

ΤΕΧΝΟΛΟΓΙΚΟ ΕΚΠΑΙΔΕΥΤΙΚΟ ΙΔΡΥΜΑ ΔΥΤΙΚΗΣ ΕΛΛΑΔΑΣ

ΣΧΟΛΗ :

ΔΙΟΙΚΗΣΗ ΚΑΙ ΟΙΚΟΝΟΜΙΑ

ΤΜΗΜΑ :

ΔΙΟΙΚΗΣΗ ΕΠΙΧΕΙΡΗΣΕΩΝ

ΠΤΥΧΙΑΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ 2016

ΙΑΤΡΙΚΗ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ – ΜΕΘΟΔΟΙ

ΟΝΟΜΑΤΕΠΩΝΥΜΟ : ΑΙΚΑΤΕΡΙΝΗ – ΕΙΡΗΝΗ ΛΟΥΛΑΚΑΚΗ

ΕΠΟΠΤΕΥΟΥΣΑ ΚΑΘΗΓΗΤΡΙΑ : ΜΙΧΟΠΟΥΛΟΥ ΜΑΙΡΗ

«Μη στηρίζετε σε συμπεράσματα, που προκύπτουν μόνο από τη λογική, αλλά στις έμπρακτες ενδείξεις. Η παράθεση ισχυρισμών, με τη μορφή κενής φλυαρίας, είναι σφαλερή και καταρρίπτεται»

Ιπποκράτης.

ΕΥΧΑΡΙΣΤΙΕΣ

Όλο αυτό το χρονικό διάστημα που πέρασε από την πρώτη στιγμή που ανέλαβα να διεκπεραιώσω το θέμα της συγκεκριμένης πτυχιακής εργασίας έως και σήμερα που φτάνει στο τέλος της, υπήρξαν πολλοί που προσέφεραν τον πολύτιμο χρόνο τους και τις χρήσιμες υποδείξεις τους για την ολοκλήρωση της.

Κυριότερη από όλες ήταν η συμβολή της κ. Μιχοπούλου Μαίρης που μου προσέφερε αμέριστα τη βοήθεια της. Την ευχαριστώ για την εξαιρετική συνεργασία, τις ουσιαστικές συμβουλές και για την πολύτιμη και συνεχή καθοδήγησή της σε όλη τη διάρκεια αυτής της πορείας.

Καθώς και όλους όσους βοήθησαν προσφέροντας χρήσιμο υλικό για το ερευνητικό κομμάτι της πτυχιακής εργασίας.

Συγκεκριμένα:

- Τον διευθυντή και το προσωπικό της εταιρίας «**ΙΝΕΡΣΑΛΟΝΙΚΑ**» Κρήτης και το,
- Το Νευρολογικό Ιατρείο του κ. Γεώργιο Αμοιρίδη.

ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Η συγκεκριμένη πτυχιακή εργασία πραγματεύεται την άμεση σχέση που έχει αναπτυχθεί ανάμεσα στη στατιστική και στις επιστήμες υγείας.

Η στατιστική – βιοστατιστική είναι εκείνο το εργαλείο, όπως αποδεικνύεται, που οδηγεί τους ερευνητές σε χρήσιμα συμπεράσματα και στην αξιοποίηση των επιστημονικών δεδομένων. Αρχικά, γίνεται αναφορά στα βασικά χαρακτηριστικά της στατιστικής, στην πορεία της κατά τη διάρκεια των ετών και στο πώς φτάσαμε σήμερα να τη θεωρούμε ως αναπόσπαστο κομμάτι των επιστημών υγείας. Έπειτα, γίνεται διάκριση ανάμεσα στην επαγωγική και στην περιγραφική στατιστική. Ακλουθεί εκτενή αναφορά στις μεθόδους ανάλυσης, όπου στις περισσότερες περιπτώσεις συμπεριλαμβάνεται πλήρες τυπολόγιο και σχετικό ιατρικό παράδειγμα. Ακόμα, όπως είναι φυσικό δε θα μπορούσε κανείς να παραλείψει την αναφορά στα στατιστικά εργαλεία και πακέτα λογισμικού που χρησιμοποιούνται και διευκολύνουν κατά πολύ την έρευνα. Στη συνέχεια, ακλουθεί μια μελέτη περίπτωσης, η οποία στηρίζεται σε πολυσέλιδη ιατρική γνωμάτευση νευρολογικού ιατρού και περιλαμβάνει μια σύντομη διάγνωση με σχολιασμό των γραφημάτων. Το τελευταίο κεφάλαιο αναφέρεται στις ιδιωτικές ασφάλειες υγείας περιλαμβάνοντας στατιστικά στοιχεία των τελευταίων μηνών συγκριτικά με τα προηγούμενα έτη. Πηγή των στατιστικών αποτελεί τόσο το διαδίκτυο όσο και οι ίδιες οι ασφαλιστικές εταιρίες οι οποίες ανταποκρίθηκαν στο αίτημα για παραχώρηση στοιχείων, όπως επίσης και μία μελέτη περίπτωσης της «Ίντερσαλόνικα», όπου συμπεριλαμβάνονται οικονομικά στοιχεία με βάση την ηλικία του ασφαλισμένου, πίνακες, γραφήματα και σχόλια.

ABSTRACT

This specific dissertation discuss the direct relation which has developed between statistics and health science.

Statistics - Biostatistics is that specific tool, as it is proved, which leads the researchers to useful conclusions and the utilisation of scientific data. At first, there is a reference to the basic characteristics of statistics, its way through the years and how today we think that is an integral part of health science. Then, there is a distinction between inductive and descriptive statistics. After this, there is an extensive report for the methods of analysis, where in the most cases is included a complete manual and a relevant medical example. Of course, as it is natural, no one could omit the report to the statistics tools and the software packages that are used to make the research much more easier.

The last chapter refers to the private health insurances which include statistical data of the last months compared to the previous years, from the internet and from the insurance companies themselves that responded to the request to give data. Also, there is a case study about “Intersalonica”, which includes economic data that are based to the age of the policyholder, panels, charts and comments.

Afterwards, there is a case study, which is based to a medical report of a neurologic clinic and includes a short diagnosis with comments for the charts.

ΠΡΟΛΟΓΟΣ

Η παρούσα πτυχιακή εργασία με τίτλο «Ιατρική Στατιστική και Μέθοδοι» είναι εκείνο το κομμάτι που ολοκληρώνει τον κύκλο φοίτησής στο τμήμα διοίκησης επιχειρήσεων της σχολής Διοίκησης & Οικονομίας. Το εν λόγω τμήμα προσέφερε τη δυνατότητα στους φοιτητές του να έρθουν σε άμεση επαφή με το αντικείμενο της οικονομίας, των μαθηματικών, της στατιστικής, των υπολογιστικών συστημάτων και αρκετών ακόμα χρήσιμων μαθημάτων.

Το καταστάλαγμα όλων αυτών των γνώσεων και των πρακτικών εμπειριών είναι εκείνο που αποτυπώνεται στις επόμενες σελίδες με κύριο στόχο να αποδώσει με όσο πιο κατανοητό τρόπο γίνεται την άμεση σχέση που αναπτύσσεται διαρκώς μεταξύ των επιστήμων υγείας και των νέων τεχνολογιών. Οι επιστήμες υγείας στο σύνολο τους είναι συνυφασμένες με τη θεωρία και την έρευνα, οτιδήποτε προκύπτει σε θεωρητικό επίπεδο είναι ωφέλιμο να τεκμηριώνεται με απτά γεγονότα διαφορετικά κρίνεται ως αναπόδεικτος ισχυρισμός. Είναι, λοιπόν, προφανές ότι για κάθε επιστήμονα η χρήση της ενδεδειγμένης μεθοδολογίας οδηγεί με μεγαλύτερη ασφάλεια σε αξιόπιστα αποτελέσματα. Όταν δε συνδυάζεται και με τα κατάλληλα τεχνολογικά μέσα τότε μπορούμε να μιλάμε για ολοκληρωμένη και έγκυρη μελέτη.

Περιεχόμενα

| | |
|--|----|
| ΕΥΧΑΡΙΣΤΙΕΣ..... | 3 |
| ΠΕΡΙΛΗΨΗ..... | 4 |
| ABSTRACT..... | 5 |
| ΠΡΟΛΟΓΟΣ..... | 5 |
| ΕΙΣΑΓΩΓΗ..... | 10 |
| 1ο ΚΕΦΑΛΑΙΟ..... | 11 |
| ΙΣΤΟΡΙΚΗ ΑΝΑΔΡΟΜΗ..... | 11 |
| ΠΟΥ ΧΡΗΣΙΜΟΠΟΙΕΙΤΑΙ Η ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ..... | 12 |
| Η ΙΑΤΡΙΚΗ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ..... | 12 |
| ΠΗΓΕΣ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ..... | 12 |
| ΔΙΑΚΡΙΣΗ ΙΑΤΡΙΚΩΝ ΕΡΕΥΝΩΝ..... | 13 |
| ΣΥΛΟΓΗ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ..... | 13 |
| ΧΑΡΑΚΤΗΡΙΣΤΙΚΑ ΕΙΔΗ ΙΑΤΡΙΚΩΝ ΜΕΛΕΤΩΝ..... | 15 |
| 2 ^ο ΚΕΦΑΛΑΙΟ..... | 18 |
| ΑΝΑΛΥΣΗ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ..... | 18 |
| ΔΙΑΧΩΡΙΣΜΟΣ ΤΗΣ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗΣ..... | 18 |
| ΜΕΤΑΒΛΗΤΕΣ..... | 19 |
| ΑΡΙΘΜΗΤΙΚΑ ΠΕΡΙΓΡΑΦΙΚΑ ΜΕΤΡΑ..... | 20 |
| ΜΕΤΡΑ ΚΕΝΤΡΙΚΗΣ ΤΑΣΗΣ Η ΘΕΣΗΣ..... | 20 |
| ΜΕΤΡΑ ΔΙΑΣΠΟΡΑΣ..... | 21 |
| ΕΠΑΓΩΓΙΚΗ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ, ΈΛΕΓΧΟΣ ΥΠΟΘΕΣΕΩΝ..... | 22 |
| Η ΛΟΓΙΚΗ ΤΟΥ ΕΛΕΓΧΟΥ ΥΠΟΘΕΣΕΩΝ..... | 22 |
| ΣΥΣΧΕΤΙΣΗ..... | 24 |
| ΠΕΡΙΓΡΑΦΗ ΚΑΙ ΣΤΟΙΧΕΙΑ ΓΙΑ ΤΗΝ ΕΝΝΟΙΑ..... | 24 |
| ΔΙΑΓΡΑΜΑΤΙΚΟ ΠΑΡΑΔΕΙΓΜΑ..... | 25 |
| ΚΑΤΑΝΟΜΕΣ..... | 26 |
| ΚΑΝΟΝΙΚΗ ΚΑΤΑΝΟΜΗ..... | 26 |
| 3 ^ο ΚΕΦΑΛΑΙΟ..... | 28 |
| ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΕΣ ΜΕΘΟΔΟΙ..... | 28 |
| ΠΑΡΑΜΕΤΡΙΚΕΣ ΜΕΘΟΔΟΙ..... | 28 |
| ΜΗ ΠΑΡΑΜΕΤΡΙΚΕΣ ΜΕΘΟΔΟΙ..... | 29 |

| | |
|---|----|
| ΜΕΛΕΤΕΣ ΕΠΑΝΑΛΑΜΒΑΝΟΜΕΝΩΝ ΜΕΤΡΗΣΕΩΝ..... | 30 |
| ΑΓΓΛΗ ΓΡΑΜΜΙΚΗ ΠΑΛΙΝΔΡΟΜΗΣΗ..... | 32 |
| ΠΕΡΙΓΡΑΦΗ ΚΑΙ ΣΤΟΙΧΕΙΑ ΓΙΑ ΤΗΝ ΕΝΝΟΙΑ | 32 |
| ΛΟΓΙΣΤΙΚΗ ΠΑΛΙΝΔΡΟΜΗΣΗ | 33 |
| t- ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΟ ΤΕΣΤ ΕΝΟΣ ΔΕΙΓΜΑΤΟΣ & | 36 |
| t-τεστ ΑΝΕΞΑΡΤΗΤΩΝ ΔΕΙΓΜΑΤΩΝ | 36 |
| t-ΤΕΣΤ ΜΗ ΑΝΕΞΑΡΤΗΤΩΝ ΔΕΙΓΜΑΤΩΝ..... | 38 |
| ΈΛΕΓΧΟΣ t ΠΑ «ΔΕΙΓΜΑΤΑ» ΑΝΑ ΖΕΥΓΗ..... | 38 |
| Ο ΠΡΟΣΗΜΙΚΟΣ ΕΛΕΓΧΟΣ..... | 40 |
| Ο ΕΛΕΓΧΟΣ WILCOXON ΓΙΑ ΕΝΑ ΔΕΙΓΜΑ ΠΑΡΑΤΗΡΗΣΕΩΝ Ή ΖΕΥΓΩΝ ΠΑΡΑΤΗΡΗΣΕΩΝ..... | 42 |
| ΠΕΡΙΠΤΩΣΗ ΑΝΕΞΑΡΤΗΤΩΝ ΔΕΙΓΜΑΤΩΝ - Ο ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΩΝ MANN - WHITNEY Ή ΤΟΥ WILCOXON | 43 |
| ΕΛΕΓΧΟΣ FRIEDMAN | 45 |
| ΈΛΕΓΧΟΣ KRUSKAL-WALLIS, ΕΛΕΓΧΟΣ ΔΙΑΜΕΣΟΥ | 45 |
| Χ ² ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΟ ΤΕΣΤ | 48 |
| ΑΝΑΛΥΣΗ ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗΣ | 49 |
| ΈΛΕΓΧΟΣ-F..... | 51 |
| ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗΣ ΣΥΣΧΕΤΙΣΕΩΣ ΤΟΥ SPEARMAN | 52 |
| Ο ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗΣ ΣΥΣΧΕΤΙΣΗΣ Τ ΤΟΥ KENDALL..... | 54 |
| ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΟΥ LORD | 56 |
| ΈΛΕΓΧΟΣ ΚΑΝΟΝΙΚΟΤΗΤΑΣ ΤΩΝ SHAPIRO-WILK..... | 56 |
| ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΟΥ LEVENE..... | 57 |
| ΕΛΕΓΧΟΣ ΚΟΛΜΟΓΟΡΟΦ-SMIRNOF ΔΥΟ ΔΕΙΓΜΑΤΩΝ | 58 |
| 4 ^ο ΚΕΦΑΛΑΙΟ..... | 62 |
| ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΑ ΕΡΓΑΛΕΙΑ ΚΑΙ ΠΑΚΕΤΑ ΛΟΓΙΣΜΙΚΟΥ | 62 |
| ΜΕΛΕΤΗ ΠΕΡΙΠΤΩΣΗΣ ΑΣΘΕΝΟΥΣ..... | 62 |
| ΝΕΥΡΟΦΥΣΙΟΛΟΓΙΚΑ ΕΥΡΗΜΑΤΑ | 62 |
| ΝΕΥΡΟΦΥΣΙΟΛΟΓΙΚΑ ΕΥΡΗΜΑΤΑ | 63 |
| ΠΕΡΙΓΡΑΦΗ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΩΝ..... | 63 |
| 5 ^ο ΚΕΦΑΛΑΙΟ..... | 81 |
| ΑΣΦΑΛΕΙΑ ΖΩΗΣ & ΥΓΕΙΑΣ | 83 |
| Σχετικά στοιχεία του 2016..... | 85 |
| Παραγωγή Ασφαλίσεων 1ου τριμήνου 2016..... | 85 |
| Παραγωγή Ασφαλίσεων 1ου διμήνου 2016..... | 85 |
| Παραγωγή ασφαλίσεων Ιανουάριος 2016 | 85 |

| | |
|---|-----|
| Σχετικά στοιχεία του 2016 σε σύγκριση με το 2015..... | 86 |
| Παραγωγή Ασφαλίστρων 2015..... | 86 |
| Παραγωγή 11μήνου 2015..... | 86 |
| ΜΕΛΕΤΗ ΠΕΡΙΠΤΩΣΗΣ ΙΝΤΕΡΣΑΛΟΝΙΚΑ..... | 87 |
| ΣΥΓΚΡΙΤΙΚΗ ΠΙΝΑΚΕΣ ΠΟΣΟΤΙΚΩΝ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ ΑΝΑΜΕΣΑ ΣΕ ΕΤΑΙΡΙΕΣ..... | 87 |
| ΓΕΝΙΚΕΣ ΠΑΡΑΤΗΡΗΣΗΣ 5 ^{ου} ΚΕΦΑΛΑΙΟΥ..... | 100 |
| ΣΥΓΚΡΙΣΗ ΕΤΑΙΡΙΩΝ..... | 100 |
| ΓΕΝΙΚΑ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ..... | 102 |
| Βιβλιογραφία..... | 104 |

ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Ο ρόλος της επιστήμης είναι να παράγει **γνώση**! Η γνώση δημιουργείται με την πολύτιμη βοήθεια της **έρευνας**, κάθε ερευνητής μπαίνοντας στη διαδικασία να διεξάγει οποιαδήποτε μορφή έρευνας είτε πειραματική είτε αναδρομική, έχει ως απώτερο στόχο την επίτευξη μιας νέας πληροφορίας ή την εδραίωση μιας ήδη υπάρχουσας. Σημαντικό ρολό, για την κατοχύρωση αυτής της γνώσης, έρχεται να διαδραματίσει ο τρόπος που διεξάγετε κάθε μορφή έρευνας ο οποίος είναι καθοριστικός για το σύνολο των συμπερασμάτων, η αφοσίωση στη διεξαγωγή της έρευνας με έναν δεοντολογικά υπεύθυνο τρόπο είναι κεντρικής σημασίας, η ερευνα που προσανατολίζετε προς την επίτευξη της αλλαγής είναι εκείνη που ορίζετε ως Έρευνα Δράσης, η ερμηνευτική προσέγγιση *«τονίζει τη γεμάτη νόημα φύση της συμμετοχής των ανθρώπων σε κάθε είδους δράση, το επίκεντρο είναι στην ανάλυση των νοημάτων που αποδίδουν οι άνθρωποι στις πράξεις τους και στις πράξεις των άλλων»*.

Στις επιστήμες υγείας η θεωρία και η έρευνα είναι δυο αλληλένδετοι παράγοντες που απαιτούνται για τη διεξαγωγή επιστημονικής γνώσης και προόδου η καθεμία προκύπτει και προχωράει βασισμένη στα επιτεύγματα της άλλης. Ο σωστός σχεδιασμός μιας έρευνας αποτελεί τη ραχοκοκαλιά της σύγχρονης επιστήμης και είναι πλέον αναγκαιότητα για τους επιστήμονες υγείας. Όταν η έρευνα έχει σωστές βάσεις και είναι σωστά σχεδιασμένη μπορούν να ελεγχθούν κλινικές και βιολογικές υποθέσεις και να αξιολογηθούν ζητήματα δημόσιας υγείας.

Ο μεθοδολογικός σχεδιασμός περιλαμβάνει τη δειγματοληψία και τον στατιστικό έλεγχο, μέσω των οποίων κρίνεται σε μεγάλο βαθμό η εγκυρότητα των συμπερασμάτων και η γενίκευσή τους στον πληθυσμό.

1ο ΚΕΦΑΛΑΙΟ

ΙΣΤΟΡΙΚΗ ΑΝΑΔΡΟΜΗ

Οι άνθρωποι συγκέντρωναν δεδομένα και χρησιμοποιούσαν τη στατιστική από την αρχαία εποχή ακόμη. Υπάρχουν αναφορές που θέλουν τους Αρχαίους Έλληνες να χρησιμοποιούν τη στατιστική από το 450 π.Χ, οι Αιγυπτίους την χρησιμοποιούν 6000 χρόνια πριν, ενώ στην Ιουδαία και τη Σαμάρεια υπάρχουν στοιχεία που δηλώνουν τη χρήση της στατιστικής 2000 χρόνια πριν. στην Κίνα έχει καταγραφεί η παλαιότερη αναφορά συλλογής στοιχείων το 2238 π.Χ. Στην Αγγλία παρατηρούνται Επίσημες Στατιστικές από το 1069.

Μια από τις πιθανές εκδοχές για την προέλευση του όρου «στατιστική» είναι η λέξη «στατίζω» η οποία προέρχεται από την αρχαία ελληνική γλώσσα και σημαίνει τοποθετώ, ταξινομώ, συμπεραίνω. Μια άλλη εκδοχή θέλει τη λέξη στατιστική να χρι τις ρίζες της στη λατινική λέξη «status» που σημαίνει πολιτεία – κράτος.

Η λέξη «στατιστική» (statistics – statistik) κατασκευάζεται από το Γερμανό φιλόσοφο, ιστορικό, οικονομολόγο, νομικό και στατιστικό **Gottfried Achenwa** το **1749** μ.Χ εννοώντας την πληροφορία που χρειάζεται για να λειτουργεί ένα κράτος (state). Η πρώτη χρήση της λέξης “statistics” στα Αγγλικά έγινε το **1791** μ.Χ. από τον **Sir John Sinclair** στις δημοσιεύσεις του με τίτλο Statistical account of scotland που περιγράφουν στατιστικά στοιχεία για τη ζωή στη Σκωτία.

Όπως, λοιπόν, είναι αναμενόμενο στο πέρασμα των χρόνων η στατιστική άρχισε να είναι απαραίτητη για τη διεξαγωγή συμπερασμάτων στο σύνολο των επιστημών που είχαν ανάγκη να οδηγηθούν σε σαφή συμπεράσματα χρησιμοποιώντας ορισμένο όγκο δεδομένων. Στις επιστήμες υγείας, η αρχή της ιατρικής Στατιστικής έγινε το **1840** μ.Χ. από τον **William Farr** Βρετανό επιδημιολόγο, ο οποίος εγκαθιδρύει το επίσημο σύστημα καταγραφής των αιτίων θανάτου στην Αγγλία και Ουαλία. Αυτό επιτρέπει την παρακολούθηση των επιδημιών και τη σύγκριση ασθενειών. Ακλούθησε ο **John Snow**, ένας από τους πατέρες της σύγχρονης επιδημιολογίας, ο οποίος το **1854** μ.Χ κατάφερε να κατασκευάσει το «χάρτης της χολέρας», σηματοδοτώντας την αρχή των σύγχρονων επιδημιολογικών μελετών. Η μελέτη του Kaplan Meier προσέφερε στους γιατρούς ένα πολύτιμο εργαλείο για να κρίνουν με τη βοήθεια απλών στατιστικών διεργασιών ποιες θεραπευτικές αγωγές και φάρμακα αποδίδουν καλύτερα, χάρης αυτής της μελέτης σώθηκαν πολλές ζωές ανθρώπων από το 1958 μ.Χ κ μετά.

Ενδιαφέρουσα πληροφορία ακόμα είναι ότι ο Σωκράτης αναφέρει τον όρο «στατιστική» στο έργο του «Ξενοφώντος απομνημονεύματα» και ο Πλάτωνας στο έργο του «Πολιτεία».

ΠΟΥ ΧΡΗΣΙΜΟΠΟΙΕΙΤΑΙ Η ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ

Η στατιστική χρησιμοποιείται στην καθημερινή ζωή, είναι πολύτιμο εργαλείο στο σύνολο των επιστήμων, στην Οικονομία (χρηματιστήριο, πληθωρισμός), στην Πολιτική (εκλογές, exit polls), στην Εκπαίδευση (ποσοστό των επιτυχόντων στις πανελλαδικές εξετάσεις), στην Υγεία (δείκτες υγείας: π.χ. χοληστερόλη, αιματοκρίτης).

Η ΙΑΤΡΙΚΗ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ

Η έννοια **ιατρική στατιστική** ταυτίζεται με τον όρο **Βιοστατιστικής** (ή **βιομετρίας**) και όχι αδικαιολόγητα αφού η Βιοστατιστική είναι η εφαρμογή των στατιστικών στοιχείων σε ένα ευρύ φάσμα θεμάτων στη βιολογία, περιλαμβάνει το **σχεδιασμό** των βιολογικών πειραμάτων, ιδιαίτερα στην ιατρική, τη φαρμακευτική, τη γεωργία και την αλιεία.

Τα χαρακτηριστικά της **ιατρικής στατιστικής** απορρέουν από τον **κλασικό** ορισμό της έννοιας της **στατιστικής** «*Στατιστική καλείται η τέχνη του να αποκτώ γνώση από τα δεδομένα*», Βιοστατιστική καλείται επομένως η επιστήμη που ασχολείται με τη **συλλογή**, την **οργάνωση**, την **περιγραφή**, τη **σύνοψη** και **ανάλυση** των **δεδομένων** από **πειράματα**, όπως και η **ερμηνεία** και η **εξαγωγή** συμπερασμάτων από τα **αποτελέσματα** που προκύπτουν.

ΠΗΓΕΣ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ

Ένα από τα σημαντικότερα στάδια της έρευνας είναι η συλλογή των δεδομένων. Από την ποιότητα των συλλεχθέντων δεδομένων εξαρτάται σε μεγάλο βαθμό και η ποιότητα των τελικών αποτελεσμάτων και συμπερασμάτων. Τα δεδομένα που θα συλλεχθούν εξαρτώνται κυρίως από τα ερευνητικά ερωτήματα, αλλά και από την εύκολη πρόσβασης σε βάσεις δεδομένων. Οι πηγές στατιστικής πληροφόρησης χωρίζονται γενικά σε δυο κύριες κατηγορίες, τις πρωτογενείς και δευτερογενείς πηγές.

Το χαρακτηριστικό εκείνο που διαφοροποιεί τις δυο κατηγορίες είναι ότι η συλλογή των στοιχείων στις πρωτογενείς πηγές, καθορίζεται από το σχεδιασμό που θα κάνει ο ερευνητής, ένα ερωτηματολόγιο που θα βοηθήσει στη διερεύνηση των απόψεων ενός συνόλου, ή η συλλογή ορισμένων μετρήσεων που αφορούν συγκεκριμένο χαρακτηριστικό, προέρχονται από την προσωπική έρευνα του ανθρώπου που μελετά την εκάστοτε περίπτωση. Αντίθετα όταν ο ερευνητής δεν έχει τη δυνατότητα να προσεγγίσει τις πρωταρχικές πηγές πληροφόρησης, τα στοιχεία του προκύπτουν από τις δευτερογενείς πηγές τα οποία υπάρχουν σε βάσεις δεδομένων διάφορων υπηρεσιών στατιστικής πληροφόρησης.

- Στις πρωτογενείς πηγές δεδομένων εντάσσονται οι απευθείας μετρήσεις όπως **μέτρηση βάρους, ύψους, χοληστερίνης**, ή η καταγραφή απόψεων με τη βοήθεια ερωτηματολογίων που έχουν διανεμηθεί, για παράδειγμα, **η άποψη των ασθενών σχετικά με τη νοσηλευτική φροντίδα που τους παρέχεται...**
- Οι δευτερογενείς πηγές μπορεί να προέρχονται από την Ελληνική Στατιστική Αρχή, από βάσεις δεδομένων τραπεζών, από δημόσιες ή ιδιωτικές εταιρείες και οργανισμοί καθώς και από διεθνείς οργανισμοί όπως Eurostat, ΟΗΕ, ΟΟΣΑ.

ΔΙΑΚΡΙΣΗ ΙΑΤΡΙΚΩΝ ΕΡΕΥΝΩΝ

ΣΥΛΟΓΗ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ

Η συλλογή των δεδομένων για μια σωστά δομημένη εξαρχής μελέτη καθορίζεται από τον τρόπο του σχεδιασμού και την μέθοδο ελέγχου. Μια έρευνα μπορεί να είναι πειραματική, ημι-πειραματική ή παρατηρητική. Η θεμελιώδης αρχή των κλινικών πειραμάτων είναι η διαδικασία της τυχαιοποίησης, δηλαδή η τυχαία κατανομή των πειραματικών μονάδων στις ομάδες της μελέτης, για να μπορέσει ένας ερευνητής να προσδιορίσει αξιόπιστα τη σχέση αιτίου – αποτελέσματος, οφείλει να απομονώσει όλες τις άλλες δυνατές επιδράσεις.

Στις Πειραματικές Μελέτες (experimental): Σχεδιάζεται η μέτρηση των εξαρτημένων μεταβλητών (ή μεταβλητών απόκρισης), που επηρεάζονται από τις ανεξάρτητες μεταβλητές (ή επεξηγηματικές μεταβλητές). Καθορίζεται αυστηρά το πλαίσιο της μελέτης και ελέγχονται απόλυτα οι συνθήκες του πειράματος. Η θεμελιώδης αρχή ενός πειραματικού σχεδιασμού είναι η διαδικασία της τυχαιοποίησης (randomization), δηλαδή η τυχαία κατανομή των πειραματικών μονάδων της υπό μελέτη ομάδας, ένα κλινικό πείραμα μπορεί να διεξαχθεί είτε στο εργαστήριο είτε στην κλινική ανάλογα με το τι επιθυμεί να παρατηρήσει ο ερευνητής, αν θέλει να ελεγχί πλήρως και διαρκώς τις συνθήκες διεξαγωγής του πυρώματος τότε πραγματοποιείται στο εργαστήριο, αν επιθυμεί να μελετήσει τα περιστατικά κάτω από κανονικές συνθήκες πραγματοποιείτε σε φυσικό χώρο.

Στις Ημι-πειραματικές Μελέτες (quasi-experimental): Υπάρχει ακριβώς η ίδια αντιμετώπιση με την πειραματική μελέτη, μόνο που δε γίνεται τυχαιοποίηση, το δείγμα λαμβάνεται αυτούσιο από προκαθορισμένες ομάδες. Στόχος του ερευνητή σε αυτού του τύπου τις μελέτες είναι η κατάλληλη επεξεργασία ανάλυση και αξιολόγηση των λεπτομερών στοιχείων που συγκεντρώνονται. Τέτοιες μελέτες είναι κυρίως εκείνες της επαγωγικής επιδημιολογίας. Ένα βασικό **μειονέκτημα των μη πειραματικών Μελετών** είναι το ότι δε μπορούμε να ελέγξουμε τους παράγοντες και τις συνθήκες, εξαιτίας των οποίων δημιουργούνται δευτερογενείς συσχετίσεις και διαφορές. Συνηθισμένη αιτία δημιουργίας δευτερογενών διαφορών ή συσχετίσεων είναι η ανομοιογένεια του ερευνητικού υλικού.

Παρατηρητική Μελέτη (observational): Σε μία παρατηρητική μελέτη ο ερευνητής δεν έχει κανένα έλεγχο σχετικά με την ανάθεση θεραπείας ή την έκθεση σε κάποιο παράγοντα. Τα υποκείμενα της μελέτης καθορίζουν από μόνα τους το επίπεδο έκθεσής τους στον παράγοντα και ο ερευνητής απλά παρακολουθεί τι θα τους συμβεί. Είναι πιθανό οι ομάδες που σχηματίζονται να διαφέρουν σημαντικά και σε άλλα χαρακτηριστικά, διαφορετικά από τον παράγοντα έκθεσης.

Ως προς τη μέθοδο δειγματοληψίας, παρατηρούμε ότι σε μια μελέτη μπορεί η ανάθεση των συμμετεχόντων στις ομάδες ενδιαφέροντος να γίνεται *τυχαία* ή οι συμμετέχοντες να έχουν *δικαίωμα επιλογής*.

Ανάλογα με τη χρονική διαδοχή, μια μελέτη μπορεί να είναι προοπτική ή αναδρομική.

Προοπτική (*prospective*): Οι συμμετέχοντες εντοπίζονται από την αρχή της «θεραπείας» τους και ο ερευνητής τους ακολουθεί και καταγράφει την πορεία τους.

Αναδρομική (*retrospective*): Τα δεδομένα συλλέγονται με τη μία και ταυτόχρονα οι συμμετέχοντες στη μελέτη ταξινομούνται στις ομάδες κατηγοριών.

Γενική παρατήρηση : Μία πειραματική ή ημι-πειραματική μελέτη είναι πάντα προοπτική ενώ μια παρατηρητική μελέτη μπορεί να είναι προοπτική ή αναδρομική.

ΧΑΡΑΚΤΗΡΙΣΤΙΚΑ ΕΙΔΗ ΙΑΤΡΙΚΩΝ ΜΕΛΕΤΩΝ

Κλινική δοκιμή (clinical trial) το κλινικό πείραμα είναι μία προσεκτικά σχεδιασμένη *προοπτική, πειραματική* ιατρική έρευνα που έχει ως στόχο να αξιολογήσει την αξία και την αποτελεσματικότητα μιας καινούριας θεραπείας. Για να μπορέσουμε να διαπιστώσουμε κατά πόσο είναι αποτελεσματική η θεραπεία ορισμένος αριθμός ανθρώπων ή πειραματόζωων υποβάλλονται στη νέα αγωγή. Τα τυχαιοποιημένα κλινικά πειράματα αποτελούν τη πιο συνηθέστερη και αξιόπιστη μέθοδο των κλινικών πειραμάτων που έρχονται να απαντήσουν σε ορισμένα ερωτήματα με σαφήνεια, σε σχέση με τις επιδράσεις μιας ή περισσότερων θεραπευτικών αγωγών.

Οι ομάδες που συμμετάσχουν στην διαδικασία του πειράματος χωρίζονται:

α) **ομάδα πειραματισμού** τα μέλη της οποίας ακλουθούν την φαρμακευτική ή θεραπευτική αγωγή που ερευνάται. Και η

β) **ομάδα ελέγχου** τα μέλη της οποίας εκτίθενται σε διαφορετική φαρμακευτική ή θεραπευτική αγωγή κάτω από τις ίδιες ακριβώς συνθήκες με τα μέλη της ομάδας πειραματισμού.

Οι διαφορετικές τιμές που θα προκύψουν στα αποτελέσματα, μπορούμε να πούμε ότι είναι αποτέλεσμα της επίδρασης της ανεξάρτητης μεταβλητή στην εξαρτημένη μεταβλητή.

Το κυριότερο **πλεονέκτημα** των πειραματικών μεθόδων είναι ότι επιτρέπουν τη διερεύνηση περιστατικών που σε συνθήκες καθημερινότητας θα ήταν δύσκολο να εξεταστούν, εξαιτίας της επίδρασης πολλών παραγόντων που μπορούν να επηρεάσουν ή ακόμα και να αλλοιώσουν το περιεχόμενο της έρευνας .

Μειονεκτεί παρόλα αυτά σε δυο σημαντικά σημεία η συγκεκριμένη μέθοδος:

- Το πείραμα μπορεί να χρησιμοποιηθεί σε περιορισμένα είδη ερευνών.
- Τα άτομα που λαμβάνουν μέρος σε μια τέτοια έρευνα μπορεί να συμπεριφερθούν εντελώς διαφορετικά κάτω από τις συνθήκες ενός πειράματος και εντελώς διαφορετικά σε καθημερινές συνθήκες.
- Ακόμα και ο ίδιος ο ερευνητής μπορεί να επηρεάσει τα μέλη της ομάδας προς την κατεύθυνση των αποτελεσμάτων που επιθυμεί,
- Ή ακόμα και να προκαλέσει την προσδοκώμενη αντίδραση

Μελέτη ασθενών – μαρτύρων (Case-Control Stud) Πρόκειται για αναδρομική έρευνα που ασχολείται με την παρατήρηση συγκεκριμένων ομάδων και έχει ως στόχο να εντοπίσει τις όποιες διαφορές υπάρχουν ανάμεσα σε δυο ή περισσότερες ομάδες σχετικά με τις συνέπειες από την έκθεση σε κάποιο παράγοντα που μπορεί να προκαλέσει μια ορισμένη πάθηση.¹ Στις έρευνες αυτές ελέγχεται αν η συχνότητα των διαφορετικών χαρακτηριστικών αλλάζει ανάμεσα στην ομάδα των ασθενών και των μαρτύρων. Τα στοιχεία που χρησιμοποιούνται είναι παλαιότερα, προέρχονται συνήθως από αρχεία νοσοκομείων και αφορούν χαρακτηριστικά μιας ή περισσότερων ομάδων από κάποιον πληθυσμό του οποίου τα μέλη είναι φορείς της νόσου και καλούνται ασθενείς (περιστατικά) καθώς και για μια ομάδα από τον ίδιο πληθυσμό της οποίας τα μέλη δε νοσούν και Καλούνται μάρτυρες (έλεγχοι) (Δ.ΤΡΙΧΟΠΟΥΛΟΣ Α, 2001)

¹ Η Μελέτη Ασθενων – Μαρτυρων (Case-Control Study) αναφέρεται σε άτομα ενός πληθυσμού, τα οποία έχουν προσβληθεί (Ασθενείς – Cases) ή όχι (Μαρτυρες – Control) από τη νοσο που ερευνάται.

Πλεονεκτήματα Μελέτης Ασθενών – Μαρτύρων

- Το χαμηλό κόστος.
- Η περιορισμένη διάρκεια της έρευνας.

Μειονεκτήματα Μελέτης Ασθενών – Μαρτύρων

- Ο μεγάλος αριθμός λαθών που υπάρχουν συνήθως στις ιστορικές καταγραφές των περιστατικών.
- Η αβεβαιότητα σχετικά με την καταλληλότητα των ελέγχων.

Προοπτικές Μελέτες (Cohort Study) Πρόκειται για μη παρεμβατικές έρευνες, τις συναντάμε κυρίως σε επιδημιολογικές μελέτες, η συγκέντρωση των δεδομένων προκύπτει από ομάδες ατόμων τα οποία παρακολουθούνται συνήθως για μεγάλο χρονικό διάστημα. Χαρακτηριστικό γνώρισμα των ατόμων που λαμβάνουν μέρος σε μια τέτοια έρευνα είναι ότι στο αρχικό στάδιο της μελέτης φαινομενικά είναι υγιής², αυτό που θέλουμε να μελετήσουμε ουσιαστικά είναι σε ποια από αυτά τα άτομα και πιο χρονικό διάστημα θα εκδηλωθεί η διερευνούμενη νόσος. Οι προοπτικές συγκριτικές έρευνες ανήκουν στην κατηγορία των ημι-πειραματικών ιατρικών μελετών. Στις μελέτες αυτές δε γίνεται τυχαιοποίησης και οι συμμετέχοντες έχουν το δικαίωμα επιλογής της ομάδας στην οποία θα ενταχθούν, ο ερευνητής συγκρίνει τη συχνότητα εμφάνισης ενός αποτελέσματος πχ της νόσου που μελετά με βάση την έκθεση των ατόμων σε ορισμένο παράγοντα που πιθανόν να επηρεάζει τη νοσο. Η διαφορά τους από τις κλινικές δοκιμές είναι ως προς την τυχαιοποίηση.

Πλεονεκτήματα Προοπτικών ερευνών

- Προσφέρουν τη δυνατότητα ακριβέστερων μετρήσεων.
- Η διερεύνηση των περιστατικών γίνεται με πιο προσεκτικό τρόπο.
- Η δυνατότητα επιλογής των ελέγχων με ασφαλή τρόπο.

Μειονεκτήματα Προοπτικών ερευνών

- Το μεγάλο χρονικό διάστημα που απαιτείται για την ολοκλήρωσή τους.
- Το υψηλό κόστος της έρευνας που προκύπτει κυρίως από τη χρονική διάρκεια που απαιτείται για να συλλέξουμε τα απαιτούμενα στοιχεία.
- Ο κίνδυνος των πολλών διαρροών που επιφέρει η μακροχρόνια παρακολούθηση.

Παραδείγματα Προοπτικών ερευνών

- Η επίδραση των συνθηκών εργασίας επικινδύνων επαγγελματιών στους εργαζόμενους.
- Η παρακολούθηση του ρυθμού επιβίωσης σε κατηγορίες ασθενών στις οποίες η κατάσταση της υγείας τους είναι μη αναστρέψιμη.

² Σε ορισμένες περιπτώσεις η ύπαρξη αποτελέσματος από μια προοπτική έρευνα Cohort Study, προκύπτει επιπλέον από τη σύγκριση της συχνότητας εμφάνισης ενός αποτελέσματος ανάμεσα σε δυο ομάδες ατόμων που διακρίνονται μεταξύ τους ανάλογα με το αν έχουν εκτεθεί ή όχι σε κάποιο παράγοντα με ενδεχόμενη αιτιολογική σημασία

Cross-Sectional Study: Μελετά διαφορές μεταξύ υπο-πληθυσμών (δύο ή περισσότερων) σε διαφορετικές ηλικίες (σε σταθερό χρόνο). Σε αντιδιαστολή είναι μια **longitudinal** μελέτη στην οποία οι διαφορές μελετούνται διαχρονικά.

Υπάρχουσες πηγές πληροφόρησης, σε αρκετές περιπτώσεις μπορούμε να βρούμε τα στοιχεία που χρειαζόμαστε χωρίς να μπούμε στη διαδικασία να δημιουργούμε νέες πληροφορίες μέσω κλινικών δοκιμών, δημοσκοπήσεων ή ερευνών. Πολύτιμη πηγή πληροφόρησης είναι τα βιβλία , τα επαγγελματικά περιοδικά και τα ευρήματα άλλων ερευνητών. Η ετήσια έκδοση με τίτλο Στατιστικές της Υγείας που δημοσιεύεται στη ΣΥΕ όπως και οι τακτικές και εξειδικευμένες εκδόσεις της Διεύθυνσης Υγιεινής του Υπουργείου Υγείας και Κοινωνικής Πρόνοιας και της Διεύθυνσης Υγιεινής της Ευρωπαϊκής Ένωσης.

2^ο ΚΕΦΑΛΑΙΟ

ΑΝΑΛΥΣΗ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ

Για να προκύψουν χρήσιμα συμπεράσματα, από ένα σύνολο δεδομένων που προέκυψε από μια δειγματοληπτική έρευνα, απαιτείται συνδυασμός, των κατάλληλων κατά περίπτωση, μεθόδων τόσο της Περιγραφικής Στατιστικής όσο και της Επαγωγικής Στατιστικής. Η συνδυασμένη αυτή χρήση μιας πληθώρας μεθόδων της επιστήμης της Στατιστικής, προκειμένου να καταλήξουμε σε χρήσιμα συμπεράσματα, καλείται ανάλυση δεδομένων (data analysis). Η ανάλυση δεδομένων, όμως, δεν είναι το μοναδικό στάδιο της ερευνητικής διαδικασίας. Για να οδηγηθούμε σε ακριβή και αξιόπιστα αποτελέσματα, πρέπει να προηγηθεί ο σωστός σχεδιασμός της έρευνας, η συλλογή των δεδομένων, η προετοιμασία τους για την ανάλυση και τελικά η εξαγωγή και η διανομή των τελικών συμπερασμάτων, όπως είχε αναφερθεί στο προηγούμενο κεφάλαιο.

ΔΙΑΧΩΡΙΣΜΟΣ ΤΗΣ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗΣ

Η επιστήμη της στατιστικής απαρτίζεται από ένα ευρύ σύνολο τεχνικών για την οργάνωση και την ανάλυση των δεδομένων. Τις τεχνικές αυτές μπορούμε να τις **διαχωρίσουμε** σε δύο μεγάλες κατηγορίες: Στην Περιγραφική Στατιστική και Την Επαγωγική Στατιστική. Η επαγωγική στατιστική, διασπάτε σε δυο τομείς, Ο πρώτος τομέας είναι η Εκτιμητική (inference) ενώ ο δεύτερος είναι ο Έλεγχος Υποθέσεων (hypothesis testing). Η Εκτιμητική διακρίνεται σε **Σημειακή και Διαστημική Εκτίμηση** των παραμέτρων του πληθυσμού. Χρησιμοποιώντας τη μεθοδολογία της σημειακής εκτίμησης, λαμβάνουμε μια εκτίμηση της τιμής της πληθυσμιακής παραμέτρου ενώ με χρήση της μεθοδολογίας της διαστημικής εκτίμησης λαμβάνουμε ένα διάστημα μέσα στο οποίο ανήκει η πληθυσμιακή παράμετρος με κάποια προκαθορισμένη πιθανότητα. Ο έλεγχος υποθέσεων χρησιμοποιείται για την εξαγωγή αποφάσεων σχετικά με την τιμή των παρατηρήσεων του πληθυσμού με χρήση του δείγματος.

- I. Περιγραφική Στατιστική : Οι στατιστικές έννοιες και οι μέθοδοι που χρησιμοποιούνται για την οργάνωση και την παρουσίαση των στοιχείων, όπως και η κατάλληλη περιγραφή του υπό μελέτη πληθυσμού στο σύνολό του ή του διαθέσιμου και κατάλληλα επιλεγμένου δείγματος είναι ο αντικειμενικός στόχος της Περιγραφικής Στατιστικής είναι– στόχου.

