τιμή της ανεξάρτητης μεταβλητής για την i -οστή παρατήρηση. Επιπλέον υποθέτουμε ότι η μεταβλητή απόκρισης έχει κωδικοποιηθεί ως 0 και 1, αναπαριστώντας την απουσία ή παρουσία, αντίστοιχα, ενός συγκεκριμένου χαρακτηριστικού. Η προσαρμογή του λογιστικού μοντέλου παλινδρόμησης της εξίσωσης (1.1) σε ένα σετ δεδομένων απαιτεί την εκτίμηση των τιμών των β_0 και β_1 που είναι οι άγνωστες παράμετροι.

Στη γραμμική παλινδρόμηση η πιο συχνά χρησιμοποιούμενη μέθοδος για την εκτίμηση αγνώστων παραμέτρων είναι εκείνη των ελαχίστων τετραγώνων. Στην μέθοδο αυτή επιλέγουμε εκείνες τις τιμές των β_0 και β_1 που ελαχιστοποιούν το άθροισμα των τετραγώνων των αποκλίσεων των παρατηρούμενων τιμών της Y από τις αναμενόμενες, με βάση το μοντέλο, τιμές της. Υπό τις συνήθεις υποθέσεις της γραμμικής παλινδρόμησης η μέθοδος των ελαχίστων τετραγώνων δίνει εκτιμητές με πολλές επιθυμητές στατιστικές ιδιότητες. Όταν όμως αυτή εφαρμοστεί σε ένα μοντέλο με διχοτομική μεταβλητή απόκρισης οι εκτιμητές δε διαθέτουν πλέον τις ίδιες αυτές ιδιότητες.

Η γενική μέθοδος εκτίμησης που οδηγεί στη συνάρτηση των ελαχίστων τετραγώνων στα πλαίσια του γραμμικού μοντέλου παλινδρόμησης, όπου τα σφάλματα είναι κανονικά κατανομημένα, ονομάζεται μέγιστη πιθανοφάνεια. Η μέθοδος αυτή παρέχει τη βάση για την όλη προσέγγιση εκτίμησης των παραμέτρων στην περίπτωση του λογιστικού μοντέλου παλινδρόμησης. Σε αδρές γραμμές η μέθοδος της μέγιστης πιθανοφάνειας δίνει τιμές στις άγνωστες παραμέτρους, οι οποίες μεγιστοποιούν την πιθανότητα εμφάνισης, μέσω του μοντέλου, των παρατηρούμενων δεδομένων. Προκειμένου να εφαρμοστεί η μέθοδος πρέπει πρώτα να κατασκευαστεί η σχετική συνάρτηση που καλείται συνάρτηση πιθανοφάνειας. Η συνάρτηση αυτή εκφράζει την πιθανότητα εμφάνισης των παρατηρούμενων δεδομένων ως συνάρτηση των αγνώστων παραμέτρων. Οι εκτιμητές μέγιστης πιθανοφάνειας των παραμέτρων είναι οι τιμές εκείνες που μεγιστοποιούν την εν λόγω συνάρτηση. Έτσι, οι εκτιμητές που λαμβάνονται είναι εκείνοι που συμφωνούν όσο το δυνατόν περισσότερο με τα παρατηρούμενα δεδομένα. Πως όμως βρίσκουμε τις τιμές αυτές στα πλαίσια του λογιστικού μοντέλου παλινδρόμησης;

Αν η μεταβλητή απόκρισης Y κωδικοποιείται ως 0 ή 1, όπως αναφέραμε προηγουμένως, τότε η έκφραση για το $\pi(x)$ που δίνεται στην εξίσωση (1.1) παρέχει, για μια αυθαίρετη τιμή του διανύσματος των παραμέτρων $\beta = (\beta_0, \beta_1)$, την δεσμευμένη πιθανότητα η Y να είναι ίση με 1 δοθέντος x . Ακολούθως, η ποσότητα $1 - \pi(x)$ δίνει την δεσμευμένη πιθανότητα η Y να είναι ίση με 0 δοθέντος x . Έτσι, για εκείνα τα ζευγάρια (x_i, y_i) όπου $y_i = 1$ η συνεισφορά στη συνάρτηση πιθανοφάνειας είναι $\pi(x_i)$ και για εκείνα όπου $y_i = 0$ η αντίστοιχη συνεισφορά είναι $1 - \pi(x_i)$, όπου η ποσότητα $\pi(x_i)$ συμβολίζει την τιμή του $\pi(x)$ που υπολογίστηκε για x_i . Ένας βολικός τρόπος έκφρασης της συνεισφοράς του ζεύγους (x_i, y_i) στη συνάρτηση πιθανοφάνειας δίνεται μέσω της έκφρασης

$$\pi(x_i)^{y_i} [1 - \pi(x_i)]^{1-y_i} \quad (1.3)$$

Καθώς οι παρατηρήσεις θεωρούνται ανεξάρτητες, η συνάρτηση πιθανοφάνειας λαμβάνεται ως το γινόμενο των όρων που δίνονται στην παραπάνω εξίσωση ως εξής:

$$l(\beta) = \prod_{i=1}^n \pi(x_i)^{y_i} [1 - \pi(x_i)]^{1-y_i} \quad (1.4)$$

Η αρχή της μέγιστης πιθανοφάνειας υποδεικνύει ως εκτίμηση του β την τιμή εκείνη που μεγιστοποιεί την έκφραση της εξίσωσης (1.4). Ωστόσο είναι ευκολότερο μαθηματικά να εργαστεί κανείς με το λογάριθμο της εξίσωσης (1.4). Η έκφραση αυτή, που καλείται λογάριθμο-πιθανοφάνεια (log-likelihood) ορίζεται ως:

$$L(\beta) = \ln[l(\beta)] = \sum_{i=1}^n \{y_i \ln[\pi(x_i)] + (1 - y_i) \ln[1 - \pi(x_i)]\} \quad (1.5)$$

Για την εύρεση της τιμής του β που μεγιστοποιεί το $L(\beta)$, παραγωγίζουμε το $L(\beta)$ ως προς β_0 και β_1 και θέτουμε τις προκύπτουσες εκφράσεις ίσες με το 0. Αυτές οι εξισώσεις, γνωστές και ως εξισώσεις πιθανοφάνειας είναι:

$$\sum_{i=1}^n [y_i - \pi(x_i)] = 0 \quad (1.6)$$

και

$$\sum_{i=1}^n x_i [y_i - \pi(x_i)] = 0 \quad (1.7)$$

Στη γραμμική παλινδρόμηση, οι εξισώσεις πιθανοφάνειας, που λαμβάνονται από την παραγωγή της συνάρτησης του αθροίσματος των τετραγώνων των διασπορών ως προς β , είναι γραμμικές ως προς τις άγνωστες παραμέτρους και λύνονται σχετικά εύκολα. Στην περίπτωση της λογιστικής παλινδρόμησης οι εξισώσεις αυτές είναι μη γραμμικές ως προς τα β_0 και β_1 και απαιτούν ως εκ τούτου ειδικές μεθόδους για την επίλυσή τους. Πρόκειται για μεθόδους επαναληπτικές που χρησιμοποιούνται από τα σχετικά λογισμικά που φέρνουν σε πέρας τις εν λόγω αναλύσεις (McCullagh and Nelder, 1989).

Η τιμή του β που δίνεται από την επίλυση των εξισώσεων (1.6) και (1.7) καλείται εκτιμητής μέγιστης πιθανοφάνειας και συμβολίζεται ως $\hat{\beta}$. Χρησιμοποιώντας τον ίδιο συμβολισμό, ο οποίος όταν βρίσκεται άνωθεν μιας ποσότητας υποδηλώνει τον εκτιμητή μέγιστης πιθανοφάνειάς της, ο $\hat{\pi}(x_i)$ είναι ο εκτιμητής μέγιστης

Εφαρμογή του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης σε εκπαιδευτικά δεδομένα

πιθανοφάνειας του $\pi(x_i)$. Η ποσότητα αυτή παρέχει έναν εκτιμητή της δεσμευμένης πιθανότητας ότι η Y είναι ίση με 1 δοθέντος ότι το x είναι ίσο με x_i . Επομένως παριστάνει την προβλεπόμενη τιμή για το λογιστικό μοντέλο παλινδρόμησης. Μια συνέπεια της εξίσωσης (1.6) είναι ότι:

$$\sum_{i=1}^n y_i = \sum_{i=1}^n \hat{\pi}(x_i)$$

Με άλλα λόγια το άθροισμα των παρατηρούμενων τιμών της Y είναι ίσο με το άθροισμα των αναμενόμενων τιμών της. Η ιδιότητα αυτή αξιοποιείται όταν πρόκειται για την αξιολόγηση της προσαρμογής του μοντέλου. Κατόπιν της προσαρμογής αυτής αξιολογείται η επάρκειά του.

1.1.3. Έλεγχος της σημαντικότητας των συντελεστών

Στην πράξη, η μοντελοποίηση ενός σετ δεδομένων είναι μια διαδικασία πολύ πιο σύνθετη από την απλή επιλογή ενός μοντέλου, στη βάση του βαθμού στον οποίο αυτό προσομοιάζει την παρατηρούμενη εικόνα τους, και την εκτίμηση των συναφών παραμέτρων.

Μετά την εκτίμηση των παραμέτρων το πρώτο μέλημα είναι η αξιολόγηση της σημαντικότητας των μεταβλητών του μοντέλου. Η διαδικασία αυτή συνήθως περιλαμβάνει τη διαμόρφωση και τον έλεγχο μιας στατιστικής υπόθεσης για τον καθορισμό του εάν και κατά πόσο οι ανεξάρτητες μεταβλητές του μοντέλου είναι σημαντικά συσχετισμένες με τη μεταβλητή απόκρισης. Η μέθοδος για την διεξαγωγή του ελέγχου αυτού διαφέρει από μοντέλο σε μοντέλο σε ορισμένες μόνο ειδικές λεπτομέρειες. Ας ξεκινήσουμε από την γενική περίπτωση όπου έχουμε μία μόνο ανεξάρτητη μεταβλητή.

Μια προσέγγιση του ελέγχου σημαντικότητας του συντελεστή μιας μεταβλητής σε οποιοδήποτε μοντέλο είναι εκείνη που διερευνά το εάν το μοντέλο που περιλαμβάνει τη μεταβλητή εμπεριέχει περισσότερη πληροφορία για τη μεταβλητή απόκρισης σε σχέση με ένα μοντέλο που δεν την περιλαμβάνει. Η διερεύνηση αυτή μπορεί να διεξαχθεί μέσω σύγκρισης των παρατηρούμενων τιμών της μεταβλητής απόκρισης με εκείνες που προβλέπουν για αυτή καθένα εκ των δύο μοντέλων· αυτό που εμπεριέχει την ανεξάρτητη μεταβλητή αναφοράς και εκείνο στο οποίο αυτή απουσιάζει. Η

συνάρτηση που χρησιμοποιείται για τη σύγκριση των παρατηρούμενων και των αναμενόμενων τιμών εξαρτάται από το εκάστοτε πρόβλημα. Εάν οι προβλεπόμενες τιμές από το μοντέλο που περιλαμβάνει τη μεταβλητή είναι καλύτερες ή πιο ακριβείς, υπό κάποια έννοια, σε σχέση με το μοντέλο που δεν την περιλαμβάνει τότε γίνεται αντιληπτό ότι η υπό διερεύνηση μεταβλητή είναι σημαντική. Πρέπει εδώ να σημειωθεί ότι δεν αξιολογείται η απόλυτη ακρίβεια των προβλεπόμενων τιμών ως προς την αναπαράσταση των παρατηρούμενων αλλά η σχετική ακρίβεια μεταξύ των δύο μοντέλων.

Η γενικότερη μέθοδος για την αξιολόγηση της σημαντικότητας των μεταβλητών διατυπώνεται εύκολα στην περίπτωση της γραμμικής παλινδρόμησης και αποτελεί τον άξονα της προσέγγισης που χρησιμοποιείται και στη λογιστική της εκδοχή. Μια σύγκριση των δύο αυτών προσεγγίσεων καταδεικνύει τις διαφορές μεταξύ της μοντελοποίησης συνεχών και διχοτομικών μεταβλητών απόκρισης.

Στη γραμμική παλινδρόμηση η αξιολόγηση της σημαντικότητας του συντελεστή μιας ανεξάρτητης μεταβλητής γίνεται μέσω του πίνακα ανάλυσης διασποράς (ANOVA). Ο πίνακας αυτός επιμερίζει το συνολικό άθροισμα των τετραγώνων των διασπορών των παρατηρήσεων ως προς το μέσο τους σε δύο τμήματα: το πρώτο (SSE-sum of squared estimate of errors ή RSS-residual sum of squares) έχει να κάνει με το άθροισμα των τετραγώνων των διασπορών των παρατηρήσεων ως προς τον άξονα παλινδρόμησης, ενώ το δεύτερο (SSR-due to regression sum of squares) με το άθροισμα των τετραγώνων των προβλεπόμενων, μέσω του μοντέλου παλινδρόμησης, τιμών ως προς το μέσο της εξαρτημένης μεταβλητής. Πρόκειται για ένα βολικό τρόπο αναπαράστασης της σύγκρισης των παρατηρούμενων με τις προβλεπόμενες, μέσω καθενός εκ των δύο μοντέλων, τιμές. Στη γραμμική παλινδρόμηση η σύγκριση των παρατηρούμενων και των προβλεπόμενων τιμών στηρίζεται στο τετράγωνο της απόστασης μεταξύ των δύο. Αν το y_i συμβολίζει την παρατηρούμενη τιμή για την i -οστή παρατήρηση και το $\hat{y}_i$ την προβλεπόμενη για αυτή τιμή μέσω του μοντέλου, τότε για την αξιολόγηση της σύγκρισης χρησιμοποιείται το εξής άθροισμα:

$$SSE = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2$$

Στο μοντέλο που δεν περιλαμβάνει τη μεταβλητή αναφοράς η μόνη παράμετρος είναι το β_0 και $\hat{\beta}_0 = \bar{y}$, όπου $\bar{y}$ ο μέσος της μεταβλητής απόκρισης. Στην περίπτωση αυτή $\hat{y}_i = \bar{y}$, με αποτέλεσμα το SSE να είναι ίσο με το συνολικό άθροισμα των τετραγώνων. Όταν περιλαμβάνουμε την ανεξάρτητη μεταβλητή στο μοντέλο, κάθε μείωση στο SSE οφείλεται στο γεγονός ότι ο συντελεστής της μεταβλητής είναι διάφορος του μηδενός. Η αλλαγή στην τιμή του SSE οφείλεται στην μεταβλητότητα που οφείλεται με τη σειρά της στην παλινδρόμηση και συμβολίζεται με SSR. Η ποσότητα αυτή ισούται με:

$$SSR = \left[\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2 \right] - \left[\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 \right]$$

Στη γραμμική παλινδρόμηση, το ενδιαφέρον εστιάζεται στην τιμή του SSR. Μεγάλες τιμές υποδεικνύουν ότι η ανεξάρτητη μεταβλητή είναι σημαντική ενώ μικρές συνιστούν ότι αυτή δε συμβάλλει αρκετά στην πρόβλεψη της απόκρισης.

Η αρχή που μας καθοδηγεί στη λογιστική παλινδρόμηση είναι η ίδια. Πράγματι, γίνεται και πάλι σύγκριση των παρατηρούμενων με τις προβλεπόμενες τιμές της μεταβλητής απόκρισης, όπως οι τελευταίες λαμβάνονται από τα μοντέλα, με και χωρίς την ανεξάρτητη μεταβλητή αναφοράς. Στα πλαίσια της λογιστικής παλινδρόμησης η σύγκριση αυτή γίνεται στη βάση της συνάρτησης λογάριθμο-πιθανοφάνειας η οποία προσδιορίζεται στην εξίσωση (1.5). Για την καλύτερη κατανόηση της σύγκρισης αυτής μπορούμε να σκεφτούμε την παρατηρούμενη τιμή της μεταβλητής απόκρισης ως μια προβλεπόμενη τιμή ενός κορεσμένου μοντέλου (saturated model). Ένα κορεσμένο μοντέλο περιέχει τόσες παραμέτρους όσες και οι παρατηρήσεις των δεδομένων.

Η σύγκριση των παρατηρούμενων με τις προβλεπόμενες τιμές με τη χρήση της συνάρτησης πιθανοφάνειας στηρίζεται στην ακόλουθη έκφραση:

$$D = -2 \ln \left[\frac{(\text{πιθανοφάνεια του εξεταζόμενου μοντέλου})}{(\text{πιθανοφάνεια του κορεσμένου μοντέλου})} \right] \quad (1.8)$$

Η ποσότητα εντός των παρενθέσεων στην παραπάνω έκφραση καλείται λόγος πιθανοφάνειας (likelihood ratio). Με τη βοήθεια της εξίσωσης (1.5), η έκφραση αυτή γίνεται:

$$D = -2 \sum_{i=1}^n \left[y_i \ln \left(\frac{\hat{\pi}_i}{y_i} \right) + (1 - y_i) \ln \left(\frac{1 - \hat{\pi}_i}{1 - y_i} \right) \right] \quad (1.9)$$

όπου $\hat{\pi}_i = \hat{\pi}(x_i)$

Το στατιστικό D στην εξίσωση (1.9) ονομάζεται Απόκλιση (Deviance) και για τη λογιστική παλινδρόμηση διαδραματίζει τον ίδιο ρόλο που έχει για τη γραμμική περίπτωση η ποσότητα SSE. Πράγματι αν το D όπως φαίνεται στην παραπάνω εξίσωση υπολογιστεί για την περίπτωση μιας γραμμικής παλινδρόμησης είναι ακριβώς ίσο με το SSE.

Αν οι τιμές της μεταβλητής απόκρισης είναι είτε 0 ή 1, η πιθανοφάνεια του κορεσμένου μοντέλου είναι ίση με 1. Συγκριμένα, από τον ορισμό του κορεσμένου μοντέλου επάγεται ότι $\hat{\pi}_i = y_i$ με αποτέλεσμα η πιθανοφάνεια να είναι:

$$l(\text{κορεσμένο μοντέλο}) = \prod_{i=1}^n y_i^{y_i} \times (1 - y_i)^{(1 - y_i)} = 1$$

Έτσι από την εξίσωση (1.8) η απόκλιση είναι:

$$D = -2 \ln (\text{πιθανοφάνεια του εξεταζόμενου μοντέλου}) \quad (1.10)$$

Ορισμένα λογισμικά πακέτα αναφέρουν την τιμή του D στην εξίσωση (1.10) παρά την λογάριθμο-πιθανοφάνεια του εξεταζόμενου μοντέλου. Στα πλαίσια του ελέγχου για τη σημαντικότητα του εξεταζόμενου μοντέλου, πρέπει για ακόμα μια φορά να δοθεί ιδιαίτερη έμφαση στο ότι το D εκλαμβάνεται με τον ίδιο τρόπο όπως γίνεται αντιληπτό το SSE στην περίπτωση της γραμμικής παλινδρόμησης.

Πιο συγκεκριμένα για την αξιολόγηση της σημαντικότητας μιας ανεξάρτητης μεταβλητής συγκρίνουμε την τιμή του D με και χωρίς την ανεξάρτητη μεταβλητή αναφοράς. Η αλλαγή στην τιμή του D εξαιτίας της συμπερίληψης της ανεξάρτητης μεταβλητής στο μοντέλο είναι:

$$G = D(\text{μοντέλο δίχως τη μεταβλητή}) - D(\text{μοντέλο με την μεταβλητή})$$

Το στατιστικό G διαδραματίζει στα πλαίσια της λογιστικής παλινδρόμησης το ρόλο που έχει ο αριθμητής του partial F -test στη γραμμική παλινδρόμηση. Επειδή η

Εφαρμογή του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης σε εκπαιδευτικά δεδομένα

πιθανοφάνεια του κορεσμένου μοντέλου είναι πάντα κοινή και για τις δύο διαφορετικές τιμές του D , το G μπορεί να εκφραστεί ως:

$$G = -2 \ln \left[\frac{\text{πιθανοφάνεια δίχως τη μεταβλητή}}{\text{πιθανοφάνεια με τη μεταβλητή}} \right] \quad (1.11)$$

Για την ειδική περίπτωση όπου έχουμε μια μόνο ανεξάρτητη μεταβλητή είναι εύκολο ναδειχθεί ότι όταν αυτή απουσιάζει από το μοντέλο, ο εκτιμητής μέγιστης

πιθανοφάνειας του β_0 είναι ίσος με $\ln \left(\frac{n_1}{n_0} \right)$ όπου $n_1 = \sum_{i=1}^n y_i$ και $n_0 = \sum_{i=1}^n (1 - y_i)$, και η

προβλεπόμενη πιθανότητα είναι σταθερή και ίση με $\frac{n_1}{n}$. Στο πλαίσιο αυτό η τιμή του

G είναι:

$$G = -2 \ln \left[\frac{\left(\frac{n_1}{n} \right)^{n_1} \left(\frac{n_0}{n} \right)^{n_0}}{\prod_{i=1}^n \hat{\pi}_i^{y_i} (1 - \hat{\pi}_i)^{(1-y_i)}} \right]$$

ή

$$G = -2 \left\{ \sum_{i=1}^n [y_i \ln(\hat{\pi}_i) + (1 - y_i) \ln(1 - \hat{\pi}_i)] - [n_1 \ln(n_1) + n_0 \ln(n_0) - n \ln(n)] \right\}$$

Υπό την υπόθεση ότι το β_1 είναι ίσο με το μηδέν, το στατιστικό G ακολουθεί μια χι τετράγωνο κατανομή με έναν βαθμό ελευθερίας. Χρειάζεται εδώ να ικανοποιούνται επιπρόσθετες υποθέσεις, όπως το δείγμα να είναι αρκετά μεγάλο και να υπάρχουν αρκετά υποκείμενα μελέτης τόσο με $y = 0$ όσο και με $y = 1$.

Από τη στιγμή που όλα τα σχετικά λογισμικά που εμπεριέχουν τις διαδικασίες της λογιστικής παλινδρόμησης αναφέρουν είτε την τιμή της λογάριθμο-πιθανοφάνειας ή την τιμή του D , καθίσταται εύκολος ο έλεγχος της σημαντικότητας επιπρόσθετων όρων στο μοντέλο όπως και η επαλήθευση της αναφερόμενης τιμής του G . Στην απλή περίπτωση της μίας και μοναδικής ανεξάρτητης μεταβλητής πρώτα βρίσκουμε ένα μοντέλο που να περιέχει μόνο τον σταθερό όρο και στη συνέχεια ένα μοντέλο που να περιλαμβάνει τον τελευταίο μαζί όμως με την ανεξάρτητη μεταβλητή. Έτσι

εμφανίζεται μια ακόμα λογάριθμο-πιθανοφάνεια. Ο έλεγχος λόγου πιθανοφάνειας λαμβάνεται πολλαπλασιάζοντας τη διαφορά μεταξύ των δύο αυτών τομών με -2.

Υπάρχουν δύο ακόμα στατιστικοί έλεγχοι ισοδύναμοι με τον έλεγχο λόγου πιθανοφάνειών. Πρόκειται για το Wald test και το Score test. Οι υποθέσεις που χρειάζεται να ικανοποιούνται για καθέναν εκ των δύο αυτών ελέγχων είναι οι ίδιες με αυτές του ελέγχου λόγου πιθανοφάνειας. Μια εκτενέστερη συζήτηση για τους τρεις αυτούς ελέγχους και τις υποθέσεις τους παρατίθεται στην εργασία του Rao (1973).

Το Wald test είναι ίσο με το λόγο του εκτιμητή μέγιστης πιθανοφάνειας της παραμέτρου κλίσης, $\hat{\beta}_1$, προς έναν εκτιμητή της τυπικής του απόκλισης. Υπό την αρχική υπόθεση και ικανοποιούμενων των υποθέσεων αναφορικά με το μέγεθος του δείγματος, ο λόγος αυτός ακολουθεί την τυπική κανονική κατανομή. Ορισμένα στατιστικά πακέτα αντί για το στατιστικό W (τιμή του Wald test) παραθέτουν το $W^2 = z^2$, το οποίο ακολουθεί χι τετράγωνο κατανομή με 1 βαθμό ελευθερίας. Οι Hauck and Donner (1977) εξετάζοντας την επίδοση του Wald test, βρήκαν ότι αυτό συμπεριφερόταν ασυνήθιστα, συχνά αποτυγχάνοντας να απορρίψει την αρχική υπόθεση όταν ο συντελεστής αναδεικνυόταν ως στατιστικά σημαντικός μέσα από τον έλεγχο λόγου πιθανοφάνειας. Πρότειναν ως εκ τούτου την χρήση του τελευταίου έναντι του πρώτου. Παρότι τα ευρήματα των Hauck and Donner (1977) είναι βάσιμα, δεν παρατηρείται συνήθως τεράστια διαφορά αναμεσά στις τιμές των G και W^2 . Στην πράξη, η πιο προβληματική κατάσταση εντοπίζεται όταν οι τιμές είναι κοντινές μεταξύ τους και ο ένας εκ των δύο ελέγχων δίνει τιμή p-value μικρότερη του 0,05 με τον άλλο να δείχνει τιμή μεγαλύτερη αυτού του κατωφλίου. Όταν κάτι τέτοιο συμβαίνει, προτιμάται το p-value του ελέγχου λόγου πιθανοφάνειας (Hosmer, Lemeshow, and Sturdivant, 2013).

Ένας έλεγχος της σημαντικότητας μιας μεταβλητής που δεν απαιτεί τον υπολογισμό εκτιμητή του αντίστοιχου συντελεστή είναι το Score test. Η χρήση του ελέγχου αυτού περιορίζεται εξαιτίας του ότι δεν είναι διαθέσιμος σε πολλά σχετικά λογισμικά πακέτα. Ο έλεγχος στηρίζεται στην κατανομή των παραγώγων της λογάριθμο-πιθανοφάνειας. Γενικότερα πρόκειται για έναν πολυμεταβλητό έλεγχο που απαιτεί υπολογισμούς πινάκων.

Στην περίπτωση όπου έχουμε μία μόνο ανεξάρτητη μεταβλητή ο έλεγχος στηρίζεται στη δεσμευμένη κατανομή της παραγώγου της εξίσωσης (1.7), που υπολογίζεται χρησιμοποιώντας $\beta_0 = \ln\left(\frac{n_1}{n_0}\right)$ και $\beta_1 = 0$. Με τις τιμές αυτές για τις εν λόγω παραμέτρους ισχύει ότι $\hat{\pi} = \frac{n_1}{n} = \bar{y}$, όπως αναφέρθηκε προηγουμένως, με αποτέλεσμα το αριστερό μέλος της εξίσωσης (1.7) να γίνεται $\sum_{i=1}^n x_i (y_i - \bar{y})$. Μπορεί ναδειχθεί ότι η εκτιμώμενη διακύμανση είναι $\bar{y}(1-\bar{y})\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$. Το στατιστικό του Score test (ST) είναι:

$$ST = \frac{\sum_{i=1}^n x_i (y_i - \bar{y})}{\sqrt{\bar{y}(1-\bar{y})\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}}$$

Εν κατακλείδι, η μέθοδος για τον έλεγχο της σημαντικότητας του συντελεστή μιας μεταβλητής στη λογιστική παλινδρόμηση είναι παρόμοια με την προσέγγιση που χρησιμοποιείται στη γραμμική της εκδοχή. Στα πλαίσια ωστόσο του λογιστικού μοντέλου για μια διχοτομική μεταβλητή απόκρισης η εν λόγω μέθοδος στηρίζεται στη συνάρτηση πιθανοφάνειας.

1.1.4. Εκτίμηση Διαστημάτων Εμπιστοσύνης

Ένα σημαντικό στοιχείο του ελέγχου σημαντικότητας του μοντέλου, που συζητήθηκε παραπάνω, είναι ο υπολογισμός και η ερμηνεία διαστημάτων εμπιστοσύνης των παραμέτρων ενδιαφέροντος. Στην περίπτωση της γραμμικής παλινδρόμησης μπορούμε να λάβουμε τέτοια διαστήματα για τους συντελεστές β_0 , β_1 καθώς και για το λογάριθμο λόγου (συμπλήρωματικών) πιθανοτήτων (εξίσωση 1.2). Ορισμένες φορές παρουσιάζει ενδιαφέρον και η εύρεση διαστημάτων εμπιστοσύνης για τις προσαρμοσμένες (fitted) τιμές, δηλαδή τις προβλεπόμενες πιθανότητες.

Η φιλοσοφία κατασκευής των διαστημάτων εμπιστοσύνης ακολουθεί την ίδια στατιστική θεωρία που χρησιμοποιήθηκε για τη διατύπωση των ελέγχων σημαντικότητας του μοντέλου. Πιο συγκεκριμένα, οι εκτιμητές των διαστημάτων

εμπιστοσύνης για τους συντελεστές β_0 και β_1 βασίζονται συχνά στα αντίστοιχα Wald tests και ορισμένες φορές αναφέρονται ως τύπου Wald διαστήματα εμπιστοσύνης. Τα άκρα ενός $100(1-\alpha)\%$ διαστήματος εμπιστοσύνης για τον συντελεστή κλίσης (slope coefficient), β_1 , είναι:

$$\hat{\beta}_1 \pm z_{1-\frac{\alpha}{2}} \text{SE}(\hat{\beta}_1) \quad (1.12)$$

και για τον σταθερό όρο, β_0 , είναι:

$$\hat{\beta}_0 \pm z_{1-\frac{\alpha}{2}} \text{SE}(\hat{\beta}_0) \quad (1.13)$$

όπου $z_{1-\frac{\alpha}{2}}$ το άνω $100(1-\alpha)\%$ ποσοστιαίο σημείο της τυπικής κανονικής κατανομής και $\text{SE}(\cdot)$ ο εκτιμητής του τυπικού σφάλματος του εκτιμητή έκαστης παραμέτρου. Πολλά πακέτα στατιστικών αναλύσεων προσφέρουν τις τιμές των άκρων των διαστημάτων εμπιστοσύνης αυτών.

Όπως σε κάθε μοντέλο παλινδρόμησης, ο σταθερός όρος παρέχει μια εκτίμηση της απόκρισης στο $x = 0$, εκτός αν η ανεξάρτητη μεταβλητή έχει κεντραριστεί σε κάποια πρακτικά ερμηνεύσιμη τιμή.

Ο λογάριθμος λόγου (συμπήρωματικών) πιθανοτήτων είναι το γραμμικό σκέλος του μοντέλου της λογιστικής παλινδρόμησης και ως τέτοιο είναι το πλέον παρεμφερές στον άξονα παλινδρόμησης ενός γραμμικού μοντέλου. Ο εκτιμητής του λογάριθμου λόγου (συμπήρωματικών) πιθανοτήτων είναι:

$$\hat{g}(x) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x \quad (1.14)$$

Ο εκτιμητής της διασποράς του εκτιμητή του λογάριθμου λόγου (συμπήρωματικών) πιθανοτήτων απαιτεί τον υπολογισμό της διασποράς ενός αθροίσματος. Στην περίπτωση αυτή είναι:

$$\text{Var}[\hat{g}(x)] = \text{Var}(\hat{\beta}_0) + x^2 \text{Var}(\hat{\beta}_1) + 2x \text{Cov}(\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1) \quad (1.15)$$

Εφαρμογή του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης σε εκπαιδευτικά δεδομένα

Τα άκρα ενός $100(1-\alpha)\%$ διαστήματος εμπιστοσύνης για το λογάριθμο λόγου (συμπήρωματικών) πιθανοτήτων είναι:

$$\hat{g}(x) \pm z_{1-\frac{\alpha}{2}} SE[\hat{g}(x)] \quad (1.16)$$

όπου $SE[\hat{g}(x)]$ είναι η θετική τετραγωνική ρίζα του εκτιμητή της διασποράς στην εξίσωση (1.15).

Ο εκτιμητής του λογάριθμου λόγου (συμπήρωματικών) πιθανοτήτων καθώς και το διάστημα εμπιστοσύνης του, παρέχουν τη βάση για τον υπολογισμό του εκτιμητή της προσαρμοσμένης τιμής, που στη συγκεκριμένη περίπτωση δεν είναι άλλη από την λογιστική πιθανότητα, και του αντίστοιχου διαστήματος εμπιστοσύνης. Η εκτιμώμενη λογιστική πιθανότητα είναι:

$$\hat{\pi}(x) = \frac{e^{\hat{g}(x)}}{1 + e^{\hat{g}(x)}}$$

και τα άκρα του $100(1-\alpha)\%$ τύπου Wald διαστήματος εμπιστοσύνης της, τα οποία λαμβάνονται από τα αντίστοιχα άκρα του αντίστοιχου διαστήματος εμπιστοσύνης για το λογάριθμο λόγου (συμπήρωματικών) πιθανοτήτων, είναι:

$$\frac{e^{\hat{g}(x) \pm z_{1-\frac{\alpha}{2}} SE[\hat{g}(x)]}}{1 + e^{\hat{g}(x) \pm z_{1-\frac{\alpha}{2}} SE[\hat{g}(x)]}}$$

Η πιθανότητα κάλυψης (coverage probability) των τύπου Wald διαστημάτων εμπιστοσύνης στις εξισώσεις (1.12) και (1.13) εξαρτάται από την υπόθεση ότι η κατανομή των εκτιμητών μέγιστης πιθανοφάνειας είναι κανονική. Η πιθανή ευαισθησία στην υπόθεση αυτή αποτελεί την κύρια αιτία για την οποία ο έλεγχος λόγου πιθανοφάνειας προτείνεται σε σχέση με τον έλεγχο Wald για την αξιολόγηση της σημαντικότητας των μεμονωμένων συντελεστών παλινδρόμησης καθώς και ολόκληρου του μοντέλου. Σε ένα πλαίσιο όπου ο αριθμός των γεγονότων ($y=1$ και $y=0$) ή/και το μέγεθος του δείγματος είναι μικρό, η υπόθεση κανονικότητας είναι επισφαλής και ένα διάστημα εμπιστοσύνης που στηρίζεται στην συνάρτηση λογάριθμο-πιθανοφάνειας ενδέχεται να έχει καλύτερη απόδοση. Οι Cox and Snell

(1989) αναφέρονται στη θεωρία πίσω από τα διαστήματα πιθανοφάνειας, με τους Venzon and Moooolgavkar (1988) να περιγράφουν έναν αποτελεσματικό τρόπο υπολογισμού των άκρων τους.

Τα διαστήματα εμπιστοσύνης για έναν συντελεστή, που στηρίζονται στην πιθανοφάνεια (likelihood-based confidence interval), μπορούν συνοπτικά να περιγράφουν ως το διάστημα των τιμών, β^* , για τις οποίες ο λόγος πιθανοφάνειας θα αποτύγχανε να απορρίψει την υπόθεση $H_0: \beta = \beta^*$, στο καθορισμένο $(1-\alpha)\%$ επίπεδο σημαντικότητας. Τα δύο άκρα $\beta_{\text{κάτω}}$ και $\beta_{\text{άνω}}$ του διαστήματος αυτού για ένα συντελεστή ορίζονται ακολούθως:

$$2\left[l(\hat{\beta}) - l_p(\beta_{\text{άνω}})\right] = 2\left[l(\hat{\beta}) - l_p(\beta_{\text{κάτω}})\right] = \chi^2_{1-\alpha} \quad (1)$$

Όπου $l(\hat{\beta})$ είναι η τιμή της λογάριθμο-πιθανοφάνειας του μοντέλου και $l_p(\beta)$ η τιμή της λογάριθμο-πιθανοφάνειας κατατομής (profile log-likelihood). Μια τιμή αυτού υπολογίζεται πρώτα ορίζοντας μια τιμή για τον συντελεστή ενδιαφέροντος, για παράδειγμα τον συντελεστή κλίσης, και έπειτα βρίσκοντας τον σταθερό συντελεστή χρησιμοποιώντας τη μέθοδο των Venzon και Moooolgavkar (1988), η οποία μεγιστοποιεί την πιθανοφάνεια.

Ένα μέτρο της ασυμμετρίας του προφίλ λογάριθμο-πιθανοφάνειας είναι η διαφορά μεταξύ των μηκών του άνω τμήματος του διαστήματος, $\beta_{\text{άνω}} - \hat{\beta}$, προς το κάτω τμήμα, $\hat{\beta} - \beta_{\text{κάτω}}$, ως ποσοστό του συνολικού μήκους του, $\beta_{\text{άνω}} - \beta_{\text{κάτω}}$. Μολονότι δεν παρατηρούνται πάντοτε μεγάλες διαφορές μεταξύ των δύο ειδών διαστημάτων εμπιστοσύνης, εντούτοις, στις περιπτώσεις όπου παρατηρείται μεγαλύτερη ασυμμετρία στα διαστήματα πιθανοφάνειας, οι προαναφερθείσες διαφορές ενδέχεται να καταστούν περισσότερο ουσιαστικές.

1.2. Το Πολλαπλό Μοντέλο Λογιστικής Παλινδρόμησης

1.2.1. Εισαγωγή

Στην παραπάνω ενότητα εισαγάγαμε το μοντέλο της λογιστικής παλινδρόμησης στα πλαίσια ενός μοντέλου με μία μόνο ανεξάρτητη μεταβλητή. Όπως και στην περίπτωση της γραμμικής παλινδρόμησης έτσι κι εδώ, η ισχύς του λογιστικού μοντέλου έγκειται στην ικανότητά του να διαχειρίζεται πολλές μεταβλητές, κάποιες εκ των οποίων μάλιστα ενδεχομένως να μετρώνται σε διαφορετικές μεταξύ τους κλίμακες μέτρησης. Στην παρούσα ενότητα γίνεται γενίκευση του μοντέλου σε περισσότερες της μιας ανεξάρτητες μεταβλητές· πρόκειται για το λεγόμενο πολυμεταβλητό ή πολλαπλό λογιστικό μοντέλο. Κεντρική θέση στη θεώρηση των πολλαπλών λογιστικών μοντέλων κατέχει η εκτίμηση των συντελεστών τους καθώς και ο έλεγχος της σημαντικότητας τόσο των τελευταίων όσο και αυτών καθ'αυτών των μοντέλων συνολικά, με οδηγό στην όλη αυτή διαδικασία να είναι η γενικότερη προσέγγιση που περιγράφηκε διεξοδικά παραπάνω, όταν και η ανεξάρτητη μεταβλητή ήταν μία και μοναδική. Στην ενότητα αυτή εισαγάγεται η χρήση ψευδομεταβλητών (dummy or design variables) για τη μοντελοποίηση διακριτών (discrete), ονομαστικής κλίμακας, ανεξαρτήτων μεταβλητών. Σε όλες τις περιπτώσεις υποθέτουμε ότι υπάρχει μια προκαθορισμένη συλλογή ανεξαρτήτων μεταβλητών που πρέπει να εξεταστούν.

1.2.2. Το Πολλαπλό Λογιστικό Μοντέλο

Έστω μια συλλογή p ανεξαρτήτων μεταβλητών, που συμβολίζονται με το διάνυσμα $\mathbf{x}' = (x_1, x_2, \dots, x_p)$. Προς το παρόν υποθέτουμε ότι καθεμιά εκ των μεταβλητών αυτών μετράται τουλάχιστον σε κλίμακα διαστήματος. Έστω $P(Y=1|x) = \pi(x)$ η δεσμευμένη πιθανότητα να έχουμε εμφάνιση του αποτελέσματος ($Y=1$) στη μεταβλητή απόκρισης. Ο λογάριθμος λόγου (συμπήρωματικών) πιθανοτήτων του πολλαπλού λογιστικού μοντέλου παλινδρόμησης δίνεται από την εξίσωση

$$g(x) = \ln \left[\frac{\pi(x)}{1 - \pi(x)} \right] = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_p x_p \quad (2.1)$$

όπου, για το πολλαπλό λογιστικό μοντέλο,

$$\pi(x) = \frac{e^{g(x)}}{1 + e^{g(x)}} \quad (2.2)$$

Εάν ορισμένες από τις ανεξάρτητες μεταβλητές είναι διακριτές, ονομαστικής κλίμακας, όπως για παράδειγμα το φύλο, η ομάδα θεραπείας (treatment group) και ούτω καθεξής, δε συνίσταται η συμπερίληψή τους στο μοντέλο καθώς δεν πρόκειται για μεταβλητές κλίμακας διαστήματος. Οι αριθμοί που χρησιμοποιούνται για την αναπαράσταση των διαφόρων κατηγοριών των ονομαστικών αυτών μεταβλητών είναι απλώς δείκτες δίχως αριθμητική σημασία. Στην περίπτωση αυτή επιλέγεται η χρήση μιας συλλογής εικονικών μεταβλητών (dummy or design variables). Έστω για παράδειγμα ότι μια εκ των ανεξαρτήτων μεταβλητών είναι το χρώμα ματιών, το οποίο έχει κωδικοποιηθεί ως «μαύρα», «καστανά» και «άλλο». Στην περίπτωση αυτή απαιτούνται δύο εικονικές μεταβλητές. Μια πιθανή στρατηγική κωδικοποίησης είναι η εξής: όταν το χρώμα των ματιών είναι «μαύρο», οι δύο εικονικές μεταβλητές, D_1 και D_2 θα παίρνουν αμφότερες την τιμή 0· όταν το χρώμα είναι «καστανό» η D_1 θα παίρνει την τιμή 1 με την D_2 να διατηρεί την τιμή 0 και τέλος όταν το χρώμα είναι «άλλο», η μεν D_1 θα παίρνει την τιμή 0 με τη δε D_2 να παίρνει την τιμή 1. Κάθε λογισμικό πακέτο που εμπεριέχει τις τεχνικές της λογιστικής παλινδρόμησης έχει τη δυνατότητα να παράξει εικονικές μεταβλητές. Ορισμένα μάλιστα δίνουν τη δυνατότητα επιλογής διαφορετικών μεθόδων παραγωγής τέτοιων μεταβλητών.

Γενικότερα αν μια ονομαστική μεταβλητή έχει k δυνατές τιμές, τότε απαιτούνται $k-1$ εικονικές μεταβλητές. Ο λόγος που χρησιμοποιείται μια μεταβλητή λιγότερη σε σχέση με τον αριθμό των δυνατών κατηγοριών είναι το ότι στα μοντέλα στα οποία αναφερόμαστε υπάρχει κατά κανόνα σταθερός όρος. Για τη διευκρίνηση των συμβολισμών που χρησιμοποιούνται στην περίπτωση των εικονικών μεταβλητών στο παρόν κείμενο, υποθέτουμε ότι η j -οστή ανεξάρτητη μεταβλητή x_j έχει k_j κατηγορίες. Οι k_j-1 στον αριθμό εικονικές μεταβλητές θα συμβολίζονται με D_{jl} και οι αντίστοιχοι συντελεστές τους με β_{jl} , όπου $l=1,2,\dots,k_j-1$. Έτσι ο λογάριθμος λόγου (συμπήρωματικών) πιθανοτήτων για ένα μοντέλο με p μεταβλητές, με την j -οστή να είναι ονομαστική, είναι

$$g(x) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \sum_{i=1}^{k_j-1} \beta_{j_i} D_{j_i} + \dots + \beta_p x_p$$

Με ορισμένες λίγες εξαιρέσεις, συνήθως αποκρύπτουμε το άθροισμα και τους διπλούς δείκτες που απαιτούνται όταν χρησιμοποιούνται εικονικές μεταβλητές κατά τη μελέτη του πολλαπλού λογιστικού μοντέλου παλινδρόμησης.

1.2.3. Προσαρμογή του Πολλαπλού Λογιστικού Μοντέλου

Έστω ένα δείγμα n ανεξάρτητων παρατηρήσεων $(\mathbf{x}_i, y_i)$, με $i = 1, 2, \dots, n$. Όπως και στη μονομεταβλητή περίπτωση η προσαρμογή του μοντέλου απαιτεί να λάβουμε εκτιμητή του διανύσματος $\boldsymbol{\beta}' = (\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p)$. Η μέθοδος εκτίμησης στην πολυμεταβλητή περίπτωση είναι η ίδια με την μονομεταβλητή και δεν είναι άλλη από τη μέγιστη πιθανοφάνεια. Η συνάρτηση πιθανοφάνειας είναι σχεδόν πανομοιότυπη με εκείνη που δόθηκε στην εξίσωση (1.3) με μόνη διαφορά ότι το $\pi(x)$ προσδιορίζεται τώρα από την εξίσωση (2.1). Από την παραγωγή της συνάρτησης αυτής ως προς τους $p+1$ συντελεστές προκύπτουν ισάριθμες εξισώσεις πιθανοφάνειας, οι οποίες μπορούν να εκφραστούν ως ακολούθως:

$$\sum_{i=1}^n [y_i - \pi(\mathbf{x}_i)] = 0$$

και

$$\sum_{i=1}^n x_{ij} [y_i - \pi(\mathbf{x}_i)] = 0$$

για $j = 1, 2, \dots, p$.

Όπως και στο μονομεταβλητό μοντέλο, η λύση των εξισώσεων πιθανοφάνειας απαιτεί κατάλληλο λογισμικό και είναι διαθέσιμη σε κάθε στατιστικό λογισμικό πακέτο. Έστω $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ η λύση των εξισώσεων αυτών. Έτσι οι προσαρμοσμένες τιμές για το πολλαπλό λογιστικό μοντέλο είναι $\hat{\pi}(\mathbf{x}_i)$, τιμή η οποία υπολογίζεται από την εξίσωση (2.2) χρησιμοποιώντας τα $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ και $\mathbf{x}_i$.

Στην προηγούμενη ενότητα έγινε μια σύντομη αναφορά στη μέθοδο εκτίμησης των τυπικών σφαλμάτων των εκτιμώμενων συντελεστών. Τώρα που το λογιστικό μοντέλο παλινδρόμησης έχει γενικευτεί στην πολυμεταβλητή του εκδοχή, τόσο σε επίπεδο εννοιών όσο και συμβολισμών, θα σταθούμε πιο αναλυτικά στην εκτίμηση των σφαλμάτων αυτών.

Η μέθοδος εκτίμησης των διασπορών και συνδιασπορών των εκτιμώμενων συντελεστών προέρχεται από τη θεωρία εκτίμησης μέγιστης πιθανοφάνειας (Rao, 1973). Σύμφωνα με αυτή οι εκτιμητές λαμβάνονται από τον πίνακα των δευτέρων μερικών παραγώγων της συνάρτησης λογάριθμο-πιθανοφάνειας. Αυτές οι μερικές παράγωγοι έχουν την ακόλουθη γενική μορφή

$$\frac{\partial^2 L(\beta)}{\partial \beta_j^2} = - \sum_{i=1}^n x_{ij}^2 \pi_i (1 - \pi_i) \quad (2.3)$$

και

$$\frac{\partial^2 L(\beta)}{\partial \beta_j \cdot \partial \beta_l} = - \sum_{i=1}^n x_{ij} \cdot x_{il} \pi_i (1 - \pi_i) \quad (2.4)$$

για $j, l = 0, 1, 2, \dots, p$, όπου με π_i συμβολίζεται το $\pi(\mathbf{x}_i)$. Έστω ο $(p+1) \times (p+1)$ πίνακας $\mathbf{I}(\beta)$ που περιέχει τους όρους που δίνονται στις εξισώσεις (2.3) και (2.4) με αρνητικό όμως πρόσημο. Ο πίνακας αυτός καλείται παρατηρούμενος πίνακας πληροφορίας (observed information matrix). Οι διασπορές και συνδιασπορές των εκτιμώμενων συντελεστών λαμβάνονται από τον αντίστροφο του πίνακα αυτού, ο οποίος συμβολίζεται ως $\text{Var}(\beta) = \mathbf{I}^{-1}(\beta)$. Με εξαίρεση πολύ ειδικές περιπτώσεις, δεν είναι δυνατό να γράψουμε μια αναλυτική έκφραση για τα στοιχεία του πίνακα αυτού. Έτσι, θα χρησιμοποιείται ο συμβολισμός $\text{Var}(\beta_j)$ για να υποδηλώνει το j -οστό διαγώνιο στοιχείο του πίνακα, το οποίο αποτελεί την διασπορά του $\hat{\beta}_j$, καθώς και ο $\text{Cov}(\beta_j, \beta_l)$ για να υποδηλώνει ένα τυχαίο μη διαγώνιο στοιχείο, το οποίο αποτελεί τη συνδιασπορά των $\hat{\beta}_j$ και $\hat{\beta}_l$. Οι εκτιμητές των διασπορών και συνδιασπορών, οι οποίοι συμβολίζονται με $\text{Var}(\hat{\beta})$ λαμβάνονται υπολογίζοντας το $\text{Var}(\beta)$ για $\hat{\beta}$. Για το συμβολισμό των τιμών του πίνακα των εκτιμητών αυτών χρησιμοποιούνται οι

συμβολισμοί $\text{Var}(\hat{\beta}_j)$ και $\text{Cov}(\hat{\beta}_j, \hat{\beta}_l)$ με $j, l = 0, 1, 2, \dots, p$. Ως επί το πλείστον, χρησιμοποιούνται μόνο τα εκτιμώμενα τυπικά σφάλματα των εκτιμώμενων συντελεστών, τα οποία συμβολίζουμε ως

$$\text{SE}(\hat{\beta}_j) = \sqrt{\text{Var}(\hat{\beta}_j)}$$

για $j = 0, 1, 2, \dots, p$. Χρησιμοποιούμε αυτόν τον συμβολισμό στα πλαίσια της ανάπτυξης των μεθόδων για τον έλεγχο των συντελεστών καθώς και για την εκτίμηση των διαστημάτων εμπιστοσύνης.

Ένα ανάπτυγμα του πίνακα πληροφορίας, το οποίο είναι ιδιαίτερα χρήσιμο όταν πρόκειται για την προσαρμογή του μοντέλου και την αξιολόγηση αυτής προκύπτει είναι το $\hat{\mathbf{I}}(\hat{\boldsymbol{\beta}}) = \mathbf{X}'\hat{\mathbf{V}}\mathbf{X}$ όπου $\mathbf{X}$ ένας $n \times (p+1)$ πίνακας που περιέχει τα δεδομένα κάθε παρατήρησης και $\mathbf{V}$ ένας $n \times n$ διαγώνιος πίνακας με στοιχεία $\hat{\pi}_i(1-\hat{\pi}_i)$. Με άλλα λόγια, ο πίνακας $\mathbf{X}$ είναι

$$\mathbf{X} = \begin{bmatrix} 1 & x_{11} & x_{12} & \cdots & x_{1p} \\ 1 & x_{21} & x_{22} & \cdots & x_{2p} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & x_{n1} & x_{n2} & \cdots & x_{np} \end{bmatrix}$$

και ο πίνακας $\mathbf{V}$ είναι

$$\mathbf{V} = \begin{bmatrix} \hat{\pi}_1(1-\hat{\pi}_1) & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \hat{\pi}_2(1-\hat{\pi}_2) & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \cdots & \hat{\pi}_n(1-\hat{\pi}_n) \end{bmatrix}$$

όπου $\hat{\pi}_i = \hat{\pi}(x_i)$ η τιμή της εξίσωσης (2.2) χρησιμοποιώντας το $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ και τις συμμεταβλητές $\mathbf{x}_i$ των παρατηρήσεων i .

1.2.4. Έλεγχος της Σημαντικότητας του Μοντέλου

Αφού έχει βρεθεί η προσαρμογή ενός συγκεκριμένου πολλαπλού μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης, εκκινεί η διαδικασία της αξιολόγησης αυτού. Όπως και στην μονομεταβλητή περίπτωση το πρώτο βήμα της διαδικασίας αυτής είναι συνήθως η

αξιολόγηση της σημαντικότητας των μεταβλητών του μοντέλου. Ο έλεγχος λόγου πιθανοφάνειας για τη συνολικότερη σημαντικότητα των p συντελεστών των ανεξαρτήτων μεταβλητών του μοντέλου διεξάγεται με τον ίδιο ακριβώς τρόπο όπως και στη μονομεταβλητή περίπτωση. Ο έλεγχος βασίζεται στο στατιστικό G που δίνεται στην εξίσωση (1.11). Η μόνη διαφορά είναι ότι οι προσαρμοσμένες τιμές, $\hat{\pi}$, βασίζονται στο προσαρμοσμένο μοντέλο που περιλαμβάνει $p+1$ παραμέτρους, $\hat{\beta}$. Υπό την μηδενική υπόθεση ότι οι p συντελεστές «κλίσης» των συμμεταβλητών στο μοντέλο είναι ίσοι με το μηδέν, η κατανομή του G είναι χι τετράγωνο με p βαθμούς ελευθερίας. Η απόρριψη της μηδενικής υπόθεσης συνεπάγεται ότι τουλάχιστον ένας εκ των συντελεστών αυτών είναι διάφορος του μηδενός, ερμηνεία ανάλογη εκείνης του F - test που χρησιμοποιείται στην περίπτωση του πολλαπλού γραμμικού μοντέλου.

Στην προηγούμενη ενότητα στα πλαίσια του μονομεταβλητού λογιστικού μοντέλου συζητήθηκαν δύο ακόμα έλεγχοι ισοδύναμοι με τον έλεγχο λόγου πιθανοφάνειας, για την αξιολόγηση της σημαντικότητας του μοντέλου. Πρόκειται για το Wald test και το Score test. Στο σημείο αυτό θα αναφερθούν σύντομα τα πολυμεταβλητά ανάλογα των ελέγχων αυτών καθώς η χρήση τους εμφανίζεται περιστασιακά στη σχετική βιβλιογραφία. Η χρήση ελέγχων λόγου πιθανοφάνειας είναι ωστόσο κατά περίπτωση συχνότερη (Hosmer et al., 2013) καθώς οι ποσότητες που απαιτούνται για τη διεξαγωγή τους μπορούν να ληφθούν από όλα τα λογισμικά πακέτα στατιστικών αναλύσεων.

Αναφορικά με το Wald test, το πολυμεταβλητό του ανάλογο λαμβάνεται από τον παρακάτω υπολογισμό πινάκων και διανυσμάτων:

$$\begin{aligned} W &= \hat{\beta}' \left[\text{Var}(\hat{\beta}) \right]^{-1} \hat{\beta} \\ &= \hat{\beta}' (\mathbf{X}' \hat{\mathbf{V}} \mathbf{X}) \hat{\beta} \end{aligned}$$

το οποίο κατανέμεται ακολουθώντας χι τετράγωνο κατανομή με $p+1$ βαθμούς ελευθερίας, υπό την υπόθεση ότι καθένας εκ των $p+1$ συντελεστών των συμμεταβλητών του μοντέλου είναι ίσος με το μηδέν. Το πολυμεταβλητό Wald test, ισοδύναμο με τον έλεγχο λόγου πιθανοφάνειας για τη σημαντικότητα του προσαρμοσμένου μοντέλου, στηρίζεται μόνο στους p στον αριθμό συντελεστές κλίσης και λαμβάνεται απαλείφοντας το $\hat{\beta}_0$ από το διάνυσμα $\hat{\beta}$ και τη σχετική σειρά (πρώτη

ή τελευταία) και στήλη (πρώτη ή τελευταία) από τον πίνακα $\mathbf{X}'\hat{\mathbf{V}}\mathbf{X}$. Από τη στιγμή που ο υπολογισμός του στατιστικού του συγκεκριμένου τεστ απαιτεί ένα επιπλέον βήμα προκειμένου να εκτελεστούν οι όποιες πράξεις μεταξύ διανυσμάτων και πινάκων και να ληφθεί το $\hat{\beta}$, δε φαίνεται η εφαρμογή του για τον προσδιορισμό της σημαντικότητας του μοντέλου να παρουσιάζει κάποιο σημαντικό πλεονέκτημα σε σχέση με την εφαρμογή του ελέγχου λόγου πιθανοφάνειας. Επεκτάσεις του Wald test όμως, που μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την εξέταση συναρτήσεων των συντελεστών, φαίνεται να είναι αρκετά χρήσιμες.

Το πολυμεταβλητό ανάλογο του Score test για την σημαντικότητα ενός μοντέλου στηρίζεται στην κατανομή των p παραγώγων ως προς β του $L(\beta)$. Ο υπολογισμός του συγκεκριμένου τεστ είναι το ίδιο περίπλοκος με την περίπτωση του Wald test. Οι Cox and Hinkley (1974) και Dobson (2002) μεταξύ άλλων αναφέρονται στο συγκεκριμένο τεστ, το οποίο υπολογίζεται από ορισμένα μόνο στατιστικά πακέτα.

1.2.5. Εκτίμηση Διαστημάτων Εμπιστοσύνης

Έχει ήδη γίνει λόγος για τους εκτιμητές διαστημάτων εμπιστοσύνης των συντελεστών των συμμεταβλητών, του λογάριθμου λόγου (συμπήρωματικών) πιθανοτήτων καθώς και των logistic probabilities, στα πλαίσια της ενότητας που αφορούσε το απλό λογιστικό μοντέλο παλινδρόμησης. Οι μέθοδοι που χρησιμοποιήθηκαν για την εύρεση των διαστημάτων εκείνων είναι στην ουσία ίδιες με αυτές της πολυμεταβλητής περίπτωσης.

Τα άκρα ενός $100(1-\alpha)\%$ τύπου Wald διαστήματος εμπιστοσύνης για τους συντελεστές λαμβάνονται από την εξίσωση (1.12) για τους συντελεστές κλίσης και από την εξίσωση (1.13) για τον σταθερό όρο.

Το διάστημα εμπιστοσύνης για το λογάριθμο λόγου (συμπήρωματικών) πιθανοτήτων είναι λίγο πιο περίπλοκο στο πολλαπλό λογιστικό μοντέλο σε σχέση με το αποτέλεσμα που παρουσιάστηκε στην εξίσωση (1.16) για την απλή του εκδοχή. Η βασική ιδέα παραμένει ίδια, μόνο που τώρα εμπλέκονται στην άθροιση περισσότεροι όροι. Μια γενική έκφραση για τον εκτιμητή του λογάριθμου λόγου (συμπήρωματικών) πιθανοτήτων για ένα μοντέλο που περιλαμβάνει p συμμεταβλητές είναι η εξής:

$$\hat{g}(\mathbf{x}) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_1 + \hat{\beta}_2 x_2 + \dots + \hat{\beta}_p x_p \quad (2.5)$$

Ένας εναλλακτικός τρόπος έκφρασης του εκτιμητή του λογάριθμου λόγου (συμπληρωματικών) πιθανοτήτων στην εξίσωση (2.5) είναι, μέσω της χρήσης διανυσμάτων, ο εξής:

$$\hat{g}(\mathbf{x}) = \mathbf{x}'\hat{\boldsymbol{\beta}}$$

όπου το διάνυσμα $\hat{\boldsymbol{\beta}}' = (\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_p)$ συμβολίζει τον εκτιμητή των $p+1$ συντελεστών και το διάνυσμα $\mathbf{x}' = (x_0, x_1, x_2, \dots, x_p)$ αναπαριστά ένα σύνολο τιμών των p συμμεταβλητών του μοντέλου καθώς και τη σταθερά, $x_0 = 1$. Από την εξίσωση (1.15) έπεται ότι μια έκφραση για τον εκτιμητή της διασποράς του εκτιμητή του λογάριθμου λόγου (συμπληρωματικών) πιθανοτήτων στην εξίσωση (2.5) είναι η εξής:

$$\text{Var}[\hat{g}(\mathbf{x})] = \sum_{j=0}^p x_j^2 \text{Var}(\hat{\beta}_j) + \sum_{j=0}^p \sum_{k=j+1}^p 2x_j x_k \text{Cov}(\hat{\beta}_j, \hat{\beta}_k) \quad (2.6)$$

Μπορούμε να εκφράσουμε το αποτέλεσμα αυτό πολύ πιο συνοπτικά κάνοντας χρήση μιας έκφρασης πινάκων για τον εκτιμητή της διασποράς του εκτιμητή των συντελεστών. Από την έκφραση για τον παρατηρούμενο πίνακα πληροφορίας έχουμε ότι:

$$\text{Var}(\hat{\boldsymbol{\beta}}) = (\mathbf{X}'\mathbf{V}\mathbf{X})^{-1} \quad (2.7)$$

Έπεται από την εξίσωση (2.7) ότι μια ισοδύναμη έκφραση για τον εκτιμητή στην εξίσωση (2.6) είναι η εξής:

$$\begin{aligned} \text{Var}[\hat{g}(\mathbf{x})] &= \mathbf{x}'\text{Var}(\hat{\boldsymbol{\beta}})\mathbf{x} \\ &= \mathbf{x}'(\mathbf{X}'\mathbf{V}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{x} \end{aligned} \quad (2.8)$$

Τα περισσότερα λογισμικά πακέτα που εμπεριέχουν τις τεχνικές της λογιστικής παλινδρόμησης παρέχουν στο χρήστη τη δυνατότητα δημιουργίας μιας νέας μεταβλητής που να περιέχει τις εκτιμώμενες τιμές της εξίσωσης (2.8) ή το τυπικό σφάλμα των παρατηρούμενων, για όλες τις παρατηρήσεις του συνόλου των δεδομένων, τιμών. Η δυνατότητα αυτή απαλείφει το υπολογιστικό φορτίο που σχετίζεται με τους

υπολογισμούς πινάκων, τους οποίους απαιτεί η εξίσωση (2.8), και επιτρέπει στον χρήστη να υπολογίζει σχετικά εύκολα και συστηματικά προσαρμοσμένες τιμές και διαστήματα εμπιστοσύνης.

1.3. Αξιολόγηση της Προσαρμογής του Μοντέλου

1.3.1 Εισαγωγή

Ξεκινώντας τη μελέτη των μεθόδων αξιολόγησης της προσαρμογής ενός εκτιμώμενου λογιστικού μοντέλου παλινδρόμησης υποθέτουμε ότι είμαστε, τουλάχιστον σε πρώτη φάση, ικανοποιημένοι από το μοντέλο στο οποίο έχουμε καταλήξει. Αυτό σημαίνει ότι το μοντέλο περιέχει εκείνες τις μεταβλητές που θα έπρεπε να βρίσκονται σε αυτό και μάλιστα στην σωστή συναρτησιακή μορφή. Πλέον, πρέπει να διερευνήσουμε το κατά πόσο οι παραγόμενες από το μοντέλο πιθανότητες αντανακλούν με ακρίβεια την πραγματική εικόνα των δεδομένων, κάτι το οποίο αναφέρεται ως καλή προσαρμογή (goodness of fit).

Εάν λοιπόν στόχος είναι η αξιολόγηση της καλής προσαρμογής του μοντέλου, πρέπει να έχουμε ορισμένες συγκεκριμένες ιδέες περί του τι σημαίνει ότι ένα μοντέλο προσαρμόζεται καλά. Έστω ότι συμβολίζουμε τις παρατηρούμενες δειγματικές τιμές της μεταβλητής απόκρισης με το διάνυσμα $\mathbf{y}$, όπου $\mathbf{y}' = (y_1, y_2, y_3, \dots, y_n)$ και τις εκτιμώμενες από το μοντέλο τιμές, ή προσαρμοσμένες τιμές, με το $\hat{\mathbf{y}}$, όπου $\hat{\mathbf{y}}' = (\hat{y}_1, \hat{y}_2, \hat{y}_3, \dots, \hat{y}_n)$. Καταλήγουμε στο συμπέρασμα ότι το μοντέλο προσαρμόζεται καλά εάν τα αθροιστικά μέτρα της απόστασης μεταξύ $\mathbf{y}$ και $\hat{\mathbf{y}}$ είναι μικρά και η συνεισφορά κάθε ζεύγους $(y_i, \hat{y}_i)$, με $i = 1, 2, 3, \dots, n$ στα μέτρα αυτά είναι τυχαία και μικρή σε σχέση με την τυχειότητα του μοντέλου.

Δια τούτο, μια πλήρης αξιολόγηση του προσαρμοσμένου μοντέλου περιλαμβάνει τόσο τον υπολογισμό των αθροιστικών μέτρων όσο και μια διεξοδική και ενδελεχή εξέταση των μεμονωμένων στοιχείων των μέτρων αυτών.

Η αξιολόγηση της καλής προσαρμογής δεν είναι μια σχετική, αλλά μια απόλυτη σύγκριση. Όταν αξιολογείται η καλή προσαρμογή συγκρίνονται οι προσαρμοσμένες με

τις παρατηρούμενες τιμές, με τις τελευταίες να λογίζονται ως προερχόμενες από το καλύτερο δυνατό μοντέλο (κορεσμένο μοντέλο). Ένας ακόμα τρόπος για να αντιληφθεί κανείς την απόλυτη αυτή σύγκριση είναι η θεώρηση μιας ακολουθίας προοδευτικά μεγαλύτερων μοντέλων (με περισσότερες συμμεταβλητές), με το μικρότερο εξ αυτών να περιέχει μόνο τον σταθερό όρο β_0 . Η διαδικασία της κατασκευής του μοντέλου προσθέτει σε αυτό μεταβλητές και η σημαντικότητα των προστιθέμενων συμμεταβλητών αξιολογείται με αναφορά προς τα πίσω, σε ένα μικρότερο μοντέλο, δίχως τις προστιθέμενες ανεξάρτητες μεταβλητές. Κατά την αξιολόγηση της καλής προσαρμογής, συγκρίνουμε το προσαρμοσμένο μοντέλο με το μεγαλύτερο δυνατό μοντέλο, το κορεσμένο, και με ένα μικρότερο μοντέλο.

Συνοπτικά, οι άξονες της προσέγγισής μας στην αξιολόγηση της προσαρμογής και της επάρκειας του μοντέλου είναι ο υπολογισμός των γενικών μέτρων προσαρμογής, η εξέταση των μεμονωμένων στοιχείων των μέτρων αυτών, συνήθως με τρόπο γραφικό, και η εξέταση άλλων μέτρων της διαφοροποίησης ή της απόστασης μεταξύ των παρατηρούμενων και των προσαρμοσμένων τιμών.

1.3.2 Αθροιστικά Μέτρα Καλής Προσαρμογής

Αναφορικά με τα αθροιστικά μέτρα καλής προσαρμογής, πολλά εξ αυτών παρέχονται συστηματικά στα αποτελέσματα (output) πολλών στατιστικών λογισμικών πακέτων και προσφέρουν μια ένδειξη της γενικότερης προσαρμογής του μοντέλου. Τα στατιστικά αυτά μέτρα, εκ φύσεως, ενδέχεται να μην παρέχουν πληροφορίες αναφορικά με τα μεμονωμένα στοιχεία του μοντέλου. Μια μικρή τιμή ενός εξ αυτών των στατιστικών δεν αποκλείει την πιθανότητα μιας κάποιας ουσιαστικής και ενδεχομένως ενδιαφέρουσας απόκλισης από την προσαρμογή για ορισμένες παρατηρήσεις. Από την άλλη πλευρά μια μεγάλη τιμή για κάποιο από τα εν λόγω μέτρα αποτελεί μια ξεκάθαρη ένδειξη κάποιου θεμελιώδους προβλήματος του μοντέλου.

Πριν τη μελέτη των συγκεκριμένων στατιστικών καλής προσαρμογής θα εξεταστεί η επίδραση του προσαρμοσμένου μοντέλου στους διαθέσιμους, για την αξιολόγηση της επίδοσης του μοντέλου, βαθμούς ελευθερίας. Χρησιμοποιείται ο όρος συμμεταβλητό πρότυπο (covariate pattern) για να περιγράψει ένα συγκεκριμένο συνδυασμό τιμών των συμμεταβλητών σε ένα μοντέλο. Για παράδειγμα σε ένα σετ δεδομένων που περιλαμβάνει τιμές ηλικίας, φύλου και βάρους για κάθε πολυδιάστατη παρατήρηση, ο

συνδυασμός αυτών των παραγόντων μπορεί να οδηγήσει σε τόσα διαφορετικά συμμεταβλητά πρότυπα όσες και οι παρατηρήσεις. Από την άλλη, εάν το μοντέλο περιλαμβάνει μόνο το φύλο και το χρώμα των ματιών, καθένα κωδικοποιημένο σε δύο επίπεδα, υπάρχουν μόλις τέσσερα δυνατά συμμεταβλητά πρότυπα.

Ενώ κατά την ανάπτυξη του μοντέλου ο αριθμός των συμμεταβλητών προτύπων δεν παίζει κάποιο ρόλο, καθότι οι βαθμοί ελευθερίας των συναφών ελέγχων σημαντικότητας στηρίζονται στη διαφορά του αριθμού των παραμέτρων στα αντιπαραβαλλόμενα μοντέλα, εντούτοις αποτελεί ζήτημα όταν πρόκειται για την αξιολόγηση της προσαρμογής του μοντέλου. Κι αυτό διότι στα πλαίσια της λογιστικής παλινδρόμησης, οι προσαρμοσμένες τιμές υπολογίζονται για κάθε πρότυπο συμμεταβλητών και εξαρτώνται από την εκτιμώμενη πιθανότητα του κάθε προτύπου.

Έστω ότι το προσαρμοσμένο μοντέλο περιλαμβάνει p ανεξάρτητες μεταβλητές, $\mathbf{x}' = (x_1, x_2, x_3, \dots, x_p)$, και έστω J ο αριθμός των διακριτών τιμών του παρατηρούμενου $\mathbf{x}$. Εάν ορισμένες παρατηρήσεις έχουν την ίδια τιμή του $\mathbf{x}$, τότε $J < n$. Συμβολίζουμε τον αριθμό των παρατηρήσεων με τιμή $\mathbf{x}_j$ ως m_j , με $j = 1, 2, 3, \dots, J$. Έπεται ότι

$$\sum_{j=1}^J m_j = n.$$
 Έστω ότι με y_j συμβολίζεται ο αριθμός των παρατηρήσεων με τιμή απόκρισης $y = 1$, ανάμεσα στις m_j εκείνες παρατηρήσεις με τιμή $\mathbf{x}_j$. Έπεται ότι

$$\sum_{j=1}^J y_j = n_1,$$
 όπου n_1 ο συνολικός αριθμός των παρατηρήσεων με τιμή απόκρισης $y = 1$.

