



ΕΘΝΙΚΟ ΜΕΤΣΟΒΙΟ ΠΟΛΥΤΕΧΝΕΙΟ

**ΣΧΟΛΗ ΕΦΑΡΜΟΣΜΕΝΩΝ ΜΑΘΗΜΑΤΙΚΩΝ
ΚΑΙ ΦΥΣΙΚΩΝ ΕΠΙΣΤΗΜΩΝ**

ΤΟΜΕΑΣ ΜΑΘΗΜΑΤΙΚΩΝ

ΔΙΠΛΩΜΑΤΙΚΗ ΕΡΓΑΣΙΑ

**ΚΑΜΠΥΛΕΣ ΛΕΙΤΟΥΡΓΙΚΟΥ ΧΑΡΑΚΤΗΡΙΣΤΙΚΟΥ ΔΕΚΤΗ ΚΑΙ
ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ ΠΡΑΓΜΑΤΙΚΩΝ ΙΑΤΡΙΚΩΝ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ**

ΑΔΑΜΙΔΗ ΕΛΕΝΗ

Επιβλέπων Καθηγητής : Χρήστος Κουκουβίνος

Αθήνα, Σεπτέμβριος 2012

*Αφιερώνεται στον Σπύρο μου και στις δύο
οικογένειές μου για την συμπαράστασή τους καθ' όλη
τη διάρκεια των σπουδών μου.*

“Η ομορφιά είναι το μεγαλείο της αλήθειας.”

Laurent Lafforgue

(Από την διάλεξή του στην Αθήνα «Σε τι χρειάζονται τα μαθηματικά»,2005)

Καθηγητής στο Ινστιτούτο Ανώτατων Επιστημονικών Σπουδών (IHES) στο Παρίσι.

Κάτοχος βραβείου Fields.

ΠΕΡΙΛΗΨΗ

Ο στόχος της παρούσας διπλωματικής εργασίας είναι η μελέτη των ROC καμπυλών καθώς και η εφαρμογή αυτών σε πραγματικά ιατρικά δεδομένα. Οι καμπύλες λειτουργικού χαρακτηριστικού δέκτη, ή αλλιώς, ROC (Receiver Operating Characteristic curves), αποτελούν ένα αξιολογημένο δημοφιλές στατιστικό εργαλείο που περιγράφει την διαγνωστική ακρίβεια διαφόρων δοκιμασιών σε πολλούς επιστημονικούς κλάδους όπως για παράδειγμα στην Ιατρική. Στο πρώτο κεφάλαιο, αναλύονται κάποιες βασικές έννοιες και ορισμοί από την ROC Ανάλυση όπως ειδικότητα και ευαισθησία, λόγοι πιθανοφάνειας και εμβαδόν κάτω από την καμπύλη χαρακτηριστικού δέκτη. Επίσης, παρουσιάζονται οι λόγοι χρήσης μιας ROC καμπύλης όπως η εκτίμηση της διακριτικής ικανότητας μια δοκιμασίας, η σύγκριση της διακριτικής ικανότητας δύο ή περισσότερων δοκιμασιών για τη διάγνωση του ίδιου νοσήματος, καθώς και η επιλογή του βέλτιστου διαχωριστικού ορίου μιας δοκιμασίας. Στη συνέχεια, διεξήχθη μία στατιστική ανάλυση των ιατρικών δεδομένων με σκοπό να αποκτήσει ο αναγνώστης μια ολοκληρωμένη εικόνα για το διαθέσιμο δείγμα. Στο τρίτο και τελευταίο κεφάλαιο, παρουσιάζεται η ROC ανάλυση που πραγματοποιήθηκε στο διαθέσιμο δείγμα, με στόχο την εύρεση παραγόντων που επηρεάζουν την έκβαση νοσηλείας ατόμων που εισήχθησαν στο νοσοκομείο ή την αναγκαιότητα διενέργειας επέμβασης κατά τη διάρκεια παραμονής τους σε αυτό.

Λέξεις ή φράσεις κλειδιά: ROC ανάλυση, Καμπύλες Λειτουργικού Χαρακτηριστικού δέκτη, Ευαισθησία, Ειδικότητα, Βέλτιστο διαχωριστικό όριο.

ABSTRACT

The purpose of this thesis, is to study the ROC curves, as well as to present its applications in medical data. Receiver Operating Characteristic curves, represent a rather popular statistical tool used in order to describe the diagnostic accuracy of different tests in many scientific areas such as medicine. Firstly, basic terminals and definitions are presented such as specificity and sensitivity, likelihood ratios and the area under the curve (AUC). Next, a statistical analysis of the medical data was performed in order to study the available sample. Furthermore, the use of ROC Analysis is presented such as the estimation of a resolution test, the comparison between two or more assays for the diagnosis of the same disease, and the optimal cut-off point of an assay. In the third and last chapter, ROC analysis of the available sample is presented. The aim of this analysis, is to determine significant factors, such as the outcome of the hospitalization of patients, or the necessity of intervention.

Keywords and phrases: ROC analysis, Receiver Operating Characteristic Curves, Sensitivity, Specificity, optimal cut-off point.

ΕΥΧΑΡΙΣΤΙΕΣ

Η παρούσα διπλωματική εργασία αποτελεί την ολοκλήρωση των προπτυχιακών σπουδών μου στη Σχολή Εφαρμοσμένων Μαθηματικών και Φυσικών Επιστημών (ΣΕΜΦΕ) του Εθνικού Μετσόβιου Πολυτεχνείου. Κατ' αρχάς θα ήθελα να ευχαριστήσω θερμά τον καθηγητή μου κ. Χρήστο Κουκουβίνο για την δυνατότητα που μου έδωσε να ασχοληθώ με ένα θέμα που αποτελεί ένα πραγματικά χρήσιμο εργαλείο για την διεξαγωγή αναλύσεων σε πολλούς επιστημονικούς κλάδους, αλλά και για την κατανόηση που επέδειξε κατά τη περίοδο της παρουσίας μου στο πανεπιστήμιο των Βερσαλλιών (UVSQ). Πολύτιμη ήταν η βοήθεια και ιδιαίτερα ενδιαφέρουσες οι ιδέες που μου προσέφερε η υποψήφια διδάκτορας Χριστίνα Παρπούλα κατά τη διάρκεια εκπόνησης αυτής της εργασίας.

Επίσης, δεν θα μπορούσα να μην ευχαριστήσω τον καθηγητή μου κ. Δημήτρη Φουσιάκη για την πολύτιμη καθοδήγησή του κατά τη διάρκεια της πρακτικής μου άσκησης στο Άλφα Ινστιτούτο Βιοϊατρικών Επιστημών αλλά και για όσα μου μετέδωσε στα μαθήματα Στατιστικής, Πιθανοτήτων και Ανάλυσης δεδομένων.

Περιεχόμενα

Περίληψη	4
Abstract	5
Ευχαριστίες	6

Κεφάλαιο 1 Βασικές έννοιες ανάλυσης ROC καμπυλών

1.1	Εισαγωγή.....	9
1.2	Βασικές έννοιες και ορισμοί.....	10
	1.2.1 Golden Standard Εξέταση.....	12
1.3	Λειτουργικά Χαρακτηριστικά (operating characteristics).....	13
1.4	Λόγοι Πιθανοφάνειας LR^+ και LR^-	18
1.5	Σφάλματα μεροληψίας στην χρήση ROC καμπυλών.....	19
1.6	Γραφική παράσταση ROC καμπύλης	20
	1.6.1 Εμβαδόν κάτω από την καμπύλη AUC.....	22
1.7	Διαχωριστικό όριο (cut-off point).....	23
	1.7.1 Παράγοντες επιλογής βέλτιστου διαχωριστικού ορίου.....	25
1.8	Παράδειγμα ταξινόμησης αποτελεσμάτων.....	30
1.9	Κριτήρια επιλογής βέλτιστου σημείου απόφασης.....	32
1.10	Παράδειγμα καμπύλων λειτουργικού χαρακτηριστικού δείκτη για ένα κλινικό έλεγχο.....	35
1.11	Ακρίβεια εκτίμησης ευαισθησίας-ειδικότητας και επίδρασης μεγέθους του δείγματος.....	37
1.12	Σύγκριση δοκιμασιών με την βοήθεια καμπυλών ROC.....	38
	1.12.1 Σύγκριση τριών ROC καμπυλών με διαφορετικό AUC.....	38
	1.12.2 Σύγκριση τεμνόμενων ROC καμπυλών με παραπλήσια AUC.....	39
1.13	Κλασική Στατιστική Θεωρία και ROC καμπύλες.....	40
1.14	Η καμπύλη ROC ως τυχαίος περίπατος.....	42
1.15	Εφαρμογή Λογιστικής Παλινδρόμησης στην εκτίμηση της καμπύλης λειτουργικού χαρακτηριστικού δείκτη.....	43

Κεφάλαιο 2 Στατιστική Ανάλυση ιατρικών δεδομένων

2.1 Περιγραφή δείγματος και σκοπού ανάλυσης.....	47
2.2 Αποτελέσματα ανάλυσης.....	48
2.2.1 Μήνας-διάρκεια εισαγωγής	48
2.2.2 Ανάλυση διασποράς.....	50
2.2.3 Chi-square test για την επέμβαση.....	55
2.2.4 Έκβαση νοσηλείας.....	57
2.2.5 Κλινική νοσηλείας.....	60
2.2.6 Προέλευση Αξιωματικών-Υπαξιωματικών	61
2.2.7 Σχέση έκβασης νοσηλείας με νομό προέλευσης.....	67

Κεφάλαιο 3 Εφαρμογή ROC Ανάλυσης σε ιατρικά δεδομένα

3.1 Παράγοντες ανάλυσης.....	72
3.2 Έκβαση νοσηλείας.....	72
3.2.1 Φύλο νοσηλευομένου.....	73
3.2.2 Ηλικία ασθενούς.....	75
3.2.3 Μήνας Εισαγωγής.....	78
3.2.4 Διάρκεια Νοσηλείας.....	79
3.2.5 Όπλο-Σώμα.....	80
3.3 Αναγκαιότητα Επέμβασης.....	81
3.3.1 Πρόβλεψη για την αναγκαιότητα επέμβασης.....	81
3.4 Θεώρηση αναγκαιότητας επέμβασης ως 7 ^{ης} επεξηγηματικής μεταβλητής.....	84

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ.....	85
----------------	----

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ.....	95
-------------------	----

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 1

ΒΑΣΙΚΕΣ ΕΝΝΟΙΕΣ ΑΝΑΛΥΣΗΣ ROC ΚΑΜΠΥΛΩΝ

1.1 ΕΙΣΑΓΩΓΗ

Η διαγνωστική προσπέλαση της ιατρικής επιστήμης εξελίσσεται με εντυπωσιακό ρυθμό τις τελευταίες δεκαετίες και οι τεχνολογικές εξελίξεις υπόσχονται μια συνεχή αλλαγή στον τρόπο αντιμετώπισης των πεδίων αναφοράς της. Η χρήση βιοχημικών δεικτών όπως το PSA (prostate-specific antigen) για την ανίχνευση του καρκίνου του προστάτη ή καρκινικών δεικτών όπως το CA-125 για τον καρκίνο των ωοθηκών και οι ακτινοδιαγνωστικές μέθοδοι όπως η μαστογραφία ή η ελαστογραφία ήπατος (Fibroscan) για τον έλεγχο του βαθμού ίνωσης του ήπατος, αποτελούν μερικές μόνο από τις τεχνολογικές εξελίξεις στη σύγχρονη ανίχνευση ασθενειών .

Είναι προφανώς σημαντική η διενέργεια ερευνητικών μελετών για τον προσδιορισμό των χαρακτηριστικών των διαγνωστικών δοκιμασιών, που θα διασφαλίσουν ότι, οι ευρέως χρησιμοποιούμενες εξετάσεις θα είναι οι πλέον ακριβείς και οι πιο οικονομικές . Η επιτυχία αυτών των μελετών κρίνεται από την ανάπτυξη κατάλληλων στατιστικών μεθόδων για τον σχεδιασμό τους και για την ανάλυση των δεδομένων τους.

Ένα αρκετά δημοφιλές στατιστικό εργαλείο που περιγράφει την διαγνωστική ακρίβεια είναι η Καμπύλη Λειτουργικού Χαρακτηριστικού Δέκτη ή ROC (Receiver Operating Characteristic curve). Στις αρχές της δεκαετίας του 1950 οι μεταπτυχιακοί φοιτητές του τμήματος Ηλεκτρολόγων Μηχανικών του πανεπιστημίου του Michigan, Peterson και Birdsall, κατά την ενασχόληση τους με προβλήματα της θεωρίας λήψης σημάτων πρότειναν για πρώτη φορά την εφαρμογή των καμπυλών ROC στην στατιστική θεωρία αποφάσεων[1]. Η γραφική μέθοδος μέτρησης της ποιότητας λήψης σήματος από έναν δέκτη σε ατελή διαγνωστικά συστήματα αποτέλεσε την αρχική χρήση των καμπυλών [6,16]. Η ROC ανάλυση επεκτάθηκε και σε άλλες επιστήμες όπως η Ψυχολογία, η Πληροφορική, η Οικονομία, η Ραδιολογία, και η Μετεωρολογία ενώ μόλις στις αρχές της δεκαετίας του 1990 άρχισε να αποτελεί αντικείμενο μελέτης και έρευνας από τους θεωρητικούς της Στατιστικής. Η κυριότερη όμως επιστήμη στην οποία

προσαρμόστηκε η χρήση των καμπύλων ROC είναι αδιαμφισβήτητη η Ιατρική, όπου χρησιμοποιούνται σε προβλήματα λήψης ιατρικών αποφάσεων. Η εισαγωγή τους στα πλαίσια της ιατρικής έρευνας έγινε από τον Lusted το 1971, [10] ο οποίος περιέγραψε πως μια μέθοδος που συχνά χρησιμοποιούνταν στην ψυχοφυσική θα μπορούσε να υιοθετηθεί και στην λήψη ιατρικών αποφάσεων.

Πέρα από την ευρεία χρήση τους σαν γραφική μέθοδος, οι ROC καμπύλες, έχουν κάποιες ιδιότητες που τις κάνουν εξαιρετικά χρήσιμες σε πεδία ασύμμετρων κατανομών και άνισα ταξινομημένων σφαλμάτων, καθιστώντας τις απαραίτητο εργαλείο των στατιστικών με εφαρμογές κυρίως στη μη παραμετρική στατιστική, τα λεγόμενα U-statistics, τους ελέγχους καλής προσαρμογής, τους τυχαίους περιπάτους και την ανάλυση επιβίωσης.[13,23] Η ενσωμάτωση της μεθοδολογίας των καμπύλων ROC σε γνωστές μεθόδους της Στατιστικής Ανάλυσης, η περαιτέρω μελέτη της σχέσης με τα γενικευμένα γραμμικά μοντέλα (GLM), η μελέτη πειραματικών σχεδιασμών για τη σύγκριση εμβადών κάτω από την καμπύλη ROC και η ανάπτυξη της χρήσης της στην επιστήμη της Πληροφορικής [19] (στη μηχανική μάθηση και στην επεξεργασία εικόνας) αποτελούν μερικά από τα πεδία μελλοντικής έρευνας στο αντικείμενο της ROC ανάλυσης.

1.2 ΒΑΣΙΚΕΣ ΕΝΝΟΙΕΣ ΚΑΙ ΟΡΙΣΜΟΙ

Διαγνωστικοί έλεγχοι (diagnostic tests) ή **προσυμπτωτικοί έλεγχοι** (screening tests) ονομάζονται διάφοροι ιατρικοί έλεγχοι που γίνονται με σκοπό τον εντοπισμό και την πρόληψη ασθενειών (π.χ αιματολογικές εξετάσεις, τεστ Παπανικολάου και διάφορες ακτινογραφίες). Ο σκοπός τους είναι ο εντοπισμός ασθενειών που δεν μπορούν να φανούν με άλλο τρόπο ή ο εντοπισμός μιας νόσου σε πρώιμο στάδιο (πριν την εμφάνιση συμπτωμάτων) ώστε να αντιμετωπιστεί εγκαίρως και αποτελεσματικά.

Το χαρακτηριστικό τους είναι ότι αν κάποιος εμφανίσει θετικό αποτέλεσμα είναι πιθανό να έχει την υπό εξέταση νόσο και άρα υποβάλλεται σε επιπλέον (και πιο μεγάλης ακρίβειας) εξετάσεις ή κατευθύνεται σε θεραπεία (αν το διαγνωστικό τεστ είναι πολύ ακριβές). Στο εξής, θα συμβολίζουμε με P και N , τη *θετική* ή *αρνητική* αντίστοιχα,

διάγνωση ενός τεστ ως προς την παρουσία ασθένειας. Πολλές φορές, στη θέση του διαγνωστικού ελέγχου μπορεί να είναι και ένα σύμπτωμα μιας ασθένειας

TP: Αληθώς θετική περίπτωση (true positive case) παρουσιάζεται όταν ένα άτομο έχει τη νόσο και το διαγνωστικό τεστ είναι θετικό.

TN: Αληθώς αρνητική περίπτωση (true negative case) παρουσιάζεται όταν ένα άτομο δεν έχει τη νόσο και το διαγνωστικό τεστ είναι αρνητικό.

FN: Ψευδώς αρνητική περίπτωση (false negative case) παρουσιάζεται όταν ένα άτομο έχει τη νόσο αλλά το διαγνωστικό τεστ είναι αρνητικό.