Μια πειραματική διαδικασία τις περισσότερες φορές έχει ως αποτέλεσμα μεγάλο αριθμό δεδομένων, για αυτό κρίνεται αναγκαία η εύρεση διαδικασιών, με τις οποίες τα αποτελέσματα αυτά μπορούν να οργανωθούν και να παρουσιαστούν με απλό και κατανοητό τρόπο. Αυτός ουσιαστικά είναι ο σκοπός των περιγραφικών στατιστικών δεικτών, να προσφέρουν μεθόδους οι οποίες διευκολύνουν και απλοποιούν την οργάνωση και την παρουσίαση των αποτελεσμάτων.

- II. Επαγωγική Στατιστική : έχει ως στόχο την εξαγωγή συμπερασμάτων που αφορούν τον γενικότερο πληθυσμό, χρησιμοποιώντας κατάλληλα ένα δείγμα. Αποτελεί ένα σημαντικό εργαλείο για τη γενίκευση συμπερασμάτων από το δείγμα στο σύνολο του πληθυσμού.

Με τις παραπάνω έννοιες της Περιγραφική Στατιστική όπως και της Επαγωγική Στατιστική συνδέονται άρρηκτα η έννοια του **πληθυσμού** και του **δείγματος**. Ως **πληθυσμό** ορίζουμε το σύνολο που αποτελεί το αντικείμενο μελέτης είναι το σύνολο των μονάδων (N) στο οποίο συγκεντρώνετε η ερευνά, διακρίνετε σε πεπερασμένο ή άπυρο. **Δείγμα** είναι το σύνολο των στοιχείων τα όποια επιλέγονται με τη βοήθεια των τεχνικών της Θεωρία Δειγματοληψίας, ώστε να αποτελούν μια αντιπροσωπευτική εικόνα του πληθυσμού. Χώσιμο είναι να αναφέρουμε ότι το σύνολο των παρατηρήσεων ή των μετρήσεων που προέρχονται από ένα πείραμα ή μια δειγματοληπτική έρευνα καλούνται **Δεδομένα**. Η ανάλυση δεδομένων είναι ένα χρήσιμο εργαλείο καθώς βοηθάει τους ερευνητές να εξάγουν σωστά συμπεράσματα.

ΜΕΤΑΒΛΗΤΕΣ

Μεταβλητές θεωρούνται τα στοιχεία εκείνα, ως προς τα οποία εξετάζετε έναν πληθυσμός.

Τιμές της μεταβλητής ονομάζονται οι πιθανές τιμές που μπορεί να πάρει μια μεταβλητή.

Οι μεταβλητές διαχωρίζονται σε δύο μεγάλες κατηγορίες, στις **ποιοτικές** και στις **ποσοτικές**.

Τις τυχαίες μεταβλητές μπορούμε να τις διακρίνουμε ανάλογα με το είδος των τιμών που μπορούν να πάρουν σε δύο κατηγορίες:

1. **Ποσοτικές** τυχαίες μεταβλητές. Μια τυχαία μεταβλητή θα ονομάζεται ποσοτική αν παίρνει μόνο αριθμητικές τιμές, είναι εκείνες οι μεταβλητές δηλαδή που επιδέχονται αριθμητικές μετρήσεις. Παραδείγματα τέτοιων μεταβλητών είναι τα φυσικά μεγέθη: ύψος, βάρος, τα βιολογικά μεγέθη: χοληστερόλη, σάκχαρο κ.α.

Αν μια τυχαία μεταβλητή μπορεί να πάρει, έστω και θεωρητικά, κάθε τιμή ενός διαστήματος, η μεταβλητή θα λέγεται **Συνεχής**. Αντίθετα εκείνες οι μεταβλητές που μπορούν να πάρουν μόνο ορισμένες αριθμητικές τιμές ονομάζονται **Ασυνεχής**.

2. **Ποιοτικές** τυχαίες μεταβλητές. Οι τυχαίες μεταβλητές των οποίων οι τιμές ταξινομούνται σε κατηγορίες και **δεν εκφράζουν** απαραίτητα κάτι το μετρήσιμο, ονομάζονται **ποιοτικές** ή **κατηγορηματικές** τυχαίες μεταβλητές. Παραδείγματα τέτοιων μεταβλητών είναι το χρώμα της ίριδας, η παρουσία ή η απουσία κάποιου παθολογικού χαρακτηριστικού, η επιβίωση ή όχι έπειτα από ορισμένο χρονικό διάστημα, η ομάδα αίματος: A, B, AB, O. κ.α.

Εκείνες οι ποιοτικές τυχαίες μεταβλητές, που παίρνουν **μόνο δυο τιμές** ονομάζονται **Διχοτόμες** ή **Δυαδικές**. Παραδείγματα τέτοιων μεταβλητών είναι το φύλο (γυναίκα, άνδρας) ενός ασθενή, καπνιστής μη καπνιστής.

Υπάρχει ακόμη μια διάκριση ανάμεσα στις **ποιοτικές** μεταβλητές, εκείνες οι μεταβλητές των οποίων οι κατηγορίες ιεραρχούνται ονομάζονται **διαβαθμιζόμενες** ή **διατάξιμες**, τα δεδομένα αυτά με ορισμένη διαδικασία μπορούν να χωριστούν σε δυο κατηγορίες, όταν απάτητε απλούστερη παρουσίαση ή ανάλυση. Τέτοια δεδομένα που έχουν περισσότερες από μια κατηγορίες είναι η οικογενείας κατάσταση : ανύπανδρος, πανδρεμένος, χωρισμένος, χήρος, το αποτέλεσμα μιας νόσου όπου η ταξινόμηση των δεδομένων μπορεί να γίνει με σειρά: βελτίωση, στασιμότητα, επιδείνωση, θάνατος.

Οι ποσοτικές μεταβλητές είναι δυνατό να μετατραπούν σε διατάξιμες και οι διατάξιμες σε ποιοτικές, το αντίθετο όμως δεν είναι κατά βάση δυνατό. Για παράδειγμα οι τιμές της χοληστερόλης μπορούν διακριθούν σε πολύ υψηλές, υψηλές και φυσιολογικές – **διατάξιμες** παρατηρήσεις, ή απλά σε αυξημένες και φυσιολογικές – **ποιοτικές** παρατηρήσεις.

ΑΡΙΘΜΗΤΙΚΑ ΠΕΡΙΓΡΑΦΙΚΑ ΜΕΤΡΑ

Τα αριθμητικά περιγραφικά μέτρα χρησιμοποιούνται προκειμένου να σχηματίσει ο ερευνητής μια συνοπτική εικόνα για τα δεδομένα του με τη χρήση πολύ μικρού σε σχέση με τις αρχικές του παρατηρήσεις πλήθους αριθμητικών στοιχείων, όπως επίσης και για τη θεωρία της στατιστικής συμπερασματολογίας. Τα κυριότερα αριθμητικά περιγραφικά μέτρα κατατάσσονται σε δύο κατηγορίες: α) **μέτρα κεντρικής τάσης ή θέσης**, και β) **μέτρα διασποράς**.

ΜΕΤΡΑ ΚΕΝΤΡΙΚΗΣ ΤΑΣΗΣ Η ΘΕΣΗΣ.

Τα μέτρα θέσης (measures of location) προσδιορίζουν χαρακτηριστικές θέσεις μέσα στο εύρος των δεδομένων, ως μέτρα θέσης εννοούμε κυρίως τα μέτρα κεντρικής τάσης που προσδιορίζουν ένα κεντρικό σημείο γύρω από το οποίο τείνουν να συγκεντρώνονται τα δεδομένα. Ένας από τους στόχους των μέτρων κεντρικής τάσης (measures of central tendency) είναι να καθοριστεί ένα στατιστικό μέγεθος το οποίο μπορούμε να το χρησιμοποιήσουμε για να προσδιορίσουμε ένα σύνολο δεδομένων.

Τα κυριότερα μέτρα κεντρικής τάσης είναι :

- **Μέση τιμή (mean)**³: Η δειγματική μέση τιμή ή **μέσος όρος**, είναι το άθροισμα των τιμών των παρατηρήσεων του δείγματος διά το πλήθος των παρατηρήσεων.⁴
- Η **δειγματική διάμεσος (median)**: Όταν αναφερόμαστε στη διάμεσο ουσιαστικά μιλάμε για εκείνη την τιμή η οποία βρίσκεται στη μέση του συνόλου των παρατηρήσεων, δηλαδή το 50% των παρατηρήσεων είναι πάνω από αυτήν και το υπόλοιπο 50% κάτω από αυτήν.
- Η **δειγματική επικρατούσα τιμή (mode)**: η επικρατούσα τιμή είναι εκείνο το μέτρο κεντρικής τάσης που εμφανίζεται περισσότερες φορές στο σύνολο των παρατηρήσεων.

³ σε ορισμένες περιπτώσεις ο υπολογισμός της μέσης τιμής δεν είναι δυνατός είτε γιατί υπάρχουν απροσδιόριστες τιμές στα δεδομένα, ή έχουμε διαθέσιμα ποιοτικά δεδομένα.

⁴ Ορισμένες φορές η μέση τιμή δεν παρέχει την πιο αντιπροσωπευτική εικόνα, η μέση τιμή μπορεί να επηρεαστεί σημαντικά από μία πολύ μεγάλη ή πολύ μικρή παρατήρηση.

ΜΕΤΡΑ ΔΙΑΣΠΟΡΑΣ

Τα μέτρα μεταβλητότητας (variability measures) ή *μέτρα διασποράς* (*measures of variability*) μας προσδιορίζουν περιληπτικά τη διασκόρπιση - **διασποράς** και τη μεταβλητότητα των δεδομένων. Δίνουν μία αντιπροσωπευτική εικόνα για το πόσο συγκεντρωμένες είναι οι παρατηρήσεις ενός συνόλου δεδομένων.

Τα κυριότερα μέτρα διασποράς είναι :

- Το **δειγματικό εύρος** (sample range): Είναι η διαφορά της μεγαλύτερης παρατήρησης από τη μικρότερη **R**.
- Το **ήμι-ενδοτεταρτομοριακό εύρος** (*semi interquartile range*): ορίζεται ως το μισό του εύρους που καλύπτει το κεντρικό 50% της κατανομής των παρατηρήσεων.
- Η **δειγματική διακύμανση** ή δειγματική διασπορά (sample variance) **s²** και η δειγματική **τυπική απόκλιση** (standard deviation) **s**.
- Τα **εκατοστιαία σημεία** (percentiles) και το ενδοτεταρτομοριακό εύρος (interquartilerange).

Το εύρος μπορεί να θεωρηθεί ως ένα πρόχειρο μέτρο διασποράς, αυτό συμβαίνει γιατί είναι βασισμένο μόνο στις ακραίες παρατηρήσεις, κάθε παρατήρηση που μπορεί να προστεθεί ή να αφαιρεθεί έχει την ικανότητα να αλλάξει τις ακραίες τιμές στο δείγμα, επίσης επηρεάζεται σημαντικά από το μέγεθος του δείγματος.

Το ήμι-ενδοτεταρτομοριακό εύρος χρησιμοποιείται αρκετά συχνά σε συνδυασμό με τη διάμεσο ως μέτρο της κεντρικής τάσης των παρατηρήσεων. λόγω του ότι το ήμι-ενδοτεταρτομοριακό εύρος επικεντρώνεται στο κεντρικό 50% της κατανομής, έχει λιγότερες πιθανότητες να επηρεαστεί από ακραίες παρατηρήσεις. Παρόλα αυτά, και το ήμι-ενδοτεταρτομοριακό εύρος δε δίνει μία ακριβή εικόνα για τη διασπορά των παρατηρήσεων, καθώς δεν λαμβάνει υπόψη του τις πραγματικές αποστάσεις μεταξύ όλων των παρατηρήσεων.

Η διακύμανση και η τυπική απόκλιση αποτελούν το πιο αξιόπιστο και το πιο συνηθισμένο μέτρο διασποράς. Αυτά τα μέτρα διασποράς χρησιμοποιούν ως σημείο αναφοράς τη μέση τιμή, και λαμβάνουν υπόψη την απόσταση όλων των παρατηρήσεων από αυτήν.

Ορισμένα άλλα χρήσιμα στατιστικά μέτρα είναι, Μέτρα Σχετικής Μεταβλητότητας Μέτρα Κύρτωσης Μέτρα Ασυμμετρίας.

ΕΠΑΓΩΓΙΚΗ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ, ΈΛΕΓΧΟΣ ΥΠΟΘΕΣΕΩΝ

Συνήθως όταν ένας ερευνητής σχεδιάζει κάποιο πείραμα έχει κάποια θεωρία που θέλει να επαληθεύσει, και επομένως κάποια ένδειξη για τα τελικά αποτελέσματα. Αυτή η πρόβλεψη του ερευνητή για το τελικό αποτέλεσμα ονομάζεται στην *στατιστική υπόθεση* (hypothesis). Ουσιαστικά μία υπόθεση αποτελεί την πρόβλεψη του ερευνητή για την επίδραση της αλλαγής της ανεξάρτητης μεταβλητής στην εξαρτημένη. Ο *έλεγχος υποθέσεων* (hypothesis testing) αποτελεί ένα σημαντικό κομμάτι της επαγωγικής στατιστικής και ένα πολύ χρήσιμο εργαλείο για τον ερευνητή, καθώς του επιτρέπει να ελέγξει την εγκυρότητα της θεωρίας του.

Τυπικές Στατιστικές Μέθοδοι Ελέγχου Υποθέσεων

Είναι φανερό ότι ο έλεγχος υποθέσεων αποτελεί ένα απαραίτητο εργαλείο για τον ερευνητή, καθώς του επιτρέπει να βγάλει γενικά συμπεράσματα για πληθυσμούς χρησιμοποιώντας πληροφορίες που προέρχονται από δείγματα. Η επαγωγική στατιστική περιλαμβάνει μία πληθώρα στατιστικών μεθόδων που βασίζονται στον έλεγχο υποθέσεων και χρησιμοποιούνται σε διαφορετικές ερευνητικές περιστάσεις. Σε κάθε ερευνητική μελέτη οι πληροφορίες που χρειάζεται να λάβουμε υπόψη για την επιλογή της κατάλληλης μεθόδου ελέγχου υποθέσεων είναι ο στόχος του πειράματος, το πλήθος των ανεξάρτητων μεταβλητών και των διαφορετικών τιμών τους, το πλήθος των εξαρτημένων μεταβλητών, ο αριθμός των διαθέσιμων δειγμάτων, η κατηγορία των δεδομένων, και τέλος το είδος του στατιστικού ελέγχου σε συνδυασμό με τις προϋποθέσεις που πρέπει να ικανοποιούνται για τη χρήση του.

Η ΛΟΓΙΚΗ ΤΟΥ ΕΛΕΓΧΟΥ ΥΠΟΘΕΣΕΩΝ

Η βασική λογική που ακολουθείται στους έλεγχος υποθέσεων είναι πάντα η ίδια. Αξίζει να σημειωθεί ότι συνήθως ένας ερευνητής μελετά πληθυσμούς οι οποίοι προσεγγίζουν μία **κανονική κατανομή** (normal distribution), δηλαδή οι περισσότερες παρατηρήσεις συγκεντρώνονται γύρω από τη μέση τιμή, και ο αριθμός τους μειώνεται συμμετρικά και προς τις δύο μεριές.

Η λογική του ελέγχου υποθέσεων μπορεί να συνοψιστεί στα εξής τέσσερα βήματα:

1. διατύπωση υποθέσεων,
2. διαμόρφωση των κριτηρίων για την λήψη μιας απόφασης,
3. συλλογή δεδομένων από δείγματα και αξιολόγηση της μηδενικής υπόθεσης.

Ο στόχος της μεθόδου ελέγχου υποθέσεων είναι να αποδείξει ότι η μηδενική υπόθεση μπορεί να απορριφθεί με κάποιο βαθμό βεβαιότητας.

Διατύπωση των Υποθέσεων

Το πρώτο βήμα σε έναν έλεγχο υποθέσεων είναι να διατυπωθεί η *μηδενική υπόθεση* **H_0** (null hypothesis). Η *μηδενική* υπόθεση είναι μία πρόταση που προβλέπει ότι η αλλαγή της ανεξάρτητης μεταβλητής δεν έχει καμία επίδραση στην εξαρτημένη μεταβλητή. Επομένως, οι τιμές των παραμέτρων του πληθυσμού μετά την αλλαγή της ανεξάρτητης μεταβλητής είναι ίδιες με αυτές πριν την αλλαγή.

Η δεύτερη υπόθεση που διατυπώνει ο ερευνητής ονομάζεται *εναλλακτική υπόθεση H₁* (*alternative hypothesis*), και είναι η ακριβώς αντίθετη από την *H₀* υπόθεση, δηλαδή δηλώνει ότι η αλλαγή της ανεξάρτητης μεταβλητής επιδρά στην εξαρτημένη μεταβλητή.

Διαμόρφωση των Κριτηρίων για τη Λήψη μιας Απόφασης

Όσο αντιπροσωπευτικό και αν είναι το δείγμα που μελετάτε, πάντα θα υπάρχει το σφάλμα δειγματοληψίας ανάμεσα στην πραγματική τιμή της παραμέτρου και του στατιστικού δείκτη. Ο ερευνητής χρειάζεται να θέσει κάποια κριτήρια που καθορίζουν επακριβώς πόση διαφορά χρειάζεται να υφίσταται ανάμεσα σε αυτές τις δύο τιμές, ώστε να δικαιολογείται η απόφαση να απορριφθεί η μηδενική υπόθεση *H₀*. Αν τελικά αποφασίσει να απορρίψει τη μηδενική υπόθεση, θα πρέπει να καθορίσει το **βαθμό βεβαιότητας** με τον οποίο προβαίνει σε μία τέτοια απόφαση. Η πιθανότητα αυτή ονομάζεται *επίπεδο σημαντικότητας ή επίπεδο α* (*level of significance or alpha level*), και καθορίζει τη μέγιστη πιθανότητα το αποτέλεσμα μιας στατιστικής ανάλυσης να οφείλεται σε σφάλματα ή τυχαίους παράγοντες.

Συλλογή Δεδομένων από Δείγματα

Η συλλογή των δεδομένων από το δείγμα και ο υπολογισμός των κατάλληλων περιγραφικών στατιστικών δεικτών. Είναι εξαιρετικά σημαντικό να επιλεγεί ένα αντιπροσωπευτικό δείγμα, ώστε η μέθοδος να παρέχει αξιόπιστα αποτελέσματα. Όπως ήδη αναφέρθηκε, η μέθοδος της τυχαίας δειγματοληψίας εξασφαλίζει αυτή την απαίτηση. Σε αυτό το σημείο αξίζει να σημειωθεί ότι η διαδικασία της συλλογής των δεδομένων από το δείγμα γίνεται αφού ο ερευνητής διαμορφώσει τα κριτήρια για την λήψη μιας απόφασης, ώστε να είναι αμερόληπτος και ανεπηρέαστος από τα δεδομένα αυτά.

Αξιολόγηση της Μηδενικής Υπόθεσης

Όταν τα αποτελέσματα του πειράματος δεν παρέχουν επαρκείς αποδείξεις ότι η μηδενική υπόθεση δεν ισχύει, ο ερευνητής για να οδηγηθεί σε μία από τις δύο αποφάσεις *H₀* ή *H₁* χρησιμοποιεί κάποιο **στατιστικό δείκτη ελέγχου** (*test statistic*).

Κάθε στατιστικός δείκτης ελέγχου διαμορφώνει τον εξής λόγο:

$$\text{Στατιστικός ελεγχος} = \frac{\text{αποτελέσματα οφείλονται στην επίδραση της ανεξάρτητης μεταβλητής}}{\text{αποτελέσματα οφείλονται σε τυχαίους παράγοντες και σφάλματα}}$$

έτσι, οποιαδήποτε τιμή για το στατιστικό δείκτη ελέγχου είναι μεγαλύτερη από μονάδα υποδηλώνει ότι η πιθανότητα λήψης των συγκεκριμένων αποτελεσμάτων είναι μεγαλύτερη από την πιθανότητα αυτά τα δεδομένα να οφείλονται σε τυχαίους παράγοντες. Για να αποδείξουμε ότι η πιθανότητα λήψης αυτών των αποτελεσμάτων είναι σημαντικά μεγαλύτερη και όχι απλά μεγαλύτερη, από το να είναι τυχαία προσδιορίζουμε το **επίπεδο σημαντικότητας α**. Για παράδειγμα, αν ο ερευνητής έχει καθορίσει επίπεδο σημαντικότητας $\alpha=0.05$, αυτό σημαίνει ότι θέλει να είναι σίγουρος κατά **95%** ότι τα συμπεράσματα του δεν είναι εσφαλμένα. Αν και η ακριβής τιμή κάθε στατιστικού δείκτη ελέγχου διαφέρει, σε γενικές γραμμές για $\alpha=0.05$ θέλουμε τα αποτελέσματα μας να εμφανίζονται με διπλάσια πιθανότητα από την πιθανότητα να οφείλονται απλά στην τύχη ή σε σφάλματα (για $\alpha=0.001$ η πιθανότητα γίνεται περίπου τριπλάσια). Στις επιστημονικές μελέτες η μεγαλύτερη αποδεκτή τιμή για το α είναι 0.05, δηλαδή η μέγιστη αποδεκτή πιθανότητα τα αποτελέσματα του ερευνητή να είναι εσφαλμένα είναι 5%.

ΣΥΣΧΕΤΙΣΗ

ΠΕΡΙΓΡΑΦΗ ΚΑΙ ΣΤΟΙΧΕΙΑ ΓΙΑ ΤΗΝ ΕΝΝΟΙΑ

Η συσχέτιση αναφέρεται στη διαδικασία διερεύνησης της σχέσης μεταξύ των δυο μεταβλητών. Η παρουσία μιας ισχυρής συσχέτισης μεταξύ της μεταβλητής χ (ανεξάρτητη) και της εξαρτημένης μεταβλητής ψ υποδηλώνει την ύπαρξη κάποιας λειτουργικής διαδικασίας της χ προς την ψ η οποία μπορεί να συνεισφέρει, σε συνδυασμό με άλλες μεταβλητές στην εν μέρη ερμηνεία ή πρόβλεψη της ψ .

Ο προσδιορισμός της σχέσης μεταξύ των δυο μεταβλητών χ , ψ σε ένα καρτεσιανό σύστημα συντεταγμένων μπορεί να απεικονιστεί με ένα διάγραμμα διασποράς του νέφους των σημείων που αντιστοιχούν στις δυο μεταβλητές γύρω από μια γραμμή προσαρμογής.

Αν το διάγραμμα προσαρμόζεται γύρω από μια ευθεία γραμμή, η σχέση μεταξύ των δυο μεταβλητών, είναι γραμμική διαφορετικά είναι μη γραμμική.

Το μέτρο που καθορίζει αυτή την σχέση είναι ο συντελεστής συσχέτισεως του pearson ο οποίος από -1 έως 1.

Όσο μεγαλύτερη είναι η απόλυτη τιμή του συντελεστή συσχέτισης του pearson μεταξύ χ και ψ τόσο περισσότερο ισχυρή είναι η πρόβλεψη της μιας μεταβλητής από την άλλη.

Μέσω του διαγράμματος διασποράς μπορούμε να διαπιστώσουμε:

- 1.αν υπάρχει σχέση μεταξύ των δυο μεταβλητών.
- 2.το είδος της γραμμής
- 3.και να δούμε εάν υπάρχουν πολλές τιμές.

Ο συντελεστής συσχέτισης παίρνει τιμές από -1 που σημαίνει ότι έχουμε αρνητική συσχέτιση, έως και 1 που συνεπάγεται ότι έχουμε θετική συσχέτιση.

Η θετική συσχέτιση υποδηλώνει ότι οι δυο μεταβλητές κινούνται προς την ίδια κατεύθυνση δηλαδή καθώς η μια αυξάνετε το ίδιο συμβαίνει και με την άλλη.

Η αρνητική συσχέτιση υποδηλώνει ότι όταν αυξάνεται μια μεταβλητή μειώνεται η άλλη.

Αν δυο μεταβλητές είναι γραμμικά μη συσχετισμένες αυτό δεν σημαίνει αναγκαστικά ότι είναι και ανεξάρτητες η μια από την άλλη, επειδή είναι πολύ πιθανή η ύπαρξη κάποιας συναρτησιακής σχέσης άλλης μορφής.

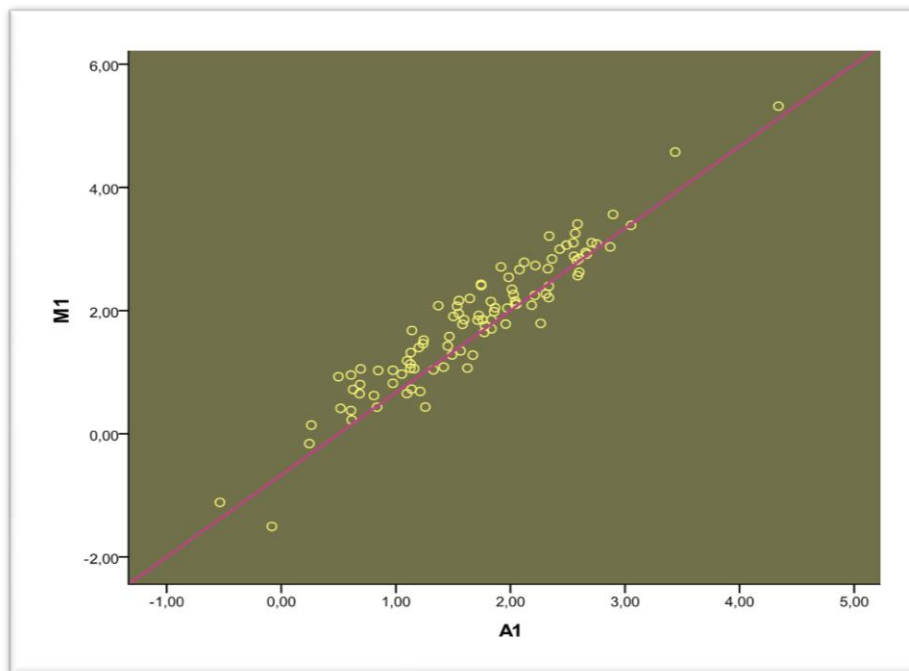
ΔΙΑΓΡΑΜΑΤΙΚΟ ΠΑΡΑΔΕΙΓΜΑ

Για να κατανοήσουμε ευκολότερα την έννοια της συσχέτισης παρατίθεται το ακόλουθο παράδειγμα με δυο μεταβλητές M1, A1 οι οποίες με κατάλληλη επεξεργασία η οποία έγινε με τη βοήθεια του προγράμματος spss μας δεινόν το ακόλουθο διαγραμματικό αποτέλεσμα .

Οι μεταβλητές M1 και A1 αντιστοιχούν σε δεδομένα που έχουν συληθεί με κατάλαλο τρόπο και προσπαθούν να διερευνήσουν τη σχέση μεταξύ καπνίσματος και καρκίνου του πνεύμονα.

- Ως ανεξάρτητη μεταβλητή ορίζετε :
A1 καπνιστής ή μη καπνιστής.
- Ως εξαρτημένη μεταβλητή ορίζετε :
M1 πασχων από καρκίνου του πνεύμονα.

Για να κάνουμε την συσχέτιση αρχικά κάνουμε το διάγραμμα συσχέτιση για να μπορώ να έχω μια γενική εικόνα.



Διάγραμμα 1

Εντολές spss (Graphs -> legacy dialags-> statter/ dot->simple scatter

Από το διάγραμμα που πρόεκυψε μπορούμε να συμπεράνουμε μια αρκετά ισχυρή συσχέτιση ανάμεσα στη σχέση καπνίσματος & καρκίνου του πνεύμονα λόγω, της έντονης συγκέντρωσης των κουκίδων γύρο από την ευθεία.

ΚΑΤΑΝΟΜΕΣ

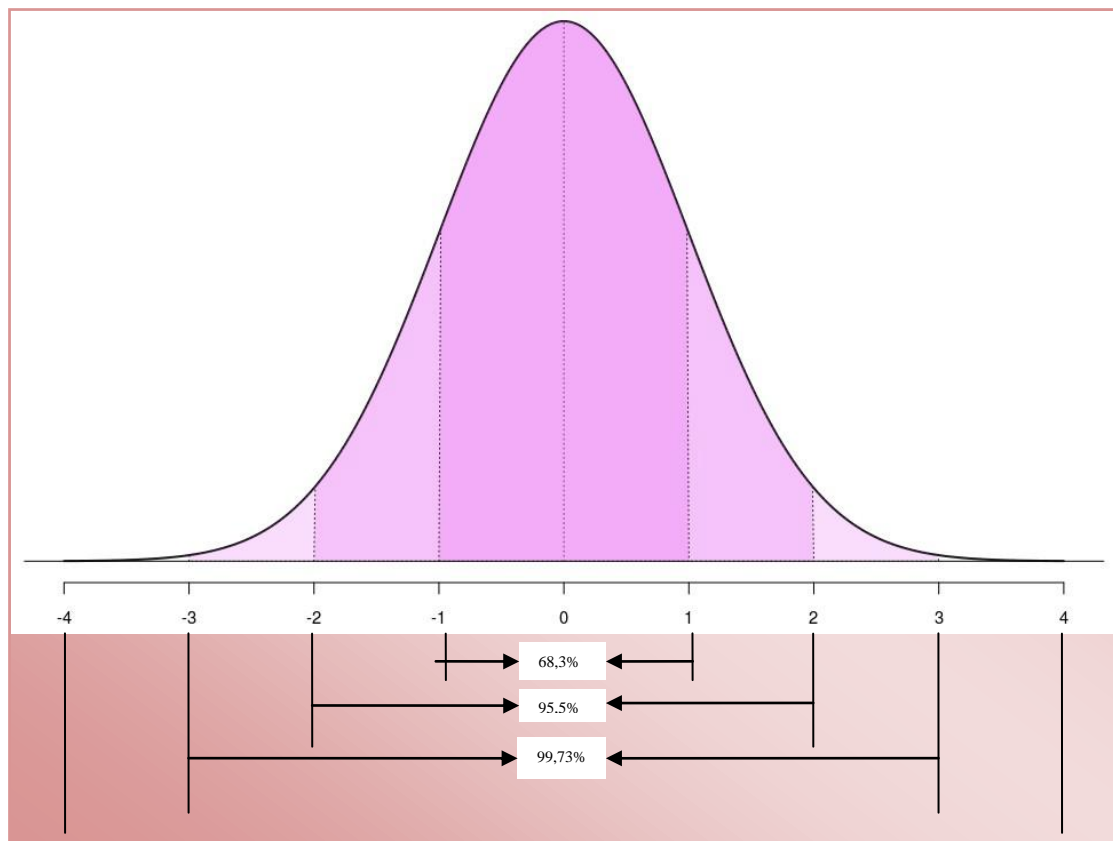
Για την κατάλληλη συμπερασματολογία, ο τομέας της Επαγωγικής Στατιστικής χρησιμοποιεί κατάλληλες γνώσεις, που αναπτύχθηκαν από την επιστήμη της Θεωρίας Πιθανοτήτων. Πιο συγκεκριμένα, γίνεται ευρεία χρήση της **Κανονικής Κατανομής** (Normal Distribution) και ορισμένων άλλων κατανομών, οι οποίες προέρχονται από την κανονική κατανομή, όπως είναι η **κατανομή χ^2** , η **κατανομή t** (Student) και η **κατανομή F** .

ΚΑΝΟΝΙΚΗ ΚΑΤΑΝΟΜΗ

Πριν 200 περίπου χρόνια περίπου (το 1809), μια ομάδα μαθηματικών, επικεφαλής της οποίας ήταν ο Gauss, απέδειξε ότι τα τυχαία δείγματα που είναι αρκετά μεγάλα τείνουν να ακολουθούν **κανονική κατανομή** με πολύ καλή προσέγγιση, έστω και αν ο πληθυσμός από τον οποίο προέρχονται τα στοιχεία του τυχαίου δείγματος δεν είναι κανονικός, δηλαδή έστω και αν είναι ένας ιδιόρρυθμος πληθυσμός, διαπιστώθηκε ακόμη ότι τα τυχαία **σφάλματα** που εμφανίζονται σε διαφορές μετρήσεις ακολουθούν με ικανοποιητική προσέγγιση την κανονική κατανομή. Η προσέγγιση γίνεται καλύτερη όσο αυξάνεται το μέγεθος του δείγματος.

Η κανονική κατανομή αφορά τις συνεχείς τυχαίες μεταβλητές, αλλά και τα αρκετά μεγάλα αθροίσματα τυχαίων μεταβλητών οποιασδήποτε κατανομής. Η κανονικής κατανομής διατηρεί εξέχουσας θέση ανάμεσα στο σύνολο των υπολοίπων στατιστικών κατανομών ο σπουδαιότερος λόγος είναι ότι πολλές τυχαίες μεταβλητές περιγράφονται ικανοποιητικά από την κανονική κατανομή ή κατανομές που μπορούν να την προσεγγίσουν. Η καταλληλότητά της στην ερμηνεία των κατανομών που επηρεάζονται από πολλές πηγές σφαλμάτων εξηγεί άμεσα και τη μεγάλη χρηστικότητα της στην προσέγγιση αθροισμάτων τυχαίων μεταβλητών όλων των κατανομών, λόγος για τον οποίο εμφανίζεται σχεδόν σε κάθε στατιστική διαδικασία. Ένας ακόμα λόγος που την κάνει τόσο σημαντική είναι οι ιδιότητες της, οι οποίες αξιοποιούνται στη στατιστική συμπερασματολογία ουσιαστικά, η κανονική κατανομή αποτελεί το θεμέλιο της στατιστική συμπερασματολογία

Η κανονική κατανομή παίζει σπουδαίο ρόλο στη μελέτη προβλημάτων, που αφορούν την Ιατρική και γενικότερα τις επιστήμες υγείας, καθώς περιγράφει ικανοποιητικά την κατανομή πολλών ιατρικών μεταβλητών, όπως είναι οι μετρήσεις χοληστερίνης, οι μετρήσεις του ουρικού οξέος, η πίεση, οι μετρήσεις του αίματος, το ύψος, το βάρος κ.α. Στη Φαρμακολογία, οι λογάριθμοι των δόσεων ενός φαρμάκου τείνει να ακολουθούν την κανονική κατανομή. Στην Επιδημιολογία, την κανονική κατανομή προσεγγίζουν οι λογάριθμοι των χρονικών περιόδων επώασης των μεταδοτικών ασθενειών. Στην επιλογή αιμοδοτών, μετράται το ένζυμο SGPT, του οποίου μεγάλη τιμή δίνει ένδειξη ηπατίτιδας και συνεπώς, το άτομο απορρίπτεται. Οι λογάριθμοι με βάση το 10 της ποσότητας SGPT ακολουθούν την κανονική κατανομή.



Διάγραμμα 2

καμπύλη κανονική κατανομή

3^ο ΚΕΦΑΛΑΙΟ

ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΕΣ ΜΕΘΟΔΟΙ

Η στατιστική μεθοδολογία διακρίνεται σε δυο διαφορετικές κατηγορίες ανάλογα με το είδος των δεδομένων που κλαίτε ο εκάστοτε επιστήμονας να επεξεργαστεί. Η πρώτη κατηγορίες είναι οι Παραμετρικές μέθοδοι ενώ η δεύτερη οι Μη παραμετρικές μέθοδοι.

ΠΑΡΑΜΕΤΡΙΚΕΣ ΜΕΘΟΔΟΙ

Παραμετρικές έρευνες είναι εκείνες που εφαρμόζονται σε **ποσοτικά** μεγέθη που ακολουθούν την **κανονική κατανομή** ή με κάποια άλλη διαδικασία που καθορίζει με ακρίβεια ορισμένους παραμέτρους όπως τη μέση τιμή και την τυπική απόκλιση. Κάποιες από τις Παραμετρικές μεθόδους είναι το **t- test**, ο παραμετρικός συντελεστής συσχέτιση **pirson** και οι διαφορές τεχνικές ανάλυσης της μεταβλητότητας. Δυο Χαρακτηριστικά **παραδείγματα** παραμετρικής έρευνας είναι η σύγκριση της συστολικής πίεσης πριν και μετά από τη χορήγηση ενός φαρμάκου σε μια ομάδα ασθενών και η σύγκριση των γνώσεων σχετικά με τις μεταμοσχεύσεις ιστών και οργάνων πριν και μετά από την εφαρμογή ενός εκπαιδευτικού προγράμματος σε μια ομάδα φοιτητών.

- Στην περίπτωση που τα δείγματα που μελετάμε είναι δύο και ανεξάρτητα μεταξύ τους χρησιμοποιούμε τον στατιστικός **έλεγχος t** για ανεξάρτητα δείγματα (independent samples t-test).
- Στην περίπτωση που τα δείγματα που μελετάμε είναι δύο, αλλά ανά ζεύγη, για κάθε παρατήρηση στην πρώτη ομάδα υπάρχει μια αντίστοιχη παρατήρηση στη δεύτερη ομάδα, χρησιμοποιούμε τον **έλεγχος t** για δείγματα ανά ζεύγη (paired samples t-test).
- Όταν θέλουμε να κάνουμε σύγκριση μέσω των τιμών για παραπάνω από δύο δείγματα πληθυσμών χρησιμοποιούμε **ανάλυση διασποράς μίας κατεύθυνσης** (one-way analysis of variance, ANOVA).
- Όταν η εξαρτημένη μεταβλητή είναι ποσοτική μεταβλητή που ακολουθεί την κανονική κατανομή τότε χρησιμοποιούμε την **πολυμεταβλητή ανάλυση διασποράς**.⁵
- Οι ανεξάρτητες μεταβλητές είναι δύο ή περισσότερες ποσοτικές μεταβλητές τότε χρησιμοποιούμε την **ανάλυση συνδιασποράς** (analysis of covariance, ANCOVA).

⁵ πολυμεταβλητή ανάλυση διασποράς χρησιμοποιείται λιγότερο συχνά και στην περίπτωση περισσότερων από μίας συσχετιζόμενων εξαρτημένων μεταβλητών αποβλέποντας στην πραγματοποίηση ενός μόνο στατιστικού ελέγχου για το σύνολο αυτό των μεταβλητών αντί της διεξαγωγής πολλαπλών ξεχωριστών ελέγχων

- Όταν έχουμε να διαχωριστούμε ανεξάρτητες μεταβλητές (ποιοτικές και ποσοτικές) δύο ή περισσότερες, τότε χρησιμοποιούμε την **πολυμεταβλητή ανάλυση συνδιασποράς** (multivariate analysis of covariance, **MANCOVA**).
- Όταν θέλουμε να συγκρίνουμε τη μέση τιμή των στοιχείων δύο διαφορετικών πληθυσμών ανά ζεύγη διευκολύνει ή **ανάλυση διασποράς** μίας κατεύθυνσης για επαναλαμβανόμενες μετρήσεις (repeated measures one-way analysis of variance). (Γαλάνης, 2009)

Τα στατιστικά τεστ που αναφερθήκαν παραπάνω ανήκουν στην κατηγορία των *παραμετρικών τεστ* (*parametric tests*). Τα παραμετρικά τεστ χρησιμοποιούν ποσοτικά δεδομένα και μπορούν να εφαρμοστούν μόνο όταν ικανοποιούνται ορισμένες προϋποθέσεις.

ΜΗ ΠΑΡΑΜΕΤΡΙΚΕΣ ΜΕΘΟΔΟΙ

Όταν αναφερόμαστε σε **Μη Παραμετρικές έρευνες** (*non-parametric tests*), μιλάμε για όλες τις άλλες πέραν των παραμετρικών. Ως μη παραμετρικές έρευνες αντιλαμβανόμαστε τις δοκιμασίες, που εφαρμόζονται σε ποσοτικά μεγέθη που δεν ακολουθούν κανονική κατανομή καθώς και σε ιεραρχικώς διατάξιμα χαρακτηριστικά. Τέτοιες δοκιμασίες είναι κατεξοχήν οι δοκιμασίες σειράς.

- Στην περίπτωση που τα δείγματα που ερευνώνται είναι δύο και ανεξάρτητα μεταξύ τους χρησιμοποιούμε το στατιστικός έλεγχος **Mann-Whitney U** ή έλεγχος αθροίσματος διατάξεων του **Wilcoxon** (Wilcoxon rank-sum test) διαφορετικά ο έλεγχος **Mann-Whitney-Wilcoxon**.
- Στην περίπτωση που τα δείγματα που ερευνώνται είναι δύο, αλλά ανά ζεύγη, για κάθε παρατήρηση στην πρώτη ομάδα υπάρχει μια αντίστοιχη παρατήρηση στη δεύτερη ομάδα, χρησιμοποιούμε τον έλεγχος προσημασμένης διάταξης του **Wilcoxon** (Wilcoxon signed-ranked test) ή ο έλεγχος πρόσημου (sign test).
- Στην περίπτωση που τα δείγματα που ερευνώνται είναι περισσότερα από δύο και ανεξάρτητα μεταξύ τους χρησιμοποιούμε τον έλεγχος **Kruskal-Wallis** ή ο έλεγχος της διαμέσου (median test), ενώ στην περίπτωση όπου τα δείγματα είναι περισσότερα από δύο και ανά ζεύγη χρησιμοποιούμε τον έλεγχος **Friedman** ή ο έλεγχος **Kendall's W** ή ο έλεγχος **Cochran**.

Οι μη παραμετρικές μέθοδοι ανάλυσης δεδομένων σε σύγκριση με τις παραμετρικές μεθόδους, σταθμίζονται με τα ακόλουθα θετικά και αρνητικά χαρακτηριστικά.

ΠΛΕΟΝΕΚΤΗΜΑΤΑ :

- Οι μη παραμετρικές μέθοδοι μπορούν να εφαρμοστούν σε ποσοτικά δεδομένα που η κατανομή τους διαφοροποιείτε κατά πολύ από την κανονική,

ανεξάρτητα από τον αριθμό των παρατηρήσεων (κάτι που δεν μπορεί να γίνει με παραμετρικές μέθοδοι).

- Οι μη παραμετρικές μέθοδοι μπορούν να εφαρμοστούν σε ποσοτικά δεδομένα, στην περίπτωση που το πλήθος των παρατηρήσεων είναι σχετικά μικρό και οι κατανομές από τις οποίες προέρχονται δεν είναι γνωστές ή διαφέρουν από την κανονική κατανομή.
- Οι μη παραμετρικές μέθοδοι μπορούν να εφαρμοστούν σε ιεραρχικός διατάξιμα χαρακτηριστικά.
- Οι μη παραμετρικές μέθοδοι είναι ιδιαίτερα εύχρηστες και πολύ αποτελεσματικές σε σύγκριση με τις παραμετρικές

ΜΕΙΟΝΕΚΤΗΜΑΤΑ :

- Στις περιπτώσεις όπου μπορούν να εφαρμοστούν οι παραμετρικές μέθοδοι έχουν μεγαλύτερη ακρίβεια στα αποτελέσματα έναντι των αποτελεσμάτων που λαμβάνουμε από τις μη παραμετρικές μεθόδους.
- Οι μη παραμετρικές μεθόδους δεν είναι δυνατό να εφαρμοστούν σε σύνθετες στατιστικές αναλύσεις όπως η ανάλυση της μεταβλητής και ο έλεγχος των αντεπιδράσεων. Ακόμα , ο υπολογισμός των ορίων αξιοπιστίας μιας διαφοράς με μη παραμετρικές διαδικασίες είναι δύσκολος.

Όταν λοιπόν ένα παραμετρικό τεστ δε μπορεί να χρησιμοποιηθεί, συνήθως υπάρχει ένα μη παραμετρικό τεστ που μπορεί να το αντικαταστήσει. Αν και τα μη-παραμετρικά τεστ μπορούν να χρησιμοποιηθούν και σε περιπτώσεις που είναι δυνατή η εφαρμογή ενός παραμετρικού τεστ, συνήθως αυτό αποφεύγεται γιατί τα παραμετρικά τεστ δίνουν πιο αξιόπιστα αποτελέσματα.

ΜΕΛΕΤΕΣ ΕΠΑΝΑΛΑΜΒΑΝΟΜΕΝΩΝ ΜΕΤΡΗΣΕΩΝ

Είναι κατανοητό και αναμενόμενο ότι η χρήση ανεξάρτητων δειγμάτων δεν είναι η μοναδική τεχνική για να σχεδιάσει ένας ερευνητής πειράματα τα οποία εξετάζουν την επίδραση μιας ανεξάρτητης μεταβλητής σε μία εξαρτημένη. Μια διαφορετική προσέγγιση αποτελεί η χρήση ενός μόνο δείγματος υποκειμένων, το οποίο εξετάζεται σε όλες τις διαφορετικές τιμές της ελεγχόμενης μεταβλητής. Πιο συγκεκριμένα επαναλαμβάνοντας τις μετρήσεις στο ίδιο σύνολο υποκειμένων σε διαφορετικές συνθήκες, επιχειρούμε να εντοπίσουμε διαφορές στη συμπεριφορά τους. Οι ερευνητικές μελέτες που στηρίζονται σε πειράματα σχεδιασμένα με αυτή την προσέγγιση λέγονται **Μελέτες Επαναλαμβανόμενων Μετρήσεων** (*repeated-measures studies*).