. Οι στατιστικές κατανομές των αθροιστικών στατιστικών καλής προσαρμογής λαμβάνονται αφήνοντας το n να αυξηθεί, κρατώντας όμως τον αριθμό των παραμέτρων στο μοντέλο σταθερό.

Εάν όμως η αύξηση του n συνεπαγεται και αύξηση των συμμεταβλητών προτύπων, τότε τα πράγματα είναι διαφορετικά. Κάτι τέτοιο μπορεί να συμβεί αν σε ένα μοντέλο έχουμε για παραδειγμα ως συμμεταβλητη την ηλικία. Στην περίπτωση αυτή, αυξάνοντας το n θα οδηγηθούμε πιθανότατα σε αύξηση των διακριτών ηλικιών στο δείγμα και ως εκ τούτου σε αύξηση του αριθμού των συμμεταβλητών προτύπων. Τα προβλήματα που δημιουργούνται όταν συμβαίνει κάτι τέτοιο μπορούν να επιλυθούν με κατάλληλη ομαδοποίηση των δεδομένων, όπως θα φανεί παρακάτω.

X^2 του Pearson, Απόκλιση και Άθροισμα τετραγώνων

Στη γραμμική παλινδρόμηση, τα αθροιστικά μέτρα προσαρμογής είναι συναρτήσεις ενός καταλοίπου που προσδιορίζεται ως η διαφορά μεταξύ των παρατηρούμενων και των προσαρμοσμένων τιμών, $(y - \hat{y})$. Στην λογιστική παλινδρόμηση υπάρχουν διάφοροι δυνατοί τρόποι για την μέτρηση της διαφοράς μεταξύ των παρατηρούμενων και των προσαρμοσμένων τιμών. Προκειμένου να δοθεί έμφαση στο γεγονός του ότι οι προσαρμοσμένες τιμές στη λογιστική παλινδρόμηση υπολογίζονται για κάθε συμμεταβλητό πρότυπο και εξαρτώνται από την εκτιμώμενη πιθανότητα αυτού, συμβολίζουμε με $\hat{y}_j$ την προσαρμοσμένη τιμή για το j -οστό συμμεταβλητό πρότυπο, όπου:

$$\hat{y}_j = m_j \hat{\pi}_j = m_j \left\{ \frac{e^{\hat{g}(\mathbf{x}_j)}}{1 + e^{\hat{g}(\mathbf{x}_j)}} \right\}$$

όπου $\hat{g}(\mathbf{x}_j) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_{j1} + \hat{\beta}_2 x_{j2} + \dots + \hat{\beta}_p x_{jp}$ είναι ο εκτιμώμενος λογάριθμος λόγου (συμπληρωματικών) πιθανοτήτων.

Θεωρούμε λοιπόν τρία μέτρα της διαφοράς μεταξύ των παρατηρούμενων και των προσαρμοσμένων τιμών: το κατάλοιπο Pearson (Pearson's residual), το κατάλοιπο απόκλισης (deviance residual) και το κατάλοιπο που χρησιμοποιείται στη γραμμική παλινδρόμηση. Για ένα συγκεκριμένο συμμεταβλητό πρότυπο, το κατάλοιπο Pearson είναι:

$$r(y_j, \hat{\pi}_j) = \frac{(y_j - m_j \hat{\pi}_j)}{\sqrt{m_j \hat{\pi}_j (1 - \hat{\pi}_j)}}$$

Το αθροιστικό στατιστικό που στηρίζεται σε αυτά τα κατάλοιπα είναι το στατιστικό χι τετράγωνο του Pearson:

$$X^2 = \sum_{j=1}^J [r(y_j, \hat{\pi}_j)]^2 \quad (3.1)$$

Το κατάλοιπο απόκλισης είναι:

$$d(y_j, \hat{\pi}_j) = \pm \sqrt{\left\{ 2 \left[y_j \ln \left(\frac{y_j}{m_j \hat{\pi}_j} \right) + (m_j - y_j) \ln \left(\frac{(m_j - y_j)}{m_j (1 - \hat{\pi}_j)} \right) \right] \right\}}$$

Όπου το πρόσημο $+$ ή $-$ είναι το ίδιο με το πρόσημο του $(y_j - m_j \hat{\pi}_j)$. Για συμμεταβλητά πρότυπα με $y_j = 0$ το κατάλοιπο απόκλισης είναι:

$$d(y_j, \hat{\pi}_j) = -\sqrt{2m_j |\ln(1 - \hat{\pi}_j)|}$$

ενώ όταν $y_j = m_j$ είναι:

$$d(y_j, \hat{\pi}_j) = \sqrt{2m_j |\ln(\hat{\pi}_j)|}$$

Το αθροιστικό στατιστικό που στηρίζεται στα κατάλοιπα απόκλισης είναι το:

$$D = \sum_{j=1}^J d(y_j, \hat{\pi}_j)^2$$

Το κατάλοιπο που ακολουθεί τα πρότυπα της γραμμικής παλινδρόμησης ορίζεται ως η διαφορά μεταξύ της παρατηρούμενης και της προβλεπόμενης απόκρισης:

$$s(y_j, \hat{\pi}_j) = (y_j - m_j \hat{\pi}_j)$$

και το στατιστικό προσαρμογής είναι το άθροισμα τετραγώνων:

$$S = \sum_{j=1}^J s(y_j, \hat{\pi}_j)^2$$

Η κατανομή των στατιστικών X^2 και D υπό την υπόθεση ότι το προσαρμοσμένο μοντέλο είναι σωστό υπό κάθε έννοια, είναι μια χ -τετράγωνο με $J - (p + 1)$ βαθμούς ελευθερίας. Για την απόκλιση αυτό έπεται από το γεγονός του ότι το D είναι το στατιστικό του ελέγχου λόγου πιθανοφάνειας ενός κορεσμένου μοντέλου με J παραμέτρους απέναντι στο προσαρμοσμένο μοντέλο των $p + 1$ παραμέτρων. Παρομοίως έπεται και η κατανομή του X^2 .

Το πρόβλημα δημιουργείται όταν $J \approx n$. Τότε ο αριθμός των παραμέτρων αυξάνεται με τον ίδιο ρυθμό που αυξάνεται το δείγμα. Έτσι οι τιμές των p -values που υπολογίζονται για τα δύο αυτά στατιστικά όταν $J \approx n$ με χρήση της χ^2 τετράγωνο κατανομής με $J - (p + 1)$ βαθμούς ελευθερίας δεν είναι σωστά. Ένας τρόπος αποφυγής της δυσκολίας αυτής είναι η ομαδοποίηση των δεδομένων με κατάλληλο τρόπο. Ένας άλλος συνίσταται στη μέθοδο των Osius and Rojek (1992), μέσω της οποίας καθίσταται δυνατή η χρήση της τυπικής κανονικής κατανομής προκειμένου να ληφθεί η σωστή τιμή του p -value. Τα βασικά βήματα της μεθόδου όταν έχουμε J συμμεταβλητά πρότυπα είναι τα εξής:

- Αποθήκευση των προσαρμοσμένων τιμών του μοντέλου, οι οποίες συμβολίζονται ως $\hat{\pi}_j$, με $j = 1, 2, 3, \dots, J$.
- Δημιουργία της μεταβλητής $v_j = m_j \hat{\pi}_j (1 - \hat{\pi}_j)$, $j = 1, 2, 3, \dots, J$
- Δημιουργία της μεταβλητής $c_j = \frac{(1 - 2\hat{\pi}_j)}{v_j}$, $j = 1, 2, 3, \dots, J$
- Υπολογισμός του στατιστικού χ^2 τετράγωνο του Pearson όπως φαίνεται στην εξίσωση (3.1), δηλαδή του

$$X^2 = \sum_{j=1}^J \frac{(y_j - m_j \hat{\pi}_j)^2}{v_j}$$

- Πραγματοποίηση μιας σταθμισμένης γραμμικής παλινδρόμησης (weighted linear regression) του c , όπως αυτό ορίστηκε στο τρίτο κατά σειρά βήμα, με συμμεταβλητές εκείνες του υπό μελέτη λογιστικού μοντέλου, $\mathbf{x}$, και βάρη τα v που ορίστηκαν στο δεύτερο κατά σειρά βήμα της παρούσας μεθόδου. Το μέγεθος του δείγματος για την παλινδρόμηση αυτή είναι ίσο με J , δηλαδή με τον αριθμό των συμμεταβλητών προτύπων. Έστω RSS το άθροισμα των τετράγωνων των καταλοίπων από αυτήν την παλινδρόμηση.
- Υπολογισμός του παράγοντα διόρθωσης για τη διασπορά, έστω A , ως εξής:

$$A = 2 \left(J - \sum_{j=1}^J \frac{1}{m_j} \right)$$

- Υπολογισμός του τυποποιημένου στατιστικού:

$$z_{X^2} = \frac{[X^2 - (J - p - 1)]}{\sqrt{A + RSS}}$$

- Υπολογισμός ενός p – value διπλής ουράς χρησιμοποιώντας την τυπική κανονική κατανομή.

Για να φέρουμε σε πέρας την παραπάνω ανάλυση είναι απαραίτητο να σχηματίσουμε ένα συναθροιζόμενο (aggregated) σετ δεδομένων, κάτι που είναι εύκολο σε ορισμένα λογισμικά πακέτα και αδύνατο σε άλλα. Τα απαραίτητα βήματα για τη δημιουργία ενός τέτοιου σετ δεδομένων είναι τα εξής:

- Προσδιορισμός των κύριων επιδράσεων¹ ως συναθροίσματα μεταβλητών στο μοντέλο. Έτσι προσδιορίζονται τα συμμεταβλητά πρότυπα.
- Υπολογισμός του αθροίσματος της μεταβλητής απόκρισης και του αριθμού των όρων στο άθροισμα σε σχέση με τις προαναφερθείσες μεταβλητές. Έτσι παράγονται τα y_j και m_j για κάθε συμμεταβλητό πρότυπο.

Τελικό αποτέλεσμα είναι ένα σετ δεδομένων που περιέχει τις τιμές των συναθροιστικών μεταβλητών, τα συμμεταβλητά πρότυπα και τις δύο υπολογισμένες μεταβλητές y_j και m_j .

Η ίδια προσέγγιση μπορεί να χρησιμοποιηθεί προκειμένου να λάβουμε μια κανονική προσέγγιση της κατανομής του S . Το τυποποιημένο στατιστικό είναι:

$$z_S = \frac{\left[S - \sum_{j=1}^J m_j \hat{\pi}_j (1 - \hat{\pi}_j) \right]}{\sqrt{A + RSS^*}}$$

όπου το A προσδιορίζεται στο έκτο βήμα της περιγραφείσας παραπάνω μεθόδου των Osius and Rojek (1992) και το RSS^* είναι το άθροισμα των τετραγώνων των καταλοίπων της σταθμισμένης γραμμικής παλινδρόμησης του $d_j = (1 - 2\hat{\pi}_j)$ στο διάνυσμα των συμμεταβλητών του μοντέλου με βάρη τα $v_j = m_j \hat{\pi}_j (1 - \hat{\pi}_j)$.

¹ Ως κύρια επίδραση ορίζεται η επίδραση μιας μεμονωμένης ανεξάρτητης μεταβλητής στην εξαρτημένη μεταβλητή, αγνοώντας δηλαδή όλες τις υπόλοιπες ανεξάρτητες μεταβλητές.

Οι έλεγχοι Hosmer-Lemeshow

Οι Hosmer and Lemeshow (1980) και Lemeshow and Hosmer (1982) πρότειναν μια μέθοδο ομαδοποίησης των δεδομένων στη βάση των τιμών των εκτιμώμενων πιθανοτήτων. Ας υποθέσουμε λοιπόν ότι $J = n$. Έστω ο $2 \times J$ πίνακας του οποίου οι γραμμές αντιστοιχούν στις δύο τιμές της μεταβλητής απόκρισης και οι J στήλες στα ισάριθμα συμμεταβλητά πρότυπα. Η εκτίμηση της αναμενόμενης τιμής, υπό την υπόθεση ότι το υπό εξέταση λογιστικό μοντέλο είναι το σωστό, για το κελί που αντιστοιχεί στη γραμμή $Y=1$ και την j -οστη στήλη είναι $m_j \hat{\pi}_j$. Έπεται ότι η αντίστοιχη εκτίμηση για την αναμενόμενη τιμή αναφορικά με το κελί που αντιστοιχεί στη γραμμή $Y=0$ και την j -οστη στήλη είναι $m_j(1-\hat{\pi}_j)$. Τα στατιστικά X^2 και D υπολογίζονται με τον συνήθη τρόπο από τον πίνακα αυτό. Στην παρούσα περίπτωση λοιπόν όπου $J = n$, οι n στήλες αντιστοιχούν στις n τιμές των εκτιμώμενων πιθανοτήτων, με την πρώτη στήλη να αντιστοιχεί στην μικρότερη τιμή και την n -οστη στη μεγαλύτερη. Δύο στρατηγικές ομαδοποίησης προτείνονται: η πρώτη κάνει σύμπτυξη του πίνακα στη βάση εκατοστημορίων των εκτιμώμενων πιθανοτήτων ενώ η δεύτερη σύμπτυξη στη βάση συγκεκριμένων τιμών των πιθανοτήτων αυτών. Σε κάθε περίπτωση και με κάθε στρατηγική, το στατιστικό καλής προσαρμογής των Hosmer-Lemeshow, C , λαμβάνεται μέσω του υπολογισμού του στατιστικού χι-τετράγωνο του Pearson από τον $g \times 2$ πίνακα των παρατηρούμενων και αναμενόμενων συχνοτήτων.

Ο υπολογισμός του C έχει ως εξής:

$$C = \sum_{k=1}^g \left[\frac{(o_{1k} - \hat{e}_{1k})^2}{\hat{e}_{1k}} + \frac{(o_{0k} - \hat{e}_{0k})^2}{\hat{e}_{0k}} \right],$$

όπου

$$o_{1k} = \sum_{j=1}^{c_k} y_j,$$

$$o_{0k} = \sum_{j=1}^{c_k} (m_j - y_j),$$

$$\hat{e}_{1k} = \sum_{j=1}^{c_k} m_j \hat{\pi}_j,$$

$$\hat{e}_{0k} = \sum_{j=1}^{c_k} m_j (1 - \hat{\pi}_j)$$

και c_k ο αριθμός των συμμεταβλητών προτύπων της k -οστής ομάδας. Μπορεί να δειχθεί ότι:

$$C = \sum_{k=1}^g \frac{(o_{1k} - n'_k \bar{\pi}_k)^2}{n'_k \bar{\pi}_k (1 - n'_k \bar{\pi}_k)},$$

όπου $\bar{\pi}_k$ η μέση εκτιμώμενη πιθανότητα στην k -οστή ομάδα,

$$\bar{\pi}_k = \frac{1}{n'_k} \sum_{j=1}^{c_k} m_j \hat{\pi}_j$$

Οι Hosmer και Lemeshow (1980) έδειξαν μέσω προσομοιώσεων ότι όταν $J = n$ και το προσαρμοσμένο λογιστικό μοντέλο είναι το σωστό, η κατανομή του στατιστικού C προσεγγίζεται καλά από μια χι τετράγωνο κατανομή με $g - 2$ βαθμούς ελευθερίας. Πιθανότατα μάλιστα η ίδια κατανομή προσεγγίζει την κατανομή του στατιστικού ακόμα και όταν $J \approx n$.

Περεταίρω έρευνα των Hosmer et al. (1988) έδειξε ότι η μέθοδος ομαδοποίησης που στηρίζεται στα εκατοστημόρια των εκτιμώμενων πιθανοτήτων είναι προτιμότερη σε σχέση με εκείνη που στηρίζεται σε καθορισμένες τιμές αυτών με την έννοια της καλύτερης προσαρμογής στην X_{g-2}^2 κατανομή, ειδικά όταν κάποιες από τις εκτιμώμενες πιθανότητες είναι μικρές (μικρότερες του 0,2). Έτσι, εκτός κι αν δηλώνεται κάτι διαφορετικό, το στατιστικό C βασίζεται σε μια εκατοστιαίου τύπου ομαδοποίηση με συνήθως $g = 10$ ομάδες. Οι ομάδες αυτές συνήθως αναφέρονται ως δεκατημόρια κινδύνου (deciles of risk). Ο όρος αυτός προέρχεται από τις επιστήμες της υγείας όπου το αποτέλεσμα $Y = 1$ αντιπροσωπεύει την παρουσία κάποιας ασθένειας. Σχεδόν όλα, αν όχι όλα, τα λογισμικά πακέτα στατιστικών αναλύσεων προσφέρουν τη δυνατότητα υπολογισμού του C βασιζόμενο σε 10 ομάδες. Επιπλέον

πολλά εξ αυτών προσφέρουν τη δυνατότητα στο χρήστη να λάβει έναν 10×2 πίνακα που εμπεριέχει τις παρατηρούμενες και τις εκτιμώμενες συχνότητες για καθένα εκ των δεκατημορίων.

1.4. Το πολυωνυμικό μοντέλο Λογιστικής Παλινδρόμησης

1.4.1. Εισαγωγή στο Μοντέλο και εκτίμηση των παραμέτρων

Σε προηγούμενα κεφάλαια εστιάσαμε στη χρήση της λογιστικής παλινδρόμησης όταν επρόκειτο για διχοτομική ή διωνυμική μεταβλητή απόκρισης. Το μοντέλο αυτό μπορεί εύκολα να τροποποιηθεί προκειμένου να διαχειριστεί την περίπτωση όπου η μεταβλητή αυτή είναι ονομαστική με περισσότερες των δύο κατηγοριών. Για παράδειγμα, έστω μια έρευνα επιλογής ενός ασφαλιστικού πλάνου, ανάμεσα σε τρεις διαθέσιμες επιλογές, από τους εργαζόμενους μιας μεγάλης εταιρείας. Η μεταβλητή απόκρισης έχει τρεις κατηγορίες που αντιστοιχούν σε καθένα εκ των πλάνων Α, Β ή C. Πιθανές συμμεταβλητές μπορεί να είναι το φύλο, η ηλικία, το εισόδημα, ο αριθμός μελών της οικογένειας και άλλες. Στόχος είναι η εκτίμηση της πιθανότητας επιλογής καθενός εκ των τριών πλάνων καθώς και η εκτίμηση των λόγων πιθανοτήτων για την επιλογή τους. Ο McFadden (1974) πρότεινε μια τροποποίηση του λογιστικού μοντέλου παλινδρόμησης την οποία ονόμασε «Μοντέλο διακριτής επιλογής». Το μοντέλο είναι επίσης γνωστό και ως πολυωνυμικό ή πολυχοτομικό.

Για την αποτύπωση της επέκτασης αυτής του κλασσικού διχοτομικού μοντέλου που συζητήθηκε παραπάνω, θα μπορούσε να χρησιμοποιηθεί μια μεταβλητή απόκρισης με οσεσδήποτε κατηγορίες. Παρόλα αυτά οι λεπτομέρειες του πολυωνυμικού μοντέλου αποτυπώνονται πιο εύκολα με τη χρήση μιας τέτοιας μεταβλητής με τρεις δυνατές κατηγορίες. Περαιτέρω γενίκευση σε περισσότερες των τριών κατηγοριών είναι θέμα περισσότερο συμβολισμού παρά εννοιολογικό.

Όταν θεωρούμε ένα μοντέλο παλινδρόμησης για μια διακριτή μεταβλητή με περισσότερες των δύο δυνατών αποκρίσεων, πρέπει να δοθεί ιδιαίτερη προσοχή στην κλίμακα μέτρησης που χρησιμοποιείται. Στην παρούσα ενότητα θα γίνει λόγος για το μοντέλο λογιστικής παλινδρόμησης στην περίπτωση που η μεταβλητή βρίσκεται σε κλίμακα ονομαστική (nominal scale). Στα μοντέλα όπου οι μεταβλητές απόκρισης

βρίσκονται σε διατακτική κλίμακα (ordinal scale) θα γίνει λόγος σε επόμενη ενότητα στη συνέχεια.

Υποθέτουμε ότι οι κατηγορίες της μεταβλητής απόκρισης, Y , κωδικοποιούνται με 0, 1 και 2. Θυμόμαστε ότι το λογιστικό μοντέλο παλινδρόμησης που χρησιμοποιήθηκε στην περίπτωση μιας διχοτομικής μεταβλητής απόκρισης παραμετροποιήθηκε με όρους του λογάριθμου λόγου (συμπληρωματικών) πιθανοτήτων του $Y=1$ προς $Y=0$. Στην περίπτωση των τριών κατηγοριών χρειαζόμαστε δύο συναρτήσεις λογάριθμου λόγου (συμπληρωματικών) πιθανοτήτων. Πρέπει επομένως να αποφασιστεί ποια κατηγορία απόκρισης θα χρησιμοποιηθεί ως τιμή αναφοράς. Είναι προφανής η χρήση της $Y=0$ για το σκοπό αυτό· για το σχηματισμό των συναρτήσεων λογάριθμου λόγου (συμπληρωματικών) πιθανοτήτων συγκρίνουμε κάθε μία εκ των δύο υπολειπόμενων κατηγοριών με αυτή.

Για την ανάπτυξη του μοντέλου υποθέτουμε ότι έχουμε p συμμεταβλητές και έναν σταθερό όρο, στοιχεία τα οποία συναποτελούν το διάνυσμα $\mathbf{x}$, διάστασης $p+1$ όπου $x_0=1$. Συμβολίζουμε τις δύο συναρτήσεις λογάριθμου λόγου (συμπληρωματικών) πιθανοτήτων ως

$$\begin{aligned} g_1(\mathbf{x}) &= \ln \left[\frac{P(Y=1|\mathbf{x})}{P(Y=0|\mathbf{x})} \right] \\ &= \beta_{10} + \beta_{11}x_1 + \beta_{12}x_2 + \dots + \beta_{1p}x_p \\ &= \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}_1 \end{aligned}$$

και

$$\begin{aligned} g_2(\mathbf{x}) &= \ln \left[\frac{P(Y=2|\mathbf{x})}{P(Y=0|\mathbf{x})} \right] \\ &= \beta_{20} + \beta_{21}x_1 + \beta_{22}x_2 + \dots + \beta_{2p}x_p \\ &= \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}_2 \end{aligned}$$

Έπεται ότι οι δεσμευμένες πιθανότητες κάθε κατηγορίας απόκρισης δοθέντος του διανύσματος συμμεταβλητών είναι:

$$P(Y=0|\mathbf{x}) = \frac{1}{1 + e^{g_1(\mathbf{x})} + e^{g_2(\mathbf{x})}}, \quad (4.1)$$

$$P(Y = 1 | \mathbf{x}) = \frac{e^{g_1(\mathbf{x})}}{1 + e^{g_1(\mathbf{x})} + e^{g_2(\mathbf{x})}}, \quad (4.2)$$

και

$$P(Y = 2 | \mathbf{x}) = \frac{e^{g_2(\mathbf{x})}}{1 + e^{g_1(\mathbf{x})} + e^{g_2(\mathbf{x})}} \quad (4.3)$$

Ακολουθώντας τον κανόνα του διωνυμικού μοντέλου, έστω $\pi_j(\mathbf{x}) = P(Y = j | \mathbf{x})$ για $j = 0, 1, 2$. Κάθε πιθανότητα είναι μια συνάρτηση του διανύσματος των $2(p+1)$ παραμέτρων $\boldsymbol{\beta}' = (\boldsymbol{\beta}'_1, \boldsymbol{\beta}'_2)$. Μια γενική έκφραση της δεσμευμένης πιθανότητας στο μοντέλο των τριών κατηγοριών είναι η εξής:

$$\pi_j(\mathbf{x}) = P(Y = j | \mathbf{x}) = \frac{e^{g_j(\mathbf{x})}}{\sum_{k=0}^2 e^{g_k(\mathbf{x})}},$$

όπου το διάνυσμα $\boldsymbol{\beta}_0 = \mathbf{0}$ και $g_0(\mathbf{x}) = 0$.

Για την κατασκευή τη συνάρτησης πιθανοφάνειας δημιουργούμε τρεις εικονικές διχοτομικές μεταβλητές κωδικοποιημένες ως 0 και 1, προκειμένου να καταδεικνύουν την ομάδα στην οποία ανήκει κάθε παρατήρηση, με βάση την τιμή της μεταβλητής απόκρισης για αυτή. Οι μεταβλητές αυτές εισαγάγονται μονάχα για την αποσαφήνιση της συνάρτησης πιθανοφάνειας και δεν χρησιμοποιούνται στο πολυωνυμικό λογιστικό μοντέλο. Οι μεταβλητές κωδικοποιούνται ως εξής: αν $Y = 0$ τότε $Y_0 = 1$, $Y_1 = 0$ και $Y_2 = 0$ · αν $Y = 1$ τότε $Y_0 = 0$, $Y_1 = 1$ και $Y_2 = 0$ · αν τέλος $Y = 2$ τότε $Y_0 = 0$, $Y_1 = 0$ και $Y_2 = 1$. Σε κάθε περίπτωση, ανεξάρτητα από την τιμή της μεταβλητής απόκρισης, ισχύει ότι $\sum_{j=0}^2 Y_j = 1$. Με τη χρήση των συμβολισμών αυτών έπεται ότι η δεσμευμένη συνάρτηση πιθανοφάνειας για ένα δείγμα n ανεξάρτητων παρατηρήσεων είναι

$$l(\boldsymbol{\beta}) = \prod_{i=1}^n \left[\pi_0(\mathbf{x}_i)^{y_{0i}} \pi_1(\mathbf{x}_i)^{y_{1i}} \pi_2(\mathbf{x}_i)^{y_{2i}} \right]$$

Παίρνοντας το λογάριθμο και έχοντας κατά νου ότι $\sum y_{ji} = 1$ για κάθε i , η συνάρτηση λογάριθμο-πιθανοφάνειας είναι

Εφαρμογή του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης σε εκπαιδευτικά δεδομένα

$$L(\beta) = \sum_{i=1}^n y_{1i} g_1(\mathbf{x}_i) + y_{2i} g_2(\mathbf{x}_i) - \ln(1 + e^{g_1(\mathbf{x}_i)} + e^{g_2(\mathbf{x}_i)}) \quad (4.4)$$

Οι εξισώσεις πιθανοφάνειας βρίσκονται παίρνοντας τις πρώτες μερικές παραγώγους του $L(\beta)$ ως προς καθεμιά εκ των $2(p+1)$ αγνώστων παραμέτρων. Για απλοποίηση του συμβολισμού έστω $\pi_{ji} = \pi_j(\mathbf{x}_i)$. Η γενική μορφή των εξισώσεων αυτών είναι:

$$\frac{\partial L(\beta)}{\partial \beta_{jk}} = \sum_{i=1}^n x_{ki} (y_{ji} - \pi_{ji})$$

για $j=1,2$ και $k=0,1,2,\dots,p$, με $x_{0i}=1$ για κάθε πολυδιάστατη παρατήρηση.

Ο εκτιμητής μέγιστης πιθανοφάνειας, $\hat{\beta}$, λαμβάνεται θέτοντας τις εξισώσεις αυτές ίσες με 0 και λύνοντας ως προς $\hat{\beta}$. Η λύση απαιτεί τους ίδιους επαναληπτικούς υπολογισμούς που χρησιμοποιούνται για την εύρεση του αντίστοιχου εκτιμητή στην περίπτωση μιας διχοτομικής μεταβλητής.

Ο πίνακας των δευτέρων μερικών παραγώγων απαιτείται για την εύρεση του πίνακα πληροφορίας, με τον τελευταίο να χρησιμοποιείται για την εύρεση του εκτιμητή του πίνακα συνδιασπορών του εκτιμητή μέγιστης πιθανοφάνειας. Η γενική μορφή των στοιχείων στον πίνακα των δευτέρων μερικών παραγώγων έχει ως εξής:

$$\frac{\partial^2 L(\beta)}{\partial \beta_{jk} \partial \beta_{j'k'}} = - \sum_{i=1}^n x_{ki} x_{k'i} \pi_{ji} (1 - \pi_{ji}) \quad (4.5)$$

και

$$\frac{\partial^2 L(\beta)}{\partial \beta_{jk} \partial \beta_{j'k'}} = \sum_{i=1}^n x_{ki} x_{k'i} \pi_{ji} \pi_{j'i} \quad (4.6)$$

για $j, j'=1,2$ και $k, k'=0,1,2,\dots,p$. Ο παρατηρούμενος πίνακας πληροφορίας, $\hat{\mathbf{I}}(\hat{\beta})$, είναι ο $2(p+1) \times 2(p+1)$ πίνακας του οποίου τα στοιχεία είναι οι αρνητικές τιμές των εξισώσεων (4.5) και (4.6) υπολογισμένες στο $\hat{\beta}$. Ο εκτιμητής του πίνακα συνδιασπορών του εκτιμητή μέγιστης πιθανοφάνειας είναι ο αντίστροφος του παρατηρούμενου πίνακα πληροφορίας,

$$\text{Var}(\hat{\beta}) = [\hat{\mathbf{I}}(\hat{\beta})]^{-1}$$

Μια πιο συνοπτική αναπαράσταση του εκτιμητή του πίνακα πληροφορίας μπορεί να ληφθεί χρησιμοποιώντας μια μορφή παρόμοια με την περίπτωση της διχοτομικής μεταβλητής απόκρισης. Έστω $\mathbf{X}$ ο $n \times (p+1)$ πίνακας που περιέχει τις τιμές των συμμεταβλητών για κάθε πολυδιάστατη παρατήρηση, $\mathbf{V}_j$ ο $n \times n$ διαγώνιος πίνακας με γενικό στοιχείο $\hat{\pi}_{ji}(1-\hat{\pi}_{ji})$ για $j=1,2$ και $i=1,2,3,\dots,n$, και $\mathbf{V}_3$ ο $n \times n$ διαγώνιος πίνακας με γενικό στοιχείο $\hat{\pi}_{1i}\hat{\pi}_{2i}$. Ο εκτιμητής του πίνακα πληροφορίας μπορεί να εκφραστεί ως:

$$\hat{\mathbf{I}}(\hat{\beta}) = \begin{bmatrix} \hat{\mathbf{I}}(\hat{\beta})_{11} & \hat{\mathbf{I}}(\hat{\beta})_{12} \\ \hat{\mathbf{I}}(\hat{\beta})_{21} & \hat{\mathbf{I}}(\hat{\beta})_{22} \end{bmatrix}$$

όπου

$$\hat{\mathbf{I}}(\hat{\beta})_{11} = (\mathbf{X}'\mathbf{V}_1\mathbf{X})$$

$$\hat{\mathbf{I}}(\hat{\beta})_{22} = (\mathbf{X}'\mathbf{V}_2\mathbf{X})$$

και

$$\hat{\mathbf{I}}(\hat{\beta})_{12} = \hat{\mathbf{I}}(\hat{\beta})_{21} = -(\mathbf{X}'\mathbf{V}_3\mathbf{X})$$

1.4.2. Αξιολόγηση Προσαρμογής του Πολυωνυμικού Λογιστικού Μοντέλου

Παλινδρόμησης

Όπως και σε κάθε άλλο προσαρμοσμένο μοντέλο, πριν χρησιμοποιηθεί για την εξαγωγή συμπερασμάτων, πρέπει να αξιολογηθεί ως προς την γενικότερη προσαρμογή του και τη συνεισφορά κάθε παρατήρησης σε αυτή. Στην πολυωνυμική λογιστική παλινδρόμηση, οι πολλαπλές κατηγορίες απόκρισης καθιστούν την αξιολόγηση αυτή δυσκολότερη σε σχέση με την περίπτωση μιας διχοτομικής μεταβλητής απόκρισης. Όταν μοντελοποιείται μια διωνυμική μεταβλητή έχουμε μια μοναδική προσαρμοσμένη τιμή, την εκτιμώμενη λογιστική πιθανότητα εμφάνισης του αποτελέσματος, $P(Y=1|\mathbf{x})$. Όταν η μεταβλητή απόκρισης έχει τρεις κατηγορίες, έχουμε δύο

Εφαρμογή του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης σε εκπαιδευτικά δεδομένα

εκτιμώμενες λογιστικές πιθανότητες, $P(Y=1|\mathbf{x})$ και $P(Y=2|\mathbf{x})$, οι οποίες αναφέρονται στις κατηγορίες 1 και 2 αντίστοιχα.

Οι Fagerland (2009) και Fagerland et al. (2008) ανέπτυξαν μια επέκταση του ελέγχου καλής προσαρμογής των δεκατημορίων κινδύνου, ο οποίος συζητήθηκε στην προηγούμενη ενότητα, για το πολυωνυμικό λογιστικό μοντέλο παλινδρόμησης. Οι Goeman και le Cessie (2006) ανέπτυξαν έναν έλεγχο καλής προσαρμογής βασισμένο στα ομαλά (smoothed) κατάλοιπα, ενώ ο Fagerland (2009) επέκτεινε και τον έλεγχο του κανονικοποιημένου χι-τετράγωνο του Pearson σε πολυωνυμικό επίπεδο.

Η επέκταση των δεκατημορίων κινδύνου του Fagerland δημιουργεί g ομάδες χρησιμοποιώντας τις ταξινομημένες τιμές του $1-\hat{\pi}_0$, το συμπλήρωμα της εκτίμησης της πιθανότητας $P(Y=0|\mathbf{x})$. Στη συνέχεια σχηματίζεται ο πίνακας των παρατηρούμενων και αναμενόμενων συχνοτήτων σε σχέση με τις K κατηγορίες της μεταβλητής απόκρισης και τις g ομάδες. Το στατιστικό του ελέγχου υπολογίζεται ως εξής:

$$C_M = \sum_{i=1}^g \sum_{j=0}^{K-1} \frac{(O_{ij} - \hat{E}_{ij})^2}{\hat{E}_{ij}}$$

όπου $O_{ij} = \sum_{l \in \Omega_i} y_{lj}$, $\hat{E}_{ij} = \sum_{l \in \Omega_i} \hat{\pi}_{lj}$ και Ω_i οι παρατηρήσεις στην i -οστή ομάδα. Οι Fagerland (2009) και Fagerland et al. (2008) έδειξαν με προσομοιώσεις ότι όταν το δείγμα είναι επαρκώς μεγάλο και το προσαρμοσμένο μοντέλο είναι το σωστό, το C_M ακολουθεί μια χι-τετράγωνο κατανομή με $(g-2) \times (K-1)$ βαθμούς ελευθερίας. Στο διωνυμικό πλαίσιο, όπου φυσικά $K=2$, το στατιστικό αυτό είναι πανομοιότυπο με το C του ελέγχου των Lemeshow and Hosmer (1982). Όταν ο αριθμός των συμμεταβλητών προτύπων είναι σημαντικά μικρότερος από το μέγεθος του δείγματος, τότε το C_M πρέπει να υπολογίζεται μέσω αυτών, όπως έγινε στην αντίστοιχη περίπτωση για το C στην προηγούμενη ενότητα.

1.4.3 Διατακτικά Λογιστικά Μοντέλα Παλινδρόμησης

Εισαγωγή στα Μοντέλα και τις Μεθόδους Προσαρμογής

Υπάρχουν περιπτώσεις όπου η κλίμακα των κατηγοριών απόκρισης δεν είναι ονομαστική αλλά διατακτική. Συνήθη παραδείγματα τακτικών αποκρίσεων περιλαμβάνουν μεταβλητές που προέρχονται μεταξύ άλλων και από τις περίφημες κλίμακες Likert διαφόρων βαθμίδων (πχ. Διαφωνώ Απόλυτα, Διαφωνώ, Ούτε Συμφωνώ Ούτε Διαφωνώ, Συμφωνώ, Συμφωνώ Απόλυτα-5 βήθμια κλίμακα Likert), που μπορεί να αναφέρονται στο βαθμό συμφωνίας ή διαφωνίας ενός ατόμου με κάποια θέση που άπτεται της εργασίας του, της προσωπικής του ζωής, των συνηθειών του, των πολιτικών του προτιμήσεων κτλ Σε τέτοιες περιστάσεις θα μπορούσε να χρησιμοποιηθεί το πολυωνυμικό μοντέλο παλινδρόμησης που περιγράφηκε αμέσως παραπάνω. Μια τέτοια ανάλυση όμως δε θα λάμβανε υπόψη τη διατακτική φύση της απόκρισης με αποτέλεσμα οι εκτιμώμενοι λόγοι πιθανοτήτων (odds ratios) ενδεχομένως να μην μπορούν να απαντήσουν στα προς διερεύνηση ζητήματα της όλης διαδικασίας. Στην παρούσα ενότητα θα παρουσιαστούν τρία από τα πιο συχνά χρησιμοποιούμενα λογιστικά μοντέλα τα οποία λαμβάνουν υπόψη την διάταξη των δυνατών αποτελεσμάτων της μεταβλητής απόκρισης· πρόκειται για το λογιστικό μοντέλο παρακείμενης (γειτονικής) κατηγορίας (adjacent-category logistic model), το λογιστικό μοντέλο συνεχόμενου λόγου (continuation-ratio logistic model) και το λογιστικό μοντέλο αναλογικών λόγων πιθανοτήτων (proportional odds logistic model). Υπάρχει μια μεγάλη βιβλιογραφία αναφορικά με διάφορες πτυχές των διατακτικών λογιστικών μοντέλων παλινδρόμησης. Ορισμένες από τις δημοφιλέστερες αναφορές είναι οι εργασίες του Agresti (2002, 2010), οι οποίες κάνουν λόγο για τα τρία αυτά μοντέλα καθώς και για άλλα πιο εξειδικευμένα, αλλά και η εργασία των McCullagh and Nelder (1989). Οι Ananth and Kleinbaum (1997) σε μια ανασκόπηση της σχετικής βιβλιογραφίας ασχολούνται με τα μοντέλα συνεχόμενου λόγου και αναλογικών λόγων πιθανοτήτων καθώς και με άλλα τρία σπανιότερα χρησιμοποιούμενα· πρόκειται για τα με και δίχως περιορισμούς μοντέλα μερικών αναλογικών λόγων πιθανοτήτων (unconstrained partial-proportional odds model & constrained partial-proportional odds) καθώς και για το στερεοτυπικό λογιστικό μοντέλο (stereotype logistic model). Ο Greenland (1994) επίσης μελετά τα λογιστικά μοντέλα συνεχόμενου λόγου, αναλογικών λόγων πιθανοτήτων καθώς και τα στερεοτυπικά λογιστικά μοντέλα.

Ας υποθέσουμε ότι η διατακτική μεταβλητή απόκρισης Y μπορεί να λάβει $K + 1$ τιμές κωδικοποιημένες ως $0, 1, 2, \dots, K$. Για να συμβολίσουμε την πιθανότητα η τιμή της απόκρισης να είναι ίση με k για ένα διάνυσμα $\mathbf{x}$ των p συμμεταβλητών, χρησιμοποιούμε τη γενική έκφραση $P(Y = k | \mathbf{x}) = \varphi_k(\mathbf{x})$. Εάν υποθέσουμε ότι το μοντέλο είναι το πολυωνυμικό λογιστικό της προηγούμενης ενότητας, τότε $\varphi_k(\mathbf{x}) = \pi_k(\mathbf{x})$, όπου για $K = 2$ το μοντέλο δίνεται από τις εξισώσεις (4.1) ως (4.3). Στο πλαίσιο των μοντέλων της διατακτικής λογιστικής παλινδρόμησης το πολυωνυμικό μοντέλο συχνά καλείται ως μοντέλο λογάριθμου λόγου (συμπήρωματικών) πιθανοτήτων αναφοράς (baseline logit model). Ο όρος αυτός προέρχεται από το γεγονός του ότι το μοντέλο συχνά παραμετροποιείται έτσι ώστε οι συντελεστές να είναι λογάριθμοι λόγου πιθανοτήτων (log-odds ratios) συγκρίνοντας μια κατηγορία $Y = k$ με μια κατηγορία αναφοράς, $Y = 0$. Το πλήρως παραμετροποιημένο λογιστικό μοντέλο αναφοράς έχει $K \times (p + 1)$ συντελεστές. Υπό το μοντέλο αυτό οι λογάριθμοι λόγου (συμπήρωματικών) πιθανοτήτων έχουν ως εξής

$$g_k(\mathbf{x}) = \ln \left[\frac{\pi_k(\mathbf{x})}{\pi_0(\mathbf{x})} \right] = \beta_{k0} + \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}_k \quad (4.7)$$

για $k = 1, 2, \dots, K$.

Όταν πρόκειται για ένα διατακτικό μοντέλο πρέπει να αποφασίσουμε ποιες τιμές της απόκρισης να συγκρίνουμε και ποιο είναι το πιο εύλογο μοντέλο για το λογάριθμο λόγου (συμπήρωματικών) πιθανοτήτων. Ας υποθέσουμε για παράδειγμα ότι θέλουμε να συγκρίνουμε κάθε απόκριση με την αμέσως μεγαλύτερη. Το μοντέλο αυτό καλείται λογιστικό μοντέλο παρακείμενης (γειτονικής) κατηγορίας. Αν υποθέσουμε ότι οι λογάριθμοι λόγου δεν εξαρτώνται από την απόκριση και είναι γραμμικοί ως προς τους συντελεστές τότε οι λογάριθμοι λόγου (συμπήρωματικών) πιθανοτήτων του μοντέλου έχουν ως εξής:

$$a_k(\mathbf{x}) = \ln \left[\frac{\varphi_k(\mathbf{x})}{\varphi_{k-1}(\mathbf{x})} \right] = \alpha_k + \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta} \quad (4.8)$$

για $k = 1, 2, \dots, K$. Οι λογάριθμοι λόγου (συμπήρωματικών) πιθανοτήτων αυτοί είναι μια περιορισμένη εκδοχή των λογαρίθμων λόγου (συμπήρωματικών) πιθανοτήτων

αναφοράς. Αυτό μπορεί να φανεί καλύτερα εκφράζοντας τα τελευταία με όρους των πρώτων ως εξής:

$$\frac{\varphi_k(\mathbf{x})}{\varphi_0(\mathbf{x})} = \frac{\varphi_1(\mathbf{x})}{\varphi_0(\mathbf{x})} \times \frac{\varphi_2(\mathbf{x})}{\varphi_1(\mathbf{x})} \times \dots \times \frac{\varphi_k(\mathbf{x})}{\varphi_{k-1}(\mathbf{x})}$$

έτσι

$$\begin{aligned} \ln \left[\frac{\varphi_k(\mathbf{x})}{\varphi_0(\mathbf{x})} \right] &= \ln \left[\frac{\varphi_1(\mathbf{x})}{\varphi_0(\mathbf{x})} \right] + \ln \left[\frac{\varphi_2(\mathbf{x})}{\varphi_1(\mathbf{x})} \right] + \dots + \ln \left[\frac{\varphi_k(\mathbf{x})}{\varphi_{k-1}(\mathbf{x})} \right] \\ &= a_1(\mathbf{x}) + a_2(\mathbf{x}) + \dots + a_k(\mathbf{x}) \\ &= (\alpha_1 + \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}) + (\alpha_2 + \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}) + \dots + (\alpha_k + \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}) \\ &= (\alpha_1 + \alpha_2 + \dots + \alpha_k) + k\mathbf{x}'\boldsymbol{\beta} \end{aligned} \quad (4.9)$$

Βλέπουμε λοιπόν ότι το μοντέλο στην εξίσωση (4.9) είναι μια εκδοχή του μοντέλου αναφοράς στην εξίσωση (4.7) με σταθερό όρο $\beta_{0k} = (\alpha_1 + \alpha_2 + \dots + \alpha_k)$ και συντελεστές κλίσης $\boldsymbol{\beta}_k = k\boldsymbol{\beta}$

Ας υποθέσουμε ότι αντί να συγκρίνουμε κάθε απόκριση με την αμέσως μεγαλύτερη, τη συγκρίνουμε με όλες τις μικρότερές της, δηλαδή συγκρίνουμε την $Y = k$ με τις $Y < k$ για $k = 1, 2, \dots, K$. Το μοντέλο αυτό καλείται λογιστικό μοντέλο συνεχόμενου λόγου. Ο λογάριθμος λόγου (συμπληρωματικών) πιθανοτήτων του μοντέλου έχει ως εξής:

$$\begin{aligned} r_k(\mathbf{x}) &= \ln \left[\frac{P(Y = k | \mathbf{x})}{P(Y < k | \mathbf{x})} \right] \\ &= \ln \left[\frac{\varphi_k(\mathbf{x})}{\varphi_0(\mathbf{x}) + \varphi_1(\mathbf{x}) + \dots + \varphi_{k-1}(\mathbf{x})} \right] \\ &= \theta_k + \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}_k \end{aligned} \quad (4.10)$$

για $k = 1, 2, \dots, K$. Υπό την παραμετροποίηση στην εξίσωση (4.10) οι λογάριθμοι λόγου (συμπληρωματικών) πιθανοτήτων συνεχόμενου λόγου έχουν διαφορετικούς σταθερούς όρους και κλίσεις για κάθε λογάριθμο λόγου (συμπληρωματικών) πιθανοτήτων. Είναι επίσης δυνατόν να προσδιοριστεί ο συνεχόμενος λόγος συγκρίνοντας την $Y = k$ με τις $Y > k$ για $k = 1, 2, \dots, K - 1$. Τα αποτελέσματα ωστόσο που κανείς λαμβάνει από τις δύο παραμετροποιήσεις δεν είναι ισοδύναμα. Προτιμάται η πρώτη διότι αν $K = 1$ καθένα

από τα μοντέλα στις εξισώσεις (4.7)-(4.10) απλοποιείται στο σύνηθες λογιστικό μοντέλο παλινδρόμησης όπου οι λόγοι πιθανοτήτων συγκρίνουν την απόκριση $Y = 1$ με την $Y = 0$.

Το τρίτο και πιο συχνά χρησιμοποιούμενο μοντέλο διατακτικής λογιστικής παλινδρόμησης στο οποίο εστιάζουμε είναι το μοντέλο αναλογικών λόγων πιθανοτήτων. Με το μοντέλο αυτό συγκρίνουμε την πιθανότητα μιας μικρότερης ή ίσης απόκρισης $Y \leq k$ με την πιθανότητα μιας μεγαλύτερης απόκρισης $Y > k$:

$$\begin{aligned} c_k(\mathbf{x}) &= \ln \left[\frac{P(Y \leq k | \mathbf{x})}{P(Y > k | \mathbf{x})} \right] \\ &= \ln \left[\frac{\varphi_0(\mathbf{x}) + \varphi_1(\mathbf{x}) + \dots + \varphi_k(\mathbf{x})}{\varphi_{k+1}(\mathbf{x}) + \varphi_{k+2}(\mathbf{x}) + \dots + \varphi_K(\mathbf{x})} \right] \\ &= \tau_k + \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta} \end{aligned} \quad (4.11)$$

για $k = 0, 1, 2, \dots, K-1$. Στην περίπτωση όπου $K=1$ το μοντέλο όπως αυτό προσδιορίζεται στην εξίσωση (4.11) απλοποιείται στο συμπλήρωμα του συνήθους λογιστικού μοντέλου παλινδρόμησης καθώς χρησιμοποιεί τους λόγους πιθανοτήτων της απόκρισης $Y = 0$ προς την $Y = 1$.

Η μέθοδος που χρησιμοποιείται για την προσαρμογή καθενός εκ των περιγραφέντων παραπάνω μοντέλων, με εξαίρεση το δίχως περιορισμούς μοντέλο συνεχόμενου λόγου, στηρίζεται σε μια προσαρμογή της πολυωνυμικής πιθανοφάνειας και του λογαρίθμου της, όπως ο τελευταίος φαίνεται στην εξίσωση (4.4) για την περίπτωση όπου $K = 2$. Η διαδικασία της προσαρμογής αυτής περιλαμβάνει τα ακόλουθα βήματα: (α) οι εκφράσεις που προσδιορίζουν τους συγκεκριμένους λογαρίθμους λόγου (συμπληρωματικών) πιθανοτήτων του μοντέλου χρησιμοποιούνται για τη δημιουργία μιας εξίσωσης όπου το $\varphi_k(\mathbf{x})$ προσδιορίζεται ως μια συνάρτηση των αγνώστων παραμέτρων. (β) Οι τιμές μιας $K+1$ -διάστατης πολυωνυμικής απόκρισης $\mathbf{z}' = (z_0, z_1, \dots, z_K)$, , δημιουργούνται από τη διατακτική απόκριση ως $z_k = 1$ αν $y = k$ και $z_k = 0$ διαφορετικά. Έπεται ότι μόνο μια τιμή του z είναι κάθε φορά ίση με 1. Η γενική μορφή της πιθανοφάνειας για ένα δείγμα n ανεξάρτητων παρατηρήσεων $(y_i, \mathbf{x}_i)$ για $i = 1, 2, \dots, n$ είναι:

$$l(\beta) = \prod_{i=1}^n \left[\varphi_0(\mathbf{x}_i)^{z_{0i}} \times \varphi_1(\mathbf{x}_i)^{z_{1i}} \times \dots \times \varphi_K(\mathbf{x}_i)^{z_{Ki}} \right]$$

Έπεται ότι η συνάρτηση λογάριθμο-πιθανοφάνειας είναι:

$$L(\beta) = \sum_{i=1}^n z_{0i} \ln[\varphi_0(\mathbf{x}_i)] + z_{1i} \ln[\varphi_1(\mathbf{x}_i)] + \dots + z_{Ki} \ln[\varphi_K(\mathbf{x}_i)] \quad (4.12)$$

Παραγωγίζοντας την εξίσωση (4.12) ως προς καθεμιά εκ των αγνώστων παραμέτρων παίρνουμε τους εκτιμητές μέγιστης πιθανοφάνειας των παραμέτρων, θέτοντας καθεμιά εκ των $K + p$ εξισώσεων που προκύπτουν ίση με το μηδέν και λύνοντας ως προς $\hat{\beta}$. Ο εκτιμητής του πίνακα διασπορών συνδιασπορών των εκτιμώμενων συντελεστών λαμβάνεται με το συνήθη τρόπο υπολογίζοντας τον αντίστροφο του αρνητικού του πίνακα των δευτέρων μερικών παραγώγων στο $\hat{\beta}$.

Το μοντέλο αναλογικών λόγων πιθανοτήτων, σε αντίθεση με τα άλλα δύο περιγραφέντα μοντέλα τα οποία συγκρίνουν μια μεμονωμένη τιμή απόκρισης με μία ή περισσότερες τιμές αναφοράς, συγκρίνει αποκρίσεις μικρότερες ή ίσες μιας τιμής με εκείνες που είναι μεγαλύτερες αυτής (less than or equal versus more comparison). Αν για παράδειγμα η απόκριση είναι η ικανοποίηση που αντλεί ένας εργαζόμενος από την εργασία του, το μοντέλο μπορεί να δώσει τους λογαρίθμους λόγου μιας χαμηλής ικανοποίησης έναντι ενός έντονου τέτοιου συναισθήματος. Ο περιορισμός που τίθεται στο μοντέλο είναι ότι οι λογάριθμοι λόγου δεν εξαρτώνται από την κατηγορία απόκρισης. Τα αποτελέσματα ενός τέτοιου μοντέλου είναι πολύ πιο εύκολο να περιγράψουν σε σχέση με κάθε άλλο μοντέλο δίχως περιορισμούς, όντας στον ίδιο βαθμό πολύπλοκα με τα αποτελέσματα των άλλων μοντέλων με περιορισμούς. Η συνέπεια όμως της επίδρασης κατά μήκος των κατηγοριών απόκρισης πρέπει πάντοτε να ελέγχεται.

Αναφορικά και πάλι με το μοντέλο αυτό και όπως και σε κάθε άλλο διατακτικό μοντέλο, πρέπει να ελέγχεται αν η υπόθεση των αναλογικών λόγων πιθανοτήτων υποστηρίζεται από τα δεδομένα. Επιπλέον πρέπει να αξιολογείται η προσαρμογή του μοντέλου. Διάφοροι έλεγχοι έχουν προταθεί για τον έλεγχο της υπόθεσης των αναλογικών λόγων πιθανοτήτων και καθένας εξ αυτών συγκρίνει το μοντέλο της

Εφαρμογή του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης σε εκπαιδευτικά δεδομένα

εξίσωσης (4.11) με ένα επαυξημένο (augmented) μοντέλο στο οποίο οι συντελεστές των συμμεταβλητών έχουν ως εξής:

$$c_k(\mathbf{x}) = \ln \left[\frac{P(Y \leq k | \mathbf{x})}{P(Y > k | \mathbf{x})} \right] = \tau_k - \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta}_k \quad (4.13)$$

όπου $\tau_k < \tau_{k+1}$ για $k=1, \dots, K$. Ο Brant (1990) πρότεινε ένα Wald test το οποίο συγκρίνει εκτιμητές των συντελεστών από μια προσαρμογή του μοντέλου στην εξίσωση (4.13) με εκείνους από μια προσαρμογή του μοντέλου στην εξίσωση (4.11). Ο έλεγχος έχει $[(K+1)-2] \times p$ βαθμούς ελευθερίας.

Οι Fagerland and Hosmer (2012) λαμβάνοντας υπόψη τους ελέγχους καλής προσαρμογής για το μοντέλο αναλογικών λόγων πιθανοτήτων που πρότειναν οι Lipsitz et al. (1996) και Pulkstenis and Robinson (2004), πρότειναν έναν καινούργιο έλεγχο που αποτελεί επέκταση του ελέγχου των Hosmer-Lemeshow για το πολυωνυμικό μοντέλο λογιστικής παλινδρόμησης στο οποίο έγινε λόγος στην προηγούμενη ενότητα.

Έστω ότι έχουμε προσαρμογή του μοντέλου αναλογικών λόγων πιθανοτήτων της εξίσωσης (4.11) με p συμμεταβλητές και το χρησιμοποιούμε για την εκτίμηση των αθροιστικών πιθανοτήτων

$$\hat{\pi}_k(\mathbf{x}) = \frac{e^{\hat{c}_k(\mathbf{x})}}{1 + e^{\hat{c}_k(\mathbf{x})}} \quad (4.14)$$

όπου $\hat{c}_k(\mathbf{x}) = \hat{\tau}_k - \hat{\boldsymbol{\beta}}' \mathbf{x}$. Χρησιμοποιώντας τους εκτιμητές αθροιστικών πιθανοτήτων της εξίσωσης (4.14) για την εκτίμηση των πιθανοτήτων των μεμονωμένων αποκρίσεων, $P(Y = k | \mathbf{x})$, έχουμε:

$$\hat{\phi}_k(\mathbf{x}) = \begin{cases} \hat{\pi}_0(\mathbf{x}), & k = 0 \\ \hat{\pi}_k(\mathbf{x}) - \hat{\pi}_{k-1}(\mathbf{x}), & k = 1, \dots, K-1 \\ 1 - \hat{\pi}_{K-1}(\mathbf{x}), & k = K \end{cases}$$

Στη συνέχεια χρησιμοποιούμε αυτές τις εκτιμώμενες πιθανότητες, σύμφωνα με τους Lipsitz et al. (1996), για τον υπολογισμό ενός διατακτικού σκορ για κάθε πολυδιάστατη παρατήρηση:

$$s_i = \sum_{k=0}^K k \times \hat{\varphi}_k(\mathbf{x}_i)$$

Έπειτα δημιουργούμε μια μεταβλητή ομαδοποίησης χωρίζοντας τις διατεταγμένες, με βάση το διατακτικό σκορ τους, παρατηρήσεις σε g ισομεγέθεις ομάδες. Ορίζουμε g δείκτριες μεταβλητές ως εξής:

$$I_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{Αν το } s_i \text{ είναι στην ομάδα } j \\ 0 & \text{Διαφορετικά} \end{cases}$$

Οι Lipsitz et al. (1996) προτείνουν την αξιολόγηση της καλής προσαρμογής μέσω της προσαρμογής του επαυξημένου μοντέλου που περιέχει $g - 1$ δείκτριες μεταβλητές

$$c_k(\mathbf{x}_i, \mathbf{I}_i) = \tau_k - \mathbf{x}'\boldsymbol{\beta} + \sum_{j=1}^{g-1} \gamma_j I_{ij} \quad (4.15)$$

και της διεξαγωγής ενός ελέγχου λόγου πιθανοφάνειας του επαυξημένου μοντέλου της εξίσωσης (4.15) προς το μοντέλο της εξίσωσης (4.11). Υπό την υπόθεση ότι $\gamma_j = 0$, για $j = 1, \dots, g - 1$, και ότι το δείγμα είναι επαρκώς μεγάλο, ο έλεγχος ακολουθεί μια χι τετράγωνο κατανομή με $g - 1$ βαθμούς ελευθερίας. Προκειμένου κάθε ομάδα να έχει έναν επαρκή αριθμό παρατηρήσεων και να υπάρχουν αρκετές ομάδες έτσι ώστε να ανιχνευθούν ενδεχόμενες αποκλίσεις από τις υποθέσεις του μοντέλου, προτείνεται $6 \leq g \leq \frac{n}{5K}$. Ένα μειονέκτημα του ελέγχου Lipsitz είναι ότι δε στηρίζεται σε μια σύγκριση των παρατηρούμενων συχνοτήτων με τις εκτιμώμενες, μέσω του μοντέλου, συχνότητες σύμφωνα με την απόκριση κάθε ομάδας.

Οι Fagerland και Hosmer (2012) προτείνουν μια επέκταση του ελέγχου καλής προσαρμογής των Hosmer-Lemeshow για το πολυωνυμικό μοντέλο λογιστικής παλινδρόμησης. Η βάση του ελέγχου αυτού είναι ένας $g \times (K + 1)$ πίνακας παρατηρούμενων και αναμενόμενων συχνοτήτων. Οι g γραμμές αντιστοιχούν στις ίδιες g ομάδες των ταξινομημένων διατακτικών σκορ που χρησιμοποιούνται στον έλεγχο Lipsitz και οι στήλες στις $K + 1$ τιμές της μεταβλητής απόκρισης. Εάν συμβολίσουμε τις παρατηρήσεις σε κάθε ομάδα j με Ω_j , με

$$O_{jk} = \sum_{i \in \Omega_k} z_{ik}$$

και

$$\hat{E}_{jk} = \sum_{i \in \Omega_k} \hat{\phi}_k(\mathbf{x}_i)$$

τότε το στατιστικό του ελέγχου είναι

$$C_O = \sum_{l=1}^g \sum_{k=0}^K \frac{(O_{lk} - \hat{E}_{lk})^2}{\hat{E}_{lk}}$$

Η κατανομή του στατιστικού αυτού υπό τη μηδενική υπόθεση ότι το προσαρμοσμένο μοντέλο είναι το σωστό και θεωρώντας επαρκώς μεγάλο δείγμα, είναι χι τετράγωνο με $K \times (g - 2) + (K - 1)$ βαθμούς ελευθερίας.

Ο έλεγχος των Lipsitz et al. (1996) έχει λιγότερους βαθμούς ελευθερίας σε σχέση με τον C_O . Προσομοιώσεις των Fagerland και Hosmer (2012) έδειξαν ότι ο πρώτος έχει μεγαλύτερη ισχύ για την ανίχνευση ενδεχόμενων παραβάσεων των απαιτούμενων της σύνθεσης του μοντέλου, $\beta'x$, σε σχέση με τον τελευταίο, με τον C_O ωστόσο να έχει μεγαλύτερη δύναμη ανίχνευσης κάποιας παράβασης της υπόθεσης αναλογικών λόγων πιθανοτήτων. Συνίσταται και οι δύο έλεγχοι να χρησιμοποιούνται όταν πρόκειται για την αξιολόγηση της καλής προσαρμογής ενός μοντέλου αναλογικών λόγων πιθανοτήτων (Hosmer et al., 2013).

Ανακεφαλαιώνοντας, η μοντελοποίηση μιας διατακτικής απόκρισης με ένα από τα διατακτικά μοντέλα λογιστικής παλινδρόμησης που περιγράφησαν στην παρούσα ενότητα ακολουθεί τις ίδιες μεθόδους που περιγράφηκαν στις προηγούμενες ενότητες αναφορικά με τις διωνυμικές και τις πολυωνυμικές αποκρίσεις. Η επιλογή του εκάστοτε διατακτικού μοντέλου πρέπει να γίνει στη βάση της λήψης των εκτιμητών των λόγων πιθανοτήτων εκείνων που θα είναι χρησιμότεροι στην πράξη, στο πλαίσιο του εκάστοτε υπό διερεύνηση προβλήματος. Η επιλογή του πολυωνυμικού μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης είναι μια καλή εναλλακτική επιλογή όταν οι υποθέσεις των διατακτικών μοντέλων δε φαίνεται να ισχύουν.

2. ΕΝΝΟΙΟΛΟΓΙΚΗ ΠΡΟΣΕΓΓΙΣΗ ΤΩΝ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ ΚΑΙ ΠΕΡΙΓΡΑΦΙΚΑ ΣΤΟΙΧΕΙΑ

2.1. Εισαγωγή

Τα δεδομένα που χρησιμοποιήθηκαν στα πλαίσια της παρούσας εργασίας προέρχονται εξ' ολοκλήρου από τη διατριβή του Αθανάσιου Κούλη (2019), η οποία μεταξύ άλλων αναφέρεται στην εργασιακή ικανοποίηση, την εργασιακή εξουθένωση και την επαγγελματική ανάπτυξη των εκπαιδευτικών στο ελληνικό πλαίσιο. Παρακάτω περιγράφονται ορισμένα χαρακτηριστικά της διαδικασίας με την οποία έγινε η συλλογή των δεδομένων αυτών, διαδικασία η οποία ολοκληρώθηκε κατά τα τέλη του 2017, καθώς και ορισμένες βασικές έννοιες που άπτονται του θεωρητικού υποβάθρου το οποίο αποτέλεσε την αφετηρία αλλά και τον οδηγό της προαναφερθείσας διαδικασίας. Οι ακόλουθες ενότητες θα αναδείξουν τόσο τη γενικότερη φιλοσοφία της έρευνας εκείνης όσο και το πλαίσιο στο οποίο διεξήχθη, ενώ η φύση των ερωτημάτων που τέθηκαν στους συμμετέχοντες σε αυτή και ως εκ τούτου των συγκεντρωθέντων δεδομένων, η οποία επίσης θα σκιαγραφηθεί διεξοδικά παρακάτω, αναμένεται να θέσει τις κατευθυντήριες εκείνες γραμμές που θα μας καθοδηγήσουν στις όποιες στατιστικές αναλύσεις της παρούσας μελέτης. Αντλώντας μια αυξημένη κατανόηση του ευρύτερου ερευνητικού συγκείμενου της έρευνας από την οποία προέκυψαν τα δεδομένα αλλά και του ίδιου του επιστημονικού αντικειμένου στο οποίο αυτή εμπίπτει, θα καταστεί δυνατό τα ευρήματα και της παρούσας εργασίας να νοηματουδοτούνται στη βάση του πεδίου εντός του οποίου παρήχθησαν σε πρώτη φάση τα δεδομένα αυτά.

2.2. Εννοιολογική Προσέγγιση

2.2.1. Επαγγελματική Ανάπτυξη

Πρώτιστο στόχο κάθε εκπαιδευτικού συστήματος αποτελεί η διατήρηση ενός ικανού και άρτια καταρτισμένου εκπαιδευτικού δυναμικού (Rebore, 2010). Δεδομένης λοιπόν της έντονης ρευστότητας που χαρακτηρίζει τη σύγχρονη κοινωνία και δοθέντος του ότι ένας μεγάλος αριθμός εκπαιδευτικών μένουν ελλιπώς προετοιμασμένοι από τις αρχικές τους σπουδές για τις μετέπειτα ανάγκες του επαγγέλματός τους (Villegas-Reimers, 1998; Ball, 2000; Darling-Hammond, 2000; Henning, 2000; Shields et al., 2001;

Darling-Hammond and Sykes, 2003), καθίσταται περισσότερο αναγκαία από ποτέ η ανάγκη για συμμετοχή των λειτουργών της εκπαίδευσης σε δραστηριότητες επαγγελματικής ανάπτυξης, οι οποίες δύνανται να τους εξοπλίσουν με τρόπο τέτοιο ώστε να είναι σε θέση να ανταπεξέλθουν στις ποικίλες προκλήσεις και απαιτήσεις που αναδύονται ολοένα και συχνότερα και εντονότερα στα πλαίσια της καθημερινής άσκησης του διδακτικού επαγγέλματος (Girvan et al., 2016).

Η επαγγελματική ανάπτυξη με μία ευρύτερη έννοια αναφέρεται στην ανάπτυξη ενός ατόμου στα πλαίσια του επαγγελματικού του ρόλου. Στην περίπτωση του εκπαιδευτικού, συνίσταται στην επαγγελματική του βελτίωση, την ανάπτυξη που επιτυγχάνεται σαν αποτέλεσμα της αποκόμισης ολοένα και περισσότερων εμπειριών και της εξέτασης, της ανάλυσης και του αναστοχασμού που ο ίδιος συστηματικά κάνει στη διδασκαλία (Glatthorn, 1995).

Η επαγγελματική ανάπτυξη περιλαμβάνει τις επίσημες εμπειρίες που αποκόμισε ο εκπαιδευτικός, όπως τη συνέχιση των σπουδών του σε μεταπτυχιακό, διδακτορικό και μεταδιδακτορικό επίπεδο καθώς και γενικότερα τα διάφορα προγράμματα ενίσχυσης προσόντων, την παρακολούθηση συνεδρίων και επαγγελματικών συναντήσεων, το επίσημα οργανωμένο και δομημένο mentoring, τη συμμετοχή σε ατομικές ή και συνεργατικές έρευνες σε ζητήματα ενδιαφέροντος, τις συστηματικές επισκέψεις σε άλλες σχολικές μονάδες, τη συμμετοχή σε δίκτυα εκπαιδευτικών, αλλά και τις ανεπίσημες εμπειρίες όπως είναι για παράδειγμα η προσωπική μελέτη επιστημονικών δημοσιεύσεων και η παρακολούθηση ιστοτόπων εκπαιδευτικού περιεχομένου (Ganser, 2000).

Σε ένα παρεμφερές, αλλά και συνάμα πιο απτό πλαίσιο ο OECD (2009) ορίζει ως επαγγελματική ανάπτυξη τις δραστηριότητες εκείνες που αναπτύσσουν τις ατομικές δεξιότητες του εκπαιδευτικού, την εξειδικευμένη γνώση του για το επιστημονικό του αντικείμενο (Dadds, 2001, 2014), τις διδακτικές πρακτικές και στρατηγικές του.

Η επαγγελματική ανάπτυξη αντικρίζεται πλέον ως μιας πολυεπίπεδη έννοια· μελετώντας την κανείς πρέπει να εξετάσει το περιεχόμενο των εμπειριών, τις διαδικασίες με τις οποίες αυτή λαμβάνει χώρα, αλλά και τα πλαίσια στα οποία διεξάγεται (Ganser, 2000; Fielding and Schalock, 1985). Πρόκειται για μια μακροπρόθεσμη διαδικασία, μια διαδικασία δια βίου μάθησης, οι σύγχρονες μορφές

της οποίας στηρίζονται στον εποικοδομισμό (Cohen, 1990; Ganser, 2000; Lieberman, 1994; Dudzinski, et al., 2000), αντικρύζοντας τον εκπαιδευτικό ως ενεργό εκπαιδευόμενο (Lieberman, 1994; McLaughlin and Zarrow, 2001).

Η συμμετοχή σε δραστηριότητες επαγγελματικής ανάπτυξης μπορεί πράγματι να έχει καθοριστικό αντίκτυπο στις αντιλήψεις και τη γενικότερη συμπεριφορά των εκπαιδευτικών σε επίπεδο διδακτικών, και όχι μόνο, πρακτικών και μεθόδων (Griffin et al., 2017; Wood and Bennett, 2000; Youngs, 2001; Borko and Putnam, 1995; Warwick and Reimers, 1995; Cohen and Hill, 1997; Supovitz and Turner, 2000; Supovitz, Mayer and Kahle, 2000), καλλιεργώντας παράλληλα τη διδακτική τους ευελιξία και ενισχύοντας τον επαγγελματισμό, τη διδακτική ετοιμότητα και την αυτοπεποίθησή τους (Jahangir, Saheen and Kazmi, 2012; Ngala and Odebero, 2010; Ekroh, Edet and NKama, 2013). Οι δραστηριότητες επαγγελματικής ανάπτυξης συμβάλλουν επίσης στην καλλιέργεια των αναστοχαστικών δεξιοτήτων των εκπαιδευτικών (Grundy, 1982; Elliott, 1991; Day, 1985; Tripp, 1988; Holly, 1989; Clandinin, 1989; Munby and Russell, 1990) ωθώντας τους στην κατεύθυνση του προτύπου ενός αναστοχαζόμενου επαγγελματία και οδηγώντας έτσι τελικά σε μια συνολικότερη βελτίωση της παρεχόμενης εκπαίδευσης (Avalos, 2011; Girvan et al., 2016).

Ως αποτέλεσμα της βελτίωσης αυτής ενισχύονται τα επίπεδα επίτευξης των μαθητών (Villegas-Reimers, 2003; Grosso de Leon, 2001; Guzman, 1995; McGinn and Borden, 1995; Tatto, 1999; Darling-Hammond, 1999; Kennedy, 1998; Borko and Putnam, 1995; Warwick and Reimers, 1995; Cohen and Hill, 1997), με την αναγνώριση στο έργο των εκπαιδευτικών εκ μέρους συναδέλφων, κηδεμόνων και ηγεσίας να αυξάνεται αισθητά. Μια τέτοια αυξημένη αναγνώριση συμβάλλει στη δημιουργία ενός καλύτερου κλίματος εντός της σχολικής μονάδας, κάτι που οδηγεί τους εκπαιδευτικούς σε αυξημένα επίπεδα ικανοποίησης και χαμηλά επίπεδα εξουθένωσης, μειώνοντας τις πιθανότητες εργασιακής φυγής (Özer and Beycioglu, 2010; Reynolds, Ross and Rakow, 2008). Εντός ενός τέτοιου κλίματος λοιπόν φαίνεται να επιτυγχάνονται αποτελεσματικότερα οι ποικίλοι στόχοι της σχολικής μονάδας, με τη βελτίωση της ίδιας της λειτουργίας της αλλά και συνολικότερα της εκπαιδευτικής διαδικασίας να είναι θεαματική.