FP: Ψευδώς θετική περίπτωση (false positive case) παρουσιάζεται όταν ένα άτομο δεν έχει τη νόσο αλλά το διαγνωστικό τεστ είναι θετικό.

Ο παρακάτω 2x2 πίνακας συνάφειας μας δίνει τα τέσσερα πιθανά αποτελέσματα που μπορούν να προκύψουν από ένα πρόβλημα πρόβλεψης διπλής κλάσης (δυναμική ταξινόμηση).

		Πραγματική Τιμή	
		<i>True</i>	<i>False</i>
Πρόβλεψη του ελέγχου	<i>True</i>	<i>TP</i>	<i>FP</i>
	<i>False</i>	<i>FN</i>	<i>TN</i>

Πίνακας 1.2.1 Πίνακας Συνάφειας

1.2.1 GOLDEN STANDARD ΕΞΕΤΑΣΗ

Οι διαγνωστικοί έλεγχοι στην ιατρική έρευνα συχνά αναπτύσσονται σε συνεχή ή διακριτή κλίμακα για το διαχωρισμό των πληθυσμών υγιών και ασθενών. Αν υποθέσουμε ότι σε κάποιον ατελή ιατρικό έλεγχο μια ομάδα ανθρώπων δίνει κλινικές μετρήσεις σε συνεχή κλίμακα τότε μπορούμε με την βοήθεια μιας διαγνωστικής εξέτασης να διαχωρίσουμε αυτήν την ομάδα σε δύο επιμέρους ομάδες ασθενών και υγιών ατόμων. Αυτή η εξέταση ονομάζεται Gold Standard και πρόκειται για ένα τεστ μεγάλης ακρίβειας με το οποίο μπορούμε να συμπεράνουμε αν το προς εξέταση άτομο κατατάσσεται στην κατηγορία των ασθενών (D+) ή στην κατηγορία των υγιών(D-) ατόμων. Μερικές φορές, αυτός ο έλεγχος μεγίστης ακρίβειας, είναι σχετικώς απλός και φθηνός. Για παράδειγμα η εύρεση των αντισωμάτων του ιού του AIDS είναι εφικτή με την ορολογική εξέταση. Το ίδιο ισχύει και για την μόλυνση από την βάκιλο του Koch (φυματίωση) για την ανίχνευση της οποίας χρησιμοποιείται η δερμοαντίδραση Mantoux.

Στην πλειοψηφία όμως των περιπτώσεων, η Gold Standard είναι μια εξέταση περιπλοκή, δύσκολη, ακριβή ή και επικίνδυνη. Παραδείγματα αυτών των εξετάσεων είναι βιοψίες μέσω επεμβατικών τεχνικών, αυτοψίες ή επεμβατικές απεικονιστικές τεχνικές. Λόγω αυτών των προβλημάτων επί χρόνιων νοσημάτων, πολλές φορές είναι προτιμητέο να παρακολουθηθεί ο ασθενής για κάποιο διάστημα και να επαναληφθούν οι εξετάσεις του παρά να καταφύγει κανείς αμέσως σε επεμβατικές επικίνδυνες ή δύσκολες τεχνικές εξετάσεις. Στην περίπτωση αυτή η επανεξέταση (Followup) θεωρείται Gold Standard διαδικασία[21].

Παραθέτουμε το επόμενο παράδειγμα για πληρέστερη κατανόηση:

Έστω ότι ενδιαφερόμαστε για την επιβεβαίωση της διάγνωση της κίρρωσης ήπατος σε έναν ασθενή. Η Gold Standard εξέταση είναι η βιοψία ήπατος. Παρά ταύτα υπάρχουν άλλες διαγνωστικές εξετάσεις που είναι λιγότερο επεμβατικές και λιγότερο χρονοβόρες όπως και πιο οικονομικές, καθώς απαιτούν ελάχιστο ή και καθόλου χρόνο νοσηλείας του ασθενούς στο νοσοκομείο. Τέτοιες εξετάσεις είναι για παράδειγμα η ελαστογραφία ήπατος, η οποία μετρά το βαθμό ίνωσης του ηπατικού παρεγχύματος

μέσω υπερήχων, η μαγνητική ελαστογραφία και οι ορολογικοί δείκτες του βαθμού ίνωσης όπως το υαλουρονικό οξύ.

Επομένως λόγω της πολυπλοκότητας και της επεμβατικής φύσης τους οι διαγνωστικές εξετάσεις που παρέχουν μεγαλύτερη ακρίβεια δεν αποτελούν την πρώτη επιλογή των γιατρών αλλά και των ασθενών οι οποίοι τελικά επιλέγουν τις πιο απλές εξετάσεις έστω και αν δεν είναι τόσο ακριβείς στην διάγνωση. Για παράδειγμα, η ακτινογραφία θώρακα και η μικροβιολογική εξέταση είναι αρκετές στην αρχική προσέγγιση της πνευμονίας, παρότι η βιοψία πνευμονικού παρεγχύματος θα ήταν η ιδανικώς αποδεικτική εξέταση αλλά ταυτοχρόνως σημαντικά επικίνδυνη.

Αξίζει ωστόσο να σημειωθεί ότι σε κάποιες περιπτώσεις παρά την εκπληκτική πρόοδο της Ιατρικής, μια Gold Standard εξέταση δεν έχει ακόμα ανευρεθεί. Χαρακτηριστικά αναφέρουμε την στεφανιογραφία η οποία και θεωρείται gold standard στην διάγνωση της στεφανιαίας νόσου. Υπάρχουν όμως περιπτώσεις εμφραγμάτων λόγω σπασμού των στεφανιαίων αγγείων, ή μη αθηρωματικής θρόμβωσης, στις οποίες η στεφανιογραφία μπορεί να προκύπτει αρνητική. Συμπερασματικά, η απλότητα μιας εξέτασης θα πρέπει να ελέγχεται σε σχέση με την ανακρίβεια της διάγνωσης που μπορεί να προκύψει.

1.3 ΛΕΙΤΟΥΡΓΙΚΑ ΧΑΡΑΚΤΗΡΙΣΤΙΚΑ (Operating Characteristics)

Τα παρακάτω ποσοστά ονομάζονται πιθανοφάνειες ή αλλιώς **λειτουργικά χαρακτηριστικά** του διαγνωστικού ελέγχου.

Ευαισθησία (*sensitivity*) ενός διαγνωστικού τεστ (ή συμπτώματος) είναι το ποσοστό των αληθώς θετικών αποτελεσμάτων, δηλαδή το ποσοστό των θετικών ενδείξεων στον πληθυσμό των ασθενών (true positive rate , TPR) και εκφράζει την *πιθανότητα το τεστ να είναι θετικό (ή να εμφανίζεται το σύμπτωμα) δεδομένου ότι κάποιος έχει τη νόσο που εξετάζουμε, δηλαδή*

$$\text{sensitivity} = \frac{\# \text{ ατόμων με θετικό τεστ \& νόσο}}{\# \text{ ατόμων με νόσο}}$$

$$SE = TPR = \frac{TP}{P} = \frac{TP}{TP + FN} \quad (1)$$

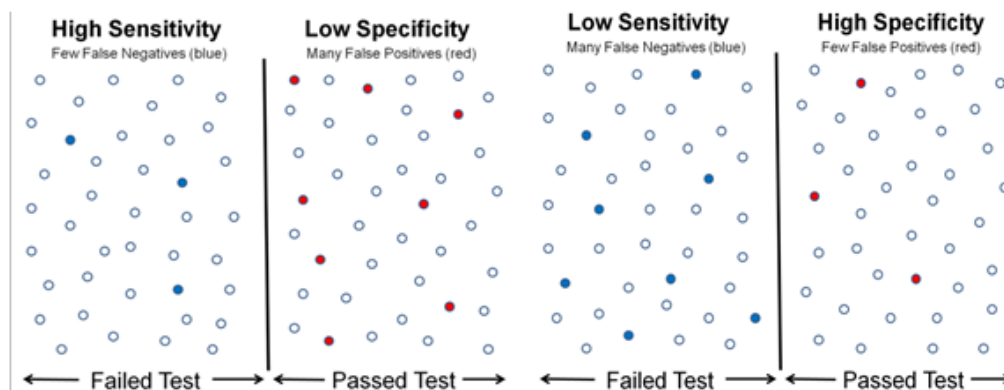
Ειδικότητα (*specificity*) ενός διαγνωστικού τεστ (ή συμπτώματος) είναι το ποσοστό των αρνητικών ενδείξεων στον πληθυσμό των υγιών (true negative rate, TNR) και εκφράζει την πιθανότητα το τεστ να είναι αρνητικό (ή να μην εμφανίζεται το σύμπτωμα) δεδομένου ότι κάποιος δεν έχει τη νόσο που εξετάζουμε, δηλαδή

$$\text{specificity} = \frac{\# \text{ ατόμων αρνητικό τεστ \& χωρίς νόσο}}{\# \text{ ατόμων χωρίς νόσο}}$$

$$SPC = \frac{TN}{N} = \frac{TN}{FP + TN} = 1 - FPR \quad (2) \quad \text{όπου} \quad FPR = \frac{FP}{N} = \frac{FP}{FP + N}$$

Ένας τέλειος προγνωστικός έλεγχος θα είχε ευαισθησία 100%, δηλαδή όλοι όσοι έχουν την νόσο να διαγιγνώσκονται ως άτομα που πράγματι έχουν την νόσο, και ταυτόχρονα θα είχε ειδικότητα 100%, δηλαδή να μην διαγιγνώσκεται κανείς από τους υγιείς ως φέροντες τη νόσο. Όμως αυτό είναι αδύνατον καθώς κάθε έλεγχος εμπεριέχει ένα ελάχιστο λάθος γνωστό ως το ποσοστό σφάλματος του Bayes[22]. Αναδεικνύεται λοιπόν μια σχέση ευαισθησίας και ειδικότητας αντιστρόφως ανάλογη, η οποία μπορεί να παρασταθεί γραφικά με τις παρακάτω εικόνες (1.3.1 και 1.3.2).

Εικόνα 1.3.1



Εικόνα 1.3.2

Η ROC καμπύλη είναι η γραφική παράσταση αυτής ακριβώς της σχέσης που υπάρχει μεταξύ ευαισθησίας και 1-ειδικότητας όπου η τελευταία εκφράζει το ποσοστό των αληθώς θετικών διά του ποσοστού των ψευδώς θετικών αποτελεσμάτων. Είναι επίσης γνωστή ως καμπύλη λειτουργικού χαρακτηριστικού καθώς αποτελεί τη σύγκριση δύο λειτουργικών χαρακτηριστικών TPR και FPR, όπως αυτά ορίστηκαν παραπάνω, καθώς το κριτήριο αλλάζει.

Στο σημείο αυτό και πριν προχωρήσουμε στον σχεδιασμό μιας καμπύλης ROC είναι σημαντικό να ορίσουμε κάποιες επιπλέον έννοιες.

- Η θετική προβλεπόμενη τιμή συμβολίζεται ως **PPV** (Positive Predicted Value) και εκφράζει την πιθανότητα εμφάνισης θετικού αποτελέσματος στο σύνολο όλων των θετικών προβλέψεων.

$$PPV = \frac{TP}{TP + FP} \quad (3)$$

- Αντίστοιχα αρνητική προβλεπόμενη τιμή **NPV** (Negative Predicted Value) ορίζεται η πιθανότητα εμφάνισης αρνητικού αποτελέσματος στο σύνολο των αρνητικών προβλέψεων.

$$NPV = \frac{TN}{TN + FN} \quad (4)$$

Τα PPV και NPV είναι αντίστοιχα με τα σφάλματα τύπου I και II στους αντίστοιχους ελέγχους υποθέσεων.

Για την καλύτερη εμπέδωση των παραπάνω εννοιών μπορούμε να αναφερθούμε στο εξής παράδειγμα: αν η πιθανότητα εμφάνισης μιας νόσου είναι ίση με ένα άτομο στα 10.000 όταν ένας έλεγχος βρεθεί αρνητικός και ένα άτομο στα 100 όταν βρεθεί ο ίδιος έλεγχος θετικός τότε θα προκύψουν $PPV = 1/100 = 0.01$ και $NPV = 1 - 1/10.000 = 0.9999$ αντίστοιχα.

Ένας καλός διαγνωστικός έλεγχος συνεπάγεται ότι και οι δύο προγνωστικές τιμές είναι υψηλές και κοντά στο 1. Συνήθως όμως μόνο η μια από αυτές είναι υψηλή, οπότε χρησιμοποιούμε τον έλεγχο για να αποκλείσουμε κάποιες περιπτώσεις.

Στο παραπάνω παράδειγμα, αν κάποιος έχει αρνητικό έλεγχο είμαστε σίγουροι ότι δεν έχει τη νόσο. Αντίθετα αν έχει θετικό έλεγχο, δεν μπορούμε να αποφανθούμε με

σιγουριά ότι έχει και τη νόσο (επειδή PPV πολύ μικρό). Ο γιατρός οφείλει να παραπέμψει τον ασθενή για επιπλέον εξετάσεις με μεγαλύτερη διαγνωστική ακρίβεια (δηλαδή υψηλότερο PPV).

- **Επιπολασμός PVR** (prevalence) ορίζεται να είναι το ποσοστό των ατόμων που έχουν την νόσο στο σύνολο των ατόμων.

$$\text{Επιπολασμός: } PRV = \frac{TP + FN}{P + N} \quad (5)$$

Προς εμπέδωση των παραπάνω εννοιών, ας υποθέσουμε ότι ένας κλινικός γιατρός αντιμετωπίζει ένα περιστατικό με τον εξής τρόπο. Αρχικά με βάση την εμπειρία του και τις γνώσεις για τον επιπολασμό των νοσημάτων που υποπτεύεται ότι ευθύνονται για την κατάσταση του ασθενούς, φτιάχνει την πρώτη διαγνωστική λίστα. Στη συνέχεια, χρειάζεται να επιλέξει τις διαγνωστικές εξετάσεις που θα τον διευκολύνουν στη διάγνωση του. Ο τρόπος με τον οποίο προτείνει τις διαγνωστικές εξετάσεις είναι ανάλογος του αν χρειάζεται ένα ευαίσθητο (για να αποκλείσει μια νόσο – rule out) ή ένα ειδικό τεστ (για να διαγνώσει μια νόσο – rule in).

Ωστόσο η ευαισθησία και η ειδικότητα είναι οι ιδιότητες οι οποίες από την στιγμή που στέλνει τις εξετάσεις παύουν να τον ενδιαφέρουν και δεν του χρησιμεύουν πια. Αυτό που τον ενδιαφέρει πλέον είναι το αποτέλεσμα των εξετάσεων. Στην περίπτωση που είναι παθολογικό (θετικό), αυτό που θα είναι χρήσιμο να γνωρίζει, είναι σε τι ποσοστό, μια παθολογική εξέταση του συγκεκριμένου τεστ, συνεπάγεται και ύπαρξη της νόσου. Η πιθανότητα λοιπόν του ασθενούς με θετική (παθολογική) εξέταση να πάσχει από τη νόσο λέγεται Θετική Διαγνωστική Αξία (Positive Predictive Value - PPV). Επειδή η πιθανότητα αυτή εκφράζεται μετά την λήψη των απαντήσεων της διαγνωστικής εξέτασης που έχει σταλεί ονομάζεται και μετά την εξέταση πιθανότητα (Post-Test Probability)[17].

Αν αντίστοιχα το αποτέλεσμα της εξέτασης είναι αρνητικό, τότε αυτό που ενδιαφέρει τον γιατρό είναι να γνωρίζει σε τι ποσοστό η αρνητική απάντηση αποκλείει τη νόσο. Εκφράζει λοιπόν την πιθανότητα ένα άτομο που δεν νοσεί να έχει αρνητική απάντηση στο τεστ. Επομένως, η πιθανότητα ύπαρξης ασθενούς με αρνητική (φυσιολογική) εξέταση και μη φορέα της νόσου, λέγεται Αρνητική Διαγνωστική Αξία (Negative Predictive Value - NPV). Επειδή η πιθανότητα αυτή εκφράζεται μετά την λήψη των απαντήσεων των διαγνωστικών εξετάσεων που έχουν σταλεί, ονομάζεται μετά την εξέταση πιθανότητα (Post-Test Probability).

Είναι επομένως εμφανές ότι οι διαγνωστικές έννοιες λειτουργούν συμπληρωματικά με τον επιπολασμό της νόσου, ο οποίος και χρησιμεύει για να εκφράσει την προ των εξετάσεων πιθανότητα (Pretest Probability), πιθανότητα που τροποποιείται μετά την απάντηση των διαγνωστικών ελέγχων. Επί θετικής απάντησης, στην περίπτωση παθολογικής εξέτασης (ή αρνητικής, στην περίπτωση φυσιολογικής εξέτασης) η τροποποιημένη αυτή νέα πιθανότητα λέγεται Post-Test Probability.