ΠΛΕΟΝΕΚΤΗΜΑΤΑ :

Τα πιο σημαντικά πλεονεκτήματα των επαναλαμβανόμενων μετρήσεων, συγκριτικά με τις μελέτες που στηρίζονται σε έρευνες ανεξάρτητων δειγμάτων είναι:

- Οι Μελέτες Επαναλαμβανόμενων Μετρήσεων δεν επιτρέπουν στα διαφορετικά χαρακτηριστικά των υποκειμένων (σε επίπεδο μόρφωσης, κοινωνικότητας, κλπ) να επηρεάσουν τα αποτελέσματα της μελέτης, αφού χρησιμοποιούν το ίδιο σύνολο υποκειμένων σε όλα τα πειράματα.

- Οι μελέτες επαναλαμβανόμενων μετρήσεων, λόγω του τρόπου σχεδιασμού τους, χρειάζονται μικρότερο συνολικό αριθμό υποκειμένων, κάτι που να είναι πολύ σημαντικό σε ορισμένες περιπτώσεις.

ΜΕΙΟΝΕΚΤΗΜΑΤΑ :

- Το μόνο ίσως μειονέκτημα των Μελετών Επαναλαμβανόμενων Μετρήσεων είναι ότι, λόγω του ότι χρησιμοποιούν τον ίδιο αριθμό υποκειμένων σε διαφορετικά πειράματα, είναι πιθανό να επιδράσουν άλλοι ανεπιθύμητοι παράγοντες (*carry-over effects and progressive error*) στα αποτελέσματα, όπως για παράδειγμα η κούραση ή μια ξαφνική απώλεια.

ΑΠΛΗ ΓΡΑΜΜΙΚΗ ΠΑΛΙΝΔΡΟΜΗΣΗ ΠΕΡΙΓΡΑΦΗ ΚΑΙ ΣΤΟΙΧΕΙΑ ΓΙΑ ΤΗΝ ΕΝΝΟΙΑ

Δυο μεταβλητές χ και ψ Παρόλο που παρουσιάζουν συσχέτιση δεν είναι απαραίτητο η μια να προκαλεί ή να γίνεται αίτια για την άλλη.

Για να διαπιστώσουμε τα παραπάνω μπορούμε να φτιάξουμε ένα μοντέλο πρόβλεψης που θα βασίζετε σε αυτές τις δυο μεταβλητές.

Η μεταβλητή χ θα ονομάζετε **ανεξάρτητη** ή **μεταβλητή πρόβλεψη**, διότι με αυτή θα επιχειρήσουμε να προβλέψουμε την μεταβλητή ψ .

Η μεταβλητή ψ θα ονομάζεται **εξαρτώμενη** ή **μεταβλητή επεξεργασίας** διότι η μεταβλητή αυτή εξηγείται από την δράση της χ .

Για να συμβεί αυτό θα πρέπει να βρούμε μια **εξίσωση πρόβλεψης** η οποία θα μπορεί να προβλέψει της τιμές της ψ με βάση της τιμές της χ , η οποία θα ονομάζεται **εξίσωση παλινδρόμησης**.

Θεωρούμε δυο μεταβλητές χ και ψ η οποίες είναι γραμμικά συσχετισμένες και έπειτα κάνουμε το διάγραμμα διασποράς τους, θέλουμε να βρούμε την εξίσωση μιας ευθείας η οποία θα προβλέπει τη μια μεταβλητή με Βάση την άλλη, η οποία δεν είναι απαραίτητη η γραμμή που κατορθώνει να συσπειρώνει γύρω της το μεγαλύτερο μέρος των σημείων της στο διάγραμμα διασποράς, αλλά έχει το χαρακτηριστικό να ελαχιστοποιεί το άθροισμα των τετράγωνων των αποκλίσεων από αυτήν, για όλα τα σημεία του διαγράμματος διασποράς.

Ο Δίκτης προγραμματισμού $R^2 = r^2$ και ορίζετε $R^2 \in [0,1]$.

Η εξίσωση παλινδρόμησης είναι η ακόλουθη:

$$\Psi = \alpha + \beta\chi$$

Γραμμικό Υπόδειγμα: Απλή Παλινδρόμηση.

Με τη βοήθεια της Απλής Παλινδρόμησης έχουμε τη δυνατότητα να κάνουμε ερμηνευτικές προβλέψεις που κύριο χαρακτηριστικότατους έχουν την υπάρξεις σχέσης ανάμεσα στην εξαρτημένη και στην ερμηνευτική μεταβλητή.

Εφαρμόζεται για την πρόβλεψη μικρού και μεσαίου εύρους για καθιερωμένα προϊόντα και υπηρεσίες, για συμπεράσματα που αφορούν την παραγωγή, το μάρκετινγκ το προσωπικό και για τη λήψη χρηματοοικονομικών αποφάσεων.

Η μορφή που έχει το απλό γραμμικό υπόδειγμα είναι η ακόλουθη :

$$Y = \alpha + \beta X_i + \epsilon_i$$

Με : Y = εξαρτημένη μεταβλητή.

: X = ανεξάρτητη μεταβλητή.

: ϵ_i = τα σφάλματα Και: α, β = σταθεροί συντελεστές.

ΛΟΓΙΣΤΙΚΗ ΠΑΛΙΝΔΡΟΜΗΣΗ

Η λογιστική παλινδρόμηση (logistic regression) τα τελευταία χρόνια έχει αποδειχτεί ένα από τα πιο χρήσιμα εργαλεία για τους επιστήμονες υγείας, στον κλάδο της βιοστατιστικής έχει πρακτική εφαρμογή σε πολλά ζητήματα που χρειάζονται απαντήσεις, καθώς παρέχει εκτιμήσεις του λόγου των odds και βρίσκει πρακτική εφαρμογή στις έρευνες όπου μελετούν δεδομένα επιπολασμού για τον υπολογισμό των κατάλληλων επιδημιολογικών μέτρων σχέσης.

Το γραμμικό μοντέλο της Απλής Γραμμικής Παλινδρόμησης, έχει τα ακόλουθα χαρακτηριστικά :

α) Η εξαρτημένη μεταβλητή Y μπορεί σε θεωρητικό επίπεδο, να πάρει τιμές από το $-\infty$ έως το $+\infty$,

β) όταν αυτό το μοντέλο το μετασχηματιστεί σε **εκθετικό**, η εξαρτημένη μεταβλητή μπορεί να πάρει τιμές από 0 έως $+\infty$.

Με αυτόν τον τρόπο, το νέο μοντέλο της γραμμικής παλινδρόμησης μπορεί να χρησιμοποιηθεί όταν η εξαρτημένη μεταβλητή Y είναι συχνότητα, καθώς η συχνότητα λαμβάνει τιμές από 0 έως $+\infty$.

Αυτό το μοντέλο, δεν χρησιμοποιείται όταν η εξαρτημένη μεταβλητή είναι ποσοστό, καθώς το ποσοστό (proportion, P) μπορεί να πάρει τιμές από 0–1.

Για κάθε ευθεία γραμμή σε ένα γραμμικό μοντέλο, στο οποίο η κλίση είναι διάφορη του 0, η εξαρτημένη μεταβλητή Y μπορεί να πάρει τιμές από $-\infty$ έως $+\infty$ και όχι από 0–1. Κατά συνέπια, ένα γραμμικό μοντέλο, αν δεν έχει τον απαιτούμενο μετασχηματισμό, μπορεί να οδηγήσει σε τιμές κινδύνου για ένα άτομο είτε αρνητικές είτε >1 . Ο συνηθέστερος μετασχηματισμός που πραγματοποιείται, με σκοπό οι προβλεπόμενες τιμές κινδύνου για ένα άτομο να κυμαίνονται στο επιτρεπτό εύρος (0–1), είναι το μοντέλο της λογιστικής παλινδρόμησης.

Για να πραγματοποιηθεί ο λογιστικός μετασχηματισμός, αρχικά πραγματοποιούνται δύο διαδοχικοί μετασχηματισμοί.

Ο πρώτος μετασχηματισμός επιτρέπει τη μετατροπή του ποσοστού σε ένα μέτρο, η τιμή του οποίου κυμαίνεται από 0 έως $+\infty$ και όχι από 0–1, όπως συμβαίνει με το ποσοστό.

A) Ο μετασχηματισμός αυτός επιτυγχάνεται, λαμβάνοντας το λόγο συμπληρωματικών πιθανοτήτων του ποσοστού ($P/1-P$) και όχι το ποσοστό αυτό καθεαυτό. Όταν η τιμή του ποσοστού τείνει στο 0, τότε η τιμή της ποσότητας σχεδόν ταυτίζεται με την τιμή του ποσοστού, ενώ όταν η τιμή του ποσοστού τείνει στο 1, τότε ο παρονομαστής της ποσότητας $P/1-P$ τείνει στο 0, οπότε η τιμή της ποσότητας $P/1-P$ προσεγγίζει το $+\infty$.

B) Ο δεύτερος μετασχηματισμός μετατρέπει το λόγο των συμπληρωματικών πιθανοτήτων του ποσοστού σε ένα μέτρο, η τιμή του οποίου κυμαίνεται από 0–1. Το μέτρο που προκύπτει, από τους δύο μετασχηματισμούς, είναι ο $\ln[P/1-P]$ και ονομάζεται **λότζιτ (logit)**.

Ορισμοί:

1. Το logit είναι ο λογάριθμος του λόγου των συμπληρωματικών πιθανοτήτων.
2. Ο μετασχηματισμός αυτός που περιλαμβάνει τα δύο παραπάνω βήματα ονομάζεται λογιστικός μετασχηματισμός.
3. Το λογιστικό μοντέλο είναι εκείνο στο οποίο το logit είναι η εξαρτημένη μεταβλητή μιας ισότητας που αντιστοιχεί σε μια ευθεία γραμμή, της ισότητας δηλαδή 1:

$$\ln \left(\frac{P}{1-P} \right) = A_0 + A_1 X_1$$

Η ισότητα αυτή αντιστοιχεί σ' ένα μοντέλο παλινδρόμησης, στο οποίο η εξαρτημένη μεταβλητή είναι ποσοστό. Εφόσον η εξαρτημένη μεταβλητή Y είναι ποσοστό, η ισότητα μπορεί να λάβει και την παρακάτω μορφή:

$$\ln \left(\frac{Y}{1-Y} \right) = A_0 + A_1 X_1$$

Αυτή η ισότητα είναι **το μοντέλο της απλής λογιστικής παλινδρόμησης**, καθώς περιλαμβάνει μόνο μία ανεξάρτητη μεταβλητή (X_1).

Όταν στο μοντέλο της απλής λογιστικής παλινδρόμησης συμπεριληφθούν περισσότερες από μία ανεξάρτητες μεταβλητές ($X_1, X_2, X_3 \dots$), προκύπτει το μοντέλο της **πολλαπλής λογιστικής παλινδρόμησης**:

$$\ln \left(\frac{Y}{1-Y} \right) = A_0 + A_1 X_1 + A_2 X_2 + A_3 X_3 + \dots$$

Το κύριο πλεονέκτημα της λογιστικής παλινδρόμησης:

Από τον ορισμό του logit, η τιμή του Y κυμαίνεται πάντοτε από **0-1**, χωρίς να έχει σημασία η τιμή που λαμβάνει το δεξιό μέλος της ισότητας

$$\ln \left(\frac{Y}{1-Y} \right) = A_0 + A_1 X_1$$

Για αυτό το λόγο μπορεί να χρησιμοποιηθεί όταν η εξαρτημένη μεταβλητή μετράται ως ποσοστό.

Ερμηνεία των συντελεστών της λογιστικής παλινδρόμησης :

Όταν η εξαρτημένη μεταβλητή X_1 είναι ενδεικτική $X_1=1$ για τους εκτεθειμένους και $X_1=0$ για τους μη εκτεθειμένους, τότε ο συντελεστής A_1 ισούται με το λόγο των logits των εκτεθειμένων σε σχέση με τους μη εκτεθειμένους:

$$\ln \left(\frac{P_1}{1-P_1} \right) - \ln \left(\frac{P_0}{1-P_0} \right) = \ln \left(\frac{\frac{P_1}{1-P_1}}{\frac{P_0}{1-P_0}} \right) = \ln \left[\frac{P_1(1-P_0)}{P_0(1-P_1)} \right] = A_1$$

Στη λογιστική παλινδρόμηση, ο αντιλογάριθμος e^{A_1} του συντελεστή παλινδρόμησης A_1 μιας ενδεικτικής ανεξάρτητης μεταβλητής X_1 αποτελεί εκτίμηση του λόγου των odds στους εκτεθειμένους σε σχέση με τους μη εκτεθειμένους:

$$e^{A_1} = \frac{P_1(1-P_0)}{P_0(1-P_1)}$$

Περιορισμοί της πολλαπλής λογιστικής παλινδρόμησης :

Η πολλαπλασιαστική σχέση των ανεξάρτητων μεταβλητών μεταξύ τους, είναι το κυριότερο μειονέκτημα της μεθόδου αυτής.

Πρέπει να σημειωθεί ότι, σε αντίθεση με τη διαστρωμάτωση, το μοντέλο της λογιστικής παλινδρόμησης δεν επιτρέπει άμεση και εύκολη εκτίμηση του αν ισχύει η ομοιομορφία του μέτρου σχέσης στα επιμέρους στρώματα. Είναι δυνατόν, πάντως, να ελεγχθεί η υπόθεση της πολλαπλασιαστικής σχέσης μεταξύ των ανεξάρτητων μεταβλητών, εξετάζοντας το μέγεθος των συντελεστών για τους όρους εκείνους που αντιστοιχούν στο αποτέλεσμα της αλληλεπίδρασης μεταξύ δύο ανεξάρτητων μεταβλητών. (Γαλάνης, 2009)

Παράδειγμα εφαρμογής στα οποία χρησιμοποιούμε τη λογιστική παλινδρόμηση:

Μία χαρακτηριστική περίπτωση ερευνητικής μελέτης στην οποία τεριαζει η χρήση της λογιστικής παλινδρόμησης είναι, μια ερευνα που διεξαγετε σε ένα νοσοκομείο για να μελετησουν την εμφάνιση στεφανιαίας νόσου σε ένα δείγμα ανδρών σε σχέση με την ηλικία, εάν καπνίζουν, τη συστολική και διαστολική πίεση του αίματος, τα επίπεδα της χοληστερόλης και το βάρος τους (κωδικοποίησαν με 0 τα άτομα που δεν έχουν πάθει έμφραγμα τα τελευταία 10 χρόνια και με 1 τα άτομα που έχουν υποστεί έμφραγμα) (el.wikipedia.org)

Είνα ακόμα χαρακτηριστικο παραδειγμα είναι, μια ερευνα που διεξαγετε σε βιομηχανία βαμβακιού και εχει ως στοχο να εξετάσει εάν κάποιοι από τους εργάτες της πάσχουν από καρκίνο του πνεύμονα (0:δεν πάσχει και 1:πάσχει) με ανεξάρτητες μεταβλητές το φύλο, εάν καπνίζουν και τη διάρκεια εργασία

t- ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΟ ΤΕΣΤ ΕΝΟΣ ΔΕΙΓΜΑΤΟΣ & t-τεστ ΑΝΕΞΑΡΤΗΤΩΝ ΔΕΙΓΜΑΤΩΝ

Το **t** στατιστικό τεστ ενός δείγματος (*single sample t-test*) χρησιμοποιεί δεδομένα που προέρχονται από ένα δείγμα για να εξετάσει υποθέσεις που σχετίζονται με τη μέση τιμή ενός πληθυσμού όταν η διακύμανση του αρχικού πληθυσμού δεν είναι γνωστή. Η μηδενική υπόθεση δηλώνει μία συγκεκριμένη τιμή για την μέση τιμή του άγνωστου πληθυσμού που προκύπτει από την αλλαγή της ανεξάρτητης μεταβλητής. Για να βρεθούν τα κρίσιμα σημεία ο ερευνητής επιλέγει ένα επίπεδο σημαντικότητας, υπολογίζει τους βαθμούς ελευθερίας που προκύπτουν από τον τύπο $df = n - 1$ (όπου n το μέγεθος τους δείγματος).

Το στατιστικό **t**- τεστ **ανεξάρτητων** δειγμάτων (*independent measures t-test*) αντλεί τα δεδομένα του από δύο διαφορετικά δείγματα για να ελέγξει υποθέσεις σχετικές με την **διαφορά** των **μέσων τιμών** δύο πληθυσμών. Σε αυτή την περίπτωση η **μηδενική υπόθεση H_0** δηλώνει ότι δεν υφίσταται διαφορά ανάμεσα στις μέσες τιμές των δύο πληθυσμών. Για τον υπολογισμό της τιμής του στατιστικού δείκτη ελέγχου t και του βαθμού ελευθερίας που καθορίζει τις κρίσιμες περιοχές στο στατιστικό πίνακα κατανομής t , χρησιμοποιούνται οι εξής μαθηματικές σχέσεις:

Υπολογισμό της τιμής του **t – test ενός δείγματος**:

$$t = \frac{\bar{X} - \mu}{s_{\bar{x}}}, \text{ με } s_{\bar{x}} = \frac{s}{\sqrt{n}}$$

Υπολογισμό της τιμής του **t – test ανεξάρτητων δειγμάτων**:

$$t = \frac{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{s_{\bar{x} - \bar{x}}}, \text{ με: } s_{\bar{x} - \bar{x}} = \sqrt{\frac{s_p^2}{n_1} + \frac{s_p^2}{n_2}} \text{ και } s_p^2 = \frac{SS_1 + SS_2}{df_1 + df_2}$$

$$df = df_1 + df_2 = (n_1 - 1) + (n_2 - 1) = n_1 + n_2 - 2$$

Το t στατιστικό τεστ ενός δείγματος μπορεί να χρησιμοποιηθεί μόνο όταν τηρούνται οι δυο πρώτες προϋποθέσεις, ενώ για το t στατιστικό τεστ **ανεξάρτητων** δειγμάτων θα πρέπει να ισχύει και η τρίτη προϋποθέσεις :

1. Το δείγμα να είναι αντιπροσωπευτικό και οι τιμές από τις οποίες αποτελείτε να προκύπτουν από ανεξάρτητες παρατηρήσεις.
2. Η κατανομή των τιμών του δείγματος να είναι κανονική.
3. Οι δύο πληθυσμοί από τους οποίους έχουν επιλεγεί τα δύο δείγματα να έχουν την ίδια διακύμανση (δηλαδή $\sigma_1 \approx \sigma_2$).

Παράδειγμα εφαρμογής του t-τεστ ενός δείγματος

Μία χαρακτηριστική περίπτωση ερευνητικής μελέτης στην οποία τεριαζει η χρήση του **t – τεστ για ένα δείγματος** είναι η περιπτωση ενός καθηγητή βιοστατιστικής ο οποίος θελει να μελετησει την επίδραση της χρήσης ασύγχρονης τηλεκπαίδευσης στο μάθημα της ιατρικής στατιστικής για όλα τα τμήματα του

Πανεπιστημίου. Λογο του ότι ο πληθυσμός είναι πολύ μεγαλύτερος επιλέγει ένα δείγμα 100 φοιτητών, από τις βαθμολογίες όλων των καθηγιτων που παραδιδουν ιατρικη στατιστικη, γνωρίζει μόνο ότι ο μέσος όρος της βαθμολογίας των φοιτητών είναι 6. Στο σενάριο αυτό ο καθηγητής δεν έχει στην διάθεση του τη διακύμανση του αρχικού πληθυσμού, και θέλει να εξετάσει την επίδραση της χρήσης ασύγχρονης τηλεκπαίδευσης στο μέσο όρο της βαθμολογίας των φοιτητών στα Μαθηματικά. Παρατηρούμε ότι ικανοποιούνται όλες οι απαραίτητες προϋποθέσεις, καθώς χρησιμοποιείται τυχαία δειγματοληψία για την απόκτηση του δείγματος, και το μέγεθος του δείγματος είναι αρκετά μεγάλο (>30). Έτσι ο ερευνητής μπορεί να διατυπώσει σαν μηδενική υπόθεση την πρόταση:

H_0 : Η χρήση ασύγχρονης τηλεκπαίδευσης δεν επιδρά στην βαθμολογία των φοιτητών στα Μαθηματικά

H_1 : Η χρήση ασύγχρονης τηλεκπαίδευσης επιδρά στην βαθμολογία των φοιτητών στα Μαθηματικά

και επιτα να προχωρήσει σε ένα μη κατευθυνόμενο έλεγχο υποθέσεων με τη χρήση του t στατιστικού τεστ ενός δείγματος ώστε να την αξιολογήσει.

Παραδειγμα εφαρμογης του t-τεστ ενός δειγματος

Μία χαρακτηριστική περίπτωση ερευνητικής μελέτης στην οποία τεριαζει η χρήση του **t – τεστ ανεξάρτητων δειγμάτων** είναι η περιπτωση ενός ερευνητής θέλει να εξετάσει εάν μια νέα διδακτική μέθοδος για φοιτιτες επιστιμων υγιας, η οποία χρησιμοποιεί συνεργατική τεχνολογία, επιδρά στη μαθησιακή διαδικασία. Ο ερευνητής επιλέγει τυχαία δύο δείγματα 30 φοιτιτων από το τει πατρων και εφαρμόζει στο πρώτο δείγμα την κλασσική μέθοδο διδασκαλίας, ενώ στο δεύτερο δείγμα τη νέα μέθοδο διδασκαλίας. Για να διαπιστώσει την επίδραση της αλλαγής διδακτικής μεθόδου (ανεξάρτητη μεταβλητή) στη μαθησιακή διαδικασία, υποβάλλει τους φοιτιτες κάθε δείγματος σε ένα βαθμολογημένο τεστ με άριστα το 100, και καταγράφει τις βαθμολογίες τους (εξαρτημένη μεταβλητή). Επιπλέον, από τα δεδομένα που έχει συλλέξει υπολογίζει ότι η διακύμανση του πρώτου δείγματος είναι 36,3, ενώ του δεύτερου είναι 41,8. Στο σενάριο αυτό ο ερευνητής χρησιμοποιεί δύο ανεξάρτητα δείγματα για να ερευνησει την επιρροή της χρήσης συνεργατικής τεχνολογίας στη διαδικασία εκμάθησης.

Παρατηρούμε ότι ικανοποιούνται όλες οι απαραίτητες προϋποθέσεις, καθώς χρησιμοποιείται τυχαία δειγματοληψία για την απόκτηση του δείγματος, το μέγεθος του δείγματος είναι αρκετά μεγάλο ($=30$), και η τιμή της μεγαλύτερης διακύμανσης, δηλαδή του ενός δείγματος ($s_1 = 41,8$), είναι μόλις 1.1 φορές μεγαλύτερη από την τιμή της μικρότερης διακύμανσης, δηλαδή του άλλου δείγματος ($s_2 = 36,3$). Έτσι ο ερευνητής μπορεί να διατυπώσει τη μηδενική υπόθεση:

H_0 : Η χρήση συνεργατικής τεχνολογίας δεν επιδρά στη μαθησιακή διαδικασία των φοιτητών στις επιστήμες υγείας

H_1 : Η χρήση συνεργατικής τεχνολογίας επιδρά στη μαθησιακή διαδικασία των φοιτητών στις επιστήμες υγείας

και να προχωρήσει σε ένα μη-κατευθυνόμενο έλεγχο υποθέσεων με τη χρήση του t στατιστικού τεστ ανεξάρτητων δειγμάτων ώστε να την αξιολογήσει.

(Αβούρης, 2007)

t-ΤΕΣΤ ΜΗ ΑΝΕΞΑΡΤΗΤΩΝ ΔΕΙΓΜΑΤΩΝ. ΈΛΕΓΧΟΣ t ΓΙΑ «ΔΕΙΓΜΑΤΑ» ΑΝΑ ΖΕΥΓΗ.

Το **t** **στατιστικό τεστ** με επαναλαμβανόμενες μετρήσεις (repeated-measures t-test) χρησιμοποιείται για τον έλεγχο υποθέσεων σε ερευνες επαναλαμβανόμενων μετρήσεων, χρησιμοποιεί δύο σύνολα μετρήσεων που προέρχονται από ένα δείγμα για να ελέγξει υποθέσεις που σχετίζονται με τη διαφορά των μέσων τιμών τους. Σε αυτήν την περίπτωση, η μηδενική υπόθεση δηλώνει ότι δεν υπάρχει διαφορά ανάμεσα στις μέσες τιμές των δύο συνόλων μετρήσεων. Οι μαθηματικές σχέσεις που χρειάζονται σε ένα **t** στατιστικό τεστ **εξαρτημένων δειγμάτων** είναι:

$$t = \frac{\bar{D} - \mu_D}{s_{\bar{D}}}, \text{ με } \mathbf{D} = X_2 - X_1 \text{ και } \bar{D} = \frac{\sum_n D}{n}, \mathbf{S}_{\bar{D}} = \sqrt{\frac{s^2}{n}}$$

$$df = n - 1$$

που D : η διαφορά ανάμεσα στις μετρήσεις κάθε πειράματος, για κάθε υποκείμενο.

Για να χρησιμοποιήσουμε το **t** στατιστικό τεστ εξαρτημένων δειγμάτων θα πρέπει να ισχύουν οι ακόλουθες προϋποθέσεις :

1. Τα δείγματα να είναι αντιπροσωπευτικά και οι τιμές από τις οποίες αποτελούνται να προκύπτουν από ανεξάρτητες παρατηρήσεις.
2. Η κατανομή των τιμών του D να είναι κανονική.

Σε κόπους περιπτώσεις, ο ερευνητής ενδέχεται να προβληματίζεται ότι μία ανεξέλεγκτη μεταβλητή μπορεί να διασταυρώσει τα αποτελέσματά του. Για να αποφευχθεί αυτό, ο ερευνητής μπορεί να σχεδιάσει με άλλο τρόπο τα πειράματα του, χρησιμοποιώντας τις μελέτες ανά ζεύγη υποκειμένων (*matching subjects*). Σε μία τέτοια μελέτη τα υποκείμενα τοποθετούνται σε δύο δείγματα, ώστε σε κάθε δείγμα να υπάρχουν υποκείμενα με παρόμοια χαρακτηριστικά. Για το **t** στατιστικό τεστ ανά ζεύγη χρησιμοποιούνται οι ίδιες μαθηματικές σχέσεις με το **t** στατιστικό τεστ με επαναλαμβανόμενες μετρήσεις, επίσης πρέπει να ικανοποιούνται οι ίδιες προϋποθέσεις. Εκείνο που διαφοροποιείτε είναι ο τρόπος με τον οποίο σχεδιάζεται το πείραμα, και κατ' επέκταση ο αριθμός των δειγμάτων.

Μία χαρακτηριστική περίπτωση ερευνητικής μελέτης στην οποία ταιριάζει η χρήση του **t – τεστ εξαρτημένων δειγμάτων** είναι η περίπτωση ενός διευθυντή ιδιωτικής κλινικής ο οποίος επιθυμεί να διερευνήσει εάν η χρήση χώρων σύσκεψης οι οποίοι υποστηρίζονται από υπολογιστικά συστήματα επηρεάζει το χρόνο λήψης της τελικής απόφασης. Για την επίτευξη ορθών αποτελεσμάτων, επιλεγεί ένα αντιπροσωπευτικό δείγμα 30 εργαζομένων της κλινικής, την πρώτη μέρα η σύσκεψη γίνεται σε ένα "κλασικό" χώρο σύσκεψης, ενώ τη δεύτερη μέρα η σύσκεψη γίνεται σε ένα χώρο που υποστηρίζεται από υπολογιστικά συστήματα. Κάθε φορά χρονομετρείται η διάρκεια έως την τελική λήψη απόφασης. Στο σενάριο αυτό, παρατηρούμε ότι ικανοποιούνται όλες οι απαραίτητες προϋποθέσεις, καθώς χρησιμοποιείται τυχαία δειγματοληψία για την απόκτηση του δείγματος, και το μέγεθος του δείγματος είναι αρκετά μεγάλο ($=30$). Η μηδενική υπόθεση σε αυτή την περίπτωση διατυπώνεται ως εξής:

H₀ : Η χρήση χώρων σύσκεψης οι οποίοι υποστηρίζονται από υπολογιστικά συστήματα **δεν επηρεάζει** το χρόνο λήψης της τελικής απόφασης.

H₁ : Η χρήση χώρων σύσκεψης οι οποίοι υποστηρίζονται από υπολογιστικά συστήματα **επηρεάζει** το χρόνο λήψης της τελικής απόφασης.

Και έπειτα να προχωρήσει σε ένα μη-κατευθυνόμενο έλεγχο υποθέσεων με τη χρήση του *t* – τεστ εξαρτημένων δειγμάτων, έτσι ώστε να την αξιολογήσει.

Μία χαρακτηριστική περίπτωση ερευνητικής μελέτης στην οποία ταιριάζει η χρήση του *t* στατιστικού τεστ ανά ζεύγη είναι η περίπτωση ενός ερευνητή ο οποίος χρησιμοποιεί δύο δείγματα ανά ζεύγη (ως προς το IQ) υποκειμένων, για να ελέγξει την επιρροή της χρήσης συνεργατικής τεχνολογίας στη διαδικασία εκμάθησης των φοιτητών νοσηλευτικής. Λόγω του ότι ο ερευνητής πιστεύει πως οι νοητικές ικανότητες κάθε φοιτητή μπορεί να αλλοιώσουν τα αποτελέσματα, δεν επιλέγει με τελείως τυχαίο τρόπο τα δύο δείγματα των 30 φοιτητών, αλλά χρησιμοποιεί ένα τεστ IQ, και για κάθε φοιτητή με ένα συγκεκριμένο δείκτη IQ που τοποθετεί στο πρώτο δείγμα, τοποθετεί και ένα ακόμη με τον ίδιο δείκτη IQ στο δεύτερο δείγμα, δηλαδή "ζευγαρώνει" τα υποκείμενα που ανήκουν στα δείγματα, χρησιμοποιώντας ως κριτήριο τον δείκτη IQ τους. Είναι αντιληπτό ότι ικανοποιούνται όλες οι απαραίτητες προϋποθέσεις, καθώς χρησιμοποιείται τυχαία δείγμα φοιτητών και το μέγεθός του είναι αρκετά μεγάλο (=30). Η μηδενική υπόθεση σε αυτή την περίπτωση διατυπώνεται ως εξής:

H₀ : Η χρήση συνεργατικής τεχνολογίας **δεν επηρεάζει** τη διαδικασία εκμάθησης των φοιτητών νοσηλευτικής

H₁ : Η χρήση συνεργατικής τεχνολογίας **επηρεάζει** τη διαδικασία εκμάθησης των φοιτητών νοσηλευτικής

και έπειτα να προχωρήσει σε ένα μη-κατευθυνόμενο έλεγχο υποθέσεων με τη χρήση του *t* στατιστικού τεστ ζευγαρωμένων υποκειμένων, έτσι ώστε να την αξιολογήσει.

Ο ΠΡΟΣΗΜΙΚΟΣ ΕΛΕΓΧΟΣ

Ο προσημικός έλεγχος, είναι ένας γενικός μη παραμετρικός έλεγχος, μια μερική περίπτωση του οποίου, ο προσημικός έλεγχος της διαμέσου, χρησιμοποιείται όταν δεν μπορεί να χρησιμοποιηθεί το t-τεστ συσχετισμένων δειγμάτων, επειδή η διαφορά των ζευγών αυτών των δειγμάτων δεν ακολουθεί την κανονική κατανομή.

Συγκεκριμένα:

- Έστω λ_p το p ποσοστιαίο σημείο της συνάρτησης κατανομής F , δηλαδή μια λύση της εξίσωσης :

$$F[\lambda_p]=p$$

Υποθέτουμε ότι θέλουμε να ελέγξουμε τη μηδενική υπόθεση :

$$H_0: \lambda_p \leq \chi_0$$

με εναλλακτική υπόθεση την

$$H_1: \lambda_p > \chi_0$$

Το χ_0 χωρίς απώλεια της γενικότητας μπορεί να θεωρηθεί ίσο προς 0, γιατί εάν η F έχει $\lambda_p = \chi_0$, τότε η $F - \chi_0$ έχει $\lambda_p = 0$. Τότε ο προσημικός έλεγχος της

$$H_0: \lambda_p \leq 0$$

έναντι της

$$H_1: \lambda_p > 0$$

απορρίπτει όταν ο αριθμός S_v^+ των θετικών χ_i είναι πολύ μεγάλος, δηλαδή όταν

$$S_v^+ > \kappa$$

όπου το κ θα πληρεί τη σχέση :

$$P[S_v^+ > \kappa / H_0] = \sum_{i=\kappa+1}^v \binom{v}{i} p^{v-i} (1-p)^i = \alpha$$

αφού η κατανομή του S_v είναι η διωνυμική κατανομή.

- Σημειώνεται ότι

$$S_v^+ = v - r_0$$

όπου r_0 είναι ο βαθμός του 0. Όταν $p=0,5$ έχουμε τον προσημικό έλεγχο της διαμέσου $\lambda_{0,5}$.

Ο παραπάνω έλεγχος μπορεί να εφαρμοστεί και για τον έλεγχο της μηδενικής υπόθεσης

$$H_0: P[x_i > \psi_i] = P[x_i < \psi_i], i=1,2,\dots,v$$

πάνω στη βάση των ζευγών $(\chi_1, \psi_1), \dots, (\chi_v, \psi_v)$ τα οποία υποτίθενται ανεξάρτητα αλλά όχι κατ'ανάγκην ισόνομα.

Με την υπόθεση ότι οι κατανομές των ζευγών είναι συνεχείς, περιμένουμε κάτω από την H_0 ότι οι μισές περίπου από τις διαφορές $d_i = x_i - \psi_i$, $i=1,2,\dots,v$ είναι θετικές και οι υπόλοιπες αρνητικές.

Προφανώς, αν ισχύει η H_0 η διάμεσος της d_i είναι το 0, δηλαδή :

$$P_{H_0}[d_i > 0] = P[d_i < 0] = 1/2 \quad i=1,2,\dots,v$$

Εάν τώρα θεωρήσουμε τη μονόπλευρη εναλλακτική υπόθεση

$$H_1: P[x_i > \psi_i] = P > 1/2$$

τότε απορρίπτουμε την H_0 εάν ο αριθμός S_v^+ των θετικών d_i είναι πολύ μεγάλος. Αν, πάλι, η εναλλακτική υπόθεση είναι η δίπλευρη

$$H_2: P[d_i > 0] = P \neq 1/2$$

τότε η H_0 απορρίπτεται όταν : $\max(S_v^+, S_v^-) \geq k_\alpha$

όπου το k_α λόγω της συμμετρίας της διωνυμικής κατανομής για $P=1/2$ ικανοποιεί τη

$$\text{σχέση } \sum_{\kappa=ka}^v \binom{v}{\kappa} \left(\frac{1}{2}\right)^v \leq \frac{\alpha}{2}$$

Παρατηρήσεις:

Στην περίπτωση που δίνονται ανεξάρτητα ζεύγη $(\chi_1, \psi_1), \dots, (\chi_v, \psi_v)$ ο προσημικός έλεγχος, ο οποίος αφορά την πιθανότητα $P=P[\chi_i > \psi_i]$ ($i=1,2,3,\dots,v$) Απαιτεί όπως η παραπάνω πιθανότητα να είναι η ίδια για όλα τα ζεύγη. Η ανεξαρτησία του χ_i και ψ_i δεν είναι απαραίτητη, όπως επίσης δεν είναι απαραίτητο ούτε και το ισόνομο των (χ_i, ψ_i) . Αυτό είναι σημαντικό πλεονέκτημα σε σύγκριση με το t-τεστ συσχετισμένων δειγμάτων το οποίο προϋποθέτει κανονικότητα των διαφορών $\chi_i - \psi_i$.

Ο προσημικός έλεγχος δηλαδή, εξαρτώμενος μόνο από τα πρόσημα των διαφορών d_i , δεν απαιτεί τις τιμές αυτές καθ'εαυτές των χ_i και ψ_i αλλά καλύπτεται από τη διαπίστωση του κατά πόσον το χ_i είναι μεγαλύτερο ή μικρότερο από το ψ_i . Αυτό καθιστά τον προσημικό έλεγχο πολύ εύρηστο και γρήγορο, αφού απαιτεί στοιχειώδη απαρίθμηση των + και -. Υπάρχουν περιπτώσεις κατά τις οποίες το t-τεστ δεν είναι εφαρμόσιμο, γιατί είναι αδύνατο ή πολύ δύσκολο να μετρήσουμε τα χ_i και ψ_i .

Μειονέκτημα του προσημικού ελέγχου :

A) ένα βασικό μειονέκτημα του προσημικού έλεγχος είναι το ότι προϋποθέτει ζεύγη παρατηρήσεων και άρα τον ίδιο αριθμό χ και ψ .

B) Επίσης το γεγονός ότι οι τιμές των χ_i και ψ_i υπεισέρχονται μόνο στον προσδιορισμό του $d_i = \chi_i - \psi_i$ συνεπάγεται απώλεια πληροφοριών, η οποία απώλεια εξαρτάται από τη φύση των πληθυσμών.

Ο ΕΛΕΓΧΟΣ WILCOXON ΓΙΑ ΕΝΑ ΔΕΙΓΜΑ ΠΑΡΑΤΗΡΗΣΕΩΝ Ή ΖΕΥΓΩΝ ΠΑΡΑΤΗΡΗΣΕΩΝ

Ο έλεγχος Wilcoxon χρησιμοποιείται για τον έλεγχο υποθέσεων που αναφέρονται σε παραμέτρους κεντρικής τάσης. Εφαρμόζεται στις περιπτώσεις όπου έχουμε ένα μοναδικό δείγμα παρατηρήσεων, όπως επίσης και στις περιπτώσεις όπου το δείγμα μας αποτελείται από ζεύγη παρατηρήσεων, κατάσταση που οδηγεί σε ένα μοναδικό δείγμα, το δείγμα των διαφορών των μελών των αρχικών ζευγών παρατηρήσεων. Το ζεύγος παρατηρήσεων (X_i, Y_i) αποτελεί στην πραγματικότητα μία μοναδική παρατήρηση πάνω σε μία διδιάστατη τυχαία μεταβλητή. Ο έλεγχος του Wilcoxon έχει ως παραμετρικό ανάλογο τον έλεγχο t (για ένα δείγμα παρατηρήσεων ή για δείγμα ζευγών παρατηρήσεων).

Συγκριτικές μελέτες που έγιναν δείχνουν ότι η ασυμπτωτική σχετική αποτελεσματικότητα του ελέγχου των προσημασμένων τάξεων Wilcoxon σε σχέση με τον αντίστοιχο παραμετρικό έλεγχο T δεν είναι ποτέ χαμηλότερη από την τιμή 0.864. (Στην περίπτωση ζευγών παρατηρήσεων, η μελέτη αυτή έγινε με την προϋπόθεση ότι οι πληθυσμοί από τους οποίους οι παρατηρήσεις ελήφθησαν διαφέρουν μόνο κατά την μέση τιμή τους). Ο προσημικός έλεγχος εφαρμόζεται σε δείγματα ζευγών παρατηρήσεων χαρακτηρίζοντας κάθε ζεύγος ως "+" ζεύγος, "-" ζεύγος, ή "0" ζεύγος (δηλαδή ζεύγος παρατηρήσεων που οι τιμές τους ταυτίζονται) και εφαρμόζοντας τον διωνυμικό έλεγχο στο απλό δείγμα που προκύπτει. Ο έλεγχος Wilcoxon επίσης μετασχηματίζει τα ζεύγη παρατηρήσεων (X_i, Y_i) , $i = 1, 2, \dots, n$ σε απλές παρατηρήσεις θεωρώντας τις διαφορές $D_i = Y_i - X_i$, $i = 1, 2, \dots, n$.

Τότε η ανάλυση εφαρμόζεται πάνω στις μεταβλητές D_1, D_2, \dots, D_n , οι οποίες θεωρούνται ως ένα δείγμα απλών παρατηρήσεων. Σε αντίθεση με τον προσημικό έλεγχο, ο οποίος απλώς σημειώνει αν η μεταβλητή D_i ($i = 1, 2, \dots, n$) είναι θετική, αρνητική ή μηδέν, ο έλεγχος της παρούσας ενότητας παίρνει υπόψη του τα μεγέθη των θετικών D_i σε σχέση με τα μεγέθη των αρνητικών D_i . Υπάρχει, δηλαδή, μία διαφορά μεταξύ των δύο αυτών ελέγχων, παρά το γεγονός ότι οι υποθέσεις που ενδιαφερόμαστε να ελέγξουμε στις δύο αυτές περιπτώσεις έχουν πολλές ομοιότητες.

Η σημαντική διαφορά που υπάρχει μεταξύ του προσημικού ελέγχου και του ελέγχου του Wilcoxon είναι ότι στην περίπτωση του ελέγχου Wilcoxon είναι απαραίτητη μία επιπλέον υπόθεση για την κατανομή των διαφορών $D_i = Y_i - X_i$, $i = 1, 2, \dots, n$.

Η μηδενική υπόθεση σε αυτή την περίπτωση διατυπώνεται ως εξής:

H_0 : Η κατανομή των μεταβλητών D_1, D_2, \dots, D_n είναι **συμμετρική**.

H_0 : Η κατανομή των μεταβλητών D_1, D_2, \dots, D_n **δεν είναι** συμμετρική.

Οι ελέγχει υποθέσεις διατυπώνονται ως εξής:

A. Μονόπλευρος έλεγχος:

$H_0: d_{0.5} \leq 0$

$H_1: d_{0.5} > 0$

B. Μονόπλευρος έλεγχος:

$H_0: d_{0.5} \leq 0$

$H_1: d_{0.5} < 0$

Γ. Μονόπλευρος έλεγχος:

$H_0: d_{0.5} = 0$

$H_1: d_{0.5} \neq 0$.

Οι Προϋποθέσεις, εκείνες, που πρέπει να ισχύουν για την εφαρμογή του έλεγχου Wilcoxon

- i. Η υπόθεση ότι ένα ορισμένο δείγμα προέρχεται από έναν πληθυσμό με μία συγκεκριμένη διάμεσο.
- ii. Ο έλεγχος αυτός μπορεί να χρησιμοποιηθεί και σε περιπτώσεις όπου το δείγμα αποτελείται από ζεύγη παρατηρήσεων, όπως, για παράδειγμα, στην περίπτωση παρατηρήσεων "πριν" (X) και "μετά" (Y) που έχουν γίνει πάνω σε κάθε ένα από n άτομα με σκοπό να ελεγχθεί αν η δεύτερη τυχαία μεταβλητή στο ζεύγος (X, Y) έχει την ίδια διάμεσο όπως και η πρώτη. (stat-athens.aueb.gr)

ΠΕΡΙΠΤΩΣΗ ΑΝΕΞΑΡΤΗΤΩΝ ΔΕΙΓΜΑΤΩΝ - Ο ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΩΝ MANN - WHITNEY Ή ΤΟΥ WILCOXON⁶

Ο έλεγχος Mann-Whitney ή ο έλεγχος του Wilcoxon κατά κύριο λόγο είναι έλεγχος που χρησιμοποιείται στην περίπτωση που έχουμε δύο ανεξάρτητα δείγματα, ο έλεγχος των Mann-Whitney μπορεί να εφαρμοσθεί σε πολλές διαφορετικές περιπτώσεις.

Η συνήθης περίπτωση των δύο δειγμάτων είναι αυτή που ο ερευνητής έχει δύο ανεξάρτητα δείγματα τα οποία προέρχονται από δύο πληθυσμούς, ενδεχομένως διαφορετικούς, και επιθυμεί να χρησιμοποιήσει έναν στατιστικό έλεγχο για να εξετάσει αν η μηδενική υπόθεση H_0 ότι οι δύο πληθυσμοί ταυτίζονται μπορεί να απορριφθεί. Δηλαδή, ο ερευνητής επιθυμεί να ανιχνεύσει διαφορές μεταξύ των δύο πληθυσμών με βάση τυχαία δείγματα από αυτούς τους πληθυσμούς. Εάν τα δείγματα αποτελούνται από δεδομένα σε διατεταγμένη κλίμακα, η πιο ενδιαφέρουσα διαφορά για έναν ερευνητή θα ήταν μία διαφορά στην θέση των δύο πληθυσμών.