Προκειμένου όμως η συμμετοχή των εκπαιδευτικών σε επιμορφωτικές δράσεις να έχει όλα τα προαναφερθέντα οφέλη πρέπει οι τελευταίες να είναι άρτια σχεδιασμένες και στοχευμένες στις εκάστοτε ανάγκες των εκπαιδευτικών. Γι' αυτό και η διερεύνηση των αναγκών αυτών οφείλει να αποτελεί το πρώτο βήμα πριν από τον σχεδιασμό οποιουδήποτε τέτοιου είδους προγράμματος. Σε χώρες όπως η Φινλανδία, ο Καναδάς, η Αυστραλία και η Σιγκαπούρη, η διερεύνηση αυτή είναι συστηματική (Darling-Hammond, 2017).

Αντιθέτως στην Ελλάδα, μολονότι οι εκπαιδευτικοί επιζητούν έντονα μια επιμόρφωση άμεσα συνδεδεμένη με τη σχολική πράξη (Πατούνα κ.α., 2005; Νάσαινας, 2010) που να χαρακτηρίζεται από ενεργή εμπλοκή των επιμορφούμενων στο σχεδιασμό και την αξιολόγηση (Μπατσούτα και Παπαγιαννίδου, 2006; Μαυρογιώργος, 2011), εντούτοις στην πράξη οι ανάγκες τους δε διερευνώνται συστηματικά ούτε και συνυπολογίζονται στη διαμόρφωση των επιμορφωτικών προγραμμάτων (Κασσωτάκης και Αθανασοπούλου-Βραχάμη, 2011; Υφαντή και Βοζαΐτης, 2011). Παρέχονται προγράμματα ακαδημαϊκού, ως επί το πλείστον, χαρακτήρα (Κασσωτάκης και Αθανασοπούλου-Βραχάμη, 2011; Κατσαρού και Δεδούλη, 2008; Πατούνα κ.α., 2005) που δεν ανταποκρίνονται στις άμεσες και συνήθως επί του πρακτέου ανάγκες των εκπαιδευτικών και στα οποία ορισμένες φορές ακόμα και η γνώση των επιμορφωτών δεν είναι η καταλληλότερη (Κασσωτάκης και Αθανασοπούλου-Βραχάμη, 2011; Κατσαρού και Δεδούλη, 2008). Η εικόνα αυτή που διαμορφώνεται στο επίπεδο της ενδοϋπηρεσιακής επιμόρφωσης έχει ως αποτέλεσμα τη μειωμένη ικανοποίηση των εκπαιδευτικών από τα προγράμματα στα οποία έχουν ως ώρας συμμετάσχει (Φώκιαλη και Ράπτης, 2008; Βιτσιλάκη-Σορωνιάτη κ.ά., 2007; Υφαντή και Καραντζής, 2007; Βεργίδης κ.α., 2010α, 2010β; Χατζηδήμου και Στραβάκου, 2003), με τη στάση μάλιστα των εκπαιδευτικών της πρωτοβάθμιας να είναι περισσότερο κριτική απέναντι στις επιμορφώσεις των σχολικών συμβουλών (Βεργίδης κ.α., 2010β).

2.2.2. Εργασιακή Εξουθένωση (Burnout)

Ο όρος εργασιακή εξουθένωση (burnout) διερευνήθηκε για πρώτη φορά τη δεκαετία του 1970 με αφορμή μία εκτεταμένη κρίση που έκανε την εμφάνισή της στο πεδίο των ανθρωπιστικών επαγγελμάτων και δη ανάμεσα στους υπέρ-φορτωμένους από υποχρεώσεις και συνάμα απογοητευμένους εργαζόμενους των σχετικών αυτών κλάδων (Freudenberger, 1974). Είναι δύσκολο να δοθεί ακριβής ορισμός της εξουθένωσης

καθώς πρόκειται για μια έννοια πολυεπίπεδη που κινείται και διασχίζει πολλές επιμέρους έννοιες και φαινόμενα (Dworkin, 1987; Farber, 1991; Handy, 1988; Jackson, Schwab, and Schuler, 1986; Shirom, 1989).

Η εξουθένωση συνήθως περιγράφεται σαν ένα σύνδρομο συναισθηματικής εξάντλησης, αποπροσωποποίησης και μειωμένης προσωπικής επίτευξης (Maslach and Jackson, 1981; Maslach, Jackson and Leiter, 1996). Οι Maslach, Jackson and Leiter (1996) αναγνωρίζουν τη συναισθηματική εξάντληση σαν ένα κομβικό ζήτημα και παράγοντα σημαίνουσας σημασίας για τη διαμόρφωση της επαγγελματικής εξουθένωσης, ενώ οι Pines και Aronson (1988) συμπεριλαμβάνουν και τη φυσική εξάντληση που χαρακτηρίζεται από χαμηλά επίπεδα ενέργειας και χρόνια κούραση.

Υπάρχουν αρκετά μοντέλα για την εννοιολογική προσέγγιση της εξουθένωσης, καθένα εκ των οποίων περιγράφει υπό ένα διαφορετικό πρίσμα την ανάπτυξη και την εξελικτική πορεία του φαινομένου (Maslach, 1982; Cedoline, 1982; Cunningham, 1982, 1983; Farber, 1991; Maslach and Jackson, 1984; Jackson et al., 1986; Farber, 1991; Shirom, 1989; Cherniss, 1980; Golembiewski, Munzenrider and Carter, 1983; Leiter, 1989, 1991a,b). Δημοφιλέστερο όλων είναι το μοντέλο των Maslach and Jackson (Maslach and Jackson, 1981; Maslach, Jackson and Leiter, 1996), το οποίο συνίσταται σε τρία αλληλοσυσχετιζόμενα στοιχεία. Πρόκειται για τη συναισθηματική εξάντληση (emotional exhaustion), την αποπροσωποποίηση (depersonalization) και την προσωπική επίτευξη (personal accomplishment) (Maslach and Jackson, 1984; Jackson et al., 1986; Farber, 1991).

Η συναισθηματική εξάντληση αναφέρεται στην αίσθηση του να νιώθει κανείς ψυχολογικά υπέρ-φορτωμένος και παράλληλα αποστραγγισμένος ως προς τα ψυχικά του αποθέματα. Η αποπροσωποποίηση αναφέρεται σε μία αρνητική, σκληρή ή υπερβολικά αποστασιοποιημένη συμπεριφορά προς τους γύρω, και δη προς τους αποδέκτες του παρεχόμενου έργου. Η μειωμένη προσωπική επίτευξη αναφέρεται σε μια χαμηλή αίσθηση προσωπικής αξιοσύνης και ως εκ τούτου σε μια αυτοεκλαμβάνουσα αδυναμία επιτυχούς διεκπεραίωσης της εργασίας. Ο καθοριστικός ρόλος που διαδραματίζουν τα τρία αυτά δομικά στοιχεία του συγκεκριμένου μοντέλου στη διαμόρφωση της εργασιακής εξουθένωσης έχουν επαληθευτεί, αναφορικά με το πεδίο της εκπαίδευσης, τόσο στο πλαίσιο της πρωτοβάθμιας όσο και σε εκείνο της δευτεροβάθμιας (Beck and Gargiulo, 1983; Byrne, 1991a, 1991b, 1993, 1994; Friesen,

Prokop, and Sarros, 1988; Friesen and Sarros, 1989; Gold, 1984; Iwanicki and Schwab, 1981; Jackson et al., 1986; Schwab and Iwanicki, 1982a, 1982b).

Η γενικευμένη εργασιακή ανασφάλεια και η έντονη κοινωνική κρίση έχουν οδηγήσει σε μια εντατικοποίηση των ευθυνών και των απαιτήσεων που απορρέουν από τα ανθρωπιστικά επαγγέλματα. Οι εργαζόμενοι σε αυτά καλούνται να φέρουν σε πέρας μεγαλύτερο όγκο εργασίας με λιγότερα μέσα, μικρότερες ανταμοιβές (Farber, 1991) και μικρότερη κοινωνική αναγνώριση (Woods, 1999). Η διαμορφούμενη κατάσταση οδηγεί σε υψηλά επίπεδα άγχους, το οποίο με τη σειρά του δημιουργεί έντονα συναισθήματα εξουθένωσης (Cherniss, 1995)

Οι εκπαιδευτικοί είναι ανάμεσα στους επαγγελματίες που βιώνουν τα υψηλότερα επίπεδα εργασιακού άγχους (Stoeber and Rennert, 2008; Jennet, Harris and Mesibov, 2003; Borg and Falzon, 1989; Brenner, 1982; Capel, 1992; Koleva, 1985; Kyriacou, 1980; Kytaev-Smyk, 1983; Muller-Limmroth, 1980; Temml, 1994). Το άγχος αυτό δύναται να οδηγήσει σε συχνές απουσίες από την εργασία, σε μικρότερη αφοσίωση, σε παροδικές ή διαρκείς ασθένειες, σε διάφορες ψυχοσωματικές παθήσεις καθώς και σε έντονα επίπεδα εργασιακής πίεσης (Veninga and Spradley, 1981; Nias, 1989). Όταν οι εκπαιδευτικοί εργάζονται εντός ενός τέτοιου αγχογόνου περιβάλλοντος, τείνουν να μη μένουν ικανοποιημένοι από την εργασία τους και οδηγούνται προοδευτικά στην εξουθένωση (Jennet et al, 2003; Cano-Garcia, Padilla-Munoz and Carrasco-Ortiz, 2005; Hakanen, Bakker and Schaufeli, 2006) και εν συνεχεία στην εγκατάλειψη της εργασίας ή ισοδύναμα στην πλήρη αποξένωση από αυτή.

Ο φόρτος εργασίας των εκπαιδευτικών (Hargreaves, 2003; Lindqvist and Nordänger, 2006), η στάση και η συμπεριφορά των μαθητών, των γονέων και των συναδέλφων τους καθώς και ο βαθμός στον οποίο τους δίνεται η ευκαιρία να μεταδίδουν στους μαθητές τους αξίες και ιδανικά στο πλαίσιο της διδασκαλίας (Bernstein and Brannen, 1996; Campbell and Neill, 1994; Croll, 1996; Drummond, 1993; Evans, Packwood, Neill and Campbell, 1994; Hughes, 1995; Osborn and Black, 1994; Osborn, Broadfoot, Abbott, Croll and Pollard, 1992; Pollard, Broadfoot, Croll, Osborn and Abbott, 1994; Webb, 1993; Webb, 1994; Kelchtermans, 1996) αποτελούν ιδιαίτερα σημαντικούς παράγοντες που διαμορφώνουν τα επίπεδα της εργασιακής τους εξουθένωσης.

Καθοριστικές είναι επίσης και οι παράμετροι του βαθμού υποστήριξης και ανατροφοδότησης των εκπαιδευτικών εκ μέρους της σχολικής ηγεσίας, οι συνθήκες που αυτή δημιουργεί στη σχολική μονάδα, ο γενικότερος τρόπος λειτουργίας της τελευταίας (Leithwood, Menzies, Jantzi and Leithwood, 1999), αλλά και ο βαθμός αυτονομίας τον οποίο απολαμβάνουν οι εκπαιδευτικοί κατά την επιτέλεση του έργου τους (Karasek, 1979; Karasek and Theorell, 1990; Ballet, Kelchtermans and Loughran, 2006; Skaalvik and Skaalvik, 2007; Peeters and Rutte, 2005). Φαίνεται γενικότερα ότι οι ενδογενείς διστάσεις της εργασίας και δη της ικανοποίησης που οι εκπαιδευτικοί αντλούν από αυτή, διαδραματίζουν σημαντικότερο ρόλο για τη διαμόρφωση των επιπέδων εξουθένωσης σε σχέση με τους περισσότερο εξωτερικούς παράγοντες (Koustelios and Tsigilis, 2005).

Η εξουθένωση έχει βρεθεί να σχετίζεται με το φύλο των εκπαιδευτικών, τη βαθμίδα εκπαίδευσης και την προϋπηρεσία τους (Maslach, Jackson and Leiter, 1996; Antoniou, Polychroni and Vlachakis, 2006; Tsigilis, Zournatzi and Koustelios, 2011; Antoniou, Ploumpi and Ntalla, 2013; Kantas and Vassilaki, 1997). Οι Έλληνες εκπαιδευτικοί φαίνεται να βιώνουν θετικά συναισθήματα προσωπικής επίτευξης (Papastyliou, Kaila and Polychronopoulos, 2009) και έτσι, μολονότι τα επίπεδα άγχους είναι αρκετά υψηλά (Antoniou, Polychroni and Vlachakis, 2006; Κάντας, 2001; Pomaki and Anagnostopoulou, 2003), φαίνεται να βιώνουν τελικά λιγότερο έντονα συναισθήματα εξουθένωσης σε σχέση με συναδέλφους τους άλλων χωρών (Kantas and Vassilaki, 1997; Κάντας, 2001; Koustelios, 2001; Koustelios and Tsigilis, 2005; Antoniou, Polychroni and Vlachakis, 2006)

2.1. Ερευνητική Μέθοδος

Για τις ανάγκες του ποσοτικού σκέλους της μελέτης του Κούλη (2019), επελέγη να χρησιμοποιηθεί η μέθοδος της έρευνας ερωτηματολογίου (survey research), στη βάση των ιδιαίτερα σημαντικών συγκριτικών της πλεονεκτημάτων εν σχέση με τις υπόλοιπες διαθέσιμες μεθόδους.

Καταρχάς η συγκεκριμένη μέθοδος έχει ως βασικό της χαρακτηριστικό την ανωνυμία. Η ανωνυμία των ερευνών ερωτηματολογίου ωθεί στους συμμετέχοντες στο να δίνουν

περισσότερο ειλικρινείς, έγκυρες και αξιόπιστες απαντήσεις, παρέχοντας έτσι στον ερευνητή μια πιο ασφαλή οδό προς την σκιαγράφηση μιας εικόνας, αναφορικά με τα υπό διερεύνηση κάθε φορά μεγέθη, που να βρίσκεται πιο κοντά στην πραγματικότητα, τουλάχιστον σε σχέση με άλλες ποσοτικές μεθόδους. Έτσι εξασφαλίζεται σε μεγάλο βαθμό μια αυξημένη αξιοπιστία των αποτελεσμάτων της εκάστοτε τέτοιας ερευνητικής προσπάθειας μέσω διαδικασιών συμπερασματολογίας πάνω σε δεδομένα εξίσου αυξημένης αξιοπιστίας. Μεγαλύτερη ειλικρίνεια στις απαντήσεις των συμμετεχόντων παρατηρείται ειδικά στην περίπτωση που είναι ξεκάθαρο στο πλαίσιο της ερευνητικής διαδικασίας ότι η συμπλήρωση του ερωτηματολογίου είναι ανώνυμη και ότι θα τηρηθεί κάθε κώδικας επιστημονικής δεοντολογίας, με τα αποτελέσματα να διατηρούν κι αυτά με τη σειρά τους αυστηρά την ανωνυμία, κάτι το οποίο όπως θα φανεί παρακάτω ήταν ξεκάθαρα διατυπωμένο στο ερωτηματολόγιο που χρησιμοποιήθηκε στα πλαίσια της προαναφερθείσας έρευνας από την οποία παρήχθησαν τα δεδομένα.

Επιπλέον η έρευνα ερωτηματολογίου είναι δυνατόν να εξετάσει ένα υπό διερεύνηση χαρακτηριστικό σε έναν μεγάλο πληθυσμό αναφοράς. Καμία άλλη ερευνητική μέθοδος δεν μπορεί να παρέχει αυτή την ευρύτητα, η οποία εγγυάται ότι με τη χρήση της κατάλληλης δειγματοληπτικής μεθόδου, ανάλογα με το εκάστοτε ερευνητικό πλαίσιο και περιβάλλον, είναι δυνατόν να ληφθούν ιδιαίτερα αξιόπιστα αποτελέσματα με βάση τα οποία δύνανται στη συνέχεια να εξαχθούν ιδιαίτερα αξιόπιστα και έγκυρα συμπεράσματα. Η αυξημένη αυτή αξιοπιστία των συμπερασμάτων δύναται να οδηγήσει από εκεί και πέρα στο σχεδιασμό εύστοχων ενεργειών σε επίπεδο αποφάσεων, που στην περίπτωση της εργασίας στην οποία αναφερόμαστε δεν ήταν άλλο από το επίπεδο της χάραξης της εκπαιδευτικής πολιτικής για το ζήτημα της επαγγελματικής ανάπτυξης των εκπαιδευτικών.

Η έρευνα ερωτηματολογίου μπορεί επιπρόσθετα να διεξαχθεί σε πολλές μορφές. Ανάμεσα σε αυτές είναι οι διαδικτυακές έρευνες, οι έρευνες μέσω ηλεκτρονικού ταχυδρομείου, οι έρευνες μέσω των μέσων κοινωνικής δικτύωσης, οι έρευνες με έντυπα ερωτηματολόγια, οι τηλεφωνικές έρευνες και οι αυστηρά δομημένες συνεντεύξεις. Όταν δεν είναι εύκολη η άμεση επικοινωνία με ορισμένους από τους συμμετέχοντες συνήθως χρησιμοποιείται ένας συνδυασμός των διαφόρων μορφών έρευνας με ερωτηματολόγιο, κάτι που έγινε και στην περίπτωση της έρευνας αναφοράς (Κούλης, 2019). Στα πλαίσια αυτής χρησιμοποιήθηκε και έντυπο αλλά και ηλεκτρονικό

ερωτηματολόγιο, με το δεύτερο να αξιοποιείται κυρίως σε εκείνες τις περιπτώσεις εκπαιδευτικών στις οποίες δεν ήταν εύκολη, λόγω του ότι έμεναν μακριά από τον τόπο διαμονής του ερευνητή αλλά και σε μακρινές μεταξύ τους αποστάσεις, η διανομή και συγκέντρωση των έντυπων ερωτηματολογίων.

Σε σχέση με άλλες ποσοτικές προσεγγίσεις, η έρευνα ερωτηματολογίου δίνει στον ερευνητή τη δυνατότητα να χαρτογραφήσει το σύνολο των ενδεχόμενων σχέσεων και συσχετίσεων ανάμεσα στα διάφορα υπό μελέτη χαρακτηριστικά του πληθυσμού αναφοράς. Αντιθέτως, οι άλλες ποσοτικές προσεγγίσεις όπως είναι οι έρευνες συσχετίσεων σε πειραματικό περιβάλλον, οι έρευνες για σχέσεις αιτίου και αιτιατού επίσης σε πειραματικό περιβάλλον αλλά και τα κοινωνικά πειράματα, μέθοδοι που έχουν σαν χαρακτηριστικό τους την πειραματική διαδικασία, δίνουν ενδείξεις για ενδεχόμενες μεμονωμένες σχέσεις και συσχετίσεις ανάμεσα σε συγκεκριμένες κάθε φορά μεταβλητές.

Ένα ακόμα σημαντικό πλεονέκτημα των ερευνών ερωτηματολογίου είναι ότι έχουν, ανάλογα βέβαια και με τον τρόπο με τον οποίο αυτές διεξάγονται, σχετικά μικρό κόστος. Οι διαδικτυακές έρευνες επί παραδείγματι, στην περίπτωση δηλαδή που χρησιμοποιείται ηλεκτρονικό ερωτηματολόγιο, έχουν μηδενικό κόστος. Ακόμα όμως και όταν χρησιμοποιείται έντυπο υλικό σε ένα αξιόλογου μεγέθους δείγμα, τα έξοδα μολονότι είναι αρκετά δεν είναι εντούτοις υπερβολικά υψηλά. Στην περίπτωση της έρευνας ερωτηματολογίου, μια αύξηση του δείγματος, ειδικά όταν γίνεται χρήση ηλεκτρονικού ερωτηματολογίου, δε συνεπάγεται κατακόρυφη αύξηση του δειγματοληπτικού κόστους.

2.2. Δειγματοληπτική Μέθοδος

Η δειγματοληπτική μέθοδος που χρησιμοποιήθηκε στα πλαίσια της ποσοτικής προσέγγισης της προαναφερθείσας εργασίας ήταν η στρωματοποιημένη μονοσταδιακή δειγματοληψία κατά συστάδες (Κούλης, 2019). Για τις ανάγκες της δειγματοληψίας, οι σχολικές μονάδες της Αχαΐας χωρίστηκαν σε ξένα μεταξύ τους στρώματα με βάση δύο συγκεκριμένα χαρακτηριστικά τους. Πρόκειται αφενός για την βαθμίδα Εκπαίδευσης στην οποία υπάγεται η κάθε σχολική μονάδα (Πρωτοβάθμια ή Δευτεροβάθμια,

νηπιαγωγείο-δημοτικό ή γυμνάσιο-λύκειο) και αφετέρου για το εάν αυτή εδράζεται σε αστική (περισσότεροι από 10.000 κάτοικοι), ημιαστική (2.000-10.000 κάτοικοι) ή αγροτική (έως 2.000 κάτοικοι) περιοχή. Σε καθένα από αυτά τα στρώματα υπήρχε συγκεκριμένος αριθμός συστάδων, που στην περίπτωση της έρευνας αναφοράς δεν ήταν άλλες από τις σχολικές μονάδες του κάθε στρώματος. Σε κάθε στρώμα ελήφθη, με συγκεκριμένη διαδικασία με την χρήση ηλεκτρονικού υπολογιστή, απλό τυχαίο δείγμα συστάδων δηλαδή απλό τυχαίο δείγμα σχολικών μονάδων. Έπειτα, σε κάθε μία από όλες αυτές τις σχολικές μονάδες των απλών τυχαίων δειγμάτων των διαφορετικών στρωμάτων, μοιράστηκαν ερωτηματολόγια σε όλους τους εκπαιδευτικούς της σχολικής μονάδας.

Η μέθοδος αυτή επελέγη από τον ερευνητή διότι κατόπιν της διεξοδικής, εκ μέρους του, μελέτης της σχετικής βιβλιογραφίας φάνηκε ότι θα μπορούσε στο δεδομένο ερευνητικό περιβάλλον να δώσει μία άκρως ικανοποιητική ακρίβεια συμπερασμάτων για τον συνολικό πληθυσμό αναφοράς, δηλαδή για τους εκπαιδευτικούς της Αχαΐας, σε συνδυασμό με ένα μειωμένο σχετικά με τις υπόλοιπες διαθέσιμες δειγματοληπτικές μεθόδους, ερευνητικό κόστος. Πράγματι, από την μία η διαδικασία της στρωματοποίησης προσδίδει αυξημένη ακρίβεια και αξιοπιστία στα συμπεράσματα της έρευνας σχετικά με το συνολικό πληθυσμό αναφοράς. Από την άλλη οι συστάδες σε κάθε ένα από τα στρώματα επέτρεψαν στον ερευνητή να λάβει ένα αξιόλογου μεγέθους δείγμα με σχετικά χαμηλό δειγματοληπτικό κόστος, συστάδες οι οποίες μάλιστα σύμφωνα με την προϋπάρχουσα ερευνητική εμπειρία, τη σχετική γνώση του ερευνητικού περιβάλλοντος αλλά κυρίως την προϋπάρχουσα βιβλιογραφία, είναι στο εσωτερικό τους ετερογενείς και μεταξύ τους ομοιογενείς ως προς τα υπό διερεύνηση χαρακτηριστικά του πληθυσμού, που στην έρευνα αναφοράς δεν ήταν άλλα από την επαγγελματική ανάπτυξη και την εργασιακή ικανοποίηση των εκπαιδευτικών. Οι διαφορετικές ειδικότητες σε κάθε σχολική μονάδα, τα διαφορετικά έτη προϋπηρεσίας, το ανώτατο επίπεδο εκπαίδευσης που διαφέρει από εκπαιδευτικό σε εκπαιδευτικό εντός της ίδιας σχολικής μονάδας είναι τα επιμέρους εκείνα χαρακτηριστικά τα οποία σύμφωνα με έρευνες που έχουν προηγηθεί διαμορφώνουν την ετερογένεια στο εσωτερικό κάθε σχολικής μονάδας-συστάδας, διατηρώντας παράλληλα μια ομοιογένεια σε κάθε στρώμα ανάμεσα στις επιμέρους συστάδες-σχολικές μονάδες του. Στο πλαίσιο αυτό, όπου οι συστάδες εντός κάθε στρώματος εμφανίζουν μεταξύ τους μεγαλύτερη ομοιογένεια σε σχέση με τις συστάδες ολόκληρου του πληθυσμού, ο

συγκεκριμένος σχεδιασμός, με τους αντίστοιχους εκτιμητές, μπορεί να βελτιώσει την ακρίβεια της έρευνας (Marker and Stevens, 2009).

Με τη χρήση λοιπόν της συνδυασμένης αυτής μεθόδου αφενός αξιοποιήθηκαν τα πλεονεκτήματα της δειγματοληψίας κατά συστάδες, η οποία είναι ευκολότερη, γρηγορότερη και λιγότερο κοστοβόρος από τις υπόλοιπες διαθέσιμες δειγματοληπτικές μεθόδους. Δόθηκε μάλιστα στον ερευνητή η δυνατότητα να λάβει μεγαλύτερο δείγμα του πληθυσμού, ακριβώς χάρη στην ευκολία της αυτή, χωρίς όμως να ανέβει κατακόρυφα το κόστος της δειγματοληψίας. Αφετέρου, μέσω της στρωματοποίησης, αντισταθμίστηκαν τα αρνητικά της συγκεκριμένης δειγματοληπτικής μεθόδου. Πράγματι η δειγματοληψία κατά συστάδες έχει υψηλή πιθανότητα σφάλματος, καθώς ο περιορισμένος αριθμός συστάδων που επιλέγονται αφήνει εκτός δείγματος ένα σημαντικό ποσοστό του πληθυσμού, που ενδέχεται να είναι κρίσιμης σημασίας για τη συμπερασματολογία σχετικά με το εκάστοτε υπό μελέτη χαρακτηριστικό του. Η στρωματοποίηση δημιουργεί τις κατάλληλες εκείνες προϋποθέσεις ώστε να ληφθούν συστάδες από κάθε ένα από τα σχετικά ομοιογενή στρώματα που έχουν διαμορφωθεί με βάση συγκεκριμένα κριτήρια. Με τον τρόπο αυτό εξασφαλίζεται ότι θα εκπροσωπηθεί κάθε μία από τις ομοιογενείς αυτές ομάδες του πληθυσμού στο απλό τυχαίο δείγμα των συστάδων. Έτσι το τελικό δείγμα που θα έχει αντληθεί από τον πληθυσμό θα αποτυπώνει με μεγάλη πιθανότητα τις διαφορετικές τάσεις του ως προς το υπό μελέτη χαρακτηριστικό, αποτυπώνοντας τις τάσεις των ομοιογενών ως προς το χαρακτηριστικό αυτό ομάδων του.

Η στρωματοποίηση του πληθυσμού σε στρώματα τα οποία είναι ομοιογενή στο εσωτερικό τους έγινε όπως έχει ήδη αναφερθεί με βάση συγκεκριμένα χαρακτηριστικά και στηρίχθηκε στην προϋπάρχουσα βιβλιογραφία και στην σχετική γνώση του ερευνητικού περιβάλλοντος που δεν ήταν άλλο από τις σχολικές μονάδες του νομού Αχαΐας. Αξίζει να σημειωθεί ότι η ετερογένεια στο εσωτερικό της κάθε συστάδας μείωσε εν τέλει τον κίνδυνο που υπάρχει στα πλαίσια της συγκεκριμένης δειγματοληπτικής μεθόδου να υπάρξει υπερεκτίμηση ή υποεκτίμηση του υπό μελέτη χαρακτηριστικού. Πράγματι, η δειγματοληψία κατά συστάδες θεωρείται ως η λιγότερο αντιπροσωπευτική του πληθυσμού ανάμεσα στις δειγματοληπτικές μεθόδους με ίσες πιθανότητες, καθώς η τάση των ατόμων σε κάθε συστάδα είναι να έχουν παρόμοια χαρακτηριστικά με αποτέλεσμα να υπάρχει πιθανότητα ο ερευνητής να λάβει ακριβώς

μία διαστρεβλωμένη εικόνα του πληθυσμού σχετικά με το υπό μελέτη χαρακτηριστικό. Η ετερογένεια όμως στο εσωτερικό κάθε συστάδας μειώνει τον κίνδυνο αυτό, οπότε μειώνεται και η πιθανότητα να πέσουν έξω οι εκτιμήσεις του ερευνητή σχετικά με την εικόνα του χαρακτηριστικού που μελετάται στον πληθυσμό αναφοράς. Μειώθηκε λοιπόν έτσι έτι περισσότερο το σφάλμα στις εκτιμήσεις της έρευνας αναφοράς (Κούλης, 2019).

Εν κατακλείδι η μέθοδος της στρωματοποιημένης μονοσταδιακής δειγματοληψίας κατά συστάδες επέτρεψε στον ερευνητή να λάβει ένα δείγμα αξιόλογου μεγέθους με χαμηλό σχετικά δειγματοληπτικό κόστος και κυρίως ένα δείγμα το οποίο θα μπορέσει να οδηγήσει την έρευνα σε ιδιαίτερα αξιόπιστα και ασφαλή συμπεράσματα σχετικά με τα υπό μελέτη χαρακτηριστικά του πληθυσμού αναφοράς, δίνοντας σύμφωνα με τη σχετική βιβλιογραφία εκτιμητές των υπό εξέταση μεταβλητών με ιδιαίτερα μειωμένο τυπικό σφάλμα στις εκτιμήσεις τους.

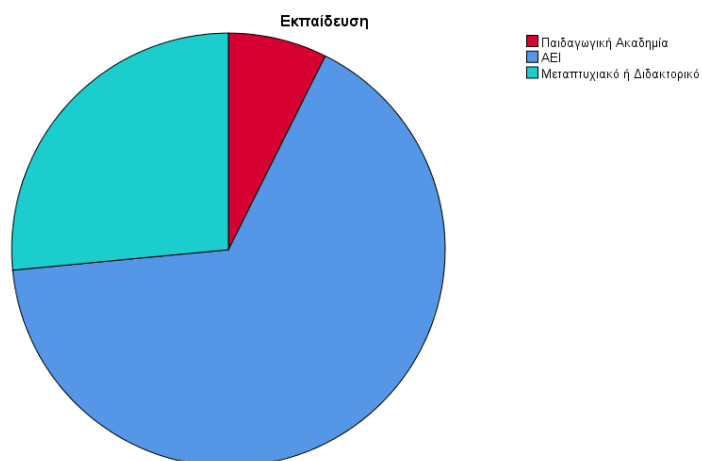
2.3. Δείγμα

Το δείγμα της ποσοτικής μελέτης που διενεργήθηκε στα πλαίσια της έρευνας αναφοράς αποτελούταν από 368 εκπαιδευτικούς πρωτοβάθμιας και δευτεροβάθμιας εκπαίδευσης (Κούλης, 2019). Από το δείγμα αυτό, για τις ανάγκες της παρούσας μελέτης, χρησιμοποιήθηκαν 366 εκπαιδευτικοί. Από τους τελευταίους οι 131 ήταν άνδρες και οι 235 ήταν γυναίκες (Πίνακας 2.1 και Γράφημα 2.1).

Πίνακας 2.1: Φύλο

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Άνδρες	131	35,8	35,8	35,8
	Γυναίκες	235	64,2	64,2	100,0
	Total	366	100,0	100,0	

Γράφημα 2.1

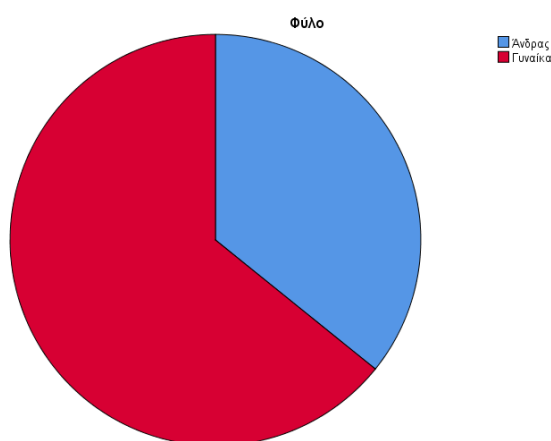


Επιπλέον, 27 ήταν απόφοιτοι Παιδαγωγικής Ακαδημίας, 242 ήταν απόφοιτοι κάποιου Ανώτατου Επιστημονικού Ιδρύματος και 97 είχαν συνεχίσει τις σπουδές τους σε μεταπτυχιακό ή/και διδακτορικό επίπεδο (Πίνακας 2.2 και Γράφημα 2.2).

Πίνακας 2.2: Εκπαίδευση

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Απόφοιτοι Παιδαγωγικής Ακαδημίας	27	7,4	7,4	7,4
	Απόφοιτοι ΑΕΙ	242	66,1	66,1	73,5
	MSc ή/και PhD	97	26,5	26,5	100,0
	Total	366	100,0	100,0	

Γράφημα 2.2

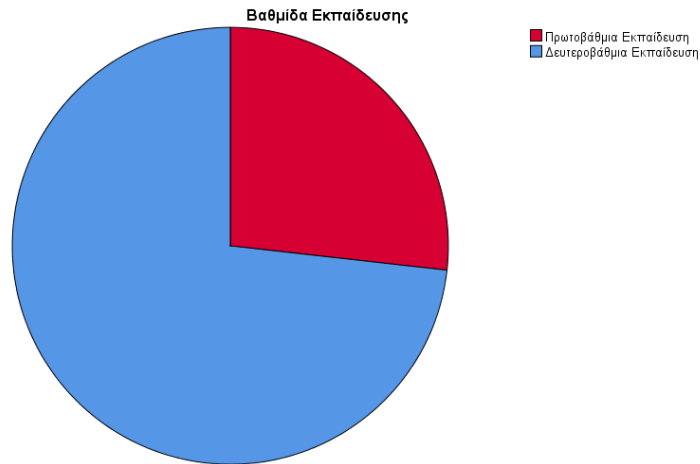


Από τους συμμετέχοντες στην έρευνα 98 προέρχονταν από την Πρωτοβάθμια Εκπαίδευση, ενώ οι υπόλοιποι 268 από την δευτεροβάθμια (Πίνακας 2.3 και Γράφημα 2.3).

Πίνακας 2.3: Βαθμίδα Εκπαίδευσης

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Πρωτοβάθμια Εκπαίδευση	98	26,8	26,8	26,8
	Δευτεροβάθμια Εκπαίδευση	268	73,2	73,2	100,0
	Total	366	100,0	100,0	

Γράφημα 2.3



Οι εκπαιδευτικοί του δείγματος προέρχονταν από πολλές διαφορετικές ειδικότητες. Οι ειδικότητες αυτές, για τις ανάγκες της παρούσας εργασίας, ομαδοποιήθηκαν σε 4 επιμέρους κατηγορίες με τον εξής τρόπο:

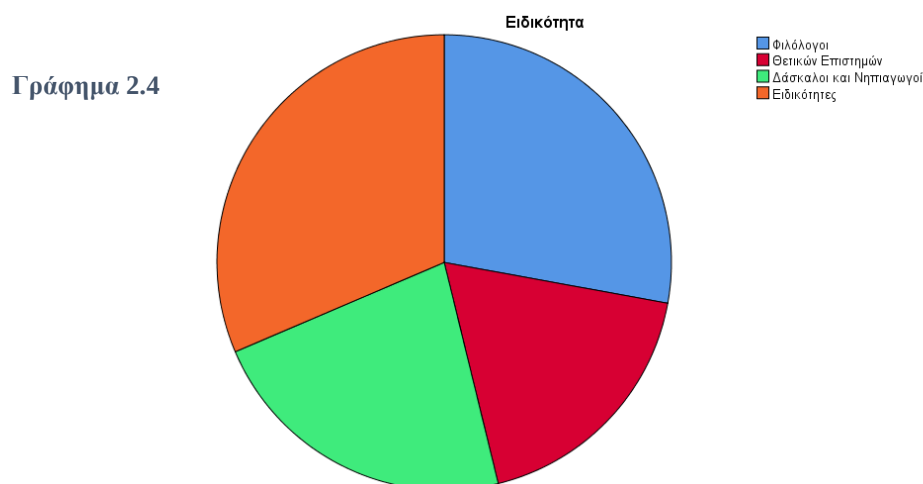
Ειδικότητα/ες	Κατηγορία
Φιλολόγοι	Φιλολόγοι
Μαθηματικοί, Φυσικοί, Χημικοί, Βιολόγοι, Γεωλόγοι	Θετικών Επιστημών
Δάσκαλοι, Νηπιαγωγοί, Δάσκαλοι Ειδικής Αγωγής	Δάσκαλοι και Νηπιαγωγοί
Θεολόγοι, Αγγλικής Φιλολογίας, Γαλλικής Φιλολογίας, Γερμανικής Φιλολογίας, Καλλιτεχνικών, Οικονομολόγοι, Κοινωνιολόγοι,	

Φυσικής Αγωγής, Πολιτικοί Μηχανικοί, Ηλεκτρολόγοι, Νομικής-Πολιτικών Επιστημών, Γεωπόνοι, Οικιακής Οικονομίας, Μουσικής, Πολιτικοί ΑΣΕΤΕΜ, Μηχανολόγοι ΑΣΕΤΕΜ, Ηλεκτρονικοί ΑΣΕΤΕΜ, Τεχνολόγοι Ενεργειακής Τεχνικής, Τοπογράφοι ΤΕΙ-ΚΑΤΕΕ, Μηχανολόγοι ΤΕΙ- Ναυπηγοί ΤΕΙ-ΚΑΤΕΕ, Ιχθυοκομίας- Αλιείας, Πληροφορικής ΑΕΙ, Θεατρικών Σπουδών	Ειδικότητες
---	-------------

Με βάση την παραπάνω ομαδοποίηση, 102 από τους εκπαιδευτικούς του δείγματος ανήκαν στην κατηγορία των φιλόλογων, 67 στην κατηγορία των καθηγητών θετικών επιστημών, 82 στην κατηγορία των δασκάλων και νηπιαγωγών και 115 στην ευρύτερη κατηγορία των εκπαιδευτικών ειδικοτήτων (Πίνακας 2.4 και Γράφημα 2.4).

Πίνακας 2.4: Ειδικότητα

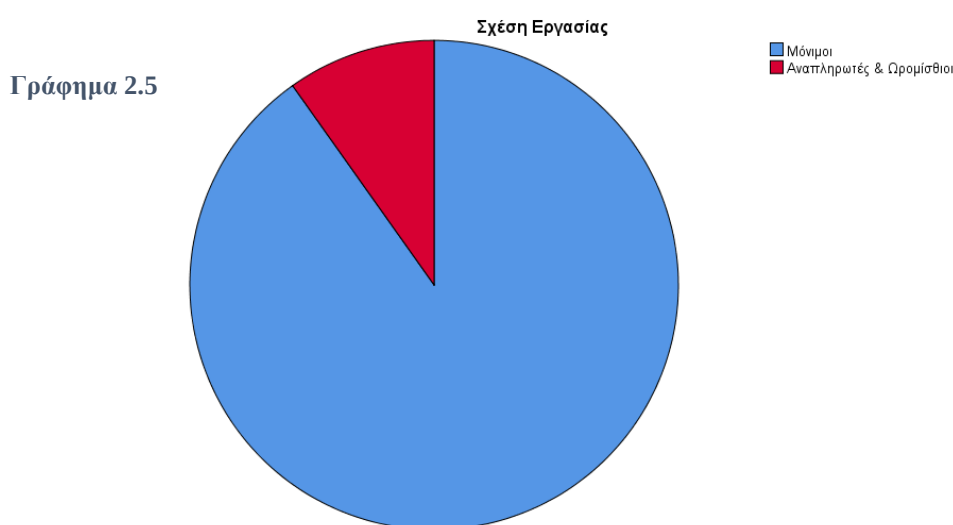
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Φιλόλογοι	102	27,9	27,9	27,9
	Θετικών Επιστημών	67	18,3	18,3	46,2
	Δάσκαλοι και Νηπιαγωγοί	82	22,4	22,4	68,6
	Ειδικότητες	115	31,4	31,4	100,0
	Total	366	100,0	100,0	



Από τους εκπαιδευτικούς του δείγματος, οι 330 εργάζονταν ως μόνιμοι εκπαιδευτικοί την περίοδο που διενεργήθηκε η έρευνα και οι υπόλοιποι 36 ως αναπληρωτές ή ωρομίσθιοι (Πίνακας 2.5 και Γράφημα 2.5).

Πίνακας 2.5: Σχέση Εργασίας

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Μόνιμοι	330	90,2	90,2	90,2
	Αναπληρωτές και Ωρομίσθιοι	36	9,8	9,8	100,0
	Total	366	100,0	100,0	

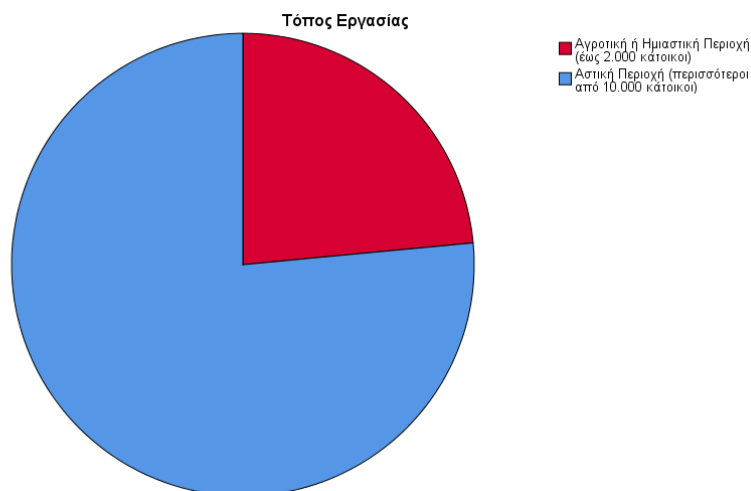


Από τους συμμετέχοντες στην έρευνα εκπαιδευτικούς, 86 εργάζονταν σε σχολικές μονάδες που βρίσκονται σε αγροτικές ή ημιαστικές περιοχές (έως 10.000 κάτοικοι), ενώ οι υπόλοιποι 280 σε σχολεία αστικών περιοχών (περισσότεροι από 10.000 κάτοικοι) (Πίνακας 2.6 και Γράφημα 2.6).

Πίνακας 2.6: Τόπος Εργασίας

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Αγροτική ή Ημιαστική Περιοχή (έως 10.000 κάτοικοι)	86	23,5	23,5	23,5
	Αστική Περιοχή (περισσότεροι από 10.000 κάτοικοι)	280	76,5	76,5	100,0
	Total	366	100,0	100,0	

Γράφημα 2.6

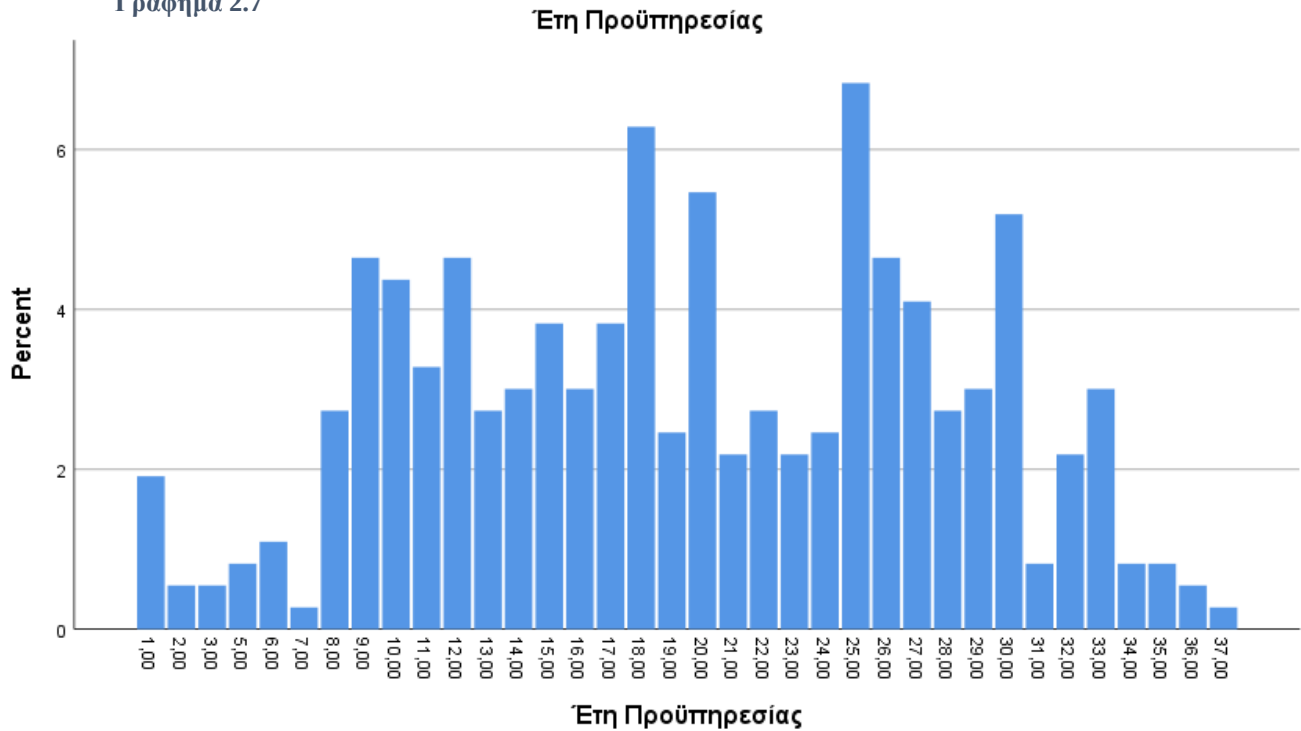


Οι εκπαιδευτικοί του δείγματος εμφάνισαν μεγάλη διασπορά ως προς τα έτη προϋπηρεσίας τους. Πράγματι υπήρξαν νεοδιόριστοι εκπαιδευτικοί με μονοψήφια έτη προϋπηρεσίας, εκπαιδευτικοί στο μέσο της καριέρας τους, αλλά και εκπαιδευτικοί που προσέγγιζαν τη συνταξιοδότηση. Περισσότερες πληροφορίες αναφορικά με την κατανομή της συγκεκριμένης μεταβλητής μπορούμε να δούμε στον κάτωθι πίνακα (Πίνακας 2.7) αλλά και στο σχετικό γράφημα (Γράφημα 2.7).

**Πίνακας 2.7: Έτη
Προϋπηρεσίας
Statistics**

N	Valid	366
	Missing	0
Mean		19,5137
Median		19,5000
Std. Deviation		8,30834
Skewness		-,095
Std. Error of Skewness		,128
Kurtosis		-,833
Std. Error of Kurtosis		,254
Minimum		1,00
Maximum		37,00
Percentiles	25	12,7500
	50	19,5000
	75	26,0000

Γράφημα 2.7



Στο σημείο αυτό πρέπει να αναφερθεί ότι μολονότι η δειγματοληπτική μέθοδος που χρησιμοποιήθηκε στην έρευνα αναφοράς ήταν η στρωματοποιημένη μονοσταδιακή δειγματοληψία κατά συστάδες, όπως εκτενώς αναλύθηκε προηγουμένως, εντούτοις δεν ανταποκρίθηκαν στη συμπλήρωση των ερωτηματολογίων όλοι οι εκπαιδευτικοί σε κάθε μία από τις συστάδες-σχολικές μονάδες των απλών τυχαίων δειγμάτων καθένα από τα οποία ελήφθη από κάθε ένα εκ των στρωμάτων τα οποία διαμορφώθηκαν με τη διαδικασία που περιγράφηκε προηγουμένως. Πράγματι, ενώ ο αρχικός στόχος ήταν να συγκεντρωθούν ερωτηματολόγια από ένα δείγμα 350 εκπαιδευτικών που είχε καταρτιστεί σύμφωνα με το σχεδιασμό της δειγματοληπτικής εκείνης μεθόδου, 309 ήταν τελικά οι εκπαιδευτικοί που ανταποκρίθηκαν και συμπλήρωσαν το ερωτηματολόγιο, ενώ οι υπόλοιποι 41 δεν φάνηκαν διατεθειμένοι να συμμετάσχουν στην έρευνα.

Προκειμένου να αναπληρωθεί ο αριθμός των εκπαιδευτικών αυτών που δεν συμπλήρωσαν το ερωτηματολόγιο, διεξήχθη μια βολική δειγματοληψία (convenience sampling) σε σχολικές μονάδες εκτός του Νομού Αχαΐας. Η δειγματοληψία εκείνη προκειμένου να μειωθεί ο αντίκτυπος της βολικότητας στην τυχαιότητα της μονοσταδιακής στρωματοποιημένης δειγματοληψίας κατά συστάδες έγινε με τον εξής τρόπο. Το ερωτηματολόγιο, το οποίο είχε ήδη μεταφερθεί σε ηλεκτρονική μορφή, προκειμένου να αποστέλλεται και σε εκπαιδευτικούς που απείχαν αρκετά χιλιόμετρα

από την Πάτρα, με αποτέλεσμα η φυσική παρουσία του ερευνητή να καθίσταται δύσκολη, απεστάλη ηλεκτρονικά σε εκπαιδευτικούς συγκεκριμένων σχολικών μονάδων εκτός Αχαΐας, σχολεία τα οποία εμφάνιζαν τα ίδια εκείνα χαρακτηριστικά στρωματοποίησης με τα σχολεία από τα οποία προέρχονταν οι εκπαιδευτικοί εκείνοι που μολονότι κλήθηκαν εντούτοις δεν προθυμοποιήθηκαν να συμμετάσχουν στην έρευνα αναφοράς. Με άλλα λόγια στα πλαίσια της βολικής εκείνης δειγματοληψίας ο ερευνητής της μελέτης αναφοράς στράφηκε σε σχολικές μονάδες που με βάση τα χαρακτηριστικά στρωματοποίησης της μονοσταδιακής στρωματοποιημένης δειγματοληψίας κατά συστάδες που είχε προηγηθεί θα ενέπιπταν σε καθένα από τα διαφορετικά στρώματα τα οποία είχαν σε πρώτη φάση διαμορφωθεί, στα πλαίσια του Νομού Αχαΐας. Μάλιστα, ο αριθμός των εκπαιδευτικών που εν τέλει συμμετείχαν μέσω της βολικής δειγματοληψίας στο συνολικό δείγμα ήταν τουλάχιστον ίσος, σε κάθε στρώμα, με τον αριθμό εκπαιδευτικών κάθε στρώματος οι οποίοι δεν συμμετείχαν στη συμπλήρωση του ερωτηματολογίου, στην αρχική φάση της δειγματοληψίας. Μέσα από τη διαδικασία εκείνη το τελικό δείγμα εν τέλει ξεπέρασε τον αρχικό σχεδιασμό κατά 18 άτομα, φτάνοντας τους 368 εκπαιδευτικούς. Τα επιπλέον αυτά άτομα ελήφθησαν αναλογικά με τον αρχικά σχεδιασμένο αριθμό εκπαιδευτικών που θα συμμετείχαν από κάθε στρώμα στην έρευνα. Με τις τεχνικές αυτές επιδιώχτηκε η αντιστάθμιση της μη συμμετοχής στο δείγμα της έρευνας αναφοράς ορισμένων από τους εκπαιδευτικούς κάποιων από τις επιλεγμένες, στον αρχικό δειγματοληπτικό σχεδιασμό, σχολικές μονάδες-συστάδες, με τη συμμετοχή εκπαιδευτικών που εργάζονταν τη χρονική περίοδο διεξαγωγής της έρευνας σε σχολικές μονάδες με χαρακτηριστικά στρωματοποίησης ίδια με αυτά των σχολικών μονάδων στις οποίες παρατηρήθηκε η αποχή. Με τις τεχνικές αυτές που χαρακτήρισαν την βολική δειγματοληψία ο ερευνητής προσπάθησε παράλληλα να ελαχιστοποιήσει την επίδραση της αποχής αυτής στην τυχαιότητα της αρχικά επιλεγείσας δειγματοληπτικής μεθόδου (Κούλης, 2019).

2.4. Ερευνητικό Εργαλείο

Το ερευνητικό εργαλείο το οποίο χρησιμοποιήθηκε στα πλαίσια της έρευνας αναφοράς, ήταν ένα ερωτηματολόγιο που αποτελούταν από τέσσερα κύρια μέρη (Κούλης, 2019) (βλέπε Παράρτημα Α).

Πριν προχωρήσουμε στα τέσσερα αυτά τμήματα τα οποία συναποτελέσαν το ερευνητικό εργαλείο αξίζει να αναφέρουμε ότι στο εισαγωγικό σημείωμα του ερωτηματολογίου, το οποίο προηγήθηκε των τεσσάρων επιμέρους τμημάτων του, αναφέρονταν ξεκάθαρα τόσο η ταυτότητα της έρευνας όσο και το ότι η συμπλήρωση του ερωτηματολογίου θα ήταν ανώνυμη και θα τηρείτο κάθε κώδικας ερευνητικής δεοντολογίας προκειμένου τα δεδομένα να αξιοποιηθούν στην ανώνυμη μορφή τους αποκλειστικά και μόνο για τους σκοπούς της έρευνας.

Το πρώτο σκέλος του ερωτηματολογίου περιελάμβανε δημογραφικές ερωτήσεις που αφορούσαν το φύλο των συμμετεχόντων, τα έτη προϋπηρεσίας τους, την βαθμίδα εκπαίδευσης στην οποία εργάζονταν την περίοδο που διεξήχθη η έρευνα αναφοράς, τη σχέση εργασίας τους, δηλαδή το αν εργάζονταν την περίοδο εκείνη ως μόνιμοι, αναπληρωτές ή ωρομίσθιοι εκπαιδευτικοί, την ειδικότητά τους, τον τόπο εργασίας τους, δηλαδή το εάν η περιοχή στην οποία εδράζεται η σχολική μονάδα στην οποία εργάζονταν είναι αστική, ημιαστική ή αγροτική (στη βάση της σχετικής ταξινόμησης που έχει ήδη αναφερθεί), το ανώτατο επίπεδο εκπαίδευσής τους (Απόφοιτος Παιδαγωγικής Ακαδημίας, Απόφοιτος ΑΕΙ, Κάτοχος μεταπτυχιακού τίτλου σπουδών, Κάτοχος διδακτορικού διπλώματος), καθώς και την περιφέρεια στην οποία εργάζονταν.

Το δεύτερο τμήμα του ερωτηματολογίου είχε να κάνει με την διερεύνηση της επαγγελματικής ανάπτυξης των εκπαιδευτικών και των επιμορφωτικών τους αναγκών. Από τη στιγμή που στη σχετική βιβλιογραφία δεν υπήρχε κάποια διαθέσιμη κλίμακα που να αξιολογεί ενδελεχώς την επαγγελματική ανάπτυξη των εκπαιδευτικών και τις επιμορφωτικές τους ανάγκες και που να είναι ταυτόχρονα σε θέση να δώσει απαντήσεις στα συγκεκριμένα ερευνητικά ερωτήματα της παρούσας εργασίας, ο ερευνητής εκλήθη να κατασκευάσει ο ίδιος μια τέτοια κλίμακα που να ανταποκρίνεται στις ανακύπτουσες ανάγκες. Για την κατασκευή της κλίμακας αυτής αξιοποιήθηκαν το ερωτηματολόγιο της έρευνας TALIS 2013, η έρευνα των Χατζηγιάννη κ.α. (2008) για τις επιμορφωτικές ανάγκες των εκπαιδευτικών δευτεροβάθμιας εκπαίδευσης, καθώς και άλλες μελέτες που αφορούσαν το ίδιο ζήτημα τόσο στην πρωτοβάθμια όσο και στη δευτεροβάθμια εκπαίδευση (Φιλοκώστα, 2010; Κατσαφούρος, 2009; Παρδάλη και Κυριάκη, 2012; Σακκούλης και Βεργίδης, 2017).

Με βάση τις παραπάνω πηγές, σταχυολογήθηκαν συγκεκριμένοι τομείς του διδακτικού έργου τους οποίους οι ίδιοι οι εκπαιδευτικοί διακρίνουν ως ιδιαίτερα σημαντικούς τόσο για την διδακτική πράξη όσο και για την εκπαιδευτική διαδικασία συνολικά. Οι τομείς αυτοί εισήχθησαν στο ερωτηματολόγιο υπό μορφή ερωτήσεων-θέσεων στα πλαίσια των οποίων οι εκπαιδευτικοί κλήθηκαν να εκφράσουν, σε πενταβάθμιες κλίμακες likert (από «Διαφωνώ Απόλυτα» έως «Συμφωνώ Απόλυτα»), το βαθμό συμφωνίας ή διαφωνίας τους με το περιεχόμενο της εκάστοτε θέσης.

Αρχικά κλήθηκαν να εκφραστούν ως προς το εάν η συνολική τους επιμόρφωση τους είχε βοηθήσει σημαντικά στο διδακτικό τους έργο συνολικά και έπειτα ως προς το εάν η επιμόρφωση αυτή είχε σημαντική συμβολή σε κάθε έναν από τους προαναφερθέντες τομείς του διδακτικού έργου. Στο ίδιο μοτίβο οι εκπαιδευτικοί κλήθηκαν στην συνέχεια να εκφράσουν το βαθμό συμφωνίας ή διαφωνίας τους με το εάν οι αρχικές τους σπουδές τους είχαν βοηθήσει σημαντικά τόσο στο διδακτικό τους έργο συνολικά όσο και σε κάθε έναν από τους προαναφερθέντες τομείς. Έπειτα, ζητήθηκε από τους εκπαιδευτικούς να εκφραστούν ως προς το εάν νιώθουν ότι χρειάζεται κάποια στιγμή να επιμορφωθούν σε κάθε έναν από τους συγκεκριμένους τομείς του διδακτικού έργου, σε μια προσπάθεια του ερευνητή να αποτυπωθούν με τον τρόπο αυτό οι επιμορφωτικές τους ανάγκες.

Στο τμήμα αυτό του ερωτηματολογίου υπήρχαν επιπλέον διχοτομικές ερωτήσεις (Ναι ή Όχι) οι οποίες αναμένονταν να καταγράψουν τις μορφές επαγγελματικής ανάπτυξης στις οποίες είχαν συμμετάσχει οι εκπαιδευτικοί στην διάρκεια των τριών τελευταίων ετών πριν από την ημέρα που συμπλήρωσαν το ερωτηματολόγιο. Τέλος σε μια πενταβάθμια κλίμακα likert πέντε σημείων-θέσεων οι εκπαιδευτικοί κλήθηκαν να αποτυπώσουν τους λόγους μη συμμετοχής τους σε τέτοιου είδους δραστηριότητες.

Το τρίτο σκέλος του ερωτηματολογίου είχε ως στόχο τη διερεύνηση του βαθμού της εργασιακής ικανοποίησης των εκπαιδευτικών. Για την «μέτρηση» της εν λόγω μεταβλητής υπάρχουν στη διεθνή βιβλιογραφία πολλές κλίμακες με ορισμένες μάλιστα να συγκεντρώνουν ιδιαίτερα υψηλά επίπεδα αξιοπιστίας. Από όλες αυτές τις κλίμακες, στα πλαίσια της έρευνας αναφοράς, επελέγη να χρησιμοποιηθεί η κλίμακα TSI (Teacher Satisfaction Inventory) (Γκόλια και Κουστέλιος, 2014). Η επιλογή αυτή έγινε διότι η συγκεκριμένη κλίμακα αφενός είναι η μοναδική στη σχετική βιβλιογραφία η οποία έχει κατασκευαστεί με βάση τις ιδιαιτερότητες του ελληνικού εκπαιδευτικού

περιβάλλοντος. Αφετέρου δε, έχει χρησιμοποιηθεί σε αρκετές έρευνες στο ελληνικό πλαίσιο με ιδιαίτερα ενθαρρυντικά αποτελέσματα ως προς την αξιοπιστία και την εγκυρότητα των συμπερασμάτων στα οποία οδήγησε η χρήση της. Κι άλλες κλίμακες είναι εξίσου αξιόπιστες δίχως όμως να είναι προσαρμοσμένες, πόσο δε μάλλον κατασκευασμένες στο ελληνικό εκπαιδευτικό πλαίσιο με τα ιδιαίτερα στοιχεία που το χαρακτηρίζουν. Η κλίμακα TSI αποτελείται από 20 ερωτήσεις-θέσεις στα πλαίσια των οποίων οι εκπαιδευτικοί κλήθηκαν να απαντήσουν στο εάν και σε ποιο βαθμό συμφωνούν ή διαφωνούν με το περιεχόμενο καθεμιάς εξ αυτών. Οι δυνατές απαντήσεις καθεμιάς εκ των ερωτήσεων-θέσεων αυτών ακολουθούν το μοτίβο μιας πενταβάθμιας κλίμακας likert (από «Διαφωνώ Απόλυτα» έως «Συμφωνώ Απόλυτα»).

Το τέταρτο και τελευταίο τμήμα του ερωτηματολογίου είχε ως στόχο τη διερεύνηση της εργασιακής εξουθένωσης των εκπαιδευτικών (teachers' burnout). Για τη «μέτρηση» της συγκεκριμένης μεταβλητής υπάρχουν στη διεθνή βιβλιογραφία πολλές κλίμακες οι οποίες δίνουν σχετικά έγκυρα και αξιόπιστα αποτελέσματα. Η πιο δημοφιλής και πιο συχνά χρησιμοποιούμενη εξ αυτών είναι η κλίμακα MBI (Maslach Burnout Inventory) (Maslach and Jackson, 1996). Η κλίμακα αυτή χρησιμοποιήθηκε στα πλαίσια της εργασίας αναφοράς διότι έχει ελεγχθεί σε μια πληθώρα άλλων μελετών δίνοντας εξαιρετικά αποτελέσματα τόσο στο επίπεδο της αξιοπιστίας όσο και σε εκείνο της εγκυρότητας. Πρόκειται για μία επταβάθμια κλίμακα likert (από «ποτέ» ως «κάθε μέρα») 22 ερωτήσεων-θέσεων στα πλαίσια των οποίων οι εκπαιδευτικοί κλήθηκαν να εκφράσουν τη συχνότητα με την οποία νιώθουν ή παρατηρούν στη διάρκεια του σχολικού έτους τα όσα καθεμιά εξ αυτών περιγράφει στο περιεχόμενο της. Να υπογραμμίσουμε στο σημείο αυτό ότι χρησιμοποιήθηκε η έκδοση της κλίμακας MBI η οποία είναι κατασκευασμένη και προσαρμοσμένη ειδικά για το εκπαιδευτικό πλαίσιο και απαντάται στη βιβλιογραφία ως MBI-ES (Maslach Burnout Inventory-Educators Survey) (Maslach, Jackson and Schwab, 1996). Στο έργο του Kokkinos (2006) μάλιστα η συγκεκριμένη κλίμακα εντοπίζεται προσαρμοσμένη στην ελληνική γλώσσα και στο ελληνικό- κυπριακό εκπαιδευτικό περιβάλλον.

Αξίζει να σημειωθεί ότι στο τμήμα του ερωτηματολογίου που είχε ως στόχο τη διερεύνηση της επαγγελματικής ανάπτυξης και των επιμορφωτικών αναγκών των εκπαιδευτικών, χρησιμοποιήθηκαν πενταβάθμιες κλίμακες likert διότι μέσω αυτών αφενός κατέστη δυνατή μια ικανοποιητική διαβάθμιση του βαθμού συμφωνίας ή

διαφωνίας των εκπαιδευτικών σχετικά με το περιεχόμενο της εκάστοτε ερώτησης-θέσης και αφετέρου δόθηκε στους εκπαιδευτικούς η δυνατότητα της ουδέτερης απάντησης, κάτι που ναι μεν δυσχεραίνει ορισμένες φορές την έρευνα, στην περίπτωση που η ουδέτερη απάντηση γίνεται αντιληπτή ως απάντηση «ασφαλείας» σε λεπτά ζητήματα όπως είναι το ζήτημα της επαγγελματικής ανάπτυξης των εκπαιδευτικών και της εργασιακής τους ικανοποίησης και εξουθένωσης, εντούτοις συνεισφέρει στην εμπέδωση ενός κλίματος άνεσης, ειλικρινείας και εμπιστοσύνης που εν τέλει συχνά οδηγεί σε πιο ειλικρινείς και έγκυρες απαντήσεις των εκπαιδευτικών, κάτι που είναι φυσικά το ζητούμενο προκειμένου τα αποτελέσματα της έρευνας να καθίστανται όσο το δυνατόν πιο έγκυρα και αξιόπιστα.

Εν κατακλείδι, σε κάθε περίπτωση, όταν υπήρχαν διαθέσιμες στη σχετική βιβλιογραφία κλίμακες για τα υπό διερεύνηση μεγέθη, που ανταποκρίνονταν στα ερευνητικά ερωτήματα της έρευνας αναφοράς, χρησιμοποιήθηκαν εκείνες που θα ήταν σε θέση να εξασφαλίσουν σύμφωνα με την προϋπάρχουσα διεθνή και ελληνική ερευνητική εμπειρία και βιβλιογραφία και δεδομένου του ερευνητικού πλαισίου τα υψηλότερα δυνατά επίπεδα αξιοπιστίας και εγκυρότητας των αποτελεσμάτων και εν συνεχεία των αντίστοιχων συμπερασμάτων. Ασφαλώς με πυξίδα πάντοτε την αξιοπιστία ο ερευνητής κινήθηκε προς τις κλίμακες εκείνες που ήταν προσαρμοσμένες ή ακόμα και κατασκευασμένες στο ελληνικό εκπαιδευτικό περιβάλλον.

Στην μία περίπτωση που δεν υπήρχε κάποια διαθέσιμη κλίμακα που να είναι σε θέση να δώσει απαντήσεις στα ερευνητικά ερωτήματα που είχαν τεθεί, χρησιμοποιήθηκε μια κλίμακα η οποία κατασκευάστηκε από τον ερευνητή, λαμβάνοντας υπόψη ποικίλες μελέτες στο ελληνικό και όχι μόνο εκπαιδευτικό περιβάλλον, αλλά και άλλες σχετικές κλίμακες, ούτως ώστε να εξασφαλιστεί η πληρότητα της κλίμακας αλλά και η βέλτιστη δυνατή αξιοπιστία και εγκυρότητα των αποτελεσμάτων.

Η πιλοτική εφαρμογή του ερωτηματολογίου σε ένα δείγμα 20 εκπαιδευτικών πρωτοβάθμιας και δευτεροβάθμιας εκπαίδευσης του νομού Αχαΐας έδωσε κρίσιμης σημασίας ανατροφοδότηση η οποία καθοδήγησε τον ερευνητή στην τελική διαμόρφωση του ερωτηματολογίου. Μεταξύ άλλων υπήρξαν ορισμένες τροποποιήσεις σε συγκεκριμένες ερωτήσεις του ερωτηματολογίου καθώς και η παράθεση μιας αποσαφήνισης σχετικά με την έννοια της επιμόρφωσης και την έννοια της επαγγελματικής ανάπτυξης. Στόχος των ενεργειών αυτών ήταν να καταστήσουν τις

χρησιμοποιούμενες κλίμακες όσο το δυνατόν πιο σαφείς για τον πληθυσμό-στόχο, έτσι ώστε να επιτευχθεί η βέλτιστη δυνατή αξιοπιστία και εγκυρότητα του ερωτηματολογίου. Απώτερος στόχος της όλης αυτής διαδικασίας ήταν η άντληση μέσω της χρήσης του διεξοδικά αναλυθέντος ερευνητικού εργαλείου όσο το δυνατόν πιο αξιόπιστων και έγκυρων πληροφοριών που να απαντούν πράγματι σε αυτά για τα οποία οι επιμέρους κλίμακες του σχεδιάστηκαν να διερευνούν.

2.5. Χαρακτηριστικά και Επεξεργασία των Δεδομένων

Ως ordinal data αναφέρονται τα δεδομένα εκείνα που είναι διακριτά, τα οποία μάλιστα μπορεί να προέρχονται ακόμα και από την κωδικοποίηση ποιοτικών μεγεθών, όπως συμβαίνει άλλωστε στην περίπτωση της έρευνας αναφοράς, αλλά ταυτόχρονα εμφανίζουν διάταξη, έχει δηλαδή νόημα να τοποθετηθούν σε μια σειρά. Χαρακτηριστικό παράδειγμα ordinal data είναι τα δεδομένα που προκύπτουν από τις κλίμακες likert. Για παράδειγμα, ας σταθούμε στην πιο συχνά χρησιμοποιούμενη κλίμακα likert στο ερωτηματολόγιο που χρησιμοποιήθηκε στην έρευνα αναφοράς που δεν είναι άλλη από την πενταβάθμια κλίμακα που ξεκινούσε από την απάντηση «Διαφωνώ Απόλυτα» και έφτανε ως την απάντηση «Συμφωνώ Απόλυτα». Κωδικοποιώντας τις απαντήσεις με «Διαφωνώ Απόλυτα»=1,..., «Συμφωνώ Απόλυτα»=5 παίρνουμε διακριτά ποσοτικά δεδομένα στα οποία όμως έχει νόημα η διάταξη. Πραγματικά, αλγεβρικά μικρότερος αριθμός σημαίνει μικρότερος βαθμός συμφωνίας με την εκάστοτε ερώτηση-θέση.