Συμπερασματικά, οι τιμές των διαγνωστικών εννοιών εξαρτώνται από την ευαισθησία, την ειδικότητα και τον επιπολασμό της νόσου, για την οποία ενδιαφέρεται ο γιατρός. Ο επιπολασμός της νόσου στις μελέτες υπολογισμού της διαγνωστικής αξίας, είναι καθορισμένος συνήθως από τους ερευνητές και δεν αντιπροσωπεύει τον επιπολασμό σε πρακτικό κλινικό επίπεδο. Αυτό πρέπει να λαμβάνεται υπόψη όταν κάποιος γιατρός θέλει να χρησιμοποιήσει μια διαγνωστική εξέταση και να επωφεληθεί από την διαγνωστική αξία της. Δηλαδή με άλλα λόγια η διαγνωστική αξία μιας εξέτασης μπορεί να είναι μεγαλύτερη ή μικρότερη από ότι περιγράφεται σε μια μελέτη και μάλιστα αυτή η μεταβολή είναι ανάλογη της μεταβολής του επιπολασμού μεταξύ της μελέτης και του πληθυσμού στο πρακτικό κλινικό καθημερινό περιβάλλον.

1.4 ΛΟΓΟΙ ΠΙΘΑΝΟΦΑΝΕΙΑΣ LR^+ και LR^-

Ο θετικός λόγος πιθανοφανειών ή λόγος πιθανοφανειών του θετικού αποτελέσματος της δοκιμασίας συμβολίζεται με L (ή LR^+) και υποδηλώνει πόσες φορές πιο συχνά εμφανίζονται οι TP τιμές (πάσχοντες) σε σχέση με τις FP τιμές (μη πάσχοντες).

$$\text{Likelihood ratio for a positive test result: } L = LR^+ = \frac{TPR}{FPR} \quad (6)$$

Ο αρνητικός λόγος πιθανοφανειών (λ ή LR^-) εκφράζει αντίστοιχα πόσες φορές πιο συχνά εμφανίζονται οι FN τιμές σε σχέση με τις TN.

$$\text{Likelihood ratio for a negative test result: } \lambda = LR^- = \frac{FNR}{TNR} \quad (7)$$

Οι σχέσεις (6) και (7) συνδέουν τους λόγους πιθανοφάνειας με τα λειτουργικά χαρακτηριστικά της διαδικασίας.

- Παράδειγμα αρνητικού λόγου πιθανοφανειών.

Έστω $LR^- = 0.16$ ο αρνητικός λόγος πιθανοφανειών μιας γυναίκας που έχει κάνει μαστογραφία. Αυτό σημαίνει ότι η πιθανότητα μιας γυναίκας με καρκίνο του μαστού να έχει αρνητική την εξέταση είναι 0,16 φορές (περίπου 1/6 φορές μικρότερη) μικρότερη από μια γυναίκα που δεν πάσχει από την νόσο. Μπορούμε λοιπόν να πούμε ότι μια γυναίκα χωρίς καρκίνο του μαστού έχει 6 φορές μεγαλύτερη πιθανότητα να έχει αρνητική μαστογραφία από μια πάσχουσα γυναίκα.

Επομένως,

- Αν ένα τεστ σε έναν ασθενή προκύψει αρνητικό και διαθέτει ένα LR^- μεγαλύτερο από 10 αυτό είναι ισχυρή ένδειξη διάγνωσης.
- Αν είναι αρνητικό και κάτω του 0.1 είναι ισχυρή ένδειξη μη νόσου.
- Οι ενδιάμεσες τιμές (μεταξύ 0.1 έως 10) είναι αμφίβολες και δεν βοηθούν στην διάγνωση άρα ο ασθενής χρήζει περαιτέρω διερεύνησης.

- Βασικά Πλεονεκτήματα του LR

Ο LR δεν επηρεάζεται από τον *επιπολασμό* του νοσήματος. Επομένως, οι κλινικοί γιατροί μπορούν να χρησιμοποιήσουν το LR αδιαφορώντας για το αν το κλινικό περιβάλλον της μελέτης από την οποία αντλήθηκαν οι λόγοι πιθανοφάνειας (LR) μοιάζει με το δικό τους καθημερινό κλινικό περιβάλλον ως προς τον επιπολασμό.

Ένα επίσης σημαντικό πλεονέκτημα της αξιολόγησης και χρήσης ενός τεστ μέσω του LR είναι ότι έχουμε να κάνουμε με έναν αριθμό αντί για δύο, σε αντίθεση με την ευαισθησία και την ειδικότητα. Επίσης δεν χρειάζεται κάθε φορά να σκεφτόμαστε με βάση την ευαισθησία και την ειδικότητα, έννοιες οι οποίες απλά διαχωρίζουν τους φυσιολογικούς από τους παθολογικούς με βάση ένα *cutoff* value κάθε φορά. Σαν αποτέλεσμα δίνεται η δυνατότητα να υπολογίσουμε την LR σε διάφορα cutoffs και έτσι να αντλήσουμε πολύτιμες κλινικές πληροφορίες συγκρίνοντας τις διάφορες τιμές LR. Αυτό γίνεται επειδή χρησιμοποιώντας τον LR μπορούμε να εκμεταλλευτούμε κάθε φορά την κλινική πληροφορία που παρέχει το αριθμητικό επίπεδο βαρύτητας μιας παθολογικής εξέτασης και όχι ταξινομώντας την αδρά σε παθολογική ή φυσιολογική.

1.5 Σφάλματα μεροληψίας στην χρήση ROC καμπυλών

Στη χρήση των καμπυλών ROC συχνά υπεισέρχονται σφάλματα μεροληψίας που αφορούν δύο κύριες κατηγορίες, το πρόβλημα της **μεροληψίας επιβεβαίωσης** (verification or selection bias) και το πρόβλημα του **ατελούς διαχωριστικού ελέγχου** (imperfect gold standard) [22].

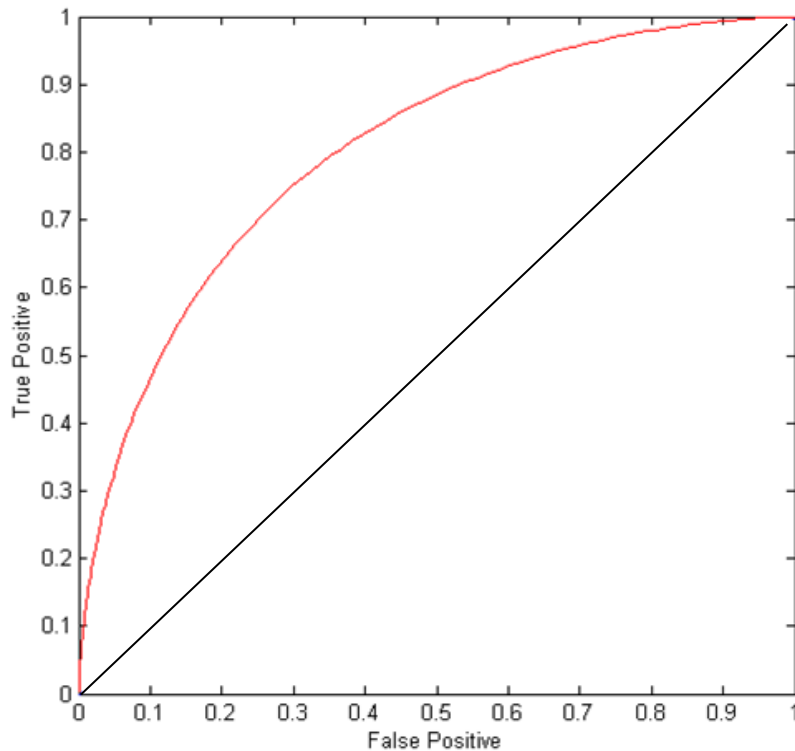
- Το πρόβλημα της μεροληψίας επιβεβαίωσης υπεισέρχεται στην έρευνα όταν ο τελικός διαχωρισμός του δείγματος σε ασθενείς και υγιείς είναι εφικτός μόνο για ένα μέρος του δείγματος [2]. Αυτό συμβαίνει στις κλινικές μελέτες όταν η επαλήθευση της ασθένειας (με σκοπό να γνωρίζουμε ασφαλώς ότι κάθε μέτρηση προέρχεται από ασθενή ή υγιή) μπορεί να γίνει πολύ δύσκολα ή με μεγάλο κόστος (π.χ. βιοψία). Τις περισσότερες φορές ο έλεγχος επιβεβαίωσης γίνεται κατά κύριο λόγο στους πραγματικά ασθενείς. Έχουν προταθεί αρκετές λύσεις σε

αυτό το πρόβλημα που αφορούν βελτιωμένες σχέσεις για τα σημεία (FP, TP) και το εμβαδόν κάτω από την καμπύλη [4].

- Το πρόβλημα του ατελούς διαχωριστικού ελέγχου αφορά την περίπτωση κατά την οποία το δείγμα δεν μπορεί να διαχωριστεί ασφαλώς σε ασθενείς και υγιείς (ο διαχωρισμός γίνεται με σφάλμα). Αυτό συμβαίνει όταν δεν υπάρχει ιατρική μέθοδος που μπορεί να καταναίμει το δείγμα με βεβαιότητα αλλά ο καταμερισμός γίνεται με τη βοήθεια περισσότερων ιατρικών ελέγχων. Διάφορες λύσεις έχουν προταθεί και σε αυτήν την περίπτωση [17].
- Τέλος, υπάρχει και η περίπτωση μεροληψίας λόγω σφαλμάτων μέτρησης στον ατελή διαγνωστικό έλεγχο, όπου το δείγμα είναι μεν ασφαλώς διαχωρισμένο σε ασθενείς και υγιείς αλλά οι μετρήσεις στο δείγμα έχουν γίνει με σφάλμα. Η αντιμετώπιση του προβλήματος αυτού έχει μελετηθεί επίσης [16].

1.6 Γραφική παράσταση ROC καμπύλης

Η σχέση των αληθώς θετικών ποσοστών (TPR) και ψευδώς θετικών ποσοστών (FPR) ενός διαγνωστικού ελέγχου μπορεί να παρασταθεί γραφικά με μια καμπύλη ROC καθώς το διαχωριστικό όριο μεταβάλλεται (Εικόνα 1.6.1). Η καμπύλη ROC ορίζεται στο μοναδιαίο τετράγωνο $[0,1] \times [0,1]$ ξεκινώντας από το σημείο (0,0) και καταλήγοντας στο (1,1). Για να αποφανθούμε αν η διαγνωστική μέθοδος που χρησιμοποιούμε είναι η πιο αξιόπιστη αναζητάμε την ύπαρξη του σημείου (0,1) το οποίο αντιστοιχεί σε 100% ευαισθησία (δεν υπάρχουν ψευδώς αρνητικά) και 100% ειδικότητα (δεν υπάρχουν ψευδώς θετικά).



Εικόνα 1.6.1 Καμπύλη ROC

Η διαγώνιος $y=x$ αναπαριστά τη διαδικασία τυχαίας πρόβλεψης σε έναν έλεγχο. Για παράδειγμα αν ένας ταξινομητής προβλέπει τυχαία τα θετικά αποτελέσματα στον μισό χρόνο, είναι αναμενόμενο να έχει τα μισά αρνητικά αποτελέσματα σωστά. Αυτή η σχέση αναπαρίσταται γραφικά με το σημείο $(0.5,0.5)$ στον χώρο ROC. Αν επιπλέον γίνονται υποθέσεις για τα θετικά αποτελέσματα στο 90% του χρόνου είναι επίσης αναμενόμενο να προκύπτουν 90% θετικά αλλά και 90% ψευδώς θετικά άρα προκύπτει το σημείο $(0.9,0.9)$.

Τα σημεία πάνω από την διαγώνιο αντιπροσωπεύουν τα αποτελέσματα της καλής ταξινόμησης ενώ το αντίθετο ισχύει για εκείνα τα σημεία που βρίσκονται κάτω από αυτήν.

Η περιοχή μεταξύ της καμπύλης ROC και της διαγωνίου, το σημείο τομής της καμπύλης με την κάθετη στην διαγώνιο καθώς και η περιοχή κάτω από την καμπύλη ROC αποτελούν σημαντικά κριτήρια για την αξιοπιστία μιας πρόβλεψης σε έναν έλεγχο.

1.6.1 Εμβαδόν κάτω από την καμπύλη AUC

Το εμβαδόν κάτω από την καμπύλη ROC στην αγγλική γλώσσα συμβολίζεται με AUC (Area Under the Curve) και αποτελεί έναν δείκτη διαχωρισμού ασθενών και υγιών ατόμων. Όταν οι δύο αυτές κατανομές (πασχόντων ή μη) συμπίπτουν απόλυτα η τιμή του AUC είναι 0.5 και είναι η ελάχιστη που θα μπορούσε να πάρει. Στην αντίθετη περίπτωση όπου οι δύο κατανομές είναι εντελώς διαφορετικές η τιμή του εμβαδού ανέρχεται στο 1 και είναι η μέγιστη δυνατή. Υπάρχουν πολλές ερμηνείες του εμβαδού αυτού αλλά μπορούμε να πούμε ότι μια καμπύλη με εμβαδόν κάτω από αυτήν 0.75 δεν είναι κλινικά χρήσιμη ενώ ένα εμβαδόν με τιμή 0.97 έχει αρκετά μεγάλη κλινική αξία, συσχετίζοντας τους λόγους των πιθανοφανειών [1]. Αξίζει να σημειωθεί ότι το AUC είναι ισοδύναμο με το Wilcoxon test και συνδέεται επιπλέον και με το στατιστικό U του Mann-Whitney [15,23].

Το εμβαδόν αυτό μπορεί να ερμηνευθεί και ως η πιθανότητα η τιμή του ελέγχου για έναν ασθενή (T^A) να είναι μεγαλύτερη από την τιμή του ελέγχου για ένα άτομο που δεν έχει την ασθένεια ($T^{\bar{A}}$) και υπολογίζεται με τη βοήθεια του παρακάτω τύπου:

$$w = \frac{1}{n_A n_{\bar{A}}} \sum_{i=1}^{n_A} \sum_{j=1}^{n_{\bar{A}}} S(T_i^A, T_j^{\bar{A}}) \quad (8)$$

όπου :

n_A και $n_{\bar{A}}$: ο αριθμός των ατόμων με ή χωρίς τη νόσο αντίστοιχα

T_i^A : η τιμή του διαγνωστικού ελέγχου για το i -άτομο της ομάδας των ασθενών

$T_j^{\bar{A}}$: η τιμή του διαγνωστικού ελέγχου για το j -άτομο της ομάδας των μη ασθενών

$$\text{και} \quad S(T_i^A, T_j^{\bar{A}}) = \begin{cases} 1, & \alpha \nu T_i^A > T_j^{\bar{A}} \\ 1/2, & \alpha \nu T_i^A = T_j^{\bar{A}} \\ 0, & \alpha \nu T_i^A < T_j^{\bar{A}} \end{cases} \quad (9)$$

Συμπερασματικά το εμβαδόν της περιοχής κάτω από την καμπύλη ROC εκφράζει την πιθανότητα που υφίσταται να ταξινομήσει η δοκιμασία ορθά ένα τυχαίο ζεύγος ενός

πάσχοντος και ενός μη πάσχοντος από το υπό εξέταση νόσημα και λαμβάνει τιμές από 0 έως 1. Όσο μεγαλύτερη είναι η τιμή του εμβαδού κάτω από την καμπύλη, τόσο μεγαλύτερη είναι η ακρίβεια του διαγνωστικού ελέγχου προς ανίχνευση ασθενών, ή μη, ατόμων. Το συμπέρασμα αυτό αποτυπώνεται γραφικά στην εικόνα 1.6.1 (Παράγραφος 1.6).

1.7 Διαχωριστικό όριο (cut-off point)

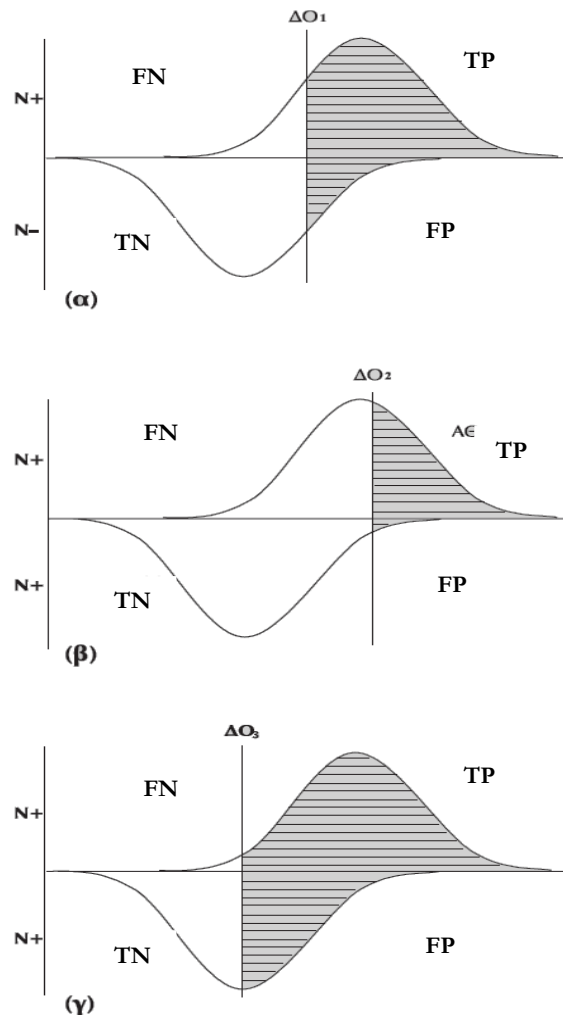
Σε κάθε διαγνωστική δοκιμασία συναντάμε δύο χαρακτηριστικά :

- i) Τη **διαχωρίζουσα μεταβλητή** (separator variable), δηλαδή μία μετρήσιμη ιδιότητα σε μια ποιοτική, διατάξιμη (συνεχή ή διακριτή) κλίμακα που σχετίζεται με ένα συγκεκριμένο νόσημα.
- ii) Το **διαχωριστικό όριο** ή σημείο διαμερισμού ή γραμμή διαμερισμού ή κριτήριο θετικότητας (cut-off point ή dividing line ή positivity criterion).