(Τείνουν οι τιμές του ενός πληθυσμού να είναι μεγαλύτερες από τις τιμές του άλλου πληθυσμού; Έχουν οι δύο πληθυσμοί ίσες διαμέσους; Είναι ίσες οι μέσες τιμές των πληθυσμών;)

Μία διαισθητική μέθοδος αντιμετώπισης του προβλήματος των δύο δειγμάτων στηρίζεται στην συνένωση των δύο δειγμάτων σε ένα ενιαίο δείγμα, του οποίου οι τιμές διατάσσονται κατ' αύξουσα σειρά μεγέθους. Στις τιμές του προκύπτοντος δείγματος αντιστοιχίζονται βαθμοί από την μικρότερη στη μεγαλύτερη, ανεξάρτητα από τον πληθυσμό από τον οποίο προέρχεται κάθε μία τιμή. Τότε, η στατιστική συνάρτηση που θα μπορούσε να χρησιμοποιηθεί ως ελεγχοσυνάρτηση, θα μπορούσε να ορισθεί ως το άθροισμα των βαθμών που αντιστοιχούν σε εκείνες τις τιμές που προέρχονται από τον ένα από τους δύο πληθυσμούς. Είναι προφανές, ότι εάν το άθροισμα αυτό είναι πολύ μικρό (ή πολύ μεγάλο), αυτό θα αποτελεί ένδειξη ότι οι τιμές που προέρχονται από αυτόν τον πληθυσμό τείνουν να είναι μικρότερες (ή μεγαλύτερες) από τις τιμές που προέρχονται από τον άλλο πληθυσμό. Επομένως, η μηδενική υπόθεση H_0 ότι δεν υπάρχουν διαφορές μεταξύ των πληθυσμών είναι εύλογο να απορριφθεί, όταν οι βαθμοί που σχετίζονται με το ένα δείγμα τείνουν να είναι υψηλότεροι από τους βαθμούς που σχετίζονται με το άλλο δείγμα.

Είναι ενδιαφέρον να σημειωθεί ότι η ασυμπτωτική σχετική αποτελεσματικότητα του ελέγχου Mann-Whitney δεν είναι ποτέ εξαιρετικά χαμηλή

⁶ Μελετήθηκε για πρώτη φορά, για ισομεγέθη δείγματα, από τον Wilcoxon το 1945. Η περίπτωση δειγμάτων διαφορετικού μεγέθους μελετήθηκε από τους Mann και Whitney το 1947 και από τον Wilcoxon το 1949. Αυτό εξηγεί το ότι ο έλεγχος αυτός εμφανίζεται στην βιβλιογραφία με διαφορετικά ονόματα. Για τους ίδιους λόγους, ο έλεγχος αυτός συχνά αναφέρεται και ως έλεγχος Wilcoxon-Mann-Whitney

σε σύγκριση με τον έλεγχο t για δύο δείγματα, ο οποίος είναι το σύννηδες παραμετρικό του ανάλογο.

Συγκεκριμένα, η ασυμπτωτική σχετική αποτελεσματικότητα του ελέγχου Mann-Whitney συγκρινόμενου με τον έλεγχο t έχει μελετηθεί κάτω από την υπόθεση ότι οι δύο πληθυσμοί διαφέρουν μόνο ως προς την μέση τιμή τους.

- Στην περίπτωση κανονικών πληθυσμών, η ασυμπτωτική σχετική αποτελεσματικότητα είναι 0.955,
- στην περίπτωση ομοιόμορφων πληθυσμών είναι 1 και
- στην περίπτωση που οι πληθυσμοί έχουν εκθετικές κατανομές, είναι 1.5.
- Αν οι δύο πληθυσμοί διαφέρουν μόνο ως προς την παράμετρο θέσης, η ασυμπτωτική σχετική αποτελεσματικότητα δεν είναι ποτέ μικρότερη από 0.864), το αντίθετο δεν είναι πάντα αληθές.

Η ασυμπτωτική σχετική αποτελεσματικότητα του ελέγχου t όταν συγκρίνεται με τον έλεγχο Mann-Whitney, ενδέχεται να είναι πολύ χαμηλή και, συχνά, εξαιρετικά χαμηλή (σχεδόν ίση με το μηδέν), ιδιαίτερα στην περίπτωση που το ένα ή και τα δύο δείγματα περιέχουν ακραίες τιμές. Επομένως, ο έλεγχος Mann-Whitney, είναι ένας ασφαλέστερος έλεγχος.

Τα δεδομένα αποτελούνται από δύο αμοιβαία ανεξάρτητα τυχαία δείγματα παρατηρήσεων, των οποίων η κλίμακα μέτρησης είναι τουλάχιστον κλίμακα διάταξης (ordinal scale). Έστω ότι η ακολουθία τυχαίων μεταβλητών X_1, X_2, \dots, X_n συμβολίζει το τυχαίο δείγμα μεγέθους n από τον πληθυσμό 1 και έστω ότι η ακολουθία τυχαίων μεταβλητών Y_1, Y_2, \dots, Y_m συμβολίζει το τυχαίο δείγμα μεγέθους m από τον πληθυσμό 2. Θεωρούμε το δείγμα μεγέθους $n+m$ που προκύπτει από την συνένωση των δυο δειγμάτων και αντιστοιχίζουμε στις τιμές του τους βαθμούς (τάξεις μεγέθους) 1 έως $n+m$. Έστω ότι $R(X_i)$ και $R(Y_i)$ οι βαθμοί που αντιστοιχούν στις μεταβλητές X_i και Y_i για κάθε i και j . Για ευκολία στον συμβολισμό, θέτουμε $N = n + m$. (Αν αρκετές από τις τιμές του δείγματος ταυτίζονται, αντιστοιχίζουμε σε κάθε μία από αυτές τον μέσο των βαθμών που θα είχαν αν δεν ταυτίζονταν). Έστω $F(\cdot)$ και $G(\cdot)$ οι συναρτήσεις κατανομής των τυχαίων μεταβλητών X και Y , αντίστοιχα, οι οποίες περιγράφουν τους πληθυσμούς 1 και 2 αντίστοιχα.

Δηλαδή, η πιθανότητα με την οποία οι τιμές του πληθυσμού 1 υπερβαίνουν την τιμή x δεν είναι ίση με την πιθανότητα με την οποία οι τιμές του πληθυσμού 2 υπερβαίνουν την τιμή x , για ένα τουλάχιστον x . Επομένως, η πιθανότητα με την οποία οι τιμές του πληθυσμού 1 υπερβαίνουν την τιμή x είναι μεγαλύτερη ή μικρότερη από την πιθανότητα με την οποία οι τιμές του πληθυσμού 2 υπερβαίνουν την τιμή x .

Παρατήρηση: Το γεγονός ότι η στατιστική συνάρτηση T_1 είναι η τυποποιημένη μορφή της στατιστικής συνάρτησης T είναι άμεση συνέπεια του εξής θεωρήματος:

Αν S είναι το άθροισμα n ακεραίων, οι οποίοι έχουν επιλεγεί τυχαία και χωρίς επανατοποθέτηση από τους πρώτους N ακεραίους, τότε η μέση τιμή και η διασπορά του S δίνονται από τις σχέσεις

ΕΛΕΓΧΟΣ FRIEDMAN

Ο έλεγχος Friedman θεωρείται γενίκευση του προσημικού ελέγχου για την περίπτωση που έχουμε $k > 2$ συσχετισμένα δείγματα.

Έστω ότι έχουμε k δείγματα μεγέθους n το καθένα. Συμβολίζουμε με $\chi_{i1}, \chi_{i2}, \dots, \chi_{in}$ τις τιμές του i -δείγματος και τις τοποθετούμε σαν στοιχεία της i -στήλης ενός πίνακα για $I=1,2,\dots,k$. Έτσι οι παρατηρήσεις μπορούν να ταξινομηθούν σε ένα $n \times k$ πίνακα με n γραμμές και k στήλες.

Ο έλεγχος συνίσταται στον καθορισμό βαθμών, για τα στοιχεία κάθε γραμμής, ανάλογα με το μέγεθος τους και γίνεται με το στατιστικό :

$$F = \frac{12}{n \cdot k \cdot (k+1)} * \sum_{i=1}^k R_i^2 - 3n * (k + 1)$$

όπου: k =το πλήθος των δειγμάτων

n =το μέγεθος των δειγμάτων (κοινό για όλα τα δείγματα).

R_i =το άθροισμα των βαθμών, του i -δείγματος.

Σε ίσες παρατηρήσεις, δίνουμε για βαθμούς, τις μέσες τιμές των αντίστοιχων βαθμών που θα έπαιρναν αν δεν είχαμε δεσμούς.

Η μηδενική υπόθεση σε αυτή την περίπτωση διατυπώνετε ως εξής:

H_0 : τα k δείγματα προέρχονται από τον ίδιο πληθυσμό

H_1 : τα k δείγματα δεν προέρχονται από τον ίδιο πληθυσμό

Η υπόθεση H_0 απορρίπτεται όταν: $F > F_{n,k;\alpha}$

όπου οι τιμές $F_{n,k;\alpha}$ βρίσκονται από πίνακες για $k=3$ και $n=2,3,\dots,9$ ή $k=4$ και $n=2,3,4$, και όταν: $F > \chi_{k-1;\alpha}^2$ για τις άλλες τιμές των n και k καθόσον η ασυμπτωτική κατανομή της ποσότητας F είναι η χ_{k-1} .

ΕΛΕΓΧΟΣ KRUSKAL-WALLIS, ΕΛΕΓΧΟΣ ΔΙΑΜΕΣΟΥ

Ο έλεγχος Mann-Whitney για δύο ανεξάρτητα δείγματα μπορεί να επεκταθεί για την περίπτωση προβλημάτων που αναφέρονται σε k πληθυσμούς, $k > 2$. Η πειραματική κατάσταση αντιστοιχεί στην περίπτωση όπου k ανεξάρτητα τυχαία δείγματα είναι διαθέσιμα, ένα από κάθε ένα από k , ενδεχομένως διαφορετικούς, πληθυσμούς και θέλουμε να ελέγξουμε την μηδενική υπόθεση ότι όλοι οι πληθυσμοί είναι ισόνομοι έναντι της εναλλακτικής ότι κάποιοι από τους πληθυσμούς οδηγούν σε παρατηρούμενες τιμές που είναι μεγαλύτερες από αυτές στις οποίες οδηγούν οι άλλοι πληθυσμοί.

H_0 : Οι συναρτήσεις κατανομής των k πληθυσμών είναι ίσες

H_1 : Τουλάχιστον ένας από τους πληθυσμούς παρέχει μεγαλύτερες παρατηρήσεις από τουλάχιστον ένα από τους υπολοίπους πληθυσμούς.

Επειδή ο έλεγχος **Kruskal-Wallis** στοχεύει στον **εντοπισμό διαφορών** μεταξύ των **μέσων** των k πληθυσμών, η εναλλακτική υπόθεση συχνά διατυπώνεται ως εξής:

H₁: Τουλάχιστον δύο από τους k πληθυσμούς έχουν διαφορετικές μέσες τιμές. Ο όρος *μεγαλύτερες τιμές* αναφέρεται σε παρατηρήσεις πάνω σε τυχαίες μεταβλητές. Στην πράξη, βέβαια, οποιεσδήποτε παρατηρήσεις που μπορούν να διαταχθούν κατ' αύξουσα σειρά μεγέθους σύμφωνα με κάποια ιδιότητα όπως, για παράδειγμα, οι τιμές που είναι ενδεικτικές της ποιότητας μπορούν να αναλυθούν χρησιμοποιώντας τον έλεγχο Kruskal-Wallis με τρόπο ανάλογο προς αυτόν με τον οποίο αναλύονται αντίστοιχα δεδομένα στην περίπτωση $k=2$ με τον έλεγχο Mann-Whitney.

Πειραματικός σχεδιασμός γνωστός ως πλήρως τυχαιοποιημένος πειραματικός σχεδιασμός :

Σχεδιασμός αυτός είναι ο ίδιος που προϋποθέτει η χρήση του ελέγχου της διαμέσου ως εναλλακτικής μεθόδου ανάλυσης της περίπτωσης $k=2$ στην θέση του ελέγχου **Mann-Whitney**. Μία γενίκευση του ελέγχου της διαμέσου για $c>2$ πληθυσμούς, μπορεί σε ορισμένες περιπτώσεις να χρησιμοποιείται στην θέση του ελέγχου **Kruskal-Wallis**. Η διαφορά τους βρίσκεται στο ότι ο έλεγχος Kruskal-Wallis προϋποθέτει γνώση περισσότερων πληροφοριών προερχομένων από τις παρατηρήσεις από ό,τι ο έλεγχος της διαμέσου. Συγκεκριμένα, ο έλεγχος Kruskal-Wallis είναι συνάρτηση των τάξεων μεγέθους των παρατηρήσεων στο συνενωμένο δείγμα (όπως και ο έλεγχος Mann-Whitney στην περίπτωση $k=2$), ενώ ο έλεγχος της διαμέσου εξαρτάται μόνο από την γνώση του κατά πόσο οι παρατηρήσεις βρίσκονται πιο πάνω ή πιο κάτω από την συνολική διάμεσο. Για τον λόγο αυτό, ο έλεγχος Kruskal-Wallis είναι συνήθως περισσότερο ισχυρός από τον έλεγχο της διαμέσου. Η τεχνική στην οποία στηρίζεται ο έλεγχος Kruskal-Wallis μπορεί να θεωρηθεί ως το μη παραμετρικό ανάλογο της παραμετρικής διαδικασίας που είναι γνωστή ως ανάλυση διασποράς κατά ένα κριτήριο ή, μερικές φορές, ως έλεγχος F κατά ένα κριτήριο.

Η διαδικασία στην οποία στηρίζεται ο έλεγχος αυτός είναι γνωστή στην βιβλιογραφία και ως *μη παραμετρική ανάλυση διασποράς κατά ένα κριτήριο* και ο έλεγχος Kruskal-Wallis είναι περισσότερο γνωστός ως *έλεγχος Kruskal-Wallis για την ανάλυση διασποράς κατά ένα κριτήριο με βάση τις τάξεις μεγέθους των παρατηρήσεων* (*the Kruskal-Wallis one way analysis of variance by ranks*).

Τα δεδομένα αποτελούνται από k ανεξάρτητα τυχαία δείγματα ενδεχομένως διαφορετικού μεγέθους, των οποίων τα στοιχεία μπορούν να ταξινομηθούν σε στήλες

| Δείγμα 1 | Δείγμα 2 ... | Δείγμα k |
|--------------------------|-------------------------------|-------------------|
| X _{1, 1} | X _{2, 1} ... | X _{k, 1} |
| X _{1, 2} | X _{2, 2} ... | X _{k, 2} |
| 1, n ₁ | X _{2, n₂} | X ... |

$k, k_n X$ όπου, n_i συμβολίζει το μέγεθος του i δείγματος παρατηρήσεων $X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{in_i}$, $i = 1, 2, \dots, k$. Η κλίμακα μέτρησης των δεδομένων είναι τουλάχιστον κλίμακα διάταξης.

Θεωρούμε το σύνολο των παρατηρήσεων που προκύπτει από την συνένωση των k δειγμάτων και διατάσσουμε κατ' αύξουσα σειρά μεγέθους τις k_i $1 \leq i \leq N$ παρατηρήσεις του. Έστω $R(X_{ij})$ η τάξη μεγέθους της παρατήρησης X_{ij} και R_i το

άθροισμα των βαθμών που αντιστοιχίζονται στις παρατηρήσεις του i δείγματος, δηλαδή

Είναι ενδιαφέρον να παρατηρηθεί ότι η κατανομή της στατιστικής συνάρτησης T μπορεί να προσεγγισθεί ικανοποιητικά από την κατανομή χ^2 με $k-1$ βαθμούς ελευθερίας.

Η κρίσιμη περιοχή του ελέγχου και στις δύο περιπτώσεις, αποτελείται από τιμές της στατιστικής συνάρτησης T που υπερβαίνουν το $(1-\alpha)$ ποσοστιαίο σημείο της χρησιμοποιούμενης κατανομής.

Στην περίπτωση που η μηδενική H_0 υπόθεση απορρίπτεται, ο ερευνητής μπορεί να ακολουθήσει μια διαδικασία πολλαπλών συγκρίσεων για να προσδιορίσει ποια ζεύγη πληθυσμών εμφανίζουν διαφορές. Στις περιπτώσεις αυτές, θεωρείται ότι οι πληθυσμοί i και j εμφανίζονται να είναι διαφορετικοί αν ισχύει η εξής ανισότητα $t_{S N} > R_i$ και R_j είναι τα αθροίσματα των τάξεων μεγέθους των δύο δειγμάτων και N k , $1 - \alpha/2$ $t_{S N}$ είναι το $(1-\alpha/2)$ -ποσοστιαίο σημείο της κατανομής t με $N-k$ βαθμούς ελευθερίας. Το επίπεδο σημαντικότητας που χρησιμοποιείται εδώ είναι το ίδιο με αυτό του αρχικού ελέγχου Kruskal-Wallis.

Παρατήρηση:

1. Η διαδικασία των πολλαπλών επιλογών είναι το μη παραμετρικό ανάλογο της συνήθους παραμετρικής διαδικασίας που είναι γνωστή ως *ελάχιστη σημαντική διαφορά του Fisher* με την διαφορά ότι υπολογίζεται με βάση τις τάξεις μεγέθους των παρατηρήσεων και όχι τις τιμές των παρατηρήσεων αυτές καθ' εαυτές.
2. Όπως αναφέρθηκε προηγουμένως, η μη παραμετρική διαδικασία στην οποία στηρίζεται ο έλεγχος Kruskal-Wallis θεωρείται το μη παραμετρικό ανάλογο της γνωστής *παραμετρικής ανάλυσης διασποράς κατά ένα κριτήριο*. Η ασυμπτωτική σχετική αποτελεσματικότητα του ελέγχου Kruskal-Wallis σε σχέση με τον έλεγχο F υπερβαίνει πάντα την τιμή 0.864 και τείνει στο άπειρο αν οι κατανομές έχουν ίδια σχήματα αλλά διαφέρουν μόνο κατά την μέση τιμή τους. Αν οι πληθυσμοί είναι κανονικοί, η ασυμπτωτική σχετική αποτελεσματικότητα του ελέγχου Kruskal-Wallis είναι 0.955, ενώ για ομοιόμορφους πληθυσμούς είναι 1 και για εκθετικούς πληθυσμούς είναι 1.5. Συγκρινόμενος με τον έλεγχο της διαμέσου, ο έλεγχος Kruskal-Wallis έχει ασυμπτωτική σχετική αποτελεσματικότητα ίση με 1.5, 3, και 0.75, αντίστοιχα, για τις τρεις περιπτώσεις κατανομών που αναφέρθηκαν.

χ^2 ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΟ ΤΕΣΤ

Το στατιστικό τεστ χ^2 (Chi-Square test) είναι κατά πόλους το πιο δημοφιλές μη-παραμετρικό τεστ. Υπάρχουν διάφορες παραλλαγές του, ανάλογα με το διαθέσιμο αριθμό δειγμάτων και το στόχο της ανάλυσης. Στην πιο απλή μορφή του το χ^2 τεστ, εφαρμόζετε σε ένα δείγμα ποιοτικών δεδομένων οργανωμένο σε ονομαστικές κατηγορίες⁷, και ο στόχος είναι να χρησιμοποιηθούν τα δεδομένα αυτά ώστε να προσδιοριστεί η αναλογία (ή το ποσοστό) του πληθυσμού που ανήκει στην κάθε κατηγορία.

Για την επίτευξη αυτού του στόχου διατυπώνεται μια μηδενική υπόθεση, που είτε δηλώνει ότι:

H_0 : δεν υπάρχει κάποια συγκεκριμένη προτίμηση στις διαθέσιμες ονομαστικές κατηγορίες (*no-preference null-hypothesis*),

H_1 : υπάρχει κάποια συγκεκριμένη προτίμηση στις διαθέσιμες ονομαστικές κατηγορίες

H

H_0 : τα ποσοστά που προτιμώνται από τα υποκείμενα δε διαφέρουν από τα ποσοστά άλλων πληθυσμών οι οποίοι αποτελούν το σημείο αναφοράς (*no-difference from a comparison population*).

H_1 : : τα ποσοστά που προτιμώνται από τα υποκείμενα διαφέρουν από τα ποσοστά άλλων πληθυσμών οι οποίοι αποτελούν το σημείο

Και στις δύο περιπτώσεις, αυτό που προσδιορίζει η μηδενική υπόθεση είναι ο **αναμενόμενος αριθμός** (expected frequency – f_e) των υποκειμένων που ανήκει σε κάθε ονομαστική κατηγορία. Παρακάτω ακολουθεί ο έλεγχος υποθέσεων H_0 που αξιολογεί τη μηδενική υπόθεση, συγκρίνοντας τον αριθμό των υποκειμένων που αναμένεται σε κάθε ποιοτική κατηγορία με τον αριθμό των υποκειμένων που παρατηρείται ότι ανήκει σε κάθε ποιοτική κατηγορία (observed frequency - f_o), βάση των μετρήσεων του δείγματος. Ο στατιστικός δείκτης ελέγχου που χρησιμοποιούμε για αυτή την αξιολόγηση είναι το χ^2 . Οι κρίσιμες τιμές για το στατιστικό δείκτη ελέγχου χ^2 δίνονται από την κατανομή χ^2 , ενώ οι μαθηματικές σχέσεις υπολογισμού Του είναι οι ακόλουθες:

$$\chi^2 = \sum \frac{(f_o - f_e)^2}{f_e},$$

όπου f_o : αναμενόμενη συχνότητα &
 f_e : παρατηρούμενη συχνότητα.

$df = C - 1$ όπου C ο αριθμός των ονομαστικών κατηγοριών.

Αν και τα μη-παραμετρικά τεστ δε χρειάζεται να ικανοποιούν συγκεκριμένες προϋποθέσεις, τα συμπεράσματα που προκύπτουν από την εφαρμογή του στατιστικού τεστ χ^2 είναι πιο αξιόπιστα όταν χρησιμοποιείται αντιπροσωπευτικό δείγμα, και η αναμενόμενη συχνότητα όλων των κατηγοριών είναι μεγαλύτερη από πέντε.

⁷ Τα **ποιοτικά** δεδομένα μπορεί να αποδεικνύονται σαν **ονομαστικές κατηγορίες** (nominal data), όπως για παράδειγμα το φύλο, ή σαν **ταξινομημένες** κατηγορίες (ordinal data), όπως η κατάταξη των μεταλλίων στους Ολυμπιακούς Αγώνες.

Παράδειγμα εφαρμογής του στατιστικού τεστ X^2

Χαρακτηριστικό παράδειγμα ερευνητικής μελέτης στην οποία ταιριάζει η χρήση του στατιστικού τεστ X^2 θεωρητή η προσπάθεια να διαπιστωθεί ποια από τις τέσσερις κατηγορίες συνεργατικής αλληλεπίδρασης (ασύγχρονη – από απόσταση, σύγχρονη – από απόσταση, σύγχρονη – τοπική, Ασύγχρονη – τοπική) είναι η πιο δημοφιλής, για το σκοπό αυτό επιλέγεται ένα τυχαίο δείγμα 1000 ατόμων και χρησιμοποιούνται ένα ερωτηματολόγια στο οποίο τα υποκείμενα δηλώνουν την προτίμηση τους. Στο σενάριο αυτό προσπαθούμε να ανακαλύψουμε ποιος τρόπος συνεργατικής αλληλεπίδρασης είναι περισσότερο δημοφιλής (4 ονομαστικές κατηγορίες). Για το σκοπό αυτό χρησιμοποιείται ένα αρκετά μεγάλο δείγμα ανθρώπων, καθώς ο υπό εξέταση πληθυσμός είναι επίσης μεγάλος (όλοι οι άνθρωποι του πλανήτη).

Ως μηδενική υπόθεση μπορεί να διατυπωθεί η πρόταση H_0 και ως εναλλακτική η H_1 .

H_0 : Δεν υπάρχει κάποια ιδιαίτερη προτίμηση σε έναν από τους τρόπους συνεργατικής αλληλεπίδρασης

H_1 : οτιδήποτε άλλο.

Μετά από την διατύπωση των υποθέσεων μπορεί να εφαρμοστεί το στατιστικό τεστ X^2 ώστε να αξιολογήσει τη στατιστική υπόθεση.

ΑΝΑΛΥΣΗ ΔΙΑΚΥΜΑΝΣΗΣ

Η **ανάλυση διακύμανσης** (ANalysis Of VAriance-ANOVA), έρχεται να καλύψει τις περιπτώσεις όπου ο ερευνητής επιθυμεί να διερευνήσει την επιρροή δύο ή περισσότερων εξαρτημένων Y μεταβλητών με δύο ή περισσότερες δυνατές τιμές στην παρατηρούμενη μεταβλητή. Η εφαρμογή μιας διαφορετικής μεθόδου είναι απαραίτητη γιατί εάν χρησιμοποιήσουμε πολλά στατιστικά τεστ ανά ζεύγη, για όσες φορές χρειαστεί, αυξάνουμε τη συνολική πιθανότητα να οδηγηθούμε σε λανθασμένα συμπεράσματα. Η ανάλυση διακύμανσης μπορεί να χρησιμοποιηθεί είτε με ανεξάρτητα δείγματα είτε με εξαρτημένα δείγματα, μπορεί επίσης να χρησιμοποιηθεί και σε πειράματα που η φύση τους απαιτεί να ελέγχουν δύο ή περισσότερες ανεξάρτητες μεταβλητές, οι οποίες ονομάζονται *παράγοντες* (*factors*).

Η ανάλυση διακύμανσης ενός παράγοντα εφαρμόζεται σε περιπτώσεις που θέλουμε να κάνουμε έλεγχο υποθέσεων σε μελέτες ανεξάρτητων δειγμάτων. Ο ερευνητής επιλέγει ένα δείγμα για κάθε διαφορετική τιμή της ανεξάρτητης μεταβλητής, και εφαρμόζει έλεγχο υπόθεσης που συγκρίνουν τις μέσες τιμές των δειγμάτων αυτών. Η μηδενική υπόθεση δηλώνει ότι δεν υπάρχει καμία διαφορά ανάμεσα σε όλες τις μέσες τιμές των δειγμάτων. Είναι φανερό ότι στις περιπτώσεις που ο ερευνητής απορρίπτει τελικά τη μηδενική υπόθεση, το μόνο που μπορεί να ισχυριστεί είναι ότι τα δείγματα διαφέρουν μεταξύ τους, δεν γνωρίζει όμως ποια συγκεκριμένα δείγματα διαφέρουν.

Η ανάλυση διακύμανσης ενός παράγοντα χρησιμοποιεί λίγο διαφορετική σημειολογία σε σχέση με άλλες στατιστικές μεθόδους, η οποία δικαιολογείται από την αύξηση της πολυπλοκότητας.

- Το γράμμα k : προσδιορίζει τον αριθμό των δυνατών τιμών της ανεξάρτητης μεταβλητής ($k \geq 2$),
- Το T : προσδιορίζει το άθροισμα των μετρήσεων κάθε δείγματος ($T = \sum X$),
- Το N : προσδιορίζει το συνολικό αριθμό υποκειμένων ($N = \sum n$),

- Το **G**: προσδιορίζει το συνολικό άθροισμα των μετρήσεων όλων των δειγμάτων ($G=\Sigma T$).
- Η ανάλυση διακύμανσης χρησιμοποιεί την κατανομή F (F -distribution) για την εύρεση των κρίσιμων σημείων και τους ακόλουθους μαθηματικούς τύπους για τον υπολογισμό του στατιστικού δείκτη ελέγχου F :

$$SS_{between_treatments} = \sum \frac{T^2}{n} - \frac{G^2}{N}, df = k-1$$

$$SS_{within_treatments} = \sum_N SS, df = N - k$$

$$F = \frac{\frac{SS_{between_treatments}}{k-1}}{\frac{SS_{within_treatments}}{N-k}}$$

Οι προϋποθέσεις που πρέπει να ισχύουν για να χρησιμοποιηθεί το **t** στατιστικό τεστ εξαρτημένων δειγμάτων είναι:

1. Τα δείγματα είναι αντιπροσωπευτικά και οι τιμές που τα αποτελούν προέρχονται από ανεξάρτητες παρατηρήσεις.
2. Οι τιμές των δειγμάτων ακολουθούν κανονική κατανομή.
3. Οι πληθυσμοί από τους οποίους έχουν επιλεγεί τα δείγματα έχουν την ίδια διακύμανση.

Χαρακτηριστικό παράδειγμα ερευνητικής μελέτης στην οποία ταιριάζει η χρήση της **ανάλυσης διακύμανσης** είναι το πώς επιδρούν τρεις διαφορετικές μέθοδοι διδασκαλίας στην ικανότητα επίλυσης προβλημάτων βιοστατιστικής από φοιτητές της βιολογίας. Η πρώτη μέθοδος διδασκαλίας είναι η "κλασική" μέθοδος, όπου ο εκπαιδευτικός διδάσκει ένα σύνολο φοιτητών. Στη δεύτερη μέθοδο οι φοιτητές αναλαμβάνουν με μία προκαθορισμένη σειρά να παρουσιάσουν την ύλη κάθε διάλεξης, και ο καθηγητής παρακολουθεί και επεμβαίνει όποτε κρίνει ότι είναι απαραίτητο. Στην τρίτη μέθοδο ο καθηγητής παρουσιάζει τη διάλεξη χρησιμοποιώντας υποστηρικτικά ασύρματες τεχνολογίες συνεργασίας. Ο ερευνητής επιλέγει τρία δείγματα 50 φοιτητών, και εφαρμόζει σε καθένα μία από τις τρεις διαφορετικές μεθόδους διδασκαλίας. Στο τέλος του εξαμήνου χρησιμοποιεί για κάθε δείγμα ένα τεστ βιοστατιστικής και συγκεντρώνει τις βαθμολογίες όλων των φοιτητών. Με τα δεδομένα αυτά υπολογίζει ότι οι διακυμάνσεις των τριών δειγμάτων είναι 30, 45 και 40 αντίστοιχα.

Σε αυτή την περίπτωση ο ερευνητής χρησιμοποιεί τρία δείγματα για να εξετάσει την επίδραση τριών διαφορετικών τρόπων διδασκαλίας στη βαθμολογία των φοιτητών στη βιοστατιστική. Παρατηρούμε ότι ικανοποιούνται όλες οι απαραίτητες προϋποθέσεις, καθώς χρησιμοποιείται τυχαία δειγματοληψία για την απόκτηση των δειγμάτων, το μέγεθός τους είναι αρκετά μεγάλο (>30), και μπορεί να θεωρηθεί ότι οι διακυμάνσεις των πληθυσμών δε διαφέρουν σημαντικά.

Ως μηδενική υπόθεση μπορεί να διατυπωθεί η πρόταση H_0 και ως εναλλακτική η H_1 .

H_0 : Δεν υπάρχει διαφορά στην επίδραση των τριών μεθόδων διδασκαλίας στη βαθμολογία των φοιτητών της ιατρικής

H_1 : Υπάρχει διαφορά στην επίδραση των τριών μεθόδων διδασκαλίας στη βαθμολογία των φοιτητών της ιατρικής

και έπειτα να προβεί σε μία ανάλυση διακύμανσης ενός παράγοντα ώστε να την αξιολογήσει.

ΈΛΕΓΧΟΣ-F

Ο έλεγχος – F εφαρμόζεται σε περιπτώσεις που θέλουμε να κάνουμε έλεγχο υποθέσεων σε μελέτες ανεξάρτητων δειγμάτων.

Υποθέτουμε ότι έχουμε δύο τυχαία δείγματα $\chi_1, \chi_2, \dots, \chi_n$, από ένα πληθυσμό με μέση τιμή μ_χ και διακύμανση σ_χ^2 και $\psi_1, \psi_2, \dots, \psi_m$ από ένα πληθυσμό με μέση τιμή μ_ψ και διακύμανση σ_ψ^2 .

Ως μηδενική υπόθεση μπορεί να διατυπωθεί η πρόταση H_0 και ως εναλλακτική η H_1 .

$$H_0: \sigma_\chi^2 = \sigma_\psi^2.$$

ως προς μία από τις εναλλακτικές υποθέσεις

$$H_1: \sigma_\chi^2 > \sigma_\psi^2.$$

$$H_2: \sigma_\chi^2 < \sigma_\psi^2.$$

$$H_3: \sigma_\chi^2 \neq \sigma_\psi^2.$$

Για τον έλεγχο της μηδενικής υπόθεσης H_0 διακρίνουμε δύο περιπτώσεις: Στην πρώτη περίπτωση ως μηδενική υπόθεση ορίζετε

H_0 : Τα δύο δείγματα $\chi_1, \chi_2, \dots, \chi_n$ και $\psi_1, \psi_2, \dots, \psi_m$ **είναι** ανεξάρτητα.

H_0 : στη δείγματα $\chi_1, \chi_2, \dots, \chi_n$ και $\psi_1, \psi_2, \dots, \psi_m$ **δεν είναι** ανεξάρτητα.

Στην περίπτωση των ανεξαρτήτων δειγμάτων, δεν υπάρχει ένα στατιστικό, για τον έλεγχο της $H_0: \sigma_\chi^2 = \sigma_\psi^2$. Το στατιστικό όπως και η περιοχή απόρριψης της H_0 , εξαρτάται από τη μορφή της εναλλακτικής υπόθεσης.

Παρακάτω δίνονται οι εναλλακτικές υποθέσεις, τα αντίστοιχα στατιστικά, και οι περιοχές απόρριψης της H_0 :

| Εναλλακτική Υπόθεση | Στατιστικό | Περιοχή απόρριψης H_0 |
|---|---|--|
| $H_1: \sigma_\chi^2 > \sigma_\psi^2$ | $F = \frac{S_\chi^2}{S_\psi^2}$ | $F \geq F_{\alpha; n-1, m-1}$ |
| $H_2: \sigma_\chi^2 < \sigma_\psi^2$ | $F = \frac{S_\psi^2}{S_\chi^2}$ | $F \geq F_{\alpha; m-1, n-1}$ |
| $H_3: \sigma_\chi^2 \neq \sigma_\psi^2$ | $F = \frac{S_\chi^2}{S_\psi^2}$, αν $S_\chi^2 > S_\psi^2$ ή $F = \frac{S_\psi^2}{S_\chi^2}$, αν $S_\chi^2 < S_\psi^2$ | $F \geq \frac{F_\alpha}{2}; n-1, m-1$ $F \geq \frac{F_\alpha}{2}; m-1, n-1$ |

ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗΣ ΣΥΣΧΕΤΙΣΕΩΣ ΤΟΥ SPEARMAN

Το μέτρο συσχέτισης που προτάθηκε από τον Spearman είναι ο συντελεστής r του **Pearson** υπολογιζόμενο, όμως, με βάση τις τάξεις μεγέθους των παρατηρήσεων και όχι αυτές καθαυτές τις παρατηρήσεις. Τα δεδομένα μπορούν να αποτελούνται και από μη αριθμητικές παρατηρήσεις, οι οποίες εμφανίζονται σε ζεύγη, αν οι παρατηρήσεις είναι τέτοιες που να μπορούν να διαταχθούν κατά αύξουσα σειρά μεγέθους με τον τρόπο που μόλις περιγράψαμε. Στην περίπτωση αυτή, η διάταξη μπορεί να βασίζεται στην ποιότητα των παρατηρήσεων (από την *χειρότερη* παρατήρηση στην *καλύτερη* παρατήρηση) ή στον βαθμό προτίμησης που μπορεί να αντιστοιχηθεί στις παρατηρήσεις κ.ο.κ. Στις περιπτώσεις όπου δύο ή περισσότερες από τις τιμές ταυτίζονται (tie), αντιστοιχίζουμε σε κάθε μία από τις ίσες αυτές τιμές τον μέσο των βαθμών που θα είχαν αν δεν ταυτίζονταν.

Έστω $(X_1, Y_1), (X_2, Y_2), \dots, (X_n, Y_n)$ ένα δείγμα n παρατηρήσεων πάνω στο τυχαίο διάνυσμα (X, Y) . Έστω $R(X_i)$ ο βαθμός ή η τάξη μεγέθους της μεταβλητής X όταν αυτή συγκρίνεται με τις άλλες X τιμές, για $i = 1, 2, \dots, n$. Δηλαδή, $R(X_i) = 1$, αν X_i είναι η μικρότερη από τις τιμές X_1, X_2, \dots, X_n , $R(X_i) = 2$, αν η μεταβλητή X_i είναι η επόμενη μικρότερη τιμή, κ.ο.κ, με τον βαθμό n να αντιστοιχεί στην μεγαλύτερη τιμή από τις X_1, X_2, \dots, X_n . Με όμοιο τρόπο, έστω ότι $R(Y_i)$ έχει την τιμή $1, 2, \dots, n$ ανάλογα με το σχετικό μέγεθος της μεταβλητής Y_i , όταν αυτή συγκρίνεται με τις υπόλοιπες Y τιμές. (stat-athens.aueb.gr, 2010)

Ο συντελεστής ρ του Spearman μπορεί να γραφεί ως εξής:

Στην περίπτωση που $\langle n \rangle$ παρατηρήσεις ταξινομηθούν κατά προτίμηση, το άθροισμα των τάξεων είναι:

$$1+2+\dots+n=\frac{1}{2}*n*(n+1)$$

αν συμβολίσουμε με \bar{X} την τάξη, τότε:

$$\bar{X}=\frac{1}{2}*(n+1)$$

Ακόμα :

$$\sum_{i=1}^n x_i^2 = 1^2+2^2+\dots+n^2 = \frac{1}{6}*n*(n+1)*(2n+1)$$

=.....=

$$r_s = \frac{\sum X_i Y_i - n \bar{X} \bar{Y}}{\frac{1}{12} n * (n^2 - 1)} = \frac{\sum X_i Y_i - \frac{1}{4} n * (n+1)^2}{\frac{1}{12} n * (n^2 - 1)}$$

Ο συντελεστής συσχέτισης του **Spearman** χρησιμοποιείται συχνά ως έλεγχος συνάρτησης για τον έλεγχο της ανεξαρτησίας μεταξύ δύο τυχαίων μεταβλητών. Στην πραγματικότητα, ο συντελεστής συσχέτισης ρ του **Spearman** δεν είναι ευαίσθητος σε ορισμένες μορφές εξάρτησης. Για τον λόγο αυτό, είναι προτιμότερο να είναι κανείς συγκεκριμένος όσο αφορά την μορφή της εξάρτησης που επιθυμεί να ελέγξει.

Επομένως, οι δυνατές υποθέσεις που ενδέχεται να ενδιαφερόμαστε να ελέγξουμε παίρνουν την εξής μορφή:

A. Αμφίπλευρος έλεγχος

H₀: Οι μεταβλητές X και Y είναι αμοιβαία ανεξάρτητες.

H₁: Είτε υπάρχει τάση οι μεγαλύτερες τιμές της μεταβλητής X να αντιστοιχούν στις μεγαλύτερες τιμές της μεταβλητής Y, είτε υπάρχει τάση στις μικρότερες τιμές της μεταβλητής X να αντιστοιχούν στις μεγαλύτερες τιμές της μεταβλητής Y.

B. Μονόπλευρος έλεγχος για θετική συσχέτιση

H₀: Οι μεταβλητές X και Y είναι αμοιβαία ανεξάρτητες.

H₁: Υπάρχει τάση οι μεγαλύτερες τιμές της μεταβλητής X να αντιστοιχούν στις μεγαλύτερες τιμές της μεταβλητής Y και αντίστροφα.

Γ. Μονόπλευρος έλεγχος για αρνητική συσχέτιση

H₀: Οι μεταβλητές X και Y είναι αμοιβαία ανεξάρτητες.

H₁: Υπάρχει τάση οι μικρότερες τιμές της μεταβλητής X να αντιστοιχούν στις μεγαλύτερες τιμές της μεταβλητής Y και αντίστροφα.

Οι εναλλακτικές υποθέσεις που θεωρήθηκαν παραπάνω διατυπώνουν την ύπαρξη συσχέτισης μεταξύ X και Y. Τότε, μία μηδενική υπόθεση "*μη ύπαρξης συσχέτισης μεταξύ X και Y*" θα ήταν περισσότερο ακριβής από την υπόθεση της "*ύπαρξης ανεξαρτησίας μεταξύ X και Y*", όπως θεωρήθηκε παραπάνω. Όμως, η μηδενική υπόθεση δόθηκε και στις τρεις παραπάνω περιπτώσεις με την δεύτερη μορφή της, γιατί αυτή χρησιμοποιείται περισσότερο και είναι ευκολότερο να ερμηνευθεί.

Που χρησιμοποιείται ο συντελεστής συσχέτισης τα – ρ

Ο συντελεστής συσχέτισης **ρ** του **Spearman** μπορεί να χρησιμοποιηθεί ως έλεγχος συνάρτηση για τις παραπάνω υποθέσεις. Η μηδενική υπόθεση **H₀** της περίπτωσης **B** απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας **α**, αν η τιμή του συντελεστή **ρ** είναι πολύ μεγάλη, δηλαδή, αν η τιμή του **ρ** υπερβαίνει το (1-α)-ποσοστιαίο σημείο της κατανομής του **ρ**. Αντίστοιχα, η μηδενική υπόθεση **H₀** της περίπτωσης **Γ** απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας **α**, αν η τιμή του συντελεστή **ρ** είναι μικρότερη από το α-ποσοστιαίο σημείο της κατανομής του. Τέλος, η μηδενική υπόθεση **H₀** της περίπτωσης **A** απορρίπτεται σε επίπεδο σημαντικότητας **α**, αν η τιμή του συντελεστή **ρ** υπερβαίνει το (1-α/2)-ποσοστιαίο σημείο της κατανομής του **ρ** ή αν είναι μικρότερη από το α/2-ποσοστιαίο σημείο της κατανομής του **ρ**. (stat-athens.aueb.gr, 2010)

Ο ΣΥΝΤΕΛΕΣΤΗΣ ΣΥΣΧΕΤΙΣΗΣ Τ ΤΟΥ KENDALL

Ο συντελεστής συσχέτισης τ του Kendall, γνωστός και ως συντελεστής **εναρμόνισης του Kendall**, μοιάζει με τον συντελεστή ρ του Spearman ως προς το ότι υπολογίζεται με βάση την τάξη μεγέθους των παρατηρήσεων και όχι με βάση τις παρατηρήσεις αυτές καθ' αυτές και, επιπλέον, η κατανομή του δεν εξαρτάται από την κατανομή των μεταβλητών X και Y , όταν αυτές είναι ανεξάρτητες και συνεχείς.

Πλεονέκτημα του συντελεστής συσχέτισης τ του Kendall

1. Το κύριο πλεονέκτημα του συντελεστής συσχέτισης τ του Kendall σε σχέση με το μέτρο ρ του Spearman είναι ότι τείνει στην κανονική κατανομή σχετικά γρήγορα, αυτό έχει ως αποτέλεσμα την προσέγγιση της κατανομής του συντελεστή τ από την κανονική κατανομή η οποία είναι καλύτερη από την αντίστοιχη προσέγγιση της κατανομής του συντελεστή ρ του Spearman, όταν επιβεβαιώνετε η μηδενική υπόθεση H_0 : οι μεταβλητές X , Y είναι ανεξάρτητες.
2. Ο συντελεστής τ του Kendall μπορεί άμεσα και απλά να ερμηνευθεί μέσω των πιθανοτήτων με τις οποίες παρατηρούμε *εναρμονισμένα ή συσχετισμένα (concordant)* ζεύγη τιμών και *μη εναρμονισμένα ή μη συσχετισμένα (discordant)* ζεύγη τιμών, όπως αυτά ορίζονται στην συνέχεια.

Οι προϋποθέσεις που πρέπει να ισχύουν για να χρησιμοποιηθεί τον συντελεστή τα είναι:

1. Τα δεδομένα θα πρέπει να προέρχονται από ένα διμεταβλητό τυχαίο δείγμα μεγέθους n παρατηρήσεων.

2. Τα δεδομένα μπορούν, επίσης, να αποτελούνται από μη αριθμητικές παρατηρήσεις, οι οποίες εμφανίζονται κατά n ζεύγη, με την προϋπόθεση ότι οι παρατηρήσεις αυτές είναι τέτοιες, ώστε μπορούν να ορισθούν εναρμονισμένα και μη εναρμονισμένα ζεύγη παρατηρήσεων και να είναι δυνατός ο υπολογισμός των αριθμών N_c και N_d .