Στην αντίπερα όχθη βρίσκονται τα nominal data, δηλαδή τα δεδομένα εκείνα που είναι ποσοτικά διακριτά αλλά στα οποία δεν έχει φυσικό νόημα η διάταξη των παρατηρήσεων. Χαρακτηριστικό παράδειγμα nominal data από το ερωτηματολόγιο της έρευνας αναφοράς είναι η περίπτωση του φύλου. Για το φύλο των συμμετεχόντων, η απάντηση «Ανδρας» κωδικοποιήθηκε με 1 ενώ η απάντηση «Γυναίκα» κωδικοποιήθηκε με 0. Εδώ όμως οι παρατηρήσεις 0 και 1 δεν μπορούν να διαταχθούν, δεν έχει δηλαδή κάποιο νόημα η διάταξη τους. Ο αλγεβρικά μικρότερος αριθμός 0 δεν υποδηλώνει μικρότερη τάση σε κάποιο φαινόμενο ή μικρότερο μέγεθος σε κάποιο χαρακτηριστικό σε σχέση με τον αλγεβρικά μεγαλύτερο αριθμό 1.

Σε ορισμένες περιπτώσεις, όταν και χρειάστηκε, στα πλαίσια της έρευνας αναφοράς, να σκιαγραφηθεί μία συνολικότερη εικόνα για ορισμένα από τα υπό διερεύνηση μεγέθη, δημιουργήθηκαν, από τις ήδη υπάρχουσες μεταβλητές, ορισμένες νέες, μέσω του SPSS και των σχετικών δυνατοτήτων που αυτό παρέχει. Προκειμένου λοιπόν να ληφθεί μία γενική εικόνα για την ικανοποίηση των εκπαιδευτικών τόσο από την εργασία τους συνολικά όσο και από τις επιμέρους πτυχές της, υπολογίστηκαν αφενός ο μέσος όρος των απαντήσεων των εκπαιδευτικών σε κάθε πτυχή ικανοποίησης του διδακτικού έργου (μαθητές, διεύθυνση, συνάδελφοι, διδακτικό επάγγελμα, περιβάλλον χώρος και εγκαταστάσεις) και αφετέρου ο μέσος όρος των μέσων αυτών όρων, για τη συνολική εικόνα της ικανοποίησης.

Οι μεταβλητές που προέκυψαν ήταν στη φύση τους συνεχείς και προκειμένου να ληφθεί μια πιο απτή εικόνα για το βαθμό ικανοποίησης ή δυσαρέσκειας των εκπαιδευτικών που να τους ταξινομεί σε Απόλυτα Ικανοποιημένους, Ικανοποιημένους, Ούτε Ικανοποιημένους ούτε Μη Ικανοποιημένους, Μη Ικανοποιημένους και Απόλυτα Μη Ικανοποιημένους, αυτές διακριτοποιήθηκαν με χρήση κατάλληλων κλάσεων. Οι κλάσεις δημιουργήθηκαν με το εξής σκεπτικό.

Στην περίπτωση, μεταξύ άλλων, και της εργασιακής ικανοποίησης οι σχετικές ερωτήσεις-θέσεις του ερωτηματολογίου άπτονται πιο ευαίσθητων ζητημάτων, όπως είναι η σχέση των εκπαιδευτικών με την διεύθυνση τις σχολικής μονάδας, η σχέση τους με τους συναδέλφους τους αλλά και τους μαθητές τους και η ικανοποίησή τους από την εργασία τους αυτή καθαυτή σαν αντικείμενο, σαν περιεχόμενο. Για τον λόγο αυτό οι εκπαιδευτικοί που επέλεξαν την ουδέτερη απάντηση σε κάποια από αυτές τις ερωτήσεις-θέσεις, δεδομένου και του γενικότερου μοτίβου των απαντήσεών τους σε όλη την έκταση του ερωτηματολογίου της έρευνας αναφοράς, ενδέχεται να έκρυβαν πίσω από αυτήν τους την επιλογή μια μη ικανοποίηση σχετικά με τον τομέα της εργασιακής πραγματικότητας στον οποίο η εν λόγω ερώτηση-θέση αναφερόταν.

Έτσι, κατά την ομαδοποίηση των παρατηρήσεων των συνέχων μεταβλητών που προέκυψαν χρησιμοποιήθηκαν κλάσεις κατάλληλες ώστε να αναδεικνύονται ακόμα και οι μικρές τάσεις προς την ικανοποίηση ή την μη ικανοποίηση αφήνοντας μικρά περιθώρια στην ουδέτερη κατάσταση. Με άλλα λόγια η ουδέτερη κλάση ήταν στενότερη σε σχέση με τις υπόλοιπες τέσσερις ούτως ώστε κάποιος εκπαιδευτικός να ενέπιπτε εκεί μόνο αν δήλωνε συνολικά ουδέτερος στις ερωτήσεις-θέσεις που

αφορούσαν την ικανοποίησή του, είτε συνολικά από την εργασία είτε σε καθέναν από τους επιμέρους τομείς της (μαθητές, διεύθυνση, συνάδελφοι, διδακτικό επάγγελμα, περιβάλλον χώρος και εγκαταστάσεις). Επιπλέον, οι ακραίες κλάσεις (Απόλυτα Ικανοποιημένος και Απόλυτα Μη Ικανοποιημένος) ήταν μεν πλατύτερες από την ουδέτερη, αλλά και στενότερες από τις υπόλοιπες δύο, έτσι ώστε οι εκπαιδευτικοί που θα ενέπιπταν σε αυτές να ήταν πραγματικά είτε έντονα ικανοποιημένοι είτε μη ικανοποιημένοι, είτε και πάλι από την εργασία τους συνολικά είτε από τις διάφορες επιμέρους πτυχές της και τα επιμέρους γνωρίσματα αυτών.

Στην περίπτωση της εξουθένωσης, όταν και έγινε, στα πλαίσια της έρευνας αναφοράς, μία απόπειρα αποτύπωσης της γενικότερης εικόνας αναφορικά με την εργασιακή εξουθένωση των εκπαιδευτικών και συγκεκριμένα με τις τρεις επιμέρους διαστάσεις της, που δεν είναι άλλες από την αποπροσωποποίηση, τη συναισθηματική εξάντληση και την προσωπική επίτευξη, ο ερευνητής ακολούθησε κατά γράμμα τη σχετική μεθοδολογία που παρουσιάζεται στην αντίστοιχη βιβλιογραφία για την μέτρηση της συνολικής βαθμολογίας κάθε συμμετέχοντα σε κάθε μία από αυτές τις διαστάσεις και την απόφαση σχετικά με το βαθμό στον οποίο αυτός είναι εξουθενωμένος αναφορικά με κάθε μία από τις πτυχές αυτές (Maslach, Jackson, Leiter, Schaufeli and Schwab, 1986; Maslach, Jackson and Leiter, 1996). Με βάση τα σκορ της έκδοσης του ερωτηματολογίου MBI που προορίζεται για εκπαιδευτικούς, τα οποία παρουσιάζονται παρακάτω (Πίνακας 2.8), υπολογίστηκαν με τις σχετικές δυνατότητες που παρέχει το SPSS νέες μεταβλητές από τις ήδη υπάρχουσες οι οποίες αποτύπωναν ακριβώς το βαθμό εξουθένωσης κάθε εκπαιδευτικού αναφορικά με κάθε μία από τις διαστάσεις του φαινομένου.

Πίνακας 2.8 Scoring Ερωτηματολογίου MBI-ES

	Συναισθηματική Εξάντληση	Αποπροσωποποίηση	Προσωπική Επίτευξη
Υψηλή	27 ή περισσότερο	13 ή περισσότερο	39 ή περισσότερο
Μέτρια	17-26	7-12	32-38
Χαμηλή	0-16	0-6	0-31

Στις περιπτώσεις των μεταβλητών του ερευνητικού εργαλείου που αφορούν τους παράγοντες που δυσχεραίνουν τη συμμετοχή των εκπαιδευτικών σε δραστηριότητες επαγγελματικής ανάπτυξης, πραγματοποιήθηκε, για τις ανάγκες της παρούσας μελέτης, μια επανακωδικοποίηση, με σύμπτυξη των κατηγοριών «Συμφωνώ Απόλυτα» και «Συμφωνώ» στη νέα κατηγορία «Συμφωνώ» και των κατηγοριών «Διαφωνώ Απόλυτα» και «Διαφωνώ» στη νέα κατηγορία «Διαφωνώ». Η ενέργεια αυτή έγινε με στόχο τη διευκόλυνση της ερμηνείας των αναλύσεων που ακολουθούν, η οποία δύναται πλέον, με την ύπαρξη τριών κατηγοριών απόκρισης σαφώς διαφοροποιημένων μεταξύ τους, να είναι περισσότερο νοηματοδοτημένη.

Η ίδια ενέργεια πραγματοποιήθηκε για τους ίδιους ακριβώς λόγους και για τις προαναφερθείσες μεταβλητές που άπτονται της ικανοποίησης που οι εκπαιδευτικοί αντλούν από τις διάφορες πτυχές της εργασίας τους, με σύμπτυξη των κατηγοριών «Απόλυτα Ικανοποιημένος» και «Ικανοποιημένος» στη νέα κατηγορία «Ικανοποιημένος» και των κατηγοριών «Απόλυτα Μη Ικανοποιημένος» και «Μη Ικανοποιημένος» στη νέα κατηγορία «Μη Ικανοποιημένος».

2.6. Επιμόρφωση και Εργασιακή Εξουθένωση των Εκπαιδευτικών του δείγματος

2.6.1. Εισαγωγή

Στην ενότητα αυτή θα παρατεθούν ορισμένα περιγραφικά στοιχεία που αφορούν μεταβλητές του ερευνητικού εργαλείου οι οποίες εμπίπτουν τόσο στην επαγγελματική ανάπτυξη των εκπαιδευτικών όσο και στην εργασιακή τους εξουθένωση. Η παράθεση των συγκεκριμένων στοιχείων γίνεται διότι οι μεταβλητές στις οποίες θα γίνει λόγος διαδραματίζουν στη συνέχεια της εργασίας, και συγκεκριμένα στο σκέλος των αναλύσεων που πραγματοποιήθηκαν, καθοριστικό ρόλο είτε ως μεταβλητές απόκρισης των υπό διερεύνηση μοντέλων είτε ως ερμηνευτικές μεταβλητές αυτών.

Ειδικότερα, θα παρατεθούν αρχικά τα ποσοστά συμμετοχής των 366 εκπαιδευτικών της έρευνας στις διάφορες δραστηριότητες επαγγελματικής ανάπτυξης που υπήρχαν ως διαθέσιμες επιλογές στο ερευνητικό εργαλείο, το οποίο περιγράψαμε νωρίτερα.

Στη συνέχεια θα παρουσιαστεί η ποσοστιαία κατανομή των απαντήσεων των εκπαιδευτικών αυτών αναφορικά με το βαθμό συμφωνίας ή διαφωνίας τους ως προς το βαθμό στον οποίο δυσχεραίνουν τη συμμετοχή του σε επιμορφωτικές δράσεις συγκεκριμένοι παράγοντες-εμπόδια που παρέχονταν ως διαθέσιμες επιλογές στο ερευνητικό εργαλείο.

Τέλος, θα παρουσιαστούν τα ποσοστά εξουθένωσης των εν λόγω εκπαιδευτικών αναφορικά με καθεμιά εκ των τριών διαστάσεων του φαινομένου.

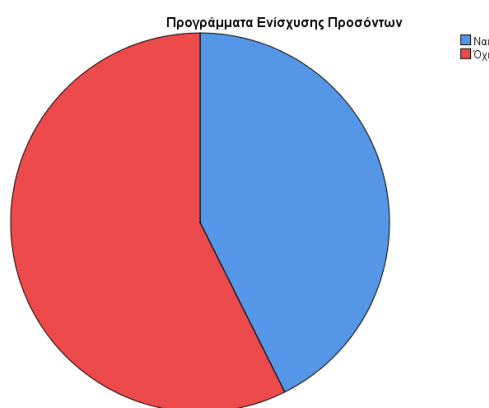
2.6.2. Μορφές Επιμορφωτικών Δραστηριοτήτων

Από το σύνολο των 366 εκπαιδευτικών του δείγματος, οι 156 δήλωσαν ότι έχουν συμμετάσχει σε προγράμματα ενίσχυσης προσόντων στη διάρκεια των τριών τελευταίων ετών, με τους υπόλοιπους 210 να δηλώνουν ότι δεν έχουν συμμετάσχει σε κανένα τέτοιο πρόγραμμα στο ίδιο χρονικό διάστημα (Πίνακας 2.9 και Γράφημα 2.8).

Πίνακας 2.9: Προγράμματα Ενίσχυσης Προσόντων

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Ναι	156	42,6	42,6	42,6
	Όχι	210	57,4	57,4	100,0
	Total	366	100,0	100,0	

Γράφημα 2.8

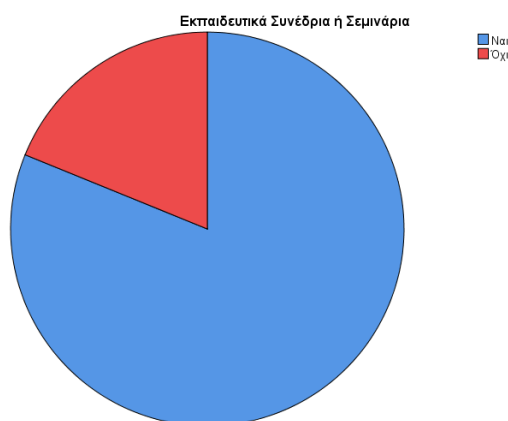


Από το σύνολο των 366 εκπαιδευτικών του δείγματος, οι 297 δήλωσαν ότι έχουν συμμετάσχει σε εκπαιδευτικά συνέδρια ή σεμινάρια στη διάρκεια των τριών τελευταίων ετών, με τους υπόλοιπους 69 να δηλώνουν ότι δεν έχουν συμμετάσχει σε καμία τέτοια δραστηριότητα στο ίδιο χρονικό διάστημα (Πίνακας 2.10 και Γράφημα 2.9).

Πίνακας 2.10: Εκπαιδευτικά Συνέδρια ή Σεμινάρια

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Ναι	297	81,1	81,1	81,1
	Όχι	69	18,9	18,9	100,0
	Total	366	100,0	100,0	

Γράφημα 2.9

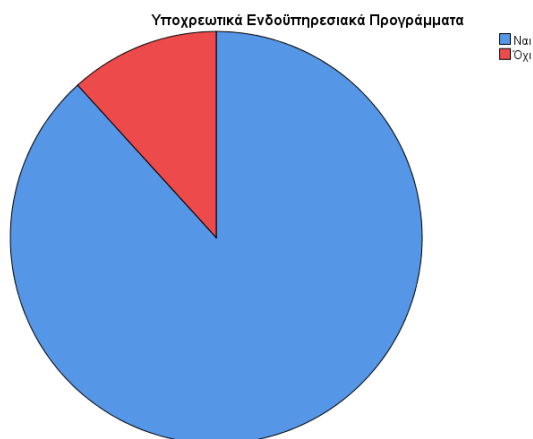


Από το σύνολο των 366 εκπαιδευτικών του δείγματος, οι 323 δήλωσαν ότι έχουν συμμετάσχει σε υποχρεωτικά ενδοϋπηρεσιακά προγράμματα επιμόρφωσης στη διάρκεια των τριών τελευταίων ετών, με τους υπόλοιπους 43 να δηλώνουν ότι δεν έχουν συμμετάσχει σε κανένα τέτοιο πρόγραμμα στο ίδιο χρονικό διάστημα (Πίνακας 2.11 και Γράφημα 2.10).

Πίνακας 2.11: Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Ναι	323	88,3	88,3	88,3
	Όχι	43	11,7	11,7	100,0
	Total	366	100,0	100,0	

Γράφημα 2.10



Από το σύνολο των 366 εκπαιδευτικών του δείγματος, οι 220 δήλωσαν ότι έχουν συμμετάσχει σε μη υποχρεωτικά ενδοϋπηρεσιακά προγράμματα επιμόρφωσης στη διάρκεια των τριών τελευταίων ετών, με τους υπόλοιπους 146 να δηλώνουν ότι δεν έχουν συμμετάσχει σε κανένα τέτοιο πρόγραμμα στο ίδιο χρονικό διάστημα (Πίνακας 2.12 και Γράφημα 2.11).

Πίνακας 2.12: Μη Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Ναι	220	60,1	60,1	60,1
	Όχι	146	39,9	39,9	100,0
	Total	366	100,0	100,0	

Γράφημα 2.11

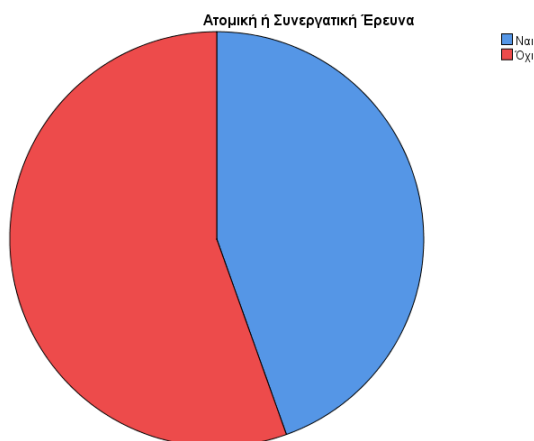


Από το σύνολο των 366 εκπαιδευτικών του δείγματος, οι 163 δήλωσαν ότι έχουν συμμετάσχει σε ατομική ή συνεργατική έρευνα σε κάποιο ζήτημα ενδιαφέροντος στη διάρκεια των τριών τελευταίων ετών, με τους υπόλοιπους 203 να δηλώνουν ότι δεν έχουν συμμετάσχει σε καμία τέτοια δραστηριότητα στο ίδιο χρονικό διάστημα (Πίνακας 2.13 και Γράφημα 2.12).

Πίνακας 2.13: Ατομική ή Συνεργατική Έρευνα

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Ναι	163	44,5	44,5	44,5
	Όχι	203	55,5	55,5	100,0
	Total	366	100,0	100,0	

Γράφημα 2.12

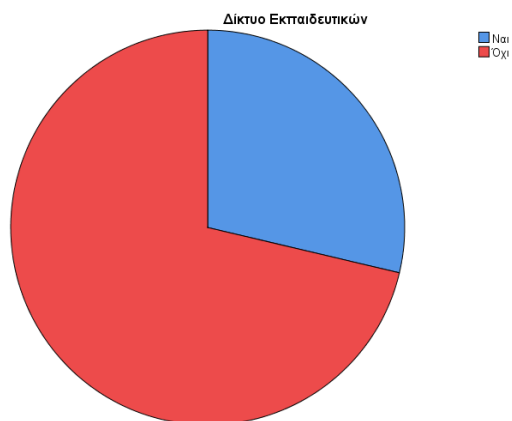


Από το σύνολο των 366 εκπαιδευτικών του δείγματος, οι 105 δήλωσαν ότι έχουν συμμετάσχει σε δίκτυα εκπαιδευτικών ειδικά δομημένα για συζήτηση και συνεργασία στη διάρκεια των τριών τελευταίων ετών, με τους υπόλοιπους 261 να δηλώνουν ότι δεν έχουν συμμετάσχει σε καμία τέτοια δράση στο ίδιο χρονικό διάστημα (Πίνακας 2.14 και Γράφημα 2.13).

Πίνακας 2.14: Δίκτυο Εκπαιδευτικών

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Ναι	105	28,7	28,7	28,7
	Όχι	261	71,3	71,3	100,0
	Total	366	100,0	100,0	

Γράφημα 2.13



Από το σύνολο των 366 εκπαιδευτικών του δείγματος, οι 103 δήλωσαν ότι έχουν συμμετάσχει σε προγράμματα επιμόρφωσης άλλων οργανισμών εκτός του δημοσίου στη διάρκεια των τριών τελευταίων ετών, με τους υπόλοιπους 263 να δηλώνουν ότι δεν

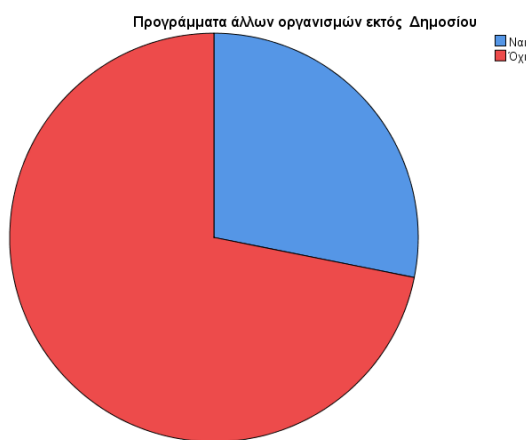
Εφαρμογή του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης σε εκπαιδευτικά δεδομένα

έχουν συμμετάσχει σε κανένα τέτοιο πρόγραμμα στο ίδιο χρονικό διάστημα (Πίνακας 2.15 και Γράφημα 2.14).

Πίνακας 2.15: Προγράμματα άλλων οργανισμών εκτός Δημοσίου

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Ναι	103	28,1	28,1	28,1
	Όχι	263	71,9	71,9	100,0
	Total	366	100,0	100,0	

Γράφημα 2.14

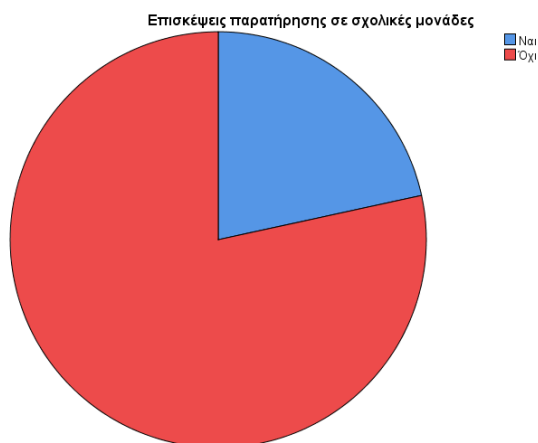


Από το σύνολο των 366 εκπαιδευτικών του δείγματος, οι 79 δήλωσαν ότι έχουν συμμετάσχει σε επισκέψεις παρατήρησης σε άλλες σχολικές μονάδες στη διάρκεια των τριών τελευταίων ετών, με τους υπόλοιπους 287 να δηλώνουν ότι δεν έχουν συμμετάσχει σε καμία τέτοια δράση στο ίδιο χρονικό διάστημα (Πίνακας 2.16 και Γράφημα 2.15).

Πίνακας 2.16: Επισκέψεις παρατήρησης σε σχολικές μονάδες

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Ναι	79	21,6	21,6	21,6
	Όχι	287	78,4	78,4	100,0
	Total	366	100,0	100,0	

Γράφημα 2.15



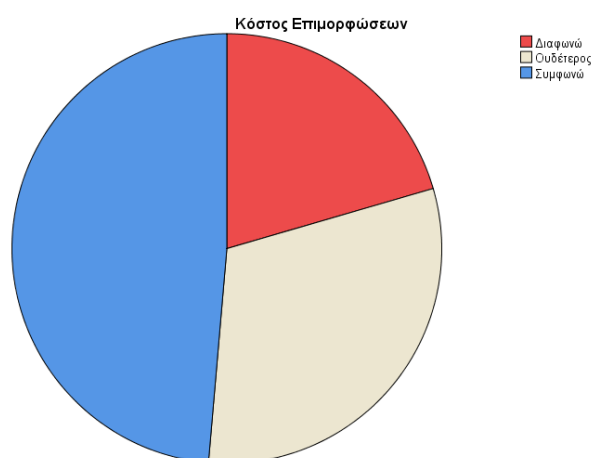
2.6.3. Εμπόδια Επιμόρφωσης

Από το σύνολο των 366 εκπαιδευτικών του δείγματος, οι 178 δήλωσαν ότι συμφωνούν με το ότι το κόστος των επιμορφώσεων αποτελεί ανασταλτικό παράγοντα για τη συμμετοχή τους σε τέτοιου είδους δράσεις, οι 75 διαφώνησαν με τη σχετική αυτή θέση, ενώ 113 τήρησαν στάση ουδετερότητας (Πίνακας 2.17 και Γράφημα 2.16).

Πίνακας 2.17: Κόστος Επιμορφώσεων

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Διαφωνώ	75	20,5	20,5	20,5
	Ουδέτερος	113	30,9	30,9	51,4
	Συμφωνώ	178	48,6	48,6	100,0
	Total	366	100,0	100,0	

Γράφημα 2.16



Από το σύνολο των 366 εκπαιδευτικών του δείγματος, οι 222 δήλωσαν ότι συμφωνούν με το ότι το ωράριο εργασίας τους αποτελεί ανασταλτικό παράγοντα για τη συμμετοχή

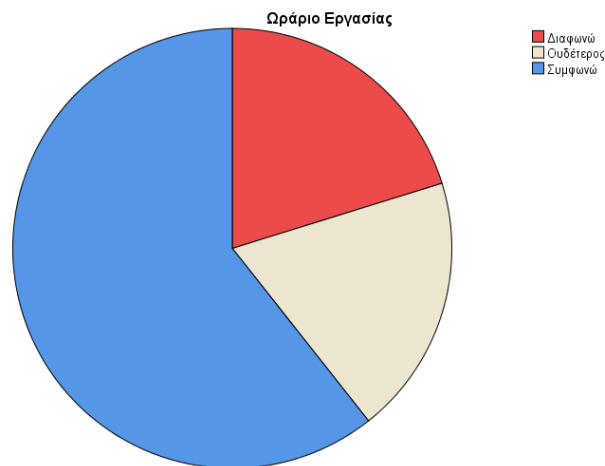
Εφαρμογή του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης σε εκπαιδευτικά δεδομένα

τους σε επιμορφωτικές δράσεις, οι 74 διαφώνησαν με τη σχετική αυτή θέση, ενώ 70 τήρησαν στάση ουδετερότητας (Πίνακας 2.18 και Γράφημα 2.17).

Πίνακας 2.18: Ωράριο Εργασίας

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Διαφωνώ	74	20,2	20,2	20,2
	Ουδέτερος	70	19,1	19,1	39,3
	Συμφωνώ	222	60,7	60,7	100,0
	Total	366	100,0	100,0	

Γράφημα 2.17

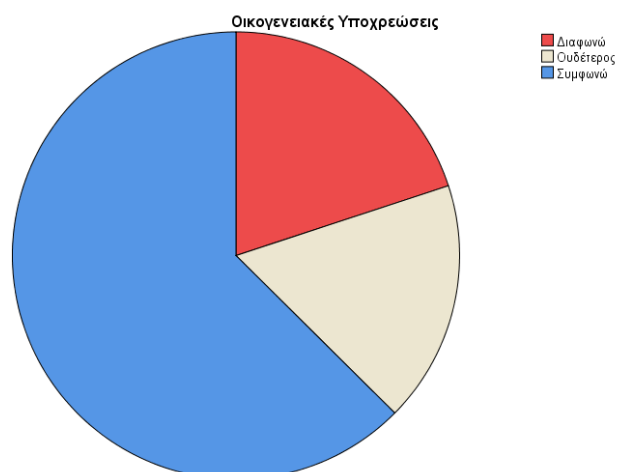


Από το σύνολο των 366 εκπαιδευτικών του δείγματος, οι 229 δήλωσαν ότι συμφωνούν με το ότι οι οικογενειακές τους υποχρεώσεις αποτελούν ανασταλτικό παράγοντα για τη συμμετοχή τους σε επιμορφωτικές δράσεις, οι 73 διαφώνησαν με τη σχετική αυτή θέση, ενώ 64 τήρησαν στάση ουδετερότητας (Πίνακας 2.19 και Γράφημα 2.18).

Πίνακας 2.19: Οικογενειακές Υποχρεώσεις

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Διαφωνώ	73	19,9	19,9	19,9
	Ουδέτερος	64	17,5	17,5	37,4
	Συμφωνώ	229	62,6	62,6	100,0
	Total	366	100,0	100,0	

Γράφημα 2.18

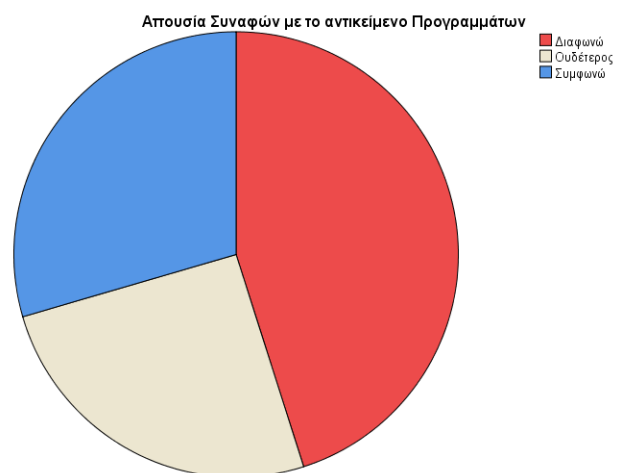


Από το σύνολο των 366 εκπαιδευτικών του δείγματος, οι 108 δήλωσαν ότι συμφωνούν με το ότι η απουσία συναφών με το αντικείμενό τους προγραμμάτων αποτελεί ανασταλτικό παράγοντα για τη συμμετοχή τους σε επιμορφωτικές δράσεις, οι 165 διαφώνησαν με τη σχετική αυτή θέση, ενώ 93 τήρησαν στάση ουδετερότητας (Πίνακας 2.20 και Γράφημα 2.19).

Πίνακας 2.20: Απουσία Συναφών με το αντικείμενο Προγραμμάτων

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Διαφωνώ	165	45,1	45,1	45,1
	Ουδέτερος	93	25,4	25,4	70,5
	Συμφωνώ	108	29,5	29,5	100,0
	Total	366	100,0	100,0	

Γράφημα 2.19

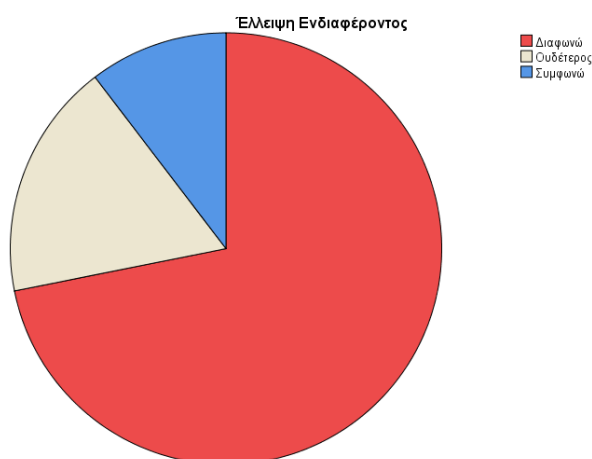


Από το σύνολο των 366 εκπαιδευτικών του δείγματος, μόλις οι 38 δήλωσαν ότι συμφωνούν με το ότι η έλλειψη προσωπικού ενδιαφέροντος αποτελεί ανασταλτικό παράγοντα για τη συμμετοχή τους σε επιμορφωτικές δράσεις, οι 263 διαφώνησαν με τη σχετική αυτή θέση, ενώ 65 τήρησαν στάση ουδετερότητας (Πίνακας 2.21 και Γράφημα 2.20).

Πίνακας 2.21: Έλλειψη Ενδιαφέροντος

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Διαφωνώ	263	71,9	71,9	71,9
	Ουδέτερος	65	17,8	17,8	89,6
	Συμφωνώ	38	10,4	10,4	100,0
	Total	366	100,0	100,0	

Γράφημα 2.20



2.6.4. Εργασιακή Εξουθένωση

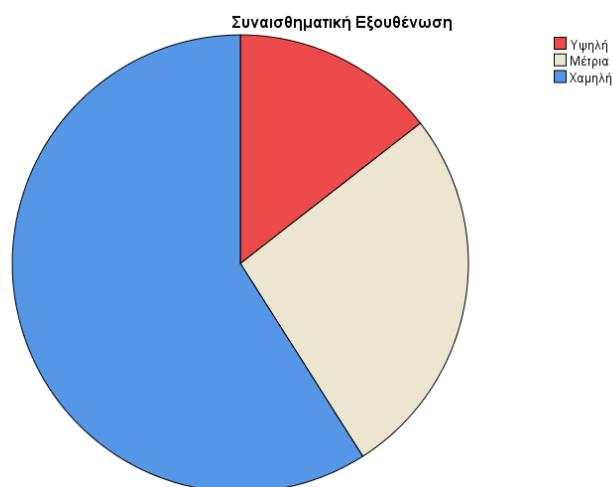
Αναφορικά με τη διάσταση της συναισθηματικής εξάντλησης, 53 εκπαιδευτικοί φάνηκε να εμφανίζουν υψηλά επίπεδα εξουθένωσης (υψηλή συναισθηματική εξάντληση), 97 εκπαιδευτικοί μέτρια επίπεδα εξουθένωσης και 216 εκπαιδευτικοί χαμηλά επίπεδα εξουθένωσης (χαμηλή συναισθηματική εξάντληση) (Πίνακας 2.22 και Γράφημα 2.21).

Πίνακας 2.22: Συναισθηματική Εξάντληση

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Υψηλή	53	14,5	14,5	14,5
	Μέτρια	97	26,5	26,5	41,0
	Χαμηλή	216	59,0	59,0	100,0

Total	366	100,0	100,0
-------	-----	-------	-------

Γράφημα 2.21

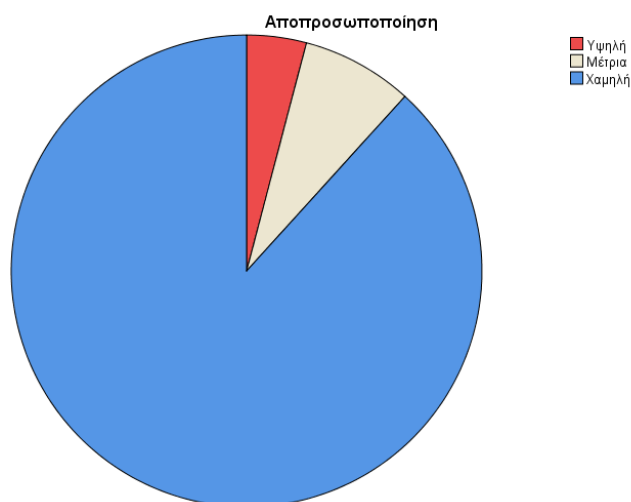


Αναφορικά με τη διάσταση της αποπροσωποποίησης, 15 εκπαιδευτικοί φάνηκε να εμφανίζουν υψηλά επίπεδα εξουθένωσης (υψηλή αποπροσωποποίηση), 28 εκπαιδευτικοί μέτρια επίπεδα εξουθένωσης και 323 εκπαιδευτικοί χαμηλά επίπεδα εξουθένωσης (χαμηλή αποπροσωποποίηση) (Πίνακας 2.23 και Γράφημα 2.22).

Πίνακας 2.23: Αποπροσωποποίηση

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Υψηλή	15	4,1	4,1	4,1
	Μέτρια	28	7,7	7,7	11,7
	Χαμηλή	323	88,3	88,3	100,0
	Total	366	100,0	100,0	

Γράφημα 2.22

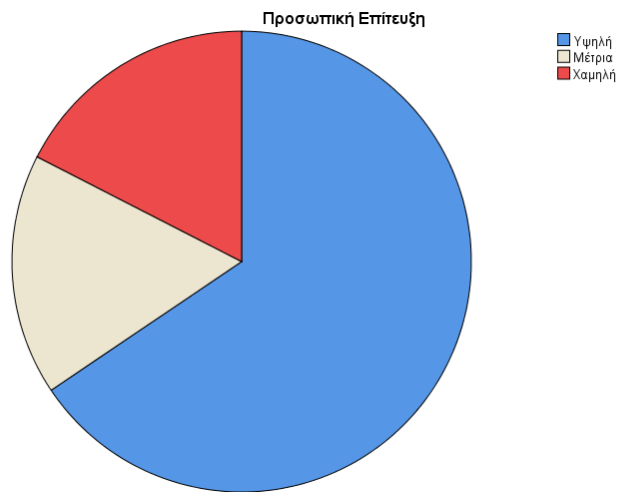


Αναφορικά με τη διάσταση της προσωπικής επίτευξης, 64 εκπαιδευτικοί φάνηκε να εμφανίζουν υψηλά επίπεδα εξουθένωσης (χαμηλή προσωπική επίτευξη), 62 εκπαιδευτικοί μέτρια επίπεδα εξουθένωσης και 240 εκπαιδευτικοί χαμηλά επίπεδα εξουθένωσης (υψηλή προσωπική επίτευξη) (Πίνακας 2.24 και Γράφημα 2.23).

Πίνακας 2.24: Προσωπική Επίτευξη

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Υψηλή	240	65,6	65,6	65,6
	Μέτρια	62	16,9	16,9	82,5
	Χαμηλή	64	17,5	17,5	100,0
	Total	366	100,0	100,0	

Γράφημα 2.23



3. ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ ΤΩΝ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ

Στο κεφάλαιο αυτό θα γίνει χρήση του μοντέλου της λογιστικής παλινδρόμησης για τη στατιστική ανάλυση των δεδομένων, όπως αυτά παρουσιάστηκαν στο κεφάλαιο 2.

3.1. Εξουθένωση & Δημογραφικά Στοιχεία

3.1.1. Αποπροσωποποίηση & Δημογραφικά Στοιχεία

Ο Πίνακας 3.1 που παρουσιάζεται παρακάτω παρέχει δύο μέτρα που μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την αξιολόγηση του πόσο καλά προσαρμόζεται το προτεινόμενο μοντέλο στα δεδομένα.

**Πίνακας 3.1: Έλεγχοι Καλής Προσαρμογής
Goodness-of-Fit**

	Chi-Square	df	Sig.
Pearson	589,873	536	,053
Deviance	259,466	536	1,000

Η πρώτη γραμμή με τον τίτλο «Pearson» αναπαριστά το στατιστικό Pearson chi-square, ενώ η δεύτερη (με τίτλο «Deviance») αναπαριστά το στατιστικό Deviance chi-square. Μεγάλες τιμές των στατιστικών καταδεικνύουν κακή προσαρμογή του μοντέλου. Ένα στατιστικά σημαντικό αποτέλεσμα (στην στήλη με τίτλο «Sig.») ανάλογα με το επίπεδο σημαντικότητας που μας ενδιαφέρει (αν για παράδειγμα έχουμε $\alpha=5\%$ τότε το αποτέλεσμα είναι στατιστικά σημαντικό αν $p < 0.05$) καταδεικνύει ότι το μοντέλο δεν προσαρμόζεται καλά στα δεδομένα. Τα δυο αυτά μέτρα για την αξιολόγηση της καλής προσαρμογής μπορεί να μη δίνουν πάντοτε το ίδιο αποτέλεσμα. Εδώ έχουμε τιμή του στατιστικού Pearson chi-square ίση με 589,873 με $p\text{-value } 0,053 > 0,05$. Συνεπώς με βάση το μέτρο αυτό, συμπεραίνουμε ότι το μοντέλο προσαρμόζεται καλά στα δεδομένα. Η τιμή του στατιστικού Deviance chi-square είναι 259,466 με $p\text{-value } 1$. Επομένως αμφότερα τα στατιστικά καταδεικνύουν καλή προσαρμογή του μοντέλου στα δεδομένα.

Λαμβάνουμε ένα γενικό μέτρο της σημαντικότητας του μοντέλου από τον Πίνακα 3.2, που παρατίθεται παρακάτω.

Πίνακας 3.2: Σημαντικότητα του Μοντέλου
Model Fitting Information

Model Fitting Criteria		Likelihood Ratio Tests		
-2 Log				
Model	Likelihood	Chi-Square	df	Sig.
Intercept Only	298,678			
Final	277,488	21,191	20	,386

Η γραμμή με τίτλο «Final» δίνει τις απαραίτητες πληροφορίες που χρειαζόμαστε για να αποφανθούμε αν όλοι οι συντελεστές του μοντέλου είναι ίσοι με το μηδέν έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης ότι κάποιος εξ αυτών είναι διάφορος του μηδενός. Στην ουσία θέλουμε να αποφανθούμε για το εάν υπάρχουν συντελεστές του μοντέλου που να είναι στατιστικά σημαντικοί. Ένας εναλλακτικός τρόπος ερμηνείας των πληροφοριών του πίνακα κινείται στην κατεύθυνση της διερεύνησης του κατά πόσο οι μεταβλητές του μοντέλου το βελτιώνουν σε σχέση με το μοντέλο εκείνο που περιλαμβάνει μόνο έναν σταθερό όρο, χωρίς μεταβλητές. Μπορούμε να δούμε από τη στήλη με τίτλο «Sig.» ότι το p-value είναι μικρότερο του 0,386, κάτι που σημαίνει ότι το πλήρες μοντέλο δεν προβλέπει στατιστικά σημαντικά την μεταβλητή απόκρισης καλύτερα από το μοντέλο σταθερού όρου.

Στον παρακάτω πίνακα παρουσιάζονται τα μέτρα Cox and Snell, Nagelkerke και McFadden, τα οποία αναφέρονται ως ψευδό-συντελεστές R^2 .

**Πίνακας 3.3: Ψευδο-
συντελεστές R^2**
Pseudo R-Square

Cox and Snell	,056
Nagelkerke	,096
McFadden	,066

Επειδή το μοντέλο λογιστικής παλινδρόμησης δεν εκτιμάται από έναν εκτιμητή ελαχίστων τετραγώνων, το σύνηθες γραμμικό μέτρο του ποσοστού της διακύμανσης της εξαρτημένης μεταβλητής που ερμηνεύεται από τις προβλεπτικές μεταβλητές, δηλαδή ο συντελεστής R^2 , δεν είναι διαθέσιμο. Ωστόσο διάφορα pseudo R^2 έχουν αναπτυχθεί για το λογιστικό μοντέλο παλινδρόμησης κατ' αναλογία της φόρμουλας που προσδιορίζει το R^2 για το γραμμικό μοντέλο. Αυτά τα pseudo R^2 περιλαμβάνουν μεταξύ άλλων τα στατιστικά των Efron, McFadden, Cox and Snell, Nagelkerke/Cragg

and Uhler, McKelvey and Zavoina (Guo, 2010), τρία εκ των οποίων παρατίθενται και στον παραπάνω πίνακα. Γενικά, μια υψηλότερη τιμή σε ένα pseudo R^2 καταδεικνύει καλύτερη προσαρμογή. Ωστόσο, πρέπει κανείς να έχει υπόψη του τους διάφορους περιορισμούς των στατιστικών pseudo R^2 και να ερμηνεύει με ιδιαίτερη προσοχή τα συναφή με αυτά ευρήματα (Guo, 2010). Το UCLA Academic Technology Services (2008) παρουσίασε μια αναλυτική περιγραφή καθενός εξ αυτών των pseudo R^2 και κατέληξε στο ότι αυτά δεν μπορούν να ερμηνευτούν ανεξάρτητα και μεμονωμένα ούτε και να συγκριθούν κατά μήκος διαφορετικών σετ δεδομένων· είναι έγκυρα και χρήσιμα στην αξιολόγηση πολλαπλών μοντέλων που προβλέπουν την ίδια απόκριση στο ίδιο σετ δεδομένων. Με άλλα λόγια, ένα στατιστικό pseudo R^2 δίχως το πλαίσιο στο οποίο παρήχθη δεν έχει ιδιαίτερο νόημα. Ένα pseudo R^2 έχει νόημα μόνο όταν συγκρίνεται με ένα άλλο pseudo R^2 ιδίου τύπου και μάλιστα στο ίδιο σετ δεδομένων και ασφαλώς προβλέποντας το ίδιο αποτέλεσμα. Στην περίπτωση αυτή η υψηλότερη τιμή pseudo R^2 καταδεικνύει ποιο μοντέλο προβλέπει καλύτερα το αποτέλεσμα.

Σημαντικότερα είναι τα αποτελέσματα που παρουσιάζονται στον Πίνακα 3.4, που παρατίθεται παρακάτω.

Πίνακας 3.4: Έλεγχοι Λόγου Πιθανοφάνειας
Likelihood Ratio Tests

Effect	Model Fitting	Likelihood Ratio Tests		
	Criteria			
	-2 Log			
	Likelihood of			
	Reduced Model	Chi-Square	df	Sig.
Intercept	277,488 ^a	,000	0	.
Έτη Προϋπηρεσίας	277,657	,169	2	,919
Φύλο	282,676	5,189	2	,075
Βαθμίδα Εκπαίδευσης	277,667	,180	2	,914
Σχέση Εργασίας	283,130	5,642	2	,060
Τόπος Εργασίας	280,230	2,742	2	,254
Εκπαίδευση	278,551	1,063	4	,900
Ειδικότητα	282,381	4,893	6	,558

The chi-square statistic is the difference in -2 log-likelihoods between the final model and a reduced model. The reduced model is formed by omitting an effect from the final model. The null hypothesis is that all parameters of that effect are 0.

Εφαρμογή του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης σε εκπαιδευτικά δεδομένα

- a. This reduced model is equivalent to the final model because omitting the effect does not increase the degrees of freedom.

Ο πίνακας αυτός δείχνει ποιες από τις ανεξάρτητες μεταβλητές του μοντέλου είναι στατιστικά σημαντικές. Μπορούμε να δούμε ότι καμία μεταβλητή δεν είναι στατιστικά σημαντική σε επίπεδο σημαντικότητα $\alpha=5\%$. Σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=10\%$ όμως στατιστικά σημαντικές φαίνεται να είναι οι μεταβλητές Φύλο ($p=0,075$) και Σχέση Εργασίας ($p=0,06$). Το ποσοστό σωστής πρόβλεψης του μοντέλου είναι 88,3%.

Ο παραπάνω πίνακας είναι ιδιαίτερα χρήσιμος για την περίπτωση των ονομαστικών ανεξάρτητων μεταβλητών διότι πρόκειται για τον μοναδικό που λαμβάνει υπόψη του την συνολική επίδραση μιας τέτοιας μεταβλητής στην απόκριση. Κάτι τέτοιο δε συμβαίνει στην περίπτωση των πινάκων Parameter Estimates, μια αλληλουχία των οποίων παρατίθεται στο Παράρτημα Β (βλέπε Πίνακες Β.1, Β.2, Β.3, Β.4, Β.5 και Β.6).

Οι πίνακες αυτοί αναπαριστούν τους εκτιμητές των παραμέτρων, που δεν είναι άλλοι από τους συντελεστές του μοντέλου. Όπως μπορούμε να δούμε κάθε εικονική μεταβλητή έχει ένα δικό της συντελεστή χωρίς όμως να υπάρχει κάποια συνολική τιμή για την στατιστική σημαντικότητα. Καθώς η μεταβλητή απόκρισης έχει τρεις κατηγορίες («Υψηλή», «Μέτρια» και «Χαμηλή» Αποπροσωποποίηση), μπορούμε να δούμε ότι υπάρχουν αρχικά δυο σύνολα συντελεστών λογιστικής παλινδρόμησης. Το πρώτο εξ αυτών βρίσκεται στη γραμμή «Υψηλή» ενώ το δεύτερο στη γραμμή «Μέτρια». Στην περίπτωση αυτή κατηγορία αναφοράς αποτελεί η «Χαμηλή» Αποπροσωποποίηση. Ακολουθούν επιπρόσθετοι μικρότεροι πίνακες προκειμένου να καλυφθεί κάθε δυνατή περίπτωση αναφορικά με τις κατηγορίες αναφοράς των ανεξαρτητών μεταβλητών.

Έπειτα μπορούμε να διακρίνουμε ότι έχουμε ένα ακόμα σύνολο συντελεστών που αντιστοιχεί στην περίπτωση όπου έχουμε ως κατηγορία αναφοράς την «Υψηλή» Αποπροσωποποίηση. Και σε αυτήν την περίπτωση ακολουθούν επιμέρους πίνακες όπου διαφοροποιείται η κατηγορία αναφοράς ορισμένων ανεξάρτητων μεταβλητών προκειμένου να εξεταστεί η εκάστοτε επίδραση σε κάθε δυνατή περίπτωση.

Μας ενδιαφέρει ιδιαίτερα η σημαντικότητα των συντελεστών. Στα πλαίσια της συμπερασματολογίας και της ερμηνείας των αποτελεσμάτων των πινάκων αυτών χρησιμοποιούμε τις τιμές της στήλης $\text{Exp}(B)$ των κατηγοριών των ανεξαρτητών

μεταβλητών που είχαν συντελεστές στατιστικά σημαντικούς σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=5\%$. Με τον τρόπο αυτό και αναφορικά με την πρώτη ομάδα πινάκων και ως εκ τούτου συντελεστών (κατηγορία αναφοράς η «Χαμηλή» Αποπροσωποποίηση) συμπεραίνουμε ότι οι αναπληρωτές και ωρομίσθιοι εκπαιδευτικοί έχουν 5,5 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους μόνιμους συναδέλφους τους να εμφανίζουν μέτρια, σε σχέση με τα χαμηλά, επίπεδα αποπροσωποποίησης. Επίσης, σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=10\%$ όμως, μπορούμε να διακρίνουμε ότι οι άνδρες εκπαιδευτικοί έχουν 2,4 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τις γυναίκες συναδέλφους τους να εμφανίζουν μέτρια, σε σχέση με τα χαμηλά, επίπεδα αποπροσωποποίησης.

3.1.2. Προσωπική Επίτευξη & Δημογραφικά Στοιχεία

Ο Πίνακας 3.5 που παρουσιάζεται παρακάτω παρέχει δύο μέτρα που μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την αξιολόγηση του πόσο καλά προσαρμόζεται το προτεινόμενο μοντέλο στα δεδομένα.

**Πίνακας 3.5: Έλεγχοι Καλής Προσαρμογής
Goodness-of-Fit**

	Chi-Square	df	Sig.
Pearson	589,745	536	,054
Deviance	456,289	536	,995

Εδώ έχουμε τιμή του στατιστικού Pearson chi-square ίση με 589,745 με p-value $0,054 > 0,05$. Συνεπώς με βάση το μέτρο αυτό, συμπεραίνουμε ότι το μοντέλο προσαρμόζεται καλά στα δεδομένα. Η τιμή του στατιστικού Deviance chi-square είναι 456,289 με p-value 0,995. Επομένως αμφότερα τα στατιστικά καταδεικνύουν καλή προσαρμογή του μοντέλου στα δεδομένα.

Λαμβάνουμε ένα γενικό μέτρο της σημαντικότητας του μοντέλου από τον Πίνακα 3.6, που παρατίθεται παρακάτω.

Πίνακας 3.6: Σημαντικότητα του Μοντέλου

Model Fitting Information				
Model	Model Fitting	Likelihood Ratio Tests		
	Criteria	Chi-Square	df	Sig.
	-2 Log Likelihood			
Intercept Only	578,328			
Final	510,885	67,444	20	,000

Μπορούμε να δούμε από τη στήλη με τίτλο «Sig.» ότι το p-value είναι μικρότερο του 0,001, κάτι που σημαίνει ότι το πλήρες μοντέλο προβλέπει στατιστικά σημαντικά την μεταβλητή απόκρισης καλύτερα από το μοντέλο σταθερού όρου.

Στον παρακάτω πίνακα παρουσιάζονται τα μέτρα Cox and Snell, Nagelkerke και McFadden, τα οποία αναφέρονται ως ψευδό-συντελεστές R^2 .

Πίνακας 3.7: Ψευδο-

συντελεστές R^2

Pseudo R-Square

Cox and Snell	,168
Nagelkerke	,203
McFadden	,104

Σημαντικότερα είναι τα αποτελέσματα που παρουσιάζονται στον Πίνακα 3.8, που παρατίθεται παρακάτω.

Πίνακας 3.8: Έλεγχοι Λόγου Πιθανοφάνειας

Likelihood Ratio Tests				
Effect	Model Fitting	Likelihood Ratio Tests		
	Criteria	Chi-Square	df	Sig.
	-2 Log Likelihood of Reduced Model			
Intercept	510,885 ^a	,000	0	.
Έτη Προϋπηρεσίας	514,288	3,404	2	,182
Φύλο	521,177	10,292	2	,006
Εκπαίδευση	530,366	19,482	4	,001
Βαθμίδα Εκπαίδευσης	517,079	6,194	2	,045
Ειδικότητα	520,759	9,875	6	,130

Σχέση Εργασίας	518,078	7,193	2	,027
Τόπος Εργασίας	521,793	10,908	2	,004

The chi-square statistic is the difference in -2 log-likelihoods between the final model and a reduced model. The reduced model is formed by omitting an effect from the final model. The null hypothesis is that all parameters of that effect are 0.

a. This reduced model is equivalent to the final model because omitting the effect does not increase the degrees of freedom.

Ο πίνακας αυτός δείχνει ποιες από τις ανεξάρτητες μεταβλητές του μοντέλου είναι στατιστικά σημαντικές. Μπορούμε να δούμε ότι η μεταβλητή Φύλο είναι στατιστικά σημαντική καθώς το p-value είναι ίσο με 0,006 ενώ η μεταβλητή Ειδικότητα δεν είναι στατιστικά σημαντική καθώς το p-value είναι ίσο με 0,130. Στατιστικά σημαντικές μεταβλητές είναι επίσης το Επίπεδο Εκπαίδευσης ($p=0,001$), η Βαθμίδα Εκπαίδευσης ($p=0,045$), η Σχέση Εργασίας ($p=0,027$) και ο Τόπος Εργασίας ($p=0,004$). Το ποσοστό σωστής πρόβλεψης του μοντέλου είναι 66,7%.

Ο παραπάνω πίνακας είναι ιδιαίτερα χρήσιμος για την περίπτωση των ονομαστικών ανεξάρτητων μεταβλητών διότι πρόκειται για τον μοναδικό που λαμβάνει υπόψη του την συνολική επίδραση μιας τέτοιας μεταβλητής στην απόκριση. Κάτι τέτοιο δε συμβαίνει στην περίπτωση των πινάκων Parameter Estimates, μια αλληλουχία των οποίων παρατίθεται στο Παράρτημα Β (βλέπε Πίνακες Β.7, Β.8, Β.9, Β.10, Β.11 και Β.12).

Οι πίνακες αυτοί αναπαριστούν τους εκτιμητές των παραμέτρων, που δεν είναι άλλοι από τους συντελεστές του μοντέλου. Όπως μπορούμε να δούμε κάθε εικονική μεταβλητή έχει ένα δικό της συντελεστή χωρίς όμως να υπάρχει κάποια συνολική τιμή για την στατιστική σημαντικότητα. Καθώς η μεταβλητή απόκρισης έχει τρεις κατηγορίες («Υψηλή», «Μέτρια» και «Χαμηλή» Προσωπική Επίτευξη), μπορούμε να δούμε ότι υπάρχουν αρχικά δυο σύνολα συντελεστών λογιστικής παλινδρόμησης. Το πρώτο εξ αυτών βρίσκεται στη γραμμή «Υψηλή» ενώ το δεύτερο στη γραμμή «Μέτρια». Στην περίπτωση αυτή κατηγορία αναφοράς αποτελεί η «Χαμηλή» προσωπική επίτευξη. Ακολουθούν επιπρόσθετοι μικρότεροι πίνακες προκειμένου να καλυφθεί κάθε δυνατή περίπτωση αναφορικά με τις κατηγορίες αναφοράς των ανεξαρτήτων μεταβλητών.

Έπειτα μπορούμε να διακρίνουμε ότι έχουμε ένα ακόμα σύνολο συντελεστών που αντιστοιχεί στην περίπτωση όπου έχουμε ως κατηγορία αναφοράς την «Υψηλή» προσωπική επίτευξη. Και σε αυτήν την περίπτωση ακολουθούν επιμέρους πίνακες όπου διαφοροποιείται η κατηγορία αναφοράς ορισμένων ανεξάρτητων μεταβλητών προκειμένου να εξεταστεί η εκάστοτε επίδραση σε κάθε δυνατή περίπτωση.

Αναφορικά με την πρώτη ομάδα πινάκων και ως εκ τούτου συντελεστών (κατηγορία αναφοράς η «Χαμηλή» προσωπική επίτευξη) συμπεραίνουμε ότι οι άνδρες εκπαιδευτικοί έχουν 2,7 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τις γυναίκες συναδέλφους τους να εμφανίζουν υψηλά, σε σχέση με τα χαμηλά, επίπεδα προσωπικής επίτευξης. Επιπλέον φαίνεται ότι οι εκπαιδευτικοί πρωτοβάθμιας έχουν 5,6 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους συναδέλφους τους της δευτεροβάθμιας να εμφανίζουν υψηλά, σε σχέση με τα χαμηλά, επίπεδα προσωπικής επίτευξης. Οι φιλόλογοι έχουν 2,8 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους συναδέλφους τους των ειδικοτήτων και 7,5 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους δασκάλους να εμφανίζουν υψηλά, σε σχέση με τα χαμηλά, επίπεδα προσωπικής επίτευξης. Επιπρόσθετα οι καθηγητές θετικών επιστημών έχουν 6,4 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους δασκάλους να εμφανίζουν υψηλά, σε σχέση με τα χαμηλά, επίπεδα προσωπικής επίτευξης. Οι εκπαιδευτικοί που εργάζονται σε αστικές περιοχές έχουν 3 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους συναδέλφους τους που εργάζονται σε ημιαστικές ή αγροτικές περιοχές να εμφανίζουν υψηλά, σε σχέση με τα χαμηλά, επίπεδα προσωπικής επίτευξης. Οι εκπαιδευτικοί πρωτοβάθμιας έχουν 8,4 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους συναδέλφους τους της δευτεροβάθμιας να εμφανίζουν μέτρια, σε σχέση με τα χαμηλά, επίπεδα προσωπικής επίτευξης. Επίσης, οι κάτοχοι μεταπτυχιακού ή/και διδακτορικού διπλώματος έχουν 10,2 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους αποφοίτους της Παιδαγωγικής Ακαδημίας να εμφανίζουν μέτρια, σε σχέση με τα χαμηλά, επίπεδα προσωπικής επίτευξης. Οι απόφοιτοι ΑΕΙ έχουν $1/0,172 = 5,8$ φορές μικρότερη πιθανότητα από τους κατόχους μεταπτυχιακού ή/και διδακτορικού διπλώματος να εμφανίζουν μέτρια, σε σχέση με τα χαμηλά, επίπεδα προσωπικής επίτευξης. Συνεχίζοντας, οι μόνιμοι εκπαιδευτικοί έχουν 6,8 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους αναπληρωτές ή ωρομίσθιους συναδέλφους τους να εμφανίζουν μέτρια, σε σχέση με τα χαμηλά, επίπεδα προσωπικής επίτευξης, ενώ οι εκπαιδευτικοί που εργάζονται σε αστικές περιοχές έχουν 5,3 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους

συναδέλφους τους που εργάζονται σε ημιαστικές ή αγροτικές περιοχές να εμφανίζουν μέτρια, σε σχέση με τα χαμηλά, επίπεδα προσωπικής επίτευξης.

Αναφορικά με τη δεύτερη ομάδα πινάκων (κατηγορία αναφοράς η «Υψηλή» προσωπική επίτευξη), συμπεραίνουμε ότι οι κάτοχοι μεταπτυχιακού ή/και διδακτορικού διπλώματος έχουν 7,4 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους αποφοίτους της Παιδαγωγικής Ακαδημίας και 2,7 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους αποφοίτους ΑΕΙ να εμφανίζουν μέτρια, σε σχέση με τα υψηλά, επίπεδα προσωπικής επίτευξης.

3.1.3. Συναισθηματική Εξουθένωση & Δημογραφικά Στοιχεία

Ο Πίνακας 3.9 που παρουσιάζεται παρακάτω παρέχει δύο μέτρα που μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την αξιολόγηση του πόσο καλά προσαρμόζεται το προτεινόμενο μοντέλο στα δεδομένα.

**Πίνακας 3.9: Έλεγχοι Καλής Προσαρμογής
Goodness-of-Fit**

	Chi-Square	df	Sig.
Pearson	587,171	536	,062
Deviance	538,478	536	,462

Εδώ έχουμε τιμή του στατιστικού Pearson chi-square ίση με 587,171 με p-value 0,062>0,05. Συνεπώς με βάση το μέτρο αυτό, συμπεραίνουμε ότι το μοντέλο προσαρμόζεται καλά στα δεδομένα. Η τιμή του στατιστικού Deviance chi-square είναι 538,478 με p-value 0,462. Επομένως αμφότερα τα στατιστικά καταδεικνύουν καλή προσαρμογή του μοντέλου στα δεδομένα.

Λαμβάνουμε ένα γενικό μέτρο της σημαντικότητας του μοντέλου από τον Πίνακα 3.10, που παρατίθεται παρακάτω.

**Πίνακας 3.10: Σημαντικότητα του Μοντέλου
Model Fitting Information**

Model	Model Fitting Criteria		Likelihood Ratio Tests		
	-2 Log Likelihood	Chi-Square	df	Sig.	
Intercept Only	624,423				
Final	591,510	32,912	20	,034	

Μπορούμε να δούμε από τη στήλη με τίτλο «Sig.» ότι το p-value είναι ίσο με $0,034 < 0,05$, κάτι που σημαίνει ότι το πλήρες μοντέλο προβλέπει στατιστικά σημαντικά την μεταβλητή απόκρισης καλύτερα από το μοντέλο σταθερού όρου.

Στον παρακάτω πίνακα παρουσιάζονται τα μέτρα Cox and Snell, Nagelkerke και McFadden, τα οποία αναφέρονται ως ψευδό-συντελεστές R^2 .

**Πίνακας 3.11: Ψευδο-
συντελεστές R^2
Pseudo R-Square**

Cox and Snell	,086
Nagelkerke	,101
McFadden	,048

Σημαντικότερα είναι τα αποτελέσματα που παρουσιάζονται στον Πίνακα 3.12, που παρατίθεται παρακάτω.

**Πίνακας 3.12: Έλεγχοι Λόγου Πιθανοφάνειας
Likelihood Ratio Tests**

Effect	Model Fitting Criteria -2 Log Likelihood of	Likelihood Ratio Tests		
	Reduced Model	Chi-Square	df	Sig.
Intercept	591,510 ^a	,000	0	.
Έτη Προϋπηρεσίας	595,391	3,881	2	,144
Φύλο	593,119	1,608	2	,447
Εκπαίδευση	602,518	11,008	4	,026
Βαθμίδα Εκπαίδευσης	595,772	4,261	2	,119
Ειδικότητα	595,416	3,906	6	,689
Σχέση Εργασίας	595,334	3,824	2	,148
Τόπος Εργασίας	591,855	,344	2	,842

The chi-square statistic is the difference in -2 log-likelihoods between the final model and a reduced model. The reduced model is formed by omitting an effect from the final model. The null hypothesis is that all parameters of that effect are 0.

a. This reduced model is equivalent to the final model because omitting the effect does not increase the degrees of freedom.

Ο πίνακας αυτός δείχνει ποιες από τις ανεξάρτητες μεταβλητές του μοντέλου είναι στατιστικά σημαντικές. Μπορούμε να δούμε ότι μόνο η μεταβλητή Εκπαίδευση είναι

στατιστικά σημαντική καθώς το p-value είναι ίσο με 0,026 ενώ επί παραδείγματι η μεταβλητή Ειδικότητα δεν είναι στατιστικά σημαντική καθώς το p-value είναι ίσο με 0,689. Το ποσοστό σωστής πρόβλεψης του μοντέλου είναι 59,8%.

Ο παραπάνω πίνακας είναι ιδιαίτερα χρήσιμος για την περίπτωση των ονομαστικών ανεξάρτητων μεταβλητών διότι πρόκειται για τον μοναδικό που λαμβάνει υπόψη του την συνολική επίδραση μιας τέτοιας μεταβλητής στην απόκριση. Κάτι τέτοιο δε συμβαίνει στην περίπτωση των πινάκων Parameter Estimates, μια αλληλουχία των οποίων παρατίθεται στο Παράρτημα Β (βλέπε Πίνακες Β.13 Β.14, Β.15, Β.16, Β.17 και Β.18).

Οι πίνακες αυτοί αναπαριστούν τους εκτιμητές των παραμέτρων, που δεν είναι άλλοι από τους συντελεστές του μοντέλου. Όπως μπορούμε να δούμε κάθε εικονική μεταβλητή έχει ένα δικό της συντελεστή χωρίς όμως να υπάρχει κάποια συνολική τιμή για την στατιστική σημαντικότητα. Καθώς η μεταβλητή απόκρισης έχει τρεις κατηγορίες («Υψηλή», «Μέτρια» και «Χαμηλή» Συναισθηματική Εξάντληση), μπορούμε να δούμε ότι υπάρχουν αρχικά δυο σύνολα συντελεστών λογιστικής παλινδρόμησης. Το πρώτο εξ αυτών βρίσκεται στη γραμμή «Υψηλή» ενώ το δεύτερο στη γραμμή «Μέτρια». Στην περίπτωση αυτή κατηγορία αναφοράς αποτελεί η «Χαμηλή» Συναισθηματική Εξάντληση. Ακολουθούν επιπρόσθετοι μικρότεροι πίνακες προκειμένου να καλυφθεί κάθε δυνατή περίπτωση αναφορικά με τις κατηγορίες αναφοράς των ανεξαρτήτων μεταβλητών.

Έπειτα μπορούμε να διακρίνουμε ότι έχουμε ένα ακόμα σύνολο συντελεστών που αντιστοιχεί στην περίπτωση όπου έχουμε ως κατηγορία αναφοράς την «Υψηλή» Συναισθηματική Εξάντληση. Και σε αυτήν την περίπτωση ακολουθούν επιμέρους πίνακες όπου διαφοροποιείται η κατηγορία αναφοράς ορισμένων ανεξάρτητων μεταβλητών προκειμένου να εξεταστεί η εκάστοτε επίδραση σε κάθε δυνατή περίπτωση.

Αναφορικά με την πρώτη ομάδα πινάκων και ως εκ τούτου συντελεστών (κατηγορία αναφοράς η «Χαμηλή» συναισθηματική εξάντληση) συμπεραίνουμε ότι οι εκπαιδευτικοί που είναι κάτοχοι μεταπτυχιακού ή/και διδακτορικού διπλώματος έχουν 9,8 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους συναδέλφους τους που έχουν αποφοιτήσει από την Παιδαγωγική Ακαδημία και 2,1 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους

συναδέλφους τους που είναι απόφοιτοι ΑΕΙ να εμφανίζουν υψηλά, σε σχέση με χαμηλά, επίπεδα συναισθηματικής εξουθένωσης. Επίσης φαίνεται ότι οι εκπαιδευτικοί της πρωτοβάθμιας έχουν 4,2 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους συναδέλφους τους που εργάζονται στη δευτεροβάθμια να εμφανίζουν υψηλά, σε σχέση με χαμηλά, επίπεδα συναισθηματικής εξουθένωσης.

Αναφορικά με τη δεύτερη ομάδα πινάκων (κατηγορία αναφοράς η «Υψηλή» συναισθηματική εξουθένωση), συμπεραίνουμε ότι οι εκπαιδευτικοί που είναι απόφοιτοι της Παιδαγωγικής Ακαδημίας έχουν 10,6 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους συνάδελφους τους που διαθέτουν μεταπτυχιακό ή/και διδακτορικό δίπλωμα και 7,1 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους συνάδελφους τους που είναι απόφοιτοι ΑΕΙ να εμφανίζουν μέτρια, σε σχέση με υψηλά, επίπεδα συναισθηματικής εξουθένωσης.

3.2. Εξουθένωση & Επιμόρφωση

3.2.1. Αποπροσωποποίηση & Επιμόρφωση

Ο Πίνακας 3.13 που παρουσιάζεται παρακάτω παρέχει δύο μέτρα που μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την αξιολόγηση του πόσο καλά προσαρμόζεται το προτεινόμενο μοντέλο στα δεδομένα.

**Πίνακας 3.13: Έλεγχοι Καλής Προσαρμογής
Goodness-of-Fit**

	Chi-Square	df	Sig.
Pearson	124,071	172	,998
Deviance	113,573	172	1,000

Εδώ έχουμε τιμή του στατιστικού Pearson chi-square ίση με 124,071 με p-value $0,998 > 0,05$. Συνεπώς με βάση το μέτρο αυτό, συμπεραίνουμε ότι το μοντέλο προσαρμόζεται καλά στα δεδομένα. Η τιμή του στατιστικού Deviance chi-square είναι 113,573 με p-value 1,. Επομένως αμφότερα τα στατιστικά καταδεικνύουν καλή προσαρμογή του μοντέλου στα δεδομένα.

Λαμβάνουμε ένα γενικό μέτρο της σημαντικότητας του μοντέλου από τον Πίνακα 3.14, που παρατίθεται παρακάτω.

Πίνακας 3.14: Σημαντικότητα του Μοντέλου
Model Fitting Information

Model Fitting		Likelihood Ratio Tests		
	Criteria			
	-2 Log			
Model	Likelihood	Chi-Square	df	Sig.
Intercept Only	202,734			
Final	162,935	39,799	16	,001

Μπορούμε να δούμε από τη στήλη με τίτλο «Sig.» ότι το p-value είναι ίσο με 0,001, κάτι που σημαίνει ότι το πλήρες μοντέλο προβλέπει στατιστικά σημαντικά την μεταβλητή απόκρισης καλύτερα από το μοντέλο σταθερού όρου.

Στον παρακάτω πίνακα παρουσιάζονται τα μέτρα Cox and Snell, Nagelkerke και McFadden, τα οποία αναφέρονται ως ψευδό-συντελεστές R^2 .

**Πίνακας 3.15: Ψευδο-
συντελεστές R^2**
Pseudo R-Square

Cox and Snell	,103
Nagelkerke	,177
McFadden	,124

Σημαντικότερα είναι τα αποτελέσματα που παρουσιάζονται στον Πίνακα 3.16, που παρατίθεται παρακάτω.