Το διαχωριστικό όριο είναι μια συγκεκριμένη τιμή της διαχωρίζουσας μεταβλητής, που επιλέγεται στην κλίμακα μέτρησης της, πέραν της οποίας οι τιμές της μεταβλητής (ή καλύτερα τα αποτελέσματα της δοκιμασίας) θεωρούνται θετικές ή παθολογικές και κάτω της οποίας αρνητικές ή φυσιολογικές. Πρόκειται ουσιαστικά για τη τιμή της διαχωρίζουσας μεταβλητής που διακρίνει τους αρρώστους σε πάσχοντες και μη, από το υπό διερεύνηση νόσημα. Αναπαρίσταται γραφικά από το σημείο της ROC καμπύλης που βρίσκεται πλησιέστερα στην άνω αριστερή γωνία του τετραγώνου. Το σημείο αυτό δίνει την μέγιστη πληροφορία καθώς εκεί προκύπτει το μέγιστο άθροισμα των TP (αληθώς θετικών) τιμών και των TN (αληθώς αρνητικών) τιμών. Επιπλέον καθορίζει τη διακριτική ικανότητα της δοκιμασίας, την ικανότητα δηλαδή να διακρίνει τους πάσχοντες ή μη από το υπό εξέταση νόσημα.

Για τη διάγνωση παραδείγματος χάριν της μόλυνσης από το μυκοβακτήριο της φυματίωσης, ως διαχωρίζουσα μεταβλητή λαμβάνεται το μέγεθος της διήθησης σε mm, που αναπτύσσεται μετά από ένεση στο χόριο του δέρματος φυματίνης (δερμοαντίδραση φυματίνης κατά Mantoux), και ως διαχωριστικό όριο ή κριτήριο θετικότητας μια συγκεκριμένη τιμή αυτής, π.χ 10 mm.

Η επιλογή του βέλτιστου διαχωριστικού ορίου προϋποθέτει τη γνώση του τρόπου με τον οποίο η μετατόπιση του επιδρά στη διαγνωστική ποιότητα της δοκιμασίας. Στην παρακάτω εικόνα απεικονίζεται η συμβατική διάκριση «φυσιολογικών ή αρνητικών» και «παθολογικών ή θετικών» τιμών μιας βιολογικής μεταβλητής με μερική επικάλυψη των κατανομών των τιμών της στους πάσχοντες και μη πάσχοντες από ορισμένο νόσημα. Η μερική επικάλυψη των δύο κατανομών αποκλείει την τέλεια διακριτική ικανότητα της δοκιμασίας. Η ολική επιφάνεια που περιλαμβάνεται κάτω από καθεμιά καμπύλη συχνότητων είναι ίση με 1 (100%). Για κάθε ένα από τα διαχωριστικά όρια (ΔO), το γραμμοσκιασμένο τμήμα της ολικής επιφάνειας δεξιά του ΔO και πάνω από τον οριζόντιο άξονα απεικονίζει το ποσοστό των ψευδώς θετικών και κάτω από τον οριζόντιο άξονα απεικονίζει αντίστοιχα το ποσοστό των ψευδώς θετικών τιμών.



Εικόνα 1.7.1 Κατανομές συχνότητας νοσούντων και υγιών ατόμων

Επομένως το ποσοστό των αληθώς θετικών (ή αρνητικών) και των ψευδώς θετικών (ή αρνητικών) αποτελεσμάτων της δοκιμασίας μεταβάλλεται ανάλογα με τις διαφορετικές τιμές του διαχωριστικού ορίου, πάνω από τις οποίες το αποτέλεσμα της δοκιμασίας χαρακτηρίζεται ως θετικό και κάτω από τις οποίες χαρακτηρίζεται ως αρνητικό.

Το πρώτο διαχωριστικό όριο ΔO_1 (εικ. 1.7.1 α) εξασφαλίζει το μέγιστο άθροισμα αληθώς θετικών και αληθώς αρνητικών αποτελεσμάτων της δοκιμασίας.

Στην δεύτερη εικόνα (εικ. 1.7.1 β) το διαχωριστικό όριο μετατοπίζεται προς τα δεξιά στον οριζόντιο άξονα (ΔO_2), δηλαδή προς τις «παθολογικές τιμές» (εδώ, υψηλές τιμές), μειώνεται το ποσοστό των αληθώς θετικών αποτελεσμάτων της δοκιμασίας (TPR), δηλαδή το ποσοστό των πασχόντων που χαρακτηρίζονται με βάση το αποτέλεσμα της δοκιμασίας ως πάσχοντες. Συνεπώς, αυξάνεται το ποσοστό των ψευδώς αρνητικών αποτελεσμάτων (FNR), δηλαδή το ποσοστό των πασχόντων που χαρακτηρίζονται ως μη πάσχοντες. Συγχρόνως, όμως, με τη μείωση του TPR μειώνεται και το FPR των αποτελεσμάτων (ποσοστό των μη πασχόντων που χαρακτηρίζονται με βάση το αποτέλεσμα της δοκιμασίας ως πάσχοντες) και επομένως αυξάνει το TNR, δηλαδή το ποσοστό των μη πασχόντων που χαρακτηρίζονται ως μη πάσχοντες.

Στην τελευταία εικόνα η μετατόπιση του ΔO προς τα αριστερά στον οριζόντιο άξονα (ΔO_3), (εικ. 1.7.1 γ), δηλαδή προς τις «φυσιολογικές τιμές» (εδώ, χαμηλές τιμές) έχει το αντίθετο ακριβώς αποτέλεσμα. Το TPR αυξάνεται και, κατά συνέπεια, μειώνεται το FNR των αποτελεσμάτων. Συγχρόνως, όμως, με την αύξηση του TPR αυξάνεται και το FPR των αποτελεσμάτων και επομένως μειώνεται το TNR(1-FPR).

1.7.1 Παράγοντες επιλογής βέλτιστου διαχωριστικού ορίου

Η χρήση της καμπύλης λειτουργικού χαρακτηριστικού δέκτη γίνεται συναρτήση της θεωρίας λήψης των κλινικών αποφάσεων και τη θεωρία της προσδοκώμενης χρησιμότητας για την επιλογή του βέλτιστου διαχωριστικού ορίου μιας δοκιμασίας.

Το βέλτιστο ΔO συνίσταται σε εκείνον το συνδυασμό του ποσοστού των αληθώς θετικών και του ποσοστού των ψευδώς θετικών αποτελεσμάτων της δοκιμασίας που μεγιστοποιεί την προσδοκώμενη χρησιμότητα (expected utility) όταν εφαρμόζεται σε ένα συγκεκριμένο κλινικό πρόβλημα. Έχει ήδη αναφερθεί ότι η επιλογή του βέλτιστου

διαχωριστικού ορίου είναι ισοδύναμη με την επιλογή ενός σημείου πάνω στην καμπύλη ROC το οποίο βρίσκεται πλησιέστερα στην άνω αριστερή γωνία του τετραγώνου (όπου το TPR και το TNR είναι ίσα με 1), η χρησιμοποίηση του οποίου δίνει το μεγαλύτερο αριθμό αληθών αποτελεσμάτων (θετικών ή αρνητικών) και το μικρότερο αριθμό ψευδών αποτελεσμάτων (θετικών ή αρνητικών). Το ΔΟ αυτό αποτελεί το βέλτιστο θεωρητικά διαχωριστικό όριο της δοκιμασίας, εάν σκοπός είναι απλά η μεγιστοποίηση του αριθμού των αληθών αποτελεσμάτων ή αλλιώς η ελαχιστοποίηση του αριθμού των ψευδών αποτελεσμάτων.

Παραθέτουμε τους παράγοντες επιλογής του βέλτιστου ΔΟ που πρόκειται να χρησιμοποιηθεί στην κλινική πράξη:

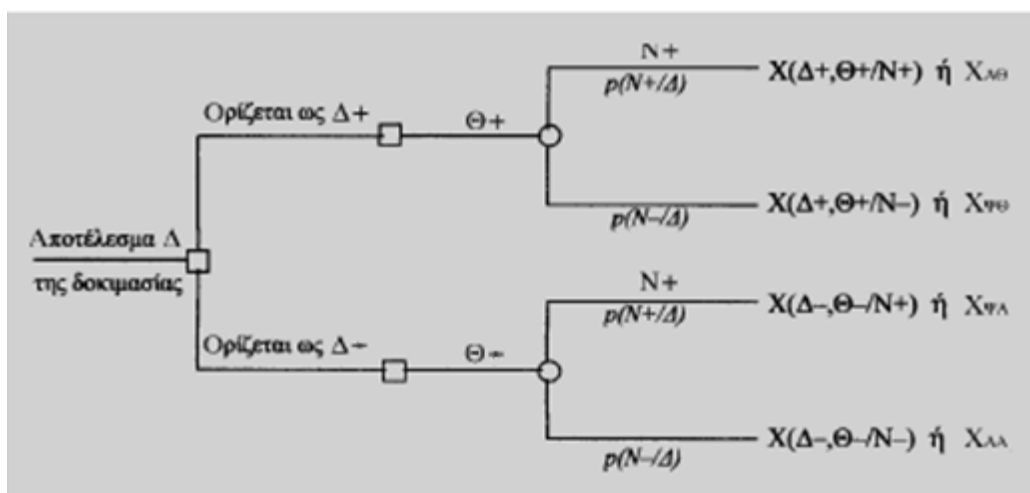
1. Ο **επιπολασμός** του νοσήματος ή αλλιώς η πιθανότητα του νοσήματος πριν από την εφαρμογή της διαδικασίας. Εάν για παράδειγμα ο επιπολασμός του νοσήματος είναι μικρός και η διαθέσιμη θεραπεία δαπανηρή και με σοβαρές ανεπιθύμητες ενέργειες, είναι προτιμότερη η μετακίνηση του ΔΟ προς τα κάτω-αριστερά, δηλαδή προς τις περισσότερες «παθολογικές» τιμές, σε μια προσπάθεια να μειωθεί ο αριθμός των ψευδώς θετικών αποτελεσμάτων. Αντίθετα, εάν ο επιπολασμός είναι μεγάλος και οι συνέπειες από τη μη χορήγηση θεραπείας σοβαρές, είναι προτιμότερη η μετακίνηση του ΔΟ προς τα πάνω δεξιά, δηλαδή προς τις περισσότερες «φυσιολογικές» τιμές ώστε να μειωθεί ο αριθμός των ψευδώς αρνητικών αποτελεσμάτων [21].

2. Το αναμενόμενο **«καθαρό όφελος» (net benefit)** από τη θεραπεία των νοσούντων ατόμων που σχετίζεται με τα ψευδώς αρνητικά αποτελέσματα.

3. Το αναμενόμενο **«καθαρό κόστος» (net cost)** από τη θεραπεία των μη νοσούντων που σχετίζεται με τα ψευδώς θετικά αποτελέσματα της δοκιμασίας.

Οι παραπάνω παράγοντες συνδυάζονται σε έναν τύπο με βάση τον οποίο υπολογίζεται η κλίση της καμπύλης ROC στο σημείο όπου αντιστοιχεί το

βέλτιστο διαχωριστικό όριο. Για την παραγωγή αυτού του τύπου χρησιμοποιείται το παρακάτω δένδρο απόφασης:



Εικόνα 1.7.1 Δέντρο απόφασης για την επιλογή του βέλτιστου ΔΟ.

Ως $\Delta+$ ορίζεται το θετικό αποτέλεσμα μιας δοκιμασίας, οπότε και ο άρρωστος θα πρέπει να υποβληθεί σε θεραπεία ($\Theta+$). Αντίστοιχα ορίζεται το αρνητικό αποτέλεσμα μιας διαδικασίας $\Delta-$ οπότε και ο άρρωστος δεν υποβάλλεται σε θεραπεία ($\Theta-$). Σε κάθε περίπτωση τα ενδεχόμενα ως προς την πραγματική κατάσταση του αρρώστου είναι να πάσχει ο άρρωστος από το νόσημα ($N+$) ή να μην πάσχει ($N-$). Η πιθανότητα παρουσίας του νοσήματος δεδομένου του αποτελέσματος Δ της δοκιμασίας παριστάνεται με $p(N+/\Delta)$ ενώ η πιθανότητα απουσίας του νοσήματος με $p(N-/\Delta)$.

Ως $X(\Delta+, \Theta+/N+)$ ορίζεται η χρησιμότητα να χαρακτηριστεί ο άρρωστος από την δοκιμασία ως πάσχων ($\Delta+$) και να του χορηγηθεί θεραπεία ($\Theta+$), δεδομένου ότι πραγματικά πάσχει από το νόσημα ($N+$), ή, αλλιώς, είναι η χρησιμότητα του ψευδώς θετικού αποτελέσματος της δοκιμασίας $X_{\Lambda\Theta}$.

Παρόμοια ορίζονται και η χρησιμότητα του ψευδώς θετικού αποτελέσματος $X_{\Psi\Theta}$, $X(\Delta+, \Theta+/N-)$, η χρησιμότητα $X_{\Psi\Lambda}$ του ψευδώς αρνητικού αποτελέσματος $X(\Delta-$

, Θ^-/N^+), και η χρησιμότητα X_{AA} του αληθώς αρνητικού αποτελέσματος της δοκιμασίας $X(\Delta^-, \Theta^-/N^-)$.

Είναι φανερό ότι όφελος από τη χορήγηση της θεραπείας θα έχουν μόνο οι άρρωστοι που πάσχουν από το συγκεκριμένο νόσημα. Αντίθετα η χορήγηση θεραπείας σε μη πάσχοντες ή η μη χορήγηση σε πάσχοντες, συνοδεύεται από κόστος (η έννοια του κόστους είναι γενικότερη και αφορά σε συνέπειες από τη μη θεραπεία του νοσήματος, τις ανεπιθύμητες ενέργειες των φαρμάκων, την υποβάθμιση της ποιότητας ζωής του αρρώστου και το οικονομικό κόστος).

Η διαφορά μεταξύ της χρησιμότητας χορήγησης θεραπείας σε πάσχοντες (αληθώς θετικό αποτέλεσμα) και της χρησιμότητας μη χορήγησης θεραπείας σε πάσχοντες (ψευδώς αρνητικό αποτέλεσμα) εκφράζει το «καθαρό όφελος» της δοκιμασίας:

$$\text{«καθαρό όφελος»}: O = X(\Delta^+, \Theta^+/N^+) - X(\Delta^-, \Theta^-/N^+) = X_{A\Theta} - X_{\Psi A} \quad (1)$$

Η διαφορά μεταξύ της χρησιμότητας μη χορήγησης θεραπείας σε μη πάσχοντες (αληθώς αρνητικό αποτέλεσμα) και της χρησιμότητας χορήγησης θεραπείας σε μη πάσχοντες (ψευδώς θετικό αποτέλεσμα) εκφράζει το «καθαρό κόστος» της δοκιμασίας:

$$\text{«καθαρό κόστος»}: K = X(\Delta^-, \Theta^-/N^+) - X(\Delta^+, \Theta^+/N^-) = X_{AA} - X_{\Psi\Theta} \quad (2)$$

Η προσδοκώμενη χρησιμότητα (ΠΧ) κάθε κόμβου τύχης υπολογίζεται πολλαπλασιάζοντας τη χρησιμότητα με την αντίστοιχη πιθανότητα κάθε έκβασης και αθροίζοντας στη συνέχεια τα γινόμενα αυτά. Έτσι, η προσδοκώμενη χρησιμότητα ορισμού του αποτελέσματος της δοκιμασίας ως θετικού $[ΠΧ(\Delta^+)]$ ισούται με:

$$ΠΧ(\Delta^+) = X_{A\Theta} \times p(N^+/\Delta) + X_{\Psi\Theta} \times p(N^-/\Delta) \quad (3)$$

Ανάλογα ορίζεται η προσδοκώμενη χρησιμότητα του αρνητικού αποτελέσματος της δοκιμασίας και ισούται με:

$$ΠΧ(Δ-) = X_{\Psi_A} \times p(N+/Δ) + X_{\Lambda_A} \times p(N-/Δ) \quad (4)$$

Η τιμή του αποτελέσματος Δ της δοκιμασίας για την οποία είμαστε αδιάφοροι μεταξύ των δυο εναλλακτικών επιλογών, δηλαδή μεταξύ της απόφασης να οριστεί το αποτέλεσμα της δοκιμασίας θετικό και να χορηγηθεί θεραπεία ή να οριστεί αρνητικό και να μην χορηγηθεί θεραπεία, αποτελεί το βέλτιστο διαχωριστικό όριο της δοκιμασίας. Στο σημείο αυτό, η προσδοκώμενη χρησιμότητα του θετικού αποτελέσματος της δοκιμασίας ισούται με την προσδοκώμενη χρησιμότητα του αρνητικού αποτελέσματος. Έτσι εξισώνοντας τις δύο τελευταίες σχέσεις προκύπτει:

$$\frac{p(N+/Δ)}{p(N-/Δ)} = \frac{(X_{\Lambda_A} - X_{\Psi_{\Theta}})}{(X_{\Lambda_{\Theta}} - X_{\Psi_A})} \quad (5)$$

Με αντικατάσταση των (1), (2) στην (5) προκύπτει ότι:

$$\frac{p(N+/Δ)}{p(N-/Δ)} = \frac{K}{O} \quad (6)$$

Ο αριστερός όρος της σχέσης (5) αποτελεί το odds της εκ των υστέρων πιθανότητας του νοσήματος δεδομένου του αποτελέσματος Δ της δοκιμασίας, το οποίο δίνεται από τον τύπο του Bayes ως εξής:

$$\frac{p(N+/Δ)}{p(N-/Δ)} = \frac{p(N+)}{p(N-)} \times \Lambda\Pi \quad (7)$$

όπου $\Lambda\Pi$ ο λόγος πιθανοφανειών του αποτελέσματος Δ της δοκιμασίας.