Ορισμός: Δύο παρατηρήσεις, έστω (X_j, Y_j) και (X_k, Y_k) , ονομάζονται *εναρμονισμένες ή συσχετισμένες (concordant)*, αν και τα δύο μέλη της μίας παρατήρησης είναι μεγαλύτερα (ή μικρότερα) από τα αντίστοιχα μέλη της άλλης παρατήρησης.

Το μέτρο συσχέτισης που προτάθηκε από τον Kendall το 1938 ορίζεται ως εξής: Ο συντελεστής τ , δηλαδή, παριστάνει την διαφορά μεταξύ των ποσοστών των εναρμονισμένων και μη εναρμονισμένων ζευγών παρατηρήσεων.

- Αν όλα τα ζεύγη παρατηρήσεων είναι εναρμονισμένα, τότε ο συντελεστής τ είναι ίσος με 1.
- Αν όλα τα ζεύγη είναι μη εναρμονισμένα, τότε η τιμή του συντελεστή τ είναι -1 . Είναι, δηλαδή, οι τιμές του συντελεστή τ μεταξύ -1 και 1 . Επιπλέον, ο συντελεστής τ ικανοποιεί όλες τις προϋποθέσεις που προαναφέρθηκαν.

Ο υπολογισμός του συντελεστή τ γίνεται απλούστερος, αν οι παρατηρήσεις (X_i, Y_i) , $i = 1, 2, \dots, n$ διαταχθούν σε μία στήλη κατά αύξουσα τάξη μεγέθους των τιμών των παρατηρήσεων πάνω στην τυχαία μεταβλητή X . Τότε, κάθε Y τιμή χρειάζεται να συγκριθεί μόνο με τις Y τιμές που είναι "κάτω" από αυτήν. Έτσι, κάθε ζεύγος παρατηρήσεων εξετάζεται μόνο μία φορά και ο αριθμός των συσχετισμένων και μη συσχετισμένων ζευγών προσδιορίζεται.

Σύγκριση του συντελεστής συσχέτισης ρ του Spearman και του συντελεστή τ του Kendall :

Ο συντελεστής συσχέτισης ρ του Spearman, για τα ίδια δεδομένα, είχε μία τιμή μεγαλύτερη από αυτή του συντελεστή τ του Kendall ($\rho = 0.7378$ $0.5606 = \tau$). Βέβαια, οι δύο έλεγχοι των υποθέσεων οι οποίοι έγιναν χρησιμοποιώντας τους συντελεστές αυτούς (ή ισοδύναμες με αυτούς στατιστικές συναρτήσεις) ως έλεγχο συναρτήσεις, οδήγησαν στα ίδια σχεδόν αποτελέσματα. Εν γένει, ο συντελεστής ρ του Spearman τείνει να είναι μεγαλύτερος κατά απόλυτη τιμή από τον συντελεστή τ του Kendall. παρ' όλα αυτά, όσο αφορά τους ελέγχους υποθέσεων, δεν υπάρχουν επαρκείς λόγοι για τους οποίους πρέπει ο ένας έλεγχος να προτιμάται έναντι του άλλου.

Που χρησιμοποιείτε ο συντελεστή συσχέτισης τα - ρ

Ο Daniels πρότεινε την χρήση του συντελεστή ρ του Spearman για τον έλεγχο ύπαρξης τάσης σε ένα σύνολο δεδομένων X_1, X_2, \dots, X_n , θεωρώντας τα ζεύγη (X_i, Y_i) , $i = 1, 2, \dots, n$, όπου Y_i είναι ο χρόνος κατά τον οποίο έγινε η μέτρηση X_i (ή η χρονική σειρά με την οποία η μέτρηση αυτή έγινε). Οι μεταβλητές X_i , $i = 1, 2, \dots, n$ είναι ανεξάρτητες. Η μηδενική υπόθεση, στην περίπτωση αυτή, είναι ότι οι μεταβλητές X_i , $i = 1, 2, \dots, n$ είναι ισόνομες. Η εναλλακτική υπόθεση είναι ότι η κατανομή των μεταβλητών X_i , $i = 1, 2, \dots, n$ σχετίζεται με τον χρόνο, με την έννοια ότι, με την πάροδο του χρόνου, οι μετρήσεις X_i , $i = 1, 2, \dots, n$ τείνουν να γίνονται μεγαλύτερες (αντίστοιχα μικρότερες). Ο συντελεστής τ του Kendall μπορεί επίσης να χρησιμοποιηθεί για τον έλεγχο τέτοιων υποθέσεων.

Σύγκριση του συντελεστής συσχέτισης ρ του Spearman & του συντελεστή τ του Kendall με τον έλεγχο των Cox και Stuart:

Έλεγχοι ύπαρξης τάσης βασιζόμενοι στον συντελεστή συσχέτισης ρ ή τ θεωρούνται εν γένει περισσότερο ισχυροί από τον έλεγχο των Cox και Stuart. (Όπως ο Stuart παρατηρεί, η ασυμπτωτική σχετική αποτελεσματικότητα του ελέγχου των Cox και Stuart, όταν αυτός εφαρμόζεται σε τυχαίες μεταβλητές που είναι γνωστό ότι κατανέμονται κανονικά, είναι περίπου **0.78**, ενώ οι αντίστοιχες τιμές της ασυμπτωτικής σχετικής αποτελεσματικότητας για τους συντελεστές ρ και τ είναι περίπου **0.98** κάτω από τις ίδιες συνθήκες). Παρά το γεγονός αυτό, οι έλεγχοι αυτοί δεν χρησιμοποιούνται το ίδιο ευρέως όπως ο έλεγχος των Cox και Stuart. (stat-athens.aueb.gr)

ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΟΥ LORD

Το τεστ εύρους, ή τεστ του Lord είναι ένα εναλλακτικό τεστ στο t-τεστ, στο οποίο το εύρος υποκαθιστά τη δειγματική τυπική απόκλιση στον παρανομαστή του t. Το τεστ αυτό είναι αποτελεσματικό για μικρά δείγματα και μπορεί να οδηγήσει σε οριστικά συμπεράσματα έτσι ώστε να μην υπάρχει ανάγκη να υπολογίσουμε το t της κατανομής Student, όπως συμβαίνει και στο t-τεστ. Το Lord τεστ εύρους προϋποθέτει μια κανονική κατανομή. Έχει κατοχυρωθεί μέχρι n=20. Μπορεί όμως να χρησιμοποιηθεί και για n>20, με τον εξής τρόπο:

Έστω π.χ. ότι έχουμε δύο συσχετισμένα δείγματα με n=26. Το κάθε δείγμα διαιρείται κατά τυχαίο τρόπο σε δύο ομάδες των 13. Βρίσκεται το εύρος για κάθε ομάδα, και υπολογίζεται ο μέσος όρος για τα τέσσερα εύρη. Ο Lord έχει δώσει και για το σκοπό αυτό τους απαραίτητους πίνακες.

Το τεστ εύρους μπορεί να χρησιμοποιηθεί και για ανεξάρτητα δείγματα με τη διαφορά των μέσων τιμών να υποκαθιστά το μέσο της διαφοράς της περίπτωσης των συσχετισμένων δειγμάτων, και το μέσο όρο των ευρών των δύο δειγμάτων να υποκαθιστά το εύρος της διαφοράς, (των συσχετισμένων δειγμάτων)

ΕΛΕΓΧΟΣ ΚΑΝΟΝΙΚΟΤΗΤΑΣ ΤΩΝ SHAPIRO-WILK

Ο W-έλεγχος κανονικότητας των Shapiro-Wilk μπορεί να εφαρμοστεί και να είναι αποτελεσματικός σε μεγάλο εύρος προβλημάτων όπως επίσης και σε μικρό μέγεθος του δείγματος.

Οι προϋποθέσεις που πρέπει να υπάρχουν για να εφαρμοστεί ο συγκεκριμένος έλεγχος είναι :

Έστω n παρατηρήσεις x_1, x_2, \dots, x_n .

Η W στατιστική συνάρτηση υπολογίζεται ως εξής:

1. Βάζουμε τις παρατηρήσεις κατά σειράν μεγέθους ώστε να έχουμε το διατεταγμένο δείγμα

$$X_{(1)}, X_{(2)}, \dots, X_{(n)}$$

2. Υπολογίζουμε τα : $\bar{X} = \frac{\sum x_i}{n}, s^2 = \frac{\sum x_i^2}{n} - \bar{X}^2$

3. Υπολογίζουμε το : $b = \sum_{i=1}^k a_{n-i+1} [X_{(n-i+1)} - X_{(i)}]$

όπου $k=n/2$ εάν n άρτιος και $k=(n-1)/2$, εάν n περιττός. (Οι τιμές των a_{n-i+1} δίνονται σε πίνακα).

4) Τότε

$$W = \frac{b^2}{s^2}$$

Η υπόθεση της κανονικότητας απορρίπτεται σε επίπεδο p% εάν $W \leq W_p$. Οι κρίσιμες τιμές του W_p δίνονται σε πίνακα. (Η κατανομή του W δεν είναι γνωστή γι' αυτό και τα ποσοστιαία σημεία υπολογίζονται χρησιμοποιώντας προσομοίωση και κατάλληλη εξομάλυνση).

ΕΛΕΓΧΟΣ ΤΟΥ LEVENE

Για τον έλεγχο της ισότητας δύο ή περισσότερων πληθυσμιακών διακυμάνσεων χρησιμοποιούνται διάφορα τεστ, ένα από τα οποία είναι το τεστ του Levene. Μία από τις προϋποθέσεις που τίθενται στην ανάλυση διακύμανσης είναι η ισότητα των πληθυσμιακών διασπορών μεταξύ των διαφόρων ομάδων. Η προϋπόθεση αυτή είναι απαραίτητο να διερευνάται, προκειμένου να εξασφαλίζεται η ακεραιότητα της ανάλυσης. Το τεστ του Levene, βασίζεται ουσιαστικά σε μια νέα ανάλυση διακύμανσης που πραγματοποιείται, όχι όμως στις αρχικές τιμές των παρατηρήσεων x_{ij} , αλλά σε νέες που προκύπτουν με μετασχηματισμό των αρχών.

Οι νέες μεταβλητές που ορίζονται, προκύπτουν από τις τιμές των αρχικών παρατηρήσεων, αφαιρώντας από κάθε μία τη δειγματική μέση τιμή της ομάδας στην οποία ανήκει και παίρνοντας την απόλυτη τιμή αυτής της διαφοράς:

$$\psi_{ij} = |x_{ij} - \bar{x}_j| \quad i=2,1,\dots,n_j \quad j=1,2,\dots,k$$

Όταν δημιουργηθούν οι νέες τιμές ψ_{ij} πραγματοποιείται μια ανάλυση διακύμανσης με χρήση αυτών των νέων τιμών ψ_{ij} . Ως μηδενική υπόθεση μπορεί να διατυπωθεί η πρόταση H_0 και ως εναλλακτική η H_1 .

$$H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_k^2$$

H_1 : Δύο τουλάχιστον από τις, $\sigma_1^2, \sigma_2^2, \dots, \sigma_k^2$ διαφέρουν μεταξύ τους.

Το κριτήριο του ελέγχου είναι η ποσότητα

$$F = \frac{s_b^2}{s_w^2}$$

όπου s_b^2 το μέσο τετράγωνο μεταξύ των ομάδων για τις νέες τιμές και s_w^2 αντίστοιχο μέσο τετράγωνο στο εσωτερικό των ομάδων.

Όταν ισχύει η μηδενική υπόθεση της ισότητας των διασπορών, ο λόγος

$$F = \frac{s_b^2}{s_w^2}$$

αν ακολουθεί την κατανομή F με $k-1$ και $N-k$ βαθμούς ελευθερίας.

Αν και οι νέες τιμές ψ_{ij} μπορεί να μην ακολουθούν την κανονική κατανομή, εντούτοις ο έλεγχος του Levene, ακόμη και σε περιπτώσεις ασύμμετρων κατανομών, δίνει αξιόπιστα αποτελέσματα. Σε περιπτώσεις έντονα ασύμμετρων κατανομών, μπορεί κατά τον υπολογισμό των ψ_{ij} , αντί των δειγματικών μέσων τιμών των ομάδων, να χρησιμοποιούνται οι διάμεσοι των ομάδων. Επίσης, σε περιπτώσεις έντονα λεπτόκυρτων ή πλατύκυρτων κατανομών μπορεί, αντί των δειγματικών μέσων τιμών, να χρησιμοποιούνται οι 10% των απομακρυσμένων μέσες τιμές των ομάδων.

ΕΛΕΓΧΟΣ ΚΟΛΜΟΓΟΡΟΦ-SMIRNOF ΔΥΟ ΔΕΙΓΜΑΤΩΝ

Με τον έλεγχο **Kolmogorof-Smirnof** δύο δειγμάτων, μελετάμε την ομοιογένεια δύο ανεξάρτητων πληθυσμών.

Έστω ότι έχουμε δύο ανεξάρτητα τυχαία δείγματα, $\chi_1, \chi_2, \dots, \chi_n$, και $\psi_1, \psi_2, \dots, \psi_m$, από τις κατανομές $A(\chi)$ και $B(\chi)$ αντίστοιχα. Ως μηδενική υπόθεση μπορεί να διατυπωθεί η πρόταση H_0 και ως εναλλακτική η H_1 & H_2 :

H_0 : τα δύο δείγματα προέρχονται από την ίδια κατανομή
δηλαδή: $H_0: A(\chi) = B(\chi)$ για κάθε χ

Οι εναλλακτικές υποθέσεις είναι :

$H_1: A(\chi) \geq B(\chi)$ για κάθε χ με το $>$ να ισχύει για ένα τουλάχιστον χ

$H_2: A(\chi) \leq B(\chi)$ για κάθε χ με το $<$ να ισχύει για ένα τουλάχιστον χ

$H_3: A(\chi) \neq B(\chi)$ για ένα τουλάχιστον χ

Ο έλεγχος της μηδενικής υπόθεσης H_0 έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης H_3 γίνεται με το κριτήριο

$$D_{n,m} = \sup_{-\infty < \chi < \infty} |A_n(\chi) - B_m(\chi)|$$

όπου $A_n(\chi)$ είναι η εμπειρική συνάρτηση κατανομής του χ -δείγματος, η οποία ορίζεται από τη σχέση

$$A_n(\chi) = \frac{1}{n} * \{ \text{αριθμός των } \chi_i \leq \chi \}$$

για κάθε χ με $-\infty < \chi < \infty$ και $B_m(\chi)$ η εμπειρική συνάρτηση κατανομής του ψ -δείγματος, η οποία ορίζεται από τη σχέση,

$$B_m(\chi) = \frac{1}{m} * \{ \text{αριθμός των } \psi_i \leq \psi \} \text{ για κάθε } \psi - \infty < \chi < \infty .$$

Η μηδενική υπόθεση απορρίπτεται για μεγάλες τιμές του $D_{n,m}$. Η κρίσιμη περιοχή σε επίπεδο σημαντικότητας α για τον έλεγχο της μηδενικής υπόθεσης H_0 , ορίζεται από τη σχέση: $D_{n,m}^+ \geq D_{n,m}^+(\alpha)$

Όπου τα κρίσιμα σημεία $D_{n,m}(\alpha)$ δίνονται σε πίνακες για τις διάφορες τιμές των α , n , m .

Για τον έλεγχο της μηδενικής υπόθεσης H_0 έναντι της μονόπλευρης εναλλακτικής H_1 , χρησιμοποιείται το κριτήριο

$$D_{n,m}^+ = \sup_{-\infty < \chi < \infty} |A_n(\chi) - B_m(\chi)|$$

Με κρίσιμη περιοχή : $D_{n,m}^+ \geq D_{n,m}^+(\alpha)$

Όμοια, για τον έλεγχο της μηδενικής υπόθεσης H_0 έναντι της μονόπλευρης εναλλακτικής υπόθεσης H_2 , χρησιμοποιείται το κριτήριο

$$D_{n,m}^- = \sup_{-\infty < \chi < \infty} |A_n(\chi) - B_m(\chi)|$$

με κρίσιμη περιοχή : $D_{n,m}^- \geq D_{n,m}^-(\alpha)$

Τα $D_{n,m}^-(\alpha)$ και $D_{n,m}^+(\alpha)$ ορίζονται έτσι ώστε :

$$P[D_{n,m}^- \geq D_{n,m}^-(\alpha)] = \alpha \quad \& \quad P[D_{n,m}^+ \geq D_{n,m}^+(\alpha)] = \alpha$$

αντίστοιχα, και δίνονται σε πίνακες.

ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΟΛΟΓΙΑ.

| Μεταβλητή απόκρισης Ή Εξαρτημένη μεταβλητή | Επεξηγηματική μεταβλητή ή Ανεξάρτητη μεταβλητή | Κατανομή πληθυσμών | Δείγματα | Μέθοδοι |
|--|--|--------------------|------------|---|
| Διχοτόμος | Ποιοτική, ποσοτική | Κανονική | Ανεξάρτητα | Απλή λογιστική παλινδρόμηση |
| Ονομαστική | Ονομαστική | | Ανεξάρτητα | Έλεγχος χ^2 , ακριβής έλεγχος του Fisher |
| Ονομαστική | Ονομαστική | | Ανά ζεύγη | Έλεγχος του McNemar |
| Ποσοτική | Διχοτόμος | Κανονική | Ανεξάρτητα | Έλεγχος t για ανεξάρτητα «δείγματα» |
| Ποσοτική | Διχοτόμος | Κανονική | Ανά ζεύγη | Έλεγχος t για «δείγματα» ανά ζεύγη |
| Ποσοτική | Ονομαστική (>2 κατηγορίες) | Κανονική | Ανεξάρτητα | Ανάλυση διασποράς μίας κατεύθυνσης |
| Ποσοτική | Ονομαστική (>2 κατηγορίες) | Κανονική | Ανά ζεύγη | Ανάλυση διασποράς για επαναλαμβανόμενες μετρήσεις |
| Ποσοτική, διατάξιμη | Διχοτόμος | Μη κανονική | Ανεξάρτητα | Έλεγχος Mann-Whitney U |
| Ποσοτική, διατάξιμη | Διχοτόμος | Μη κανονική | Ανά ζεύγη | Έλεγχος προσημασμένης διάταξης του Wilcoxon, έλεγχος προσήμου |
| Ποσοτική, διατάξιμη | Ονομαστική (>2 κατηγορίες) | Μη κανονική | Ανεξάρτητα | Έλεγχος Kruskal-Wallis, έλεγχος διαμέσου |
| Ποσοτική, διατάξιμη | Ονομαστική (>2 κατηγορίες) | Μη κανονική | Ανά ζεύγη | Έλεγχος Friedman, έλεγχος Kendall's W |
| Ποσοτική | Ποσοτική | κανονική | Ανεξάρτητα | Απλή γραμμική παλινδρόμηση |
| Ποσοτική (χρόνος επιβίωσης) | Διχοτόμος | Μη κανονική | Ανεξάρτητα | Έλεγχος log-rank |

Πίνακας 1

Στατιστικές μέθοδοι ανάλυσης δεδομένων
μιας εξαρτημένης και μιας ανεξάρτητης μεταβλητής

| Μεταβλητή απόκρισης Ή Εξαρτημένη μεταβλητή | Επεξηγηματική μεταβλητή ή Ανεξάρτητη μεταβλητή | Κατανομή πληθυσμών | Δείγματα | Μέθοδοι |
|--|--|--------------------|------------|-------------------------------------|
| Διχοτόμος | Ποιοτικές, ποσοτικές | Κανονική | Ανεξάρτητα | Πολλαπλή λογιστική παλινδρόμηση |
| Ποσοτική | Ονομαστικές | Κανονική | Ανεξάρτητα | Πολλαπλή λογιστική παλινδρόμηση |
| Ποσοτική | ποσοτικές | Κανονική | Ανεξάρτητα | Ανάλυση συνδιασποράς |
| Ποσοτική | Ποιοτικές, ποσοτικές | Κανονική | Ανεξάρτητα | Πολυμεταβλητή ανάλυση συνδιασποράς |
| Ποσοτική | Ποιοτικές, ποσοτικές | Κανονική | Ανεξάρτητα | Πολλαπλή γραμμική παλινδρόμηση |
| Ποσοτική (χρόνος επιβίωσης) | Ποιοτικές, ποσοτικές | ΜΗ Κανονική | Ανεξάρτητα | Μοντέλο αναλογικών κινδύνων του Cox |

Πίνακας 2

Στατιστικές μέθοδοι ανάλυσης δεδομένων
μιας εξαρτημένης και περισσότερων από μία ανεξάρτητων μεταβλητών

| Στατιστικά test που χρησιμοποιήθηκαν σε επιδημιολογικές μελέτες. Όνομα Έρευνας | Ερευνητές | Χρήση στατιστικής μεθόδου | Στατιστική Μέθοδος |
|--|---|--|---|
| Frequency of Human Papillomavirus Infection, Coinfection, and Association with Different Risk Factors in Colombia | Camargo, M. Soto-De Leon, S. C. Sanchez, R. Perez-Prados, A. Patarroyo, M. E. Patarroyo, M. A. | Για την αξιολόγηση της σχέσης μεταξύ των παραγόντων κινδύνου και μόλυνσης. | Έλεγχος X ² . Λογιστική παλινδρόμηση. |
| Association between cervical dysplasia and human papillomavirus in HIV seropositive women from Johannesburg South Africa | Firnhaber, C. Van Le, H. Pettifor, A. Schulze, D. Michelow, P. Sanne, I. M. Lewis, D. A. Williamson, A. L. Allan, B. Williams, S. Rinas, A. Levin, S. Smith, J. S. | Για την αξιολόγηση των διαφορών του επιπολασμού του HPV. Για τον καθορισμό των συντελεστών που σχετίζονται με βλάβες του τραχήλου της μήτρας. | Έλεγχος X ² . Λογιστική παλινδρόμηση. |
| Does influenza vaccination improve pediatric asthma outcomes? | Ong, B. A. Forester, J. Fallot, A. | Για τον προσδιορισμό της σχέσης μεταξύ του εμβολιασμού κατά της γρίπης, επιλεγμένων δημογραφικών δεδομένων και της επιδείνωσης του άσθματος. | Λογιστική παλινδρόμηση(SPSS). |
| Hepatitis B vaccine and the risk of CNS inflammatory demyelination in childhood | Mikaeloff, Y. Caridade, G. Suissa, S. Tardieu, M. | Για τον έλεγχο της σχέσης των odds(ORs)της φλεγμονώδους απομυελίνωσης (CNS) με τον εμβολιασμό HB. | Λογιστική παλινδρόμηση. |

Πίνακας 3

4^Ο ΚΕΦΑΛΑΙΟ

ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΑ ΕΡΓΑΛΕΙΑ ΚΑΙ ΠΑΚΕΤΑ ΛΟΓΙΣΜΙΚΟΥ

Έχοντας δει στα προηγούμενα κεφαλαία πως διαχωρίζετε η στατιστική (Επαγωγική – Περιγραφική) και τις μεθόδους, τα κριτήρια και τους ελέγχους που απαιτούνται για να έχουμε κατάλληλα αποτελέσματα ανάλογα με τα στοιχεία που θέλουμε να μελετήσουμε για να έχουμε όσο το δυνατό εγκυρότερα αποτελέσματα στη ιατρική και βιοστατιστική ανάλυση, είναι σκόπιμο να αναφέρουμε και τα *στατιστικά εργαλεία και πακέτα λογισμικού* που μας διευκολύνουν στη ανάλυση όλων αυτών των δεδομένων.

Λόγω της διευρυμένης χρήσης των ηλεκτρονικών υπολογιστών τις τελευταίες δεκαετίες παρατηρείται εξαιρετικά ευεργετική επίδραση στην εφαρμοσμένη έρευνα στους χώρους των επιστημών και της υγείας, η χρήση του προσωπικού υπολογιστή και τα στατιστικά πακέτα που όλο και αναπτύσσονται, έχουν επιφέρει πραγματική επανάσταση στη στατιστική υποστήριξη της εφαρμοσμένης έρευνας.

Πλέον είναι δυνατό να γίνει εύκολα και γρήγορα οποιαδήποτε στατιστική ανάλυση με τη βοήθεια των λογισμικών πακέτων και των στατιστικών εργαλείων, αναλύσεις που αφορούν περιγραφικές και επαγωγικές τεχνικές ή ακόμα και πιο σύνθετες όπως μη γραμμικές συσχετίσεις, παλινδρόμηση εξόρυξη γνώσης από δεδομένα κ.α.

Τα πιο γνωστά στατιστικά εργαλεία είναι τα εμπορικά πακέτα λογισμικού SPSS, SAS, Statistica, Minitab τα οποία προσφέρουν μία μεγάλη ποικιλία στατιστικών αναλύσεων. Συνδυαστικά με τα παραπάνω ή και μεμονωμένα για πιο απλοϊκή επεξεργασία και ανάλυση των δεδομένων χρησιμοποιούνται πρόσθετα εργαλεία από εμπορικά πακέτα γενικού σκοπού, τα οποία στηρίζονται στη μεταφορά του λογιστικού φύλλου Ms Excel, τα οποία είναι οικονομικά στην αγορά τους σε αντίθεση με τα προαναφερθέντα στατιστικά και λογισμικά πακέτα που κοστίζουν αρκετά.

Στις επιστήμες υγείας είναι προφανές ότι χρησιμοποιούνται αντίστοιχα πακέτα του SPSS, του SAS, του Statistica και του Minitab λόγω τις περιπλοκότητας που έχουν ως προς την επεξεργασία οι απαντήσεις που θέλουμε να λάβουμε από τα εκάστοτε δεδομένα που επεξεργαζόμαστε. Το στοιχείο του όγκου και της πολυπλοκότητας των δεδομένων μπορούν να μας το καλύψουν με ευκολία τα παραπάνω στατιστικά πακέτα όχι απαραίτητα όμως και το Ms Excel.

ΜΕΛΕΤΗ ΠΕΡΙΠΤΩΣΗΣ ΑΣΘΕΝΟΥΣ ΝΕΥΡΟΦΥΣΙΟΛΟΓΙΚΑ ΕΥΡΗΜΑΤΑ

Στις επόμενες σελίδες παρουσιάζεται μια μελέτη περίπτωσης η οποία διεξάγεται με τη βοήθεια ενός εκ των στατιστικών προγραμμάτων που αναφέρθηκαν προηγουμένως. Η μελέτη αφορά τη νευροφυσιολογική εξέταση ενός άτομου. Ο νευρολόγος που ανάλαβε να πραγματοποιήσει τη συγκεκριμένη εξέταση είχε ως στόχο να διαπιστώσει από πού προέρχεται και σε τι οφείλεται «η πτώση άκρου ποδός αριστερά, από μηνός περίπου». Ο ασθενής στο παρελθόν (δυο χρόνια πριν) νοσηλεύτηκε με διάγνωση «Παρεγκεφαλιδική Αταξία», η οποία ήταν αποτέλεσμα τοξικής επίδρασης.

- Η εξέταση διαρκεί λίγο περισσότερο από μια ώρα και περιλαμβάνει :
- Ηλεκτρομυογράφημα (ΗΜΓ)
- Κινητικές (ΚΤΑ) και αισθητικές (ΑΤΑ) ταχύτητες αγωγής νεύρων
- Ηλεκτροεγκεφαλογράφημα (ΗΕΓ) και χαρτογράφηση εγκεφάλου
- Σωματοαισθητικά προκλητά δυναμικά (ΣΠΔ)
- Οπτικά (ΟΠΔ) και ακουστικά (ΑΠΔ ή ΠΔΣ) προκλητά δυναμικά.
- Δοκιμασία Desmedt

ΝΕΥΡΟΦΥΣΙΟΛΟΓΙΚΑ ΕΥΡΗΜΑΤΑ ΠΕΡΙΓΡΑΦΗ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΩΝ

Τα συμπεράσματα που αναπτύσσονται παρακάτω προκύπτουν από τη διαγραμματική ανάλυση των γραφημάτων που παρατίθενται. Όλα τα στοιχεία προκύπτουν έπειτα από την εκθέσει του ατόμου σε ηλεκτρομυογράφημα, το οποίο είναι η επέκταση της νευρολογικής εξέτασης. *Αρχικά γίνεται μια σύντομη, εστιασμένη εξέταση της μυϊκής ισχύος, της αισθητικότητας και των αντανακλαστικών πριν από την τοποθέτηση των ηλεκτροδίων. Η συνολική διάρκεια της εξέτασης είναι συνήθως 25 με 60 λεπτά. Τα ηλεκτρικά ερεθίσματα, όπως και η εμπύθιση της ηλεκτρομυογραφικής βελόνας προκαλούν μια αίσθηση ενόχλησης, όχι απαραίτητα πόνου.* (Sioutis, I. X., 2009 (ενημερώθηκε 6 Φεβ 2016, 8:03 π.μ.))

ΚΙΝΗΤΙΚΗ ΝΕΥΡΟΓΡΑΦΙΑ: Ελαττωμένο προκλητό μυϊκό δυναμικό (ΠΜΔ) στο περνιαίο αριστερά κατά τον ερεθισμό στην ποδοκνημική και περιφερικά της κεφαλής της περόνης, ενώ δεν παράγεται σαφές ΠΜΔ κατά τον ερεθισμό στην ιγνυακή κοιλότητα. Φυσιολογικό ΠΜΔ, τελικός λανθάνων χρόνος (ΤΑΧ), ταχύτητα αγωγής (ΤΑ) στο περνιαίο δεξιά, κνημιαίο άμφω και μέσο και ωλένιο αριστερά. Ελαφρά αυξημένος ΑΧ κυμάτων F στο κνημιαίο άμφω. Συμπέρασμα: αποκαλύπτεται μικτή αξονική και απομυελινωτική βλάβη των κινητικών ινών του περνιαίου αριστερά στο ύψος της κεφαλής της περόνης. Ελαφρά διάχυτη βλάβη κινητικών ινών περιφερικών νεύρων (λόγω του αυξημένου ΑΧ των κυμάτων F).

ΑΙΣΘΗΤΙΚΗ ΝΕΥΡΟΓΡΑΦΙΑ: ελαττωμένο δυναμικό και ΤΑ στο γαστροκνήμιο άμφω. Συμπέρασμα: αποκαλύπτεται ελαφρού βαθμού αξονικού τύπου βλάβη των αισθητικών ινών των περιφερικών νεύρων.

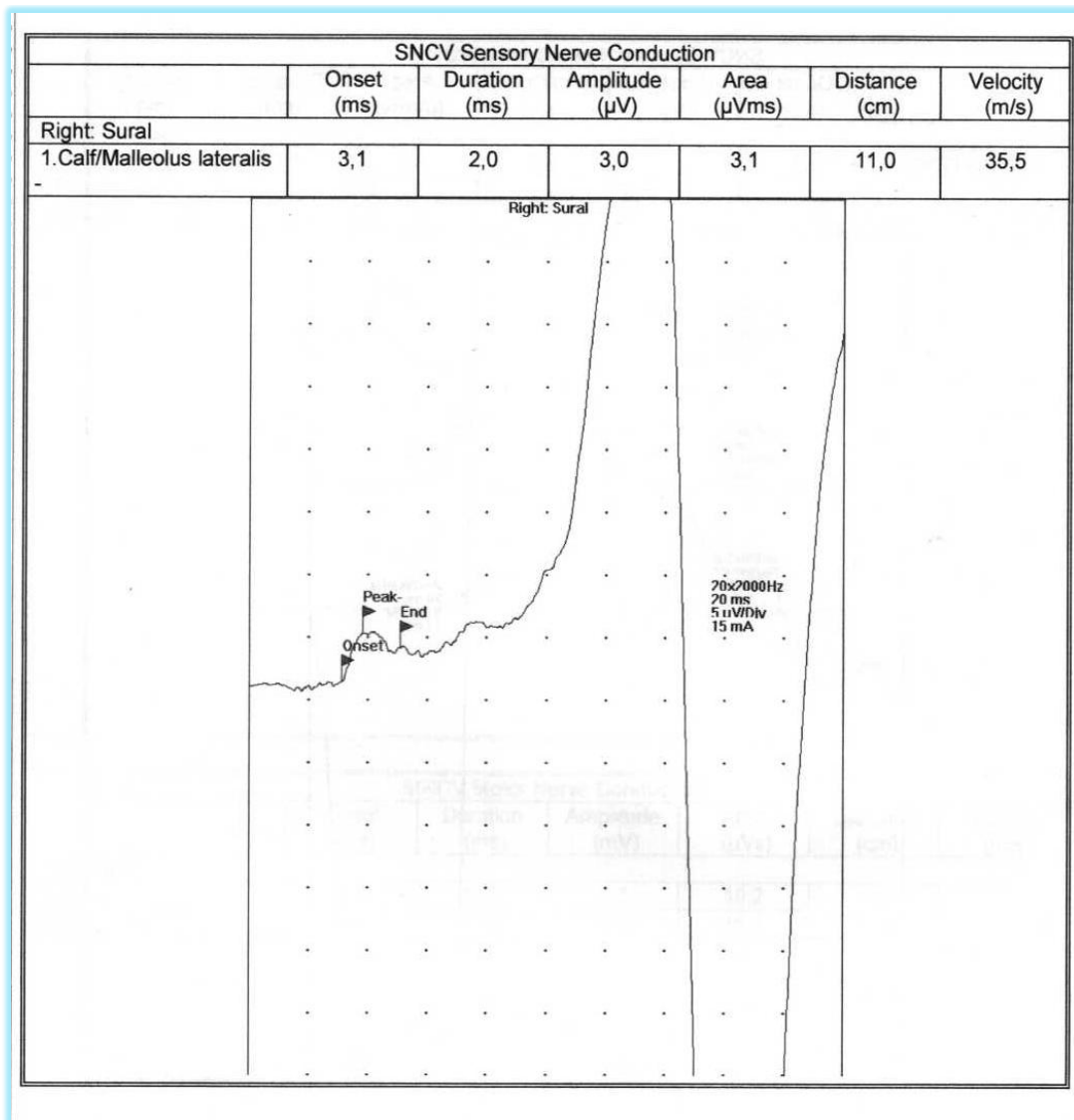
ΑΝΤΑΝΑΚΛΑΣΤΙΚΟ HOFFMANN: χαμηλό δυναμικό με λανθάνοντα χρόνο εντός των φυσιολογικών ορίων άμφω (καταγραφή στον υποκνημίδιο μυ).

Συμπέρασμα: εύρημα συμβατό με ελαφρού βαθμού αξονική πολυνευροπάθεια.

ΗΛΕΚΤΡΟΜΥΟΓΡΑΦΗΜΑ: Καταγράφονται σημεία οξείας απονεύρωσης (ΣΟΑ) στον πρόσθιο κνημιαίο και βραχύ περνιαίο αριστερά. Ενεργοποίηση μεμονωμένων κινητικών μονάδων στον πρόσθιο κνημιαίο και σημαντική αραιώση στον βραχύ περνιαίο αριστερά. Ελαφρού βαθμού χρόνια νευρογενής βλάβη στον πρόσθιο κνημιαίο δεξιά.

ΓΕΝΙΚΟ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑ: Εστιακή (μάλλον πιεστική) βλάβη περνιαίου νεύρου στο ύψος της κεφαλής της περόνης αριστερά και ελαφρού βαθμού αξονικού τύπου πολυνευροπάθεια. Συνιστάται κηδεμόνας τη ποδοκνημικής.

SNCV αισθητήρια αγωγιμότητας των νευρων 1

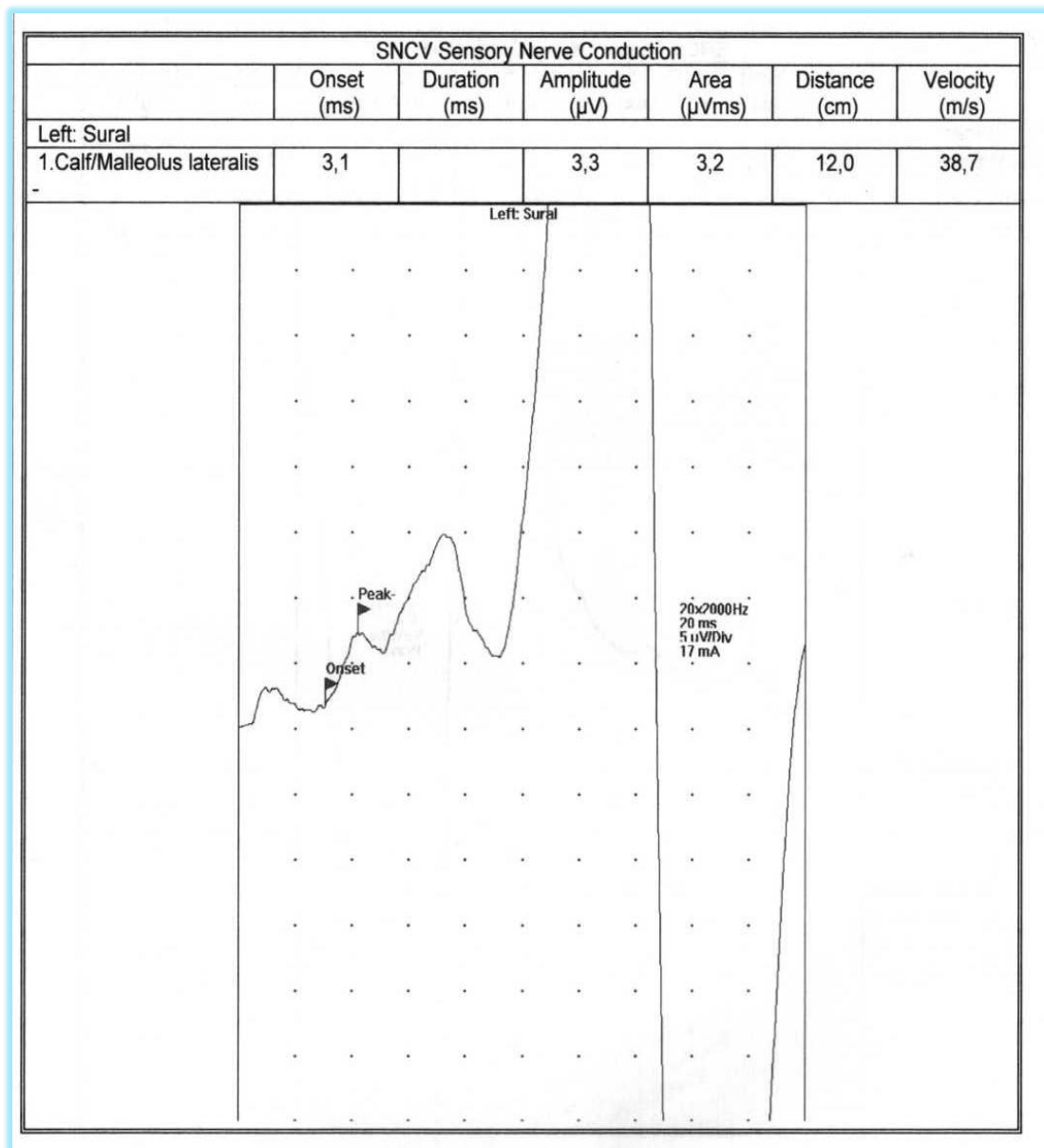


Διάγραμμα 3

Σχόλιο : Στο διάγραμμα 3 «sncv» παρουσιάζεται η αισθητήρια αγωγιμότητα των νευρών, στο **δεξί γαστροκνήμιο**. Στο γράφημα μπορούμε να διακρίνουμε την έναρξη της αντίδρασης στο σημείο onset και τις δυο κορυφές που ακολούθων μετά από αυτό σε συνολικό χρόνο έκθεσης 3,1ms, διάρκεια 2,0ms και μέγιστο εύρος 3,1 μVms

onset (επίθεση): **3,1ms** , duration (διάρκεια): **2,0ms**, amplitude (εύρος): **3,0μV**, Area (περιοχή): **3,1μVms**, distance (απόσταση): **11,00cm**, velocity (ταχύτητα): **35,5m/s**

SNCV αισθητήρια αγωγιμότητας των νευρών 2

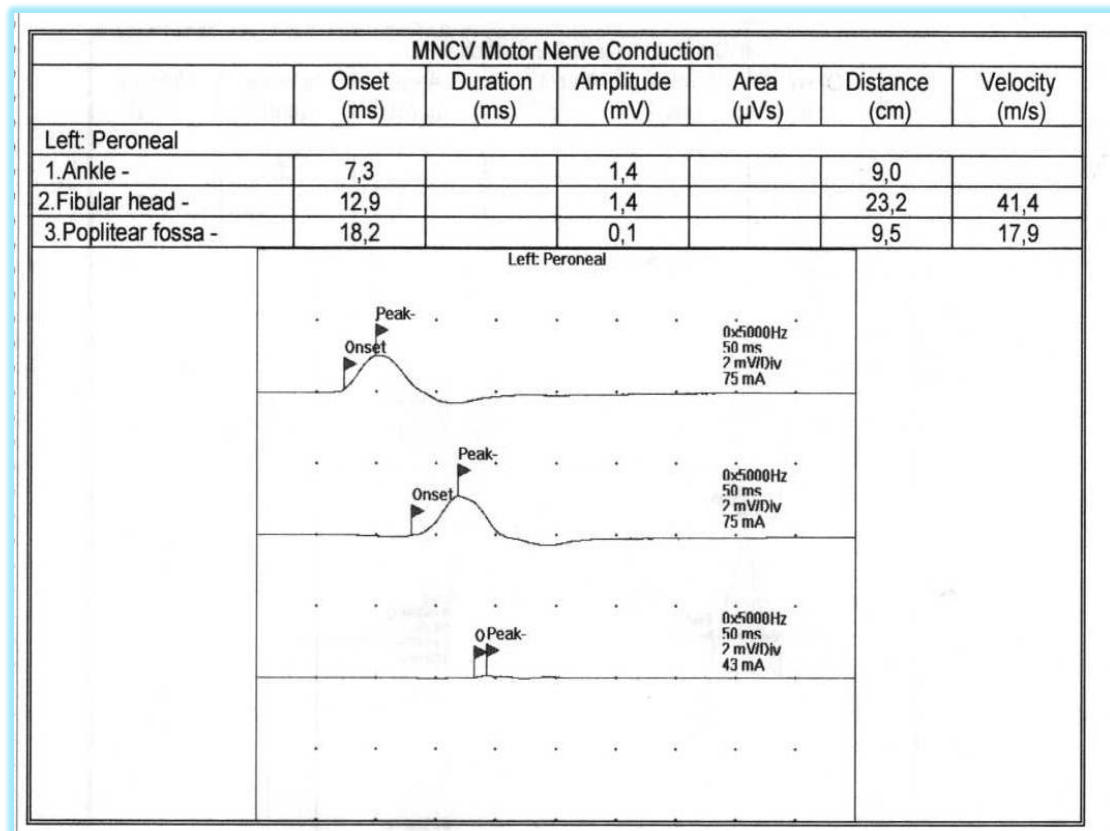


Διάγραμμα 4

Σχόλιο : Στο διάγραμμα 4 «sncv» παρουσιάζεται η αισθητήρια αγωγιμότητα των νευρών, στο **αριστερό γαστροκνήμιο**. Στο γράφημα μπορούμε να διακινούμε την έναρξη της αντίδρασης στο σημείο onset και τις δυο κορυφές που ακολούθων μετά από αυτό σε συνολικό χρόνο έκθεσης 2,0ms, , διάρκεια 2,0ms και μέγιστο εύρος 3,2 μVms

onset (επίθεση): **3,1ms** , duration (διάρκεια): **- ms**, amplitude (εύρος): **3,3μV**, Area (περιοχή): **3,2μVms**, distance (απόσταση): **12,00cm**, velocity (ταχύτητα): **38,7m/s**

MNCV κινητικών νεύρων αγωγιμότητας 1



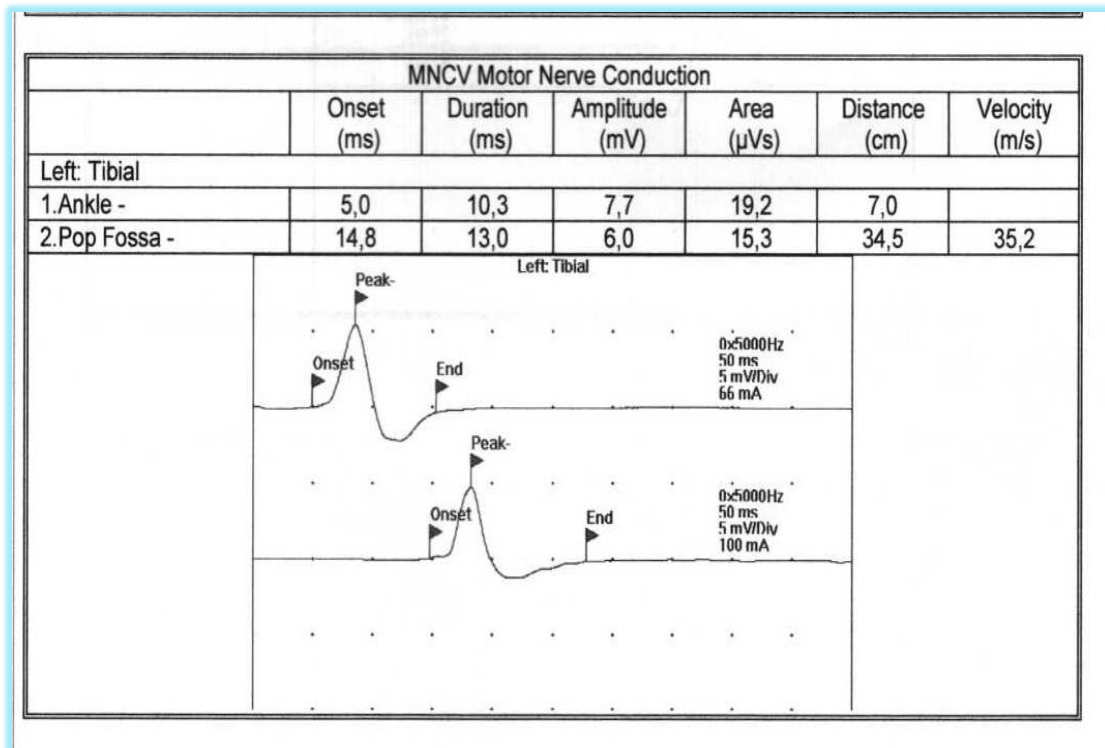
Διάγραμμα 5

Σχόλιο: Στο διάγραμμα 5 «Μπεν» παρουσιάζεται η αγωγιμότητα των κινητικών νεύρων, στο **αριστερό περωναίο**. Στο γράφημα μπορούμε να διακινούμαι την έναρξη της αντίδρασης στο σημείο onset και μια κορυφή έπειτα ακόλουθη σχετική εξομάλιση .