Πίνακας 3.16: Έλεγχοι Λόγου Πιθανοφάνειας
Likelihood Ratio Tests

Effect	Model Fitting	Likelihood Ratio Tests		
	Criteria			
	-2 Log Likelihood of Reduced Model	Chi-Square	df	Sig.
Intercept	162,935 ^a	,000	0	.
Προγράμματα Ενίσχυσης Προσόντων	174,503	11,568	2	,003
Εκπαιδευτικά Συνέδρια ή Σεμινάρια	163,654	,719	2	,698
Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα	167,508	4,573	2	,102

Μη Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα	174,958	12,023	2	,002
Ατομική ή Συνεργατική Έρευνα	168,020	5,085	2	,079
Δίκτυο Εκπαιδευτικών	163,567	,632	2	,729
Προγράμματα άλλων οργανισμών εκτός Δημοσίου	166,196	3,261	2	,196
Επισκέψεις παρατήρησης σε σχολικές μονάδες	165,935	3,000	2	,223

The chi-square statistic is the difference in -2 log-likelihoods between the final model and a reduced model. The reduced model is formed by omitting an effect from the final model. The null hypothesis is that all parameters of that effect are 0.

a. This reduced model is equivalent to the final model because omitting the effect does not increase the degrees of freedom.

Ο πίνακας αυτός δείχνει ποιες από τις ανεξάρτητες μεταβλητές του μοντέλου είναι στατιστικά σημαντικές. Μπορούμε να δούμε ότι οι μεταβλητές Προγράμματα Ενίσχυσης Προσόντων και Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα είναι στατιστικά σημαντικές σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=5\%$, καθώς τα αντίστοιχα p-values είναι ίσα με 0,003 και 0,002, ενώ η μεταβλητή Εκπαιδευτικά Συνέδρια ή Σεμινάρια δεν είναι στατιστικά σημαντική για $\alpha=5\%$ καθώς το αντίστοιχο p-value είναι ίσο με 0,698. Σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=10\%$ στατιστικά σημαντική είναι και η μεταβλητή Ατομική ή Συνεργατική Έρευνα ($p=0,079$). Το ποσοστό σωστής πρόβλεψης του μοντέλου είναι 88,5%.

Ο παραπάνω πίνακας είναι ιδιαίτερα χρήσιμος για την περίπτωση των ονομαστικών ανεξάρτητων μεταβλητών διότι πρόκειται για τον μοναδικό που λαμβάνει υπόψη του την συνολική επίδραση μιας τέτοιας μεταβλητής στην απόκριση. Κάτι τέτοιο δε συμβαίνει στην περίπτωση των πινάκων Parameter Estimates, μια αλληλουχία των οποίων παρατίθεται στο Παράρτημα Β (βλέπε Πίνακες Β.19 και Β.20).

Οι πίνακες αυτοί αναπαριστούν τους εκτιμητές των παραμέτρων, που δεν είναι άλλοι από τους συντελεστές του μοντέλου. Όπως μπορούμε να δούμε κάθε εικονική μεταβλητή έχει ένα δικό της συντελεστή χωρίς όμως να υπάρχει κάποια συνολική τιμή για την στατιστική σημαντικότητα. Καθώς η μεταβλητή απόκρισης έχει τρεις κατηγορίες («Υψηλή», «Μέτρια» και «Χαμηλή» Αποπροσωποποίηση), μπορούμε να δούμε ότι υπάρχουν αρχικά δυο σύνολα συντελεστών λογιστικής παλινδρόμησης. Το

πρώτο εξ αυτών βρίσκεται στη γραμμή «Υψηλή» ενώ το δεύτερο στη γραμμή «Μέτρια». Στην περίπτωση αυτή κατηγορία αναφοράς αποτελεί η «Χαμηλή» Αποπροσωποποίηση. Έπειτα μπορούμε να διακρίνουμε ότι έχουμε ένα ακόμα σύνολο συντελεστών που αντιστοιχεί στην περίπτωση όπου έχουμε ως κατηγορία αναφοράς την «Υψηλή» Αποπροσωποποίηση.

Αναφορικά με τον πρώτο πίνακα (κατηγορία αναφοράς η «Χαμηλή» Αποπροσωποποίηση) συμπεραίνουμε ότι οι εκπαιδευτικοί που έχουν συμμετάσχει σε μη υποχρεωτικά ενδοϋπηρεσιακά προγράμματα επιμόρφωσης έχουν 4,4 φορές μικρότερη πιθανότητα από τους συναδέλφους τους που δεν έχουν συμμετάσχει σε τέτοιου είδους δράσεις να εμφανίζουν υψηλά, σε σχέση με χαμηλά, επίπεδα αποπροσωποποίησης. Επιπλέον, φαίνεται ότι οι εκπαιδευτικοί που έχουν συμμετάσχει σε Προγράμματα Ενίσχυσης Προσόντων έχουν 5,3 φορές μικρότερη πιθανότητα από τους συναδέλφους τους που δεν έχουν συμμετάσχει σε τέτοιου είδους δράσεις να εμφανίζουν μέτρια, σε σχέση με χαμηλά, επίπεδα αποπροσωποποίησης. Εκείνοι που έχουν συμμετάσχει σε Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα έχουν 3 φορές μικρότερη πιθανότητα από τους εκείνους που δεν έχουν συμμετάσχει σε τέτοιου είδους δράσεις να εμφανίζουν μέτρια, σε σχέση με χαμηλά, επίπεδα αποπροσωποποίησης, ενώ όσοι έχουν συμμετάσχει σε Μη Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα έχουν 3,1 φορές μικρότερη πιθανότητα από τους όσους δεν έχουν συμμετάσχει σε τέτοιου είδους δράσεις να εμφανίζουν μέτρια, σε σχέση με χαμηλά, επίπεδα αποπροσωποποίησης. Τέλος, οι εκπαιδευτικοί που έχουν συμμετάσχει σε Ατομική ή Συνεργατική Έρευνα σε ζητήματα ενδιαφέροντος φαίνεται να έχουν 2,7 μεγαλύτερη πιθανότητα από τους συναδέλφους τους που δεν έχουν συμμετάσχει σε τέτοιου είδους δράσεις να εμφανίζουν μέτρια, σε σχέση με χαμηλά, επίπεδα αποπροσωποποίησης.

Αναφορικά με το δεύτερο πίνακα (κατηγορία αναφοράς η «Υψηλή» Αποπροσωποποίηση), συμπεραίνουμε ότι οι εκπαιδευτικοί που έχουν συμμετάσχει σε Προγράμματα Ενίσχυσης Προσόντων έχουν 8,2 φορές μικρότερη πιθανότητα από τους συναδέλφους τους που δεν έχουν συμμετάσχει σε τέτοιου είδους δράσεις να εμφανίζουν μέτρια, σε σχέση με υψηλά, επίπεδα αποπροσωποποίησης.

3.2.2. Προσωπική Επίτευξη & Επιμόρφωση

Ο Πίνακας 3.13 που παρουσιάζεται παρακάτω παρέχει δύο μέτρα που μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την αξιολόγηση του πόσο καλά προσαρμόζεται το προτεινόμενο μοντέλο στα δεδομένα.

**Πίνακας 3.17: Έλεγχοι Καλής Προσαρμογής
Goodness-of-Fit**

	Chi-Square	df	Sig.
Pearson	199,808	172	,072
Deviance	184,524	172	,243

Εδώ έχουμε τιμή του στατιστικού Pearson chi-square ίση με 199,808 με p-value 0,072>0,05. Συνεπώς με βάση το μέτρο αυτό, συμπεραίνουμε ότι το μοντέλο προσαρμόζεται καλά στα δεδομένα. Η τιμή του στατιστικού Deviance chi-square είναι 184,524 με p-value 0,243. Επομένως αμφότερα τα στατιστικά καταδεικνύουν καλή προσαρμογή του μοντέλου στα δεδομένα.

Λαμβάνουμε ένα γενικό μέτρο της σημαντικότητας του μοντέλου από τον Πίνακα 3.18, που παρατίθεται παρακάτω.

**Πίνακας 3.18: Σημαντικότητα του Μοντέλου
Model Fitting Information**

Model	Model Fitting Criteria	Likelihood Ratio Tests		
	-2 Log Likelihood	Chi-Square	df	Sig.
Intercept Only	343,850			
Final	293,212	50,638	16	,000

Μπορούμε να δούμε από τη στήλη με τίτλο «Sig.» ότι το p-value είναι μικρότερο του 0,001, κάτι που σημαίνει ότι το πλήρες μοντέλο προβλέπει στατιστικά σημαντικά την μεταβλητή απόκρισης καλύτερα από το μοντέλο σταθερού όρου.

Στον παρακάτω πίνακα παρουσιάζονται τα μέτρα Cox and Snell, Nagelkerke και McFadden, τα οποία αναφέρονται ως ψευδό-συντελεστές R^2 .

**Πίνακας 3.19: Ψευδο-
συντελεστές R^2
Pseudo R-Square**

Cox and Snell	,129
Nagelkerke	,156
McFadden	,078

Σημαντικότερα είναι τα αποτελέσματα που παρουσιάζονται στον Πίνακα 3.20, που παρατίθεται παρακάτω.

**Πίνακας 3.20: Έλεγχοι Λόγου Πιθανοφάνειας
Likelihood Ratio Tests**

Effect	Model Fitting	Likelihood Ratio Tests		
	Criteria			
	-2 Log			
	Likelihood of			
Reduced Model	Chi-Square	df	Sig.	
Intercept	293,212 ^a	,000	0	.
Προγράμματα Ενίσχυσης Προσόντων	294,141	,929	2	,628
Εκπαιδευτικά Συνέδρια ή Σεμινάρια	294,748	1,536	2	,464
Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα	295,469	2,257	2	,324
Μη Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα	313,900	20,687	2	,000
Ατομική ή Συνεργατική Έρευνα	298,103	4,891	2	,087
Δίκτυο Εκπαιδευτικών	294,094	,882	2	,644
Προγράμματα άλλων οργανισμών εκτός Δημοσίου	301,985	8,773	2	,012
Επισκέψεις παρατήρησης σε σχολικές μονάδες	297,924	4,711	2	,095

The chi-square statistic is the difference in -2 log-likelihoods between the final model and a reduced model. The reduced model is formed by omitting an effect from the final model. The null hypothesis is that all parameters of that effect are 0.

a. This reduced model is equivalent to the final model because omitting the effect does not increase the degrees of freedom.

Ο πίνακας αυτός δείχνει ποιες από τις ανεξάρτητες μεταβλητές του μοντέλου είναι στατιστικά σημαντικές. Μπορούμε να δούμε ότι, σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=5\%$, οι μεταβλητές Μη Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα ($p<0,001$) και Προγράμματα άλλων οργανισμών εκτός Δημοσίου ($p=0,012$) είναι στατιστικά σημαντικές, ενώ η μεταβλητή Προγράμματα Ενίσχυσης Προσόντων δεν είναι στατιστικά σημαντική ($p=0,628$). Σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=10\%$ στατιστικά σημαντικές είναι και οι μεταβλητές Ατομική ή Συνεργατική Έρευνα ($p=0,087$) και Επισκέψεις παρατήρησης σε σχολικές μονάδες ($p=0,095$). Το ποσοστό σωστής πρόβλεψης του μοντέλου είναι 66,4%.

Ο παραπάνω πίνακας είναι ιδιαίτερα χρήσιμος για την περίπτωση των ονομαστικών ανεξάρτητων μεταβλητών διότι πρόκειται για τον μοναδικό που λαμβάνει υπόψη του την συνολική επίδραση μιας τέτοιας μεταβλητής στην απόκριση. Κάτι τέτοιο δε συμβαίνει στην περίπτωση των πινάκων Parameter Estimates, μια αλληλουχία των οποίων παρατίθεται στο Παράρτημα Β (βλέπε Πίνακες Β.21 και Β.22).

Οι πίνακες αυτοί αναπαριστούν τους εκτιμητές των παραμέτρων, που δεν είναι άλλοι από τους συντελεστές του μοντέλου. Όπως μπορούμε να δούμε κάθε εικονική μεταβλητή έχει ένα δικό της συντελεστή χωρίς όμως να υπάρχει κάποια συνολική τιμή για την στατιστική σημαντικότητα. Καθώς η μεταβλητή απόκρισης έχει τρεις κατηγορίες («Υψηλή», «Μέτρια» και «Χαμηλή» Προσωπική Επίτευξη), μπορούμε να δούμε ότι υπάρχουν αρχικά δυο σύνολα συντελεστών λογιστικής παλινδρόμησης. Το πρώτο εξ αυτών βρίσκεται στη γραμμή «Υψηλή» ενώ το δεύτερο στη γραμμή «Μέτρια». Στην περίπτωση αυτή κατηγορία αναφοράς αποτελεί η «Χαμηλή» προσωπική επίτευξη. Έπειτα μπορούμε να διακρίνουμε ότι έχουμε ένα ακόμα σύνολο συντελεστών που αντιστοιχεί στην περίπτωση όπου έχουμε ως κατηγορία αναφοράς την «Υψηλή» προσωπική επίτευξη.

Αναφορικά με τον πρώτο πίνακα (κατηγορία αναφοράς η «Χαμηλή» προσωπική επίτευξη) συμπεραίνουμε ότι οι εκπαιδευτικοί που έχουν συμμετάσχει σε μη υποχρεωτικά ενδοϋπηρεσιακά προγράμματα επιμόρφωσης έχουν 3,5 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους συναδέλφους τους που δεν έχουν συμμετάσχει σε τέτοιου είδους δράσεις να εμφανίζουν υψηλά, σε σχέση με χαμηλά, επίπεδα προσωπικής επίτευξης. Επιπλέον, φαίνεται ότι οι εκπαιδευτικοί που έχουν συμμετάσχει σε Ατομική ή Συνεργατική Έρευνα σε ζητήματα ενδιαφέροντος έχουν 2,1 φορές

μεγαλύτερη πιθανότητα από τους συναδέλφους τους που δεν έχουν συμμετάσχει σε τέτοιου είδους δράσεις να εμφανίζουν υψηλά, σε σχέση με χαμηλά, επίπεδα προσωπικής επίτευξης. Οι εκπαιδευτικοί που έχουν συμμετάσχει σε προγράμματα επιμόρφωσης άλλων οργανισμών εκτός Δημοσίου έχουν $1/0,412 = 2,4$ φορές μικρότερη πιθανότητα από τους συναδέλφους τους που δεν έχουν συμμετάσχει σε τέτοιου είδους δράσεις να εμφανίζουν υψηλά, σε σχέση με χαμηλά, επίπεδα προσωπικής επίτευξης, ενώ εκείνοι που έχουν συμμετάσχει σε μη υποχρεωτικά ενδοϋπηρεσιακά προγράμματα επιμόρφωσης έχουν 5,7 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους συναδέλφους τους που δεν έχουν συμμετάσχει σε τέτοιου είδους δράσεις να εμφανίζουν μέτρια, σε σχέση με χαμηλά, επίπεδα προσωπικής επίτευξης.

Αναφορικά με το δεύτερο πίνακα (κατηγορία αναφοράς η «Υψηλή» προσωπική επίτευξη), συμπεραίνουμε ότι οι εκπαιδευτικοί που έχουν συμμετάσχει σε προγράμματα επιμόρφωσης άλλων οργανισμών εκτός Δημοσίου έχουν 2 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους συναδέλφους τους που δεν έχουν συμμετάσχει σε τέτοιου είδους δράσεις να εμφανίζουν μέτρια, σε σχέση με υψηλά, επίπεδα προσωπικής επίτευξης.

3.2.3. Συναισθηματική Εξουθένωση & Επιμόρφωση

Ο Πίνακας 3.21 που παρουσιάζεται παρακάτω παρέχει δύο μέτρα που μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την αξιολόγηση του πόσο καλά προσαρμόζεται το προτεινόμενο μοντέλο στα δεδομένα.

**Πίνακας 3.21: Έλεγχοι Καλής Προσαρμογής
Goodness-of-Fit**

	Chi-Square	df	Sig.
Pearson	204,841	172	,044
Deviance	203,461	172	,051

Εδώ έχουμε τιμή του στατιστικού Pearson chi-square ίση με 204,841 με p-value $0,044 < 0,05$. Συνεπώς με βάση το μέτρο αυτό, συμπεραίνουμε ότι το μοντέλο δεν προσαρμόζεται καλά στα δεδομένα. Η τιμή του στατιστικού Deviance chi-square είναι 203,461 με p-value 0,051. Αμφότερα τα στατιστικά δεν καταδεικνύουν καλή προσαρμογή του μοντέλου στα δεδομένα.

Λαμβάνουμε ένα γενικό μέτρο της σημαντικότητας του μοντέλου από τον Πίνακα 3.22, που παρατίθεται παρακάτω.

Πίνακας 3.22: Σημαντικότητα του Μοντέλου
Model Fitting Information

Model Fitting		Likelihood Ratio Tests		
	Criteria			
	-2 Log			
Model	Likelihood	Chi-Square	df	Sig.
Intercept Only	358,192			
Final	319,653	38,539	16	,001

Μπορούμε να δούμε από τη στήλη με τίτλο «Sig.» ότι το p-value είναι $0,001 < 0,05$, κάτι που σημαίνει ότι το πλήρες μοντέλο προβλέπει στατιστικά σημαντικά την μεταβλητή απόκρισης καλύτερα από το μοντέλο σταθερού όρου.

Παρά το γενικότερο αυτό μέτρο σημαντικότητας του μοντέλου, το γεγονός του ότι αμφότερα τα στατιστικά Pearson και Deviance δεν καταδεικνύουν καλή προσαρμογή του, μας καθιστά επιφυλακτικούς ως προς τη στιβαρότητα των όποιων ευρημάτων, τα οποία παρόλα αυτά παρατίθενται παρακάτω.

Στον παρακάτω πίνακα παρουσιάζονται τα μέτρα Cox and Snell, Nagelkerke και McFadden, τα οποία αναφέρονται ως ψευδό-συντελεστές R^2 .

Πίνακας 3.23: Ψευδο-συντελεστές R^2
Pseudo R-Square

Cox and Snell	,100
Nagelkerke	,118
McFadden	,056

Σημαντικότερα είναι τα αποτελέσματα που παρουσιάζονται στον Πίνακα 3.24, που παρατίθεται παρακάτω.

Πίνακας 3.24: Έλεγχοι Λόγου Πιθανοφάνειας
Likelihood Ratio Tests

Effect	Model Fitting		Likelihood Ratio Tests		
	Criteria		Chi-Square	df	Sig.
	-2 Log				
	Likelihood of				
	Reduced Model				
Intercept	319,653 ^a	,000	0		
Προγράμματα Ενίσχυσης Προσόντων	320,546	,893	2	,640	
Εκπαιδευτικά Συνέδρια ή Σεμινάρια	327,634	7,981	2	,018	
Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα	320,240	,587	2	,746	
Μη Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα	321,735	2,082	2	,353	
Ατομική ή Συνεργατική Έρευνα	323,283	3,630	2	,163	
Δίκτυο Εκπαιδευτικών	322,722	3,069	2	,216	
Προγράμματα άλλων οργανισμών εκτός Δημοσίου	336,199	16,546	2	,000	
Επισκέψεις παρατήρησης σε σχολικές μονάδες	323,188	3,536	2	,171	

The chi-square statistic is the difference in -2 log-likelihoods between the final model and a reduced model. The reduced model is formed by omitting an effect from the final model. The null hypothesis is that all parameters of that effect are 0.

a. This reduced model is equivalent to the final model because omitting the effect does not increase the degrees of freedom.

Ο πίνακας αυτός δείχνει ποιες από τις ανεξάρτητες μεταβλητές του μοντέλου είναι στατιστικά σημαντικές. Μπορούμε να δούμε ότι η μεταβλητή Εκπαιδευτικά Συνέδρια ή Σεμινάρια είναι στατιστικά σημαντική καθώς το p-value είναι $0,018 < 0,05$ ενώ η μεταβλητή Μη Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα δεν είναι στατιστικά σημαντική καθώς το p-value είναι ίσο με 0,353. Στατιστικά σημαντική είναι επίσης η μεταβλητή Προγράμματα άλλων οργανισμών εκτός Δημοσίου ($p < 0,001$). Το ποσοστό σωστής πρόβλεψης του μοντέλου είναι 60,7%.

Ο παραπάνω πίνακας είναι ιδιαίτερα χρήσιμος για την περίπτωση των ονομαστικών ανεξάρτητων μεταβλητών διότι πρόκειται για τον μοναδικό που λαμβάνει υπόψη του

την συνολική επίδραση μιας τέτοιας μεταβλητής στην απόκριση. Κάτι τέτοιο δε συμβαίνει στην περίπτωση των πινάκων Parameter Estimates, μια αλληλουχία των οποίων παρατίθεται στο Παράρτημα Β (βλέπε Πίνακες Β.23 και Β.24).

Οι πίνακες αυτοί αναπαριστούν τους εκτιμητές των παραμέτρων, που δεν είναι άλλοι από τους συντελεστές του μοντέλου. Όπως μπορούμε να δούμε κάθε εικονική μεταβλητή έχει ένα δικό της συντελεστή χωρίς όμως να υπάρχει κάποια συνολική τιμή για την στατιστική σημαντικότητα. Καθώς η μεταβλητή απόκρισης έχει τρεις κατηγορίες («Υψηλή», «Μέτρια» και «Χαμηλή» Συναισθηματική Εξάντληση), μπορούμε να δούμε ότι υπάρχουν αρχικά δυο σύνολα συντελεστών λογιστικής παλινδρόμησης. Το πρώτο εξ αυτών βρίσκεται στη γραμμή «Υψηλή» ενώ το δεύτερο στη γραμμή «Μέτρια». Στην περίπτωση αυτή κατηγορία αναφοράς αποτελεί η «Χαμηλή» Συναισθηματική Εξάντληση. Έπειτα μπορούμε να διακρίνουμε ότι έχουμε ένα ακόμα σύνολο συντελεστών που αντιστοιχεί στην περίπτωση όπου έχουμε ως κατηγορία αναφοράς την «Υψηλή» Συναισθηματική Εξάντληση.

Αναφορικά με τον πρώτο πίνακα (κατηγορία αναφοράς η «Χαμηλή» Συναισθηματική Εξάντληση) συμπεραίνουμε ότι οι εκπαιδευτικοί που έχουν συμμετάσχει σε Εκπαιδευτικά Συνέδρια ή Σεμινάρια έχουν $1/0,355=2,8$ φορές μικρότερη πιθανότητα από τους συναδέλφους τους που δεν έχουν συμμετάσχει σε τέτοιου είδους δράσεις να εμφανίζουν υψηλά, σε σχέση με χαμηλά, επίπεδα συναισθηματικής εξάντλησης. Επίσης, οι εκπαιδευτικοί που έχουν συμμετάσχει σε Προγράμματα άλλων οργανισμών εκτός Δημοσίου έχουν 2,8 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους συναδέλφους τους που δεν έχουν συμμετάσχει σε τέτοιου είδους δράσεις να εμφανίζουν υψηλά, σε σχέση με χαμηλά, επίπεδα συναισθηματικής εξάντλησης. Τέλος εκείνοι που έχουν συμμετάσχει σε Προγράμματα άλλων οργανισμών εκτός Δημοσίου έχουν 2,9 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους συναδέλφους τους που δεν έχουν συμμετάσχει σε τέτοιου είδους δράσεις να εμφανίζουν μέτρια, σε σχέση με χαμηλά, επίπεδα συναισθηματικής εξάντλησης.

Αναφορικά με το δεύτερο πίνακα (κατηγορία αναφοράς η «Υψηλή» Συναισθηματική Εξάντληση), συμπεραίνουμε ότι οι εκπαιδευτικοί που έχουν συμμετάσχει σε Εκπαιδευτικά Συνέδρια ή Σεμινάρια έχουν 2,9 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους συναδέλφους τους που δεν έχουν συμμετάσχει σε τέτοιου είδους δράσεις να εμφανίζουν μέτρια, σε σχέση με υψηλά, επίπεδα συναισθηματικής εξάντλησης.

3.3. Εμπόδια Επιμόρφωσης & Δημογραφικά Στοιχεία

3.3.1. Ωράριο εργασίας & Δημογραφικά Στοιχεία

Ο Πίνακας 3.25 που παρουσιάζεται παρακάτω παρέχει δύο μέτρα που μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την αξιολόγηση του πόσο καλά προσαρμόζεται το προτεινόμενο μοντέλο στα δεδομένα.

**Πίνακας 3.25: Έλεγχοι Καλής Προσαρμογής
Goodness-of-Fit**

	Chi-Square	df	Sig.
Pearson	575,566	536	,115
Deviance	518,995	536	,693

Εδώ έχουμε τιμή του στατιστικού Pearson chi-square ίση με 575,566 με p-value 0,115>0,05. Συνεπώς με βάση το μέτρο αυτό, συμπεραίνουμε ότι το μοντέλο προσαρμόζεται καλά στα δεδομένα. Η τιμή του στατιστικού Deviance chi-square είναι 518,995 με p-value 0,693. Επομένως αμφότερα τα στατιστικά καταδεικνύουν καλή προσαρμογή του μοντέλου στα δεδομένα.

Λαμβάνουμε ένα γενικό μέτρο της σημαντικότητας του μοντέλου από τον Πίνακα 3.26, που παρατίθεται παρακάτω.

**Πίνακας 3.26: Σημαντικότητα του Μοντέλου
Model Fitting Information**

Model Fitting Information				
Model Fitting Criteria		Likelihood Ratio Tests		
	-2 Log Likelihood			
Model	Likelihood	Chi-Square	df	Sig.
Intercept Only	617,612			
Final	578,828	38.784	20	.007

Μπορούμε να δούμε από τη στήλη με τίτλο «Sig.» ότι το p-value είναι ίσο με 0,007, κάτι που σημαίνει ότι το πλήρες μοντέλο προβλέπει στατιστικά σημαντικά την μεταβλητή απόκρισης καλύτερα από το μοντέλο σταθερού όρου.

Στον παρακάτω πίνακα παρουσιάζονται τα μέτρα Cox and Snell, Nagelkerke και McFadden, τα οποία αναφέρονται ως ψευδό-συντελεστές R^2 .

**Πίνακας 3.27: Ψευδο-
συντελεστές R^2
Pseudo R-Square**

Cox and Snell	,101
Nagelkerke	,119
McFadden	,056

Σημαντικότερα είναι τα αποτελέσματα που παρουσιάζονται στον Πίνακα 3.28, που παρατίθεται παρακάτω.

**Πίνακας 3.28: Έλεγχοι Λόγου Πιθανοφάνειας
Likelihood Ratio Tests**

Effect	Model Fitting Criteria -2 Log Likelihood of	Likelihood Ratio Tests		
	Reduced Model	Chi-Square	df	Sig.
Intercept	578,828 ^a	,000	0	.
Έτη Προϋπηρεσίας	584,945	6,117	2	,047
Φύλο	579,130	,302	2	,860
Βαθμίδα Εκπαίδευσης	583,387	4,558	2	,102
Σχέση Εργασίας	584,416	5,587	2	,061
Τόπος Εργασίας	581,341	2,512	2	,285
Εκπαίδευση	586,312	7,483	4	,112
Ειδικότητα	585,703	6,875	6	,333

The chi-square statistic is the difference in -2 log-likelihoods between the final model and a reduced model. The reduced model is formed by omitting an effect from the final model. The null hypothesis is that all parameters of that effect are 0.

a. This reduced model is equivalent to the final model because omitting the effect does not increase the degrees of freedom.

Ο πίνακας αυτός δείχνει ποιες από τις ανεξάρτητες μεταβλητές του μοντέλου είναι στατιστικά σημαντικές. Μπορούμε να δούμε ότι, σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=5\%$, μόνο η μεταβλητή Έτη Προϋπηρεσίας είναι στατιστικά σημαντική καθώς το p-value είναι ίσο με 0,047 ενώ επί παραδείγματι η μεταβλητή Ειδικότητα δεν είναι στατιστικά σημαντική καθώς το p-value είναι ίσο με 0,333. Σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=10\%$ στατιστικά σημαντική είναι και η μεταβλητή Σχέση Εργασίας ($p=0,061$). Το ποσοστό σωστής πρόβλεψης του μοντέλου είναι 60,9%.

Ο παραπάνω πίνακας είναι ιδιαίτερα χρήσιμος για την περίπτωση των ονομαστικών ανεξάρτητων μεταβλητών διότι πρόκειται για τον μοναδικό που λαμβάνει υπόψη του την συνολική επίδραση μιας τέτοιας μεταβλητής στην απόκριση. Κάτι τέτοιο δε συμβαίνει στην περίπτωση των πινάκων Parameter Estimates, μια αλληλουχία των οποίων παρατίθεται στο Παράρτημα Β (βλέπε Πίνακες Β.25, Β.26, Β.27, Β.28, Β.29 και Β.30).

Οι πίνακες αυτοί αναπαριστούν τους εκτιμητές των παραμέτρων, που δεν είναι άλλοι από τους συντελεστές του μοντέλου. Όπως μπορούμε να δούμε κάθε εικονική μεταβλητή έχει ένα δικό της συντελεστή χωρίς όμως να υπάρχει κάποια συνολική τιμή για την στατιστική σημαντικότητα. Καθώς η μεταβλητή απόκρισης έχει τρεις κατηγορίες («Συμφωνώ», «Ουδέτερος» και «Διαφωνώ» αναφορικά με το ότι το ωράριο εργασίας δυσχεραίνει τη συμμετοχή σε επιμορφωτικές δράσεις), μπορούμε να δούμε ότι υπάρχουν αρχικά δυο σύνολα συντελεστών λογιστικής παλινδρόμησης. Το πρώτο εξ αυτών βρίσκεται στη γραμμή «Ουδέτερος» ενώ το δεύτερο στη γραμμή «Συμφωνώ». Στην περίπτωση αυτή κατηγορία αναφοράς αποτελεί η «Διαφωνώ». Ακολουθούν επιπρόσθετοι μικρότεροι πίνακες προκειμένου να καλυφθεί κάθε δυνατή περίπτωση αναφορικά με τις κατηγορίες αναφοράς των ανεξάρτητων μεταβλητών.

Έπειτα μπορούμε να διακρίνουμε ότι έχουμε ένα ακόμα σύνολο συντελεστών που αντιστοιχεί στην περίπτωση όπου έχουμε ως κατηγορία αναφοράς την «Συμφωνώ». Και σε αυτήν την περίπτωση ακολουθούν επιμέρους πίνακες όπου διαφοροποιείται η κατηγορία αναφοράς ορισμένων ανεξάρτητων μεταβλητών προκειμένου να εξεταστεί η εκάστοτε επίδραση σε κάθε δυνατή περίπτωση.

Αναφορικά με την πρώτη ομάδα πινάκων και ως εκ τούτου συντελεστών (κατηγορία αναφοράς η «Διαφωνώ») συμπεραίνουμε ότι οι μόνιμοι εκπαιδευτικοί έχουν 4,2 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους συναδέλφους τους που εργάζονται ως αναπληρωτές και ωρομίσθιοι να συμφωνούν, σε σχέση με το να διαφωνούν, αναφορικά με το ότι το ωράριο εργασίας δυσχεραίνει τη συμμετοχή τους σε επιμορφωτικές δράσεις. Επιπλέον φαίνεται ότι οι εκπαιδευτικοί που είναι κάτοχοι μεταπτυχιακού ή/και διδακτορικού διπλώματος έχουν 6,7 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους συναδέλφους τους που είναι απόφοιτοι της παιδαγωγικής ακαδημίας να συμφωνούν, σε σχέση με το να διαφωνούν, αναφορικά με το ότι το ωράριο εργασίας δυσχεραίνει τη συμμετοχή τους σε επιμορφωτικές δράσεις. Όσοι είναι απόφοιτοι ΑΕΙ έχουν 3,8 φορές μεγαλύτερη

πιθανότητα από όσους είναι απόφοιτοι της παιδαγωγικής ακαδημίας να συμφωνούν, σε σχέση με το να διαφωνούν, αναφορικά με το ότι το ωράριο εργασίας δυσχεραίνει τη συμμετοχή τους σε επιμορφωτικές δράσεις. Τέλος, αύξηση των ετών προϋπηρεσίας κατά μια μονάδα συνεπάγεται μείωση κατά 6,2% της πιθανότητας να τηρεί ένας εκπαιδευτικός ουδέτερη στάση, σε σχέση με το να διαφωνεί, αναφορικά με το ότι το ωράριο εργασίας δυσχεραίνει τη συμμετοχή σε επιμορφωτικές δράσεις.

Αναφορικά με τη δεύτερη ομάδα πινάκων (κατηγορία αναφοράς η «Συμφωνώ»), συμπεραίνουμε ότι οι εκπαιδευτικοί της πρωτοβάθμιας έχουν 3,6 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους συναδέλφους τους της δευτεροβάθμιας να τηρούν ουδέτερη στάση, σε σχέση με το να συμφωνούν, αναφορικά με το ότι το ωράριο εργασίας δυσχεραίνει τη συμμετοχή τους σε επιμορφωτικές δράσεις.

3.3.2. Οικογενειακές Υποχρεώσεις & Δημογραφικά Στοιχεία

Ο Πίνακας 3.29 που παρουσιάζεται παρακάτω παρέχει δύο μέτρα που μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την αξιολόγηση του πόσο καλά προσαρμόζεται το προτεινόμενο μοντέλο στα δεδομένα.

**Πίνακας 3.29: Έλεγχοι Καλής Προσαρμογής
Goodness-of-Fit**

	Chi-Square	df	Sig.
Pearson	569,527	536	,153
Deviance	521,428	536	,6659

Εδώ έχουμε τιμή του στατιστικού Pearson chi-square ίση με 569,527 με p-value 0,153>0,05. Συνεπώς με βάση το μέτρο αυτό, συμπεραίνουμε ότι το μοντέλο προσαρμόζεται καλά στα δεδομένα. Η τιμή του στατιστικού Deviance chi-square είναι 521,428 με p-value 0,6659. Επομένως αμφότερα τα στατιστικά καταδεικνύουν καλή προσαρμογή του μοντέλου στα δεδομένα.

Λαμβάνουμε ένα γενικό μέτρο της σημαντικότητας του μοντέλου από τον Πίνακα 3.30, που παρατίθεται παρακάτω.

Πίνακας 3.30: Σημαντικότητα του Μοντέλου
Model Fitting Information

Model	Model Fitting	Likelihood Ratio Tests		
	Criteria	Chi-Square	df	Sig.
	-2 Log Likelihood			
Intercept Only	611,893			
Final	572,263	39,630	20	,006

Μπορούμε να δούμε από τη στήλη με τίτλο «Sig.» ότι το p-value είναι ίσο με 0,006, κάτι που σημαίνει ότι το πλήρες μοντέλο προβλέπει στατιστικά σημαντικά την μεταβλητή απόκρισης καλύτερα από το μοντέλο σταθερού όρου.

Στον παρακάτω πίνακα παρουσιάζονται τα μέτρα Cox and Snell, Nagelkerke και McFadden, τα οποία αναφέρονται ως ψευδό-συντελεστές R^2 .

**Πίνακας 3.31: Ψευδο-
συντελεστές R^2**
Pseudo R-Square

Cox and Snell	,103
Nagelkerke	,122
McFadden	,059

Σημαντικότερα είναι τα αποτελέσματα που παρουσιάζονται στον Πίνακα 3.32, που παρατίθεται παρακάτω.

Πίνακας 3.32: Έλεγχοι Λόγου Πιθανοφάνειας
Likelihood Ratio Tests

Effect	Model Fitting	Likelihood Ratio Tests		
	Criteria	Chi-Square	df	Sig.
	-2 Log Likelihood of Reduced Model			
Intercept	572,263 ^a	,000	0	.
Έτη Προϋπηρεσίας	574,855	2,592	2	,274
Φύλο	573,158	,895	2	,639
Βαθμίδα Εκπαίδευσης	572,477	,213	2	,899
Σχέση Εργασίας	580,565	8,301	2	,016
Τόπος Εργασίας	573,213	,949	2	,622
Εκπαίδευση	580,312	8,049	4	,090
Ειδικότητα	585,141	12,878	6	,045

The chi-square statistic is the difference in -2 log-likelihoods between the final model and a reduced model. The reduced model is formed by omitting an effect from the final model. The null hypothesis is that all parameters of that effect are 0.

a. This reduced model is equivalent to the final model because omitting the effect does not increase the degrees of freedom.

Ο πίνακας αυτός δείχνει ποιες από τις ανεξάρτητες μεταβλητές του μοντέλου είναι στατιστικά σημαντικές. Μπορούμε να δούμε ότι, σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=5\%$, οι μεταβλητές Σχέση Εργασίας και Ειδικότητα είναι στατιστικά σημαντικές καθώς τα αντίστοιχα p-values είναι ίσα με 0,016 και 0,045, ενώ επί παραδείγματι η μεταβλητή Βαθμίδα Εκπαίδευσης δεν είναι στατιστικά σημαντική καθώς το αντίστοιχο p-value είναι ίσο με 0,899. Σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=10\%$, στατιστικά σημαντική είναι και η μεταβλητή Εκπαίδευση ($p=0,090$). Το ποσοστό σωστής πρόβλεψης του μοντέλου είναι 64,8%.

Ο παραπάνω πίνακας είναι ιδιαίτερα χρήσιμος για την περίπτωση των ονομαστικών ανεξάρτητων μεταβλητών διότι πρόκειται για τον μοναδικό που λαμβάνει υπόψη του την συνολική επίδραση μιας τέτοιας μεταβλητής στην απόκριση. Κάτι τέτοιο δε συμβαίνει στην περίπτωση των πινάκων Parameter Estimates, μια αλληλουχία των οποίων παρατίθεται στο Παράρτημα Β (βλέπε Πίνακες B.31, B.32, B.33, B.34, B.35 και B.36).

Οι πίνακες αυτοί αναπαριστούν τους εκτιμητές των παραμέτρων, που δεν είναι άλλοι από τους συντελεστές του μοντέλου. Όπως μπορούμε να δούμε κάθε εικονική μεταβλητή έχει ένα δικό της συντελεστή χωρίς όμως να υπάρχει κάποια συνολική τιμή για την στατιστική σημαντικότητα. Καθώς η μεταβλητή απόκρισης έχει τρεις κατηγορίες («Συμφωνώ», «Ουδέτερος» και «Διαφωνώ» αναφορικά με το ότι οι οικογενειακές υποχρεώσεις δυσχεραίνουν τη συμμετοχή σε επιμορφωτικές δράσεις), μπορούμε να δούμε ότι υπάρχουν αρχικά δυο σύνολα συντελεστών λογιστικής παλινδρόμησης. Το πρώτο εξ αυτών βρίσκεται στη γραμμή «Ουδέτερος» ενώ το δεύτερο στη γραμμή «Συμφωνώ». Στην περίπτωση αυτή κατηγορία αναφοράς αποτελεί η «Διαφωνώ». Ακολουθούν επιπρόσθετοι μικρότεροι πίνακες προκειμένου να καλυφθεί κάθε δυνατή περίπτωση αναφορικά με τις κατηγορίες αναφοράς των ανεξαρτητών μεταβλητών.

Έπειτα μπορούμε να διακρίνουμε ότι έχουμε ένα ακόμα σύνολο συντελεστών που αντιστοιχεί στην περίπτωση όπου έχουμε ως κατηγορία αναφοράς την «Συμφωνώ». Και σε αυτήν την περίπτωση ακολουθούν επιμέρους πίνακες όπου διαφοροποιείται η κατηγορία αναφοράς ορισμένων ανεξάρτητων μεταβλητών προκειμένου να εξεταστεί η εκάστοτε επίδραση σε κάθε δυνατή περίπτωση.

Αναφορικά με την πρώτη ομάδα πινάκων και ως εκ τούτου συντελεστών (κατηγορία αναφοράς η «Διαφωνώ») συμπεραίνουμε ότι οι μόνιμοι εκπαιδευτικοί έχουν 5,2 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους αναπληρωτές και ωρομίσθιους συναδέλφους τους να τηρούν ουδέτερη στάση, σε σχέση με το να διαφωνούν, αναφορικά με το ότι οι οικογενειακές υποχρεώσεις δυσχεραίνουν τη συμμετοχή σε επιμορφωτικές δράσεις. Επιπλέον, οι εκπαιδευτικοί που είναι απόφοιτοι ΑΕΙ έχουν 9,6 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους συναδέλφους τους που είναι απόφοιτοι της παιδαγωγικής ακαδημίας να τηρούν ουδέτερη στάση, σε σχέση με το να διαφωνούν, αναφορικά με το ότι οι οικογενειακές υποχρεώσεις δυσχεραίνουν τη συμμετοχή σε επιμορφωτικές δράσεις. Όσοι είναι κάτοχοι μεταπτυχιακού ή/και διδακτορικού διπλώματος έχουν 11,5 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από όσους είναι απόφοιτοι της παιδαγωγικής ακαδημίας να τηρούν ουδέτερη στάση, σε σχέση με το να διαφωνούν, αναφορικά με το ότι οι οικογενειακές υποχρεώσεις δυσχεραίνουν τη συμμετοχή σε επιμορφωτικές δράσεις. Επίσης, οι μόνιμοι εκπαιδευτικοί έχουν 4,5 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους αναπληρωτές και ωρομίσθιους συναδέλφους τους να τηρούν ουδέτερη στάση, σε σχέση με το να διαφωνούν, αναφορικά με το ότι οι οικογενειακές υποχρεώσεις δυσχεραίνουν τη συμμετοχή σε επιμορφωτικές δράσεις. Εκείνοι που είναι κάτοχοι μεταπτυχιακού ή/και διδακτορικού διπλώματος έχουν 4,2 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από εκείνους που είναι απόφοιτοι της παιδαγωγικής ακαδημίας να συμφωνούν, σε σχέση με το να διαφωνούν, αναφορικά με το ότι οι οικογενειακές υποχρεώσεις δυσχεραίνουν τη συμμετοχή σε επιμορφωτικές δράσεις. Συνάμα, οι εκπαιδευτικοί που είναι απόφοιτοι ΑΕΙ έχουν 4,5 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους συναδέλφους τους που είναι απόφοιτοι της παιδαγωγικής ακαδημίας να συμφωνούν, σε σχέση με το να διαφωνούν, αναφορικά με το ότι οι οικογενειακές υποχρεώσεις δυσχεραίνουν τη συμμετοχή σε επιμορφωτικές δράσεις. Επιπροσθέτως, οι εκπαιδευτικοί ειδικοτήτων έχουν 3,8 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους φιλολόγους να τηρούν ουδέτερη στάση, σε σχέση με το να διαφωνούν, αναφορικά με το ότι οι οικογενειακές υποχρεώσεις δυσχεραίνουν τη συμμετοχή σε επιμορφωτικές

δράσεις, ενώ οι δάσκαλοι έχουν 7,5 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους φιλολόγους να τηρούν ουδέτερη στάση, σε σχέση με το να διαφωνούν, αναφορικά με το ότι οι οικογενειακές υποχρεώσεις δυσχεραίνουν τη συμμετοχή σε επιμορφωτικές δράσεις.

Αναφορικά με τη δεύτερη ομάδα πινάκων (κατηγορία αναφοράς η «Συμφωνώ»), συμπεραίνουμε ότι οι εκπαιδευτικοί ειδικοτήτων έχουν 4,2 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους φιλολόγους να τηρούν ουδέτερη στάση, σε σχέση με το να συμφωνούν, αναφορικά με το ότι οι οικογενειακές υποχρεώσεις δυσχεραίνουν τη συμμετοχή σε επιμορφωτικές δράσεις.

3.3.3. Κόστος Επιμόρφωσης & Δημογραφικά Στοιχεία

Ο Πίνακας 3.33 που παρουσιάζεται παρακάτω παρέχει δύο μέτρα που μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την αξιολόγηση του πόσο καλά προσαρμόζεται το προτεινόμενο μοντέλο στα δεδομένα.

**Πίνακας 3.33: Έλεγχοι Καλής Προσαρμογής
Goodness-of-Fit**

	Chi-Square	df	Sig.
Pearson	556,303	536	,263
Deviance	572,422	536	,134

Εδώ έχουμε τιμή του στατιστικού Pearson chi-square ίση με 556,303 με p-value 0,263>0,05. Συνεπώς με βάση το μέτρο αυτό, συμπεραίνουμε ότι το μοντέλο προσαρμόζεται καλά στα δεδομένα. Η τιμή του στατιστικού Deviance chi-square είναι 572,422 με p-value 0,134. Επομένως αμφότερα τα στατιστικά καταδεικνύουν καλή προσαρμογή του μοντέλου στα δεδομένα.

Λαμβάνουμε ένα γενικό μέτρο της σημαντικότητας του μοντέλου από τον Πίνακα 3.34, που παρατίθεται παρακάτω.

Πίνακας 3.34: Σημαντικότητα του Μοντέλου
Model Fitting Information

Model	Model Fitting Criteria		Likelihood Ratio Tests	
	-2 Log			
	Likelihood	Chi-Square	df	Sig.
Intercept Only	677,524			
Final	642,090	35,434	20	,018

Μπορούμε να δούμε από τη στήλη με τίτλο «Sig.» ότι το p-value είναι ίσο με 0,018, κάτι που σημαίνει ότι το πλήρες μοντέλο προβλέπει στατιστικά σημαντικά την μεταβλητή απόκρισης καλύτερα από το μοντέλο σταθερού όρου.

Στον παρακάτω πίνακα παρουσιάζονται τα μέτρα Cox and Snell, Nagelkerke και McFadden, τα οποία αναφέρονται ως ψευδό-συντελεστές R^2 .

**Πίνακας 3.35: Ψευδο-
συντελεστές R^2**
Pseudo R-Square

Cox and Snell	,092
Nagelkerke	,106
McFadden	,047

Σημαντικότερα είναι τα αποτελέσματα που παρουσιάζονται στον Πίνακα 3.36, που παρατίθεται παρακάτω.

Πίνακας 3.36: Έλεγχοι Λόγου Πιθανοφάνειας
Likelihood Ratio Tests

Effect	Model Fitting Criteria		Likelihood Ratio Tests	
	-2 Log			
	Likelihood of Reduced Model	Chi-Square	df	Sig.
Intercept	642,090 ^a	,000	0	.
Έτη Προϋπηρεσίας	653,599	11,509	2	,003
Φύλο	643,096	1,006	2	,605
Εκπαίδευση	644,275	2,185	4	,702
Βαθμίδα Εκπαίδευσης	645,110	3,020	2	,221
Ειδικότητα	654,078	11,988	6	,062
Σχέση Εργασίας	644,191	2,101	2	,350
Τόπος Εργασίας	643,833	1,743	2	,418

The chi-square statistic is the difference in -2 log-likelihoods between the final model and a reduced model. The reduced model is formed by omitting an effect from the final model. The null hypothesis is that all parameters of that effect are 0.

a. This reduced model is equivalent to the final model because omitting the effect does not increase the degrees of freedom.

Ο πίνακας αυτός δείχνει ποιες από τις ανεξάρτητες μεταβλητές του μοντέλου είναι στατιστικά σημαντικές. Μπορούμε να δούμε ότι, σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=5\%$, μόνο η μεταβλητή Έτη Προϋπηρεσίας είναι στατιστικά σημαντική καθώς το p-value είναι ίσο με 0,003 ενώ επί παραδείγματι η μεταβλητή Εκπαίδευση δεν είναι στατιστικά σημαντική καθώς το p-value είναι ίσο με 0,702. Σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=10\%$ στατιστικά σημαντική είναι και η μεταβλητή Ειδικότητα ($p=0,062$). Το ποσοστό σωστής πρόβλεψης του μοντέλου είναι 50,8%.

Ο παραπάνω πίνακας είναι ιδιαίτερα χρήσιμος για την περίπτωση των ονομαστικών ανεξάρτητων μεταβλητών διότι πρόκειται για τον μοναδικό που λαμβάνει υπόψη του την συνολική επίδραση μιας τέτοιας μεταβλητής στην απόκριση. Κάτι τέτοιο δε συμβαίνει στην περίπτωση των πινάκων Parameter Estimates, μια αλληλουχία των οποίων παρατίθεται στο Παράρτημα Β (βλέπε Πίνακες Β.37, Β.38, Β.39, Β.40, Β.41 και Β.42).

Οι πίνακες αυτοί αναπαριστούν τους εκτιμητές των παραμέτρων, που δεν είναι άλλοι από τους συντελεστές του μοντέλου. Όπως μπορούμε να δούμε κάθε εικονική μεταβλητή έχει ένα δικό της συντελεστή χωρίς όμως να υπάρχει κάποια συνολική τιμή για την στατιστική σημαντικότητα. Καθώς η μεταβλητή απόκρισης έχει τρεις κατηγορίες («Συμφωνώ», «Ουδέτερος» και «Διαφωνώ» αναφορικά με το ότι το όποιο κόστος συνεπάγεται η επιμόρφωση δυσχεραίνει τη συμμετοχή σε επιμορφωτικές δράσεις), μπορούμε να δούμε ότι υπάρχουν αρχικά δυο σύνολα συντελεστών λογιστικής παλινδρόμησης. Το πρώτο εξ αυτών βρίσκεται στη γραμμή «Ουδέτερος» ενώ το δεύτερο στη γραμμή «Συμφωνώ». Στην περίπτωση αυτή κατηγορία αναφοράς αποτελεί η «Διαφωνώ». Ακολουθούν επιπρόσθετοι μικρότεροι πίνακες προκειμένου να καλυφθεί κάθε δυνατή περίπτωση αναφορικά με τις κατηγορίες αναφοράς των ανεξαρτήτων μεταβλητών.

Έπειτα μπορούμε να διακρίνουμε ότι έχουμε ένα ακόμα σύνολο συντελεστών που αντιστοιχεί στην περίπτωση όπου έχουμε ως κατηγορία αναφοράς την «Συμφωνώ».

Και σε αυτήν την περίπτωση ακολουθούν επιμέρους πίνακες όπου διαφοροποιείται η κατηγορία αναφοράς ορισμένων ανεξάρτητων μεταβλητών προκειμένου να εξεταστεί η εκάστοτε επίδραση σε κάθε δυνατή περίπτωση.

Αναφορικά με την πρώτη ομάδα πινάκων και ως εκ τούτου συντελεστών (κατηγορία αναφοράς η «Διαφωνώ») συμπεραίνουμε ότι αύξηση των ετών προϋπηρεσίας κατά μια μονάδα συνεπάγεται μείωση κατά 7,5% της πιθανότητας να τηρεί ένας εκπαιδευτικός ουδέτερη στάση, σε σχέση με το να διαφωνεί, αναφορικά με το ότι το κόστος που μπορεί να συνεπάγεται η επιμόρφωση δυσχεραίνει τη συμμετοχή σε επιμορφωτικές δράσεις. Επίσης, αύξηση των ετών προϋπηρεσίας κατά μια μονάδα συνεπάγεται μείωση κατά 5,4% της πιθανότητας ένας εκπαιδευτικός να συμφωνεί, σε σχέση με το να διαφωνεί, αναφορικά με το ότι το κόστος που μπορεί να συνεπάγεται η επιμόρφωση δυσχεραίνει τη συμμετοχή σε επιμορφωτικές δράσεις.

Αναφορικά με τη δεύτερη ομάδα πινάκων (κατηγορία αναφοράς η «Συμφωνώ»), συμπεραίνουμε ότι οι καθηγητές θετικών επιστημών έχουν 2,1 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους εκπαιδευτικούς ειδικοτήτων, 2,7 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους φιλολόγους και 4,8 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους δασκάλους να τηρούν ουδέτερη στάση, σε σχέση με το να συμφωνούν, αναφορικά με το ότι το κόστος που μπορεί να συνεπάγεται η επιμόρφωση δυσχεραίνει τη συμμετοχή σε επιμορφωτικές δράσεις.

3.3.4. Έλλειψη Ενδιαφέροντος & Δημογραφικά Στοιχεία

Ο Πίνακας 3.37 που παρουσιάζεται παρακάτω παρέχει δύο μέτρα που μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την αξιολόγηση του πόσο καλά προσαρμόζεται το προτεινόμενο μοντέλο στα δεδομένα.

**Πίνακας 3.37: Έλεγχοι Καλής Προσαρμογής
Goodness-of-Fit**

	Chi-Square	df	Sig.
Pearson	583,531	536	,076
Deviance	424,416	536	1,000

Εδώ έχουμε τιμή του στατιστικού Pearson chi-square ίση με 583,531 με p-value 0,076>0,05. Συνεπώς με βάση το μέτρο αυτό, συμπεραίνουμε ότι το μοντέλο

Εφαρμογή του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης σε εκπαιδευτικά δεδομένα

προσαρμόζεται καλά στα δεδομένα. Η τιμή του στατιστικού Deviance chi-square είναι 424,416 με p-value ίσο με 1. Επομένως αμφότερα τα στατιστικά καταδεικνύουν καλή προσαρμογή του μοντέλου στα δεδομένα.

Λαμβάνουμε ένα γενικό μέτρο της σημαντικότητας του μοντέλου από τον Πίνακα 3.38, που παρατίθεται παρακάτω.

Πίνακας 3.38: Σημαντικότητα του Μοντέλου
Model Fitting Information

Model	Model Fitting		Likelihood Ratio Tests		
	Criteria		Chi-Square	df	Sig.
	-2 Log Likelihood				
Intercept Only	513,701				
Final	470,073		43,628	20	,002

Μπορούμε να δούμε από τη στήλη με τίτλο «Sig.» ότι το p-value είναι ίσο με 0,002, κάτι που σημαίνει ότι το πλήρες μοντέλο προβλέπει στατιστικά σημαντικά την μεταβλητή απόκρισης καλύτερα από το μοντέλο σταθερού όρου.

Στον παρακάτω πίνακα παρουσιάζονται τα μέτρα Cox and Snell, Nagelkerke και McFadden, τα οποία αναφέρονται ως ψευδό-συντελεστές R^2 .

Πίνακας 3.39: Ψευδο-συντελεστές R^2
Pseudo R-Square

Cox and Snell	,112
Nagelkerke	,142
McFadden	,076

Σημαντικότερα είναι τα αποτελέσματα που παρουσιάζονται στον Πίνακα 3.40, που παρατίθεται παρακάτω.

Πίνακας 3.40: Έλεγχοι Λόγου Πιθανοφάνειας
Likelihood Ratio Tests

Effect	Model Fitting		Likelihood Ratio Tests		
	Criteria		Chi-Square	df	Sig.
	-2 Log Likelihood	Likelihood of Reduced Model			
Intercept	470,073 ^a		,000	0	.

Έτη Προϋπηρεσίας	470,172	,099	2	,952
Φύλο	483,210	13,137	2	,001
Βαθμίδα Εκπαίδευσης	470,087	,014	2	,993
Σχέση Εργασίας	471,240	1,167	2	,558
Τόπος Εργασίας	474,422	4,349	2	,114
Εκπαίδευση	483,086	13,013	4	,011
Ειδικότητα	475,731	5,658	6	,463

The chi-square statistic is the difference in -2 log-likelihoods between the final model and a reduced model. The reduced model is formed by omitting an effect from the final model. The null hypothesis is that all parameters of that effect are 0.

a. This reduced model is equivalent to the final model because omitting the effect does not increase the degrees of freedom.

Ο πίνακας αυτός δείχνει ποιες από τις ανεξάρτητες μεταβλητές του μοντέλου είναι στατιστικά σημαντικές. Μπορούμε να δούμε ότι η μεταβλητή Φύλο είναι στατιστικά σημαντική καθώς το p-value είναι ίσο με 0,001 ενώ επί παραδείγματι η μεταβλητή Βαθμίδα Εκπαίδευσης δεν είναι στατιστικά σημαντική καθώς το p-value είναι ίσο με 0,993. Στατιστικά σημαντική είναι επίσης η μεταβλητή Εκπαίδευση ($p=0,011$). Το ποσοστό σωστής πρόβλεψης του μοντέλου είναι 71,9%.

Ο παραπάνω πίνακας είναι ιδιαίτερα χρήσιμος για την περίπτωση των ονομαστικών ανεξάρτητων μεταβλητών διότι πρόκειται για τον μοναδικό που λαμβάνει υπόψη του την συνολική επίδραση μιας τέτοιας μεταβλητής στην απόκριση. Κάτι τέτοιο δε συμβαίνει στην περίπτωση των πινάκων Parameter Estimates, μια αλληλουχία των οποίων παρατίθεται στο Παράρτημα Β (βλέπε Πίνακες Β.43, Β.44, Β.45, Β.46, Β.47 και Β.48).

Οι πίνακες αυτοί αναπαριστούν τους εκτιμητές των παραμέτρων, που δεν είναι άλλοι από τους συντελεστές του μοντέλου. Όπως μπορούμε να δούμε κάθε εικονική μεταβλητή έχει ένα δικό της συντελεστή χωρίς όμως να υπάρχει κάποια συνολική τιμή για την στατιστική σημαντικότητα. Καθώς η μεταβλητή απόκρισης έχει τρεις κατηγορίες («Συμφωνώ», «Ουδέτερος» και «Διαφωνώ» αναφορικά με το ότι η έλλειψη ενδιαφέροντος δυσχεραίνει τη συμμετοχή σε επιμορφωτικές δράσεις), μπορούμε να δούμε ότι υπάρχουν αρχικά δυο σύνολα συντελεστών λογιστικής παλινδρόμησης. Το πρώτο εξ αυτών βρίσκεται στη γραμμή «Ουδέτερος» ενώ το δεύτερο στη γραμμή «Συμφωνώ». Στην περίπτωση αυτή κατηγορία αναφοράς αποτελεί η «Διαφωνώ».

Ακολουθούν επιπρόσθετοι μικρότεροι πίνακες προκειμένου να καλυφθεί κάθε δυνατή περίπτωση αναφορικά με τις κατηγορίες αναφοράς των ανεξαρτήτων μεταβλητών.

Έπειτα μπορούμε να διακρίνουμε ότι έχουμε ένα ακόμα σύνολο συντελεστών που αντιστοιχεί στην περίπτωση όπου έχουμε ως κατηγορία αναφοράς την «Συμφωνώ». Και σε αυτήν την περίπτωση ακολουθούν επιμέρους πίνακες όπου διαφοροποιείται η κατηγορία αναφοράς ορισμένων ανεξάρτητων μεταβλητών προκειμένου να εξεταστεί η εκάστοτε επίδραση σε κάθε δυνατή περίπτωση.

Αναφορικά με την πρώτη ομάδα πινάκων και ως εκ τούτου συντελεστών (κατηγορία αναφοράς η «Διαφωνώ») συμπεραίνουμε ότι οι άνδρες εκπαιδευτικοί έχουν 2,4 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τις γυναίκες συναδέλφους τους να τηρούν ουδέτερη στάση, σε σχέση με το να διαφωνούν, αναφορικά με το ότι η έλλειψη ενδιαφέροντος δυσχεραίνει τη συμμετοχή σε επιμορφωτικές δράσεις. Επίσης, φαίνεται ότι οι απόφοιτοι ΑΕΙ έχουν 3,2 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους συναδέλφους τους που είναι κάτοχοι μεταπτυχιακού ή/και διδακτορικού διπλώματος να τηρούν στάση ουδετερότητας, σε σχέση με το να διαφωνούν, αναφορικά με το ότι η έλλειψη ενδιαφέροντος δυσχεραίνει τη συμμετοχή σε επιμορφωτικές δράσεις. Οι άνδρες εκπαιδευτικοί έχουν 3 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τις γυναίκες συναδέλφους τους να συμφωνούν, σε σχέση με το να διαφωνούν, αναφορικά με το ότι η έλλειψη ενδιαφέροντος δυσχεραίνει τη συμμετοχή σε επιμορφωτικές δράσεις, ενώ οι απόφοιτοι ΑΕΙ έχουν 3,2 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους συναδέλφους τους που είναι κάτοχοι μεταπτυχιακού ή/και διδακτορικού διπλώματος να συμφωνούν, σε σχέση με το να διαφωνούν, αναφορικά με το ότι η έλλειψη ενδιαφέροντος δυσχεραίνει τη συμμετοχή σε επιμορφωτικές δράσεις.

3.3.5. Απουσία Συναφών με το αντικείμενο Προγραμμάτων & Δημογραφικά Στοιχεία

Ο Πίνακας 3.41 που παρουσιάζεται παρακάτω παρέχει δύο μέτρα που μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την αξιολόγηση του πόσο καλά προσαρμόζεται το προτεινόμενο μοντέλο στα δεδομένα.

**Πίνακας 3.41: Έλεγχοι Καλής Προσαρμογής
Goodness-of-Fit**

	Chi-Square	df	Sig.
Pearson	557,216	536	,255

Deviance	577,487	536	,105
----------	---------	-----	------

Εδώ έχουμε τιμή του στατιστικού Pearson chi-square ίση με 557,216 με p-value 0,255>0,05. Συνεπώς με βάση το μέτρο αυτό, συμπεραίνουμε ότι το μοντέλο προσαρμόζεται καλά στα δεδομένα. Η τιμή του στατιστικού Deviance chi-square είναι 577,487 με p-value 0,105. Επομένως αμφότερα τα στατιστικά καταδεικνύουν καλή προσαρμογή του μοντέλου στα δεδομένα.

Λαμβάνουμε ένα γενικό μέτρο της σημαντικότητας του μοντέλου από τον Πίνακα 3.42, που παρατίθεται παρακάτω.

Πίνακας 3.42: Σημαντικότητα του Μοντέλου
Model Fitting Information

Model	Model Fitting Criteria		Likelihood Ratio Tests	
	-2 Log Likelihood			
	Likelihood	Chi-Square	df	Sig.
Intercept Only	698,651			
Final	644,147	54,504	20	,000

Μπορούμε να δούμε από τη στήλη με τίτλο «Sig.» ότι το p-value είναι μικρότερο από 0,001, κάτι που σημαίνει ότι το πλήρες μοντέλο προβλέπει στατιστικά σημαντικά την μεταβλητή απόκρισης καλύτερα από το μοντέλο σταθερού όρου.

Στον παρακάτω πίνακα παρουσιάζονται τα μέτρα Cox and Snell, Nagelkerke και McFadden, τα οποία αναφέρονται ως ψευδό-συντελεστές R^2 .

Πίνακας 3.43: Ψευδο-συντελεστές R^2
Pseudo R-Square

Cox and Snell	,138
Nagelkerke	,157
McFadden	,070

Σημαντικότερα είναι τα αποτελέσματα που παρουσιάζονται στον Πίνακα 3.44, που παρατίθεται παρακάτω.

**Πίνακας 3.44: Έλεγχοι Λόγου Πιθανοφάνειας
Likelihood Ratio Tests**

Effect	Model Fitting		Likelihood Ratio Tests		
	Criteria				
	-2 Log				
	Likelihood of				
	Reduced Model	Chi-Square	df	Sig.	
Intercept	644,147 ^a	,000	0	.	
Έτη Προϋπηρεσίας	649,808	5,661	2	,059	
Φύλο	653,051	8,904	2	,012	
Βαθμίδα Εκπαίδευσης	646,920	2,774	2	,250	
Σχέση Εργασίας	644,680	,533	2	,766	
Τόπος Εργασίας	645,409	1,262	2	,532	
Εκπαίδευση	653,359	9,212	4	,056	
Ειδικότητα	659,416	15,269	6	,018	

The chi-square statistic is the difference in -2 log-likelihoods between the final model and a reduced model. The reduced model is formed by omitting an effect from the final model. The null hypothesis is that all parameters of that effect are 0.

a. This reduced model is equivalent to the final model because omitting the effect does not increase the degrees of freedom.

Ο πίνακας αυτός δείχνει ποιες από τις ανεξάρτητες μεταβλητές του μοντέλου είναι στατιστικά σημαντικές. Μπορούμε να δούμε ότι, σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=5\%$, οι μεταβλητές Φύλο και Ειδικότητα είναι στατιστικά σημαντικές καθώς τα αντίστοιχα p-values είναι ίσα με 0,012 και 0,018, ενώ επί παραδείγματι η μεταβλητή Βαθμίδα Εκπαίδευσης δεν είναι στατιστικά σημαντική καθώς το p-value είναι ίσο με 0,250. Σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=10\%$ στατιστικά σημαντικές είναι και οι μεταβλητές Έτη Προϋπηρεσίας ($p=0,059$) και Εκπαίδευση ($p=0,056$). Το ποσοστό σωστής πρόβλεψης του μοντέλου είναι 54,6%.

Ο παραπάνω πίνακας είναι ιδιαίτερα χρήσιμος για την περίπτωση των ονομαστικών ανεξάρτητων μεταβλητών διότι πρόκειται για τον μοναδικό που λαμβάνει υπόψη του την συνολική επίδραση μιας τέτοιας μεταβλητής στην απόκριση. Κάτι τέτοιο δε συμβαίνει στην περίπτωση των πινάκων Parameter Estimates, μια αλληλουχία των οποίων παρατίθεται στο Παράρτημα Β (βλέπε Πίνακες B.49, B.50, B.51, B.52, B.53 και B.54).

Οι πίνακες αυτοί αναπαριστούν τους εκτιμητές των παραμέτρων, που δεν είναι άλλοι από τους συντελεστές του μοντέλου. Όπως μπορούμε να δούμε κάθε εικονική μεταβλητή έχει ένα δικό της συντελεστή χωρίς όμως να υπάρχει κάποια συνολική τιμή για την στατιστική σημαντικότητα. Καθώς η μεταβλητή απόκρισης έχει τρεις κατηγορίες («Συμφωνώ», «Ουδέτερος» και «Διαφωνώ» αναφορικά με το ότι η απουσία συναφών με το αντικείμενο προγραμμάτων δυσχεραίνει τη συμμετοχή σε επιμορφωτικές δράσεις), μπορούμε να δούμε ότι υπάρχουν αρχικά δυο σύνολα συντελεστών λογιστικής παλινδρόμησης. Το πρώτο εξ αυτών βρίσκεται στη γραμμή «Ουδέτερος» ενώ το δεύτερο στη γραμμή «Συμφωνώ». Στην περίπτωση αυτή κατηγορία αναφοράς αποτελεί η «Διαφωνώ». Ακολουθούν επιπρόσθετοι μικρότεροι πίνακες προκειμένου να καλυφθεί κάθε δυνατή περίπτωση αναφορικά με τις κατηγορίες αναφοράς των ανεξαρτήτων μεταβλητών.

Έπειτα μπορούμε να διακρίνουμε ότι έχουμε ένα ακόμα σύνολο συντελεστών που αντιστοιχεί στην περίπτωση όπου έχουμε ως κατηγορία αναφοράς την «Συμφωνώ». Και σε αυτήν την περίπτωση ακολουθούν επιμέρους πίνακες όπου διαφοροποιείται η κατηγορία αναφοράς ορισμένων ανεξάρτητων μεταβλητών προκειμένου να εξεταστεί η εκάστοτε επίδραση σε κάθε δυνατή περίπτωση.

Αναφορικά με την πρώτη ομάδα πινάκων και ως εκ τούτου συντελεστών (κατηγορία αναφοράς η «Διαφωνώ») συμπεραίνουμε ότι οι καθηγητές θετικών επιστημών έχουν 2,7 φορές μικρότερη πιθανότητα από τους εκπαιδευτικούς ειδικοτήτων να τηρούν ουδέτερη στάση, σε σχέση με το να διαφωνούν, αναφορικά με το ότι η απουσία συναφών με το αντικείμενό τους προγραμμάτων δυσχεραίνει τη συμμετοχή σε επιμορφωτικές δράσεις. Επίσης, φαίνεται ότι αύξηση των ετών προϋπηρεσίας κατά μια μονάδα συνεπάγεται αύξηση κατά 4,2% της πιθανότητας ένας εκπαιδευτικός να συμφωνεί, σε σχέση με το να διαφωνεί, αναφορικά με το ότι η απουσία συναφών με το αντικείμενο προγραμμάτων δυσχεραίνει τη συμμετοχή σε επιμορφωτικές δράσεις. Οι άνδρες εκπαιδευτικοί έχουν 2,3 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τις γυναίκες συναδέλφους τους να συμφωνούν, σε σχέση με το να διαφωνούν, αναφορικά με το ότι η απουσία συναφών με το αντικείμενό τους προγραμμάτων δυσχεραίνει τη συμμετοχή σε επιμορφωτικές δράσεις. Επιπλέον, οι καθηγητές θετικών επιστημών έχουν 3,3 φορές μικρότερη πιθανότητα από τους εκπαιδευτικούς ειδικοτήτων και 2,6 φορές μικρότερη πιθανότητα από τους φιλολόγους να συμφωνούν, σε σχέση με το να διαφωνούν,

αναφορικά με το ότι η απουσία συναφών με το αντικείμενό τους προγραμμάτων δυσχεραίνει τη συμμετοχή σε επιμορφωτικές δράσεις.

Αναφορικά με τη δεύτερη ομάδα πινάκων (κατηγορία αναφοράς η «Συμφωνώ»), συμπεραίνουμε ότι οι απόφοιτοι της παιδαγωγικής ακαδημίας έχουν 10 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους συναδέλφους τους που είναι κάτοχοι μεταπτυχιακού ή/και διδακτορικού να τηρούν ουδέτερη στάση, σε σχέση με το να συμφωνούν, αναφορικά με το ότι η απουσία συναφών με το αντικείμενό τους προγραμμάτων δυσχεραίνει τη συμμετοχή σε επιμορφωτικές δράσεις. Επιπλέον, όσοι είναι απόφοιτοι ΑΕΙ έχουν 2,3 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από όσους είναι κάτοχοι μεταπτυχιακού ή/και διδακτορικού διπλώματος να τηρούν ουδέτερη στάση, σε σχέση με το να συμφωνούν, αναφορικά με το ότι η απουσία συναφών με το αντικείμενό τους προγραμμάτων δυσχεραίνει τη συμμετοχή σε επιμορφωτικές δράσεις. Τέλος, φαίνεται ότι αύξηση των ετών προϋπηρεσίας κατά μια μονάδα συνεπάγεται μείωση κατά 4,7% της πιθανότητας να τηρεί ένας εκπαιδευτικός ουδέτερη στάση, σε σχέση με το να συμφωνεί, αναφορικά με το ότι η απουσία συναφών με το αντικείμενο προγραμμάτων δυσχεραίνει τη συμμετοχή σε επιμορφωτικές δράσεις.