Από την εξίσωση των σχέσεων (5), (6) προκύπτει ότι:

$$\Lambda\Pi = \frac{p(N-)}{p(N+)} \times \frac{K}{O} \quad (8)$$

Ωστόσο όμως ο λόγος πιθανοφαινεών του αποτελέσματος Δ της δοκιμασίας που αντιστοιχεί σε ένα συγκεκριμένο σημείο της καμπύλης ROC ισούται με την κλίση της καμπύλης ROC (εφγ) στο σημείο αυτό. Έτσι ο προηγούμενος τύπος γράφεται τελικά ως εξής:

$$\text{εφγ} = \frac{1 - p(N+)}{p(N+)} \times \frac{K}{O}$$

Από τον τελευταίο τύπο προκύπτει ότι το βέλτιστο διαχωριστικό όριο της δοκιμασίας αντιστοιχεί στο σημείο όπου η κλίση της καμπύλης ROC, δηλαδή η κλίση της εφαπτομένης στο σημείο αυτό της ευθείας, ισούται με το γινόμενο του odds της απουσίας του νοσήματος επί το λόγο του καθαρού κόστους από τη θεραπεία των μη νοσούντων (κόστος των ψευδώς θετικών αποτελεσμάτων), προς το καθαρό όφελος από τη θεραπεία των νοσούντων (κόστος των ψευδώς αρνητικών αποτελεσμάτων). Αυτό το διαχωριστικό όριο εξασφαλίζει τη βέλτιστη αναλογία ψευδώς θετικών και ψευδώς αρνητικών αποτελεσμάτων της δοκιμασίας, δεδομένου του επιπολασμού του νοσήματος και του σχετικού βαθμού προτίμησης των ψευδώς θετικών έναντι των ψευδώς αρνητικών αποτελεσμάτων, ο οποίος εκφράζεται από το λόγο K/O .

1.8 Παράδειγμα Ταξινόμησης αποτελεσμάτων

Σε έναν ιατρικό έλεγχο τα αποτελέσματα μπορεί να δίνονται σε διακριτή, διαβαθμισμένη κλίμακα, ανάλογα με την πεποίθηση του ιατρού για την ύπαρξη ή μη κάποιας νόσου όπως φαίνεται για παράδειγμα παρακάτω, αναλύοντας τα αποτελέσματα μιας ακτινογραφίας.

GS	Κατηγορία Ταξινόμησης					Σ
	--	-	-/+	+	++	
D-	33	6	2	11	2	54
D+	3	2	6	11	33	55

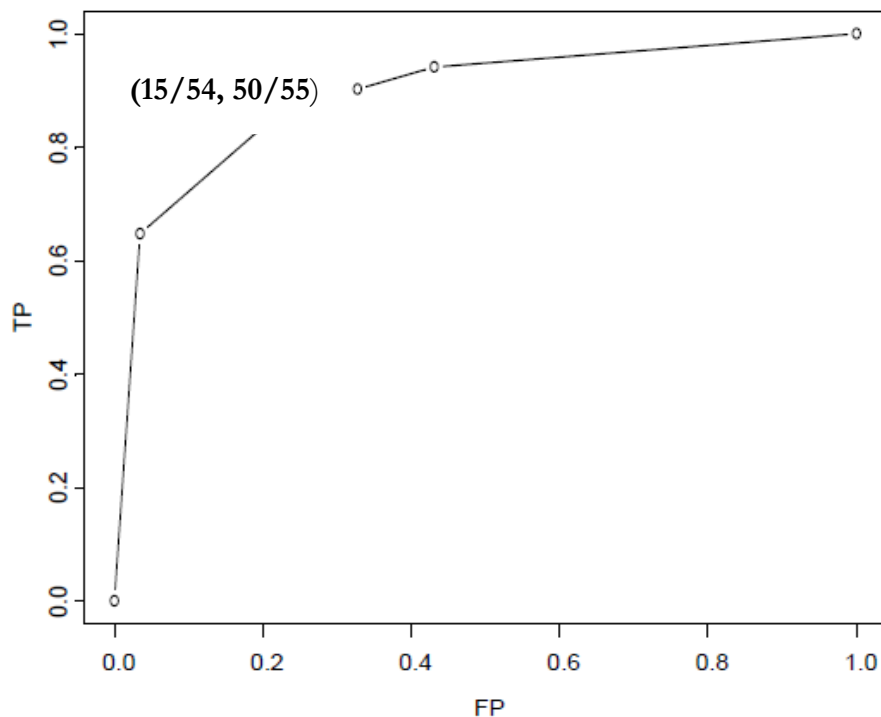
Πίνακας 1.8.1 Ταξινόμηση 109 ακτινογραφιών σε κλίμακα 5 σημείων ‘--’: σίγουρα υγιής, ‘++’: σίγουρα ασθενής.

Σε τέτοιες περιπτώσεις, από ένα πίνακα διπλής εισόδου (διαστάσεων $2 \times n$), όπως ο παραπάνω ορίζονται $n+1$ 2×2 πίνακες μεταβάλλοντας σταδιακά το σημείο απόφασης από κατηγορία σε κατηγορία (περιλαμβάνοντας και τις ακραίες περιπτώσεις, 'όλες οι κατηγορίες ενδεικτικές ασθένειας', και 'καμιά κατηγορία ενδεικτική ασθένειας' ώστε να περιληφθούν τα σημεία (1,1) και (0,0) αντίστοιχα στα ζεύγη σημείων (FP,TP)). Για παράδειγμα θεωρώντας ότι όλες οι μετρήσεις από την Τρίτη κατηγορία ('-/+') και πάνω είναι ενδεικτικές ασθένειας ορίζουμε το παρακάτω 2×2 πίνακα:

	--,-	-/+,+,++
D-	39 (TN=39/54)	15 (FP=15/54)
D+	5 (FN=5/55)	50 (TP=50/55)

Πίνακας 1.8.2 Συχνότητες που αντιστοιχούν στην απόφαση και ποσοστά για τον ορισμό του σημείου της καμπύλης ROC

Στην εικόνα παραθέτουμε την καμπύλη ROC που αντιστοιχεί στον προηγούμενο πίνακα 1.5



Εικόνα 1.8.1 Καμπύλη ROC αντιστοιχεί στον Πίνακα 1.5

1.9 ΚΡΙΤΗΡΙΑ ΕΠΙΛΟΓΗΣ ΒΕΛΤΙΣΤΟΥ ΣΗΜΕΙΟΥ ΑΠΟΦΑΣΗΣ

Η καμπύλη λειτουργικού χαρακτηριστικού δέκτη είναι το γράφημα της συμμεταβολής των ζευγών εσφαλμένα θετικών και ορθώς θετικών αποφάσεων (FP, TP) για όλα τα σημεία απόφασης. Συχνά όμως στην ιατρική έρευνα ο ερευνητής πρέπει να επιλέξει ένα συγκεκριμένο σημείο απόφασης -χρησιμοποιώντας κάποιο κριτήριο για αυτήν την επιλογή- ως λειτουργικό σημείο του ιατρικού διαγνωστικού ελέγχου, σύμφωνα με το οποίο θα κατατάσσει τους εξεταζόμενους σε ασθενείς και υγιείς με το μικρότερο κόστος ή με το μικρότερο σφάλμα. Η καμπύλη ROC μπορεί να χρησιμοποιηθεί για την επιλογή του βέλτιστου σημείου απόφασης.

Ανάλογα με τη φύση του διαγνωστικού ελέγχου υπάρχουν τρία κριτήρια επιλογής του σημείου απόφασης.

- 1) Το **αυστηρό κριτήριο** είναι αυτό που χρησιμοποιείται στον βιομηχανικό ποιοτικό έλεγχο και με βάση αυτό επιλέγεται το σημείο απόφασης που αντιστοιχεί σε $FP=0.01$ ή 0.05 (δηλαδή επιλογή του σφάλματος τύπου I σύμφωνα με τη μεθοδολογία των στατιστικών ελέγχων υποθέσεων). Σύμφωνα με το αυστηρό κριτήριο μόνο μετρήσεις στα άκρα της κατανομής των φυσιολογικών θα χαρακτηρίζονται ως μη-αποδεικτές.
- 2) Το **επιεικές κριτήριο**, με βάση το οποίο το σημείο απόφασης επιλέγεται ώστε το κλάσμα TP να είναι κοντά στη μονάδα. Οι συσκευές εντόπισης βλαβών στα αεροσκάφη λειτουργούν με αυτό το κριτήριο.
- 3) Το **δημοφιλέστερο κριτήριο** σε ότι αφορά την επιλογή του σημείου απόφασης με χρήση της καμπύλης ROC βρίσκεται μεταξύ των δύο προηγούμενων και στηρίζεται στην μεγιστοποίηση των ορθών αποφάσεων (θετικών και αρνητικών). Το σημείο της καμπύλης ROC στο οποίο μεγιστοποιούνται οι ορθές αποφάσεις δηλαδή όπου $TN+TP=\max$ (αντίστοιχα ελαχιστοποιούνται οι εσφαλμένες αποφάσεις με $FN+FP=\min$) είναι αυτό με τη μέγιστη απόσταση από την κύρια διαγώνιο. Αυτό αντιστοιχεί στο σημείο απόφασης που ορίζεται από το σημείο τομής των συναρτήσεων πιθανότητας των κατανομών υγιών και ασθενών.

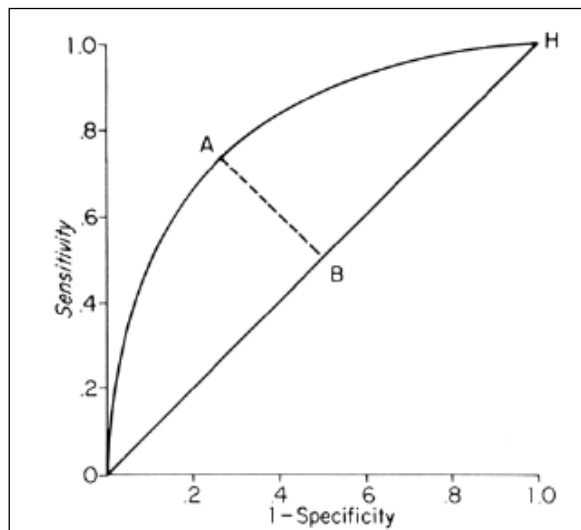
Συγκεκριμένα, έστω ότι οι συντεταγμένες του σημείου A στην εικόνα 1.9.1 είναι $(FP, TP) = (1-TN, TP)$. Το ευθύγραμμο τμήμα OH έχει κλίση 1 και ικανοποιεί την $y=x$. Το AB είναι κάθετο στο OH και θα ικανοποιεί την $TP=-(1-TN)+\lambda$, [3] όπου λ ο σταθερός όρος. Λύνοντας ως προς λ έχουμε, $\lambda=TP-TN+1$. Το B ανήκει και στις δύο ευθείες οπότε οι συντεταγμένες του θα είναι:

$$\left(\frac{TP+1-TN}{2}, \frac{TP+1-TN}{2} \right)$$

Άρα το μήκος του AB:

$$\sqrt{\left[(1-TN) - \frac{TP+1-TN}{2} \right]^2 + \left[TP - \frac{TP+1-TN}{2} \right]^2} = \frac{\sqrt{2}}{2} (TP+TN-1)$$

γίνεται μέγιστο όταν η ποσότητα $TN+TP$ είναι μέγιστη.



Εικόνα 1.9.1 Βέλτιστο σημείο απόφασης με βάση την καμπύλη ROC.

Όταν υγιείς και ασθενείς προέρχονται από κανονικές κατανομές $N(\mu_1, \sigma_1^2)$ και $N(\mu_2, \sigma_2^2)$ αντίστοιχα, το βέλτιστο σημείο απόφασης t δίνεται από τη σχέση:

$$t = \frac{-\left(\mu_2\sigma_1^2 - \mu_1\sigma_2^2\right) + \sqrt{\mu_2\sigma_1^2 - \mu_1\sigma_2^2 - \left(\sigma_2^2 - \sigma_1^2\right)\left(\mu_1^2\sigma_2^2 - \mu_2^2\sigma_1^2\right) - 2\sigma_1^2\sigma_2^2 \ln \frac{\sigma_2}{\sigma_1}}}{\sigma_2^2 - \sigma_1^2},$$

ενώ όταν $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$, τότε:

$$t = \frac{\mu_1 + \mu_2}{2}$$

Όταν έχουμε στη διάθεσή μας ένα απλό τυχαίο δείγμα από έναν πληθυσμό, το ποσοστό εσφαλμένων αποφάσεων συνολικά (misclassification rate – MR) δίνεται από τη σχέση:

$$MR = \text{Prev}(1 - TP) + (1 - \text{Prev})(1 - TN)$$

όπου **Prev** ο επιπολασμός της ασθένειας στον πληθυσμό – δηλαδή το ποσοστό του πληθυσμού που έχει την ασθένεια σε συγκεκριμένη χρονική στιγμή. Το ζητούμενο είναι το σημείο απόφασης που ελαχιστοποιεί την παραπάνω συνάρτηση:

$$\frac{dMR}{dFP} = -\text{Prev} \frac{dTP}{dFP} + (1 - \text{Prev})$$

και εξισώνοντας με το 0 έχουμε:

$$\frac{dTP}{dFP} = \frac{1 - \text{Prev}}{\text{Prev}}$$

Δηλαδή, το βέλτιστο σημείο απόφασης πάνω στην καμπύλη ROC είναι αυτό στο οποίο η καμπύλη έχει κλίση $S = \frac{1 - \text{Prev}}{\text{Prev}}$. Η τελευταία σχέση είναι χρήσιμη για την επιλογή του σημείου απόφασης με χρήση της καμπύλης ROC σε μελέτες επιπολασμού μιας ασθένειας σε έναν πληθυσμό. Όταν στα ποσοστά ορθών και εσφαλμένων επιλογών υπεισέρχονται κόστη και κέρδη ανάλογα με την απόφαση το σημείο της καμπύλης ROC με τη βέλτιστη κλίση είναι:

$$S_{opt} = \frac{1 - \text{Prev}}{\text{Prev}} \cdot \frac{B_{TN} - C_{FP}}{B_{TP} - C_{FN}},$$

όπου B_{TP} , B_{TN} τα κέρδη από τις ορθές αποφάσεις και C_{FP} , C_{FN} τα κόστη από τις εσφαλμένες αποφάσεις. Η βέλτιστη κλίση θα είναι σχετικά μεγάλη και το κριτήριο σχετικά αυστηρό όταν ο επιπολασμός είναι μικρός ή όταν ο αριθμητής της διαφοράς κέρδους-κόστους είναι μεγαλύτερος από τον παρονομαστή, δηλαδή όταν η ορθή απόφαση είναι πιο σημαντική στις ορθώς αρνητικές αποφάσεις. Αντίθετα, η βέλτιστη κλίση θα είναι μικρή και το κριτήριο επιεικές είτε έχουμε μεγάλο επιπολασμό είτε όταν ο παρονομαστής της διαφοράς κόστους-κέρδους είναι μεγάλος σε σχέση με τον αριθμητή, δηλαδή όταν είναι σημαντικό να εντοπιστεί ορθώς η ασθένεια

1.10 ΠΑΡΑΔΕΙΓΜΑ ΚΑΜΠΥΛΩΝ ΛΕΙΤΟΥΡΓΙΚΟΥ ΧΑΡΑΚΤΗΡΙΣΤΙΚΟΥ ΔΕΚΤΗ ΓΙΑ ΕΝΑΝ ΚΛΙΝΙΚΟ ΕΛΕΓΧΟ

Το διαχωριστικό όριο των 4.0 ng/ml προσδιορίστηκε για τον έλεγχο ειδικού προστατικού αντιγόνου (Prostate Specific Antigen) σε περιπτώσεις καρκίνου του προστάτη. Τιμές κάτω από αυτό το όριο (μικρότερες του 4.0) λαμβάνονται υπόψη ως φυσιολογικές ενώ πάνω από αυτό ως μη φυσιολογικές. Όπως είναι φυσικό θα υπάρχουν ασθενείς με PSA τιμές κάτω από 4.0 ng/ml που παρόλα αυτά θα είναι μη φυσιολογικές τιμές (ψευδώς αρνητικές) και τιμές πάνω από 4.0 οι οποίες θα είναι φυσιολογικές (ψευδώς θετικές). Ο στόχος μιας ανάλυσης ROC καμπυλών είναι να προσδιορίσει το διαχωριστικό όριο.

Ας υποθέσουμε ότι υπάρχουν δύο ομάδες αντρών, και ότι χρησιμοποιώντας μία gold standard εξέταση γνωρίζουμε ότι η μία ομάδα παρουσιάζει φυσιολογικές τιμές (αρνητικά αποτελέσματα), και επομένως δεν έχει καρκίνο του προστάτη, και ότι η άλλη ομάδα γνωρίζουμε ότι έχει καρκίνο του προστάτη (θετικά αποτελέσματα).