Σχετικές τιμές ανά περιοχή έλεγχου:

- **Αστράγαλος**
onset (επίθεση): **7,3ms** , duration (διάρκεια): - **ms**, amplitude (εύρος): **1,4μV**, Area (περιοχή): - **μVms**, distance (απόσταση): **9,0cm**, velocity (ταχύτητα): - **m/s**
- **Περώνης**
onset (επίθεση): **12,9ms** , duration (διάρκεια): - **ms**, amplitude (εύρος): **1,4μV**, Area (περιοχή): - **μVms**, distance (απόσταση): **23,2cm**, velocity (ταχύτητα): **41,4m/s**
- **poplitear fossa**
onset (επίθεση): **18,2ms** , duration (διάρκεια): - **ms**, amplitude (εύρος): **0,1μV**, Area (περιοχή): - **μVms**, distance (απόσταση): **9,5cm**, velocity (ταχύτητα): **17,9m/s**

MNCV κινητικών νεύρων αγωγιμότητας 2



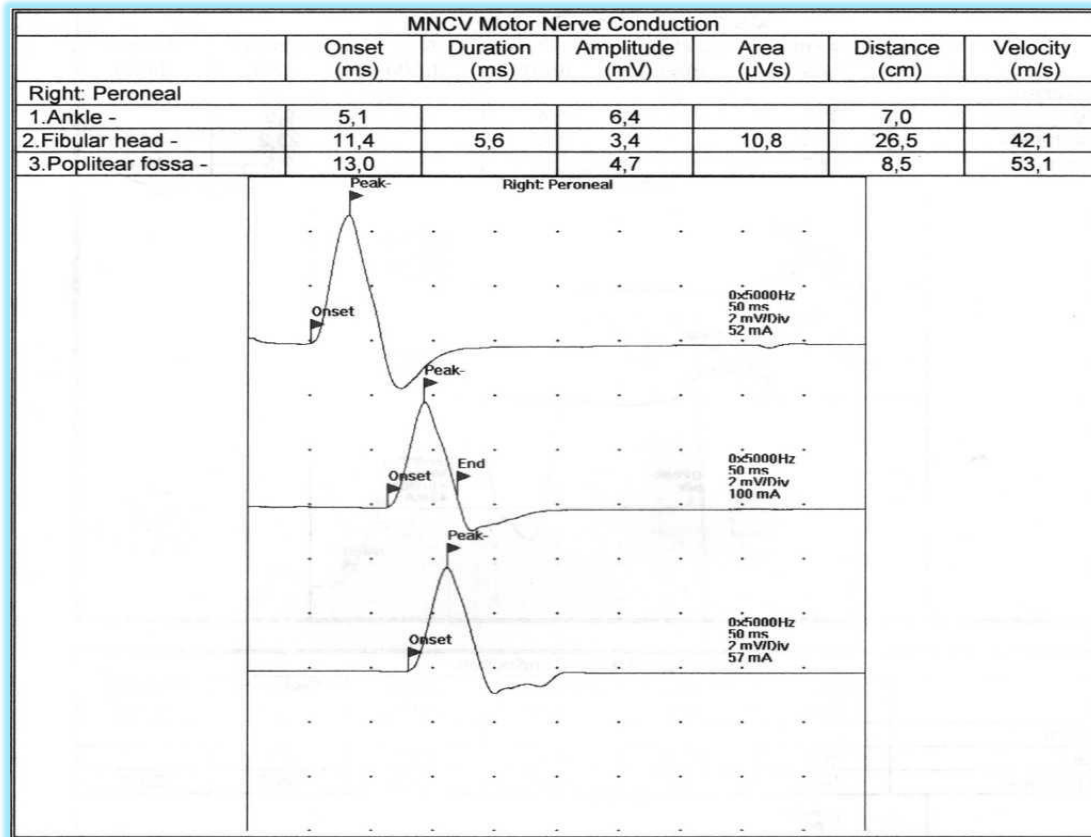
Διάγραμμα 6

Σχόλιο: Στο διάγραμμα 6 «Mncv» παρουσιάζεται η αγωγιμότητα των κινητικών νεύρων, στο **αριστερό κνημιαίο**. Στο γράφημα μπορούμε να διακινούμαι την έναρξη της αντίδρασης στο σημείο onset και μια υψηλή κορυφή έπειτα ακόλουθη σχετική πτώση έπειτα δεύτερη μικρότερη κορυφή και μετέπειτα εξομάλυνση.

Σχετικές τιμές ανά περιοχή έλεγχου:

- **Αστράγαλος**
onset (επίθεση): **5,0ms** , duration (διάρκεια): - **ms**, amplitude (εύρος): **1,4 μ V**, Area (περιοχή): - **μ Vms**, distance (απόσταση): **9,0cm**, velocity (ταχύτητα): - **m/s**
- **pop fossa**
onset (επίθεση): **14,8ms** , duration (διάρκεια): **13,0ms**, amplitude (εύρος): **6,0 μ V**, Area (περιοχή): **15,3 μ Vms**, distance (απόσταση): **34,5cm**, velocity (ταχύτητα): **35,2m/s**

MNCV κινητικών νευρών αγωγιμότητας 3



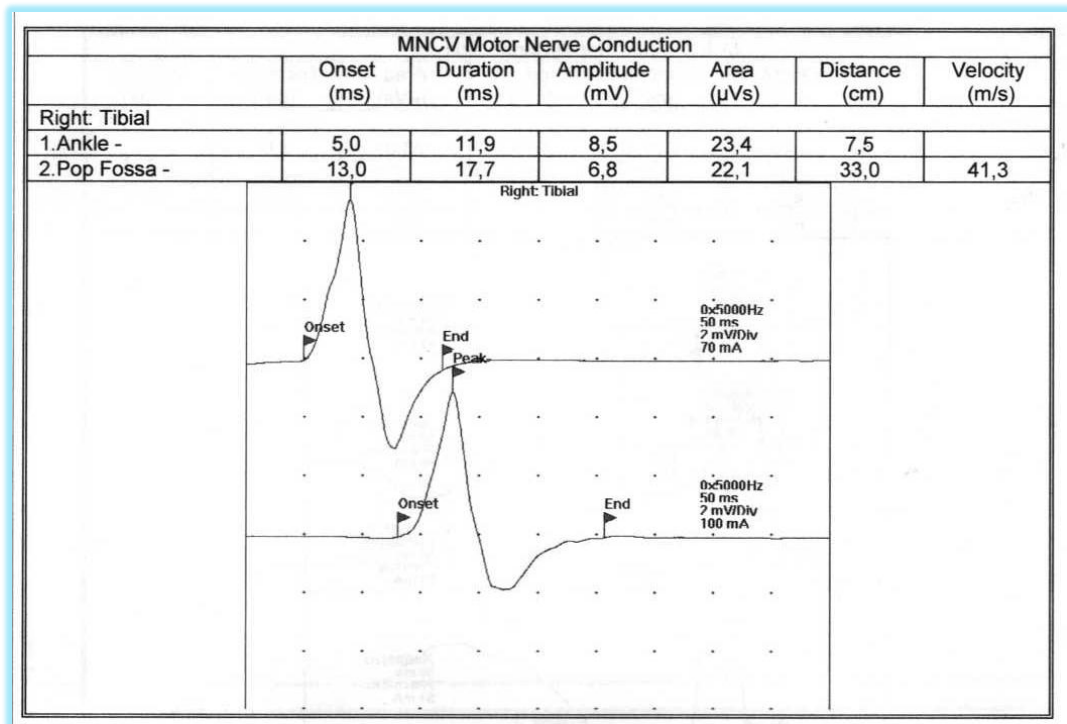
Διάγραμμα 7

Σχόλιο: Στο διάγραμμα 7 «Mncv» παρουσιάζεται η αγωγιμότητα των κινητικών νευρών, η αισθητήρια αγωγιμότητα των νευρών, στο **δεξί περωναίο**. Στο γράφημα μπορούμε να διακινούμε την έναρξη της αντίδρασης στο σημείο onset και μια υψηλή κορυφή έπειτα ακόλουθη σχετική πτώση, έπειτα δεύτερη μικρότερη κορυφή και μετέπειτα εξομάλυνση.

Σχετικές τιμές ανά περιοχή έλεγχου:

- **Αστράγαλος**
onset (επίθεση): **5,1ms** , duration (διάρκεια): - ms, amplitude (εύρος): **6,4μV**, Area (περιοχή): - **μVms**, distance (απόσταση): **7,0cm**, velocity (ταχύτητα): - m/s
- **Περώνης**
onset (επίθεση): **11,4ms** , duration (διάρκεια): **5,6 ms**, amplitude (εύρος): **3,4μV**, Area (περιοχή): **10,8μVms**, distance (απόσταση): **26,5cm**, velocity (ταχύτητα): **42,1m/s**
- **poplitear fossa**
onset (επίθεση): **13,0ms** , duration (διάρκεια): - ms, amplitude (εύρος): **4,7μV**, Area (περιοχή): - **μVms**, distance (απόσταση): **8,5cm**, velocity (ταχύτητα): **53,1m/s**

MNCV κινητικών νεύρων αγωγιμότητας 4



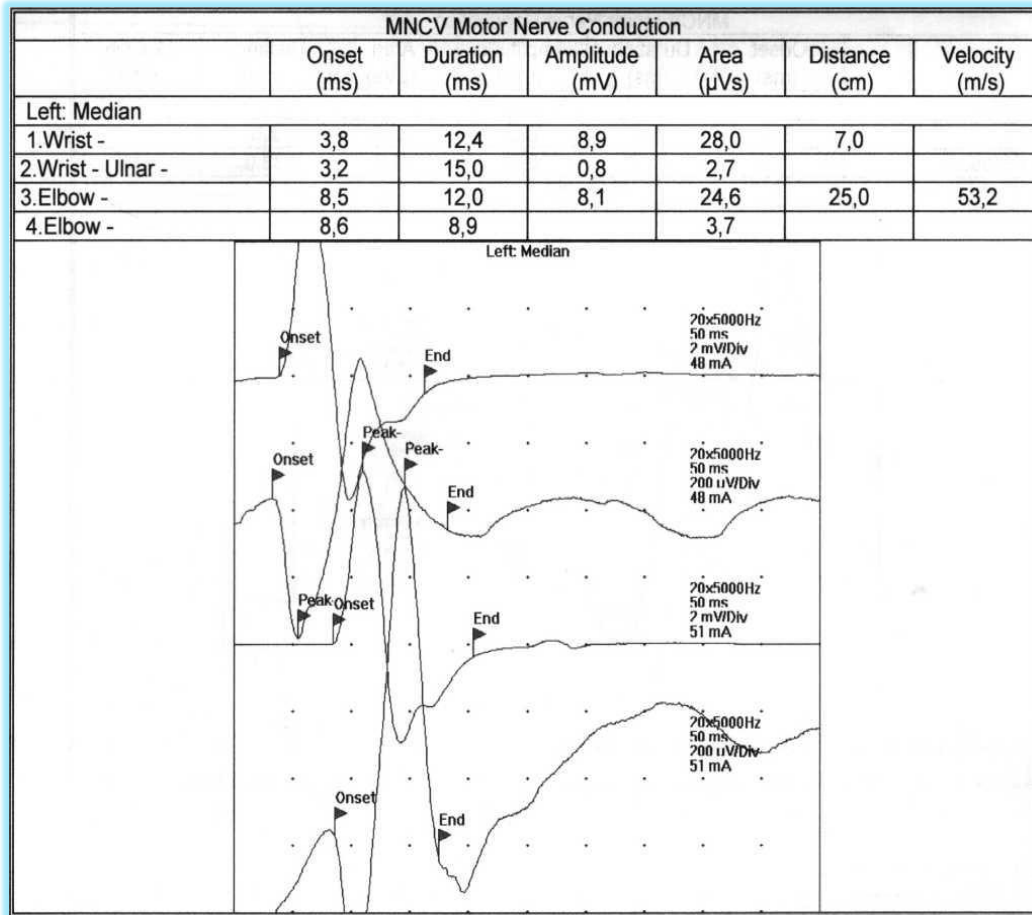
Διάγραμμα 8

Σχόλιο: Στο διάγραμμα 8 «Mncv» παρουσιάζεται η αγωγιμότητα των κινητικών νεύρων, στη **δεξιά κνήμη**. Στο γράφημα μπορούμε να διακινούμε την έναρξη της αντίδρασης στο σημείο onset και μια υψηλή κορυφή έπειτα ακόλουθη σχετική πτώση έπειτα δεύτερη μικρότερη κορυφή και μετέπειτα εξομάλυνση.

Σχετικές τιμές ανά περιοχή έλεγχου:

- **Αστράγαλος**
onset (επίθεση): **5,0ms** , duration (διάρκεια): **11,9ms**, amplitude (εύρος): **8,5 μ V**, Area (περιοχή): **23,4 μ Vms**, distance (απόσταση): **7,5cm**, velocity (ταχύτητα): - **m/s**
- **pop fossa**
onset (επίθεση): **13,0ms** , duration (διάρκεια): **17,7ms**, amplitude (εύρος): **6,8 μ V**, Area (περιοχή): **22,1 μ Vms**, distance (απόσταση): **33,0cm**, velocity (ταχύτητα): **41,3m/s**

MNCV κινητικών νεύρων αγωγιμότητας 5



Διάγραμμα 9

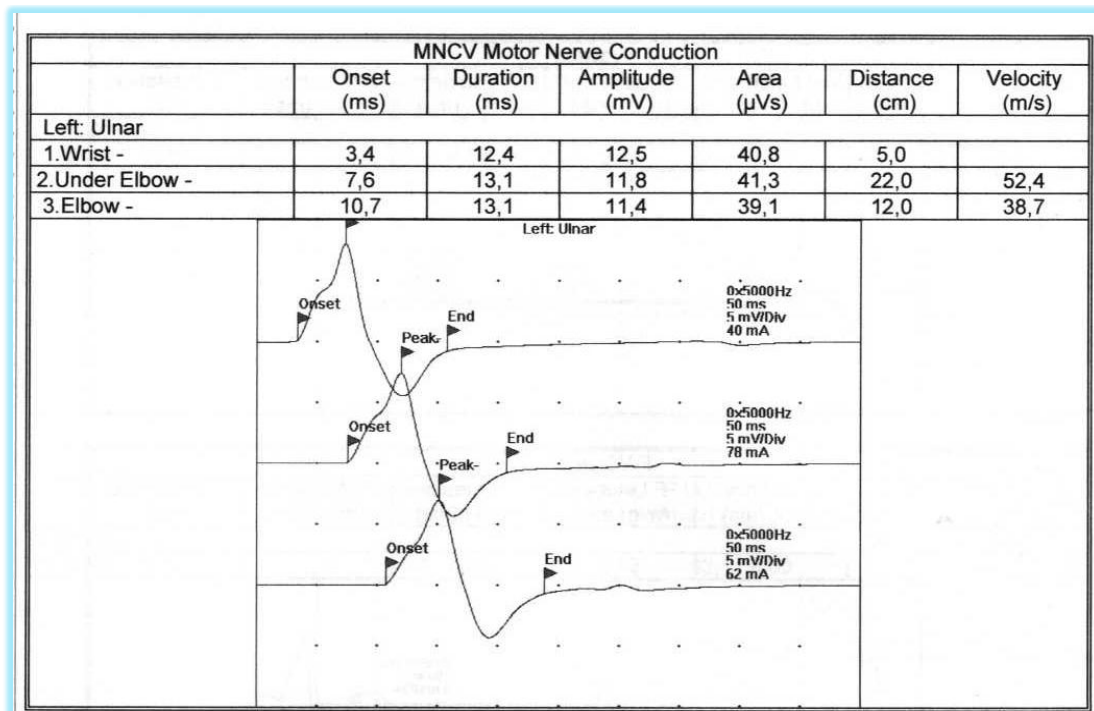
Σχόλιο: Στο διάγραμμα 9 «Mncv» παρουσιάζεται η αγωγιμότητα των κινητικών νεύρων, στο **αριστερό Median** για τέσσερα διαφορετικά σημεία. Στο γράφημα μπορούμε να διακινούμαι την έναρξη της αντίδρασης στο σημείο onset και μια υψηλή κορυφή έπειτα ακόλουθη σχετική πτώση έπειτα δεύτερη μικρότερη κορυφή και μετέπειτα εξομάλυνση.

Σχετικές τιμές ανά περιοχή έλεγχου:

- **Καρπός χεριού**
Onset (επίθεση): **3,80ms** , duration (διάρκεια): **12,4ms**, amplitude (εύρος): **8,9 μ V**, Area (περιοχή): **28,0 μ Vms**, distance (απόσταση): **7,0cm**, velocity (ταχύτητα): - **m/s**
- **Ωλένιο – καρπό**
onset (επίθεση): **3,2ms** , duration (διάρκεια): **15,0ms**, amplitude (εύρος): **0,8 μ V**, Area (περιοχή): **2,7 μ Vms**, distance (απόσταση): - **cm**, velocity (ταχύτητα): - **m/s**

- **Αγκώνας**
onset (επίθεση): **8,5ms** , duration (διάρκεια): **12,0ms**, amplitude (εύρος): **8,1μV**, Area (περιοχή): **24,6μVms**, distance (απόσταση): **25,0cm**, velocity (ταχύτητα): **53,2m/s**
- **Αγκώνας**
onset (επίθεση): **8,6ms** , duration (διάρκεια): **8,9ms**, amplitude (εύρος): - **μV**, Area (περιοχή): **3,7μVms**, distance (απόσταση): - **cm**, velocity (ταχύτητα): - **m/s**

MNCV κινητικών νεύρων αγωγιμότητα 6



Διάγραμμα 10

Σχόλιο: Στο διάγραμμα 9 «Μπεν» παρουσιάζεται η αισθητήρια αγωγιμότητα των νεύρων, στο **αριστερό Median** για τρία διαφορετικά σημεία. Στο γράφημα μπορούμε να διακινούμε την έναρξη της αντίδρασης στο σημείο onset και μια υψηλή κορυφή έπειτα ακόλουθη σχετική πτώση έπειτα δεύτερη μικρότερη κορυφή και μετέπειτα εξομάλυνση.

Σχετικές τιμές ανά περιοχή έλεγχου:

- **Καρπός χεριού**
onset (επίθεση): **3,4ms** , duration (διάρκεια): **12,4ms**, amplitude (εύρος): **12,5μV**, Area (περιοχή): **40,8μVms**, distance (απόσταση): **5,0cm**, velocity (ταχύτητα): - **m/s**
- **Κάτω από τον αγκώνα**

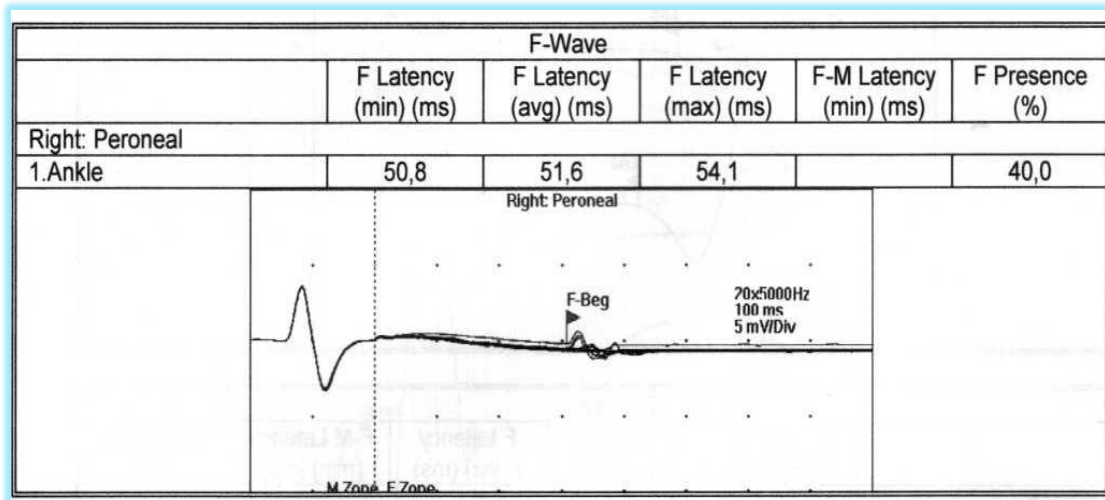
onset (επίθεση): **7,6ms** , duration (διάρκεια): **13,1ms**, amplitude (εύρος): **11,8μV**, Area (περιοχή): **41,3μVms**, distance (απόσταση): **22,0cm**, velocity (ταχύτητα): **52,4m/s**

- **Αγκώνας**

onset (επίθεση): **10,7ms** , duration (διάρκεια): **13,1ms**, amplitude (εύρος): **11,4μV**, Area (περιοχή): **39,1μVms**, distance (απόσταση): **12,0cm**, velocity (ταχύτητα): **38,7m/s**

Γενικό σχόλιο : Από το διάγραμμα 3 έως το διάγραμμα 10 παρουσιάζονται έξι διαφορετικά πεδία έλεγχου σχετικά με την αντίδραση των νευρών ανάλογα με το σημείο όπου τοποθετούνταν το εργαλείο έλεγχου, μια ηλεκτρομιογραφική βελόνα η οποία ακουμπούσε το κάθε άκρο και προκαλούσε μια ελαφρά αίσθηση ενόχλησης. Το εύρος, η απόσταση και η ταχύτητα είναι κάποια από τα στοιχεία που έχουμε τη δυνατότητα να παρατηρήσουμε στα διαγράμματα.

F- κύμα. 1



Διάγραμμα 11

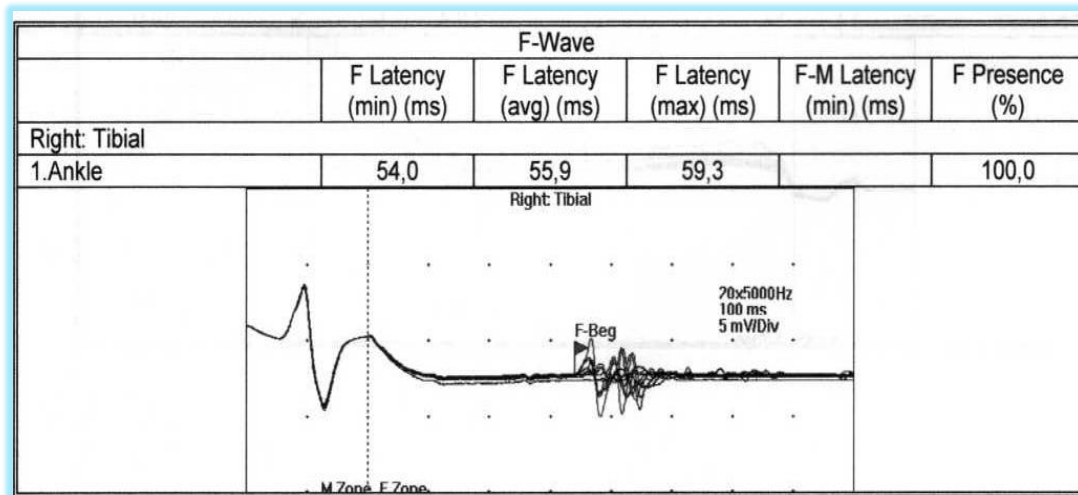
Σχόλιο: Στο διάγραμμα 22 «F-Wave» παρουσιάζεται οι μετρήσεις F-κύματος, στο **αριστερό περονιάζω**. Στο γράφημα μπορούμε να διακινούμε την ελάχιστη και τη μέγιστη, λανθάνουσες, όπως και το F – κύμα επιμονής. Η ελάχιστη F κύμα λανθάνουσα κατάσταση είναι συνήθως 45-56 ms στα κάτω άκρα. Η F κύμα επιμονή είναι ο αριθμός των κυμάτων F τα οποία λαμβάνεται ανά τον αριθμό των διεγέρσεων, η οποία είναι κανονικά 80-100% (ή πάνω από 50%)

Σχετικές τιμές ανά περιοχή έλεγχου:

- **Αστράγαλος**

F-latency (F-λανθάνουσα): **50,8ms** ελάχιστος χρόνος, F-latency (F-λανθάνουσα): **51,6ms** μέσος χρόνος, F- latency (F- λανθάνουσα): **54,1ms** μέγιστος χρόνος, F-M latency (F- M λανθάνουσα) : - **ms**, F-presence (F-παρουσία) **40%**

F- κύμα. 2



Διάγραμμα 12

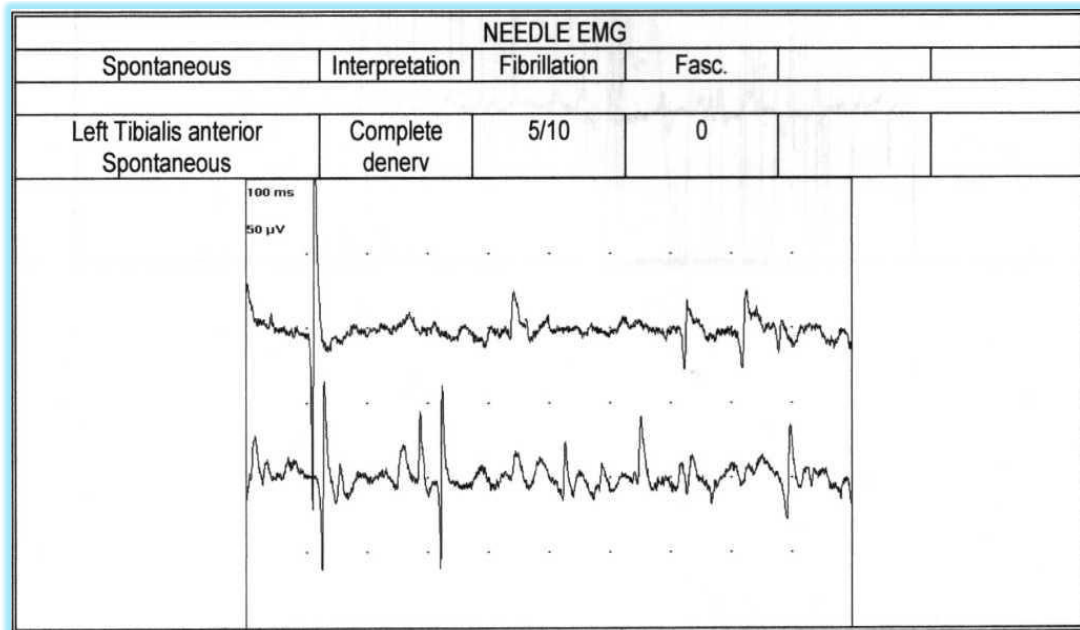
Σχόλιο: Στο διάγραμμα 23 «F-Wave» παρουσιάζεται οι μετρήσεις F-κύματος, στο **δεξί κνημιαίο**. Στο γράφημα μπορούμε να διακρίνουμε την ελάχιστη και τη μέγιστη, λανθάνουσες, όπως και το F – κύμα επιμονής. Η ελάχιστη F κύμα λανθάνουσα κατάσταση είναι συνήθως 45-56 ms στα κάτω άκρα. Η F κύμα επιμονή είναι ο αριθμός των κυμάτων F τα οποία λαμβάνεται ανά τον αριθμό των διεγέρσεων, η οποία είναι κανονικά 80-100% (ή πάνω από 50%)

Σχετικές τιμές ανά περιοχή έλεγχου:

- **Αστράγαλος**

F-latency (F-λανθάνουσα): **54,0ms** ελάχιστος χρόνος, F-latency (F-λανθάνουσα): **55,9ms** μέσος χρόνος, F- latency (F- λανθάνουσα): **59,3ms** μέγιστος χρόνος, F-M latency (F- M λανθάνουσα) : - **ms**, F-presence (F-παρουσία) **100%**

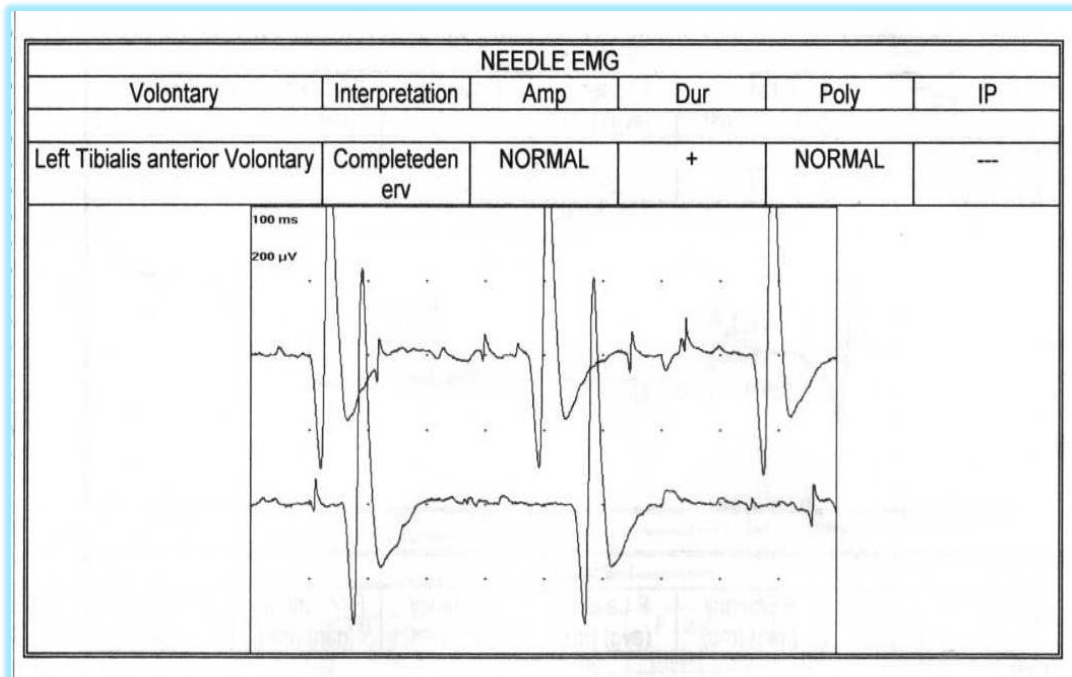
EMG βελόνα 1



Διάγραμμα 13

Σχόλιο: Στο διάγραμμα 23 «EMG» βλέπουμε το γράφημα NEEDLE EMG, στο **αριστερό πρόσθιο κνημιαίο (αυθόρμητος)**. Το γράφημα προκύπτει από του μυ που ελέγχεται, οποίος γίνεται η ηλεκτρική πηγή από το δυναμικό της μεμβράνης. Γενικά τα δυναμικά EMG κυμαίνονται μετριούνται μεταξύ των 50 μν και των 20μν έως 30 mV, ανάλογα με τη μυϊκή υπό παρατήρηση. Η μέτρηση στο συγκεκριμένο γράφημα είναι **50 μν**

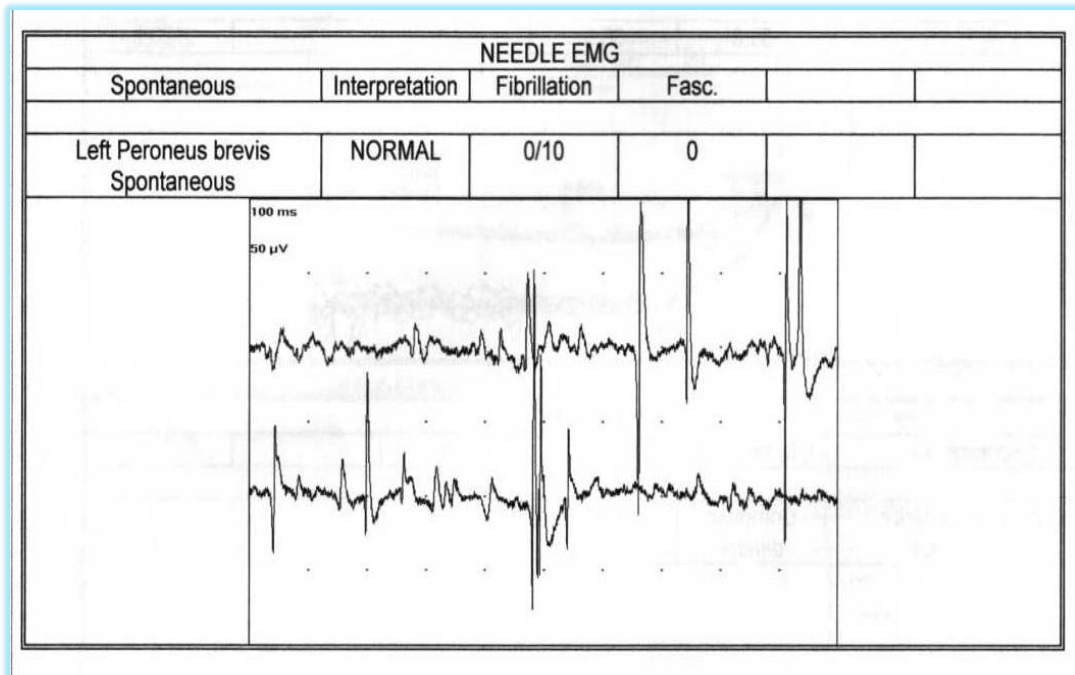
EMG βελόνα 2



Διάγραμμα 14

Σχόλιο: Στο διάγραμμα 23 «EMG» βλέπουμε το γράφημα NEEDLE EMG, στο **αριστερό πρόσθιο κνημιαίο (εθελοντική)**. Το γράφημα προκύπτει από το μυ που ελέγχετε, οποίος γίνεται η ηλεκτρική πηγή από το δυναμικό της μεμβράνης του. Γενικά τα δυναμικά EMG κυμαίνονται μετριούνται μεταξύ των 50 μV και των 20μV έως 30 mV, ανάλογα με τη μυϊκή υπό παρατήρηση. Σε ορισμένες περιπτώσεις τα δυναμικά EMG κυμαίνονται κυμαίνεται μεταξύ 450mV και 780 mV. Η μέτρηση στο συγκεκριμένο γράφημα είναι **100 μV**

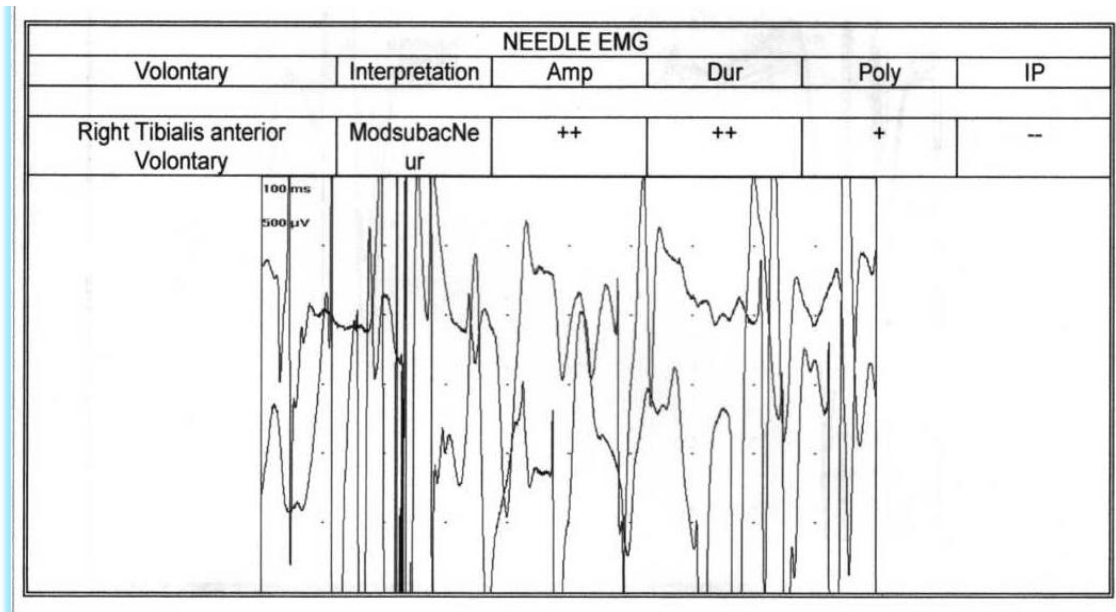
EMG βελόνα 3



Διάγραμμα 15

Σχόλιο: Στο διάγραμμα 23 «EMG» βλέπουμε το γράφημα NEEDLE EMG, στο **αριστερό πρόσθιο**, χαρακτηρίζεται ως φυσιολογικό. Το γράφημα προκύπτει από το μυ που ελέγχετε, ο οποίος γίνεται η ηλεκτρική πηγή από το δυναμικό της μεμβράνης του. Γενικά τα δυναμικά EMG κυμαίνονται μετριούνται μεταξύ των 50 μν και των 20μν έως 30 mV, ανάλογα με τη μυϊκή υπό παρατήρηση.

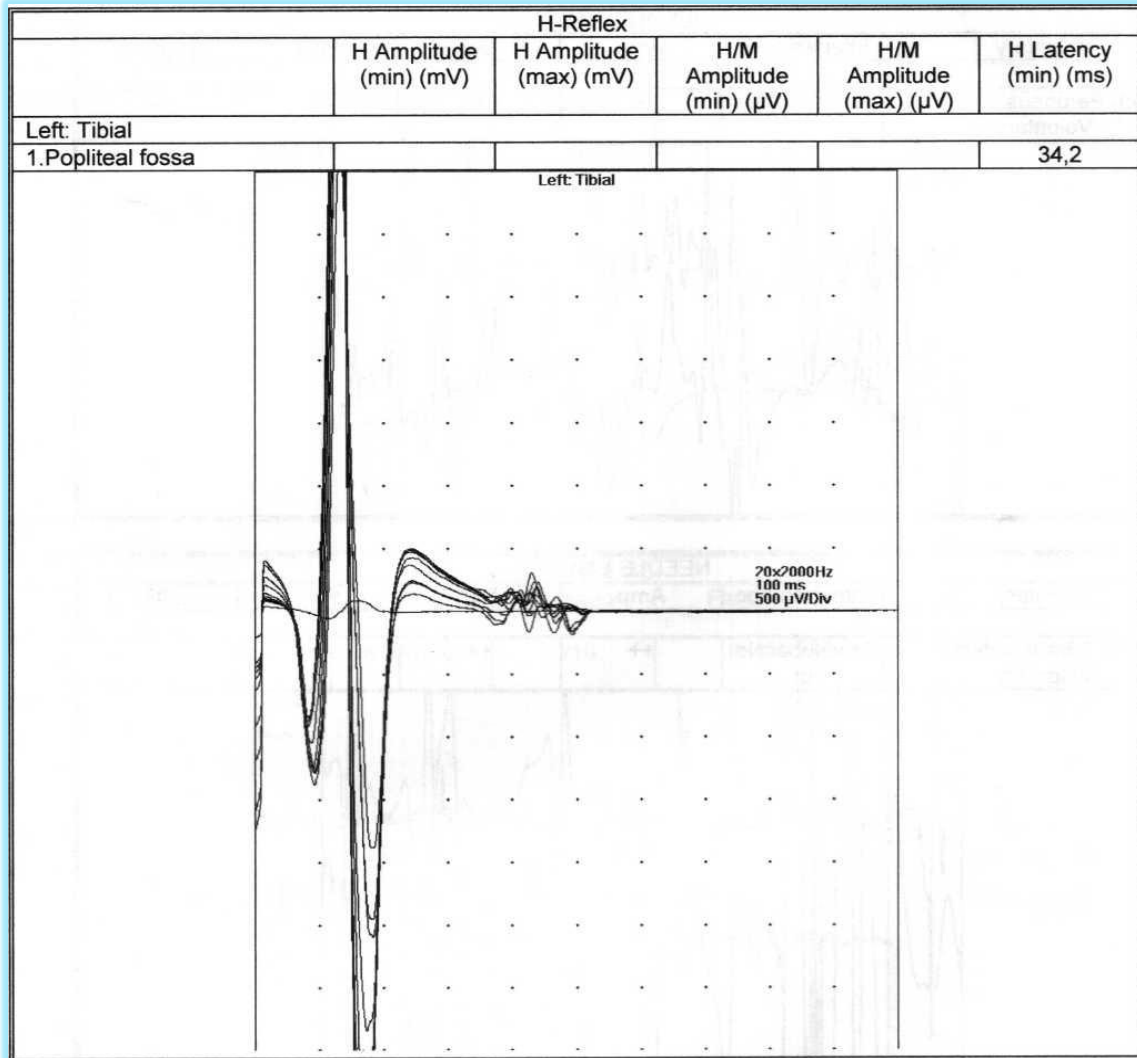
EMG βελόνα 4



Διάγραμμα 16

Σχόλιο: Στο διάγραμμα 23 «EMG» βλέπουμε το γράφημα NEEDLE EMG, στο **δεξι πρόσθιο**. Το γράφημα προκύπτει από το μυ που ελέγχετε, ο οποίος γίνεται η ηλεκτρική πηγή από το δυναμικό της μεμβράνης του. Γενικά τα δυναμικά EMG κυμαίνονται μετριούνται μεταξύ των 50 μV και των 20 μV έως 30 mV, ανάλογα με τη μυϊκή υπό παρατήρηση. Σε ορισμένες περιπτώσεις τα δυναμικά EMG κυμαίνονται κυμαίνεται μεταξύ 450mV και 780 mV. Η μέτρηση στο συγκεκριμένο γράφημα είναι **100 μV**

reflex 1

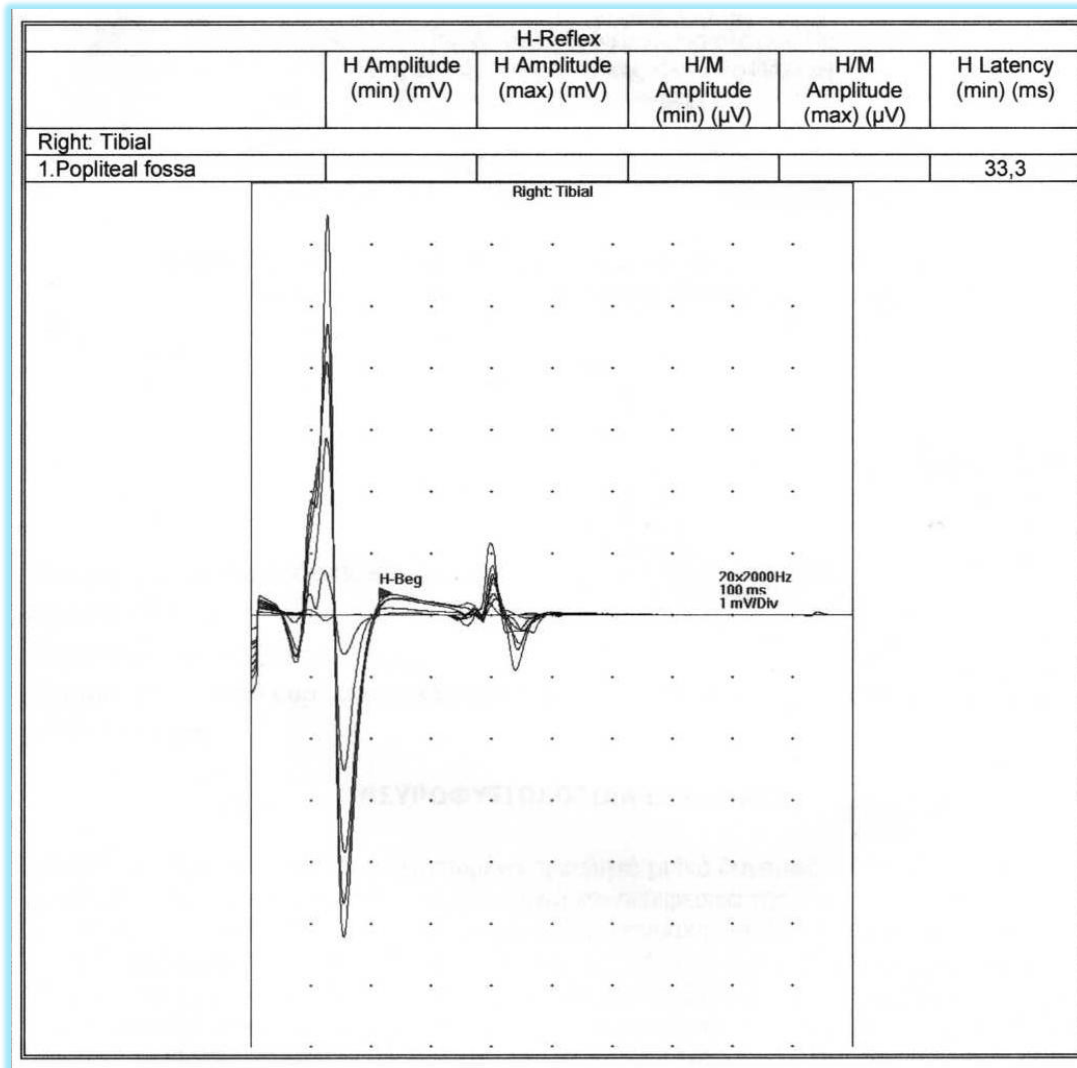


Διάγραμμα 17

Σχόλιο: Στο διάγραμμα 17 «H-Reflex» **αριστερού κνημιαίου.**

- H-Amplitude (H- εύρος): - **min/mV** H-Amplitude (H- εύρος): - **max/mV**,
H/M Amplitude (H/M- εύρος): - **min/mV**, H/M-Amplitude (H- εύρος): -
max/mV, H- Latensy (H-λανθάνουσα): **34,2ms**

reflex 2



Διάγραμμα 18

Σχόλιο: Στο διάγραμμα 17 «H-Reflex» **δεξί κνημιαίου.**

- H-Amplitude (H- εύρος): - **min/mV** H-Amplitude (H- εύρος): - **max/mV**,
H/M Amplitude (H/M- εύρος): - **min/mV**, H/M-Amplitude (H- εύρος): -
max/mV, H- Latensy (H-λανθάνουσα): **33,3ms**

5ο ΚΕΦΑΛΑΙΟ

Στο κεφάλαιο αυτό παρουσιάζεται μια ερευνά που σχετίζεται με την τάση των ανθρώπων σήμερα να αναζητούν ιδιωτική ασφάλιση υγείας, στο κατά ποσό οι άνθρωποι απευθύνονται σε ιδιωτικές ασφαλιστικές εταιρίες για τις υπηρεσίες υγείας που τους προσφέρουν και τους λόγους για τους οποίους έχουν στραφεί στον ιδιωτικό τομέα.