3.4. Επιμόρφωση & Δημογραφικά Στοιχεία

3.4.1. Συμμετοχή σε Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα Επιμόρφωσης & Δημογραφικά Στοιχεία

Ο Πίνακας 3.45 που παρουσιάζεται παρακάτω παρέχει δύο μέτρα που μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την αξιολόγηση του πόσο καλά προσαρμόζεται το προτεινόμενο μοντέλο στα δεδομένα.

**Πίνακας 3.45: Έλεγχοι Καλής Προσαρμογής
Goodness-of-Fit**

	Chi-Square	df	Sig.
Pearson	289,901	268	,171
Deviance	202,458	268	,999

Εδώ έχουμε τιμή του στατιστικού Pearson chi-square ίση με 289,901 με p-value 0,171. Συνεπώς με βάση το μέτρο αυτό, συμπεραίνουμε ότι το μοντέλο προσαρμόζεται καλά

στα δεδομένα. Η τιμή του στατιστικού Deviance chi-square είναι 202,458 με p-value 0,999. Επομένως αμφότερα τα στατιστικά καταδεικνύουν καλή προσαρμογή του μοντέλου στα δεδομένα.

Στον παρακάτω πίνακα βλέπουμε τα αποτελέσματα του ελέγχου των Hosmer και Lemeshow.

Πίνακας 3.46: Έλεγχος των Hosmer και Lemeshow

Hosmer and Lemeshow Test

Step	Chi-square	df	Sig.
1	5,604	8	,692

Το p-value του ελέγχου είναι 0,692 κάτι που σημαίνει ότι σε επίπεδο σημαντικότητα $\alpha=5\%$ δεχόμαστε την αρχική υπόθεση ότι το υπό εξέταση λογιστικό μοντέλο είναι το σωστό.

Λαμβάνουμε ένα γενικό μέτρο της σημαντικότητας του μοντέλου από τον Πίνακα 3.47, που παρατίθεται παρακάτω.

Πίνακας 3.47: Σημαντικότητα του Μοντέλου
Model Fitting Information

Model Fitting Information				
	Model Fitting	Likelihood Ratio Tests		
	Criteria			
	-2 Log Likelihood			
Model	Likelihood	Chi-Square	df	Sig.
Intercept Only	246,197			
Final	216,484	29,713	10	,001

Μπορούμε να δούμε από τη στήλη με τίτλο «Sig.» ότι το p-value είναι ίσο με 0,001, κάτι που σημαίνει ότι το πλήρες μοντέλο προβλέπει στατιστικά σημαντικά την μεταβλητή απόκρισης καλύτερα από το μοντέλο σταθερού όρου.

Στον παρακάτω πίνακα παρουσιάζονται τα μέτρα Cox and Snell, Nagelkerke και McFadden, τα οποία αναφέρονται ως ψευδό-συντελεστές R^2 .

Πίνακας 3.48: Ψευδο-συντελεστές R^2

Pseudo R-Square

Cox and Snell	,078
Nagelkerke	,151

McFadden ,112

Σημαντικότερα είναι τα αποτελέσματα που παρουσιάζονται στον Πίνακα 3.49, που παρατίθεται παρακάτω.

**Πίνακας 3.49: Έλεγχοι Λόγου Πιθανοφάνειας
Likelihood Ratio Tests**

Effect	Model Fitting Criteria -2 Log Likelihood of	Likelihood Ratio Tests		
	Reduced Model	Chi-Square	df	Sig.
Intercept	216,484 ^a	,000	0	.
Έτη Προϋπηρεσίας	225,357	8,874	1	,003
Φύλο	216,663	,179	1	,672
Βαθμίδα Εκπαίδευσης	220,239	3,755	1	,053
Σχέση Εργασίας	218,323	1,839	1	,175
Τόπος Εργασίας	218,221	1,737	1	,187
Εκπαίδευση	220,118	3,634	2	,162
Ειδικότητα	223,144	6,660	3	,084

The chi-square statistic is the difference in -2 log-likelihoods between the final model and a reduced model. The reduced model is formed by omitting an effect from the final model. The null hypothesis is that all parameters of that effect are 0.

a. This reduced model is equivalent to the final model because omitting the effect does not increase the degrees of freedom.

Ο πίνακας αυτός δείχνει ποιες από τις ανεξάρτητες μεταβλητές του μοντέλου είναι στατιστικά σημαντικές. Μπορούμε να δούμε ότι, σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=5\%$, μόνο η μεταβλητή Έτη Προϋπηρεσίας είναι στατιστικά σημαντική καθώς το p-value είναι ίσο με 0,003 ενώ επί παραδείγματι η μεταβλητή Τόπος Εργασίας δεν είναι στατιστικά σημαντική καθώς το p-value είναι ίσο με 0,187. Σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=10\%$ στατιστικά σημαντικές είναι και οι μεταβλητές Βαθμίδα Εκπαίδευσης ($p=0,053$) και Ειδικότητα ($p=0,084$). Το ποσοστό σωστής πρόβλεψης του μοντέλου είναι 88,5%.

Ο παραπάνω πίνακας είναι ιδιαίτερα χρήσιμος για την περίπτωση των ονομαστικών ανεξάρτητων μεταβλητών διότι πρόκειται για τον μοναδικό που λαμβάνει υπόψη του την συνολική επίδραση μιας τέτοιας μεταβλητής στην απόκριση. Κάτι τέτοιο δε

συμβαίνει στην περίπτωση των πινάκων Parameter Estimates, μια αλληλουχία των οποίων παρατίθεται στο Παράρτημα Β (βλέπε Πίνακες Β.55, Β.56 και Β.57).

Οι πίνακες αυτοί αναπαριστούν τους εκτιμητές των παραμέτρων, που δεν είναι άλλοι από τους συντελεστές του μοντέλου. Όπως μπορούμε να δούμε κάθε εικονική μεταβλητή έχει ένα δικό της συντελεστή χωρίς όμως να υπάρχει κάποια συνολική τιμή για την στατιστική σημαντικότητα. Καθώς η μεταβλητή απόκρισης έχει δύο κατηγορίες («Ναι» και «Όχι»-Συμμετοχή και Μη Συμμετοχή), μπορούμε να δούμε ότι υπάρχει ένα σύνολο συντελεστών λογιστικής παλινδρόμησης.

Συμπεραίνουμε ότι αύξηση των ετών προϋπηρεσίας κατά μια μονάδα συνεπάγεται αύξηση κατά 8,3% της πιθανότητας ένας εκπαιδευτικός να έχει συμμετάσχει, σε σχέση με το να μην έχει συμμετάσχει, σε κάποιο υποχρεωτικό ενδοϋπηρεσιακό πρόγραμμα επιμόρφωσης στη διάρκεια των τριών τελευταίων ετών. Επίσης, φαίνεται ότι οι εκπαιδευτικοί που είναι κάτοχοι μεταπτυχιακού ή/και διδακτορικού διπλώματος έχουν 6,3 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους συναδέλφους τους που είναι απόφοιτοι της παιδαγωγικής ακαδημίας να έχουν συμμετάσχει, σε σχέση με το να μην έχουν συμμετάσχει, σε κάποιο υποχρεωτικό ενδοϋπηρεσιακό πρόγραμμα επιμόρφωσης στη διάρκεια των τριών τελευταίων ετών. Τέλος, οι φιλόλογοι έχουν 3,3 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους εκπαιδευτικούς ειδικοτήτων να έχουν συμμετάσχει, σε σχέση με το να μην έχουν συμμετάσχει, σε κάποιο τέτοιο προγράμματα στη διάρκεια των τριών τελευταίων ετών.

3.4.2. Συμμετοχή σε Εκπαιδευτικά Συνέδρια και Σεμινάρια & Δημογραφικά Στοιχεία

Ο Πίνακας 3.50 που παρουσιάζεται παρακάτω παρέχει δύο μέτρα που μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την αξιολόγηση του πόσο καλά προσαρμόζεται το προτεινόμενο μοντέλο στα δεδομένα.

**Πίνακας 3.50: Έλεγχοι Καλής Προσαρμογής
Goodness-of-Fit**

	Chi-Square	df	Sig.
Pearson	303,745	268	,066
Deviance	254,545	268	,713

Εδώ έχουμε τιμή του στατιστικού Pearson chi-square ίση με 303,745 με p-value 0,066. Συνεπώς με βάση το μέτρο αυτό, συμπεραίνουμε ότι το μοντέλο προσαρμόζεται καλά στα δεδομένα. Η τιμή του στατιστικού Deviance chi-square είναι 254,545 με p-value 0,713. Επομένως αμφότερα τα στατιστικά καταδεικνύουν καλή προσαρμογή του μοντέλου στα δεδομένα.

Στον παρακάτω πίνακα βλέπουμε τα αποτελέσματα του ελέγχου των Hosmer και Lemeshow.

Πίνακας 3.51: Έλεγχος των Hosmer και Lemeshow
Hosmer and Lemeshow Test

Step	Chi-square	df	Sig.
1	11,380	8	,181

Το p-value του ελέγχου είναι 0,181 κάτι που σημαίνει ότι σε επίπεδο σημαντικότητα $\alpha=5\%$ δεχόμαστε την αρχική υπόθεση ότι το υπό εξέταση λογιστικό μοντέλο είναι το σωστό.

Λαμβάνουμε ένα γενικό μέτρο της σημαντικότητας του μοντέλου από τον Πίνακα 3.52, που παρατίθεται παρακάτω.

Πίνακας 3.52: Σημαντικότητα του Μοντέλου
Model Fitting Information

Model	Model Fitting		Likelihood Ratio Tests		
	Criteria				
	-2 Log Likelihood		Chi-Square	df	Sig.
Intercept Only	317,172				
Final	284,559		32,613	10	,000

Μπορούμε να δούμε από τη στήλη με τίτλο «Sig.» ότι το p-value είναι μικρότερο του 0,001, κάτι που σημαίνει ότι το πλήρες μοντέλο προβλέπει στατιστικά σημαντικά την μεταβλητή απόκρισης καλύτερα από το μοντέλο σταθερού όρου.

Στον παρακάτω πίνακα παρουσιάζονται τα μέτρα Cox and Snell, Nagelkerke και McFadden, τα οποία αναφέρονται ως ψευδό-συντελεστές R^2 .

**Πίνακας 3.53: Ψευδο-
συντελεστές R^2
Pseudo R-Square**

Cox and Snell	,085
Nagelkerke	,137
McFadden	,092

Σημαντικότερα είναι τα αποτελέσματα που παρουσιάζονται στον Πίνακα 3.54, που παρατίθεται παρακάτω.

**Πίνακας 3.54: Έλεγχοι Λόγου Πιθανοφάνειας
Likelihood Ratio Tests**

Effect	Model Fitting Criteria -2 Log Likelihood of	Likelihood Ratio Tests		
	Reduced Model	Chi-Square	df	Sig.
Intercept	284,559 ^a	,000	0	.
Έτη Προϋπηρεσίας	284,560	,001	1	,976
Φύλο	288,058	3,499	1	,061
Βαθμίδα Εκπαίδευσης	284,896	,337	1	,561
Σχέση Εργασίας	284,603	,044	1	,834
Τόπος Εργασίας	289,120	4,562	1	,033
Εκπαίδευση	291,956	7,397	2	,025
Ειδικότητα	292,142	7,583	3	,055

The chi-square statistic is the difference in -2 log-likelihoods between the final model and a reduced model. The reduced model is formed by omitting an effect from the final model. The null hypothesis is that all parameters of that effect are 0.

a. This reduced model is equivalent to the final model because omitting the effect does not increase the degrees of freedom.

Ο πίνακας αυτός δείχνει ποιες από τις ανεξάρτητες μεταβλητές του μοντέλου είναι στατιστικά σημαντικές. Μπορούμε να δούμε ότι, σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=5\%$, στατιστικά σημαντικές είναι οι μεταβλητές Τόπος Εργασίας ($p=0,033$) και Εκπαίδευση ($p=0,025$). Σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=10\%$ στατιστικά σημαντικές είναι και οι μεταβλητές Φύλο ($p=0,061$) και Ειδικότητα ($p=0,055$). Το ποσοστό σωστής πρόβλεψης του μοντέλου είναι 81,1%.

Ο παραπάνω πίνακας είναι ιδιαίτερα χρήσιμος για την περίπτωση των ονομαστικών ανεξάρτητων μεταβλητών διότι πρόκειται για τον μοναδικό που λαμβάνει υπόψη του

την συνολική επίδραση μιας τέτοιας μεταβλητής στην απόκριση. Κάτι τέτοιο δε συμβαίνει στην περίπτωση των πινάκων Parameter Estimates, μια αλληλουχία των οποίων παρατίθεται στο Παράρτημα Β (βλέπε Πίνακες Β.58, Β.59 και Β.60).

Οι πίνακες αυτοί αναπαριστούν τους εκτιμητές των παραμέτρων, που δεν είναι άλλοι από τους συντελεστές του μοντέλου. Όπως μπορούμε να δούμε κάθε εικονική μεταβλητή έχει ένα δικό της συντελεστή χωρίς όμως να υπάρχει κάποια συνολική τιμή για την στατιστική σημαντικότητα. Καθώς η μεταβλητή απόκρισης έχει δύο κατηγορίες («Ναι» και «Όχι»)-Συμμετοχή και Μη Συμμετοχή), μπορούμε να δούμε ότι υπάρχει ένα σύνολο συντελεστών λογιστικής παλινδρόμησης.

Συμπεραίνουμε ότι οι εκπαιδευτικοί που εργάζονται σε σχολικές μονάδες αστικών περιοχών έχουν 2,4 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους συναδέλφους τους που εργάζονται σε σχολεία ημιαστικών και αγροτικών περιοχών να έχουν συμμετάσχει, σε σχέση με το να μην έχουν συμμετάσχει, σε κάποιο εκπαιδευτικό συνέδριο ή σεμινάριο στη διάρκεια των τριών τελευταίων ετών. Επίσης, φαίνεται ότι οι εκπαιδευτικοί που είναι απόφοιτοι ΑΕΙ έχουν 2,6 φορές μικρότερη πιθανότητα από τους συναδέλφους τους που είναι κάτοχοι μεταπτυχιακού ή/και διδακτορικού διπλώματος να έχουν συμμετάσχει, σε σχέση με το να μην έχουν συμμετάσχει, σε κάποιο εκπαιδευτικό συνέδριο ή σεμινάριο στη διάρκεια των τριών τελευταίων ετών. Τέλος, οι καθηγητές θετικών επιστημών έχουν 3,2 φορές μικρότερη πιθανότητα από τους φιλολόγους να έχουν συμμετάσχει, σε σχέση με το να μην έχουν συμμετάσχει, σε κάποιο τέτοιο προγράμματα στη διάρκεια των τριών τελευταίων ετών.

3.4.3. Συμμετοχή σε Προγράμματα Ενίσχυσης Προσόντων & Δημογραφικά Στοιχεία

Ο Πίνακας 3.55 που παρουσιάζεται παρακάτω παρέχει δύο μέτρα που μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την αξιολόγηση του πόσο καλά προσαρμόζεται το προτεινόμενο μοντέλο στα δεδομένα.

**Πίνακας 3.55: Έλεγχοι Καλής Προσαρμογής
Goodness-of-Fit**

	Chi-Square	df	Sig.
Pearson	302,226	268	,074
Deviance	356,483	268	,000

Εδώ έχουμε τιμή του στατιστικού Pearson chi-square ίση με 302,226 με p-value 0,074. Συνεπώς με βάση το μέτρο αυτό, συμπεραίνουμε ότι το μοντέλο προσαρμόζεται καλά στα δεδομένα. Η τιμή του στατιστικού Deviance chi-square είναι 356,483 με p-value μικρότερο του 0,001. Με βάση το μέτρο αυτό, συμπεραίνουμε ότι το μοντέλο δεν προσαρμόζεται καλά στα δεδομένα.

Στον παρακάτω πίνακα βλέπουμε τα αποτελέσματα του ελέγχου των Hosmer και Lemeshow.

Πίνακας 3.56: Έλεγχος των Hosmer και Lemeshow
Hosmer and Lemeshow Test

Step	Chi-square	df	Sig.
1	4,947	8	,763

Το p-value του ελέγχου είναι 0,763 κάτι που σημαίνει ότι σε επίπεδο σημαντικότητα $\alpha=5\%$ δεχόμαστε την αρχική υπόθεση ότι το υπό εξέταση λογιστικό μοντέλο είναι το σωστό.

Λαμβάνουμε ένα γενικό μέτρο της σημαντικότητας του μοντέλου από τον Πίνακα 3.57, που παρατίθεται παρακάτω.

Πίνακας 3.57: Σημαντικότητα του Μοντέλου
Model Fitting Information

Model	Model Fitting		Likelihood Ratio Tests		
	Criteria				
	-2 Log Likelihood		Chi-Square	df	Sig.
Intercept Only	456,881				
Final	392,114		64,767	10	,000

Μπορούμε να δούμε από τη στήλη με τίτλο «Sig.» ότι το p-value είναι μικρότερο του 0,001, κάτι που σημαίνει ότι το πλήρες μοντέλο προβλέπει στατιστικά σημαντικά την μεταβλητή απόκρισης καλύτερα από το μοντέλο σταθερού όρου.

Παρότι το στατιστικό Deviance δεν καταδεικνύει καλή προσαρμογή του μοντέλου, εντούτοις δεδομένου του στατιστικού του Pearson, του ελέγχου των Hosmer και Lemeshow καθώς και του προαναφερθέντος γενικότερου μέτρου σημαντικότητας του προτεινόμενου μοντέλου, προχωρούμε στην παράθεση των σχετικών με το αυτό ευρημάτων.

Στον παρακάτω πίνακα παρουσιάζονται τα μέτρα Cox and Snell, Nagelkerke και McFadden, τα οποία αναφέρονται ως ψευδό-συντελεστές R^2 .

**Πίνακας 3.58: Ψευδο-
συντελεστές R^2
Pseudo R-Square**

Cox and Snell	,162
Nagelkerke	,218
McFadden	,130

Σημαντικότερα είναι τα αποτελέσματα που παρουσιάζονται στον Πίνακα 3.59, που παρατίθεται παρακάτω.

**Πίνακας 3.59: Έλεγχοι Λόγου Πιθανοφάνειας
Likelihood Ratio Tests**

Effect	Model Fitting Criteria -2 Log Likelihood of	Likelihood Ratio Tests		
	Reduced Model	Chi-Square	df	Sig.
Intercept	392,114 ^a	,000	0	.
Έτη Προϋπηρεσίας	395,903	3,789	1	,052
Φύλο	394,866	2,752	1	,097
Εκπαίδευση	410,282	18,168	2	,000
Βαθμίδα Εκπαίδευσης	392,258	,144	1	,705
Ειδικότητα	396,734	4,619	3	,202
Σχέση Εργασίας	392,754	,640	1	,424
Τόπος Εργασίας	397,813	5,699	1	,017

The chi-square statistic is the difference in -2 log-likelihoods between the final model and a reduced model. The reduced model is formed by omitting an effect from the final model. The null hypothesis is that all parameters of that effect are 0.

a. This reduced model is equivalent to the final model because omitting the effect does not increase the degrees of freedom.

Ο πίνακας αυτός δείχνει ποιες από τις ανεξάρτητες μεταβλητές του μοντέλου είναι στατιστικά σημαντικές. Μπορούμε να δούμε ότι, σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=5\%$, στατιστικά σημαντικές είναι οι μεταβλητές Εκπαίδευση ($p<0,001$) και Τόπος Εργασίας ($p=0,017$). Σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=10\%$ στατιστικά σημαντικές είναι και οι μεταβλητές Φύλο ($p=0,097$) και Έτη Προϋπηρεσίας ($p=0,052$). Το ποσοστό σωστής πρόβλεψης του μοντέλου είναι 67,8%.

Ο παραπάνω πίνακας είναι ιδιαίτερα χρήσιμος για την περίπτωση των ονομαστικών ανεξάρτητων μεταβλητών διότι πρόκειται για τον μοναδικό που λαμβάνει υπόψη του την συνολική επίδραση μιας τέτοιας μεταβλητής στην απόκριση. Κάτι τέτοιο δε συμβαίνει στην περίπτωση των πινάκων Parameter Estimates, μια αλληλουχία των οποίων παρατίθεται στο Παράρτημα Β (βλέπε Πίνακες Β.61, Β.62 και Β.63).

Οι πίνακες αυτοί αναπαριστούν τους εκτιμητές των παραμέτρων, που δεν είναι άλλοι από τους συντελεστές του μοντέλου. Όπως μπορούμε να δούμε κάθε εικονική μεταβλητή έχει ένα δικό της συντελεστή χωρίς όμως να υπάρχει κάποια συνολική τιμή για την στατιστική σημαντικότητα. Καθώς η μεταβλητή απόκρισης έχει δύο κατηγορίες («Ναι» και «Όχι»-Συμμετοχή και Μη Συμμετοχή), μπορούμε να δούμε ότι υπάρχει ένα σύνολο συντελεστών λογιστικής παλινδρόμησης.

Συμπεραίνουμε ότι οι εκπαιδευτικοί που εργάζονται σε σχολικές μονάδες αστικών περιοχών έχουν 2 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους συναδέλφους τους που εργάζονται σε σχολεία ημιαστικών και αγροτικών περιοχών να έχουν συμμετάσχει, σε σχέση με το να μην έχουν συμμετάσχει, σε κάποιο πρόγραμμα ενίσχυσης προσόντων στη διάρκεια των τριών τελευταίων ετών. Επίσης, φαίνεται ότι οι κάτοχοι μεταπτυχιακού ή/και διδακτορικού διπλώματος έχουν 4,2 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους αποφοίτους της παιδαγωγικής ακαδημίας και 3 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους αποφοίτους ΑΕΙ να έχουν συμμετάσχει, σε σχέση με το να μην έχουν συμμετάσχει, σε κάποιο τέτοιο προγράμματα στη διάρκεια των τριών τελευταίων ετών.

3.4.4. Συμμετοχή σε Ατομική ή Συνεργατική Έρευνα & Δημογραφικά Στοιχεία

Ο Πίνακας 3.60 που παρουσιάζεται παρακάτω παρέχει δύο μέτρα που μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την αξιολόγηση του πόσο καλά προσαρμόζεται το προτεινόμενο μοντέλο στα δεδομένα.

**Πίνακας 3.60: Έλεγχοι Καλής Προσαρμογής
Goodness-of-Fit**

	Chi-Square	df	Sig.
Pearson	296,657	268	,110
Deviance	392,681	268	,000

Εδώ έχουμε τιμή του στατιστικού Pearson chi-square ίση με 296,657 με p-value 0,110. Συνεπώς με βάση το μέτρο αυτό, συμπεραίνουμε ότι το μοντέλο προσαρμόζεται καλά στα δεδομένα. Η τιμή του στατιστικού Deviance chi-square είναι 392,681 με p-value μικρότερο του 0,001. Με βάση το μέτρο αυτό, συμπεραίνουμε ότι το μοντέλο δεν προσαρμόζεται καλά στα δεδομένα.

Στον παρακάτω πίνακα βλέπουμε τα αποτελέσματα του ελέγχου των Hosmer και Lemeshow.

Πίνακας 3.61: Έλεγχος των Hosmer και Lemeshow
Hosmer and Lemeshow Test

Step	Chi-square	df	Sig.
1	14,926	8	,061

Το p-value του ελέγχου είναι 0,061 κάτι που σημαίνει ότι σε επίπεδο σημαντικότητα $\alpha=5\%$ δεχόμαστε την αρχική υπόθεση ότι το υπό εξέταση λογιστικό μοντέλο είναι το σωστό.

Λαμβάνουμε ένα γενικό μέτρο της σημαντικότητας του μοντέλου από τον Πίνακα 3.62, που παρατίθεται παρακάτω.

Πίνακας 3.62: Σημαντικότητα του Μοντέλου
Model Fitting Information

Model	Model Fitting		Likelihood Ratio Tests		
	Criteria				
	-2 Log Likelihood		Chi-Square	df	Sig.
Intercept Only	450,451				
Final	431,955		18,496	10	,047

Μπορούμε να δούμε από τη στήλη με τίτλο «Sig.» ότι το p-value είναι ίσο με 0,047, κάτι που σημαίνει ότι το πλήρες μοντέλο προβλέπει στατιστικά σημαντικά την μεταβλητή απόκρισης καλύτερα από το μοντέλο σταθερού όρου.

Στον παρακάτω πίνακα παρουσιάζονται τα μέτρα Cox and Snell, Nagelkerke και McFadden, τα οποία αναφέρονται ως ψευδό-συντελεστές R^2 .

**Πίνακας 3.63: Ψευδο-
συντελεστές R^2
Pseudo R-Square**

Cox and Snell	,049
Nagelkerke	,066
McFadden	,037

Σημαντικότερα είναι τα αποτελέσματα που παρουσιάζονται στον Πίνακα 3.64, που παρατίθεται παρακάτω.

**Πίνακας 3.64: Έλεγχοι Λόγου Πιθανοφάνειας
Likelihood Ratio Tests**

Effect	Model Fitting	Likelihood Ratio Tests		
	Criteria			
	-2 Log			
	Likelihood of			
Reduced Model	Chi-Square	df	Sig.	
Intercept	431,955 ^a	,000	0	.
Έτη Προϋπηρεσίας	431,987	,031	1	,859
Φύλο	432,036	,081	1	,777
Βαθμίδα Εκπαίδευσης	432,460	,505	1	,477
Σχέση Εργασίας	432,779	,824	1	,364
Τόπος Εργασίας	432,550	,595	1	,441
Εκπαίδευση	441,936	9,980	2	,007
Ειδικότητα	434,251	2,296	3	,513

The chi-square statistic is the difference in -2 log-likelihoods between the final model and a reduced model. The reduced model is formed by omitting an effect from the final model. The null hypothesis is that all parameters of that effect are 0.

a. This reduced model is equivalent to the final model because omitting the effect does not increase the degrees of freedom.

Ο πίνακας αυτός δείχνει ποιες από τις ανεξάρτητες μεταβλητές του μοντέλου είναι στατιστικά σημαντικές. Μπορούμε να δούμε ότι μόνο η μεταβλητή Εκπαίδευση είναι στατιστικά σημαντική καθώς το p-value είναι ίσο με 0,007 ενώ επί παραδείγματι η μεταβλητή Τόπος Εργασίας δεν είναι στατιστικά σημαντική καθώς το p-value είναι ίσο με 0,441. Το ποσοστό σωστής πρόβλεψης του μοντέλου είναι 60,4%.

Ο παραπάνω πίνακας είναι ιδιαίτερα χρήσιμος για την περίπτωση των ονομαστικών ανεξάρτητων μεταβλητών διότι πρόκειται για τον μοναδικό που λαμβάνει υπόψη του την συνολική επίδραση μιας τέτοιας μεταβλητής στην απόκριση. Κάτι τέτοιο δε συμβαίνει στην περίπτωση των πινάκων Parameter Estimates, μια αλληλουχία των οποίων παρατίθεται στο Παράρτημα Β (βλέπε Πίνακες Β.64, Β.65 και Β.66).

Οι πίνακες αυτοί αναπαριστούν τους εκτιμητές των παραμέτρων, που δεν είναι άλλοι από τους συντελεστές του μοντέλου. Όπως μπορούμε να δούμε κάθε εικονική μεταβλητή έχει ένα δικό της συντελεστή χωρίς όμως να υπάρχει κάποια συνολική τιμή για την στατιστική σημαντικότητα. Καθώς η μεταβλητή απόκρισης έχει δύο κατηγορίες («Ναι» και «Όχι»-Συμμετοχή και Μη Συμμετοχή), μπορούμε να δούμε ότι υπάρχει ένα σύνολο συντελεστών λογιστικής παλινδρόμησης.

Συμπεραίνουμε ότι οι εκπαιδευτικοί που είναι κάτοχοι μεταπτυχιακού ή/και διδακτορικού διπλώματος έχουν 2,1 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους συναδέλφους τους που είναι απόφοιτοι ΑΕΙ να έχουν συμμετάσχει, σε σχέση με το να μην έχουν συμμετάσχει, σε κάποια ατομική ή/και συνεργατική έρευνα στη διάρκεια των τριών τελευταίων ετών.

3.4.5. Συμμετοχή σε Μη Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα Επιμόρφωσης & Δημογραφικά Στοιχεία

Ο Πίνακας 3.65 που παρουσιάζεται παρακάτω παρέχει δύο μέτρα που μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την αξιολόγηση του πόσο καλά προσαρμόζεται το προτεινόμενο μοντέλο στα δεδομένα.

Πίνακας 3.65: Έλεγχοι Καλής Προσαρμογής Goodness-of-Fit

	Chi-Square	df	Sig.
Pearson	272,488	268	,412
Deviance	335,759	268	,003

Εδώ έχουμε τιμή του στατιστικού Pearson chi-square ίση με 272,488 με p-value 0,412. Συνεπώς με βάση το μέτρο αυτό, συμπεραίνουμε ότι το μοντέλο προσαρμόζεται καλά στα δεδομένα. Η τιμή του στατιστικού Deviance chi-square είναι 335,759 με p-value

0,003. Με βάση το μέτρο αυτό, συμπεραίνουμε ότι το μοντέλο δεν προσαρμόζεται καλά στα δεδομένα.

Στον παρακάτω πίνακα βλέπουμε τα αποτελέσματα του ελέγχου των Hosmer και Lemeshow.

Πίνακας 3.66: Έλεγχος των Hosmer και Lemeshow
Hosmer and Lemeshow Test

Step	Chi-square	df	Sig.
1	10,536	8	,229

Το p-value του ελέγχου είναι 0,229 κάτι που σημαίνει ότι σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=5\%$ δεχόμαστε την αρχική υπόθεση ότι το υπό εξέταση λογιστικό μοντέλο είναι το σωστό.

Λαμβάνουμε ένα γενικό μέτρο της σημαντικότητας του μοντέλου από τον Πίνακα 3.67, που παρατίθεται παρακάτω.

Πίνακας 3.67: Σημαντικότητα του Μοντέλου
Model Fitting Information

Model Fitting		Likelihood Ratio Tests		
	Criteria			
	-2 Log			
Model	Likelihood	Chi-Square	df	Sig.
Intercept Only	429,722			
Final	386,803	42,919	10	,000

Μπορούμε να δούμε από τη στήλη με τίτλο «Sig.» ότι το p-value είναι μικρότερο του 0,001, κάτι που σημαίνει ότι το πλήρες μοντέλο προβλέπει στατιστικά σημαντικά την μεταβλητή απόκρισης καλύτερα από το μοντέλο σταθερού όρου.

Στον παρακάτω πίνακα παρουσιάζονται τα μέτρα Cox and Snell, Nagelkerke και McFadden, τα οποία αναφέρονται ως ψευδό-συντελεστές R^2 .

Πίνακας 3.68: Ψευδο-συντελεστές R^2
Pseudo R-Square

Cox and Snell	,111
Nagelkerke	,150
McFadden	,087

Σημαντικότερα είναι τα αποτελέσματα που παρουσιάζονται στον Πίνακα 3.69, που παρατίθεται παρακάτω.

**Πίνακας 3.69: Έλεγχοι Λόγου Πιθανοφάνειας
Likelihood Ratio Tests**

Effect	Model Fitting	Likelihood Ratio Tests		
	Criteria			
	-2 Log			
	Likelihood of			
	Reduced Model	Chi-Square	df	Sig.
Intercept	386,803 ^a	,000	0	.
Έτη Προϋπηρεσίας	388,671	1,868	1	,172
Φύλο	387,452	,650	1	,420
Βαθμίδα Εκπαίδευσης	391,837	5,034	1	,025
Σχέση Εργασίας	394,316	7,513	1	,006
Τόπος Εργασίας	392,212	5,409	1	,020
Εκπαίδευση	408,387	21,584	2	,000
Ειδικότητα	393,485	6,682	3	,083

The chi-square statistic is the difference in -2 log-likelihoods between the final model and a reduced model. The reduced model is formed by omitting an effect from the final model. The null hypothesis is that all parameters of that effect are 0.

a. This reduced model is equivalent to the final model because omitting the effect does not increase the degrees of freedom.

Ο πίνακας αυτός δείχνει ποιες από τις ανεξάρτητες μεταβλητές του μοντέλου είναι στατιστικά σημαντικές. Μπορούμε να δούμε ότι, σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=5\%$, στατιστικά σημαντικές είναι οι μεταβλητές Βαθμίδα Εκπαίδευσης ($p=0,025$), Σχέση Εργασίας ($p=0,006$), Τόπος Εργασίας ($p=0,020$) και Εκπαίδευση ($p<0,001$). Σε επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=10\%$ στατιστικά σημαντική είναι και η μεταβλητή Ειδικότητα ($p=0,083$). Το ποσοστό σωστής πρόβλεψης του μοντέλου είναι 63,7%.

Ο παραπάνω πίνακας είναι ιδιαίτερα χρήσιμος για την περίπτωση των ονομαστικών ανεξάρτητων μεταβλητών διότι πρόκειται για τον μοναδικό που λαμβάνει υπόψη του την συνολική επίδραση μιας τέτοιας μεταβλητής στην απόκριση. Κάτι τέτοιο δε συμβαίνει στην περίπτωση των πινάκων Parameter Estimates, μια αλληλουχία των οποίων παρατίθεται στο Παράρτημα Β (βλέπε Πίνακες Β.67, Β.68 και Β.69).

Οι πίνακες αυτοί αναπαριστούν τους εκτιμητές των παραμέτρων, που δεν είναι άλλοι από τους συντελεστές του μοντέλου. Όπως μπορούμε να δούμε κάθε εικονική

μεταβλητή έχει ένα δικό της συντελεστή χωρίς όμως να υπάρχει κάποια συνολική τιμή για την στατιστική σημαντικότητα. Καθώς η μεταβλητή απόκρισης έχει δύο κατηγορίες («Ναι» και «Όχι»)-Συμμετοχή και Μη Συμμετοχή), μπορούμε να δούμε ότι υπάρχει ένα σύνολο συντελεστών λογιστικής παλινδρόμησης.

Συμπεραίνουμε ότι οι εκπαιδευτικοί πρωτοβάθμιας έχουν 3,8 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από εκείνους της δευτεροβάθμιας να έχουν συμμετάσχει, σε σχέση με το να μην έχουν συμμετάσχει, σε κάποιο μη υποχρεωτικό ενδοϋπηρεσιακό πρόγραμμα επιμόρφωσης στη διάρκεια των τριών τελευταίων ετών. Επίσης, οι μόνιμοι εκπαιδευτικοί έχουν 3,8 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους αναπληρωτές και ωρομίσθιους συναδέλφους τους να έχουν συμμετάσχει, σε σχέση με το να μην έχουν συμμετάσχει, σε κάποιο τέτοιο πρόγραμμα στο ίδιο χρονικό διάστημα. Όσοι εργάζονται σε σχολικές μονάδες αστικών περιοχών έχουν 2 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από όσους εργάζονται σε σχολεία ημιαστικών και αγροτικών περιοχών να έχουν συμμετάσχει, σε σχέση με το να μην έχουν συμμετάσχει, σε κάποιο τέτοιο πρόγραμμα στο ίδιο χρονικό διάστημα. Επιπλέον, φαίνεται ότι οι κάτοχοι μεταπτυχιακού ή/και διδακτορικού διπλώματος έχουν 5,3 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους αποφοίτους της παιδαγωγικής ακαδημίας και 3,6 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα από τους αποφοίτους ΑΕΙ να έχουν συμμετάσχει, σε σχέση με το να μην έχουν συμμετάσχει, σε κάποιο τέτοιο πρόγραμμα στο ίδιο χρονικό διάστημα. Τέλος, οι δάσκαλοι έχουν 4,2 φορές μικρότερη πιθανότητα από τους φιλολόγους, 5,6 φορές μικρότερη πιθανότητα από τους καθηγητές θετικών επιστημών και 4,4 φορές μικρότερη πιθανότητα από τους εκπαιδευτικούς ειδικοτήτων να έχουν συμμετάσχει, σε σχέση με το να μην έχουν συμμετάσχει, σε κάποιο τέτοιο πρόγραμμα στο ίδιο χρονικό διάστημα.

3.4.6. Συμμετοχή σε Προγράμματα Επιμόρφωσης Οργανισμών εκτός Δημοσίου & Δημογραφικά Στοιχεία

Ο Πίνακας 3.70 που παρουσιάζεται παρακάτω παρέχει δύο μέτρα που μπορούν να χρησιμοποιηθούν για την αξιολόγηση του πόσο καλά προσαρμόζεται το προτεινόμενο μοντέλο στα δεδομένα.

**Πίνακας 3.70: Έλεγχοι Καλής Προσαρμογής
Goodness-of-Fit**

	Chi-Square	df	Sig.
Pearson	272,919	268	,405
Deviance	314,963	268	,026

Εδώ έχουμε τιμή του στατιστικού Pearson chi-square ίση με 272,919 με p-value 0,405. Συνεπώς με βάση το μέτρο αυτό, συμπεραίνουμε ότι το μοντέλο προσαρμόζεται καλά στα δεδομένα. Η τιμή του στατιστικού Deviance chi-square είναι 314,963 με p-value 0,026. Με βάση το μέτρο αυτό, συμπεραίνουμε ότι το μοντέλο δεν προσαρμόζεται καλά στα δεδομένα.

Στον παρακάτω πίνακα βλέπουμε τα αποτελέσματα του ελέγχου των Hosmer και Lemeshow.

**Πίνακας 3.71: Έλεγχος των Hosmer και Lemeshow
Hosmer and Lemeshow Test**

Step	Chi-square	df	Sig.
1	6,471	8	,595

Το p-value του ελέγχου είναι 0,595 κάτι που σημαίνει ότι σε επίπεδο σημαντικότητα $\alpha=5\%$ δεχόμαστε την αρχική υπόθεση ότι το υπό εξέταση λογιστικό μοντέλο είναι το σωστό.

Λαμβάνουμε ένα γενικό μέτρο της σημαντικότητας του μοντέλου από τον Πίνακα 3.72, που παρατίθεται παρακάτω.

**Πίνακας 3.72: Σημαντικότητα του Μοντέλου
Model Fitting Information**

Model	Model Fitting	Likelihood Ratio Tests		
	Criteria			
	-2 Log Likelihood	Chi-Square	df	Sig.
Intercept Only	385,112			
Final	354,649	30,462	10	,001

Μπορούμε να δούμε από τη στήλη με τίτλο «Sig.» ότι το p-value είναι ίσο με 0,001, κάτι που σημαίνει ότι το πλήρες μοντέλο προβλέπει στατιστικά σημαντικά την μεταβλητή απόκρισης καλύτερα από το μοντέλο σταθερού όρου.

Στον παρακάτω πίνακα παρουσιάζονται τα μέτρα Cox and Snell, Nagelkerke και McFadden, τα οποία αναφέρονται ως ψευδό-συντελεστές R^2 .

**Πίνακας 3.73: Ψευδο-
συντελεστές R^2
Pseudo R-Square**

Cox and Snell	,080
Nagelkerke	,115
McFadden	,070

Σημαντικότερα είναι τα αποτελέσματα που παρουσιάζονται στον Πίνακα 3.74, που παρατίθεται παρακάτω.

**Πίνακας 3.74: Έλεγχοι Λόγου Πιθανοφάνειας
Likelihood Ratio Tests**

Effect	Model Fitting	Likelihood Ratio Tests		
	Criteria	Chi-Square	df	Sig.
	-2 Log			
	Likelihood of			
Reduced Model	Chi-Square	df	Sig.	
Intercept	354,649 ^a	,000	0	.
Έτη Προϋπηρεσίας	359,812	5,163	1	,023
Φύλο	355,829	1,180	1	,277
Βαθμίδα Εκπαίδευσης	354,658	,008	1	,927
Σχέση Εργασίας	354,950	,301	1	,583
Τόπος Εργασίας	355,049	,399	1	,527
Εκπαίδευση	367,197	12,548	2	,002
Ειδικότητα	355,041	,391	3	,942

The chi-square statistic is the difference in -2 log-likelihoods between the final model and a reduced model. The reduced model is formed by omitting an effect from the final model. The null hypothesis is that all parameters of that effect are 0.

a. This reduced model is equivalent to the final model because omitting the effect does not increase the degrees of freedom.

Ο πίνακας αυτός δείχνει ποιες από τις ανεξάρτητες μεταβλητές του μοντέλου είναι στατιστικά σημαντικές. Μπορούμε να δούμε ότι στατιστικά σημαντικές είναι οι

μεταβλητές Έτη Προϋπηρεσίας ($p=0,023$) και Εκπαίδευση ($p=0,002$). Το ποσοστό σωστής πρόβλεψης του μοντέλου είναι 73,2%.

Ο παραπάνω πίνακας είναι ιδιαίτερα χρήσιμος για την περίπτωση των ονομαστικών ανεξάρτητων μεταβλητών διότι πρόκειται για τον μοναδικό που λαμβάνει υπόψη του την συνολική επίδραση μιας τέτοιας μεταβλητής στην απόκριση. Κάτι τέτοιο δε συμβαίνει στην περίπτωση των πινάκων Parameter Estimates, μια αλληλουχία των οποίων παρατίθεται στο Παράρτημα Β (βλέπε Πίνακες Β.70, Β.71 και Β.72).

Οι πίνακες αυτοί αναπαριστούν τους εκτιμητές των παραμέτρων, που δεν είναι άλλοι από τους συντελεστές του μοντέλου. Όπως μπορούμε να δούμε κάθε εικονική μεταβλητή έχει ένα δικό της συντελεστή χωρίς όμως να υπάρχει κάποια συνολική τιμή για την στατιστική σημαντικότητα. Καθώς η μεταβλητή απόκρισης έχει δύο κατηγορίες («Ναι» και «Όχι»-Συμμετοχή και Μη Συμμετοχή), μπορούμε να δούμε ότι υπάρχει ένα σύνολο συντελεστών λογιστικής παλινδρόμησης.

Συμπεραίνουμε ότι αύξηση των ετών προϋπηρεσίας κατά μια μονάδα συνεπάγεται αύξηση κατά 4,2% της πιθανότητας ένας εκπαιδευτικός να έχει συμμετάσχει, σε σχέση με το να μην έχει συμμετάσχει, σε κάποιο πρόγραμμα επιμόρφωσης άλλων οργανισμών εκτός δημοσίου στη διάρκεια των τριών τελευταίων ετών. Επίσης, φαίνεται ότι οι εκπαιδευτικοί που είναι απόφοιτοι ΑΕΙ έχουν 2,6 φορές μικρότερη πιθανότητα από τους συναδέλφους τους που είναι κάτοχοι μεταπτυχιακού ή/και διδακτορικού διπλώματος να έχουν συμμετάσχει, σε σχέση με το να μην έχουν συμμετάσχει, σε κάποιο τέτοιο πρόγραμμα στο ίδιο χρονικό διάστημα.

3.5. Γενικά Συμπεράσματα

Στην παρούσα ενότητα θα γίνει μια σύνοψη ορισμένων σημαντικών συμπερασμάτων, όπως αυτά προέκυψαν από το σύνολο των παραπάνω αναλύσεων.

Φαίνεται λοιπόν ότι οι αναπληρωτές εκπαιδευτικοί εμφανίζουν υψηλότερα επίπεδα εξουθένωσης και ειδικότερα υψηλότερη αποπροσωποποίηση και χαμηλότερη προσωπική επίτευξη, σε σχέση με τους μόνιμους συναδέλφους τους. Οι τελευταίοι τείνουν μάλιστα να συμμετέχουν συχνότερα σε μη υποχρεωτικά ενδοϋπηρεσιακά προγράμματα σε σχέση με τους πρώτους.

Η συμμετοχή των αναπληρωτών εκπαιδευτικών σε δραστηριότητες επαγγελματικής ανάπτυξης φαίνεται να δυσχεραίνεται σε μικρότερο βαθμό από τους παράγοντες του ωραρίου εργασίας και των οικογενειακών υποχρεώσεων, σε σχέση με την περίπτωση των μόνιμων εκπαιδευτικών.

Οι εργαζόμενοι σε σχολικές μονάδες αστικών περιοχών φαίνεται να συμμετέχουν περισσότερο σε εκπαιδευτικά συνέδρια ή σεμινάρια, σε προγράμματα ενίσχυσης προσόντων και σε μη υποχρεωτικά ενδοϋπηρεσιακά προγράμματα επιμόρφωσης, σε σχέση με τους συναδέλφους τους που εργάζονται σε αγροτικές ή ημιαστικές περιοχές, εμφανίζοντας μάλιστα και υψηλότερα επίπεδα προσωπικής επίτευξης σε σχέση με τους τελευταίους.

Οι άνδρες εκπαιδευτικοί φαίνεται να εμφανίζουν υψηλότερα επίπεδα αποπροσωποποίησης αλλά και υψηλότερα επίπεδα προσωπικής επίτευξης από τις γυναίκες συναδέλφους τους, ενώ τείνουν να δυσχεραίνονται περισσότερο από εκείνες ως προς τη συμμετοχή τους σε δραστηριότητες επαγγελματικής ανάπτυξης από τους παράγοντες της έλλειψης ενδιαφέροντος και της απουσίας συναφών με το εκάστοτε αντικείμενό τους προγραμμάτων.

Οι εκπαιδευτικοί πρωτοβάθμιας εκπαίδευσης εμφανίζουν γενικά υψηλότερα επίπεδα προσωπικής επίτευξης, αλλά και υψηλότερα επίπεδα συναισθηματικής εξάντλησης, σε σχέση με τους συναδέλφους τους της δευτεροβάθμιας, συμμετέχοντας μάλιστα συχνότερα από τους τελευταίους σε μη υποχρεωτικά ενδοϋπηρεσιακά προγράμματα επιμόρφωσης.

Παρόλα αυτά οι φιλόλογοι και οι καθηγητές θετικών επιστημών φαίνεται να βιώνουν υψηλότερα επίπεδα προσωπικής επίτευξης σε σχέση με τους συναδέλφους τους εκπαιδευτικούς πρωτοβάθμιας και δευτεροβάθμιας εκπαίδευσης. Οι καθηγητές θετικών επιστημών φαίνεται να συμμετέχουν λιγότερο συχνά από τους φιλόλογους σε εκπαιδευτικά συνέδρια ή σεμινάρια, με τη συμμετοχή των τελευταίων να είναι συχνότερη, σε σχέση με τους εκπαιδευτικούς ειδικοτήτων, σε υποχρεωτικά ενδοϋπηρεσιακά προγράμματα. Το τελευταίο αυτό εύρημα ενδεχομένως να οφείλεται στο ότι γενικότερα δεν προσφέρονται πάντοτε υποχρεωτικά ενδοϋπηρεσιακά επιμορφωτικά προγράμματα σε ορισμένες «σπανιότερες» ειδικότητες, σε αντίθεση με τον πολυπληθή κλάδο των φιλολόγων όπου οι επιμορφώσεις αυτές έχουν μια μεγαλύτερη συστηματικότητα.

Οι δάσκαλοι φαίνεται να συμμετέχουν συχνότερα από τους συναδέλφους τους εκπαιδευτικούς πρωτοβάθμιας και δευτεροβάθμιας σε ατομική ή συνεργατική έρευνα σε διάφορα ζητήματα ενδιαφέροντος.

Το κόστος των επιμορφώσεων φαίνεται να αντιμετωπίζεται από τους καθηγητές θετικών επιστημών ως περισσότερο ανασταλτικός παράγοντας για τη συμμετοχή τους σε τέτοιου είδους δράσεις, σε σχέση με το πώς αυτός αντιμετωπίζεται από τους υπόλοιπους εκπαιδευτικούς σε πρωτοβάθμια και δευτεροβάθμια. Από την άλλη η απουσία συναφών με το αντικείμενο επιμορφωτικών προγραμμάτων αντιμετωπίζεται από τους καθηγητές αυτούς ως λιγότερο ανασταλτικός παράγοντας, σε σχέση με το πώς αυτός αντιμετωπίζεται από τους υπόλοιπους εκπαιδευτικούς. Διαφορετική είναι η εικόνα στην περίπτωση των εκπαιδευτικών ειδικοτήτων, όπου το συγκεκριμένο εμπόδιο, δηλαδή η απουσία συναφών προγραμμάτων, αντιμετωπίζεται ως περισσότερο ανασταλτικός παράγοντας, σε σχέση με τους συναδέλφους τους.

Οι παράγοντες των οικογενειακών υποχρεώσεων και της σύγκρουσης του ωραρίου εργασίας με το ωράριο των επιμορφώσεων φαίνεται να αντιμετωπίζονται ως περισσότερο ανασταλτικοί από τους αποφοίτους ΑΕΙ και τους κατόχους μεταπτυχιακού ή και διδακτορικού, σε σχέση με τους συναδέλφους τους που είναι απόφοιτοι της Παιδαγωγικής Ακαδημίας. Ως λιγότερο ανασταλτικός παράγοντας αντικρίζεται από τους κατόχους μεταπτυχιακού ή και διδακτορικού η έλλειψη ενδιαφέροντος. Το ενδιαφέρον των εν λόγω εκπαιδευτικών άλλωστε είναι αυτό που τους οδήγησε σε πρώτη φάση στη συνέχιση των σπουδών τους. Το γεγονός αυτό αντανakλάται και στο ότι η συμμετοχή τους σε επιμορφωτικές δράσεις οποιουδήποτε τύπου είναι υψηλότερη σε σχέση με την αντίστοιχη συμμετοχή των συναδέλφων τους. Ως περισσότερο ανασταλτικό παράγοντα αντιμετωπίζουν την έλλειψη συναφών με το αντικείμενο προγραμμάτων.

Οι εμπειρότεροι εκπαιδευτικοί αντιμετωπίζουν ως λιγότερο ανασταλτικούς, για τη συμμετοχή τους σε επιμορφωτικές δράσεις, παράγοντες τη σύγκρουση του ωραρίου των δραστηριοτήτων αυτών με το ωράριο εργασίας καθώς και το κόστος το οποίο συνεπάγονται. Περισσότερο ανασταλτικός παράγοντας, σε σχέση με τους νεότερους συναδέλφους τους, φαίνεται να είναι και εδώ η απουσία συναφών με το αντικείμενο προγραμμάτων.

Οι εμπειρότεροι εκπαιδευτικοί φαίνεται να έχουν συμμετάσχει περισσότερο, σε σχέση με τους νεότερους συναδέλφους τους, σε υποχρεωτικά ενδοϋπηρεσιακά προγράμματα επιμόρφωσης καθώς και σε τέτοιου είδους προγράμματα άλλων οργανισμών εκτός δημοσίου.

Οι εκπαιδευτικοί που είναι κάτοχοι μεταπτυχιακού ή και διδακτορικού εμφανίζουν υψηλότερα επίπεδα συναισθηματικής εξουθένωσης και μέτρια επίπεδα προσωπικής επίτευξης σε σχέση με τους συναδέλφους τους. Μέτρια είναι και τα επίπεδα συναισθηματικής εξάντλησης των αποφοίτων της Παιδαγωγικής Ακαδημίας, σε σχέση με τους υπολοίπους.

Η συμμετοχή σε προγράμματα Ενίσχυσης Προσόντων, αλλά και σε Υποχρεωτικά και Μη Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα φαίνεται να συμβάλλει σε χαμηλότερα επίπεδα αποπροσωποποίησης και σε αυξημένα επίπεδα προσωπικής επίτευξης, ενώ και η συμμετοχή σε Εκπαιδευτικά Συνέδρια ή Σεμινάρια βρέθηκε να επιδρά ευεργετικά στα συνολικότερα επίπεδα εξουθένωσης.

Οι εκπαιδευτικοί που στρέφονται σε ατομική ή συνεργατική έρευνα σε ζητήματα ενδιαφέροντος βρέθηκαν να εμφανίζουν υψηλότερα επίπεδα αποπροσωποποίησης σε σχέση με τους συναδέλφους τους. Στο ίδιο μήκος κύματος, εκείνοι που στρέφονται σε προγράμματα επιμόρφωσης άλλων οργανισμών εκτός δημοσίου φαίνεται να βιώνουν χαμηλότερα επίπεδα προσωπικής επίτευξης και αυξημένα επίπεδα συναισθηματικής εξάντλησης σε σχέση με τους υπολοίπους. Ίσως αυτά ακριβώς τα συναισθήματα εξουθένωσης, στα οποία ενδεχομένως οι υπόλοιπες επιμορφωτικές δράσεις στις οποίες έχουν συμμετάσχει οι εκπαιδευτικοί να μην δύναται να δώσουν απαντήσεις, να είναι που οδηγούν τους εν λόγω εξουθενωμένους εκπαιδευτικούς στο να στραφούν σε άλλες δράσεις, που θίγουν άλλα ζητήματα, πέρα από τις τετριμμένες θεματικές των υποχρεωτικών ενδοϋπηρεσιακών επιμορφώσεων, προκειμένου να φθάσουν στις λύσεις που επιζητούν.

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΚΕΣ ΑΝΑΦΟΡΕΣ

- Agresti, A. (2002). *Categorical Data Analysis* (2nd ed.). New York, NY: Wiley Inc.
- Agresti, A. (2010). *Analysis of Ordinal Categorical Data* (2nd ed.). New York, NY: Wiley Inc.
- Ananth, C. V., and Kleinbaum, D. G. (1997). Regression models for ordinal data: A review of methods and application. *International Journal of Epidemiology*, 26, 1323–1333.
- Antoniou, A.-S., Polychroni, F., and Vlachakis, A.-N. (2006). Gender and age differences in occupational stress and professional burnout between primary and high-school teachers in Greece. *Journal of Managerial Psychology*, 21(7), 682–690.
- Antoniou, A.-S., Ploumpi, A., and Ntalla, M. (2013). Occupational Stress and Professional Burnout in Teachers of Primary and Secondary Education: The Role of Coping Strategies. *Psychology*, 4 (3A), 349-355.
- Avalos, B. (2011). Teacher professional development in Teaching and Teacher Education over ten years. *Teaching and teacher education*, 27(1), 10- 20.
- Ball, A. F. (2000). Preparing teachers for diversity: lessons learned from the US and South Africa. *Teaching and Teacher Education*, 16(4), 491- 509.
- Ballet, K., Kelchtermans, G., and Loughran, J. (2006). Beyond intensification towards a scholarship of practice: Analysing changes in teachers' work lives. *Teachers and Teaching: Theory and Practice*, 12(2), 209-229.
- Beck, C. L., and Gargiulo, R. M. (1983). Burnout in teachers of retarded and nonretarded children. *Journal of Educational Research*, 76(3), 169-173.
- Bernstein, B., and Brannen, J. (Eds.). (1996). *Children, research and policy*. London: Taylor and Francis.
- Borg, C., and Falzon, J. M. (1989). Stress and job satisfaction among primary school teachers in Malta. *Educational Review*, 41(3), 271-279.
- Borko, H., and Putnam, R. T. (1995). Expanding a teacher's knowledge base: a cognitive psychological perspective on professional development. In T. R. Guskey and

M. Huberman (Eds.), *Professional development in education: new paradigms and practices* (pp. 35–65). New York: Teachers College Press.

Brant, R. (1990). Assessing proportionality in the proportional odds model for ordinal logistic regression. *Biometrics*, 46, 1171–1178.

Brenner, S. O. (1982). Work, health, and well-being for Swedish elementary school teachers. *Stress Research Reports No. 158*. Laboratory for Clinical Stress Research, Stockholm

Byrne, B. M. (1991a). Burnout: Investigating the impact of background variables for elementary, intermediate, secondary, and university educators. *Teaching and Teacher Education*, 7(2), 197-209.

Byrne, B. M. (1991b). The Maslach Burnout Inventory: Validating factorial structure and invariance across intermediate, secondary, and university educators. *Multivariate Behavioral Research*, 26(4), 583-605

Byrne, B. M. (1993). The Maslach Burnout Inventory: Testing for factorial validity and invariance across elementary, intermediate, and secondary teachers. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 66(3), 197-212.

Byrne, B. M. (1994). Burnout: Testing for the validity, replication, and invariance of causal structure across elementary, intermediate, and secondary teachers. *American Educational Research Journal*, 31(3), 645-673.

Campbell, R. J., and Neill, S. R. St. J. (1994). *Primary teachers at work*. London: Routledge.

Cano-García, F. J., Padilla-Muñoz, E. M., and Carrasco-Ortiz, M. Á. (2005). Personality and contextual variables in teacher burnout. *Personality and Individual Differences*, 38(4), 929–940.

Capel, S. A. (1992). Stress and burnout in teachers. *European Journal of Teacher Education*, 15(3), 197-211

Cedoline, A. J. (1982). *Job burnout in public education: Symptoms, causes, and survival skills*. New York: Teachers College Press.

Cherniss, C. (1980). *Professional burnout in human service organisations*. New York: Praeger.

Cherniss, C. (1995). *Beyond burnout: Helping teachers, nurses, therapists and lawyers recover from stress and disillusionment*. New York: Routledge.

Clandinin, D. J. (1989). Developing Rhythm in Teaching: the narrative study of a beginning teacher's personal practical knowledge of classrooms. *Curriculum Inquiry*, 19(2), 121–141.

Cohen, D. (1990). A revolution in one classroom: the case of Mrs. Oublier. *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 12(3), 311-329.

Cohen, D., and Hill, H. (1997, March). *Policy, practice, and learning*. Paper presented at the Annual Meeting of the American Educational Research Association, Chicago, IL.

Cox, D. R., and Hinkley, D. V. (1974). *Theoretical Statistics*. London: Chapman & Hall.

Cox, D. R., and Snell, E. J. (1989). *Analysis of Binary Data* (2nd ed.). London: Chapman & Hall.

Croll, P. (Ed.). (1996). *Teachers, pupils and primary schooling: Continuity and change*. London: Cassell.

Cunningham, W. G. (1982). Teacher burnout: Stylish fad or profound problem. *Planning and Changing*, 12(4), 219-244.

Cunningham, W. G. (1983). Teacher burnout - solutions for the 1980's: A review of the literature. *The Urban Review*, 15(1), 37-51.

Dadds, M. (2001). Continuing professional development: nurturing the expert within. In J. Soler, A. Craft, and H. Burgess (Eds.), *Teacher development: exploring our own practice* (pp. 50-56). London: Paul Chapman Publishing and The Open University.

Dadds, M. (2014). Continuing Professional Development: nurturing the expert within. *Professional Development in Education*, 40(1), 9–16.

Darling-Hammond, L. (1999). Target time toward teachers, *Journal of Staff Development*, 20(2), 31-36.

Darling-Hammond, L. (2000). Teacher quality and student achievement: A review of state policy evidence. *Education Policy Analysis Archives*, 8(1).

Darling-Hammond, L. (2017). Teacher education around the world: What can we learn from international practice? *European Journal of Teacher Education*, 40(3), 291–309.

Darling-Hammond, L., and Sykes, G. (2003). Wanted: A national teacher supply policy for education: The right way to meet the "Highly Qualified Teacher" challenge. *Education Policy Analysis Archives*, 11(33).

Day, C. (1985). Professional Learning and Researcher Intervention: an action research perspective. *British Educational Research Journal*, 11(2), 133–152.

Dobson, A. (2002). *An Introduction to Generalized Linear Models* (2nd ed.). London: Chapman & Hall.

Drummond, M. J. (1993). *Assessing children's learning*. London: Fulton.

Dudzinski, M., Roszmann-Millican, M., and Shank, K. (2000). Continuing professional development for special educators: reforms and implications for university programs. *Teacher Education and Special Education*, 23(2), 109-124.

Dworkin, A. G. (1987). *Teacher burnout in the public schools*. Albany, NY: SUNY.

Ekpoh, U. I., Edet, A. O., and Nkama, V. I. (2013). Staff Development Programmes and Secondary School Teachers' Job Performance in Uyo Metropolis, Nigeria. *Journal of Education & Practice*, 14(12), 217-222.

Elliott, J. (1991). *Action Research for Educational Change*. Buckingham: Open University Press.

Evans, L., Packwood, A., Neill, S., and Campbell, R. J. (1994). *The meaning of infant teachers' work*. London: Routledge

Fagerland, M. W. (2009). *Performance of Significance Tests, with Emphasis on Three Statistical Problems in Medical Research*. Series of Dissertations Submitted to the Faculty of Medicine, No. 853, University of Oslo.

Fagerland, M. W., Hosmer, D. W., and Bofin, A. M. (2008). Multinomial goodness-of-fit tests for logistic regression models. *Statistics in Medicine*, 27, 4238–4253.

Fagerland, M. W., and Hosmer, D. W. (2012). A goodness of fit test for the proportional odds regression model. *Statistics in Medicine*, 32(13), 2235-2249.

Farber, B. A. (1991). *Crisis in education: Stress and burnout in the American teacher*. San Francisco: Jossey-Bass.

Fielding, G. D., Schalock, H. D. (1985). *Promoting the professional development of teachers and administrators*. ERIC/CEM School Management Digest Series, Number 31. (Report ISBN-0-86552-088-7). Eugene, Oregon: ERIC Clearinghouse on Educational Management. (ERIC Document Reproduction Service No. ED260489).

Freudenberger, H. (1974). Staff Burnout. *Journal of Social Issues*, 30(1), 159-165.

Friesen, D., Prokop, C. M., and Sarros, J. C. (1988). Why teachers burn out. *Educational Research Quarterly*, 12(3), 9-19.

Friesen, D., and Sarros, J. C. (1989). Sources of burnout among educators. *Journal of Organizational Behavior*, 10(2), 179-188.

Ganser, T. (2000). An Ambitious Vision of Professional Development for Teachers. *NASSP Bulletin*, 84(618), 6-12.

Girvan, C., Conneely, C., and Tangney, B. (2016). Extending experiential learning in teacher professional development. *Teaching and Teacher Education*, 58, 129-139.

Glatthorn, A. (1995). Teacher development. In L. Anderson (Ed.), *International encyclopedia of teaching and teacher education* (2nd ed., pp. 41-45). London: Pergamon Press.

Goeman, J. J., and le Cessie, S. (2006). A goodness-of-fit test for multinomial logistic regression. *Biometrics*, 62, 980–985.

Gold, Y. (1984). Burnout: A major problem for the teaching profession. *Education*, 104(3), 271-274.

Golembiewski, R. T., Munzenrider, R., and Carter, D. (1983). Phases of progressive burnout and their work site covariants: Critical issues in OD research and praxis. *Journal of Applied Behavioral Science*, 19(4), 461-481.

Greenland, S. (1994). Alternative models for ordinal logistic regression. *Statistics in Medicine*, 13, 1665–1677.

Griffin, C. C., Dana, N. F., Pape, S. J., Algina, J., Bae, J., Prosser, S. K., and League, M. B. (2017). Prime Online: Exploring Teacher Professional Development for Creating Inclusive Elementary Mathematics Classrooms. *Teacher Education and Special Education: The Journal of the Teacher Education Division of the Council for Exceptional Children*, 41(2), 121–139.

Grosso de Leon, A. (2001). *Higher Education's Challenge: New Teacher Education Models for a New Century*. New York: Carnegie Corporation of New York.

Grundy, S. (1982). Three Modes of Action Research. *Curriculum Perspectives*, 2(3), 23–34.

Guo, S. (2010). *Survival Analysis*. New York, NY: Oxford University Press, Inc..

Guzman, J. L. (1995). *Formando los maestros y maestras de educación básica del siglo XXI*. San Salvador, El Salvador: Universidad Centroamericana Jose Simeon Canas.

Hakanen, J. J., Bakker, A. B., and Schaufeli, W. B. (2006). Burnout and work engagement among teachers. *Journal of School Psychology*, 43(6), 495-513.

Handy, J. A. (1988). Theoretical and methodological problems within occupational stress and burnout research. *Human Relations*, 41(5), 351-369.

Hargreaves, A. (2003). *Teaching in the knowledge society: Education in the age of insecurity*. Milton Keynes: Open University Press.

Hauck, W. W., and Donner, A. (1977). Wald's test as applied to hypotheses in logit analysis. *Journal of the American Statistical Association*, 72, 851–853.

Henning, E. (2000). Walking with barefoot teachers: an ethnographically fashioned casebook, *Teaching and Teacher Education*, 16(1), 3-20.

Holly, M. L. (1989). Reflective Writing and the Spirit of Inquiry. *Cambridge Journal of Education*, 19(1), 71–80.

Hosmer, D. W., and Lemeshow, S. (1980). A goodness-of-fit test for the multiple logistic regression model. *Communications in Statistics*, A10, 1043–1069.

Hosmer, D. W., Lemeshow, S., and Klar, J. (1988). Goodness-of-fit testing for multiple logistic regression analysis when the estimated probabilities are small. *Biometrical Journal*, 30, 911–924.

Hosmer, D. W., Lemeshow, S., and Sturdivant, R. X. (2013). *Applied Logistic Regression* (3rd ed.). Hoboken, NJ: John Wiley & Sons, Inc.

Hughes, M. (Ed.). (1995). *Teaching and learning in changing times*. Oxford: Blackwell

Iwanicki, E. F., and Schwab, R. L. (1981). A cross validation study of the Maslach Burnout Inventory. *Educational and Psychological Measurement*, 41(4), 1167-1174

Jackson, S. E., Schwab, R. L., and Schuler, R. S. (1986). Toward an understanding of the burnout phenomenon. *Journal of Applied Psychology*, 71(4), 630-640

Jahangir, S. F., Saheen, N., and Kazmi, S. F. (2012). In-Service Training: A Contributory Factor Influencing Teachers' Performance. *International Journal of Academic Research in Progressive Education and Development*, 1(1), 31-38.

Jennett, H. K., Harris, S. L., and Mesibov, G. B. (2003). Commitment to philosophy, teacher efficacy, and burnout among teachers of children with autism. *Journal of Autism and Developmental Disorders*, 33(6), 583-593.

Kantas, A., and Vassilaki, E. (1997). Burnout in Greek teachers: Main findings and validity of the Maslach Burnout Inventory. *Work and Stress*, 11(1), 94-100.

Karasek, R. A. (1979). Job Demands, Job Decision Latitude, and Mental Strain: Implications for Job Redesign. *Administrative Science Quarterly*, 24(2), 285-308.

Karasek, R. A. and Theorell, T. (1990). *Healthy work: Stress, productivity, and the reconstruction of working life*. New York: Basic Books.

- Kelchtermans, G. (1996). Teacher vulnerability: Understanding its moral and political roots. *Cambridge Journal of Education*, 26(3), 307-323.
- Kennedy, M. M. (1998). Education reform and subject matter knowledge. *Journal of Research in Science Teaching*, 35(3), 249–263.
- Kokkinos, C. M. (2006). Factor structure and psychometric properties of the Maslach Burnout Inventory-Educators Survey among elementary and secondary school teachers in Cyprus. *Stress and Health*, 22(1), 25-33.
- Koleva, N. W. (1985). Einige Ergebnisse einer sozialhygienischen Untersuchung von Lehrern in der VR Bulgarien. In W. Kessel, K. Scheuch, and B. Rudow (Eds.), *Lehrerpersdnlichkeit, Lehrertatigkeit, Lehrergesundheit* (pp. 61-65). Universitat Leipzig
- Koustelios, A. (2001). Organizational factors as predictors of teachers' burnout. *Psychological Reports*, 88(3), 627-634.
- Koustelios, A., and 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.
- Kyriacou, C. (1980). Stress, health and schoolteachers: A comparison with other professions. *Cambridge Journal of Education*, 10(3), 154-158.
- Kytaev-Smyk, I. A. (1983). Psychology of stress (Russian). Moskow: Science
- Leiter, M. P. (1989). Conceptual implications of two models of bumout: A response to Golembiewski. *Group & Organization Studies*, 14(1), 15–22.
- Leiter, M. P. (1991a). Coping patterns as predictors of burnout: The function of control and escapist coping. *Journal of Occupational Behavior*, 12(2), 123–144.
- Leiter, M. P. (1991b). The dream denied: Professional burnout and the constraints of human service organizations. *Canadian Psychology*, 32(4), 547–558.
- Leithwood, K. A., Menzies, T., Jantzi, D., and Leithwood, J. (1999). Teacher burnout: A critical challenge for leaders of restructuring schools. In R. Vandenberghe and A. M. Huberman (Eds.), *Understanding and preventing teacher burnout: A sourcebook of*

international research and practice (pp. 85-114). New York, NY, US: Cambridge University Press.

Lemeshow, S., and Hosmer, D. W. (1982). The use of goodness-of-fit statistics in the development of logistic regression models. *American Journal of Epidemiology*, 115, 92–106.

Lieberman, A. (1994). Teacher development: commitment and challenge. In P. P. Grimmert and J. Neufeld (Eds.), *Teacher development and the struggle for authenticity: Professional growth and restructuring in the context of change* (pp. 15-30). New York: Teachers College Press.

Lindqvist, P., and Nordänger, U. K. (2006). Who dares to disconnect in the age of uncertainty? Teachers' recesses and "off-the-clock" work. *Teachers and Teaching: Theory and Practice*, 12(6), 623–637.

Lipsitz, S. R., Fitzmaurice, G. M., and Molenberghs, G. (1996). Goodness-of-fit tests for ordinal response regression models. *Applied Statistics*, 45, 175–190.

Marker, D. A., and Stevens, D. L. (2009). Sampling and Inference in Environmental Surveys. In D. Pfeffermann, and C. R. Rao (Eds.) *Handbook of Statistics-Sample Surveys: Design, Methods and Applications* (Vol. 29A, pp. 487–512). Amsterdam: Elsevier.

Maslach, C. (1982). *Burnout: The cost of caring*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.

Maslach, C., and Jackson, S. E. (1981). The measurement of experienced burnout. *Journal of Occupational Behavior*, 2, 99-113.