Προκειμένου να γίνει ο διαγνωστικός έλεγχος για την συγκεκριμένη νόσο πραγματοποιείται αιματολογική εξέταση του ειδικού προστατικού αντιγόνου σε όλους τους άντρες. Ο έλεγχος αυτός θα προβλέψει κάποιες μη φυσιολογικές τιμές, αλλά όχι όλες, ως τιμές που εμφανίζονται σε περιπτώσεις ανδρών που έχουν την νόσο. Το ποσοστό των μη φυσιολογικών τιμών που μας έδωσε ο παραπάνω έλεγχος στον συνολικό αριθμό των ίδιων τιμών για τις οποίες γνωρίζουμε ότι εμφανίζονται σε περιπτώσεις παρουσίας της νόσου αποτελεί το προαναφερθέν TPR γνωστό και ως ευαισθησία.

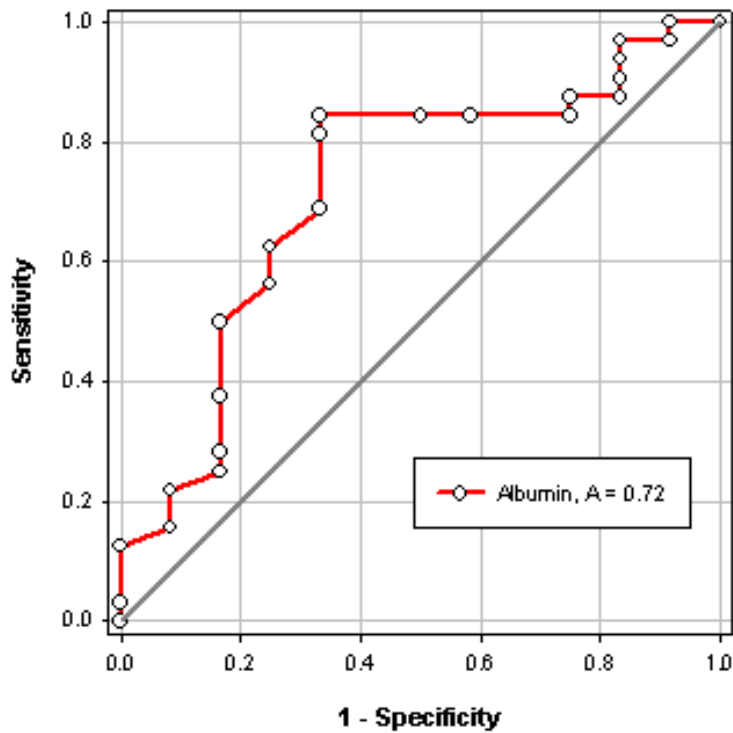
Αντίστοιχα, ο έλεγχος θα προβλέψει κάποιες φυσιολογικές τιμές, αλλά όχι όλες, ως τιμές που εμφανίζονται σε περιπτώσεις ανδρών που δεν έχουν την νόσο. Το ποσοστό των φυσιολογικών τιμών που μας έδωσε ο παραπάνω έλεγχος στον συνολικό αριθμό των φυσιολογικών τιμών (gold standard εξέταση) αποτελεί το ορισμένο TNR γνωστό και ως ειδικότητα.

Ο απώτερος σκοπός είναι η εύρεση ενός διαχωριστικού ορίου, μέσω της ROC ανάλυσης, το οποίο με κάποιο τρόπο θα ελαχιστοποιεί τον αριθμό των ψευδώς θετικών και αρνητικών αποτελεσμάτων (η μεγιστοποίηση δηλαδή της ευαισθησίας και της ειδικότητας).

Για τον PSA έλεγχο στο συγκεκριμένο παράδειγμα οι μη φυσιολογικές τιμές είναι μεγάλες(>4.0) και φυσιολογικές θεωρούνται οι μικρές(<0.4).

Η ROC καμπύλη είναι το γράφημα ευαισθησίας (άξονας y) και 1-ειδικότητας (άξονας x). Ένα παράδειγμα φαίνεται στο παρακάτω γράφημα. Η μεγιστοποίηση της ευαισθησίας αντιστοιχεί σε μερικές μεγάλες τεταγμένες της ROC καμπύλης ενώ αντίστοιχα η μεγιστοποίηση της ειδικότητας σε μικρές τεταγμένες. Για τον λόγο αυτό μια καλή επιλογή διαχωριστικού σημείου αποτελεί εκείνο το σημείο το οποίο βρίσκεται πιο κοντά στην άνω αριστερή γωνία του γραφήματος. Ωστόσο κάτι τέτοιο δεν αληθεύει πάντα. Για παράδειγμα σε μερικές εξετάσεις είναι σημαντικό να μην διαφεύγει των παρατηρήσεων μας ο εντοπισμός μη φυσιολογικών τιμών και για τον λόγο αυτό χρειάζεται να παρατηρούμε περισσότερο την ευαισθησία από το να μεγιστοποιούμε την τιμή της ειδικότητας. Στην περίπτωση αυτή το διαχωριστικό όριο της καμπύλης θα

μετακινηθεί από την άνω αριστερή στην άνω δεξιά γωνία. Σε προσυμπτωματικό έλεγχο του καρκίνου του προστάτη, ωστόσο, επειδή η καλοήθης διόγκωση του προστάτη μπορεί να οδηγήσει σε ανώμαλη (υψηλή) τιμή του PSA, τα ψευδώς θετικά αποτελέσματα είναι κοινά και ανεπιθύμητα (ακριβή βιοψία, συναισθηματικός αντίκτυπος). Σε αυτή την περίπτωση η μεγιστοποίηση της ειδικότητας είναι σημαντική (κινείται προς την κάτω αριστερή γωνία της καμπύλης ROC).



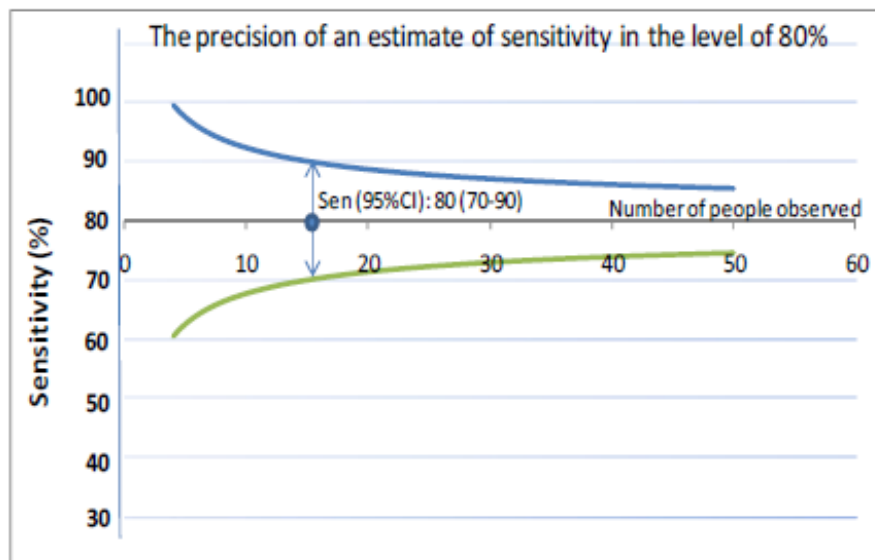
Εικόνα 1.10.1 ROC καμπύλη για την PSA εξέταση καρκίνου του προστάτη

1.11 ΑΚΡΙΒΕΙΑ ΕΚΤΙΜΗΣΗΣ ΕΥΑΙΣΘΗΣΙΑΣ-ΕΙΔΙΚΟΤΗΤΑΣ ΚΑΙ ΕΠΙΔΡΑΣΗΣ ΜΕΓΕΘΟΥΣ ΤΟΥ ΔΕΙΓΜΑΤΟΣ

Ο υπολογισμός των τιμών της ευαισθησίας και της ειδικότητας συνήθως προέρχονται από μελέτες που διενεργούνται σε μικρό αριθμό πασχόντων και μη, από την προς εξέταση νόσο. Για λόγους τυχαίας διακύμανσης, μικροί αριθμοί μελετώμενου πληθυσμού συνοδεύονται από στατιστική αβεβαιότητα, σχετικά με τον αν οι ευρεθείσες τιμές αντιπροσωπεύουν την πραγματική τιμή ευαισθησίας και ειδικότητας στον γενικό πληθυσμό. Έτσι λοιπόν είναι προτιμότερο να λαμβάνεται υπόψη η ακρίβεια υπολογισμού αυτών των τιμών (ευαισθησίας και ειδικότητας) με την παράθεση των τιμών συνοδευόμενων από τα 95% διαστήματα εμπιστοσύνης (CI). Ο υπολογισμός των 95% διαστημάτων εμπιστοσύνης είναι εύκολος μέσω της εξίσωσης του διωνυμικού θεωρήματος και ισούται με:

$$p \pm 1,96 \sqrt{\frac{p(1-p)}{N}}$$

όπου p είναι το ευρεθέν ποσοστό ευαισθησίας ή ειδικότητας και N ο αριθμός των ατόμων που παρακολούθηθηκαν στην μελέτη. Στην παρακάτω εικόνα παρουσιάζεται η επίδραση του αριθμού των ατόμων της μελέτης στην ακρίβεια (διάστημα εμπιστοσύνης) της ευρεθείσας τιμής ευαισθησίας στα επίπεδα του 80%.

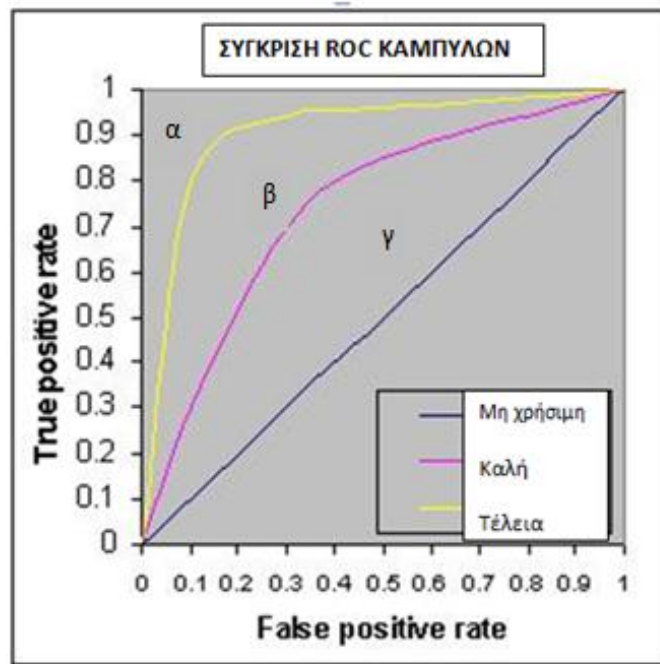


Εικόνα 1.11.1 Υπολογισμός της Ευαισθησίας στο επίπεδο του 80% και τα 95% διαστήματα εμπιστοσύνης αυτής (95%CI) για 15 άτομα.

1.12 Σύγκριση δοκιμασιών με την βοήθεια καμπυλών ROC

1.12.1 Σύγκριση τριών ROC καμπυλών με διαφορετικό AUC

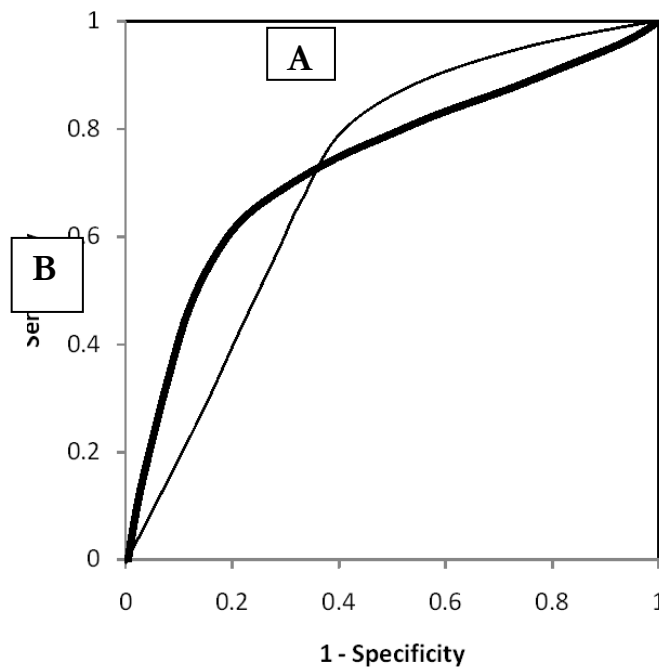
Αν θέλουμε να συγκρίνουμε δύο ή περισσότερες δοκιμασίες ως προς την διαγνωστική τους ικανότητα-ποιότητα αρκεί να συγκρίνουμε τις γραφικές παραστάσεις των ROC καμπυλών τους. Με την παρακάτω εικόνα παρατηρούμε ότι η καμπύλη με την μικρότερη κυρτότητα ως προς την άνω αριστερή γωνία (γ) και επομένως με το μικρότερο εμβαδόν κάτω από αυτήν, είναι η μη χρήσιμη. Αντίθετα, η κίτρινη καμπύλη (α) εμφανίζει τη μεγαλύτερη συνολική διακριτική ικανότητα καθώς έχει την μεγαλύτερη κυρτότητα ως προς το προαναφερθέν σημείο και το μεγαλύτερο AUC.



Εικόνα 1.12.1 Σύγκριση ROC καμπυλών με διαφορετικά AUC

1.12.2 Σύγκριση τεμνόμενων ROC καμπυλών με παραπλήσια AUC

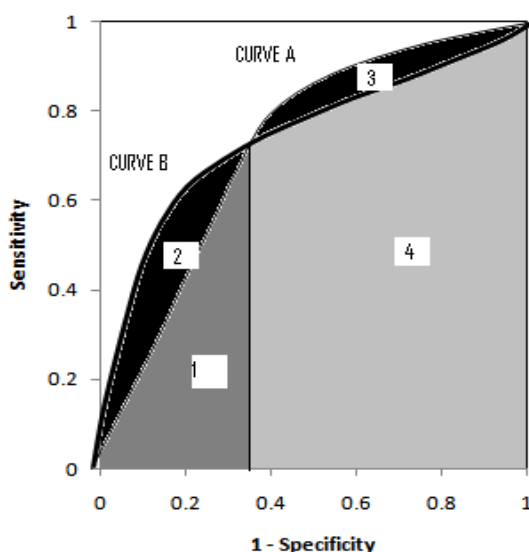
Υπάρχουν περιπτώσεις στις οποίες οι καμπύλες λειτουργικού χαρακτηριστικού δέκτη τέμνονται σε κάποιο σημείο και επιπλέον έχουν παραπλήσιες τιμές για τα εμβαδά κάτω από αυτές. Στην εικόνα 1.12.2 παρατηρούμε δύο υποθετικές ROC καμπύλες για δύο διαγνωστικούς ελέγχους A και B που εφαρμόζονται για την ανίχνευση της ίδιας ασθένειας. Οι καμπύλες A,B έχουν σχεδόν το ίδιο εμβαδόν κάτω από αυτές αλλά τέμνονται σε κάποιο σημείο. Θα λέμε ότι ο έλεγχος A είναι καλύτερος από τον B όταν απαιτείται μεγάλη ευαισθησία και ότι ο έλεγχος B είναι αποδοτικότερος από τον A όταν απαιτείται μεγάλη τιμή ειδικότητας.



Εικόνα 1.12.2 Σύγκριση τεμνόμενων ROC καμπυλών

Σε αυτές αλλά και σε ορισμένες άλλες περιπτώσεις, το ενδιαφέρον μπορεί να περιοριστεί σε συγκεκριμένες τιμές ευαισθησίας και ειδικότητας. Για παράδειγμα, σε έναν έλεγχο ασθένειας με πρόγνωση θανάτου (καρκίνος) απαιτείται μεγάλη ειδικότητα. Εν προκειμένω, το ενδιαφέρον επικεντρώνεται στον έλεγχο B για τιμές ειδικότητας ≥ 0.65 ή $(1-\text{ειδικότητα}) \leq 0.35$.

Σε αυτή τη περίπτωση, οι περιοχές με το μεγαλύτερο ενδιαφέρον είναι οι 1 και 2 όπως αυτές παρουσιάζονται στην εικόνα 1.12.3 (μερικό εμβαδόν κάτω από την καμπύλη). Οι περιοχές αυτές μπορούν να υπολογιστούν με λογισμικά όπως το STATA.



Εικόνα 1.12.3-Μερικά εμβαδά κάτω από ROC καμπύλες

1.13 ΚΛΑΣΙΚΗ ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ ΘΕΩΡΙΑ ΚΑΙ ROC ΚΑΜΠΥΛΕΣ

Η σχέση των καμπυλών ROC με την κλασσική Στατιστική Θεωρία των ελέγχων υποθέσεων είχε γίνει αντιληπτή από τους πρωτεργάτες της ανάλυσης καμπυλών ROC (Swets 1996)[18].