Στο πρώτο μέρος παρατίθενται σε ένα συγκεντρωτικό πινάκα οι εταιρίες που ανταποκριθήκαν στην έρευνα. Έπειτα, ακολουθεί μια παρουσίαση στοιχείων που έχουν συλλεχτεί και έχουν επεξεργαστεί από την ΚΑΠΑ Research, τα όποια παρουσιάζουν τα ποσοστά που αφορούν τις ασφάλειες ζωής και υγείας από το 2014 έως το πρώτο εξάμηνο του 2016.

Στο δεύτερο μέρος αναλύεται η μελέτη περίπτωσης, ΙΝΤΕΡΣΑΛΟΝΙΚΑ, είναι εκείνη η εταιρία που ανταποκρίθηκε περισσότερο στην έρευνα από όλες τις άλλες. Τα στοιχεία που παραχωρήθηκαν από τον συγκεκριμένο όμιλο ήταν δυνατό να επεξεργαστούν και να δώσουν γραφήματα σχετικά με την ηλικία και το κόστος ανά περίπτωση.

Στο τέλος του κεφαλαίου αναπτύσσεται συγκριτική παρουσίαση ανάμεσα στην εταιρία ΙΝΤΕΡΣΑΛΟΝΙΚΑ και σε όσες άλλες εταιρίες ανταποκριθήκαν καλύπτοντας σε μεγάλο βαθμό το θεωρητικό υπόβαθρο της έρευνας.

Μετά από αρκετές επαφές με ιδιωτικές κλινικές και δημόσια νοσοκομεία και αφότου απέκλιναν κάθε ενδεχόμενο να παρέχουν οποιοδήποτε προσωπικό στοιχείο των ασθενών τους, ο επόμενος στόχος ήταν οι ιδιωτικές ασφαλιστικές εταιρείες, αποσκοπώντας στη συλλογή δεδομένων σχετικά με τους πελάτες που έχουν στραφεί σε ιδιωτικά προγράμματα υγείας, ούτε από εκεί όμως ήταν δυνατό να δοθούν προσωπικά στοιχεία πελατών. Έπειτα από αυτές τις επαφές και μετά από εκτενείς συζητήσεις προσανατολιστήκαμε στο να εντάξουμε στην έρευνα τα συγκεντρωτικά στατιστικά στοιχεία προηγούμενων διαστημάτων που σχετίζονται με τις Ασφαλίσεις Υγείας και Ζωής. Για να μπορέσει να συμβεί αυτό ήταν απαραίτητος λίγος επιπλέον χρόνος για μια σφαιρική ενημέρωση σχετικά με τις παροχές που δίνονται από τις εταιρίες ιδιωτικής ασφάλισης και τον τρόπο κάλυψης υπηρεσιών.

Οι προσέγγιση των ασφαλιστικών εταιριών έγινε το χρονικο διαστημα από τον Απρίλιο έως τον Ιούνιο του 2016, εκείνες που ανταποκριθήκαν φαίνονται στον ακόλουθο πίνακα.

| A/A | Επωνυμία εταιρίας | Διεύθυνση εταιρίας | | Ανταπόκριση |
|-----|--|---|---------|-------------|
| 1 | Adamakis Ασφάλειες | Λεωφόρος Εθνικής Αντιστάσεως 83 | Ασ.ετ | |
| 2 | A.T.S. Insurance SA | Φιλελλήνων 4 | Ασ.ετ | ✓ |
| 3 | American Life Insurance Company | Πλατεία Ελευθερίας 28 | Ασ.ετ | |
| 4 | Creta interclinic αε | Λεωφόρος μίνωος 63 | Ασ.ετ | |
| 5 | Cretan medicare - ιατρικη φροντιδα κρητης ιατρικη αε | ΒΕΝΙΖΕΛΟΥ ΕΛΕΥΘΕΡΙΟΥ 19, ΧΕΡΣΟΝΗΣΟΣ | Ιδ.κλ | |
| 6 | Euromedica | Αρχιεπίσκοπου μακάριου & λεωφόρος βενιζέλου σοφοκλή | Ιδ.κλ | |
| 7 | ING Ελληνική Ανώνυμη Ασφαλιστική Εταιρεία Ζωής | Λεωφόρος Κνωσσού 255 | Ασ.ετ | |
| 8 | Interamerican | Πλατεία Ελευθερίας 12 | Ασ.ετ | ✓ |
| 9 | Αγροτική Ασφαλιστική ΑΕ | Πλατεία Ελευθερίας 29 | Ασ.ετ | |
| 10 | Ασκληπιείο κρητης αε | Ζωγράφου αντωνίου 5 | Ιδ.κλ | |
| 11 | Ατλαντική Ένωση ΑΕΓΑ | Πλατεία Αγίου Δημητρίου 24 | Ασ.ετ | |
| 12 | Βενιζελείο - πανανειο | Λεωφ. Κνωσσού | Δημ.νος | |
| 13 | Ευρωπαϊκή Πίστη | Λεωφόρος Δημοκρατίας 67 | Ασ.ετ | ✓ |
| 14 | Ιατρικη διαγνωση κνωσσος ιεπε | Κνωσσου 174 | Ιδ.κλ | |
| 15 | Ιατρικο κρητης αεε | Πεδιάδος 45 | Ιδ.κλ | |
| 16 | Ιντερσαλόνικα | Λεωφόρος 62 Μαρτύρων 196 | Ασ.ετ | ✓ |
| 17 | Πανεπιστημιακό γενικό νοσοκομείο ηρακλείου | Βούτες σταυρακίων | Δημ.νος | |

Πίνακας 4

Σχόλιο : Ο παραπάνω πίνακας περιλαμβάνει το σύνολο των δημοσίων νοσοκομείων, των ιδιωτικών κλινικών και των ασφαλιστικών εταιριών που επισπεύτηκα, είτε ανταποκριθήκαν είτε όχι στο να μου δώσουν στοιχεία και γενικές πληροφορίες.

Παρακάτω ακολουθούν γενικά συμπεράσματα που αφορούν στατιστικά στοιχεία σχετικά με τις ασφάλειες ζωής και υγείας. Είναι στοιχεία τα όποια είχαν διαθέσιμα όλες οι ασφαλιστικές εταιρίες που ανταποκριθήκαν στην επιθυμία να συλλέξω πληροφορίες για την ερευνά που ήθελα να κάνω. Τα συγκεκριμένα στοιχεία έχουν αναρτηθεί και στο διαδίκτυο. Οι συζήτηση με τους υπευθύνους των εταιριών μια βοηθείσαι να κατανοήσω δυσνόητες έννοιες και να αναλύσω με μεγαλύτερη εύκλεια τα στοιχεία που είχα στα χεριά μου

ΑΣΦΑΛΕΙΑ ΖΩΗΣ & ΥΓΕΙΑΣ

Η κατάρρευση του συστήματος υγείας και η ανασφάλεια που δημιουργείτε μέσω της αβέβαιης ποριάς του συνταξιοδοτικού οδήγησε τους Έλληνες μεσούσης της κρίσης να στραφούν στην ιδιωτική ασφάλιση. Ασφάλειες ζωής, υγείας, ομαδικά ασφαλιστήρια, συνταξιοδοτικά προγράμματα συνδεδεμένα με επενδύσεις σημείωσαν αλματώδη αύξηση τα προηγούμενα χρόνια αν και την τελευταία διετία παρουσιάζουν σχετική μύωση. Έως τα 4 δις ευρώ έφτασε η παραγωγή εγγεγραμμένων ασφαλιστρων και δικαιωμάτων συμβολαίων κατά το διάστημα των τελευταίων πέντε ετών, σύμφωνα με τις Στατιστικές Εκθέσεις της Ένωσης Ασφαλιστικών Εταιριών Ελλάδας. Από αυτά το **1,9 δις ευρώ προήλθε από τις ασφάλειες ζωής**. Αξίζει να αναφερθεί ότι το παρατηρήθηκε μία αύξηση της τάξης του **13,3%** σε αποπληθωρισμένες τιμές το 2014 έναντι του 2013, που ήταν η μεγαλύτερη των τελευταίων αιτών. Το ίδιο διατιμά παρατηρήθηκε αλματώδη αύξηση κατά **61%** στον κáδο των ασφάλισης ζωής συνδεδεμένων με επενδύσεις συγκεντρώνοντας 398 εκατ. ευρώ ενώ σημαντική είναι και η αύξηση του κλάδου ζωής, που αφορά στα ατομικά και ομαδικά ασφαλιστήρια και στις συμπληρωματικές καλύψεις υγείας, που συγκεντρώνουν και τον μεγαλύτερο όγκο των ασφαλιστρων (1,2 δις ευρώ) από τον κλάδο ζωής. Και αυτός ο δείκτης εμφανίζετε αυξημένος κατά 1,4%.

Η ανάλυση που ακολουθεί στηρίζεται σε στοιχεία που έχουν συλλεχτεί και επεξεργαστεί από την ΚΑΠΑ Research σε δείγμα 1.285 ατόμων το Σεπτέμβριο του 2014 κάτω από την επιμέλεια του Τομέα Οικονομικών της Υγείας της Εθνικής Σχολής Δημόσιας Υγείας.

Πρόσφατα στοιχεία δείχνουν ότι επιπλέον κάλυψη για ιατροφαρμακευτική περίθαλψη επιθυμούν δύο στους πέντε Έλληνες, γι' αυτό τον λόγο πολλοί στρέφονται στην ιδιωτική ασφάλιση, είτε πρόκειται για πλήρες «πακέτο» υπηρεσιών είτε για μεμονωμένες παροχές όπως για παράδειγμα (τσεκ απ.) προγραμματισμένο έλεγχο εντός διατίας, παρατηρείται ότι το ποσοστό των ανθρώπων που έχει επιλέγει ιδιωτική ασφάλιση υγείας στη χωρά μας έχει αυξηθεί κατά 60%. Συγκεκριμένα από 23,8% που το 2012 έφτασε στο 38,7% το 2014. Ένας από τους πιθανούς λόγους μπορεί να είναι η δυσαρέσκεια που αισθάνονται οι ασφαλισμένοι του ΕΟΠΥΥ, καθώς φαίνεται από τα στατιστικά στοιχεία του β' εξαμήνου του 2014 ότι οι πολίτες κλήθηκαν οι ίδιοι να καλύψουν σημαντικό ποσό των ιατρικών τους αναγκών που φτάνει κατά μέσο όρο 265,15€. (Η ΚΑΘΗΜΕΡΙΝΗ, 2014)

Συγκεντρωτικά στοιχεία συμμετεχόντων:

- A. Ένας στους δύο πολίτες που συμμετέχουν στην έρευνα (**50,2%**) αναφέρουν ότι έχουν χρόνια προβλήματα υγείας. Από αυτούς το (**93,7%**) καλύπτεται για υγειονομική περίθαλψη από κάποιον φορέα κοινωνικής ασφάλισης.
- B. Το (**21,8%**) δήλωσε ότι έχει μερική κάλυψη ιδιωτικής ασφάλεια ως προς τη νοσοκομειακή και ιατροφαρμακευτική περίθαλψη με κάποιες παροχές ενώ το **16,9%** ότι έχει πλήρη κάλυψη.
- C. Τα ποσοστά αυτά είναι αρκετά αυξημένα σε σχέση με το 2012, όταν σε αντίστοιχη πανελλαδική έρευνα, μερική κάλυψη από ιδιωτική ασφάλεια δήλωνε το **8,9%** και πλήρη κάλυψη το **14,9%**.
- D. Το Διάστημα από 1/7/2014 – 31/12/2014 οι συμμετέχοντες στην έρευνα επισκέφθηκαν κατά μέσον όρο 3,26 φορές κάποιον γιατρό, είτε ιδιώτη συμβεβλημένο γιατρό, είτε ιδιώτη μη συμβεβλημένο γιατρό και γιατρό μονάδας υγείας ΕΟΠΥΥ/ΠΕΔΥ (κατά σειρά προτιμήσεις.)
- E. Το **70,8%** των συμμετεχόντων δήλωσε ότι έκανε το τελευταίο εξάμηνο εργαστηριακές εξετάσεις. Οι περισσότεροι (δύο στους τρεις) έκαναν τις εξετάσεις σε ιδιωτικό διαγνωστικό κέντρο με παραπεμπτικό γιατρού του Ταμείου τους και το **20%** σε διαγνωστικό και πλήρωσαν οι ίδιοι ή η ιδιωτική ασφάλεια

Ιατρικά έξοδα συμμετεχόντων :

Ανεξάρτητα από την ασφαλιστική τους κάλυψη, οι συμμετέχοντες στην έρευνα, το τελευταίο εξάμηνο του 2014 πλήρωσαν επιπλέον κατά μέσον όρο **265,15** ευρώ για πρωτοβάθμια φροντίδα υγείας. Το μεγαλύτερο μέρος των προσωπικών τους δαπανών αφορά τα φάρμακα, για τα οποία ξόδεψαν **103,35** ευρώ κατά μέσον όρο.

Αμέσως μετά έρχονται οι ιατρικές επισκέψεις (εκτός οδοντιάτρων) οι οποίες πλησιάζουν το ποσό των **74,77** ευρώ στους συμμετέχοντες, οι εργαστηριακές εξετάσεις **61,68** ευρώ και οι ιατρικές συσκευές/υγειονομικό υλικό **25,35** ευρώ.

Το **50%** των συμμετεχόντων στην έρευνα δήλωσε ότι από το 2011 έως 2014 έχει αυξηθεί το ποσοστό συμμετοχής του για την αγορά φαρμάκων ενώ μόλις το **15,3%** δήλωσε ότι έχει υπάρξει μύωση.

Το **36,9%** των συμμετεχόντων στην έρευνα παρατηρεί αύξηση του προσωπικού των εξόδων τους όσον αφορά στις εργαστηριακές εξετάσεις και το **35,5%** για επισκέψεις σε γιατρούς διαφόρων ειδικοτήτων. Ενώ τέσσερις στους δέκα έχουν ελαττώσει τις επισκέψεις σε πρωτοβάθμιες υπηρεσίες υγείας σε σύγκριση με το διάστημα πριν την έναρξη ενιαίου ασφαλιστικού ταμείου, (σημαντικότερος λόγος μπορεί να είναι το μεγάλο χρονικό διάστημα αναμονής για να βρουν γιατρό).

Αρνητική γνώμη για την πολιτική που ασκείται από το 2010 έως το 2014 στην Υγεία είχαν δύο στους τρεις ερωτηθέντες (**63,7%** έναντι του **21%** που έχει θετική γνώμη). Το **44%** αξιολογεί αρνητικά την ίδρυση του ΕΟΠΥΥ, έναντι **21,4%** θετικών γνωμών και το **64%** είναι καθόλου ή λίγο ικανοποιημένο από τον Οργανισμό. Αντίστοιχα, αρνητική θεωρεί το **41,4%** την ίδρυση και λειτουργία του ΠΕΔΥ.

Σχετικά στοιχεία του 2016

Παραγωγή Ασφαλιστρών 1ου τριμήνου 2016

Σχετικά μειωμένη ήταν το πρώτο τρίμηνο του 2016 η παραγωγή ασφαλιστρών. Όπως προκύπτει από την έρευνα που διεξάγει η ΕΑΕΕ μεταξύ των εταιρειών μελών η συνολική παραγωγή, για το παραπάνω διάστημα, ανήλθε στα 948,57εκατ ευρώ. Μειωμένη κατά **5,7%**, σε σχέση με το 1^ο τρίμηνο του 2015. Οι Ασφαλίσεις Ζωής κατέγραψαν μείωση της τάξης του **10,0%**, φτάνοντας τα 456,68 εκατ. ευρώ, (λίγο πιο πάνω από το επίπεδο του 2013) (ενώ οι Ασφαλίσεις κατά Ζημιών ανήλθαν σε €491,89 εκατ. -1,2%).

Η έρευνα περιλαμβάνει τα στοιχεία **56** ασφαλιστικών επιχειρήσεων με καθεστώς εγκατάστασης, οι οποίες συγκέντρωσαν το **97,1%** της παραγωγής ασφαλιστρών (συμπεριλαμβανομένων των δικαιωμάτων συμβολαίων), σύμφωνα με τα πλήρη στοιχεία της ασφαλιστικής αγοράς που αφορούσαν το 2015. Από τις ανωτέρω επιχειρήσεις, οι 22 δραστηριοποιήθηκαν στις ασφαλίσεις Ζωής (αντίστοιχο μερίδιο αγοράς 99,9%) και 45 στις ασφαλίσεις κατά Ζημιών (μερίδιο 94,5%). Για την ερμηνεία των μεταβολών της παραγωγής θα πρέπει να ληφθεί υπόψη η αλλαγή στην ταξινόμηση των κλάδων ασφάλισης που επήλθε με την εφαρμογή του Solvency II. Συγκεκριμένα, οι εργασίες του κλάδου «**Ασφάλιση υγείας**» των ασφαλίσεων Ζωής (όπως είχε καταγραφεί στο ν.δ. 400/1970), κατατάσσονται πλέον στους κλάδους 1.«Ατυχήματα» και 2.«Ασθένειες» των ασφαλίσεων κατά Ζημιών.

Παραγωγή Ασφαλιστρών 1ου διμήνου 2016

Πτωτική τάση παρουσίασε η πορεία των ασφαλιστρών στις ασφαλίσεις Ζωής και τον Φεβρουάριο του 2016, όπως προκύπτει από τη έρευνα που διεξάγει η ΕΑΕΕ μεταξύ των εταιρειών μελών της. Συγκεκριμένα στο διάστημα Ιανουαρίου – Φεβρουαρίου 2016 η συνολική παραγωγή ασφαλιστρών ανήλθε σε 613.166.269,50 ευρώ και ήταν μειωμένη κατά 6,6%. Οι Ασφαλίσεις Ζωής ανήλθαν σε 285.476.469,40 ευρώ, καταγράφοντας μείωση **11,2%** σε σχέση με το πρώτο δίμηνο του 2015.

Παραγωγή ασφαλιστρών Ιανουάριος 2016

Μειωμένη κατά **9,9%** ήταν η συνολική παραγωγή ασφαλιστρών τον Ιανουάριο 2016, φτάνοντας τα 312.824.409,81 ευρώ. Μείωση κατέγραψαν τόσο οι Ασφαλίσεις Ζωής όσο και οι ασφαλίσεις κατά ζημιών. Οι Ασφαλίσεις Ζωής ανήλθαν στα 144.020.739,99 ευρώ, σημειώνοντας πτώση κατά **12,4%**.

Σχετικά στοιχεία του 2016 σε σύγκριση με το 2015

Παραγωγή Ασφαλίσεων 2015

Οι Ασφαλίσεις Ζωής ανήλθαν σε **1,76 δις.** ευρώ, σημειώνοντας **μείωση 3,9%** σε σχέση με το 2014. Η μείωση αυτή οφείλεται κυρίως στα προϊόντα Ζωής συνδεδεμένα με επενδύσεις (unit linked) που υπέστησαν **μείωση 18%**.

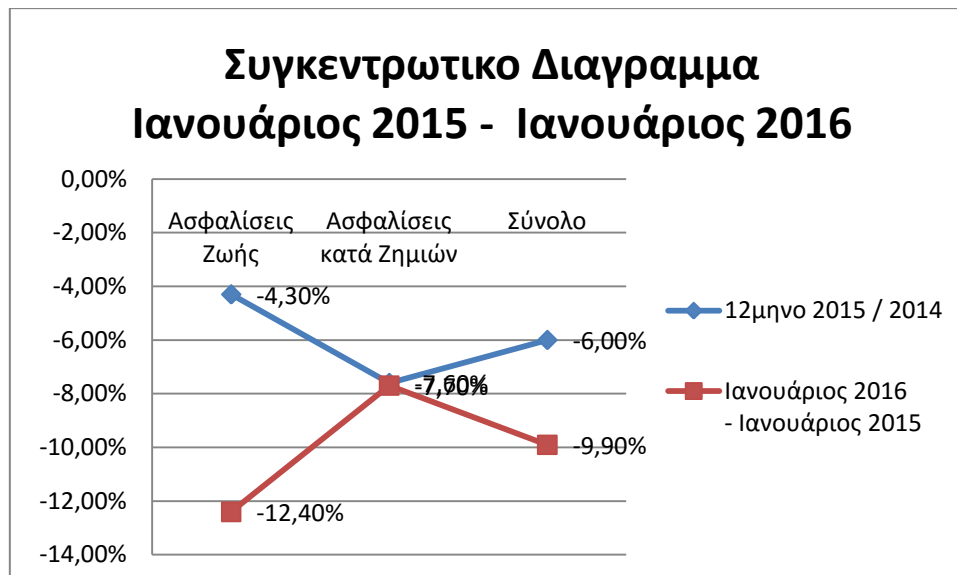
Παραγωγή 11μήνου 2015

Τον Νοέμβριο 2015, σε σύγκριση με τον ίδιο μήνα του προηγούμενου έτους, παρατηρείται νέα μεγάλη μείωση στην παραγωγή ασφαλίσεων των ασφαλίσεων Ζωής κατά κύριο λόγο (**-28,0%**) και λιγότερο στις ασφαλίσεις κατά Ζημιών (**-2,0%**). Ως συνέπεια αυτών, η συνολική παραγωγή ασφαλίσεων (Ζωής και Ζημιών) του μηνός Νοεμβρίου παρουσιάζει μεγάλη αρνητική μεταβολή (**-16,6%**) ως προς τον Νοέμβριο του 2014.

| | Ασφαλίσεις Ζωής | Ασφαλίσεις κατά Ζημιών | Σύνολο |
|--|-----------------|------------------------|--------------|
| 12μηνο 2015 / 2014 | -4,3% | -7,6% | -6,0% |
| Ιανουάριος 2016 - Ιανουάριος 2015 | -12,4% | -7,7% | -9,9% |

Πίνακας 5

Από τον παραπάνω πίνακα παρατηρούμε ότι τον Ιανουάριο του 2016, οι ασφαλίσεις Ζωής συνέχισαν την καθοδική τους τάση, η οποία ξεκίνησε τον Ιούλιο του 2015. Επίσης, οι ασφαλίσεις κατά Ζημιών συνεχίζουν να κινούνται πτωτικά.



Διάγραμμα 19

ΜΕΛΕΤΗ ΠΕΡΙΠΤΩΣΗΣ ΙΝΤΕΡΣΑΛΟΝΙΚΑ

Μέσα από το σύνολο των επαφών που είχα με το σύνολο των ασφαλιστικών εταιριών κατάφερα να συλλέξω ορισμένα αριθμητικά στοιχεία τα οποία μου δόθηκαν από την ασφαλιστική εταιρία ιντερσαλονικα, μία από τις εταιρίες που ανταποκρίθηκαν στην έρευνα .

ΣΥΓΚΡΙΤΙΚΗ ΠΙΝΑΚΕΣ ΠΟΣΟΤΙΚΩΝ ΣΤΟΙΧΕΙΩΝ ΑΝΑΜΕΣΑ ΣΕ ΕΤΑΙΡΙΕΣ

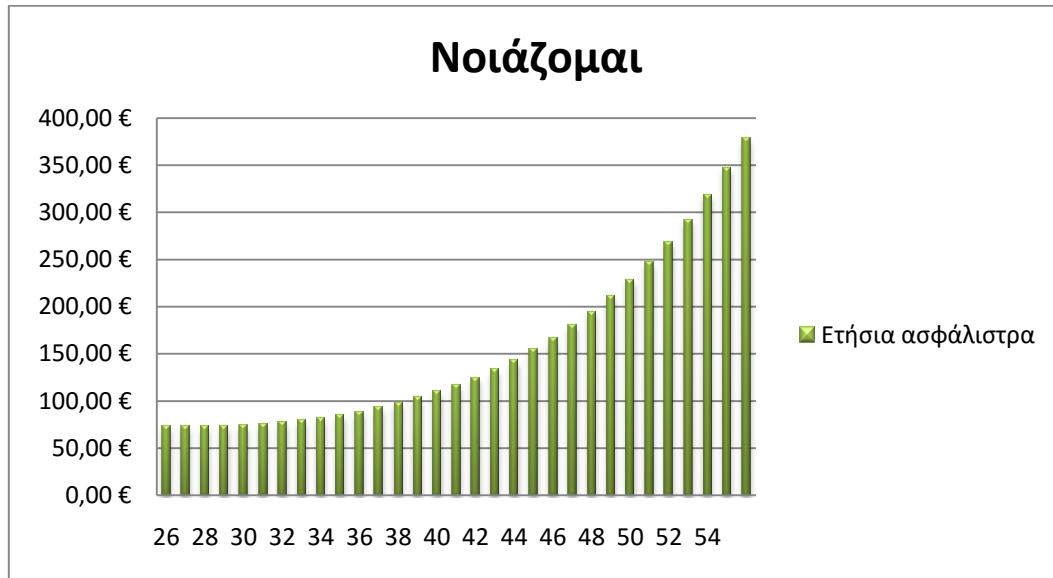
Πρόγραμμα Οικογενειακής Προστασίας «Νοιάζομαι», πρόκειται για ένα ευέλικτο και καινοτόμο ασφαλιστικό πρόγραμμα το οποίο παρέχει τη δυνατότητα να επιλέγει ο ίδιος ο ασφαλιζόμενος την διάρκεια της ασφαλιστικής κάλυψης από 1 έτος έως και 20, το ποσό της εγγυημένης επιδότησης που επιθυμώ να λαμβάνει η οικογένεια του από 100 € ανά μήνα έως 1.000 € ανά μήνα, όπως και άλλα προνόμια .

Νοιάζομαι

| Πινάκας ετησίων ασφάλιστρων (διάστημα 3 ^{ων} ετών) Α' ασφαλιστικός όμιλος | | |
|---|----------|-------------------|
| Ηλικία | Διάρκεια | Ετήσια ασφάλιστρα |
| 25 | 10 έτη | 72,89 € |
| 26 | 10 έτη | 72,70 € |
| 27 | 10 έτη | 72,75 € |
| 28 | 10 έτη | 73,12 € |
| 29 | 10 έτη | 73,88 € |
| 30 | 10 έτη | 75,08 € |
| 31 | 10 έτη | 76,74 € |
| 32 | 10 έτη | 78,91 € |
| 33 | 10 έτη | 81,61 € |
| 34 | 10 έτη | 84,86 € |
| 35 | 10 έτη | 88,65 € |
| 36 | 10 έτη | 92,97 € |
| 37 | 10 έτη | 97,84 € |
| 38 | 10 έτη | 103,31 € |
| 39 | 10 έτη | 109,47 € |
| 40 | 10 έτη | 116,46 € |
| 41 | 10 έτη | 124,37 € |
| 42 | 10 έτη | 133,29 € |
| 43 | 10 έτη | 143,23 € |
| 44 | 10 έτη | 154,20 € |
| 45 | 10 έτη | 166,26 € |
| 46 | 10 έτη | 179,52 € |
| 47 | 10 έτη | 194,13 € |
| 48 | 10 έτη | 210,23 € |
| 49 | 10 έτη | 227,93 € |
| 50 | 10 έτη | 247,38 € |
| 51 | 10 έτη | 268,73 € |
| 52 | 10 έτη | 292,22 € |
| 53 | 10 έτη | 318,13 € |
| 54 | 10 έτη | 346,75 € |
| 55 | 10 έτη | 378,38 € |

Πίνακας 6

Ο πίνακας 6 παρουσιάζει τις οικονομικές απαιτήσεις της εταιρίας ιντερσαλονικά για το ασφαλιστικό πρόγραμμα «**Νοιάζομαι**», οι συγκεκριμένες τιμές διαμορφώνονται ανάλογα με την ηλικία για διάρκεια 10 ετών. Με βάση τη δομή του προγράμματος ο ενδιαφερόμενος μπορεί να επιλέξει την διάρκεια της ασφαλιστικής κάλυψης, το ποσό της επιδότησης που θα λαμβάνει η οικογένεια του όπως επίσης και την χρονική διάρκεια που θα λαμβάνει η οικογένεια του την μηνιαία επιδότηση από 12 μήνες έως και 120 μήνες



Διάγραμμα 20

Σχόλιο: Από το παραπάνω διάγραμμα φαίνεται καθαρά η αύξηση της τιμής των ασφαλίσεων ανάλογα με την ηλικία, στον κάθετο άξονα Y βλέπουμε τις τιμές για τα Ετήσια Ασφάλιστρα ενώ στον οριζόντιο X την ηλικία. Ένα γενικό συμπέρασμα που είναι εύκολο να προκύψει είναι ότι λόγω της επιβάρυνσης που υφίσταται ο ανθρώπινος οργανισμός στη διάρκεια των ετών έχει και περισσότερες πιθανότητες να νοσήσει κατά συνέπεια είναι λογική η διαφορά του κόστους ασφαλίσεων ανάμεσα στην ηλικία των 30 ετών = 76,74€ και την ηλικία των 55 ετών = 378,32€.

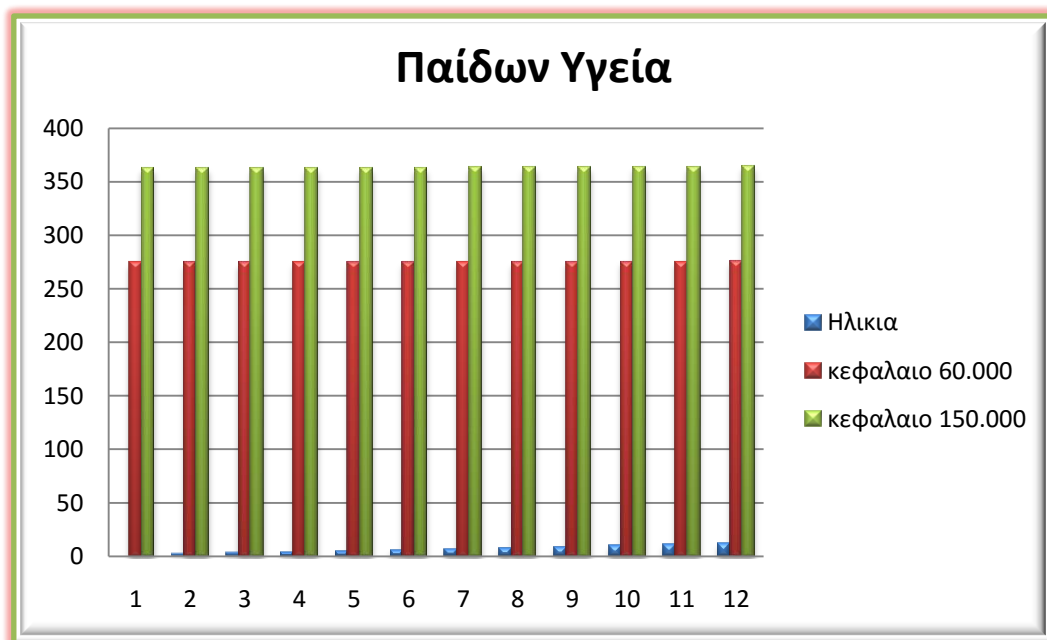
Οικονομικό πακέτο «Παιδών Υγεία» πρόκειται για ένα ασφαλιστικό πρόγραμμα που καλύπτει ηλικίες από 0- 25 ετών, ουσιαστικά απευθύνεται και καλύπτει ανάγκες παιδιών, έφηβων και νέων, ο κάθε ένας από τους ασφαλιζόμενους έχει την δυνατότητα επιλογής του ασφαλιζόμενου κεφαλαίου που επιθυμεί να ενταχτεί, είτε 60.000€ είτε 150.000€.

Παιδων Υγεία

| Ηλικία | Ασφαλιζόμενο Κεφάλαιο 60.000 | Ασφαλιζόμενο Κεφάλαιο 150.000 |
|--------|------------------------------------|-------------------------------------|
| 0-1 | 273,80 | 361,80 |
| 2 | 273,93 | 361,93 |
| 3 | 274,07 | 362,07 |
| 4 | 274,22 | 362,22 |
| 5 | 274,37 | 362,37 |
| 6 | 274,53 | 362,53 |
| 7 | 274,69 | 362,69 |
| 8 | 274,86 | 362,86 |
| 9 | 275,04 | 363,04 |
| 10 | 275,23 | 363,23 |
| 11 | 275,42 | 363,42 |
| 12 | 275,62 | 363,62 |

Πίνακας 7

Τα αριθμητικά δεδομένο που δίνονται στον παραπάνω πίνακα αφορούν παιδιά από 0 -12 ετών και το αντίστοιχο κόστος ασφάλισης ανά ηλικία και ασφαλιζόμενο κεφάλαιο.



Διάγραμμα 21

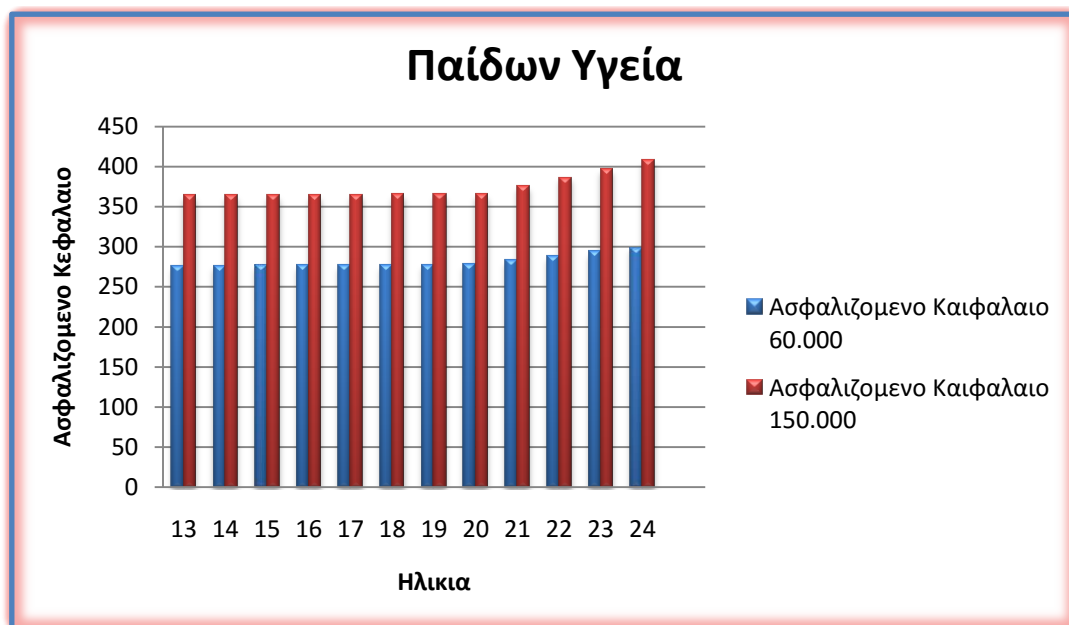
Σχόλιο: Στο παραπάνω διάγραμμα παρατηρούμε την σχέση ανάμεσα στην τιμή των ασφαλιστρών και στην ηλικία του παιδιού ανάλογα με το ασφαλιζόμενο κεφάλαιο, είναι εμφανές ότι η διακύμανση των τιμών είναι πολύ μικρή. Στον κάθετο άξονα Y βλέπουμε τις τιμές των Ασφαλιστρών ενώ στον οριζόντιο X την ηλικία του παιδιού οι μπλε ράβδοι απεικονίζουν την ηλικία οι κόκκινες αντιστοιχούν στην τιμή – εισφορά του Ασφαλιζόμενο Κεφάλαιο 60.000 ενώ οι πράσινες Ασφαλιζόμενο Κεφάλαιο 150.000.

Παιδων Υγεία

| Ηλικία | Ασφαλιζόμενο Κεφάλαιο 60.000 | Ασφαλιζόμενο Κεφάλαιο 150.000 |
|--------|------------------------------------|-------------------------------------|
| 13 | 275,82 | 363,82 |
| 14 | 276,03 | 364,03 |
| 15 | 276,25 | 364,25 |
| 16 | 276,47 | 364,47 |
| 17 | 276,70 | 364,70 |
| 18 | 276,93 | 364,93 |
| 19 | 277,17 | 365,17 |
| 20 | 277,42 | 365,42 |
| 21 | 282,51 | 375,57 |
| 22 | 287,71 | 386,03 |
| 23 | 293,01 | 396,80 |
| 24 | 298,43 | 407,90 |

Πίνακας 8

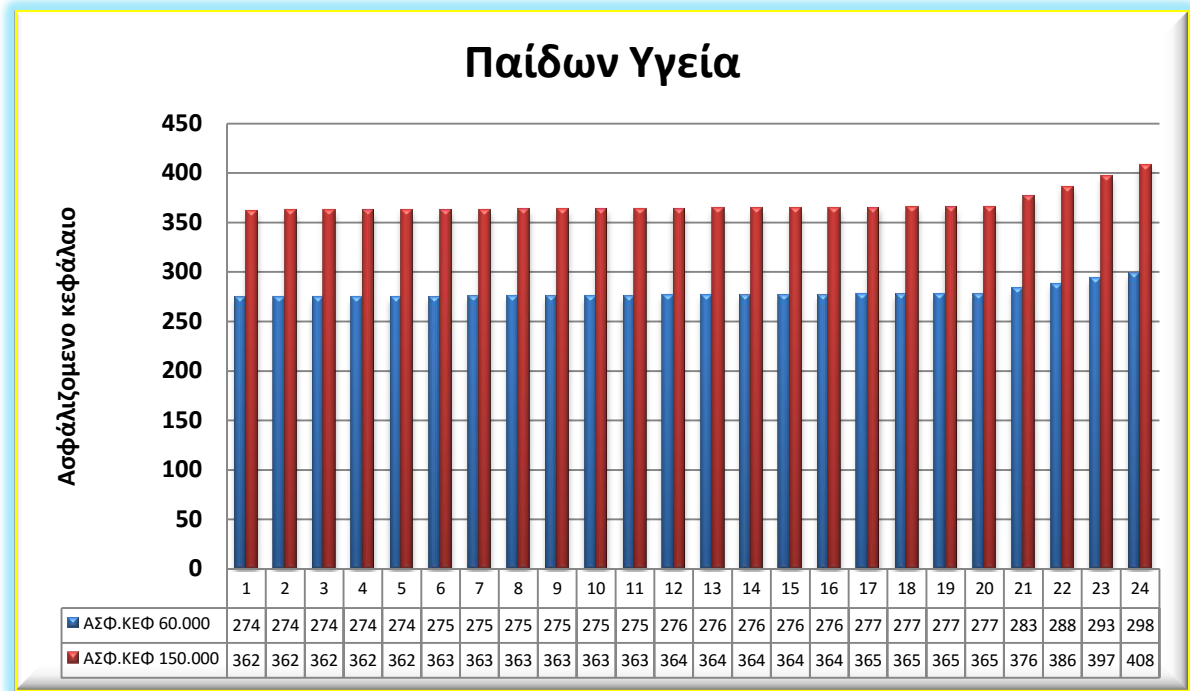
Τα αριθμητικά δεδομένο που δίνονται στον παραπάνω πίνακα αφορούν έφηβους και νέους από 13 – 24 ετών και το αντίστοιχο κόστος ασφάλισης ανά ηλικία και ασφαλιζόμενο κεφάλαιο.



Διάγραμμα 22

Σχόλιο: Το παραπάνω διάγραμμα παρουσιάζει τη σχέση ανάμεσα στην τιμή των ασφαλίσεων και την ηλικία των έφηβων – νέων ανάλογα με το ασφαλιζόμενο κεφάλαιο, είναι εμφανές ότι η διακύμανση των τιμών είναι αρκετά μικρή παρόλα αυτά διακρίνεται μια σχετική αύξηση των τιμών των ασφαλίσεων στους νέους άνω

των 20 ετών. Στον κάθετο άξονα Y βλέπουμε τις τιμές των Ασφαλίσεων ενώ στον οριζόντιο X την ηλικία των έφηβων – νέων οι κόκκινες ράβδοι αντιστοιχούν στην τιμή –εισφορά του Ασφαλιζόμενο Κεφάλαιο 60.000 ενώ οι πράσινες Ασφαλιζόμενο Κεφάλαιο 150.000.