Maslach, C, and Jackson, S. E. (1984). Burnout in organizational settings. In S. Oskamp (Ed.), *Applied social psychology annual: Applications in organizational settings* (Vol. 5, pp. 133-153). Beverly Hills, CA: Sage.

Maslach, C., Jackson, S. E., Leiter, M. P., Schaufeli, W. B., and Schwab R. L. (1986). *Maslach burnout inventory sampler set manual, general survey, human services survey, educators survey, & scoring guides*. Mind Garden Publishers, Menlo Park.

Maslach, C., Jackson, S. E., and Leiter, M. P. (1996). *Maslach Burnout Inventory Manual* (3rd ed.). Mountain View, CA: CPP, Inc.

Maslach, C., Jackson, S. E., and Schwab, R. L. (1996). Maslach Burnout Inventory-Educators Survey (MBI-ES). In C. Maslach, S. E. Jackson, and M. P. Leiter (Eds.), *Maslach Burnout Inventory Manual* (3rd ed.). Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.

McCullagh, P., and Nelder, J. A. (1989). *Generalized Linear Models* (2nd ed.). London: Chapman & Hall.

McFadden, D. (1974). Conditional logit analysis of qualitative choice behavior. In P. Zarembka (Ed.) *Frontiers in Econometrics* (pp. 105-142). New York: Academic Press.

McGinn, N., and Borden, A. (1995). *Framing questions, constructing answers: linking research with education policy for developing countries*. Cambridge, MA: Harvard University Press.

McLaughlin, M. W., and Zarrow, J. (2001). Teachers engages in evidence-based reform: trajectories of teachers' inquiry, analysis, and action. In A. Lieberman and L. Miller (Eds.), *Teachers caught in the action: professional development that matters* (pp. 79-101). New York: Teachers College Press.

Muller-Limmroth, W. (1980). *Arbeitszeit-Arbeitsbelastung im Lehrerberuf*. Frankfurt: GEW.

Munby, H., and Russell, T. (1990) Metaphor in the Study of Teachers' Professional Knowledge. *Theory Into Practice*, 29(2), 116-121.

Ngala, F., and Odebero, S. (2010). Teachers' Perceptions of Staff Development Programmes As It Relates to Teachers' Effectiveness: A Study of Rural Primary Schools' in Kenya. *Educational Research & Review*, 5(1), 1-9.

Nias, J. (1989). Subjectively speaking: English primary teachers' careers. *International Journal of Educational Research*, 13(4), 391-402.

OECD (2009). *Creating Effective Teaching and Learning Environments: First Results from TALIS*. OECD Publications: Paris.

Osborn, M., Broadfoot, P., Abbott, D., Croll, P., and Pollard, A. (1992). The impact of current changes in English primary schools on teacher professionalism. *Teachers College Record*, 94(1), 138-151.

Osborn, M., and Black, E. (1994). *Developing the National Curriculum at Key Stage 2: The changing nature of teachers' work*. Bristol: School of Education.

Osius, G., and Rojek, D. (1992). Normal goodness-of-fit tests for multinomial models with large degrees-of-freedom. *Journal of the American Statistical Association*, 87, 1145–1152.

Papastyliau, A., Kaila, M., and Polychronopoulos, M. (2009). Teachers' Burnout, Depression, Role Ambiguity and Conflict. *Social Psychological Education*, 12(3), 295-314.

Peeters, M. A. G., and Rutte, C. G. (2005). Time Management Behavior as a Moderator for the Job Demand-Control Interaction. *Journal of Occupational Health Psychology*, 10(1), 64-75.

Pines, A., and Aronson, E. (1988). *Career burnout: Causes and cures*. New York, NY, US: Free Press.

Pomaki, Y., and Anagnostopoulou, T. (2003). A Test and Extension of the Demand/Control/Social Support Model: Prediction of Wellness/Health Outcomes in Greek Teachers. *Psychology & Health*, 18(4), 537-550.

Pulkstenis, E., and Robinson, T. J. (2004). Goodness-of-fit test for ordinal response regression models. *Statistics in Medicine*, 23, 999–1014.

Rao, C. R. (1973). *Linear Statistical Inference and its Application* (2nd ed.). New York: Wiley Inc.

Rebore, R. W. (2010). *Human Resources Administration in Education: A Management Approach* (9th ed.). Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.

Reynolds, A., Ross, S. M., and Rakow, J. H. (2002). Teacher retention, teaching effectiveness, and professional preparation: A comparison of professional development school and non-professional development school graduates. *Teaching and Teacher Education*, 18(3), 289-303.

Schwab, R. L., and Iwanicki, E. F. (1982a). Who are our burned out teachers? *Educational Research Quarterly*, 7(2), 5-17.

Schwab, R. L., and Iwanicki, E. F. (1982b). Perceived role conflict, role ambiguity, and teacher burnout. *Educational Administration Quarterly*, 18, 60-74

Shields, P. M., Humphrey, D. C., Wechsler, M. E., Riel, L. M., Tiffany-Morales, J., Woodworth, K., Young, V. M., and Price, T. (2001). *The status of the teaching profession 2001*. Santa Cruz, CA: The Center for the Future of Teaching and Learning.

Shirom, A. (1989). Burnout in work organizations. In C. L. Cooper and I. T. Robertson (Eds.), *International review of industrial and organizational psychology* (pp. 25-48). Oxford, England: John Wiley & Sons.

Skaalvik, E. M., and Skaalvik, S. (2007). Dimensions of teacher self-efficacy and relations with strain factors, perceived collective teacher efficacy, and teacher burnout. *Journal of Educational Psychology*, 99(3), 611-625.

Stoeber, J., and Rennert, D. (2008). Perfectionism in school teachers: relations with stress appraisals, coping styles, and burnout. *Anxiety, Stress & Coping. An International Journal*, 21(1), 37-53.

Supovitz, J. A., and Turner, H. M. (2000). The effects of professional development on science teaching practices and classroom culture. *Journal of Research in Science Teaching*, 37(9), 963-980.

Supovitz, J. A., Mayer, D. P., and Kahle, J. B. (2000). Promoting inquiry-based instructional practice: the longitudinal impact of professional development in the context of systemic reform. *Educational Policy*, 14(3), 331- 356.

Tatto, M. T. (1999, June). *Conceptualizing and studying teacher education across world regions: an overview*. Paper presented at the Conference on Teachers in Latin America: New perspectives on their Development and Performance. San José, Costa Rica.

Temml, C. (1994). Stress im Lehrberuf. Eine Österreichweite Studie 1993. Wien: GÖD

Tripp, D. (1988). On Collaboration: teachers, self-assessment and professional journals. *Cambridge Journal of Education*, 18(3), 313-332.

Tsigilis, N., Zournatzi, E., and Koustelios, A. (2011). Burnout among Physical Education Teachers in Primary and Secondary Schools. *International Journal of Humanities and Social Science*, 7(1), 53- 58.

UCLA Academic Technology Services. (2008). FAQ: What are pseudo R-squareds? Retrieved January 5, 2020 from <https://stats.idre.ucla.edu/other/mult-pkg/faq/general/faq-what-are-pseudo-r-squareds/>

Veninga, R. L., and Spradley, J. P. (1981). *The Work Stress Connection: How to Cope with the Burnout?* Boston: Little, Brown and Company.

Venzon, D. J., and Moolgavkar, S. H. (1988). A method for computing profile-likelihood based confidence intervals. *Applied Statistics*, 37, 87–94.

Villegas-Reimers, E. (1998). *The preparation of teachers in Latin America: challenges and trends*. Washington, DC: World Bank.

Villegas-Reimers, E. (2003). *Teacher Professional Development: An International Review of the Literature*. Paris: UNESCO International Institute for Educational Planning.

Warwick, D., Reimers, F. (1995). *Hope or despair? Learning in Pakistan's primary schools*. Westport, Connecticut: Praequer.

Webb, R. (1993). *Eating the elephant bit by bit: The National Curriculum at Key Stage Two*. London: Association of Teachers and Lecturers.

Webb, R. (1994). *After the Deluge: Changing Roles and Responsibilities in the Primary School*. London: Association of Teachers and Lectures.

Woods, P. (1999). Intensification and stress in teaching. In R. Vandenberghe, and A. M. Huberman (Eds.), *Understanding and preventing teacher burnout* (pp. 115-138). Cambridge: Cambridge University Press.

Wood, D., and Bennett, N. (2000). Changing theories, changing practices: exploring early childhood teachers' professional learning. *Teaching and Teacher Education*, 16(5-6), 635-647.

Youngs, P. (2001). District and State Policy Influences on Professional Development and School Capacity. *Educational Policy*, 15(2), 278-301

Özer, N. and Beycioglu, K. (2010). The relationship between teacher professional development and burnout. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 2(2), 4928-4932.

Βεργίδης, Δ., Αναστασιάδης, Π., Καραδήμας, Ε., Φερεντίνος, Σ., Τραντάς, Π., Καρβούνης, Λ.,..., και Συρίου, Ι. (2010α). *Συγκριτική Έκθεση Αποτελεσμάτων της Διερεύνησης Επιμορφωτικών Αναγκών*. (6^ο Μέρος). Αθήνα: Παιδαγωγικό Ινστιτούτο - Μείζον Πρόγραμμα Επιμόρφωσης Εκπαιδευτικών.

Βεργίδης, Δ., Αναστασιάδης, Π., Καραδήμας, Ε., Φερεντίνος, Σ., Τραντάς, Π., Καρβούνης, Λ.,..., και Συρίου, Ι. (2010β). *Η συμβολή της διερεύνησης επιμορφωτικών αναγκών στην επιμόρφωση των εκπαιδευτικών: Συγκριτική Ερμηνεία Αποτελεσμάτων* (7^ο Μέρος). Αθήνα: Παιδαγωγικό Ινστιτούτο-Μείζον Πρόγραμμα Επιμόρφωσης Εκπαιδευτικών.

Βιτσιλάκη-Σορωνιάτη Χ., Γκασούκα, Μ., Φώκιαλη, Π., Χιονίδου, Μ., Βασιλειάδης, Α., Ευθυμίου, Η., Δουκάκης, Σ., Ζημπίδης, Δ., και Σιωμάδης, Β. (2007). *Μελέτη: Ανίχνευση επιμορφωτικών αναγκών στην Πρωτοβάθμια Εκπαίδευση*. Αθήνα: Ο.ΕΠ.ΕΚ.

Γκόλια, Α. Κ., και Κουστέλιος, Α. (2014). Ανάπτυξη Ερωτηματολογίου για την μέτρηση της Επαγγελματικής Ικανοποίησης Εκπαιδευτικών (Teacher's Satisfaction Inventory-(TSI)). *Επιστήμες Αγωγής*, 2-3, 195-214.

Κάντας, Α. (2001). Οι παράγοντες άγχους και η επαγγελματική εξουθένωση στους εκπαιδευτικούς. Στο: Ε. Βασιλάκη, Σ. Τριλίβα, και Η. Μπεζεβέγκης (Επιμ.), *Το στρες, το άγχος και η αντιμετώπισή τους* (σελ. 217-230). Αθήνα: Ελληνικά Γράμματα.

Κασσωτάκης, Μ., και Αθανασοπούλου-Βραχάμη, Γ. (2011). Η συνεχιζόμενη κατάρτιση των Ελλήνων εκπαιδευτικών της Δευτεροβάθμιας Εκπαίδευσης. Στο: Β. Δ. Οικονομίδης (Επιμ.), *Εκπαίδευση και επιμόρφωση εκπαιδευτικών* (σσ. 673-705). Αθήνα: Πεδίο

Κατσαρού, Ε., και Δεδούλη, Μ. (2008). *Επιμόρφωση και Αξιολόγηση στο χώρο της Εκπαίδευσης*. Αθήνα: Παιδαγωγικό Ινστιτούτο.

Κατσαφούρος, Π. (2009). *Οι επιμορφωτικές ανάγκες των εκπαιδευτικών της πρωτοβάθμιας εκπαίδευσης: Μια εμπειρική διερεύνηση στα σχολεία του Νομού Πιερίας, βασισμένη στις αντιλήψεις των εκπαιδευτικών*. (Μεταπτυχιακή Διπλωματική εργασία, Πανεπιστήμιο Μακεδονίας, Τμήμα Εκπαιδευτικής και Κοινωνικής Πολιτικής). Διαθέσιμο από το Ιδρυματικό Αποθετήριο του Πανεπιστημίου Μακεδονίας. Ανακτήθηκε από <https://dspace.lib.uom.gr/bitstream/2159/13285/1/KatsafourosMsc2009.pdf> στις 26 Αυγούστου 2019.

Κούλης, Α. Κ. (2019). *Εργασιακή Ικανοποίηση και Επαγγελματική Ανάπτυξη των Εκπαιδευτικών* (Διδακτορική Διατριβή, Πανεπιστήμιο Πελοποννήσου, Τμήμα Κοινωνικής και Εκπαιδευτικής Πολιτικής). Διαθέσιμο από το Εθνικό Αρχείο Διδακτορικών Διατριβών (Κωδ. 46922).

Κυριάκη, Σ., και Παρδάλη, Μ. (2012). *Ανίχνευση επιμορφωτικών αναγκών στη Πρωτοβάθμια Εκπαίδευση: Η περίπτωση των Αχαρνών*. Στα πρακτικά του 6ου Πανελληνίου Συνεδρίου του Ελληνικού Ινστιτούτου Εφαρμοσμένης Παιδαγωγικής και Εκπαίδευσης, Αθήνα, 5-7 Οκτωβρίου.

Μαυρογιώργος, Γ. (2011). Επιμόρφωση εκπαιδευτικών: Γιατί οι εκπαιδευτικοί δεν αντιμετωπίζονται ως ενήλικες διανοούμενοι; Στο: Β. Οικονομίδης (Επιμ.). *Εκπαίδευση και επιμόρφωση εκπαιδευτικών. Θεωρητικές και ερευνητικές προσεγγίσεις* (σελ. 608-620). Αθήνα: Πεδίο.

Μπατσούτα, Μ., και Παπαγιαννίδου, Χ. (2006). Διερεύνηση των επιμορφωτικών αναγκών των νηπιαγωγών. *Επιθεώρηση Εκπαιδευτικών Θεμάτων*, 11, 143-158.

Νάσαινας, Γ. (2010). *Η επιμόρφωση των εκπαιδευτικών στο πλαίσιο της δια βίου εκπαίδευσης*. Αθήνα: Μπατσιούλας.

Πατούνα, Α, Στελλάκου, Β, Κουτούζης, Μ, Βερέβη, Α., και Θωμαδάκη, Ε. (2005) Τα μαθήματα Παιδαγωγικής στα προγράμματα σπουδών και ο διαγωνισμός του ΑΣΕΠ: Ενδείξεις για τις επιμορφωτικές ανάγκες των εκπαιδευτικών. Στο Μπαγάκης, Γ (Επιμ.) *Επιμόρφωση και επαγγελματική ανάπτυξη του εκπαιδευτικού* (σελ. 263-275). Αθήνα: Μεταίχμιο.

Σακκούλης, Δ. και Βεργίδης, Δ. (2017). Οι επιμορφωτικές ανάγκες των εκπαιδευτικών ειδικότητας που εργάζονται σε Δημοτικά Σχολεία του νομού Αχαΐας. *Εκπαίδευση Ενηλίκων*, 39, 71 – 83.

Υφαντή, Α., και Καραντζής, Ι. (2007). Διερευνώντας τις αντιλήψεις των εκπαιδευτικών για τη διά βίου μάθηση σε σχολεία της Ελλάδας. *Επιστήμες Αγωγής*, 1, 23-44.

Υφαντή, Α., και Γ. Βοζαΐτης (2011). Ο ρόλος της επιμόρφωσης των εκπαιδευτικών στη βελτίωση της ποιότητας του εκπαιδευτικού έργου. Στο: Β. Οικονομίδης (Επιμ.), *Εκπαίδευση και επιμόρφωση εκπαιδευτικών: θεωρητικές και ερευνητικές προσεγγίσεις* (σελ. 628-638). Αθήνα: Πεδίο.

Φιλοκόστα, Θ. (2010). *Αντιλήψεις των εκπαιδευτικών για την επιμόρφωσή τους* (Μεταπτυχιακή Διπλωματική Εργασία, Πανεπιστήμιο Θεσσαλίας). Διαθέσιμο από το Ιδρυματικό Αποθετήριο του Πανεπιστημίου Θεσσαλίας (Κωδ. 8737/1). Ανακτήθηκε από:

<http://ir.lib.uth.gr/bitstream/handle/11615/14334/P0014334.pdf?sequence=1&isAllowed=y>

Φώκιαλη, Π., και Ράπτης, Ν. (2008). *Οι επιμορφωτικές ανάγκες των εκπαιδευτικών στην Πρωτοβάθμια Εκπαίδευση: Ερευνητική προσέγγιση*. Θεσσαλονίκη: Αφοί Κυριακίδη.

Χατζηγιάννη, Α., Γιαννακοπούλου, Ε., Βαλάση, Δ., Μαλούτας, Θ., Κουρκούτας, Η., και Αγγελής, Π. (2008). *Ανίχνευση επιμορφωτικών αναγκών στη δευτεροβάθμια εκπαίδευση*. Αθήνα: ΕΚΚΕ-Κέδρος.

Χατζηδήμου, Δ., και Στραβάκου, Π. (2003). *Τα ΠΕΚ ως φορείς θεσμοθετημένης επιμόρφωσης και η συμβολή τους στη διδακτική πράξη*. Θεσσαλονίκη: Αφοί Κυριακίδη.

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Α



Σας παρακαλώ να συμπληρώσετε το ερωτηματολόγιο αυτό, το οποίο εντάσσεται στην έρευνα της διδακτορικής μου διατριβής, στο τμήμα Κοινωνικής και Εκπαιδευτικής Πολιτικής της Σχολής Κοινωνικών και Πολιτικών Επιστημών του Πανεπιστημίου Πελοποννήσου. Το αντικείμενο της διατριβής είναι η διερεύνηση της επαγγελματικής ανάπτυξης, της εργασιακής ικανοποίησης καθώς και του βαθμού εργασιακής εξουθένωσης των εκπαιδευτικών πρωτοβάθμιας και δευτεροβάθμιας εκπαίδευσης.

Διευκρινίζεται ότι με τον όρο επαγγελματική ανάπτυξη εννοούμε τη συνολική βελτίωση του εκπαιδευτικού στην εργασία του και όχι αυτή καθαυτή την ανάληψη μιας ανώτερης θέσης εργασίας. Πρόκειται στην ουσία για την επιμόρφωση του εκπαιδευτικού, όρος που χρησιμοποιείται συχνότερα αντί του προηγούμενου στην ελληνική εκπαιδευτική πραγματικότητα.

Η συμβολή σας για την ολοκλήρωση αυτής της έρευνας είναι καθοριστική. Το ερωτηματολόγιο είναι ανώνυμο και τηρείται κάθε ερευνητική δεοντολογία. Τα αποτελέσματα και τα συμπεράσματα της έρευνας θα είναι στη διάθεσή σας μετά την ολοκλήρωσή της. Ο χρόνος που θα απαιτηθεί για την συμπλήρωση του ερωτηματολογίου δεν αναμένεται να ξεπεράσει τα δέκα λεπτά.

Με εκτίμηση,

Κούλης Αθανάσιος

1. Φύλο:

- ☐ Άνδρας
- ☐ Γυναίκα

2. Έτη Προϋπηρεσίας:

..... έτη

3. Το ανώτερο Επίπεδο Εκπαίδευσής σας:

- ☐ Απόφοιτος Παιδαγωγικής Ακαδημίας
- ☐ Απόφοιτος ΑΕΙ
- ☐ Κάτοχος μεταπτυχιακού τίτλου σπουδών (Master)
- ☐ Κάτοχος διδακτορικού διπλώματος

4. Βαθμίδα Εκπαίδευσης στην οποία εργάζεστε:

- ☐ Πρωτοβάθμια Εκπαίδευση
- ☐ Δευτεροβάθμια Εκπαίδευση

5. Ειδικότητα:

ΠΕ ...

6. Σχέση Εργασίας

- ☐ Μόνιμος
- ☐ Αναπληρωτής
- ☐ Ωρομίσθιος

7. Τόπος εργασίας

- ☐ Αγροτική περιοχή (έως 2.000 κάτοικοι)
- ☐ Ημιαστική περιοχή (2.000-10.000 κάτοικοι)
- ☐ Αστική περιοχή (περισσότεροι από 10.000 κάτοικοι)

8. Περιφέρεια εργασίας

- ☐ Δυτική Ελλάδα
- ☐ Πελοπόννησος
- ☐ Αττική
- ☐ Δυτική Μακεδονία
- ☐ Ανατολική Μακεδονία και Θράκη
- ☐ Κεντρική Μακεδονία
- ☐ Ήπειρος
- ☐ Θεσσαλία
- ☐ Ιόνιοι Νήσοι
- ☐ Στερεά Ελλάδα
- ☐ Βόρειο Αιγαίο
- ☐ Νότιο Αιγαίο
- ☐ Κρήτη

(Διευκρινίζεται ότι ο όρος **επαγγελματική ανάπτυξη**, που ακολουθεί, αναφέρεται στη συνολική βελτίωση του εκπαιδευτικού στην εργασία του και δεν αφορά αυτή καθαυτή την ανάληψη μιας ανώτερης θέσης εργασίας. Πρόκειται στην ουσία για την **επιμόρφωση** του εκπαιδευτικού)

9. Στη διάρκεια των τριών τελευταίων ετών έχετε συμμετάσχει σε κάποια από τις παρακάτω δραστηριότητες;

Παρακαλώ σημειώστε μία επιλογή σε κάθε σειρά

α) Προγράμματα ενίσχυσης προσόντων (μεταπτυχιακό, διδακτορικό, πιστοποιητικά ΤΠΕ)

Ναι

☐

Όχι

☐

β) Εκπαιδευτικά συνέδρια ή σεμινάρια

Ναι

☐

Όχι

☐

γ) Υποχρεωτικά ενδοϋπηρεσιακά προγράμματα επιμόρφωσης (σεμινάρια από το σχολικό σύμβουλο κτλ, στα οποία η παρουσία του εκπαιδευτικού είναι υποχρεωτική)

Ναι

☐

Όχι

☐

δ) Μη υποχρεωτικά ενδοϋπηρεσιακά προγράμματα επιμόρφωσης (η παρουσία του εκπαιδευτικού δεν είναι υποχρεωτική)

Ναι

☐

Όχι

☐

ε) Ατομική ή συνεργατική έρευνα σε κάποιο ζήτημα ενδιαφέροντος

Ναι

☐

Όχι

☐

στ) Δίκτυο εκπαιδευτικών δομημένο ειδικά για συζήτηση και ανταλλαγή απόψεων πάνω σε θέματα διδασκαλίας

Ναι

☐

Όχι

☐

ζ) Προγράμματα επιμόρφωσης άλλων οργανισμών εκτός του δημοσίου

Ναι

☐

Όχι

☐

η) Επισκέψεις παρατήρησης σε άλλα σχολεία

Ναι

☐

Όχι

☐

10. Πόσο έντονα συμφωνείτε ή διαφωνείτε με τις παρακάτω θέσεις σχετικά με τη συνολική επιμόρφωση που έχετε λάβει στη διάρκεια της επαγγελματικής σας σταδιοδρομίας;

Παρακαλώ σημειώστε μία επιλογή σε κάθε σειρά

I. Νιώθω ότι η συνολική μου επιμόρφωση με βοήθησε σημαντικά στο διδακτικό μου έργο

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

II. Νιώθω ότι η συνολική μου επιμόρφωση κάλυψε επαρκώς τις ανάγκες μου στους παρακάτω τομείς:

Διαχείριση προβλημάτων συμπεριφοράς των μαθητών

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Διαχείριση μιας πολυπολιτισμικής τάξης

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Στήριξη μαθητών με μαθησιακές δυσκολίες ή/και συναισθηματικές διαταραχές

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Νέες τεχνολογίες και αξιοποίησή τους στην τάξη

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Γνώση του επιστημονικού μου αντικειμένου

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Αναζήτηση και αξιοποίηση εκπαιδευτικών καινοτομιών

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Διαχείριση μιας τάξης με κοινωνικό-οικονομικές ανισότητες

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Γνώση και εφαρμογή νέων διδακτικών μεθόδων

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Καλλιέργεια συνεργασίας με γονείς, συναδέλφους, συμβούλους, διευθυντές και κοινωνικούς φορείς

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Γνώσεις Παιδαγωγικής

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Γνώσεις Ψυχολογίας

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Υποστήριξη και προώθηση εκπαιδευτικών αλλαγών και μεταρρυθμίσεων

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Διαχείριση κρίσεων στη σχολική μονάδα

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Διοίκηση της σχολικής μονάδας

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Γνώση και εφαρμογή νέων μεθόδων αξιολόγησης των μαθητών μου

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Αυτοαξιολόγηση της σχολικής μονάδας

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Καλλιέργεια επικοινωνιακών δεξιοτήτων

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Γνώσεις Κοινωνιολογίας της Εκπαίδευσης

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

11. Πόσο έντονα συμφωνείτε ή διαφωνείτε με τις παρακάτω θέσεις σχετικά με τις σπουδές σας για την απόκτηση του πτυχίου σας (αρχικές σπουδές);

Παρακαλώ σημειώστε μία επιλογή σε κάθε σειρά

I. Νιώθω ότι οι αρχικές μου σπουδές με προετοίμασαν επαρκώς για το διδακτικό μου έργο.

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

II. Νιώθω ότι οι αρχικές μου σπουδές κάλυψαν επαρκώς τις ανάγκες μου στους παρακάτω τομείς:

Διαχείριση προβλημάτων συμπεριφοράς των μαθητών

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Διαχείριση μιας πολυπολιτισμικής τάξης

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Στήριξη μαθητών με μαθησιακές δυσκολίες ή/και συναισθηματικές διαταραχές

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Νέες τεχνολογίες και αξιοποίησή τους στην τάξη

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Γνώση του επιστημονικού μου αντικειμένου

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Αναζήτηση και αξιοποίηση εκπαιδευτικών καινοτομιών

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Διαχείριση μιας τάξης με κοινωνικό-οικονομικές ανισότητες

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Γνώση και εφαρμογή νέων διδακτικών μεθόδων

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Καλλιέργεια συνεργασίας με γονείς, συναδέλφους, συμβούλους, διευθυντές και κοινωνικούς φορείς

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Γνώσεις Παιδαγωγικής

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Γνώσεις Ψυχολογίας

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Υποστήριξη και προώθηση εκπαιδευτικών αλλαγών και μεταρρυθμίσεων

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Διαχείριση κρίσεων στη σχολική μονάδα

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Διοίκηση της σχολικής μονάδας

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε Διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Γνώση και εφαρμογή νέων μεθόδων αξιολόγησης των μαθητών μου

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε Διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Αυτοαξιολόγηση της σχολικής μονάδας

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε Διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Καλλιέργεια επικοινωνιακών δεξιοτήτων

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε Διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Γνώσεις Κοινωνιολογίας της Εκπαίδευσης

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε Διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

12. Νιώθω ότι χρειάζεται κάποια στιγμή να συμμετάσχω σε κάποια μορφή επιμόρφωσης για να βελτιωθώ στους παρακάτω τομείς:

Διακείριση προβλημάτων συμπεριφοράς των μαθητών

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε Διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Διακείριση μιας πολυπολιτισμικής τάξης

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε Διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Στήριξη μαθητών με μαθησιακές δυσκολίες ή/και συναισθηματικές διαταραχές

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε Διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Νέες τεχνολογίες και αξιοποίησή τους στην τάξη

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε Διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Γνώση του επιστημονικού μου αντικειμένου

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε Διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Αναζήτηση και αξιοποίηση εκπαιδευτικών καινοτομιών

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε Διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Διακείριση μιας τάξης με κοινωνικό-οικονομικές ανισότητες

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε Διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Γνώση και εφαρμογή νέων διδακτικών μεθόδων

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε Διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Καλλιέργεια συνεργασίας με γονείς, συναδέλφους, συμβούλους, διευθυντές και κοινωνικούς φορείς

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε Διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Γνώσεις Παιδαγωγικής

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε Διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Γνώσεις Ψυχολογίας

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε Διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Υποστήριξη και προώθηση εκπαιδευτικών αλλαγών και μεταρρυθμίσεων

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε Διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Διαχείριση κρίσεων στη σχολική μονάδα

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε Διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Διοίκηση της σχολικής μονάδας

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε Διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Γνώση και εφαρμογή νέων μεθόδων αξιολόγησης των μαθητών μου

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε Διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Αυτοαξιολόγηση της σχολικής μονάδας

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε Διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Καλλιέργεια επικοινωνιακών δεξιοτήτων

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε Διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Γνώσεις Κοινωνιολογίας της Εκπαίδευσης

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε Διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

13. Πόσο έντονα συμφωνείτε ή διαφωνείτε με τις παρακάτω θέσεις σχετικά με τη συμμετοχή σας σε προγράμματα επαγγελματικής ανάπτυξης;

Παρακαλώ σημειώστε μία επιλογή σε κάθε σειρά

Όταν δε συμμετέχω σε μορφές επαγγελματικής ανάπτυξης αυτό γίνεται γιατί:

Η επαγγελματική ανάπτυξη είναι πολύ ακριβή

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Η επαγγελματική ανάπτυξη συγκρούεται με το ωράριο εργασίας μου

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Δεν έχω χρόνο λόγω οικογενειακών υποχρεώσεων

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Δεν υπάρχουν προγράμματα επαγγελματικής ανάπτυξης σχετικά με το αντικείμενό μου

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Δεν με ενδιαφέρει να ασχοληθώ με δραστηριότητες επαγγελματικής ανάπτυξης

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Ούτε διαφωνώ Ούτε Συμφωνώ	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

14. Πόσο έντονα συμφωνείτε ή διαφωνείτε με τις παρακάτω θέσεις σχετικά με την εργασία σας;

Παρακαλώ σημειώστε μία επιλογή σε κάθε σειρά

Ο/Η διευθυντής/ντριά μου με βοηθά όταν τον/την χρειάζομαι.

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Δεν είμαι σίγουρος/η	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Ο/Η διευθυντής/ντριά μου συμπεριφέρεται σε όλους με δίκαιο τρόπο.

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Δεν είμαι σίγουρος/η	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Ο/Η διευθυντής/ντριά μου κατανοεί τα προβλήματά μου.

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Δεν είμαι σίγουρος/η	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Συνεργάζομαι επικοδομητικά με τον/την διευθυντή/ντριά μου.

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Δεν είμαι σίγουρος/η	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Ο/Η διευθυντής/ντριά μου είναι εκεί όταν τον/την χρειάζομαι.

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Δεν είμαι σίγουρος/η	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Οι συνάδελφοί μου με βοηθούν όταν χρειάζεται.

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Δεν είμαι σίγουρος/η	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Έχω καλές σχέσεις με τους συναδέλφους μου.

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Δεν είμαι σίγουρος/η	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Οι συνάδελφοί μου είναι φιλικοί.

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Δεν είμαι σίγουρος/η	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Οι συνάδελφοί μου δουλεύουν καλά ως ομάδα.

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Δεν είμαι σίγουρος/η	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Συνεργάζομαι καλά με τους συναδέλφους μου.

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Δεν είμαι σίγουρος/η	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Το επάγγελμα του εκπαιδευτικού είναι ευχάριστο.

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Δεν είμαι σίγουρος/η	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Η δουλειά μου είναι δημιουργική.

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Δεν είμαι σίγουρος/η	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Ο ρόλος του εκπαιδευτικού είναι σημαντικός.

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Δεν είμαι σίγουρος/η	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Το επάγγελμα του εκπαιδευτικού με βοηθά στην προσωπική μου ανάπτυξη.

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Δεν είμαι σίγουρος/η	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Συνεργάζομαι αποτελεσματικά με τους μαθητές μου.

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Δεν είμαι σίγουρος/η	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Οι μαθητές μου αναγνωρίζουν τη δουλειά μου.

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Δεν είμαι σίγουρος/η	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Οι μαθητές μου με σέβονται.

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Δεν είμαι σίγουρος/η	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Ο περιβάλλον χώρος (αυλή, κλπ) είναι ευχάριστος.

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Δεν είμαι σίγουρος/η	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Ο περιβάλλον χώρος είναι κατάλληλος.

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Δεν είμαι σίγουρος/η	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

Ο περιβάλλον χώρος είναι ασφαλής.

☐	☐	☐	☐	☐
Διαφωνώ Απόλυτα	Διαφωνώ	Δεν είμαι σίγουρος/η	Συμφωνώ	Συμφωνώ Απόλυτα

15. Πόσο συχνά νιώθετε τα παρακάτω, σχετικά με την εργασία σας.

Παρακαλώ σημειώστε μία επιλογή σε κάθε σειρά

α) Νιώθω συναισθηματικά εξαντλημένος από την εργασία μου.

☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐
Ποτέ	Μερικές φορές το χρόνο ή λιγότερο	Μια φορά το μήνα	Μερικές φορές το μήνα	Μια φορά την εβδομάδα	Μερικές φορές την εβδομάδα	Κάθε μέρα

β)Νιώθω άδειος συναισθηματικά όταν σχολάζω από την δουλειά μου.

☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐
Ποτέ	Μερικές φορές το χρόνο ή λιγότερο	Μια φορά το μήνα	Μερικές φορές το μήνα	Μια φορά την εβδομάδα	Μερικές φορές την εβδομάδα	Κάθε μέρα

γ)Νιώθω κουρασμένος όταν ξυπνάω το πρωί και έχω να αντιμετωπίσω ακόμα μια μέρα στη δουλειά.

☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐
Ποτέ	Μερικές φορές το χρόνο ή λιγότερο	Μια φορά το μήνα	Μερικές φορές το μήνα	Μια φορά την εβδομάδα	Μερικές φορές την εβδομάδα	Κάθε μέρα

δ)Μπορώ εύκολα να καταλάβω πως αισθάνονται οι μαθητές μου.

☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐
Ποτέ	Μερικές φορές το χρόνο ή λιγότερο	Μια φορά το μήνα	Μερικές φορές το μήνα	Μια φορά την εβδομάδα	Μερικές φορές την εβδομάδα	Κάθε μέρα

ε)Νιώθω ότι συμπεριφέρομαι απρόσωπα σε μερικούς μαθητές μου.

☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐
Ποτέ	Μερικές φορές το χρόνο ή λιγότερο	Μια φορά το μήνα	Μερικές φορές το μήνα	Μια φορά την εβδομάδα	Μερικές φορές την εβδομάδα	Κάθε μέρα

στ)Μου είναι πολύ κουραστικό να δουλεύω με ανθρώπους όλη τη μέρα.

☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐
Ποτέ	Μερικές φορές το χρόνο ή λιγότερο	Μια φορά το μήνα	Μερικές φορές το μήνα	Μια φορά την εβδομάδα	Μερικές φορές την εβδομάδα	Κάθε μέρα

ζ) Διαχειρίζομαι πολύ αποτελεσματικά τα προβλήματα των μαθητών μου.

☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐
Ποτέ	Μερικές φορές το χρόνο ή λιγότερο	Μια φορά το μήνα	Μερικές φορές το μήνα	Μια φορά την εβδομάδα	Μερικές φορές την εβδομάδα	Κάθε μέρα

η) Νιώθω εξουθενωμένος από την εργασία μου.

☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐
Ποτέ	Μερικές φορές το χρόνο ή λιγότερο	Μια φορά το μήνα	Μερικές φορές το μήνα	Μια φορά την εβδομάδα	Μερικές φορές την εβδομάδα	Κάθε μέρα

θ) Νιώθω ότι επηρεάζω θετικά τη ζωή άλλων ανθρώπων μέσα από την εργασία μου.

☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐
Ποτέ	Μερικές φορές το χρόνο ή λιγότερο	Μια φορά το μήνα	Μερικές φορές το μήνα	Μια φορά την εβδομάδα	Μερικές φορές την εβδομάδα	Κάθε μέρα

ι) Νιώθω ότι έχω γίνει λιγότερο ευαίσθητος προς τους ανθρώπους από τη στιγμή που άρχισα αυτή τη δουλειά.

☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐
Ποτέ	Μερικές φορές το χρόνο ή λιγότερο	Μια φορά το μήνα	Μερικές φορές το μήνα	Μια φορά την εβδομάδα	Μερικές φορές την εβδομάδα	Κάθε μέρα

κ) Με προβληματίζει που αυτή η δουλειά με κάνει σκληρό συναισθηματικά.

☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐
Ποτέ	Μερικές φορές το χρόνο ή λιγότερο	Μια φορά το μήνα	Μερικές φορές το μήνα	Μια φορά την εβδομάδα	Μερικές φορές την εβδομάδα	Κάθε μέρα

λ)Νιώθω γεμάτος δύναμη και ενεργητικότητα.

☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐
Ποτέ	Μερικές φορές το χρόνο ή λιγότερο	Μια φορά το μήνα	Μερικές φορές το μήνα	Μια φορά την εβδομάδα	Μερικές φορές την εβδομάδα	Κάθε μέρα

μ)Νιώθω απογοητευμένος από τη δουλειά μου.

☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐
Ποτέ	Μερικές φορές το χρόνο ή λιγότερο	Μια φορά το μήνα	Μερικές φορές το μήνα	Μια φορά την εβδομάδα	Μερικές φορές την εβδομάδα	Κάθε μέρα

ν)Νιώθω ότι εργάζομαι πολύ σκληρά στη δουλειά μου.

☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐
Ποτέ	Μερικές φορές το χρόνο ή λιγότερο	Μια φορά το μήνα	Μερικές φορές το μήνα	Μια φορά την εβδομάδα	Μερικές φορές την εβδομάδα	Κάθε μέρα

ξ)Δε με ενδιαφέρει ιδιαίτερα τι μπορεί να συμβαίνει σε μερικούς μαθητές μου

☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐
Ποτέ	Μερικές φορές το χρόνο ή λιγότερο	Μια φορά το μήνα	Μερικές φορές το μήνα	Μια φορά την εβδομάδα	Μερικές φορές την εβδομάδα	Κάθε μέρα

ο)Το ότι εργάζομαι με ανθρώπους μου δημιουργεί αυτόματα πολύ άγχος και πίεση

☐	☐	☐	☐	☐	☐	☐
Ποτέ	Μερικές φορές το χρόνο ή λιγότερο	Μια φορά το μήνα	Μερικές φορές το μήνα	Μια φορά την εβδομάδα	Μερικές φορές την εβδομάδα	Κάθε μέρα

π) Μπορώ εύκολα να δημιουργήσω μια άνετη ατμόσφαιρα με τους μαθητές μου

☐

Ποτέ

☐

Μερικές φορές το χρόνο ή λιγότερο

☐

Μια φορά το μήνα

☐

Μερικές φορές το μήνα

☐

Μια φορά την εβδομάδα

☐

Μερικές φορές την εβδομάδα

☐

Κάθε μέρα

ρ) Όταν σχολάζω νιώθω ενθουσιασμένος που έχω εργαστεί στενά με τους μαθητές μου

☐

Ποτέ

☐

Μερικές φορές το χρόνο ή λιγότερο

☐

Μια φορά το μήνα

☐

Μερικές φορές το μήνα

☐

Μια φορά την εβδομάδα

☐

Μερικές φορές την εβδομάδα

☐

Κάθε μέρα

σ) Έχω επιτύχει πολλά αξιόλογα πράγματα σε αυτήν την εργασία

☐

Ποτέ

☐

Μερικές φορές το χρόνο ή λιγότερο

☐

Μια φορά το μήνα

☐

Μερικές φορές το μήνα

☐

Μια φορά την εβδομάδα

☐

Μερικές φορές την εβδομάδα

☐

Κάθε μέρα

τ) Νιώθω ότι δεν αντέχω άλλο πια... νιώθω ότι ο κόμπος έφτασε στο κτάνι

☐

Ποτέ

☐

Μερικές φορές το χρόνο ή λιγότερο

☐

Μια φορά το μήνα

☐

Μερικές φορές το μήνα

☐

Μια φορά την εβδομάδα

☐

Μερικές φορές την εβδομάδα

☐

Κάθε μέρα

υ) Διαχειρίζομαι πολύ ήρεμα τα προβλήματα που προκύπτουν στην εργασία μου

☐

Ποτέ

☐

Μερικές φορές το χρόνο ή λιγότερο

☐

Μια φορά το μήνα

☐

Μερικές φορές το μήνα

☐

Μια φορά την εβδομάδα

☐

Μερικές φορές την εβδομάδα

☐

Κάθε μέρα

φ)Νιώθω ότι οι μαθητές μου επιρρίπτουν σε μένα ευθύνες για μερικά από τα προβλήματά τους

☐

Ποτέ

☐

Μερικές φορές το χρόνο ή λιγότερο

☐

Μια φορά το μήνα

☐

Μερικές φορές το μήνα

☐

Μια φορά την εβδομάδα

☐

Μερικές φορές την εβδομάδα

☐

Κάθε μέρα

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ Β

Πίνακας Β.1

		Parameter Estimates						95% Confidence Interval for Exp(B)	
Αποπροσωποποίηση ^a		B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	Lower Bound	Upper Bound
Υψηλή	Intercept	-2,758	1,208	5,211	1	,022			
	Έτη Προϋπηρεσίας	-,016	,041	,162	1	,688	,984	,909	1,065
	[Φύλο=Άνδρας]	,826	,604	1,868	1	,172	2,283	,699	7,459
	[Φύλο=Γυναίκα]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Βαθμίδα=Α'βάθμια]	-,648	1,624	,159	1	,690	,523	,022	12,616
	[Βαθμίδα=Β'βάθμια]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Σχέση Εργασίας=Μόνιμος]	-,483	1,083	,199	1	,655	,617	,074	5,149
	[Σχέση Εργασίας=Αναπληρωτής]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Τόπος Εργασίας=Αστική]	-,108	,677	,025	1	,874	,898	,238	3,388
	[Τόπος Εργασίας=Ημιαστική/Αγροτική]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	-,492	1,365	,130	1	,719	,612	,042	8,874
	[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	-,548	,578	,896	1	,344	,578	,186	1,797
	[Εκπαίδευση=MSc /PhD]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Ειδικότητα=Φιλολογοί]	,854	,807	1,120	1	,290	2,348	,483	11,412
	[Ειδικότητα=Θετικών]	,351	,855	,168	1	,682	1,420	,266	7,585
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	1,362	1,667	,668	1	,414	3,905	,149	102,445
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
Μέτρια	Intercept	-,904	,776	1,357	1	,244			
	Έτη Προϋπηρεσίας	-,004	,032	,012	1	,912	,996	,936	1,061
	[Φύλο=Άνδρας]	,883	,466	3,590	1	,058	2,419	,970	6,033
	[Φύλο=Γυναίκα]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Βαθμίδα=Α'βάθμια]	-,104	,830	,016	1	,900	,901	,177	4,584
	[Βαθμίδα=Β'βάθμια]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Σχέση Εργασίας=Μόνιμος]	-1,704	,728	5,482	1	,019	,182	,044	,758
	[Σχέση Εργασίας=Αναπληρωτής]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Τόπος Εργασίας=Αστική]	-,920	,594	2,400	1	,121	,398	,124	1,276

Εφαρμογή του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης σε εκπαιδευτικά δεδομένα

[Τόπος Εργασίας=Ημιαστική/Αγροτική]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	,337	,929	,131	1	,717	1,400	,227	8,645
[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	-,030	,490	,004	1	,951	,970	,371	2,535
[Εκπαίδευση=MSc /PhD]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	-,315	,610	,266	1	,606	,730	,221	2,414
[Ειδικότητα=Θετικών]	-	,803	2,346	1	,126	,293	,061	1,410
	1,229							
[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	,175	,847	,042	1	,837	1,191	,226	6,261
[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Χαμηλή.

b. This parameter is set to zero because it is redundant.

Πίνακας B.2

Parameter Estimates									
								95% Confidence Interval for Exp(B)	
			Std.					Lower	Upper
Αποπροσωποποίηση ^a		B	Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	Bound	Bound
Υψηλή	[Εκπαίδευση=MSc/PhD]	,492	1,365	,130	1	,719	1,635	,113	23,715
	[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	-,056	1,297	,002	1	,965	,945	,074	12,021
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	0	.	.	0	.	.	.	.
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	-,854	,807	1,120	1	,290	,426	,088	2,070
	[Ειδικότητα=Θετικών]	-,503	,796	,399	1	,528	,605	,127	2,880
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	,509	1,786	,081	1	,776	1,663	,050	55,084
	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	0	.	.	0	.	.	.	.
Μέτρια	[Εκπαίδευση=MSc/PhD]	-,337	,929	,131	1	,717	,714	,116	4,409
	[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	-,367	,835	,193	1	,660	,693	,135	3,559
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	0	.	.	0	.	.	.	.
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	,315	,610	,266	1	,606	1,370	,414	4,530
	[Ειδικότητα=Θετικών]	-,915	,879	1,082	1	,298	,401	,071	2,246
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	,489	1,024	,228	1	,633	1,631	,219	12,143
	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	0	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Χαμηλή.

Πίνακας B.3

		Parameter Estimates						
			Std.				95% Confidence	
			Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	Interval for Exp(B)
Αποπροσωποποίηση ^a		B						

								Lower Bound	Upper Bound
Υψηλή	[Ειδικότητα=Φιλολογοι]	-,509	1,786	,081	1	,776	,601	,018	19,914
	[Ειδικότητα=Θετικών]	-	1,780	,323	1	,570	,364	,011	11,905
		1,012							
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	-	1,667	,668	1	,414	,256	,010	6,718
		1,362							
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	0	.	.	0	.	.	.	.
Μέτρια	[Ειδικότητα=Φιλολογοι]	-,489	1,024	,228	1	,633	,613	,082	4,564
	[Ειδικότητα=Θετικών]	-	1,141	1,513	1	,219	,246	,026	2,301
		1,404							
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	-,175	,847	,042	1	,837	,840	,160	4,416
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	0	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Χαμηλή.

Πίνακας Β.4

Parameter Estimates

Αποπροσωποποίηση ^a		B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% Confidence Interval for Exp(B)	
								Lower Bound	Upper Bound
Μέτρια	Intercept	1,854	1,370	1,832	1	,176			
	Έτη Προϋπηρεσίας	,013	,050	,065	1	,799	1,013	,918	1,118
	[Φύλο=Άνδρας]	,058	,738	,006	1	,938	1,060	,250	4,499
	[Φύλο=Γυναίκα]	0	.	.	0	.	.	.	.
	[Βαθμίδα=Α΄βάθμια]	,544	1,751	,097	1	,756	1,724	,056	53,369
	[Βαθμίδα=Β΄βάθμια]	0	.	.	0	.	.	.	.
	[Σχέση Εργασίας=Μόνιμος]	-	1,250	,953	1	,329	,295	,025	3,420
		1,221							
	[Σχέση Εργασίας=Αναπληρωτής]	0	.	.	0	.	.	.	.
	[Τόπος Εργασίας=Αστική]	-,813	,874	,865	1	,352	,444	,080	2,459
	[Τόπος Εργασίας=Ημιαστική/Αγροτική]	0	.	.	0	.	.	.	.
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	,828	1,585	,273	1	,601	2,289	,102	51,188
	[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	,517	,732	,500	1	,480	1,678	,400	7,041
	[Εκπαίδευση=MSc/PhD]	0	.	.	0	.	.	.	.
	[Ειδικότητα=Φιλολογοι]	-	,982	1,415	1	,234	,311	,045	2,131
		1,168							
	[Ειδικότητα=Θετικών]	-	1,145	1,904	1	,168	,206	,022	1,943
		1,580							

Εφαρμογή του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης σε εκπαιδευτικά δεδομένα

[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	-	1,798	,436	1	,509	,305	,009	10,344
	1,188							
[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	0	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Υψηλή.

Πίνακας B.5

Parameter Estimates

							95% Confidence Interval for Exp(B)	
			Std.				Lower	Upper
Αποπροσωποποίηση ^a		B	Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	Bound
Μέτρια	[Εκπαίδευση=MSc/PhD]	-,828	1,585	,273	1	,601	,437	,020
	[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	-,311	1,484	,044	1	,834	,733	,040
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	0	.	.	0	.	.	.
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	1,168	,982	1,415	1	,234	3,216	,469
	[Ειδικότητα=Θετικών]	-,412	1,156	,127	1	,722	,663	,069
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	-,020	1,980	,000	1	,992	,981	,020
	[Ειδικότητα=Φιλολογοί]	0	.	.	0	.	.	.

a. The reference category is: Υψηλή.

Πίνακας B.6

Parameter Estimates

							95% Confidence Interval for Exp(B)	
			Std.				Lower	Upper
Αποπροσωποποίηση ^a		B	Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	Bound
Μέτρια	[Ειδικότητα=Φιλολογοί]	,020	1,980	,000	1	,992	1,020	,021
	[Ειδικότητα=Θετικών]	-,392	2,035	,037	1	,847	,676	,013
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	1,188	1,798	,436	1	,509	3,280	,097
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	0	.	.	0	.	.	.

a. The reference category is: Υψηλή.

Πίνακας B.7

Parameter Estimates

							95% Confidence Interval for Exp(B)	
			Std.				Lower	Upper
Προσωπική Επίτευξη ^a		B	Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	Bound

Υψηλή	Intercept	-,671	,654	1,053	1	,305			
	Έτη Προϋπηρεσίας	,031	,023	1,856	1	,173	1,031	,987	1,078
	[Φύλο=Άνδρας]	1,007	,363	7,678	1	,006	2,737	1,343	5,581
	[Φύλο=Γυναίκα]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	-,330	,870	,143	1	,705	,719	,131	3,959
	[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	-,772	,404	3,655	1	,056	,462	,209	1,020
	[Εκπαίδευση=MSc/PhD]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Βαθμίδα=Α' βάθμια]	1,732	,834	4,308	1	,038	5,651	1,101	28,992
	[Βαθμίδα=Β' βάθμια]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	1,034	,409	6,396	1	,011	2,813	1,262	6,268
	[Ειδικότητα=Θετικών]	,879	,464	3,595	1	,058	2,409	,971	5,979
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	-,983	,834	1,389	1	,239	,374	,073	1,918
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Σχέση Εργασίας=Μόνιμος]	,947	,588	2,590	1	,108	2,577	,814	8,162
	[Σχέση Εργασίας=Αναπληρωτής]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Τόπος Εργασίας=Αστική]	1,098	,469	5,478	1	,019	2,999	1,196	7,521
	[Τόπος Εργασίας=Ημιαστική/Αγροτική]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
Μέτρια	Intercept	- 1,607	,831	3,735	1	,053			
	Έτη Προϋπηρεσίας	-,003	,029	,013	1	,908	,997	,941	1,056
	[Φύλο=Άνδρας]	,341	,472	,520	1	,471	1,406	,557	3,549
	[Φύλο=Γυναίκα]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	- 2,325	1,084	4,600	1	,032	,098	,012	,818
	[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	- 1,760	,465	14,309	1	,000	,172	,069	,428
	[Εκπαίδευση=MSc/PhD]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Βαθμίδα=Α' βάθμια]	2,130	,993	4,604	1	,032	8,416	1,202	58,897
	[Βαθμίδα=Β' βάθμια]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	,727	,544	1,786	1	,181	2,069	,712	6,010
	[Ειδικότητα=Θετικών]	,621	,613	1,025	1	,311	1,860	,559	6,184
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	-,470	,981	,230	1	,632	,625	,091	4,276
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Σχέση Εργασίας=Μόνιμος]	1,911	,732	6,815	1	,009	6,760	1,610	28,380
	[Σχέση Εργασίας=Αναπληρωτής]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Τόπος Εργασίας=Αστική]	1,666	,538	9,607	1	,002	5,293	1,845	15,180
	[Τόπος Εργασίας=Ημιαστική/Αγροτική]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.

Εφαρμογή του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης σε εκπαιδευτικά δεδομένα

- a. The reference category is: Χαμηλή.
b. This parameter is set to zero because it is redundant.

Πίνακας Β.8

Parameter Estimates									
Προσωπική Επίτευξη ^a	B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% Confidence Interval for Exp(B)		
							Lower Bound	Upper Bound	
Υψηλή [Εκπαίδευση=MSc/PhD]	[Εκπαίδευση=MSc/PhD]	,330	,870	,143	1	,705	1,390	,253	7,654
	[Εκπαίδευση=AEI]	-,443	,773	,328	1	,567	,642	,141	2,921
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	0	.	.	0	.	.	.	.
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	- 1,034	,409	6,396	1	,011	,356	,160	,792
	[Ειδικότητα=Θετικών]	-,155	,505	,094	1	,759	,857	,318	2,304
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	- 2,017	,915	4,860	1	,027	,133	,022	,800
	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	0	.	.	0	.	.	.	.
	Μέτρια [Εκπαίδευση=MSc/PhD]	[Εκπαίδευση=MSc/PhD]	2,325	1,084	4,600	1	,032	10,229	1,222
[Εκπαίδευση=AEI]		,565	,987	,327	1	,567	1,759	,254	12,185
[Εκπαίδευση=Ακαδημία]		0	.	.	0	.	.	.	.
[Ειδικότητα=Ειδικότητες]		-,727	,544	1,786	1	,181	,483	,166	1,404
[Ειδικότητα=Θετικών]		-,107	,649	,027	1	,870	,899	,252	3,207
[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]		- 1,197	1,103	1,178	1	,278	,302	,035	2,625
[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]		0	.	.	0	.	.	.	.

- a. The reference category is: Χαμηλή.

Πίνακας Β.9

Parameter Estimates									
							95% Confidence Interval for Exp(B)		
			Std. Error				Lower Bound	Upper Bound	
Προσωπική Επίτευξη ^a		B		Wald	df	Sig.	Exp(B)		
Υψηλή	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	2,017	,915	4,860	1	,027	7,514	1,251	45,142
	[Ειδικότητα=Θετικών]	1,862	,942	3,911	1	,048	6,437	1,017	40,751
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	,983	,834	1,389	1	,239	2,672	,521	13,692
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	0	.	.	0	.	.	.	.
Μέτρια	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	1,197	1,103	1,178	1	,278	3,312	,381	28,786

[Ειδικότητα=Θετικών]	1,091	1,140	,915	1	,339	2,977	,318	27,826
[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	,470	,981	,230	1	,632	1,600	,234	10,954
[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	0	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Χαμηλή.

Πίνακας B.10

Parameter Estimates								
							95% Confidence Interval for Exp(B)	
							Lower Bound	Upper Bound
Προσωπική Επίτευξη ^a	B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)		
Μέτρια Intercept	-,936	,692	1,827	1	,177			
Έτη Προϋπηρεσίας	-,034	,023	2,138	1	,144	,966	,923	1,012
[Φύλο=Άνδρας]	-,666	,362	3,396	1	,065	,514	,253	1,043
[Φύλο=Γυναίκα]	0	.	.	0	.	.	.	.
[Βαθμίδα=A' βάρθμια]	,398	,712	,313	1	,576	1,489	,369	6,016
[Βαθμίδα=B' βάρθμια]	0	.	.	0	.	.	.	.
[Σχέση Εργασίας=Μόνιμος]	,964	,601	2,571	1	,109	2,623	,807	8,526
[Σχέση Εργασίας=Αναπληρωτής]	0	.	.	0	.	.	.	.
[Τόπος Εργασίας=Αστική]	,568	,358	2,520	1	,112	1,765	,875	3,560
[Τόπος Εργασίας=Ημιαστική/Αγροτική]	0	.	.	0	.	.	.	.
[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	-1,996	,800	6,224	1	,013	,136	,028	,652
[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	-,988	,326	9,155	1	,002	,372	,196	,706
[Εκπαίδευση=MSc/PhD]	0	.	.	0	.	.	.	.
[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	-,307	,445	,476	1	,490	,736	,308	1,759
[Ειδικότητα=Θετικών]	-,259	,486	,284	1	,594	,772	,298	2,000
[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	,512	,712	,518	1	,472	1,669	,413	6,740
[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	0	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Υψηλή.

Πίνακας B.11

Parameter Estimates								
							95% Confidence Interval for Exp(B)	
							Lower Bound	Upper Bound
Προσωπική Επίτευξη ^a	B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)		
Μέτρια [Εκπαίδευση=MSc/PhD]	1,996	,800	6,224	1	,013	7,357	1,534	35,284

Εφαρμογή του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης σε εκπαιδευτικά δεδομένα

[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	1,008	,750	1,806	1	,179	2,740	,630	11,913
[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	0	.	.	0	.	.	.	.
[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	,307	,445	,476	1	,490	1,359	,568	3,251
[Ειδικότητα=Θετικών]	,048	,492	,010	1	,922	1,049	,400	2,755
[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	,819	,824	,989	1	,320	2,269	,451	11,407
[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	0	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Υψηλή.

Πίνακας B.12

Parameter Estimates

							95% Confidence Interval for Exp(B)	
							Lower Bound	Upper Bound
Προσωπική Επίτευξη ^a		B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	
Μέτρια	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	-,819	,824	,989	1	,320	,441	,088
	[Ειδικότητα=Θετικών]	-,771	,850	,824	1	,364	,463	,087
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	-,512	,712	,518	1	,472	,599	,148
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	0	.	.	0	.	.	.

a. The reference category is: Υψηλή.

Πίνακας B.13

Parameter Estimates

							95% Confidence Interval for Exp(B)		
							Lower Bound	Upper Bound	
Συναισθηματική Εξουθένωση ^a		B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)		
Υψηλή	Intercept	- 2,030	,753	7,263	1	,007			
	Έτη Προϋπηρεσίας	-,004	,024	,032	1	,857	,996	,949	1,045
	[Φύλο=Άνδρας]	-,128	,366	,123	1	,726	,879	,429	1,802
	[Φύλο=Γυναίκα]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	- 2,287	,929	6,062	1	,014	,102	,016	,627
	[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	-,758	,355	4,555	1	,033	,469	,234	,940
	[Εκπαίδευση=MSc/PhD]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Βαθμίδα=A' βάρθμια]	1,438	,704	4,174	1	,041	4,211	1,060	16,730
	[Βαθμίδα=B' βάρθμια]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	,404	,455	,787	1	,375	1,498	,614	3,655
	[Ειδικότητα=Θετικών]	-,408	,544	,560	1	,454	,665	,229	1,934
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	,136	,709	,037	1	,848	1,146	,286	4,598

	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Σχέση Εργασίας=Μόνιμος]	,999	,662	2,278	1	,131	2,717	,742	9,946
	[Σχέση Εργασίας=Αναπληρωτής]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Τόπος Εργασίας=Αστική]	-,148	,419	,124	1	,725	,863	,379	1,963
	[Τόπος Εργασίας=Αγροτική/Ημιαστική]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
Μέτρια	Intercept	-,759	,571	1,768	1	,184			
	Έτη Προϋπηρεσίας	-,037	,019	3,733	1	,053	,964	,928	1,001
	[Φύλο=Άνδρας]	-,368	,292	1,588	1	,208	,692	,391	1,227
	[Φύλο=Γυναίκα]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	,078	,624	,015	1	,901	1,081	,318	3,675
	[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	-,359	,294	1,496	1	,221	,698	,392	1,242
	[Εκπαίδευση=MSc/PhD]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Βαθμίδα=A' βάθμια]	,718	,624	1,321	1	,250	2,050	,603	6,970
	[Βαθμίδα=B' βάθμια]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	,415	,352	1,390	1	,238	1,515	,759	3,022
	[Ειδικότητα=Θετικών]	-,100	,396	,063	1	,801	,905	,416	1,969
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	-,193	,642	,091	1	,763	,824	,234	2,901
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Σχέση Εργασίας=Μόνιμος]	,828	,521	2,524	1	,112	2,288	,824	6,353
	[Σχέση Εργασίας=Αναπληρωτής]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Τόπος Εργασίας=Αστική]	,111	,309	,129	1	,719	1,117	,610	2,045
	[Τόπος Εργασίας=Αγροτική/Ημιαστική]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Χαμηλή.

b. This parameter is set to zero because it is redundant.

Πίνακας B.14

Parameter Estimates

							95% Confidence Interval for Exp(B)		
							Lower	Upper	
Συναισθηματική Εξουθένωση ^a		B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	Bound	Bound
Υψηλή	[Εκπαίδευση=MSc/PhD]	2,287	,929	6,062	1	,014	9,846	1,594	60,806
	[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	1,530	,871	3,085	1	,079	4,616	,837	25,444
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	0	.	.	0	.	.	.	.
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	-,404	,455	,787	1	,375	,668	,274	1,630

Εφαρμογή του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης σε εκπαιδευτικά δεδομένα

Μέτρια	[Ειδικότητα=Θετικών]	-,811	,548	2,190	1	,139	,444	,152	1,301
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	-,268	,821	,106	1	,744	,765	,153	3,824
	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	0	.	.	0	.	.	.	.
	[Εκπαίδευση=MSc/PhD]	-,078	,624	,015	1	,901	,925	,272	3,146
	[Εκπαίδευση=AEI]	-,437	,566	,596	1	,440	,646	,213	1,959
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	0	.	.	0	.	.	.	.
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	-,415	,352	1,390	1	,238	,660	,331	1,317
	[Ειδικότητα=Θετικών]	-,515	,399	1,664	1	,197	,597	,273	1,307
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	-,609	,717	,721	1	,396	,544	,134	2,216
	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	0	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Χαμηλή.

Πίνακας B.15

Parameter Estimates

Συναισθηματική Εξουθένωση ^a		B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% Confidence Interval for Exp(B)	
								Lower Bound	Upper Bound
Υψηλή	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	,268	,821	,106	1	,744	1,307	,262	6,530
	[Ειδικότητα=Θετικών]	-,544	,874	,387	1	,534	,581	,105	3,219
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	-,136	,709	,037	1	,848	,873	,217	3,501
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	0	.	.	0	.	.	.	.
Μέτρια	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	,609	,717	,721	1	,396	1,838	,451	7,488
	[Ειδικότητα=Θετικών]	,094	,741	,016	1	,900	1,098	,257	4,692
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	,193	,642	,091	1	,763	1,213	,345	4,269
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	0	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Χαμηλή.

Πίνακας B.16

Parameter Estimates

Συναισθηματική Εξουθένωση ^a		B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% Confidence Interval for Exp(B)	
								Lower Bound	Upper Bound
Μέτρια	Intercept	1,271	,822	2,391	1	,122			
	Έτη Προϋπηρεσίας	-,033	,027	1,450	1	,229	,968	,918	1,021
	[Φύλο=Ανδρας]	-,239	,409	,342	1	,559	,787	,353	1,755
	[Φύλο=Γυναίκα]	0	.	.	0	.	.	.	.
	[Βαθμίδα=A' βάθμια]	-,720	,766	,883	1	,347	,487	,108	2,185
	[Βαθμίδα=B' βάθμια]	0	.	.	0	.	.	.	.

[Σχέση Εργασίας=Μόνιμος]	-,172	,715	,058	1	,810	,842	,207	3,421
[Σχέση Εργασίας=Αναπληρωτής]	0	.	.	0	.	.	.	.
[Τόπος Εργασίας=Αστική]	,259	,452	,328	1	,567	1,295	,534	3,138
[Τόπος Εργασίας=Ημιαστική/Αγροτική]	0	.	.	0	.	.	.	.
[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	2,365	,976	5,872	1	,015	10,642	1,572	72,058
[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	,398	,387	1,060	1	,303	1,489	,698	3,178
[Εκπαίδευση=MSc/PhD]	0	.	.	0	.	.	.	.
[Ειδικότητα=Φιλολογοί]	,012	,504	,001	1	,982	1,012	,377	2,715
[Ειδικότητα=Θετικών]	,308	,612	,253	1	,615	1,361	,410	4,515
[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	-,329	,763	,186	1	,666	,719	,161	3,209
[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	0	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Υψηλή.

Πίνακας B.17

Parameter Estimates

								95% Confidence Interval for Exp(B)	
		B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	Lower Bound	Upper Bound
Συναισθηματική Εξουθένωση ^a									
Μέτρια	[Εκπαίδευση=MSc/PhD]	- ,976 2,365	,976	5,872	1	,015	,094	,014	,636
	[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	- ,913 1,967	,913	4,639	1	,031	,140	,023	,838
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	0	.	.	0	.	.	.	.
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	-,012	,504	,001	1	,982	,988	,368	2,653
	[Ειδικότητα=Θετικών]	,296	,606	,239	1	,625	1,345	,410	4,415
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	-,341	,894	,146	1	,703	,711	,123	4,097
	[Ειδικότητα=Φιλολογοί]	0	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Υψηλή.

Πίνακας B.18

Parameter Estimates

		B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% Confidence Interval for Exp(B)	
								Lower Bound	Upper Bound
Συναισθηματική Εξουθένωση ^a									
Μέτρια	[Ειδικότητα=Φιλολογοί]	,341	,894	,146	1	,703	1,406	,244	8,105

Εφαρμογή του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης σε εκπαιδευτικά δεδομένα

[Ειδικότητα=Θετικών]	,637	,961	,440	1	,507	1,891	,288	12,431
[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	,329	,763	,186	1	,666	1,390	,312	6,203
[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	0	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Υψηλή.

Πίνακας Β.19

Parameter Estimates								
Αποπροσωποποίηση ^a		B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% Confidence Interval for Exp(B) Lower Bound Upper Bound
Υψηλή	Intercept	-2,127	,776	7,505	1	,006		
	[Προγράμματα Ενίσχυσης Προσόντων=Ναι]	,436	,590	,547	1	,460	1,546	,487 4,913
	[Προγράμματα Ενίσχυσης Προσόντων=Όχι]	0 ^b	.	.	0	.	.	.
	[Εκπαιδευτικά Συνέδρια ή Σεμινάρια=Ναι]	-,470	,660	,508	1	,476	,625	,171 2,277
	[Εκπαιδευτικά Συνέδρια ή Σεμινάρια=Όχι]	0 ^b	.	.	0	.	.	.
	[Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα=Ναι]	-,575	,721	,636	1	,425	,562	,137 2,313
	[Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα=Όχι]	0 ^b	.	.	0	.	.	.
	[Μη Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα=Ναι]	-1,487	,625	5,655	1	,017	,226	,066 ,770
	[Μη Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα=Όχι]	0 ^b	.	.	0	.	.	.
	[Ατομική ή Συνεργατική Έρευνα=Ναι]	-,181	,629	,083	1	,773	,834	,243 2,863

	[Ατομική ή Συνεργατική Έρευνα=Όχι]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Δίκτυο Εκπαιδευτικών=Ναι]	,473	,660	,515	1	,473	1,605	,441	5,846
	[Δίκτυο Εκπαιδευτικών=Όχι]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Προγράμματα άλλων οργανισμών εκτός Δημοσίου=Ναι]	1,071	,616	3,022	1	,082	2,919	,872	9,764
	[Προγράμματα άλλων οργανισμών εκτός Δημοσίου=Όχι]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Επισκέψεις παρατήρησης σε σχολικές μονάδες=Ναι]	-,065	,720	,008	1	,928	,937	,228	3,847
	[Επισκέψεις παρατήρησης σε σχολικές μονάδες=2,00]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
Μέτρια	Intercept	-1,535	,597	6,620	1	,010			
	[Προγράμματα Ενίσχυσης Προσόντων=Ναι]	-1,668	,566	8,696	1	,003	,189	,062	,572
	[Προγράμματα Ενίσχυσης Προσόντων=Όχι]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Εκπαιδευτικά Συνέδρια ή Σεμινάρια=Ναι]	,222	,531	,176	1	,675	1,249	,441	3,534
	[Εκπαιδευτικά Συνέδρια ή Σεμινάρια=Όχι]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα=Ναι]	-1,124	,517	4,719	1	,030	,325	,118	,896
	[Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα=Όχι]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.

Εφαρμογή του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης σε εκπαιδευτικά δεδομένα

[Μη Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα=Ναι]	-1,144	,455	6,313	1	,012	,319	,131	,778
[Μη Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα=Όχι]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
[Ατομική ή Συνεργατική Έρευνα=Ναι]	1,011	,462	4,798	1	,028	2,748	1,112	6,790
[Ατομική ή Συνεργατική Έρευνα=Όχι]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
[Δίκτυο Εκπαιδευτικών=Ναι]	,202	,495	,167	1	,683	1,224	,464	3,231
[Δίκτυο Εκπαιδευτικών=Όχι]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
[Προγράμματα άλλων οργανισμών εκτός Δημοσίου=Ναι]	,365	,499	,535	1	,464	1,441	,542	3,833
[Προγράμματα άλλων οργανισμών εκτός Δημοσίου=Όχι]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
[Επισκέψεις παρατήρησης σε σχολικές μονάδες=Ναι]	,828	,472	3,078	1	,079	2,289	,908	5,775
[Επισκέψεις παρατήρησης σε σχολικές μονάδες=2,00]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Χαμηλή.

b. This parameter is set to zero because it is redundant.

Πίνακας B.20

		Parameter Estimates						95% Confidence Interval for Exp(B)	
		Std.						Lower	Upper
Αποπροσωποποίηση ^a	B	Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)		Bound	Bound

Μέτρια	Intercept	,592	,924	,411	1	,522			
	[Προγράμματα Ενίσχυσης Προσόντων=Ναι]	-2,104	,791	7,069	1	,008	,122	,026	,575
	[Προγράμματα Ενίσχυσης Προσόντων=Όχι]	0	.	.	0	.	.	.	.
	[Εκπαιδευτικά Συνέδρια ή Σεμινάρια=Ναι]	,693	,813	,727	1	,394	1,999	,407	9,828
	[Εκπαιδευτικά Συνέδρια ή Σεμινάρια=Όχι]	0	.	.	0	.	.	.	.
	[Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα=Ναι]	-,549	,842	,424	1	,515	,578	,111	3,009
	[Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα=Όχι]	0	.	.	0	.	.	.	.
	[Μη Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα=Ναι]	,343	,749	,210	1	,647	1,409	,325	6,114
	[Μη Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα=Όχι]	0	.	.	0	.	.	.	.
	[Ατομική ή Συνεργατική Έρευνα=Ναι]	1,192	,754	2,501	1	,114	3,295	,752	14,440
	[Ατομική ή Συνεργατική Έρευνα=Όχι]	0	.	.	0	.	.	.	.
	[Δίκτυο Εκπαιδευτικών=Ναι]	-,271	,796	,116	1	,734	,763	,160	3,631
	[Δίκτυο Εκπαιδευτικών=Όχι]	0	.	.	0	.	.	.	.
	[Προγράμματα άλλων οργανισμών εκτός Δημοσίου=Ναι]	-,706	,757	,869	1	,351	,494	,112	2,178

Εφαρμογή του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης σε εκπαιδευτικά δεδομένα

[Προγράμματα άλλων οργανισμών εκτός Δημοσίου=Όχι]	0	.	.	0	.	.	.	.
[Επισκέψεις παρατήρησης σε σχολικές μονάδες=Ναι]	,893	,827	1,167	1	,280	2,442	,483	12,341
[Επισκέψεις παρατήρησης σε σχολικές μονάδες=Όχι]	0	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Υψηλή.