Συγκεκριμένα, στο πρόβλημα του ελέγχου μιας απλής στατιστικής υπόθεσης $H_0 : f = f_0$ έναντι μιας απλής εναλλακτικής υπόθεσης $H_A : f = f_A$, αν αντιστοιχίσουμε στην κατανομή της μηδενικής υπόθεσης αυτήν των υγιών και στην κατανομή της εναλλακτικής υπόθεσης αυτήν των ασθενών, τότε το σημείο απόφασης αντιστοιχεί στο σημείο που ορίζει το επίπεδο σημαντικότητας (ή σφάλμα τύπου I) το οποίο είναι,

$$a = P(\text{απόρριψη } H_0 | H_0) = \int_C f_0(x) dx$$

όπου C η κρίσιμη περιοχή (Lindgren 1993)[11], ή αλλιώς η περιοχή δεξιά του σημείου απόφασης, αντίστοιχα:

$$FP = P(\text{αποτέλεσμα ελέγχου } D+ | D-) = \int_C f_{D-}(x) dx$$

Όμοια, για την απλή εναλλακτική υπόθεση H_A μπορεί να οριστεί το σφάλμα τύπου II και η ισχύς:

$$1 - \beta = P(\text{μη-απόρριψη } H_A | H_A) = \int_C f_A(x) dx$$

που αντιστοιχεί στο κλάσμα TP:

$$TP = P(\text{αποτέλεσμα ελέγχου } D+ | D+) = \int_C f_{D+}(x) dx$$

Μεταβάλλοντας το επίπεδο σημαντικότητας και παίρνοντας το γράφημα που ορίζουν τα $(\alpha, 1-\beta)$ ορίζουμε την αντίστοιχη της ROC καμπύλης για τον έλεγχο της απλής μηδενικής υπόθεσης H_0 έναντι της εναλλακτικής υπόθεσης H_A . Η αντιστοίχιση των δύο παράλληλων ορισμών φαίνεται στον παρακάτω πίνακα:

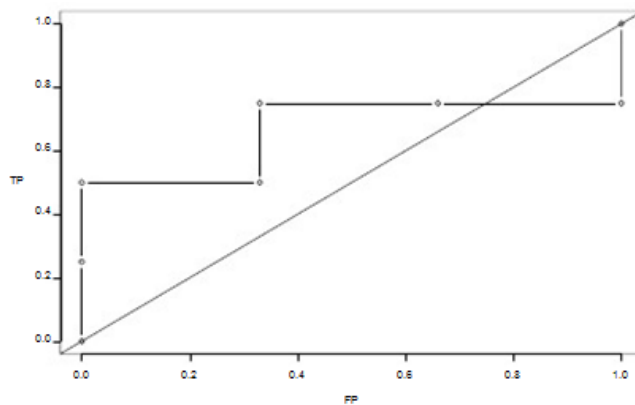
		Απόφαση				ΙΑΤΡΙΚΟΣ ΕΛΕΓΧΟΣ	
		Μη-απόρριψη	Απόρριψη			D-	D+
H ₀	ΑΛΗΘΗΣ	1-α	α	GS	TN	FP	
	ΨΕΥΔΗΣ	β	1-β		D-	FN	TP

Πίνακας 1.13.1 Αντιστοιχία ελέγχων υποθέσεων με τις καμπύλες ROC

Μια αναλυτική προσέγγιση στο θέμα της αναλογίας της ανάλυσης των καμπύλων ROC και της κλασικής στατιστικής θεωρίας υπάρχει στην εργασία των Browner, Newman (1987).

1.14 Η ΚΑΜΠΥΛΗ ROC ΩΣ ΤΥΧΑΙΟΣ ΠΕΡΙΠΑΤΟΣ

Παραθέτουμε ένα παράδειγμα κατασκευής μιας καμπύλης ROC στη συνεχή περίπτωση. Έστω οι μετρήσεις 2, 3, 5 για $n=3$ υγιείς και οι μετρήσεις 1, 4, 7, 9 για $m=4$ ασθενείς. Ακολουθεί η περιγραφή της κατασκευής της εμπειρικής καμπύλης ROC. Αρχικά διατάσσουμε το δείγμα όλων των μετρήσεων 1, **2**, **3**, 4, **5**, 7, 9 (με έντονα οι υγιείς). Έπειτα παίρνουμε από ένα σημείο απόφασης μεταξύ κάθε ζεύγους μετρήσεων και δύο επιπλέον σημεία πριν και μετά από όλες τις μετρήσεις, π.χ. $c = (0.5, 1.5, 2.5, 3.5, 4.5, 5.5, 7.5, 9.5)$. Σε αυτήν την περίπτωση ορίζονται τα ζεύγη των εσφαλμένα θετικών και ορθώς θετικών ποσοστών (FP, TP) για το διάστημα c των σημείων απόφασης: $\{(1, 1), (1, 0.75), (0.66, 0.75), (0.33, 0.75), (0.33, 0.5), (0, 0.5), (0, 0.25), (0, 0)\}$. Η πολυγωνική γραμμή που ορίζουν τα ζεύγη (FP, TP) είναι η καμπύλη ROC που προκύπτει :



Εικόνα 1.14.1 Εμπειρική καμπύλη ROC

Η καμπύλη ROC της εικόνας 1.22 είναι ένας τυχαίος περίπατος από το σημείο $(1, 1)$ στο $(0, 0)$, με βήμα $1/4$ προς τα κάτω όταν η επόμενη μέτρηση προέρχεται από ασθενή και βήμα $1/3$ προς τα αριστερά όταν η επόμενη μέτρηση προέρχεται από υγιή. Στη γενική περίπτωση, για δείγματα μεγέθους n, m που προέρχονται από υγιείς και ασθενείς αντίστοιχα, η εμπειρική καμπύλη ROC είναι ο τυχαίος περίπατος από το σημείο $(1, 1)$ στο σημείο $(0, 0)$ με βήμα $1/m$ προς τα κάτω όταν η επόμενη μέτρηση (από τις διατεταγμένες, συνολικές μετρήσεις) προέρχεται από το δείγμα των ασθενών και βήμα $1/n$ προς τα αριστερά όταν η επόμενη μέτρηση προέρχεται από το δείγμα των υγιών.

1.15 ΕΦΑΡΜΟΓΗ ΛΟΓΙΣΤΙΚΗΣ ΠΑΛΙΝΔΡΟΜΗΣΗΣ ΣΤΗΝ ΕΚΤΙΜΗΣΗ ΤΗΣ ΚΑΜΠΥΛΗΣ ΛΕΙΤΟΥΡΓΙΚΟΥ ΧΑΡΑΚΤΗΡΙΣΤΙΚΟΥ ΔΕΚΤΗ

Η επέκταση των καμπύλων λειτουργικού χαρακτηριστικού δέκτη σε διαγνωστικούς κανόνες αφορούσε τη λογιστική παλινδρόμηση. Στόχος του μοντέλου της (δίτιμης) λογιστικής παλινδρόμησης είναι η σύνδεση $k \geq 1$ ανεξάρτητων τυχαίων μεταβλητών X_1, \dots, X_k με μια εξαρτημένη μεταβλητή Y (δείκτη) μέσω μιας σχέσης της μορφής:

$$E(Y|X) = \pi(x) = \frac{e^{\beta'x}}{1 + e^{\beta'x}}$$

όπου $\beta' = [\beta_0, \dots, \beta_k]$ διάνυσμα συντελεστών, $X' = [1 \ X_1 \ \dots \ X_k]$ και $0 \leq E(Y|X) \leq 1$ και $\pi(x)$ αντιπροσωπεύει την πιθανότητα εμφάνισης του γεγονότος που εκφράζει η εξαρτημένη μεταβλητή Y (για συγκεκριμένες τιμές του διανύσματος των συντελεστών που υπολογίζεται με τη μέθοδο μέγιστης πιθανοφάνειας) [6,16].

Το μοντέλο της λογιστικής παλινδρόμησης ανάγεται λοιπόν σε έναν διαγνωστικό κανόνα σύμφωνα με τον οποίο σε ένα αντικείμενο με μετρήσεις X_1, \dots, X_k αντιστοιχεί μια πιθανότητα εμφάνισης του γεγονότος.

Σε πολλά προβλήματα του τομέα της Στατιστικής, οι ανεξάρτητες μεταβλητές αφορούν μετρήσεις ατόμων σε διαγνωστικούς ελέγχους (εργαστηριακές μετρήσεις) και χαρακτηριστικά όπως η ηλικία, το φύλο και άλλες κλινικές μετρήσεις, ενώ η ανεξάρτητη μεταβλητή κωδικοποιεί την ύπαρξη μιας συγκεκριμένης ασθένειας. Η πρόβλεψη της πιθανότητας ύπαρξης ασθένειας από το μοντέλο είναι το αποτέλεσμα του διαγνωστικού κανόνα (του μοντέλου δηλαδή της λογιστικής παλινδρόμησης). Θεωρώντας ως σημείο απόφασης μια τιμή p στο $[0, 1]$ κάθε πιθανότητα που προκύπτει από το μοντέλο μεγαλύτερη της p θα εκλαμβάνεται ως πρόβλεψη 'ασθενής' και κάθε αποτέλεσμα του μοντέλου μικρότερο του p θα εκλαμβάνεται ως πρόβλεψη 'υγιής'. Άρα ορίζονται οι έννοιες της ευαισθησίας και της ειδικότητας του διαγνωστικού κανόνα και μεταβάλλοντας το σημείο απόφασης μπορεί να οριστεί η καμπύλη ROC που αντιστοιχεί στο μοντέλο.

Η σημαντικότητα του μοντέλου μπορεί να υπολογιστεί από τη σημαντικότητα της καμπύλης ROC που αντιστοιχεί ενώ μπορεί να υπολογιστεί η συνεισφορά στο μοντέλο για καθεμία από τις σημαντικές μεταβλητές του υπολογίζοντας (για παράδειγμα) το εμβαδόν κάτω από την καμπύλη που αντιστοιχεί στο περιορισμένο (χωρίς την υπό έλεγχο μεταβλητή) και το πλήρες μοντέλο. Η άμεση ανάγκη για την επιλογή των καλύτερων μοντέλων παλινδρόμησης οδήγησε στη χρήση δεικτών όπως αυτός του εμβαδού κάτω από την καμπύλη ROC.

Έστω X_1, X_2, \dots, X_n και Y_1, Y_2, \dots, Y_m οι ανεξάρτητες μεταξύ τους μετρήσεις των υγιών και των ασθενών αντίστοιχα οι οποίες ακολουθούν τις συνεχείς συναρτήσεις κατανομών F και G . Η ROC καμπύλη δίνεται από τη σχέση:

$$R(s) = 1 - F[G^{-1}(1-s)] \quad \text{για } s \in [0,1]$$

Το εμβαδόν κάτω από την καμπύλη ROC ορίζεται ως εξής:

$$A = \int_0^1 R(s) ds = P(Y_i > X_i)$$

Τώρα όσον αφορά τον υπολογισμό του $R(s)$ εισάγεται μια εναλλακτική ημιπαραμετρική προσέγγιση του. Έτσι αντί να προχωρήσουμε απευθείας στη μοντελοποίηση των συναρτήσεων κατανομών F, G για τα αποτελέσματα του τεστ, δεδομένης της κατάστασης υγείας του ασθενή, προχωράμε στη μοντελοποίηση της πιθανότητας εμφάνισης ασθένειας για ένα συγκεκριμένο αποτέλεσμα. Αν και τα μοντέλα της λογιστικής παλινδρόμησης χρησιμοποιούνται κατά κόρων για τέτοιου είδους μοντελοποιήσεις, ωστόσο η σχέση τους με τις ROC καμπύλες δεν είναι ξεκάθαρη.

Η σύνδεση μεταξύ παραμετρικών και μη παραμετρικών προσεγγίσεων του υπολογισμού της ROC καμπύλης μπορεί να περιγραφεί με την παρακάτω μέθοδο. Θεωρούμε λοιπόν $D=1$ ή $D=0$ τις καταστάσεις του ασθενούς ή υγιούς αντίστοιχα. Για ένα συγκεκριμένο αποτέλεσμα του τεστ όπου $X=x$, το μοντέλο λογιστικής παλινδρόμησης είναι το:

$$P(D=1 / X=x) = \frac{\exp\{a^* + \beta^T r(x)\}}{1 + \exp\{a^* + \beta^T r(x)\}} \quad (7)$$

όπου a μία βαθμιδωτή παράμετρος, β ένα $p \times 1$ διάνυσμα παραμέτρους και $r(x)$ μια $p \times 1$ ομαλή διανυσματική συνάρτηση του x . Τότε $F(x) = P(X \leq x / D = 1)$ και $G(x) = P(X \leq x / D = 0)$. Αν $f(x)$, $g(x)$ οι αντίστοιχες συναρτήσεις πυκνότητας πιθανότητας, ισχύει ότι:

$$\frac{f(x)}{g(x)} = \exp\{a^* + \beta^T r(x)\}$$

όπου $a^* = a + \log\{[1 - P(D = 1)] / P(D = 1)\}$

Αν $F \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$, $G \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$, το μοντέλο (7) ικανοποιείται για $r(x) = x$. Η αθροιστική κατανομή του τεστ για τον υγιή και τον ασθενή πληθυσμό, δίνεται αντίστοιχα

$$\text{από τις σχέσεις: } P(X < x) / D = 0 = \frac{e^x}{1 + e^x} \quad \text{και} \quad P(X < x) / D = 1 = \frac{e^{-a + \beta x}}{1 + e^{-a + \beta x}} \quad (8).$$

$$\text{Επιπλέον: } \mu_2 - \mu_1 = \frac{a}{\beta} \quad \text{και} \quad \frac{\sigma_2^2}{\sigma_1^2} = \frac{1}{\beta}.$$

Αν λ το Διαχωριστικό Όριο του τεστ, τότε σύμφωνα με το μοντέλο (8) η πιθανότητα ενός Ψευδώς Θετικού αποτελέσματος είναι $\frac{1 - e^\lambda}{1 + e^\lambda}$, δηλαδή $\text{logit}(FPR) = -\lambda$. Όμοια έχουμε ότι $\text{logit}(TPR) = a - \beta\lambda$. (Αναφέρουμε εδώ ότι *logit* είναι εντολή στο περιβάλλον του STATA που εκτελεί λογιστική παλινδρόμηση).

Προχωρώντας σε περαιτέρω ανάλυση της παραπάνω μεθόδου καταλήγουμε στο ακόλουθο ημιπαραμετρικό μοντέλο (δύο δειγμάτων) στα οποίο οι δύο άγνωστες συναρτήσεις πυκνότητας f και g συνδέονται μεταξύ τους εκθετικά ως εξής:

- X_1, \dots, X_{n0} είναι ανεξάρτητες με συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας $g(x)$
- Y_1, \dots, Y_{n1} είναι ανεξάρτητες με συνάρτηση πυκνότητας πιθανότητας:

$$f(x) = \exp\{a + \beta^T r(x)\} g(x) \quad (9)$$

Όπως έχουμε προαναφέρει το παραπάνω μοντέλο ικανοποιείται για $r(x) = x$ εάν οι F και G ακολουθούν κανονικές κατανομές με την ίδια τυπική απόκλιση αλλά διαφορετικούς μέσους. Στην περίπτωση όμως που οι αποκλίσεις διαφέρουν, τότε είναι

απαραίτητος ένας τετραγωνικός όρος έτσι ώστε το μοντέλο να ικανοποιείται για $r(x) = (x, x^2)^T$. Αξίζει να σημειωθεί εδώ ότι για τον υπολογισμό του $R(s)$ υπό το μοντέλο (9), η G μοντελοποιείται μη παραμετρικά ενώ η F ημιπαραμετρικά. Συμπερασματικά αναμένουμε, ότι για τον υπολογισμό της ROC καμπύλης, η προσέγγιση με το μοντέλο λογιστικής παλινδρόμηση θα είναι πολύ πιο δυναμική από την προσέγγιση που χρησιμοποιεί κανονική κατανομή. Επιπλέον η παραπάνω προσέγγιση θα είναι πιο επαρκής από μια πλήρως μη παραμετρική προσέγγιση.

Οι Green και Swets [6,18], επισήμαναν ότι η κλίση της ROC καμπύλης είναι η συνάρτηση του λόγου πιθανοφάνειας. Οι McIntosh-Pepe [7] παρουσίασαν αυτή την ιδιότητα υπό το μοντέλο λογιστικής παλινδρόμησης. Παραγωγίζοντας το $R(s)$ ως προς s υπό το μοντέλο (9) παίρνουμε:

$$R'(s) = \frac{dR(s)}{ds} = \frac{f\{G^{-1}(1-s)\}}{g\{G^{-1}(1-s)\}} = \exp[a + \beta^T r\{G^{-1}(1-s)\}]$$

έτσι ώστε

$$R(s) = \int_0^s R'(t)dt = \int_0^s \exp[a + \beta^T r\{G^{-1}(1-t)\}]dt \equiv \psi(\alpha, \beta, G)$$

Συμπερασματικά κάτω από αυτές τις συνθήκες η κλίση της ROC καμπύλης είναι η ημιπαραμετρική συνάρτηση του λόγου πιθανοφάνειας ή εκθετική ημιπαραμετρική κλίση $\exp[a + \beta^T r\{G^{-1}(1-s)\}]$. Επιπλέον μέσω του παραπάνω μοντέλου εκφράζουμε την καμπύλη ROC ως συνάρτηση των α και β και της συνάρτησης κατανομής G που είναι ήδη γνωστά. Αυτό έρχεται σε αντίθεση με το κλασσικό διωνυμικό μοντέλο και το γενικευμένο γραμμικό μοντέλο το οποίο βασίζεται στο ROC μοντέλο παλινδρόμησης του Pepe στο οποίο η ROC καμπύλη μοντελοποιείται παραμετρικά με κάποια συνδετική συνάρτηση γνωστή και ως βασική συνάρτηση. Χαρακτηριστική ιδιότητα της ROC καμπύλης είναι η αστάθεια που την χαρακτηρίζει κάτω από γνησίως αύξουσες μετασχηματισμένες μεταβλητές διάγνωσης. Παρόλο που το μοντέλο (9) υστερεί αυτής της ιδιότητας, ωστόσο είναι ημισταθές υπό την έννοια ότι τα δυο μετασχηματισμένα δείγματα: $m(X_1), \dots, m(X_{n_0})$ και $m(Y_1), \dots, m(Y_{n_1})$, χρησιμοποιώντας μια γνησίως αύξουσα συνάρτηση $m(\cdot)$ έχουν λόγο πυκνότητας (density ratio) $\exp[a + \beta^T r\{m^{-1}(x)\}]$ όπου $m^{-1}(\cdot)$ η αντίστροφη συνάρτηση της $m(\cdot)$.