Διάγραμμα 23

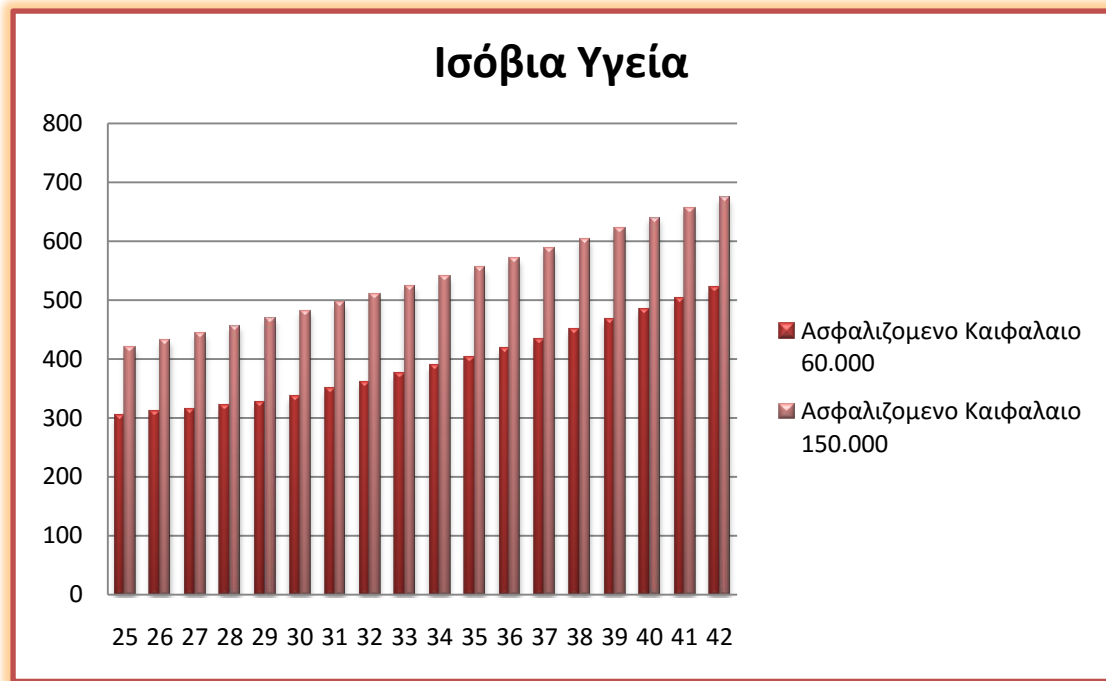
Σχόλιο : Παραπάνω βλέπουμε ένα συγκεντρωτικό διάγραμμα το οποίο δείχνει τη σχέση ανάμεσα στο σύνολο των ηλικιών από 0-24 παιδιών –εφήβων – νέων και του κόστος ασφαλίσεων . όπως και στα μεμονωμένα διαγράμματα έτσι και στο συγκεντρωτικό παρατηρούμε ότι η αύξηση του ποσού των ασφαλίσεων είναι μεγαλύτερη στις ηλικίες από 21 και πάνω. Στον κάθετο άξονα Y βλέπουμε τις τιμές των Ασφαλίσεων ενώ στον οριζόντιο X την ηλικία των έφηβων – νέων οι κόκκινες ράβδοι αντιστοιχούν στην τιμή –εισφορά του Ασφαλιζόμενο Κεφάλαιο 60.000 ενώ οι πράσινες Ασφαλιζόμενο Κεφάλαιο 150.000.

Ισόβια Υγεία

| Ηλικία | Ασφαλιζόμενο Κεφάλαιο 60.000 | Ασφαλιζόμενο Κεφάλαιο 150.000 |
|---------------|---|--|
| 25 | 303,97 | 419,34 |
| 26 | 309,62 | 431,13 |
| 27 | 315,4 | 443,27 |
| 28 | 321,3 | 455,79 |
| 29 | 327,32 | 468,69 |
| 30 | 336,37 | 481,98 |
| 31 | 348,68 | 495,68 |
| 32 | 361,49 | 509,79 |
| 33 | 374,81 | 524,34 |
| 34 | 388,67 | 539,34 |
| 35 | 403,09 | 554,79 |
| 36 | 418,09 | 570,72 |
| 37 | 433,7 | 587,13 |
| 38 | 449,93 | 604,05 |
| 39 | 466,82 | 621,49 |
| 40 | 484,39 | 639,46 |
| 41 | 502,67 | 656,2 |
| 42 | 521,69 | 673,4 |

Πίνακας 9

Οικονομικό πακέτο : **Ισόβια Υγεία** πρόκειται για ένα ασφαλιστικό πρόγραμμα που καλύπτει ηλικίες από 25-60 ετών, ουσιαστικά απευθύνεται και καλύπτει ανάγκες παιδιών, εφήβων και νέων, ο καθένας από τους ασφαλιζόμενους έχει την δυνατότητα επιλογής του ασφαλιζόμενου κεφαλαίου που επιθυμεί να ενταχτεί, είτε 60.000€ είτε 150.000€ , τα προνόμια που περιλαμβάνει επιγραμματικά είναι τα ακόλουθα. Στον συγκεκριμένο πίνακα βλέπουμε στοιχεία για τις ηλικίες από 25 έως 42 ετών.



Διάγραμμα 24

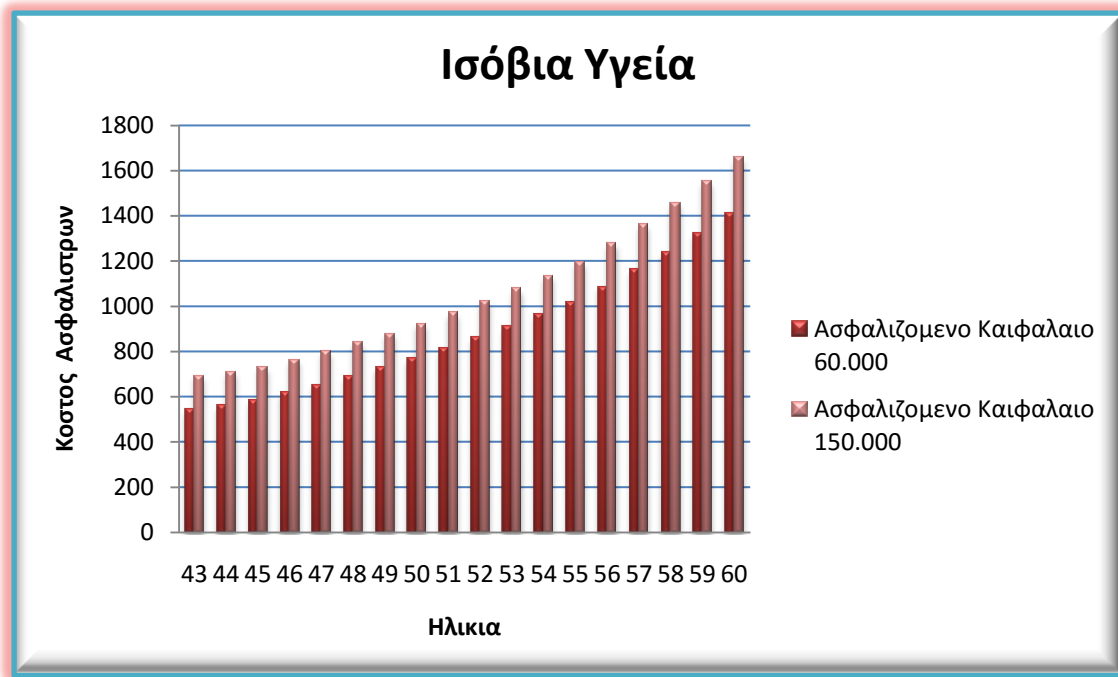
Σχόλιο : Το παραπάνω διάγραμμα απεικονίζει την διακύμανση που υπάρχει στο κόστος ασφάλιστρων ανάλογα με την ηλικία των νέων – ενήλικων παρατηρούμε μια κλιμακωτή αύξηση στο κόστος ανάλογα με την ηλικία. Στον κάθετο άξονα Y βλέπουμε τις τιμές των Ασφαλίσεων από ενώ στον οριζόντιο X την ηλικία των έφηβων – νέων οι κόκκινες ράβδοι αντιστοιχούν στην τιμή – εισφορά του Ασφαλιζόμενο Κεφάλαιο 60.000€ ενώ οι πράσινες Ασφαλιζόμενο Κεφάλαιο 150.000€.

Ισόβια Υγεία

| Ηλικία | Ασφαλιζόμενο Κεφάλαιο 60.000 | Ασφαλιζόμενο Κεφάλαιο 150.000 |
|---------------|---|--|
| 43 | 691,08 | 541,48 |
| 44 | 562,07 | 709,26 |
| 45 | 583,49 | 727,95 |
| 46 | 616,51 | 762,83 |
| 47 | 651,51 | 799,46 |
| 48 | 688,6 | 837,92 |
| 49 | 727,92 | 878,31 |
| 50 | 769,58 | 920,73 |
| 51 | 813,74 | 969,61 |
| 52 | 860,55 | 1.021,18 |
| 53 | 910,16 | 1.075,60 |
| 54 | 962,75 | 1.133,01 |
| 55 | 1.018,49 | 1.193,58 |
| 56 | 1.087,19 | 1.274,54 |
| 57 | 1.160,69 | 1.361,15 |
| 58 | 1.239,32 | 1.453,82 |
| 59 | 1.323,45 | 1.552,95 |
| 60 | 1.413,45 | 1.659,02 |

Πίνακας 10

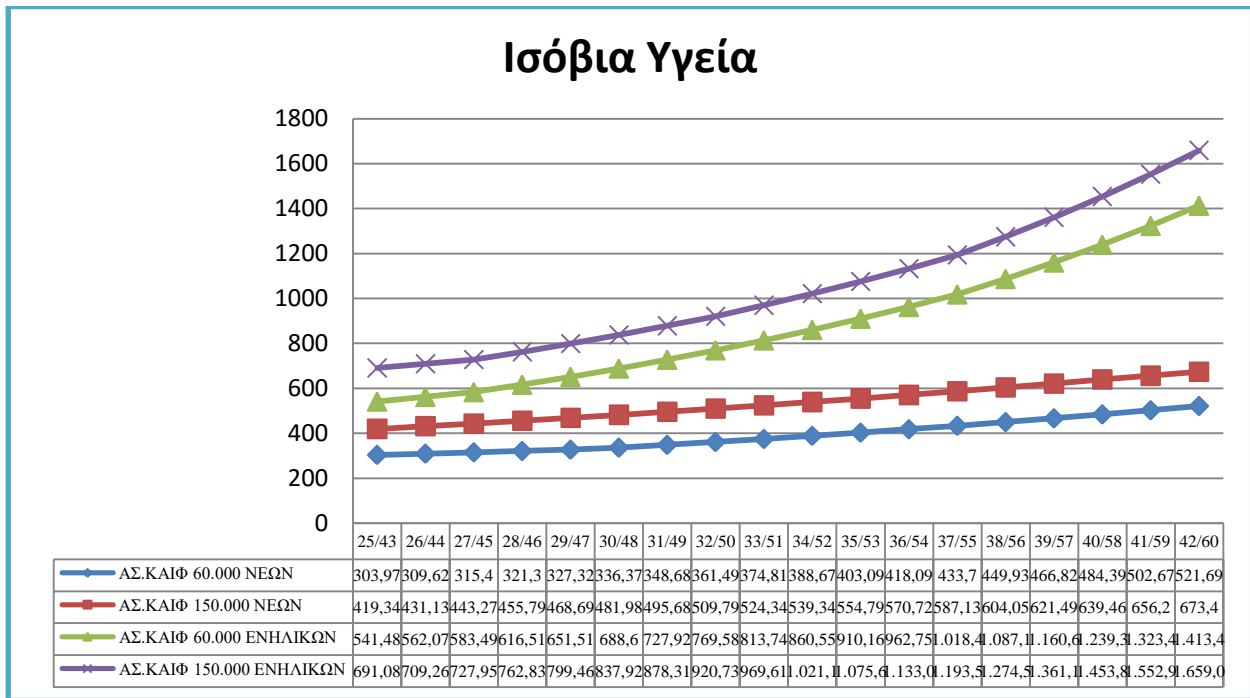
Ο πίνακας 10 είναι συνέχεια του πίνακα 9 και οι δυο πίνακες μαζί προσδιορίζουν πλήρως το οικονομικό πακέτο «**Ισόβια Υγεία**» στον συγκεκριμένο πίνακα βλέπουμε στοιχεία για τις ηλικίες από 43 έως 60 ετών. Τα οποία αναπαριστώνται διαγραμματικά στο παρακάτω γράφημα.



Διάγραμμα 25

Σχόλιο : Το διάγραμμα 25 απεικονίζει την διακύμανση που υπάρχει στο κόστος των ασφαλιστρών ανάλογα με την ηλικία των ασφαλισμένων. Παρατηρούμε μια κλιμακωτή αύξηση στο κόστος ανάλογα με την ηλικία η οποία τείνει να γίνεται ολοένα και μεγαλύτερη όσο πλησιάζουμε στα 60 έτη. Στον κάθετο άξονα Y βλέπουμε τις τιμές των Ασφαλιστρών ενώ στον οριζόντιο X την ηλικία των έφηβων – νέων οι κόκκινες ράβδοι αντιστοιχούν στην τιμή – εισφορά του Ασφαλιζόμενο Κεφάλαιο 60.000€ ενώ οι πράσινες Ασφαλιζόμενο Κεφάλαιο 150.000€.

Παρακάτω ακολουθεί ένα συγκεντρωτικό γράφημα των δυο πινάκων 9 και 10. Στον κάθετο άξονα Y βλέπουμε τις τιμές των Ασφαλιστρών ενώ στον οριζόντιο X την ηλικία των έφηβων – νέων οι κόκκινες ράβδοι αντιστοιχούν στην τιμή – εισφορά του Ασφαλιζόμενο Κεφάλαιο 60.000€ ενώ οι πράσινες Ασφαλιζόμενο Κεφάλαιο 150.000€ όπως και στα διαγράμματα 24 & 25.



Διάγραμμα 26

Σχόλιο : Στο διάγραμμα 26, βλέπουμε ένα συγκεντρωτικό γράφημα το οποίο δείχνει τη σχέση ανάμεσα στο σύνολο των ηλικιών από 0-60 και του κόστους ασφαλίσεων. Στη **μπλέ** και στην **πράσινη** γραμμή διακρίνεται η ανοδική ποριά του κόστους ασφαλίσεων για τις ηλικίες από 25 έως 60 για το ασφαλιζόμενο κεφάλαιο των 60.000€, η οποία παρουσιάζει μια έντονα αυξητική τάση από την ηλικία των 43 ετών με την υψηλότερη τιμή ασφαλίσεων να φτάνει τα 1423€ περίπου στην ηλικία των 60 ετών. Η **κόκκινη** και η **μόβ** γραμμή αντιστοιχούν στο ασφαλιζόμενο κεφάλαιο των 150.000 € με αντίστοιχη ανοδική τάση ασφαλίσεων ανάλογα με την ηλικία με την υψηλότερη τιμή να φτάνει τα 1660€ περίπου στην ηλικία των 60 ετών.

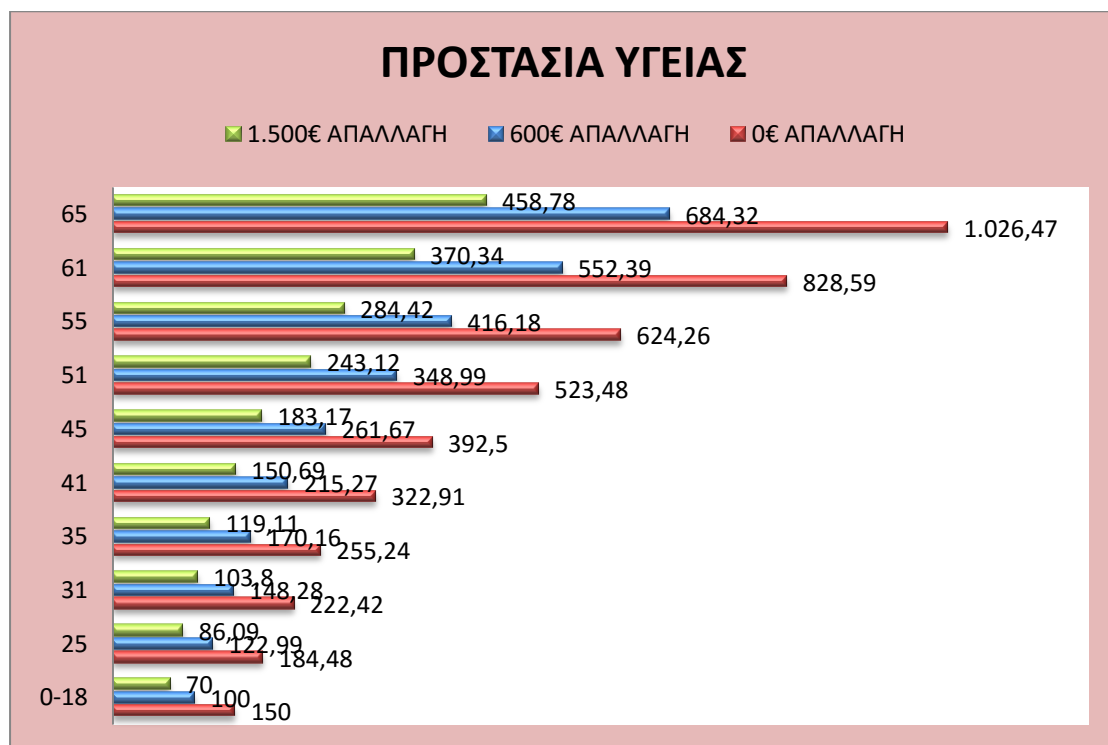
Όπως και στα μεμονωμένα διαγράμματα έτσι και στο συγκεντρωτικό παρατηρούμε ότι η αύξηση του ποσού των ασφαλίσεων είναι μεγαλύτερη στις ηλικίες από 21 και πάνω. Στον κάθετο άξονα Y βλέπουμε τις τιμές των Ασφαλίσεων ενώ στον οριζόντιο X την ηλικία των έφηβων – νέων οι κόκκινες ράβδοι αντιστοιχούν στην τιμή –εισφορά του Ασφαλιζόμενο Κεφάλαιο 60.000 ενώ οι πράσινες Ασφαλιζόμενο Κεφάλαιο 150.000.

ΠΡΟΣΤΑΣΙΑ ΥΓΕΙΑΣ

| ΑΣΦΑΛΙΖΟΜΕΝΟ ΚΕΦΑΛΑΙΟ 50.000€ | | | |
|-------------------------------|----------|----------|----------|
| ΗΛΙΚΙΑ | 0€ | 600€ | 1.500€ |
| | ΑΠΑΛΛΑΓΗ | ΑΠΑΛΛΑΓΗ | ΑΠΑΛΛΑΓΗ |
| 0-18 | 150 | 100 | 70 |
| 25 | 184,48 | 122,99 | 86,09 |
| 31 | 222,42 | 148,28 | 103,8 |
| 35 | 255,24 | 170,16 | 119,11 |
| 41 | 322,91 | 215,27 | 150,69 |
| 45 | 392,5 | 261,67 | 183,17 |
| 51 | 523,48 | 348,99 | 243,12 |
| 55 | 624,26 | 416,18 | 284,42 |
| 61 | 828,59 | 552,39 | 370,34 |
| 65 | 1.026,47 | 684,32 | 458,78 |

Πίνακας 11

Σχόλιο : Ο πίνακας 11 συμπεριλαμβάνει το σύνολο των αριθμητικών δεδομένων που σχετίζεται με το οικονομικό πακέτο του προγράμματος «Προστασία υγείας» για Ασφαλιζόμενο Κεφάλαιο 50.000€ για τις ηλικίες από 0 έως 65 ετών.



Διάγραμμα 27

Σχόλιο : Το διάγραμμα 27 παρουσιάζει σε οριζόντια διάταξη το ύψος της εισφοράς του ασφαλισμένου ανάλογα με την απαλλαγή που επιθυμεί να έχει.

| ΠΡΟΣΤΑΣΙΑ ΥΓΕΙΑΣ | | | |
|--------------------------------|----------|----------|----------|
| ΑΣΦΑΛΙΖΟΜΕΝΟ ΚΕΦΑΛΑΙΟ 100.000€ | | | |
| ΗΛΙΚΙΑ | 0€ | 600€ | 1.500€ |
| | ΑΠΑΛΛΑΓΗ | ΑΠΑΛΛΑΓΗ | ΑΠΑΛΛΑΓΗ |
| 0-18 | 200 | 135 | 90 |
| 25 | 245,97 | 166,03 | 110,69 |
| 31 | 296,57 | 200,18 | 133,45 |
| 35 | 340,32 | 229,71 | 153,14 |
| 41 | 430,55 | 290,62 | 193,75 |
| 45 | 523,33 | 353,25 | 235,50 |
| 51 | 697,98 | 468,88 | 312,59 |
| 55 | 832,35 | 548,52 | 365,68 |
| 61 | 1.104,78 | 714,22 | 476,15 |
| 65 | 1.368,63 | 884,80 | 589,86 |

Πίνακας 12

Σχόλιο : Ο πίνακας 12 συμπεριλαμβάνει το σύνολο των αριθμητικών δεδομένων που σχετίζεται με το οικονομικό πακέτο του προγράμματος «Προστασία υγείας» για Ασφαλιζόμενο Κεφάλαιο 100.000€ για τις ηλικίες από 0 έως 65 ετών.



Διάγραμμα 28

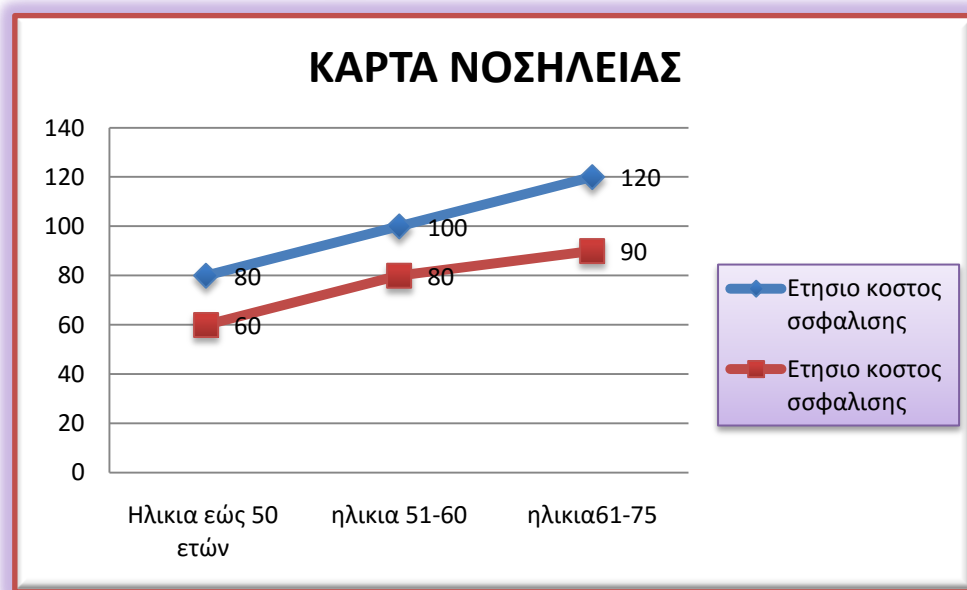
Σχόλιο : Το διάγραμμα 28 παρουσιάζει σε οριζόντια διάταξη το ύψος της εισφοράς του ασφαλισμένου ανάλογα με την απαλλαγή που επιθυμεί να έχει.

ΚΑΡΤΑ ΝΟΣΗΛΕΙΑΣ

| Ετήσιο κόστος σφαλίσεις | Ηλικία έως 50 ετών | ηλικία 51 - 60 ετών | ηλικία 61 - 75 ετών |
|--|--------------------|---------------------|---------------------|
| Ασφαλισμένος | 80 | 100 | 120 |
| Σύζυγος κάθε παιδί ως προστατευόμενο μέλος | 60 | 80 | 90 |
| Κάθε παιδί ως προστατευόμενο μέλος | 30€ | | |

Πίνακας 13

Σχόλιο : Ο πίνακας 13 συμπεριλαμβάνει το σύνολο των αριθμητικών δεδομένων που σχετίζεται με το οικονομικό πακέτο του προγράμματος της Κάρτας Νοσηλείας «Νοιαζόμαστε για σας»



Διάγραμμα 29

Σχόλιο : Το διάγραμμα 29 απεικονίζει γραφικά τη αυξανόμενη ποριά των τιμών για τη κάρτα υγείας ανάλογα με την ηλικία , από τον πίνακα 13 υπάρχει η επιπλέον πληροφορία ότι για κάθε παιδί ως προστατευόμενο μέλος το κόστος είναι 30€.

ΓΕΝΙΚΕΣ ΠΑΡΑΤΗΡΗΣΗΣ 5^ο ΚΕΦΑΛΑΙΟΥ

Παρατηρώντας όλα τα παραπάνω δεδομένα και με βάση τα στατιστικά στοιχεία που υπάρχουν στην αρχή του κεφαλαίου εύκολα κανείς μπορεί να οδηγηθεί στο συμπέρασμα ότι αν και το κόστος των ασφαλίσεων σε ορισμένες περιπτώσεις είναι αρκετά υψηλό πολλοί άνθρωποι στρέφονται στην ιδιωτική ασφάλιση με στόχο να εξασφαλίσουν καλύτερη ποιότητα υπηρεσιών και περισσότερες καλύψεις.

Αν αναλογιστούμε τα στοιχεία που υπήρχαν στην αγορά του κλάδου των ασφαλειών Ζωής και Υγείας το 2014 αντιλαμβανόμαστε ότι αν και υπάρχει μια σχετική μείωση τα τελευταία δυο χρόνια, το γενικό σύνολο των ανθρώπων που επιλέγουν να προβούν σε μια ιδιωτική ασφάλιση είναι αρκετά υψηλό.

ΣΥΓΚΡΙΣΗ ΕΤΑΙΡΙΩΝ

Η μελέτη περίπτωσης ΙΝΤΕΡΣΑΛΟΝΙΚΑ ήταν μια καλή αφορμή για να ανακαλύψουμε τον κόσμο των ιδιωτικών επιχειρήσεων που έχουν αναλάβει να βρίσκουν τρόπους για να καλύψουν τις ιατρικές μας ανάγκες. Πέραν όμως από την ΙΝΤΕΡΣΑΛΟΝΙΚΑ υπάρχει ένα πλήθος άλλων ασφαλιστικών εταιριών οι οποίες δραστηριοποιούνται ενεργά στον τομέα των ασφαλειών υγείας και ζωής. Κάποιες από αυτές ανταποκριθήκαν στην έρευνα και παρότι τα στοιχεία που μπορούσαν να δώσουν δεν ήταν κατάλληλα για επεξεργασία συνέβαλλαν στην σφαιρική ενημέρωση.

ΙΝΤΕΡΣΑΛΟΝΙΚΑ – ΕΥΡΩΠΑΪΚΗ ΠΙΣΤΗ

| Ασφάλεια Υγείας | | |
|------------------------|----------------------------|----------------------------|
| Νοσοκομειακή περίθαλψη | | |
| | ΙΝΤΕΡΣΑΛΟΝΙΚΑ | ΕΥΡΩΠΑΪΚΗ ΠΙΣΤΗ |
| Ελλάδα | Απεριόριστη κάλυψη δαπανών | Απεριόριστη κάλυψη δαπανών |
| Εξωτερικό | έως και 150.000 | έως και 350.000 |

Πίνακας 14

ΙΝΤΕΡΣΑΛΟΝΙΚΑ – ΙΝΤΕΡΑΜΕΡΙΚΑ

| Ασφάλεια Υγείας | | |
|-----------------|----------------------------|------------------------------|
| | ΙΝΤΕΡΣΑΛΟΝΙΚΑ | ΙΝΤΕΡΑΜΕΡΙΚΑ |
| Ελλάδα | Απεριόριστη κάλυψη δαπανών | 7.000 μέχρι και €45.000 |
| Εξωτερικό | έως και 150.000 | Εξαρτάται από την περίπτωση. |

Πίνακας 15

Παραπάνω παρουσιάζονται δυο συγκεντρωτικοί πίνακες με τις οικονομικές καλύψεις που παρέχονται σε Ελλάδα και εξωτερικό από την εταιρία ΙΝΤΕΡΣΑΛΟΝΙΚΑ και τις εταιρίες ΙΝΤΕΡΑΜΕΡΙΚΑ & ΕΥΡΩΠΑΪΚΗ ΠΙΣΤΗ.

Παρατηρούμε ότι η ανάμεσα στην ΙΝΤΕΡΣΑΛΟΝΙΚΑ και στην ΕΥΡΩΠΑΪΚΗ ΠΙΣΤΗ οι παροχές εντός Ελλάδας είναι ακριβώς οι ίδιες ,για το εξωτερικό το ποσό

αυξάνεται κατά 200.000€ στην ΕΥΡΩΠΑΪΚΗ ΠΙΣΤΗ. Αντίστοιχα παρατηρούμε ότι η κάλυψη δαπανών για την Ελλάδα είναι διαφορετική ανάμεσα στην ιτερσαλονικα και στην INTERAMERIKA, η INTERAMERIKA έχει μέγιστο ύψος κάλυψης τις 45.000€ ενώ για το εξωτερικό το ποσό που καλύπτει διαφοροποιείται ανάλογα με την περίπτωση. Η εταιρία INTERAMERIKA απευθύνεται σε ηλικίες από 16 ετών έως 60, ενώ η ΙΝΡΣΑΛΟΝΙΚΑ απευθύνεται σε ηλικίες από 0 ετών έως 60.

Τα παραπάνω προνόμια αφορούν ανθρώπους που επιθυμούν να απολαμβάνουν τις καλύψεις που προσφέρουν οι τρεις εταιρίες ανεξάρτητα από το εάν είναι ασφαλισμένοι σε οποιονδήποτε άλλο φορέα, τα παραπάνω οικονομικά μεγέθη ισχύουν και για σοβαρές ασθένειες.

Σε γενικές γραμμές και οι τρεις εταιρίες έχουν πανομοιότυπη δράση, διαθέτουν εικοσιτετράωρη τηλεφωνική κάλυψη, διαθέσιμα ασθενοφόρα και δίκτυο συμβεβλημένο γιατρών. Έχουν μικρές διαφορές σχετικά με το ποιές εξετάσεις καλύπτουν, ποιο είναι το ποσοστό συμμετοχής του ασφαλισμένου (από 0% ~ 20% περίπου) και σε ποιες ηλικίες απευθύνονται.

ΙΝΤΕΡΣΑΛΟΝΙΚΑ - A.T.S. Insurance SA

Η επαφή με την εταιρία A.T.S. Insurance SA ήταν κάπως διαφορετική από όλες τις άλλες, ενώ ήταν το ίδιο ζεστοί και φιλικοί ,προσπάθησαν με διακριτικό τρόπο να αποφύγουν κάθε αναφορά στα οικονομικά τους στοιχεία και με έμμεσο τρόπο πέρασαν το μήνυμα ότι η δράση τους σχετίζεται με άλλου είδους ασφάλειες. Ήταν πρώτοι εκείνοι όμως ,που είχαν την πρόθεση να κοιτάξουμε μαζί και να αναλύσουμε, τα στατιστικά στοιχεία που προκύπτουν ανά έτος. Επιπλέον είχαν στη διάθεση τους εκτυπωμένες τις μελέτες της Η Ένωση Ασφαλιστικών Εταιριών Ελλάδος (ΕΑΕΕ), αναγνωρισμένο επαγγελματικό σωματείο με μέλη τις Ασφαλιστικές (<http://www.eaee.gr/>).

Οι συγκεκριμένες μελέτες είναι διαθέσιμες και στο διαδίκτυο και είχε πρόσβαση οποιοσδήποτε σε αυτές. Μετά από αυτή την επαφή υπήρξε άλλη μια προγραμματισμένη συνάντηση με τους υπεύθυνους των εταιριών που είχαν ανταποκριθεί , με τους οποίους έγινε η ίδια συζήτηση για να μπορέσουν να γίνουν όλα τα στοιχεία και οι διαδικασίες κατανοητές.

Το γενικό συμπέρασμα όλων και η προσδοκία είναι ότι οι ασφάλειες ζωής και υγείας είναι από τις πιο προσοδοφόρες δραστηριότητες, ανεξαρτήτως του ότι τα στατιστικά στοιχεία δείχνουν ελαφρώς μειωμένα τα έσοδα τους σε σύγκριση με το 2014, το 2016 εκτιμούν ότι τα ποσοστά θα κυμαίνονται στα ίδια επίπεδα ίσως και καλύτερα. Σε γενικές γραμμές υπάρχει η πρόθεση και στην ιτερσαλονικα και στις άλλες εταιρίες να αναπτύξουν όσο το δυνατό ισχυρότερες σχέσεις εμπιστοσύνης με τους πελάτες τους, να χτίσουν σταδιακά τη συγκεκριμένη αγορά η οποία οργανώνεται όλο και καλύτερα με προσπάθεια και σεβασμό όπως τόνισαν όλοι και να παρέχουν όσο το δυνατό περισσότερες καλύψεις και προνόμια. Γατί πέραν του ότι επιθυμούν να είναι ανταγωνιστικοί αντιλαμβάνονται πλήρως τις δύσκολες συγκυρίες που βιώνουν οι άνθρωποι στην καθημερινότητα τους.

ΓΕΝΙΚΑ ΣΥΜΠΕΡΑΣΜΑΤΑ

Παρατηρώντας το σύνολο των δεδομένων που υπάρχουν στη συγκεκριμένη πτυχιακή εργασία μπορεί κανείς να συμπεράνει ότι από τα πρώτα χρόνια της ιατρικής επιστήμης έως και την εποχή της σύγχρονης τεχνολογίας, η στατιστική και οι μέθοδοι της έχουν καταλυτική δράση στην εξέλιξη και την πρόοδο των επιστημών υγείας, από την επιδημιολογία έως τη γενετική και από απλά παθολογικά αίτια έως και περίπλοκα νευρολογικά ευρήματα. Κάθε κομμάτι της στατιστικής μπορεί να συμβάλλει σε αυτή την πρόοδο είτε μιλάμε για μέτρα θέσης - μέτρα διασποράς είτε μιλάμε για κατανομές, ελέγχους υποθέσεων και στατιστικά τεστ. Όλα στο σύνολο τους βρίσκουν πρακτική εφαρμογή και καταλήγουν σε ωφέλιμα συμπεράσματα.

Οι στατιστικές μέθοδοι που περιγράφονται στο δεύτερο κεφάλαιο συνοδεύονται από παραδείγματα στα οποία μπορούν να βρουν πρακτική εφαρμογή. Με μια πρώτη ανάγνωση φαίνεται ότι υπάρχει ίσος καταμερισμός των στατιστικών τεστ και των ζητημάτων υγείας που αναλύουν. Όμως, με μια προσεκτικότερη μάτια μπορούμε να κατανοήσουμε ότι η λογιστική παλινδρόμηση, ο έλεγχος X^2 , ο έλεγχος t και το μοντέλο αναλογικών κινδύνων του cox έχουν συχνότερη εμφάνιση στις μελέτες. Κοινό χαρακτηριστικό όλων είναι η προσοχή με την οποία συλλέγονται τα δεδομένα, οι πηγές πληροφόρησης τους και η τυχαιοποίηση τους, όπου αυτό είναι εφικτό.

Από τη μελέτη περίπτωσης των νευρολογικών ευρημάτων, που αναπτύχθηκε, γίνεται εμφανές ότι ακόμα και σε περιπτώσεις όπου η εφαρμογή κάποιας από τις στατιστικές μεθόδους δεν είναι εμφανής, παρόλα αυτά προσδιορίζεται από δομικά χαρακτηριστικά της στατιστικής έρευνας, η μελέτη μπορεί να ενταχθεί στις παρατηρητικές μελέτες (observational), μπορούν ακόμα να γίνουν αντιληπτά, μέτρα κεντρικής τάσης όπως η μέση τιμή, μέτρα διασποράς όπως το εύρος, ακόμα ένα κεντρικό στοιχείο της μελέτης είναι ο χρόνος απόκρισης. Αν είχαμε τη δυνατότητα, λοιπόν, να διαθέτουμε ορισμένο αριθμό αντίστοιχων εξετάσεων από το ίδιο άτομο ή από άλλους ασθενείς οι οποίοι θα είχαν υποβληθεί στην ίδια εξέταση τότε θα μπορούσαμε να κάνουμε μια συγκριτική μελέτη ανάμεσα στα δεδομένα.

Τέλος είναι ωφέλιμο να αναφερθεί η διαπίστωση που προκύπτει από τα στοιχεία που αναλυθήκαν στο τελευταίο κεφάλαιο αυτής της πτυχιακής. Οι άνθρωποι, τα τελευταία χρόνια στρέφονται προς την ιδιωτική ασφάλιση υγείας, για διάφορους λόγους, οι οποίοι σχετίζονται με τη γενική απογοήτευση που επικρατεί από το δημόσιο σύστημα υγείας και από το πόσο είναι ικανοποιημένοι από τις παροχές που προσφέρονται όπως και το προσιτό κόστος των ιδιωτικών εταιριών. Το ποσό που εισέπραξαν οι ασφαλιστικές εταιρίες το πρώτο τρίμηνο του 2016 για τις ασφάλειες ζωής ήταν 456,68 εκατ. Ευρώ. Το ποσό αυτό είναι λίγο χαμηλότερο από αυτό που είχαν εισπράξει το ίδιο χρονικό διάστημα το 2014 όπου παρατηρείται και η μεγαλύτερη ζήτηση για τις ασφάλειες υγείας συγκριτικά με τα τρία τελευταία χρόνια. Παρατηρώντας τους πίνακες και τα γραφήματα που παρατίθενται είναι εμφανές ότι το κόστος των ασφαλιστρών αυξάνεται αναλογικά με την ηλικία, κατά συνέπεια θα μπορούσε να πει κάποιος ότι συμφέρει έναν άνθρωπο νεότερης ηλικίας να έχει ιδιωτική κάλυψη, αυτός ο ισχυρισμός μπορεί εύκολα να καταρριφτεί αν αναλογιστούμε τι πιθανότητες έχει ένας νέος άνθρωπος να νοσήσει σοβαρά, για μεγάλο χρονικό διάστημα και ποιες πιθανότητες υπάρχουν να νοσήσει ένας μεγαλύτερος σε ηλικία άνθρωπος. Αν αναλογιστούμε τα χρόνια προβλήματα υγείας που παρουσιάζουν οι μεγαλύτερες ηλικίες και τη συχνότητα που επισκέπτονται το

γιατρό τους όπως και τις προγραμματισμένες εξετάσεις που κάνουν, τελικά το κόστος για μία ιδιωτική ασφάλιση, αποδεικνύεται και για εκείνους χαμηλότερο από το να καλύπτουν τα έξοδα νοσηλείας και θεραπείας μόνοι τους, είτε επειδή δεν ήταν ασφαλισμένοι σε κανένα φορέα είτε επειδή ο φορέας δεν κάλυπτε εξολοκλήρου τα έξοδα. Είναι σκόπιμο να αναφέρουμε ότι η νευρολογική εξέταση που μελετήσαμε έγινε σε ιδιωτικό εξεταστήριο και το αρχικό της κόστος ήταν περίπου 130€ τον Ιανουάριο του 2016 με τις παροχές της ιδιωτικής ασφάλισης υγείας ο ασθενής είχε πλήρη κάλυψη.

Βιβλιογραφία

- Aniva petrie, caroline sabin επιμέλεια ελληνικής έκδοσης: α. Τζώνου ιατρική στατιστική με μια ματιά (3η έκδοση) 2016
 - Biostatistics for medical and biomedical practitioners, 1st edition 2015
 - Bowers m. Θεμελιώδεις έννοιες στην βιοστατιστική 2011
 - Pagano, Marcello. Αρχές βιοστατιστικής / Marcello Pagano, Kimberlee Gaunreau · μετάφραση Ουρανία Δάφνη · επιμέλεια Ουρανία Δάφνη. - 2η έκδ. - Αθήνα : Έλλην, 2002
 - Petrie a. / sabin ιατρική στατιστική με μια ματιά 2008
 - Robson, colin η έρευνα του πραγματικού κόσμου 2007
 - Saroli y., roymelioti a., 2009, *biostatistika*, national association of public health in albania, national school of public health, faculty of medicine university of tirana. Tirana 2010
 -
 - Αποστολάκης, Ιωάννης α. Ασκήσεις υπολογιστικής στατιστικής στην υγεία 2007
 - Βασίλης & Σταυρινός, Δημοσθένης Παναγιωτάκος βιοστατιστική 2007
 - Γαλάνης α. Πέτρος μεθοδολογία ανάλυσης δεδομένων στις επιστήμες υγείας , εφαρμογές με το ibm spss statistics 2015
 - Γελέκης, Στάθης Β. Βιομετρία : Η στατιστική των βιολογικών επιστημών / Στάθης Β. Γελέκης. - Θεσσαλονίκη : Σύγχρονη Παιδεία, 2001
 - Γεώργιος κ. Χρήστου εισαγωγή στην οικονομετρία 2011
 - Γαρδέλης Χαράλαμπος ανάλυση δεδομένων με το ibm spss statistics 21 2013
 - Δήμας γ. Μεθοδολογίες λήψης αποφάσεων: εφαρμογές στο χώρο της υγείας 2013
 - Δημήτρης Τριχόπουλος, Αναστασία Τζώνου, Κλέα Κατσουγιάννη Παρισιάνου α.ε βιοστατιστική., 2001
 - Δημόπουλος Παναγιώτης βιομετρία βιοστατιστική 2004
 - Δημόπουλος, Παναγιώτης, αν. καθηγητής βιομετρίας. Βιομετρία βιοστατιστική / Παναγιώτης Δημόπουλος. - 1η έκδ. - Αθήνα : Σταμούλη Α.Ε., 2004
 - Κτενάς ε., 2003, *στατιστική στο χώρο της υγείας*, zymel, Αθήνα
 - Κτενάς ε., 1992, *βιοστατιστική, αρχές επιδημιολογίας*, zymel, Αθήνα
 - Μαλαματένια Αβρανιτίδου - Βαγιωνά, Άννα-Μπεττίνα Χάιλιτς Ιατρική στατιστική 2013
-

-
- Μάρδας, Γεώργιος Δ. Κοινωνική στατιστική : Κοινωνιομετρία, οικονομετρία, βιομετρία, δημογραφία / Γεώργιος Δημ. Μάρδας. - Αθήνα : Εκδόσεις Παπαζήση, 2003.
 - Νικηφορίδης γ. Βιοστατιστική 2009
 - Παπαευαγγέλου Γιώργος, Κατοσταρας θ. Βιοστατιστικη και μεθοδολογια έρευνα 1995
 - Παπαϊωάννου Παναγιώτης, Φερεντινός Κοσμάς ιατρική στατιστική και στοιχεία βιομαθηματικών τ.α (πρώτος τόμος) , 2004
 - Ποσειδών εμμ. Ζαΐρης στατιστική μεθοδολογία 2015
 - Σταυρινός Βασίλης στατιστική για τις επιστήμες της υγείας α'τομος 2001
 - Τσαντάς δ. Νίκος, Ουσιώδης Θ. Χρόνης, Μπαγιάτης Ντίνος, Χατζηπαντελής Θεόδωρος ανάλυση δεδομένων με τη βοήθεια στατιστικών πακέτων spss excel s-plus 1999
 - Φωτιάδης Νικόλαος εισαγωγή στη στατιστική για βιολογικές επιστήμες 1961
-

Περιοδικά

computers in biomedical research (Τόμος 33, Τεύχος 5 - επιλεγμένες σελίδες. 315 - 374 (Οκτώβριος 2000)

international methods and programs in biomedicine

computer methods and programs in biomedicine (48ο, Τεύχος 3 , Δεκέμβριος 1995, σελίδες 257-262)

Εργασίες που έχουν παρουσιασθεί σε πανελλήνια συνέδρια

Μπατσικούρα, Μ., Κατσά, Μ.Ε., Ζυγά, Σ., Τσιρώνη, Μ., **Σαχλάς, Α.**, Βασιλόπουλος, Β., Ευστρατίου, Ι., Χαρόνης, Γ., Χουρδάκη, Α., Πετσέλη, Μ.Δ. και Ρόχας Χιλ, Α.Π. (2014). Η Σχέση του Άγχους και της Αρτηριακής Πίεσης των Εφήβων Μαθητών Λυκείου με τη Διατροφή, τον ύπνο και τη Φυσική Άσκηση, 2ο Πανελλήνιο Συνέδριο Ψυχικής Υγείας στην Πρωτοβάθμια Φροντίδα Υγείας, Αθήνα.

Καργάκου, Α., **Σαχλάς, Α.**, Λυράκος, Γ.Ν., Ζυγά, Σ., Τσιρώνη, Μ. και Ρόχας Χιλ, Α.Π. (2014). Συσχέτιση αισιοδοξίας, υγείας, διατροφικών συνηθειών και του τρόπου ζωής, 5ο Πανελλήνιο Ψυχιατρικό Συνέδριο στην Πρωτοβάθμια Φροντίδα Υγείας, Ναύπλιο.

ιστότοποι

<http://www.linguee.gr/>

<http://www.translatum.gr/>

<https://www.ted.com/>

<https://estatistics.eu>

<http://www.kathimerini.gr>

<http://www.aagora.gr/>

<http://www.iefimerida.gr/>

<http://www.computersinbiologyandmedicine.com/>

<https://www.aaet.info>

<https://www.insurancedaily.gr>