Πίνακας B.21

Parameter Estimates								
		B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% Confidence Interval for Exp(B) Lower Bound Upper Bound
Προσωπική Επίτευξη ^a Υψηλή	Intercept	,141	,450	,099	1	,754		
	[Προγράμματα Ενίσχυσης Προσόντων=Ναι]	-,295	,329	,806	1	,369	,744	,390 1,419
	[Προγράμματα Ενίσχυσης Προσόντων=Όχι]	0 ^b	.	.	0	.	.	.
	[Εκπαιδευτικά Συνέδρια ή Σεμινάρια=Ναι]	,067	,367	,033	1	,856	1,069	,521 2,195
	[Εκπαιδευτικά Συνέδρια ή Σεμινάρια=Όχι]	0 ^b	.	.	0	.	.	.
	[Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα=Ναι]	,508	,418	1,475	1	,225	1,662	,732 3,772
	[Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα=Όχι]	0 ^b	.	.	0	.	.	.

	[Μη Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα=Ναι]	1,253	,330	14,455	1	,000	3,502	1,835	6,683
	[Μη Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα=Όχι]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Ατομική ή Συνεργατική Έρευνα=Ναι]	,742	,350	4,496	1	,034	2,101	1,058	4,172
	[Ατομική ή Συνεργατική Έρευνα=Όχι]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Δίκτυο Εκπαιδευτικών=Ναι]	,121	,385	,099	1	,753	1,129	,531	2,401
	[Δίκτυο Εκπαιδευτικών=Όχι]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Προγράμματα άλλων οργανισμών εκτός Δημοσίου=Ναι]	-,888	,366	5,894	1	,015	,412	,201	,843
	[Προγράμματα άλλων οργανισμών εκτός Δημοσίου=Όχι]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Επισκέψεις παρατήρησης σε σχολικές μονάδες=Ναι]	,938	,489	3,674	1	,055	2,555	,979	6,666
	[Επισκέψεις παρατήρησης σε σχολικές μονάδες=Όχι]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
Μέτρια	Intercept	-1,652	,642	6,615	1	,010			
	[Προγράμματα Ενίσχυσης Προσόντων=Ναι]	-,351	,413	,722	1	,396	,704	,313	1,582
	[Προγράμματα Ενίσχυσης Προσόντων=Όχι]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Εκπαιδευτικά Συνέδρια ή Σεμινάρια=Ναι]	,586	,536	1,191	1	,275	1,796	,628	5,140

Εφαρμογή του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης σε εκπαιδευτικά δεδομένα

[Εκπαιδευτικά Συνέδρια ή Σεμινάρια=Όχι]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
[Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα=Ναι]	-,029	,536	,003	1	,957	,971	,340	2,777
[Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα=Όχι]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
[Μη Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα=Ναι]	1,744	,433	16,195	1	,000	5,722	2,447	13,380
[Μη Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα=Όχι]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
[Ατομική ή Συνεργατική Έρευνα=Ναι]	,738	,431	2,931	1	,087	2,091	,899	4,864
[Ατομική ή Συνεργατική Έρευνα=Όχι]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
[Δίκτυο Εκπαιδευτικών=Ναι]	-,201	,479	,176	1	,675	,818	,320	2,090
[Δίκτυο Εκπαιδευτικών=Όχι]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
[Προγράμματα άλλων οργανισμών εκτός Δημοσίου=Ναι]	-,199	,430	,214	1	,644	,820	,353	1,904
[Προγράμματα άλλων οργανισμών εκτός Δημοσίου=Όχι]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
[Επισκέψεις παρατήρησης σε σχολικές μονάδες=Ναι]	1,057	,561	3,549	1	,060	2,879	,958	8,651
[Επισκέψεις παρατήρησης σε σχολικές μονάδες=Όχι]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Χαμηλή.

b. This parameter is set to zero because it is redundant.

Πίνακας Β.22

		Parameter Estimates						95% Confidence Interval for Exp(B)	
Προσωπική Επίτευξη ^a		B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	Lower Bound	Upper Bound
Μέτρια	Intercept	-1,793	,569	9,924	1	,002			
	[Προγράμματα Ενίσχυσης Προσόντων=Ναι]	-,056	,321	,030	1	,863	,946	,504	1,776
	[Προγράμματα Ενίσχυσης Προσόντων=Όχι]	0	.	.	0	.	.	.	.
	[Εκπαιδευτικά Συνέδρια ή Σεμινάρια=Ναι]	,519	,459	1,281	1	,258	1,680	,684	4,128
	[Εκπαιδευτικά Συνέδρια ή Σεμινάρια=Όχι]	0	.	.	0	.	.	.	.
	[Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα=Ναι]	-,537	,455	1,390	1	,238	,584	,239	1,427
	[Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα=Όχι]	0	.	.	0	.	.	.	.
	[Μη Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα=Ναι]	,491	,351	1,959	1	,162	1,634	,822	3,249
	[Μη Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα=Όχι]	0	.	.	0	.	.	.	.
	[Ατομική ή Συνεργατική Έρευνα=Ναι]	-,005	,324	,000	1	,988	,995	,527	1,878
	[Ατομική ή Συνεργατική Έρευνα=Όχι]	0	.	.	0	.	.	.	.
	[Δίκτυο Εκπαιδευτικών=Ναι]	-,322	,352	,837	1	,360	,725	,364	1,444

Εφαρμογή του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης σε εκπαιδευτικά δεδομένα

[Δίκτυο Εκπαιδευτικών=Όχι]	0	.	.	0	.	.	.	.
[Προγράμματα άλλων οργανισμών εκτός Δημοσίου=Ναι]	,689	,319	4,677	1	,031	1,992	1,067	3,718
[Προγράμματα άλλων οργανισμών εκτός Δημοσίου=Όχι]	0	.	.	0	.	.	.	.
[Επισκέψεις παρατήρησης σε σχολικές μονάδες=Ναι]	,120	,360	,110	1	,740	1,127	,557	2,281
[Επισκέψεις παρατήρησης σε σχολικές μονάδες=Όχι]	0	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Υψηλή.

Πίνακας B.23

		Parameter Estimates						95% Confidence Interval for Exp(B)	
Συναισθηματική Εξουθένωση ^a		B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	Lower Bound	Upper Bound
Υψηλή	Intercept	-,420	,500	,703	1	,402			
	[Προγράμματα Ενίσχυσης Προσόντων=Ναι]	,328	,356	,849	1	,357	1,388	,691	2,790
	[Προγράμματα Ενίσχυσης Προσόντων=Όχι]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Εκπαιδευτικά Συνέδρια ή Σεμινάρια=Ναι]	-1,035	,381	7,367	1	,007	,355	,168	,750
	[Εκπαιδευτικά Συνέδρια ή Σεμινάρια=Όχι]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.

	[Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα=Ναι]	-,107	,488	,049	1	,826	,898	,345	2,336
	[Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα=Όχι]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Μη Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα=Ναι]	-,449	,341	1,731	1	,188	,638	,327	1,246
	[Μη Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα=Όχι]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Ατομική ή Συνεργατική Έρευνα=Ναι]	-,642	,374	2,946	1	,086	,526	,253	1,095
	[Ατομική ή Συνεργατική Έρευνα=Όχι]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Δίκτυο Εκπαιδευτικών=Ναι]	,440	,387	1,292	1	,256	1,553	,727	3,317
	[Δίκτυο Εκπαιδευτικών=Όχι]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Προγράμματα άλλων οργανισμών εκτός Δημοσίου=Ναι]	1,014	,386	6,923	1	,009	2,758	1,295	5,871
	[Προγράμματα άλλων οργανισμών εκτός Δημοσίου=Όχι]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Επισκέψεις παρατήρησης σε σχολικές μονάδες=Ναι]	-,861	,490	3,085	1	,079	,423	,162	1,105
	[Επισκέψεις παρατήρησης σε σχολικές μονάδες=Όχι]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
Μέτρια	Intercept	-,658	,448	2,157	1	,142			
	[Προγράμματα Ενίσχυσης Προσόντων=Ναι]	,010	,280	,001	1	,971	1,010	,584	1,749

Εφαρμογή του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης σε εκπαιδευτικά δεδομένα

[Προγράμματα Ενίσχυσης Προσόντων=Όχι]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
[Εκπαιδευτικά Συνέδρια ή Σεμινάρια=Ναι]	,043	,358	,015	1	,903	1,044	,518	2,106
[Εκπαιδευτικά Συνέδρια ή Σεμινάρια=Όχι]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
[Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα=Ναι]	-,301	,389	,598	1	,439	,740	,345	1,587
[Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα=Όχι]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
[Μη Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα=Ναι]	,065	,280	,054	1	,817	1,067	,617	1,846
[Μη Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα=Όχι]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
[Ατομική ή Συνεργατική Έρευνα=Ναι]	-,332	,284	1,366	1	,243	,718	,411	1,252
[Ατομική ή Συνεργατική Έρευνα=Όχι]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
[Δίκτυο Εκπαιδευτικών=Ναι]	-,325	,315	1,062	1	,303	,723	,389	1,340
[Δίκτυο Εκπαιδευτικών=Όχι]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
[Προγράμματα άλλων οργανισμών εκτός Δημοσίου=Ναι]	1,058	,289	13,448	1	,000	2,881	1,637	5,073
[Προγράμματα άλλων οργανισμών εκτός Δημοσίου=Όχι]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.

[Επισκέψεις παρατήρησης σε σχολικές μονάδες=Ναι]	-,212	,331	,411	1	,521	,809	,423	1,547
[Επισκέψεις παρατήρησης σε σχολικές μονάδες=Όχι]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Χαμηλή.

b. This parameter is set to zero because it is redundant.

Πίνακας Β.24

		Parameter Estimates						95% Confidence Interval for Exp(B)	
Συναισθηματική Εξουθένωση ^a		B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	Lower Bound	Upper Bound
Μέτρια	Intercept	-,238	,559	,182	1	,670			
	[Προγράμματα Ενίσχυσης Προσόντων=Ναι]	-,318	,391	,661	1	,416	,728	,338	1,566
	[Προγράμματα Ενίσχυσης Προσόντων=Όχι]	0	.	.	0	.	.	.	.
	[Εκπαιδευτικά Συνέδρια ή Σεμινάρια=Ναι]	1,078	,442	5,967	1	,015	2,940	1,238	6,985
	[Εκπαιδευτικά Συνέδρια ή Σεμινάρια=Όχι]	0	.	.	0	.	.	.	.
	[Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα=Ναι]	-,194	,529	,134	1	,714	,824	,292	2,326
	[Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα=Όχι]	0	.	.	0	.	.	.	.
	[Μη Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα=Ναι]	,514	,381	1,818	1	,178	1,671	,792	3,526
	[Μη Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα=Όχι]	0	.	.	0	.	.	.	.

Εφαρμογή του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης σε εκπαιδευτικά δεδομένα

[Μη Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα=Όχι]	0	.	.	0	.	.	.	.
[Ατομική ή Συνεργατική Έρευνα=Ναι]	,310	,411	,570	1	,450	1,364	,610	3,049
[Ατομική ή Συνεργατική Έρευνα=Όχι]	0	.	.	0	.	.	.	.
[Δίκτυο Εκπαιδευτικών=Ναι]	-,765	,439	3,034	1	,082	,465	,197	1,101
[Δίκτυο Εκπαιδευτικών=Όχι]	0	.	.	0	.	.	.	.
[Προγράμματα άλλων οργανισμών εκτός Δημοσίου=Ναι]	,044	,406	,012	1	,914	1,045	,472	2,315
[Προγράμματα άλλων οργανισμών εκτός Δημοσίου=Όχι]	0	.	.	0	.	.	.	.
[Επισκέψεις παρατήρησης σε σχολικές μονάδες=Ναι]	,649	,534	1,475	1	,225	1,914	,671	5,456
[Επισκέψεις παρατήρησης σε σχολικές μονάδες=Όχι]	0	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Υψηλή.

Πίνακας B.25

Parameter Estimates

Parameter Estimates							95% Confidence Interval for Exp(B)		
		B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	Lower Bound	Upper Bound
Ωράριο ^a	Intercept	-,135	,745	,033	1	,856			
	Έτη Προϋπηρεσίας	-,064	,026	5,929	1	,015	,938	,890	,987
	[Φύλο=Άνδρας]	,218	,397	,300	1	,584	1,243	,570	2,709

	[Φύλο=Γυναίκα]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Βαθμίδα Εκπαίδευσης=A' βάθμια]	1,302	,795	2,683	1	,101	3,676	,774	17,454
	[Βαθμίδα Εκπαίδευσης=B' βάθμια]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Σχέση Εργασίας=Μόνιμος]	1,177	,670	3,081	1	,079	3,243	,872	12,065
	[Σχέση Εργασίας=Αναπληρωτής]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Τόπος Εργασίας=Αστική]	,542	,424	1,638	1	,201	1,720	,750	3,947
	[Τόπος Εργασίας=Ημιαστική/Αγροτική]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	- 1,249	,821	2,317	1	,128	,287	,057	1,432
	[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	-,420	,430	,955	1	,328	,657	,283	1,526
	[Εκπαίδευση=MSc/PhD]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	,418	,537	,606	1	,436	1,519	,530	4,355
	[Ειδικότητα=Θετικών]	,217	,515	,177	1	,674	1,242	,453	3,410
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	-,268	,809	,110	1	,740	,765	,157	3,733
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
Συμφωνώ	Intercept	,947	,642	2,172	1	,141			
	Έτη Προϋπηρεσίας	-,034	,021	2,580	1	,108	,966	,927	1,008
	[Φύλο=Ανδρας]	,112	,314	,128	1	,721	1,119	,605	2,068
	[Φύλο=Γυναίκα]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Βαθμίδα Εκπαίδευσης=A' βάθμια]	,026	,735	,001	1	,971	1,027	,243	4,339
	[Βαθμίδα Εκπαίδευσης=B' βάθμια]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Σχέση Εργασίας=Μόνιμος]	1,432	,605	5,601	1	,018	4,185	1,279	13,698
	[Σχέση Εργασίας=Αναπληρωτής]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Τόπος Εργασίας=Αστική]	,035	,368	,009	1	,924	1,036	,504	2,129
	[Τόπος Εργασίας=Ημιαστική/Αγροτική]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	- 1,903	,722	6,955	1	,008	,149	,036	,613
	[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	-,560	,359	2,434	1	,119	,571	,283	1,154
	[Εκπαίδευση=MSc/PhD]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	,285	,402	,503	1	,478	1,330	,605	2,924
	[Ειδικότητα=Θετικών]	-,526	,400	1,737	1	,188	,591	,270	1,292
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	,360	,768	,220	1	,639	1,434	,318	6,464
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.

Εφαρμογή του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης σε εκπαιδευτικά δεδομένα

- a. The reference category is: Διαφωνώ.
b. This parameter is set to zero because it is redundant.

Πίνακας B.26

		Parameter Estimates						95% Confidence Interval for Exp(B)	
			Std.					Lower	Upper
Ωράριο ^a		B	Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	Bound	Bound
Ουδέτερος	[Εκπαίδευση=MSc/PhD]	1,249	,821	2,317	1	,128	3,487	,698	17,415
	[Εκπαίδευση=AEI]	,829	,727	1,301	1	,254	2,291	,551	9,520
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	0	.	.	0	.	.	.	.
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	-,418	,537	,606	1	,436	,658	,230	1,887
	[Ειδικότητα=Θετικών]	-,201	,544	,137	1	,712	,818	,281	2,377
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	-,686	,942	,531	1	,466	,503	,080	3,187
	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	0	.	.	0	.	.	.	.
Συμφωνώ	[Εκπαίδευση=MSc/PhD]	1,903	,722	6,955	1	,008	6,704	1,630	27,574
	[Εκπαίδευση=AEI]	1,343	,640	4,408	1	,036	3,830	1,093	13,418
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	0	.	.	0	.	.	.	.
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	-,285	,402	,503	1	,478	,752	,342	1,653
	[Ειδικότητα=Θετικών]	-,812	,430	3,556	1	,059	,444	,191	1,033
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	,075	,846	,008	1	,929	1,078	,205	5,662
	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	0	.	.	0	.	.	.	.

- a. The reference category is: Διαφωνώ.

Πίνακας B.27

		Parameter Estimates						95% Confidence Interval for Exp(B)	
			Std.					Lower	Upper
Ωράριο ^a		B	Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	Bound	Bound
Ουδέτερος	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	,686	,942	,531	1	,466	1,986	,314	12,573
	[Ειδικότητα=Θετικών]	,485	,932	,271	1	,603	1,624	,261	10,101
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	,268	,809	,110	1	,740	1,307	,268	6,380
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	0	.	.	0	.	.	.	.
Συμφωνώ	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	-,075	,846	,008	1	,929	,927	,177	4,870
	[Ειδικότητα=Θετικών]	-,887	,847	1,097	1	,295	,412	,078	2,166
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	-,360	,768	,220	1	,639	,697	,155	3,143

[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	0	.	.	0	.	.	.	.
-----------------------	---	---	---	---	---	---	---	---

a. The reference category is: Διαφωνώ.

Πίνακας B.28

Parameter Estimates

Ωράριο ^a	B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% Confidence Interval for Exp(B)	
							Lower Bound	Upper Bound
Ουδέτερος	Intercept	-	,620	3,043	1	,081		
		1,081						
	Έτη Προϋπηρεσίας	-,030	,022	1,955	1	,162	,970	1,012
	[Φύλο=Ανδρας]	,106	,329	,103	1	,748	1,111	2,116
	[Φύλο=Γυναίκα]	0	.	.	0	.	.	.
	[Βαθμίδα Εκπαίδευσης=A' βάθμια]	1,276	,615	4,298	1	,038	3,581	11,959
	[Βαθμίδα Εκπαίδευσης=B' βάθμια]	0	.	.	0	.	.	.
	[Σχέση Εργασίας=Μόνιμος]	-,255	,538	,225	1	,635	,775	2,224
	[Σχέση Εργασίας=Αναπληρωτής]	0	.	.	0	.	.	.
	[Τόπος Εργασίας=Αστική]	,507	,334	2,302	1	,129	1,660	3,197
	[Τόπος Εργασίας=Ημιαστική/Αγροτική]	0	.	.	0	.	.	.
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	,654	,707	,855	1	,355	1,923	7,682
	[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	,140	,327	,183	1	,669	1,150	2,181
	[Εκπαίδευση=MSc/PhD]	0	.	.	0	.	.	.
	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	,133	,437	,092	1	,761	1,142	2,692
	[Ειδικότητα=Θετικών]	,743	,438	2,880	1	,090	2,103	4,963
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	-,628	,622	1,022	1	,312	,533	1,804
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	0	.	.	0	.	.	.

a. The reference category is: Συμφωνώ.

Πίνακας B.29

Parameter Estimates

Ωράριο ^a	B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% Confidence Interval for Exp(B)	
							Lower Bound	Upper Bound

Εφαρμογή του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης σε εκπαιδευτικά δεδομένα

Ουδέτερος	[Εκπαίδευση=MSc/PhD]	-,654	,707	,855	1	,355	,520	,130	2,078
	[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	-,514	,650	,625	1	,429	,598	,167	2,140
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	0	.	.	0	.	.	.	.
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	-,133	,437	,092	1	,761	,875	,372	2,063
	[Ειδικότητα=Θετικών]	,610	,451	1,834	1	,176	1,841	,761	4,455
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	-,761	,738	1,066	1	,302	,467	,110	1,982
	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	0	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Συμφωνώ.

Πίνακας B.30

Parameter Estimates

Ωράριο ^a	B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% Confidence Interval for Exp(B)		
							Lower Bound	Upper Bound	
Ουδέτερος	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	,761	,738	1,066	1	,302	2,141	,504	9,091
	[Ειδικότητα=Θετικών]	1,372	,744	3,402	1	,065	3,943	,918	16,943
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	,628	,622	1,022	1	,312	1,875	,554	6,341
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	0	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Συμφωνώ.

Πίνακας B.31

Parameter Estimates

							95% Confidence Interval for Exp(B)		
		Std.					Lower	Upper	
Οικογένεια ^a	B	Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	Bound	Bound	
Ουδέτερος	Intercept	-,956	,751	1,620	1	,203			
	Έτη Προϋπηρεσίας	-,018	,027	,423	1	,515	,983	,932	1,036
	[Φύλο=Ανδρας]	,283	,397	,507	1	,476	1,327	,609	2,891
	[Φύλο=Γυναίκα]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Βαθμίδα Εκπαίδευσης=A' βαθμια]	,110	,810	,019	1	,892	1,117	,228	5,462
	[Βαθμίδα Εκπαίδευσης=B' βαθμια]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Σχέση Εργασίας=Μόνιμος]	1,645	,700	5,527	1	,019	5,184	1,315	20,436

	[Σχέση Εργασίας=Αναπληρωτής]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Τόπος Εργασίας=Αστική]	,229	,437	,273	1	,601	1,257	,533	2,962
	[Τόπος Εργασίας=Ημιαστική/Αγροτική]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	- 2,447	1,036	5,583	1	,018	,087	,011	,659
	[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	-,185	,398	,216	1	,642	,831	,381	1,813
	[Εκπαίδευση=MSc/PhD]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	- 1,322	,562	5,522	1	,019	,267	,089	,803
	[Ειδικότητα=Θετικών]	-,421	,491	,737	1	,391	,656	,251	1,717
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	,689	,858	,644	1	,422	1,992	,370	10,711
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
Συμφωνώ	Intercept	-,626	,613	1,043	1	,307			
	Έτη Προϋπηρεσίας	,017	,021	,625	1	,429	1,017	,976	1,060
	[Φύλο=Ανδρας]	-,018	,320	,003	1	,956	,983	,525	1,839
	[Φύλο=Γυναίκα]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Βαθμίδα Εκπαίδευσης=A' βάθμια]	,294	,685	,184	1	,668	1,342	,350	5,142
	[Βαθμίδα Εκπαίδευσης=B' βάθμια]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Σχέση Εργασίας=Μόνιμος]	1,513	,578	6,857	1	,009	4,539	1,463	14,084
	[Σχέση Εργασίας=Αναπληρωτής]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Τόπος Εργασίας=Αστική]	-,126	,350	,130	1	,719	,882	,444	1,749
	[Τόπος Εργασίας=Ημιαστική/Αγροτική]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	- 1,444	,719	4,031	1	,045	,236	,058	,966
	[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	,064	,325	,039	1	,843	1,067	,564	2,017
	[Εκπαίδευση=MSc/PhD]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	,116	,393	,087	1	,768	1,123	,520	2,429
	[Ειδικότητα=Θετικών]	-,276	,415	,441	1	,507	,759	,336	1,713
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	,805	,719	1,255	1	,263	2,237	,547	9,148
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Διαφωνώ.

b. This parameter is set to zero because it is redundant.

Πίνακας Β.32

Parameter Estimates								
Οικογένεια ^a		B	Std.	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% Confidence Interval for Exp(B)
			Error					Lower Bound Upper Bound
Ουδέτερος	[Εκπαίδευση=MSc/PhD]	2,447	1,036	5,583	1	,018	11,553	1,518 87,934
	[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	2,262	,981	5,316	1	,021	9,600	1,404 65,652
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	0	.	.	0	.	.	.
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	1,322	,562	5,522	1	,019	3,750	1,245 11,292
	[Ειδικότητα=Θετικών]	,900	,601	2,244	1	,134	2,461	,758 7,992
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	2,011	1,005	4,006	1	,045	7,468	1,043 53,498
	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	0	.	.	0	.	.	.
Συμφωνώ	[Εκπαίδευση=MSc/PhD]	1,444	,719	4,031	1	,045	4,240	1,035 17,368
	[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	1,509	,662	5,193	1	,023	4,522	1,235 16,555
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	0	.	.	0	.	.	.
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	-,116	,393	,087	1	,768	,890	,412 1,925
	[Ειδικότητα=Θετικών]	-,392	,421	,869	1	,351	,676	,296 1,541
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	,689	,801	,739	1	,390	1,991	,414 9,572
	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	0	.	.	0	.	.	.

a. The reference category is: Διαφωνώ.

Πίνακας Β.33

Parameter Estimates								
Οικογένεια ^a		B	Std.	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% Confidence Interval for Exp(B)
			Error					Lower Bound Upper Bound
Ουδέτερος	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	- 2,011	1,005	4,006	1	,045	,134	,019 ,959
	[Ειδικότητα=Θετικών]	- 1,110	,969	1,312	1	,252	,329	,049 2,203
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	-,689	,858	,644	1	,422	,502	,093 2,700
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	0	.	.	0	.	.	.
Συμφωνώ	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	-,689	,801	,739	1	,390	,502	,104 2,414
	[Ειδικότητα=Θετικών]	- 1,081	,813	1,768	1	,184	,339	,069 1,670
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	-,805	,719	1,255	1	,263	,447	,109 1,828
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	0	.	.	0	.	.	.

a. The reference category is: Διαφωνώ.

Πίνακας B.34

		Parameter Estimates						95% Confidence Interval for Exp(B)	
		B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	Lower Bound	Upper Bound
Οικογένεια ^a	Ουδέτερος Intercept	-,331	,677	,239	1	,625			
	Έτη Προϋπηρεσίας	-,034	,022	2,361	1	,124	,966	,925	1,009
	[Φύλο=Ανδρας]	,300	,322	,869	1	,351	1,351	,718	2,540
	[Φύλο=Γυναίκα]	0	.	.	0	.	.	.	.
	[Βαθμίδα Εκπαίδευσης=A' βάθμια]	-,184	,665	,076	1	,782	,832	,226	3,064
	[Βαθμίδα Εκπαίδευσης=B' βάθμια]	0	.	.	0	.	.	.	.
	[Σχέση Εργασίας=Μόνιμος]	,133	,603	,048	1	,826	1,142	,350	3,726
	[Σχέση Εργασίας=Αναπληρωτής]	0	.	.	0	.	.	.	.
	[Τόπος Εργασίας=Αστική]	,354	,364	,950	1	,330	1,425	,699	2,906
	[Τόπος Εργασίας=Ημιαστική/Αγροτική]	0	.	.	0	.	.	.	.
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	-	,904	1,229	1	,268	,367	,062	2,159
		1,002							
	[Εκπαίδευση=AEI]	-,250	,327	,582	1	,446	,779	,410	1,480
	[Εκπαίδευση=MSc/PhD]	0	.	.	0	.	.	.	.
	[Ειδικότητα=Φιλολογοί]	-	,481	8,931	1	,003	,237	,092	,610
		1,438							
	[Ειδικότητα=Θετικών]	-,145	,401	,131	1	,717	,865	,394	1,898
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	-,116	,703	,027	1	,869	,890	,225	3,528
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	0	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Συμφωνώ.

Πίνακας B.35

		Parameter Estimates						95% Confidence Interval for Exp(B)	
		B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	Lower Bound	Upper Bound
Οικογένεια ^a									

Εφαρμογή του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης σε εκπαιδευτικά δεδομένα

Ουδέτερος	[Εκπαίδευση=MSc/PhD]	1,002	,904	1,229	1	,268	2,725	,463	16,031
	[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	,753	,861	,764	1	,382	2,123	,393	11,483
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	0	.	.	0	.	.	.	.
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	1,438	,481	8,931	1	,003	4,212	1,640	10,817
	[Ειδικότητα=Θετικών]	1,293	,525	6,060	1	,014	3,642	1,301	10,192
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	1,322	,834	2,512	1	,113	3,750	,731	19,232
	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	0	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Συμφωνώ.

Πίνακας B.36

Parameter Estimates

		B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% Confidence Interval for Exp(B)	
Οικογένεια ^a								Lower Bound	Upper Bound
Ουδέτερος	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	-	,834	2,512	1	,113	,267	,052	1,367
		1,322							
	[Ειδικότητα=Θετικών]	-,029	,797	,001	1	,971	,971	,204	4,629
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	,116	,703	,027	1	,869	1,123	,283	4,451
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	0	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Συμφωνώ.

Πίνακας B.37

Parameter Estimates

		B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% Confidence Interval for Exp(B)	
Κόστος ^a								Lower Bound	Upper Bound
Ουδέτερος	Intercept	,938	,759	1,526	1	,217			
	Έτη Προϋπηρεσίας	-,078	,024	10,685	1	,001	,925	,883	,969
	[Φύλο=Ανδρας]	-,189	,344	,302	1	,583	,828	,421	1,625
	[Φύλο=Γυναίκα]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Βαθμίδα Εκπαίδευσης=A' βάθμια]	-,064	,810	,006	1	,937	,938	,192	4,589
	[Βαθμίδα Εκπαίδευσης=B' βάθμια]	,405	,364	1,243	1	,265	1,500	,735	3,059
	[Σχέση Εργασίας=Μόνιμος]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.

	[Σχέση Εργασίας=Αναπληρωτής]	1,329	,957	1,930	1	,165	3,779	,579	24,645
	[Τόπος Εργασίας=Αστική]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Τόπος Εργασίας=Ημιαστική/Αγροτική]	-,711	,443	2,575	1	,109	,491	,206	1,170
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	,154	,449	,118	1	,732	1,167	,484	2,813
	[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	- 1,294	,998	1,681	1	,195	,274	,039	1,939
	[Εκπαίδευση=MSc/PhD]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	1,072	,725	2,185	1	,139	2,921	,705	12,104
	[Ειδικότητα=Θετικών]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	,055	,415	,017	1	,895	1,056	,468	2,382
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
Συμφωνώ	Intercept	1,418	,699	4,114	1	,043			
	Έτη Προϋπηρεσίας	-,056	,022	6,345	1	,012	,946	,906	,988
	[Φύλο=Ανδρας]	-,317	,318	,992	1	,319	,728	,390	1,359
	[Φύλο=Γυναίκα]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Βαθμίδα Εκπαίδευσης=A' βάθμια]	-,427	,738	,335	1	,563	,652	,153	2,773
	[Βαθμίδα Εκπαίδευσης=B' βάθμια]	,249	,334	,554	1	,457	1,283	,666	2,470
	[Σχέση Εργασίας=Μόνιμος]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Σχέση Εργασίας=Αναπληρωτής]	,579	,955	,367	1	,544	1,783	,275	11,583
	[Τόπος Εργασίας=Αστική]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Τόπος Εργασίας=Ημιαστική/Αγροτική]	-,485	,393	1,527	1	,217	,615	,285	1,329
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	-,602	,440	1,870	1	,171	,548	,231	1,298
	[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	-,476	,989	,232	1	,630	,621	,089	4,312
	[Εκπαίδευση=MSc/PhD]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	,804	,675	1,416	1	,234	2,233	,595	8,390
	[Ειδικότητα=Θετικών]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	,390	,374	1,084	1	,298	1,476	,709	3,073
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Διαφωνώ.

b. This parameter is set to zero because it is redundant.

Πίνακας B.38

Parameter Estimates

Εφαρμογή του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης σε εκπαιδευτικά δεδομένα

Κόστος ^a	B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% Confidence Interval for Exp(B)	
							Lower Bound	Upper Bound
Ουδέτερος [Εκπαίδευση=MSc/PhD]	[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	,064	,810	,006	1	,937	1,066	,218 5,215
	[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	,469	,744	,398	1	,528	1,599	,372 6,868
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	0	.	.	0	.	.	.
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	,711	,443	2,575	1	,109	2,035	,854 4,847
	[Ειδικότητα=Θετικών]	,865	,460	3,529	1	,060	2,374	,963 5,851
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	-,583	1,069	,298	1	,585	,558	,069 4,531
	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	0	.	.	0	.	.	.
Συμφωνώ [Εκπαίδευση=MSc/PhD]	[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	,427	,738	,335	1	,563	1,533	,361 6,519
	[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	,676	,676	1,000	1	,317	1,967	,522 7,405
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	0	.	.	0	.	.	.
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	,485	,393	1,527	1	,217	1,625	,752 3,509
	[Ειδικότητα=Θετικών]	-,116	,434	,071	1	,789	,890	,380 2,086
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	,009	1,043	,000	1	,993	1,009	,131 7,789
	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	0	.	.	0	.	.	.

a. The reference category is: Διαφωνώ.

Πίνακας B.39

Parameter Estimates

Κόστος ^a	B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% Confidence Interval for Exp(B)	
							Lower Bound	Upper Bound
Ουδέτερος [Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	,583	1,069	,298	1	,585	1,792	,221 14,555
	[Ειδικότητα=Θετικών]	1,448	1,068	1,838	1	,175	4,255	,524 34,528
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	1,294	,998	1,681	1	,195	3,647	,516 25,798
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	0	.	.	0	.	.	.
Συμφωνώ [Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	-,009	1,043	,000	1	,993	,991	,128 7,644
	[Ειδικότητα=Θετικών]	-,125	1,056	,014	1	,905	,882	,111 6,986
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	,476	,989	,232	1	,630	1,610	,232 11,174
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	0	.	.	0	.	.	.

a. The reference category is: Διαφωνώ.

Πίνακας B.40

Parameter Estimates

Κόστος ^a	B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% Confidence Interval for Exp(B)	
							Lower Bound	Upper Bound
Ουδέτερος Intercept	- ,481	,558	,741	1	,389			
Έτη Προϋπηρεσίας	- ,022	,019	1,422	1	,233	,978	,943	1,015
[Φύλο=Άνδρας]	,128	,280	,209	1	,647	1,137	,657	1,967
[Φύλο=Γυναίκα]	0	.	.	0	.	.	.	.
[Βαθμίδα Εκπαίδευσης=A' βάθμια]	,751	,564	1,774	1	,183	2,119	,702	6,395
[Βαθμίδα Εκπαίδευσης=B' βάθμια]	0	.	.	0	.	.	.	.
[Σχέση Εργασίας=Μόνιμος]	,268	,504	,284	1	,594	1,308	,487	3,513
[Σχέση Εργασίας=Αναπληρωτής]	0	.	.	0	.	.	.	.
[Τόπος Εργασίας=Αστική]	- ,335	,314	1,139	1	,286	,715	,387	1,323
[Τόπος Εργασίας=Ημιαστική/Αγροτική]	0	.	.	0	.	.	.	.
[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	,364	,649	,314	1	,575	1,438	,403	5,129
[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	,157	,290	,292	1	,589	1,169	,663	2,064
[Εκπαίδευση=MSc/PhD]	0	.	.	0	.	.	.	.
[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	- ,225	,355	,401	1	,526	,798	,398	1,602
[Ειδικότητα=Θετικών]	,756	,364	4,304	1	,038	2,129	1,043	4,346
[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	- ,818	,587	1,943	1	,163	,441	,140	1,394
[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	0	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Συμφωνώ.

Πίνακας B.41

Parameter Estimates

Κόστος ^a	B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% Confidence Interval for Exp(B)	
							Lower Bound	Upper Bound
Ουδέτερος [Εκπαίδευση=MSc/PhD]	-,364	,649	,314	1	,575	,695	,195	2,479
[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	-,207	,596	,121	1	,728	,813	,253	2,613

Εφαρμογή του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης σε εκπαιδευτικά δεδομένα

[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	0	.	.	0	.	.	.	.
[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	,225	,355	,401	1	,526	1,252	,624	2,513
[Ειδικότητα=Θετικών]	,981	,394	6,202	1	,013	2,66	1,232	5,768
[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	-,593	,671	,781	1	,377	,553	,148	2,058
[Ειδικότητα=Φιλολογοί]	0	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Συμφωνώ.

Πίνακας B.42

Parameter Estimates

								95% Confidence Interval for Exp(B)	
		B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	Lower Bound	Upper Bound
Κόστος ^a	[Ειδικότητα=Φιλολογοί]	,593	,671	,781	1	,377	1,809	,486	6,738
	[Ειδικότητα=Θετικών]	1,574	,679	5,363	1	,021	4,824	1,274	18,269
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	,818	,587	1,943	1	,163	2,266	,717	7,156
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	0	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Συμφωνώ.

Πίνακας B.43

Parameter Estimates

								95% Confidence Interval for Exp(B)	
		B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	Lower Bound	Upper Bound
Ενδιαφέρον ^a	Ουδέτερος Intercept	-2,642	,730	13,088	1	,000			
	Έτη Προϋπηρεσίας	,002	,022	,009	1	,925	1,002	,960	1,046
	[Φύλο=Ανδρας]	,892	,321	7,717	1	,005	2,439	1,300	4,576
	[Φύλο=Γυναίκα]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Βαθμίδα Εκπαίδευσης=A' βαθμια]	-,079	,688	,013	1	,909	,924	,240	3,559
	[Βαθμίδα Εκπαίδευσης=B' βαθμια]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Σχέση Εργασίας=Μόνιμος]	,206	,628	,108	1	,743	1,229	,359	4,206
	[Σχέση Εργασίας=Αναπληρωτής]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.

	[Τόπος Εργασίας=Αστική]	-,241	,366	,433	1	,510	,786	,383	1,611
	[Τόπος Εργασίας=Ημιαστική/Αγροτική]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	,881	,722	1,489	1	,222	2,413	,586	9,934
	[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	1,161	,417	7,733	1	,005	3,193	1,409	7,237
	[Εκπαίδευση=MSc/PhD]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	-,494	,425	1,351	1	,245	,610	,265	1,403
	[Ειδικότητα=Θετικών]	-,779	,465	2,809	1	,094	,459	,184	1,141
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	,362	,715	,257	1	,612	1,436	,354	5,829
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
Συμφωνώ	Intercept	- 2,448	,881	7,721	1	,005			
	Έτη Προϋπηρεσίας	,008	,027	,098	1	,755	1,008	,957	1,063
	[Φύλο=Ανδρας]	1,106	,402	7,573	1	,006	3,023	1,375	6,646
	[Φύλο=Γυναίκα]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Βαθμίδα Εκπαίδευσης=A' βάθμια]	-,036	,851	,002	1	,966	,965	,182	5,111
	[Βαθμίδα Εκπαίδευσης=B' βάθμια]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Σχέση Εργασίας=Μόνιμος]	-,823	,825	,995	1	,318	,439	,087	2,212
	[Σχέση Εργασίας=Αναπληρωτής]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Τόπος Εργασίας=Αστική]	- 1,077	,576	3,495	1	,062	,341	,110	1,054
	[Τόπος Εργασίας=Ημιαστική/Αγροτική]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	,278	1,299	,046	1	,831	1,321	,103	16,852
	[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	1,026	,483	4,512	1	,034	2,790	1,083	7,191
	[Εκπαίδευση=MSc/PhD]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	,467	,487	,920	1	,337	1,595	,615	4,138
	[Ειδικότητα=Θετικών]	-,068	,517	,017	1	,895	,934	,339	2,575
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	-,345	,964	,128	1	,720	,708	,107	4,682
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Διαφωνώ.

b. This parameter is set to zero because it is redundant.

Πίνακας Β.44

Parameter Estimates

Ενδιαφέρον ^a	B	Std.	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% Confidence
		Error					Interval for Exp(B)

Εφαρμογή του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης σε εκπαιδευτικά δεδομένα

								Lower Bound	Upper Bound
Ουδέτερος	[Εκπαίδευση=MSc/PhD]	-,881	,722	1,489	1	,222	,414	,101	1,706
	[Εκπαίδευση=AEI]	,280	,612	,209	1	,647	1,323	,399	4,389
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	0	.	.	0	.	.	.	.
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	,494	,425	1,351	1	,245	1,638	,713	3,768
	[Ειδικότητα=Θετικών]	-,286	,523	,298	1	,585	,752	,269	2,096
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	,856	,810	1,116	1	,291	2,353	,481	11,512
	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	0	.	.	0	.	.	.	.
Συμφωνώ	[Εκπαίδευση=MSc/PhD]	-,278	1,299	,046	1	,831	,757	,059	9,664
	[Εκπαίδευση=AEI]	,748	1,220	,376	1	,540	2,113	,194	23,072
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	0	.	.	0	.	.	.	.
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	-,467	,487	,920	1	,337	,627	,242	1,627
	[Ειδικότητα=Θετικών]	-,535	,532	1,008	1	,315	,586	,206	1,664
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	-,811	1,050	,597	1	,440	,444	,057	3,481
	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	0	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Διαφωνώ.

Πίνακας B.45

Parameter Estimates

Parameter Estimates							95% Confidence Interval for Exp(B)		
Ενδιαφέρον ^a	B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	Lower	Upper	
							Bound	Bound	
Ουδέτερος	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	-,856	,810	1,116	1	,291	,425	,087	2,079
	[Ειδικότητα=Θετικών]	-	,836	1,863	1	,172	,319	,062	1,645
		1,141							
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	-,362	,715	,257	1	,612	,696	,172	2,825
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	0	.	.	0	.	.	.	.
Συμφωνώ	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	,811	1,050	,597	1	,440	2,251	,287	17,641
	[Ειδικότητα=Θετικών]	,277	1,066	,067	1	,795	1,319	,163	10,661
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	,345	,964	,128	1	,720	1,412	,214	9,331
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	0	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Διαφωνώ.

Πίνακας B.46

Parameter Estimates

Ενδιαφέρον ^a	B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% Confidence Interval for Exp(B)	
							Lower Bound	Upper Bound
Ουδέτερος	Intercept	-,194	1,058	,034	1	,854		
	Έτη Προϋπηρεσίας	-,006	,031	,041	1	,839	,935	1,057
	[Φύλο=Ανδρας]	-,215	,464	,214	1	,644	,325	2,005
	[Φύλο=Γυναίκα]	0	.	.	0	.	.	.
	[Βαθμίδα Εκπαίδευσης=A' βάθμια]	-,043	,978	,002	1	,965	,141	6,519
	[Βαθμίδα Εκπαίδευσης=B' βάθμια]	0	.	.	0	.	.	.
	[Σχέση Εργασίας=Μόνιμος]	1,029	,957	1,156	1	,282	,429	18,257
	[Σχέση Εργασίας=Αναπληρωτής]	0	.	.	0	.	.	.
	[Τόπος Εργασίας=Αστική]	,836	,641	1,700	1	,192	,657	8,104
	[Τόπος Εργασίας=Ημιαστική/Αγροτική]	0	.	.	0	.	.	.
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	,603	1,400	,185	1	,667	,117	28,427
	[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	,135	,603	,050	1	,823	,351	3,729
	[Εκπαίδευση=MSc/PhD]	0	.	.	0	.	.	.
	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	-,960	,581	2,736	1	,098	,123	1,194
	[Ειδικότητα=Θετικών]	-,711	,623	1,304	1	,253	,145	1,664
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	,707	1,092	,419	1	,517	,239	17,227
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	0	.	.	0	.	.	.

a. The reference category is: Συμφωνώ.

Πίνακας B.47

Parameter Estimates

Ενδιαφέρον ^a	B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% Confidence Interval for Exp(B)	
							Lower Bound	Upper Bound
Ουδέτερος	[Εκπαίδευση=MSc/PhD]	-,603	1,400	,185	1	,667	,035	8,512
	[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	-,468	1,284	,133	1	,715	,051	7,751
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	0	.	.	0	.	.	.
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	,960	,581	2,736	1	,098	,837	8,154
	[Ειδικότητα=Θετικών]	,249	,677	,135	1	,713	,340	4,836
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	1,667	1,203	1,920	1	,166	,501	56,028
	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	0	.	.	0	.	.	.

Εφαρμογή του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης σε εκπαιδευτικά δεδομένα

a. The reference category is: Συμφωνώ.

Πίνακας B.48

Parameter Estimates									
Ενδιαφέρον ^a	B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% Confidence Interval for Exp(B)		
							Lower Bound	Upper Bound	
Ουδέτερος [Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	-	1,203	1,920	1	,166	,189	,018	1,996	
	1,667								
	[Ειδικότητα=Θετικών]	-	1,227	1,336	1	,248	,242	,022	2,682
	1,418								
[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	-,707	1,092	,419	1	,517	,493	,058	4,190	
[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	0	.	.	0	.	.	.	.	

a. The reference category is: Συμφωνώ.

Πίνακας B.49

Parameter Estimates									
							95% Confidence Interval for Exp(B)		
Έλλειψη ^a		B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	Lower Bound	Upper Bound
Ουδέτερος	Intercept	-,716	,602	1,416	1	,234			
	Έτη Προϋπηρεσίας	-,007	,020	,128	1	,721	,993	,954	1,033
	[Φύλο=Άνδρας]	,208	,313	,440	1	,507	1,231	,667	2,273
	[Φύλο=Γυναίκα]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Βαθμίδα Εκπαίδευσης=A' βάθμια]	,649	,617	1,107	1	,293	1,914	,571	6,418
	[Βαθμίδα Εκπαίδευσης=B' βάθμια]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Σχέση Εργασίας=Μόνιμος]	,076	,525	,021	1	,885	1,079	,385	3,022
	[Σχέση Εργασίας=Αναπληρωτής]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Τόπος Εργασίας=Αστική]	,095	,323	,087	1	,768	1,100	,584	2,070
	[Τόπος Εργασίας=Ημιαστική/Αγροτική]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	,760	,639	1,415	1	,234	2,139	,611	7,490
	[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	,618	,340	3,310	1	,069	1,855	,953	3,610

	[Εκπαίδευση=MSc/PhD]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Ειδικότητα=Φιλολογοί]	-,389	,387	1,014	1	,314	,677	,317	1,446
	[Ειδικότητα=Θετικών]	-	,433	5,386	1	,020	,366	,156	,855
		1,006							
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	-	,629	3,239	1	,072	,322	,094	1,106
		1,132							
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
Συμφωνώ	Intercept	-,414	,640	,418	1	,518			
	Έτη Προϋπηρεσίας	,041	,020	4,172	1	,041	1,042	1,002	1,083
	[Φύλο=Ανδρας]	,854	,294	8,467	1	,004	2,349	1,322	4,176
	[Φύλο=Γυναίκα]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Βαθμίδα Εκπαίδευσης=A' βάθμια]	-,468	,711	,435	1	,510	,626	,155	2,520
	[Βαθμίδα Εκπαίδευσης=B' βάθμια]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Σχέση Εργασίας=Μόνιμος]	-,396	,617	,413	1	,521	,673	,201	2,254
	[Σχέση Εργασίας=Αναπληρωτής]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Τόπος Εργασίας=Αστική]	-,313	,348	,811	1	,368	,731	,370	1,446
	[Τόπος Εργασίας=Ημιαστική/Αγροτική]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	-	,923	2,776	1	,096	,215	,035	1,312
		1,537							
	[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	-,222	,295	,566	1	,452	,801	,449	1,428
	[Εκπαίδευση=MSc/PhD]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Ειδικότητα=Φιλολογοί]	-,236	,351	,450	1	,502	,790	,397	1,573
	[Ειδικότητα=Θετικών]	-	,388	9,489	1	,002	,303	,142	,648
		1,194							
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	-,581	,765	,577	1	,447	,559	,125	2,503
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Διαφωνώ.

b. This parameter is set to zero because it is redundant.

Πίνακας B.50

Parameter Estimates

Parameter Estimates									
		B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% Confidence Interval for Exp(B)	
								Lower Bound	Upper Bound
Έλλειψη ^a		B	Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	Lower Bound	Upper Bound
Ουδέτερος	[Εκπαίδευση=MSc/PhD]	-,760	,639	1,415	1	,234	,467	,134	1,637
	[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	-,143	,559	,065	1	,799	,867	,290	2,595

Εφαρμογή του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης σε εκπαιδευτικά δεδομένα

	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	0	.	.	0	.	.	.	.
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	,389	,387	1,014	1	,314	1,476	,692	3,151
	[Ειδικότητα=Θετικών]	-,616	,451	1,866	1	,172	,540	,223	1,307
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	-,743	,719	1,066	1	,302	,476	,116	1,948
	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	0	.	.	0	.	.	.	.
Συμφωνώ	[Εκπαίδευση=MSc/PhD]	1,537	,923	2,776	1	,096	4,652	,762	28,379
	[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	1,315	,885	2,206	1	,137	3,725	,657	21,123
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	0	.	.	0	.	.	.	.
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	,236	,351	,450	1	,502	1,266	,636	2,521
	[Ειδικότητα=Θετικών]	-,958	,402	5,681	1	,017	,384	,175	,843
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	-,345	,826	,175	1	,676	,708	,140	3,574
	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	0	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Διαφωνώ.

Πίνακας B.51

Parameter Estimates

								95% Confidence Interval for Exp(B)	
			Std.					Lower	Upper
Έλλειψη ^a		B	Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	Bound	Bound
Ουδέτερος	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	,743	,719	1,066	1	,302	2,101	,513	8,601
	[Ειδικότητα=Θετικών]	,126	,749	,028	1	,866	1,135	,262	4,923
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	1,132	,629	3,239	1	,072	3,102	,904	10,642
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	0	.	.	0	.	.	.	.
Συμφωνώ	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	,345	,826	,175	1	,676	1,412	,280	7,129
	[Ειδικότητα=Θετικών]	-,613	,840	,532	1	,466	,542	,104	2,813
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	,581	,765	,577	1	,447	1,788	,399	8,002
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	0	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Διαφωνώ.

Πίνακας B.52

Parameter Estimates

							95% Confidence Interval for Exp(B)		
							Lower Bound	Upper Bound	
Έλλειψη ^a		B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)		
Ουδέτερος	Intercept	-,302	,714	,179	1	,672			
	Έτη Προϋπηρεσίας	-,048	,023	4,435	1	,035	,953	,911	,997
	[Φύλο=Άνδρας]	-,646	,332	3,787	1	,052	,524	,273	1,005

[Φύλο=Γυναίκα]	0	.	.	0	.	.	.	.
[Βαθμίδα Εκπαίδευσης=A' βάθμια]	1,118	,701	2,539	1	,111	3,058	,773	12,093
[Βαθμίδα Εκπαίδευσης=B' βάθμια]	0	.	.	0	.	.	.	.
[Σχέση Εργασίας=Μόνιμος]	,472	,673	,493	1	,483	1,604	,429	5,996
[Σχέση Εργασίας=Αναπληρωτής]	0	.	.	0	.	.	.	.
[Τόπος Εργασίας=Αστική]	,409	,383	1,140	1	,286	1,505	,711	3,186
[Τόπος Εργασίας=Ημιαστική/Αγροτική]	0	.	.	0	.	.	.	.
[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	2,298	,985	5,437	1	,020	9,951	1,442	68,653
[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	,840	,365	5,286	1	,021	2,316	1,132	4,741
[Εκπαίδευση=MSc/PhD]	0	.	.	0	.	.	.	.
[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	-,154	,398	,149	1	,699	,858	,393	1,869
[Ειδικότητα=Θετικών]	,188	,471	,160	1	,689	1,207	,480	3,037
[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	-,551	,771	,510	1	,475	,576	,127	2,614
[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	0	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Συμφωνώ.

Πίνακας B.53

		Parameter Estimates						95% Confidence Interval for Exp(B)	
		B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	Lower Bound	Upper Bound
Έλλειψη ^a	Ουδέτερος [Εκπαίδευση=MSc/PhD]	-	,985	5,437	1	,020	,100	,015	,693
		2,298							
	[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	-	,927	2,470	1	,116	,233	,038	1,434
		1,458							
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	0	.	.	0	.	.	.	.
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	,154	,398	,149	1	,699	1,166	,535	2,541
	[Ειδικότητα=Θετικών]	,342	,503	,462	1	,497	1,407	,525	3,772
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	-,397	,849	,219	1	,640	,672	,127	3,549
	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	0	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Συμφωνώ.

Πίνακας B.54

Parameter Estimates

Εφαρμογή του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης σε εκπαιδευτικά δεδομένα

Έλλειψη ^a	B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% Confidence Interval for Exp(B)	
							Lower Bound	Upper Bound
Ουδέτερος	[Ειδικότητα=Φιλολογοί]	,397	,849	,219	1	,640	1,488	,282 7,857
	[Ειδικότητα=Θετικών]	,739	,889	,692	1	,406	2,094	,367 11,956
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	,551	,771	,510	1	,475	1,735	,383 7,867
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	0	.	.	0	.	.	.

a. The reference category is: Συμφωνώ.

Πίνακας B.55

Parameter Estimates

		Parameter Estimates					95% Confidence Interval for Exp(B)		
Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα ^a		B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	Lower Bound	Upper Bound
Ναι	Intercept	-,935	,681	1,885	1	,170			
	Έτη Προϋπηρεσίας	,080	,028	8,433	1	,004	1,083	1,026	1,144
	[Φύλο=Άνδρας]	,164	,390	,178	1	,673	1,178	,549	2,529
	[Φύλο=Γυναίκα]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Βαθμίδα=A΄βάθμια]	1,464	,816	3,217	1	,073	4,325	,873	21,427
	[Βαθμίδα=B΄βάθμια]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Σχέση Εργασίας=Μόνιμος]	,864	,642	1,812	1	,178	2,372	,674	8,344
	[Σχέση Εργασίας=Αναπληρωτής]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Τόπος Εργασίας=Αστική]	,595	,468	1,619	1	,203	1,814	,725	4,539
	[Τόπος Εργασίας=Ημιαστική/Αγροτική]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	-1,842	,937	3,867	1	,049	,159	,025	,994
	[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	-,194	,398	,238	1	,626	,823	,377	1,798
	[Εκπαίδευση=MSc /PhD]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Ειδικότητα=Φιλολογοί]	1,179	,499	5,577	1	,018	3,250	1,222	8,642
	[Ειδικότητα=Θετικών]	,662	,490	1,830	1	,176	1,939	,743	5,065
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	,568	,854	,442	1	,506	1,765	,331	9,416
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Όχι.

b. This parameter is set to zero because it is redundant.

Πίνακας B.56

		Parameter Estimates						95% Confidence Interval for Exp(B)	
Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα ^a		B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	Lower Bound	Upper Bound
Ναι	[Εκπαίδευση=MSc/PhD]	1,842	,937	3,867	1	,049	6,307	1,006	39,544
	[Εκπαίδευση=AEI]	1,647	,870	3,589	1	,058	5,194	,945	28,555
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	0	.	.	0	.	.	.	.
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	-	,499	5,577	1	,018	,308	,116	,818
		1,179							
	[Ειδικότητα=Θετικών]	-,516	,588	,769	1	,380	,597	,188	1,891
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	-,610	,979	,389	1	,533	,543	,080	3,702
	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	0	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Όχι.

Πίνακας B.57

		Parameter Estimates						95% Confidence Interval for Exp(B)	
Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα ^a		B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	Lower Bound	Upper Bound
Ναι	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	,610	,979	,389	1	,533	1,841	,270	12,550
	[Ειδικότητα=Θετικών]	,094	,971	,009	1	,923	1,099	,164	7,369
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	-,568	,854	,442	1	,506	,567	,106	3,023
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	0	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Όχι.

Πίνακας B.58

		Parameter Estimates						95% Confidence Interval for Exp(B)	
Εκπαιδευτικά Συνέδρια ή Σεμινάρια ^a		B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	Lower Bound	Upper Bound
Ναι	Intercept	2,018	,725	7,747	1	,005			
	Έτη Προϋπηρεσίας	-,001	,021	,001	1	,976	,999	,960	1,041
	[Φύλο=Άνδρας]	-,568	,304	3,505	1	,061	,567	,313	1,027

Εφαρμογή του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης σε εκπαιδευτικά δεδομένα

[Φύλο=Γυναίκα]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
[Βαθμίδα=A'βάθμια]	,392	,691	,323	1	,570	1,480	,382	5,733
[Βαθμίδα=B'βάθμια]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
[Σχέση Εργασίας=Μόνιμος]	,142	,674	,045	1	,833	1,153	,307	4,324
[Σχέση Εργασίας=Αναπληρωτής]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
[Τόπος Εργασίας=Αστική]	,857	,427	4,033	1	,045	2,356	1,021	5,437
[Τόπος Εργασίας=Ημιαστική/Αγροτική]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	-,666	,856	,606	1	,436	,514	,096	2,748
[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	-,954	,375	6,487	1	,011	,385	,185	,803
[Εκπαίδευση=MSc /PhD]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	,571	,413	1,916	1	,166	1,770	,788	3,974
[Ειδικότητα=Θετικών]	-,583	,367	2,526	1	,112	,558	,272	1,146
[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	,194	,760	,065	1	,798	1,215	,274	5,384
[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Όχι.

b. This parameter is set to zero because it is redundant.

Πίνακας B.59

Parameter Estimates

Εκπαιδευτικά Συνέδρια ή Σεμινάρια ^a		B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% Confidence Interval for Exp(B)	
								Lower Bound	Upper Bound
Ναι	[Εκπαίδευση=MSc/PhD]	,666	,856	,606	1	,436	1,947	,364	10,420
	[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	-,288	,778	,137	1	,711	,750	,163	3,448
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	0	.	.	0	.	.	.	.
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	-,571	,413	1,916	1	,166	,565	,252	1,268
	[Ειδικότητα=Θετικών]	-	,430	7,220	1	,007	,315	,136	,732
		1,154							
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	-,377	,845	,199	1	,656	,686	,131	3,598
	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	0	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Όχι.

Πίνακας B.60

Parameter Estimates

Εκπαιδευτικά Συνέδρια ή Σεμινάρια ^a		B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% Confidence Interval for Exp(B)	

								Lower Bound	Upper Bound
Ναι	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	,377	,845	,199	1	,656	1,457	,278	7,642
	[Ειδικότητα=Θετικών]	-,777	,824	,889	1	,346	,460	,091	2,313
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	-,194	,760	,065	1	,798	,823	,186	3,650
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	0	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Όχι.

Πίνακας B.61

Parameter Estimates

								95% Confidence Interval for Exp(B)	
Προγράμματα Ενίσχυσης Προσόντων ^a		B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	Lower Bound	Upper Bound
Ναι	Intercept	1,122	,549	4,179	1	,041			
	Έτη Προϋπηρεσίας	-,034	,017	3,757	1	,053	,967	,934	1,000
	[Φύλο=Άνδρας]	-,440	,266	2,730	1	,099	,644	,382	1,085
	[Φύλο=Γυναίκα]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	- 1,442	,595	5,869	1	,015	,236	,074	,759
	[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	- 1,114	,271	16,930	1	,000	,328	,193	,558
	[Εκπαίδευση=MSc/PhD]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Βαθμίδα=Α' βάθμια]	,222	,582	,145	1	,703	1,248	,399	3,906
	[Βαθμίδα=Β' βάθμια]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	,504	,327	2,382	1	,123	1,655	,873	3,140
	[Ειδικότητα=Θετικών]	,099	,361	,074	1	,785	1,104	,544	2,240
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	,874	,599	2,130	1	,144	2,397	,741	7,755
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Σχέση Εργασίας=Μόνιμος]	-,403	,508	,629	1	,428	,668	,247	1,810
	[Σχέση Εργασίας=Αναπληρωτής]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Τόπος Εργασίας=Αστική]	,679	,285	5,684	1	,017	1,972	1,128	3,445
	[Τόπος Εργασίας=Αγροτική/Ημιαστική]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Όχι.

b. This parameter is set to zero because it is redundant.

Πίνακας B.62

		Parameter Estimates							95% Confidence Interval for Exp(B)	
Προγράμματα Ενίσχυσης Προσόντων ^a		B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)		Lower Bound	Upper Bound
Ναι	[Εκπαίδευση=MSc/PhD]	1,442	,595	5,869	1	,015	4,229		1,317	13,582
	[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	,328	,540	,369	1	,543	1,388		,482	3,998
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	0	.	.	0	.	.		.	.
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	-,504	,327	2,382	1	,123	,604		,318	1,146
	[Ειδικότητα=Θετικών]	-,406	,362	1,255	1	,263	,667		,328	1,355
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	,370	,669	,306	1	,580	1,448		,390	5,376
	[Ειδικότητα=Φιλολογοί]	0	.	.	0	.	.		.	.

a. The reference category is: Όχι.

Πίνακας B.63

		Parameter Estimates							95% Confidence Interval for Exp(B)	
Προγράμματα Ενίσχυσης Προσόντων ^a		B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)		Lower Bound	Upper Bound
Ναι	[Ειδικότητα=Φιλολογοί]	-,370	,669	,306	1	,580	,691		,186	2,564
	[Ειδικότητα=Θετικών]	-,776	,691	1,261	1	,262	,460		,119	1,783
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	-,874	,599	2,130	1	,144	,417		,129	1,350
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	0	.	.	0	.	.		.	.

a. The reference category is: Όχι.

Πίνακας B.64

		Parameter Estimates							95% Confidence Interval for Exp(B)	
Ατομική ή Συνεργατική Έρευνα ^a		B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)		Lower Bound	Upper Bound
Ναι	Intercept	,532	,501	1,130	1	,288				
	Έτη Προϋπηρεσίας	,003	,016	,031	1	,859	1,003		,971	1,036
	[Φύλο=Άνδρας]	-,070	,247	,080	1	,777	,932		,574	1,513
	[Φύλο=Γυναίκα]	0 ^b	.	.	0	.	.		.	.
	[Βαθμίδα=Α'βάθμια]	-,390	,556	,491	1	,483	,677		,228	2,014

[Βαθμίδα=Β'βάθμια]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
[Σχέση Εργασίας=Μόνιμος]	-,413	,456	,821	1	,365	,661	,271	1,617
[Σχέση Εργασίας=Αναπληρωτής]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
[Τόπος Εργασίας=Αστική]	,211	,274	,596	1	,440	1,235	,722	2,113
[Τόπος Εργασίας=Ημιαστική/Αγροτική]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	- 1,108	,580	3,647	1	,056	,330	,106	1,030
[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	-,763	,252	9,150	1	,002	,466	,284	,764
[Εκπαίδευση=ΜSc /PhD]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	,213	,303	,491	1	,484	1,237	,682	2,242
[Ειδικότητα=Θετικών]	,454	,325	1,951	1	,163	1,575	,833	2,978
[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	,361	,577	,391	1	,532	1,435	,463	4,450
[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Όχι.

b. This parameter is set to zero because it is redundant.

Πίνακας B.65

Parameter Estimates

			Std.					95% Confidence Interval for Exp(B)	
Ατομική ή Συνεργατική Έρευνα ^a		B	Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	Lower Bound	Upper Bound
Ναι	[Εκπαίδευση=ΜSc/PhD]	1,108	,580	3,647	1	,056	3,029	,971	9,449
	[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	,345	,536	,414	1	,520	1,412	,494	4,039
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	0	.	.	0	.	.	.	.
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	-,213	,303	,491	1	,484	,809	,446	1,466
	[Ειδικότητα=Θετικών]	,241	,336	,515	1	,473	1,273	,658	2,462
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	,149	,638	,054	1	,816	1,160	,332	4,052
	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	0	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Όχι.

Πίνακας B.66

Parameter Estimates

			Std.					95% Confidence Interval for Exp(B)	
Ατομική ή Συνεργατική Έρευνα ^a		B	Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	Lower Bound	Upper Bound

Εφαρμογή του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης σε εκπαιδευτικά δεδομένα

Ναι	[Ειδικότητα=Φιλολογοί]	-,149	,638	,054	1	,816	,862	,247	3,010
	[Ειδικότητα=Θετικών]	,093	,651	,020	1	,887	1,097	,307	3,928
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	-,361	,577	,391	1	,532	,697	,225	2,161
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	0	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Όχι.

Πίνακας B.67

Parameter Estimates

								95% Confidence Interval for Exp(B)	
Μη Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα ^a		B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	Lower Bound	Upper Bound
Ναι	Intercept	,551	,534	1,064	1	,302			
	Έτη Προϋπηρεσίας	-,023	,017	1,860	1	,173	,977	,945	1,010
	[Φύλο=Ανδρας]	-,209	,259	,650	1	,420	,812	,489	1,348
	[Φύλο=Γυναίκα]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Βαθμίδα=Α΄βάθμια]	1,342	,641	4,382	1	,036	3,825	1,089	13,432
	[Βαθμίδα=Β΄βάθμια]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Σχέση Εργασίας=Μόνιμος]	1,324	,488	7,362	1	,007	3,759	1,444	9,783
	[Σχέση Εργασίας=Αναπληρωτής]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Τόπος Εργασίας=Αστική]	,685	,302	5,160	1	,023	1,985	1,099	3,585
	[Τόπος Εργασίας=Ημιαστική/Αγροτική]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	- 1,676	,598	7,851	1	,005	,187	,058	,604
	[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	- 1,275	,299	18,193	1	,000	,280	,156	,502
	[Εκπαίδευση=MSc /PhD]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
	[Ειδικότητα=Φιλολογοί]	-,028	,320	,008	1	,930	,972	,520	1,819
	[Ειδικότητα=Θετικών]	,258	,348	,547	1	,460	1,294	,654	2,561
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	- 1,475	,650	5,143	1	,023	,229	,064	,819
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Όχι.

b. This parameter is set to zero because it is redundant.

Πίνακας B.68

Parameter Estimates									
Μη Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα ^a		B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% Confidence Interval for Exp(B)	
								Lower Bound	Upper Bound
Ναι	[Εκπαίδευση=ΜSc/PhD]	1,676	,598	7,851	1	,005	5,347	1,655	17,274
	[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	,402	,530	,574	1	,449	1,495	,529	4,226
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	0	.	.	0	.	.	.	.
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	,028	,320	,008	1	,930	1,029	,550	1,924
	[Ειδικότητα=Θετικών]	,286	,363	,622	1	,430	1,331	,654	2,708
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	-	,705	4,208	1	,040	,235	,059	,938
		1,446							
	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	0	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Όχι.

Πίνακας B.69

Parameter Estimates									
Μη Υποχρεωτικά Ενδοϋπηρεσιακά Προγράμματα ^a		B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% Confidence Interval for Exp(B)	
								Lower Bound	Upper Bound
Ναι	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	1,446	,705	4,208	1	,040	4,248	1,067	16,918
	[Ειδικότητα=Θετικών]	1,732	,721	5,780	1	,016	5,653	1,377	23,207
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	1,475	,650	5,143	1	,023	4,370	1,222	15,629
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	0	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Όχι.

Πίνακας B.70

Parameter Estimates									
Προγράμματα άλλων οργανισμών εκτός Δημοσίου ^a		B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% Confidence Interval for Exp(B)	
								Lower Bound	Upper Bound
Ναι	Intercept	,656	,526	1,556	1	,212			

Εφαρμογή του μοντέλου λογιστικής παλινδρόμησης σε εκπαιδευτικά δεδομένα

Έτη Προϋπηρεσίας	-	,019	5,082	1	,024	,958	,924	,994
	,042							
[Φύλο=Άνδρας]	,302	,278	1,182	1	,277	1,353	,785	2,333
[Φύλο=Γυναίκα]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
[Βαθμίδα=Α΄βάθμια]	,053	,576	,009	1	,926	1,055	,341	3,261
[Βαθμίδα=Β΄βάθμια]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
[Σχέση Εργασίας=Μόνιμος]	-	,474	,301	1	,583	,771	,304	1,954
	,260							
[Σχέση Εργασίας=Αναπληρωτής]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
[Τόπος Εργασίας=Αστική]	,191	,301	,403	1	,525	1,211	,671	2,183
[Τόπος Εργασίας=Ημιαστική/Αγροτική]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	-	,625	1,676	1	,195	,445	,131	1,516
	,809							
[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	-	,267	12,599	1	,000	,388	,230	,654
	,948							
[Εκπαίδευση=MSc /PhD]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.
[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	-	,349	,284	1	,594	,830	,419	1,645
	,186							
[Ειδικότητα=Θετικών]	-	,369	,267	1	,605	,826	,401	1,703
	,191							
[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	-	,594	,004	1	,950	,963	,301	3,085
	,037							
[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	0 ^b	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Όχι.

b. This parameter is set to zero because it is redundant.

Πίνακας B.71

Parameter Estimates

Parameter Estimates								95% Confidence Interval for Exp(B)	
Προγράμματα άλλων οργανισμών εκτός Δημοσίου ^a		Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	Lower Bound	Upper Bound	
	B								
Ναι	[Εκπαίδευση=MSc/PhD]	,809	,625	1,676	1	,195	2,246	,660	7,647
	[Εκπαίδευση=ΑΕΙ]	- ,138	,588	,055	1	,814	,871	,275	2,757
	[Εκπαίδευση=Ακαδημία]	0	.	.	0	.	.	.	.
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	,186	,349	,284	1	,594	1,204	,608	2,387
	[Ειδικότητα=Θετικών]	- ,005	,391	,000	1	,990	,995	,462	2,143

[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	,149	,676	,048	1	,826	1,160	,308	4,367
[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	0	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Όχι.

Πίνακας B.72

Parameter Estimates

								95% Confidence Interval for Exp(B)	
Προγράμματα άλλων οργανισμών εκτός Δημοσίου ^a		B	Std. Error	Wald	df	Sig.	Exp(B)	Lower Bound	Upper Bound
Ναι	[Ειδικότητα=Φιλολόγοι]	- ,149	,676	,048	1	,826	,862	,229	3,244
	[Ειδικότητα=Θετικών]	- ,154	,688	,050	1	,824	,858	,223	3,306
	[Ειδικότητα=Ειδικότητες]	,037	,594	,004	1	,950	1,038	,324	3,324
	[Ειδικότητα=Δάσκαλοι]	0	.	.	0	.	.	.	.

a. The reference category is: Όχι.