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 2

ΣΤΑΤΙΣΤΙΚΗ ΑΝΑΛΥΣΗ ΙΑΤΡΙΚΩΝ ΔΕΔΟΜΕΝΩΝ

ΑΙΤΙΑ ΝΟΣΗΛΕΙΑΣ ΤΩΝ ΕΝ ΕΝΕΡΓΕΙΑ ΣΤΕΛΕΧΩΝ

ΤΟΥ ΣΤΡΑΤΟΥ ΞΗΡΑΣ

2.1 Περιγραφή δείγματος και σκοπού ανάλυσης

Χρησιμοποιήθηκε το στατιστικό πακέτο SPSS version 20.0 για την επεξεργασία και την ανάλυση των δεδομένων. Το δείγμα αποτελείται από N=1331 στρατιωτικούς οι οποίοι για την εξυπηρέτηση συγκεκριμένων αναλύσεων διαχωρίστηκαν σε δύο δείγματα με κριτήριο τον βαθμό τους (Αξιωματικοί-Υπαξιωματικοί). Τα δεδομένα αντλήθηκαν από Στρατιωτικό Νοσοκομείο και αφορούν μόνο τη χρονιά 2006.

Εκτιμήσαμε τις διαφορές ανάμεσα σε δύο ανεξάρτητα δείγματα Αξιωματικών-Υπαξιωματικών σε σχέση με τη διάρκεια νοσηλείας, την έκβαση νοσηλείας, την επέμβαση, τον μήνα εισόδου στο νοσοκομείο αλλά και την κλινική στην οποία εισήχθησαν (independent-samples t-test, two-way between groups ANOVA, Chi-square test”).

Ερευνήσαμε την διαφοροποίηση των δύο προαναφερθέντων ομάδων ως προς τον Νομό προέλευσης τους (Chi-square test). Ελέγξαμε την επιρροή του νομού προέλευσης των ασθενών στην έκβαση της νοσηλείας τους καθώς επίσης και στην πραγματοποίηση ή μη επέμβασης κατά τη διάρκεια της νοσηλείας τους στο νοσοκομείο.

2.2 ΑΠΟΤΕΛΕΣΜΑΤΑ ΑΝΑΛΥΣΗΣ

2.2.1 Μήνας-διάρκεια εισαγωγής

Πραγματοποιήθηκε ένα *“independent-samples t-test”* για να συγκρίνουμε την διάρκεια διαμονής στο νοσοκομείο καθώς και τον μήνα εισαγωγής σε αυτό των αξιωματικών και των υπαξιωματικών.

**ΠΙΝΑΚΑΣ 1- ΔΙΑΡΚΕΙΑ ΔΙΑΜΟΝΗΣ/ΜΗΝΑΣ ΕΙΣΑΓΩΓΗΣ ΣΤΟ
ΝΟΣΟΚΟΜΕΙΟ
ΔΙΑΧΩΡΙΣΜΟΣ:ΑΞΙΩΜΑΤΙΚΟΙ-ΥΠΑΞΙΩΜΑΤΙΚΟΙ**

T-Test

Group Statistics

	ΑΞΙΩΜΑΤΙΚΟ I- ΥΠΑΞΙΩΜΑΤΙ ΚΟΙ	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
ΔΙΑΡΚΕΙΑ ΝΟΣΗΛΕΙΑΣ	ΑΞΙΩΜΑΤΙΚΟ I	1055	12,50	8,574	,264
	ΥΠΑΞΙΩΜΑΤΙ ΚΟΙ	276	12,02	6,534	,393
ΜΗΝΑΣ ΕΙΣΟΔΟΥ	ΑΞΙΩΜΑΤΙΚΟ I	1055	6,55	3,418	,105
	ΥΠΑΞΙΩΜΑΤΙ ΚΟΙ	276	6,69	3,351	,202

Πίνακας 2 Independent Samples Test

Levene's Test for Equality of Variances	t-test for Equality of Means
---	------------------------------

								95% Confidence Interval of the Difference		
		F	Sig.	T	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	Lower	Upper
ΔΙΑΡΚΕΙΑ ΝΟΣΗΛΕΙΑΣ	Equal variances assumed	3,435	,064	,869	1329	,385	,481	,554	-,605	1,568
	Equal variances not assumed			1,016	549,484	,310	,481	,474	-,449	1,412
ΜΗΝΑΣ ΕΙΣΟΔΟΥ	Equal variances assumed	,175	,676	-,614	1329	,539	-,141	,230	-,593	,310
	Equal variances not assumed			-,621	436,607	,535	-,141	,228	-,589	,306

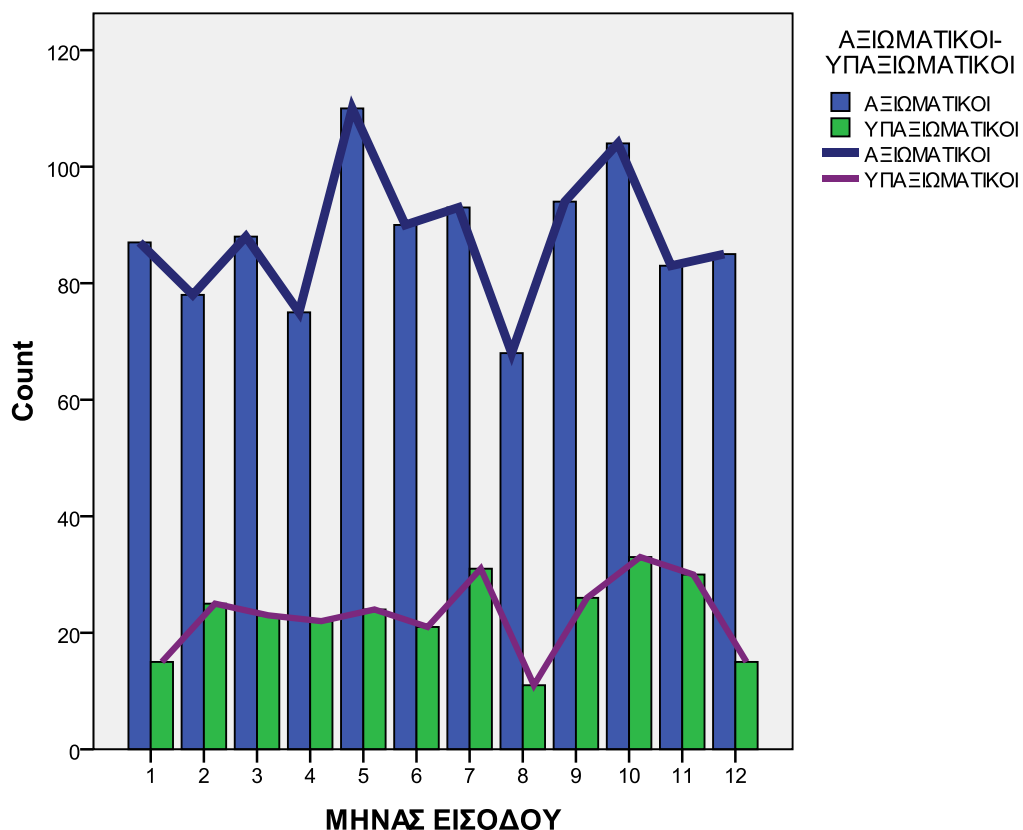
Δεν παρατηρήθηκε σημαντική διαφορά τόσο στη διάρκεια διαμονής ανάμεσα στους αξιωματικούς (M=12.50, SD=8.57) και στους υπαξιωματικούς (M=12.02, SD=8.52) [t(1329)=0.87, p=0.39] όσο και στο μήνα εισόδου των δύο αυτών ομάδων στο νοσοκομείο [t(1329)=0.61, p=0.54].

Το μέγεθος της διαφοράς ανάμεσα στους μέσους όρους είναι πολύ μικρό (eta squared=0.006).

Το γράφημα 1 επιτρέπει μια σύγκριση των ποσοστών των Αξιωματικών και των Υπαξιωματικών ως προς το μήνα εισόδου τους στο νοσοκομείο. Τον Μάιο και τον Οκτώβριο του 2006 νοσηλεύτηκαν οι περισσότεροι Αξιωματικοί (20% στο σύνολο του έτους), ενώ οι περισσότεροι Υπαξιωματικοί νοσηλεύτηκαν τον Ιούλιο και τον Οκτώβριο της ίδιας χρονιάς (23%).

Το χαμηλότερο ποσοστό σε εισαγωγές στο νοσοκομείο και των δύο ομάδων παρατηρείται τον Αύγουστο του 2006 (6% για τους Αξιωματικούς και 4% για τους Υπαξιωματικούς).

Γραφημα1



Όπου 1-12 σε αυξουσα σειρά οι μήνες (Ιανουάριος-Δεκέμβριος).

2.2.2 Ανάλυση διασποράς

Πραγματοποιήθηκε μια ανάλυση διασποράς δύο παραγόντων (*two-way between-groups analysis of variance-ANOVA*) για να εξεταστεί η επιρροή της ηλικίας και του βαθμού των στρατιωτικών στη διάρκεια νοσηλείας τους. Τα δεδομένα διασπάστηκαν σε τρεις ομάδες ανάλογα με την ηλικία (3 groups according to age - Group 1: ≤ 36 (21-36) , Group 2: 37 – 43 Group 3: 44+).

**ΠΙΝΑΚΑΣ 3- ΑΝΑΛΥΣΗ ΔΙΑΣΠΟΡΑΣ ΔΙΑΡΚΕΙΑΣ ΝΟΣΗΛΕΙΑΣ
ΔΥΟ ΔΙΑΧΩΡΙΣΜΟΙ ΜΕ ΒΑΣΗ ΤΗΝ ΗΛΙΚΙΑ ΚΑΙ ΤΟΝ ΒΑΘΜΟ**

Between-Subjects Factors

		Value Label	N
3 ομάδες ηλικιών	1	<= 36	483
	2	37 - 43	444
	3	44+	404
ΑΞΙΩΜΑΤΙΚΟΙ- ΥΠΑΞΙΩΜΑΤΙΚΟΙ	1	ΑΞΙΩΜΑΤΙ ΚΟΙ	1055
	2	ΥΠΑΞΙΩΜΑ ΤΙΚΟΙ	276

ΠΙΝΑΚΑΣ 4- Levene's Test of Equality of Error Variances^a

Dependent Variable: ΔΙΑΡΚΕΙΑ ΝΟΣΗΛΕΙΑΣ

F	df1	df2	Sig.
1,249	5	1325	,284

a. Design: Intercept + ηλικια3 + ΔΙΑΧΩΡΙΣΜΟΣ + ηλικια3 * ΔΙΑΧΩΡΙΣΜΟΣ

Sig=0.284—δεν έχουμε παραβιάσει την ομοιογένεια της υπόθεσης των διασπορών.

Δεν παρατηρήθηκε στατιστικά σημαντική επιρροή της διάρκειας νοσηλείας για την ηλικία ($F(2,1325)=1.12$, $p=0.33$) και τον βαθμό.

Οι Post-hoc συγκρίσεις (βλέπε πίνακα 6) με τη χρήση του Tukey HSD test δείχνουν ότι ο μέσος όρος διαμονής στο νοσοκομείο για τις ηλικίες 21-36 ($M=12.11$, $SD=8.63$) δεν διαφέρει σημαντικά από αυτόν που αφορούν τις ηλικίες 37-43 ($M=13,06$, $SD=8.11$) και τις ηλικίες 44+ ($M=12.02$, $SD=7.70$).

Επίσης, δεν υπάρχει στατιστικά σημαντική διαφορά ανάμεσα σε αξιωματικούς και υπαξιωματικούς όσον αφορά τη διάρκεια διαμονής τους στο νοσοκομείο [$F(2,1325)=0.10$, $p=0.91$].

ΠΙΝΑΚΑΣ 5

Tests of Between-Subjects Effects

Dependent Variable: ΔΙΑΡΚΕΙΑ ΝΟΣΗΛΕΙΑΣ

Source	Type III Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.	Partial Eta Squared
Corrected Model	409,345 ^a	5	81,869	1,221	,297	,005
Intercept	33020,920	1	33020,920	492,400	,000	,271
ηλικια3	150,274	2	75,137	1,120	,326	,002
ΔΙΑΧΩΡΙΣΜΟΣ	7,708	1	7,708	,115	,735	,000
ηλικια3 * ΔΙΑΧΩΡΙΣΜΟΣ	12,179	2	6,090	,091	,913	,000
Error	88856,015	1325	67,061			
Total	293910,000	1331				
Corrected Total	89265,360	1330				

a. R Squared = ,005 (Adjusted R Squared = ,001)

Post Hoc Tests- 3 ομάδες ηλικιών-ΠΙΝΑΚΑΣ 6

Multiple Comparisons

ΔΙΑΡΚΕΙΑ ΝΟΣΗΛΕΙΑΣ

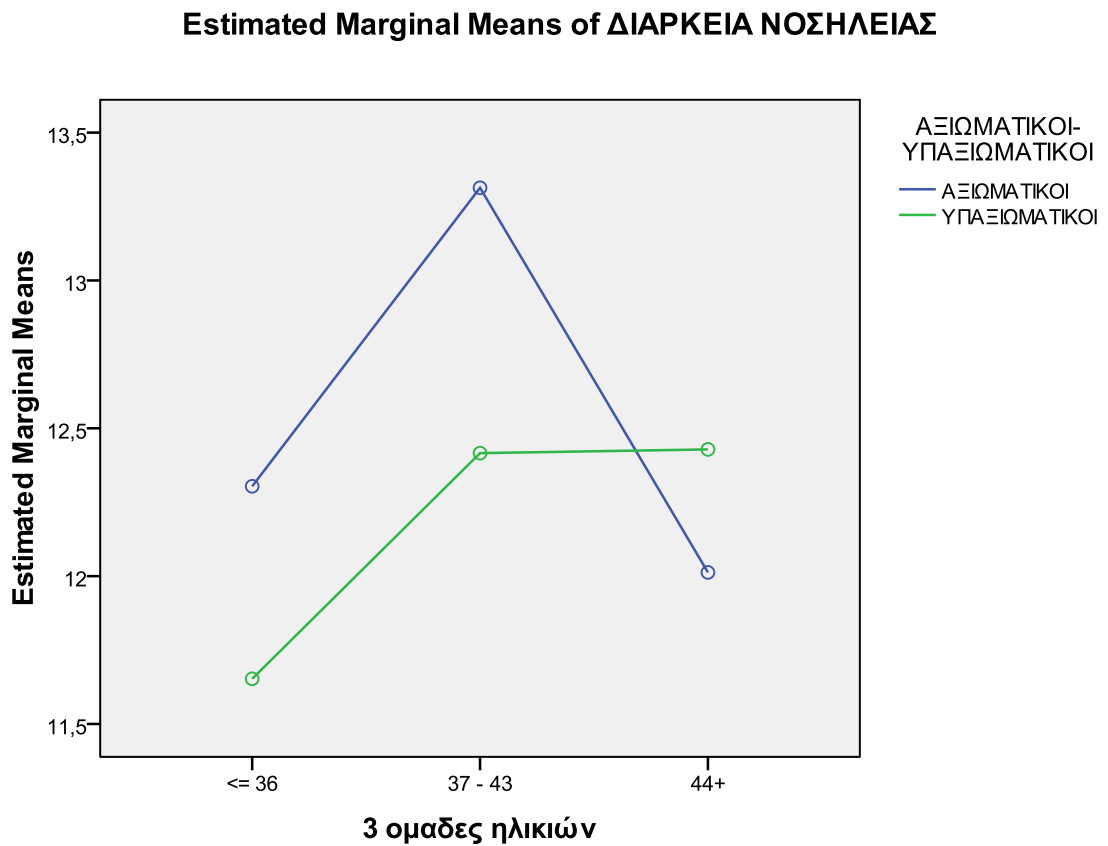
Tukey HSD

(I) 3 ομάδες ηλικιών	(J) 3 ομάδες ηλικιών	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.	95% Confidence Interval	
					Lower Bound	Upper Bound
<= 36	37 - 43	-,95	,538	,181	-2,21	,31
	44+	,09	,552	,985	-1,21	1,39
37 - 43	<= 36	,95	,538	,181	-,31	2,21
	44+	1,04	,563	,154	-,28	2,36
44+	<= 36	-,09	,552	,985	-1,39	1,21
	37 - 43	-1,04	,563	,154	-2,36	,28

Based on observed means.

The error term is Mean Square(Error) = 67,061.

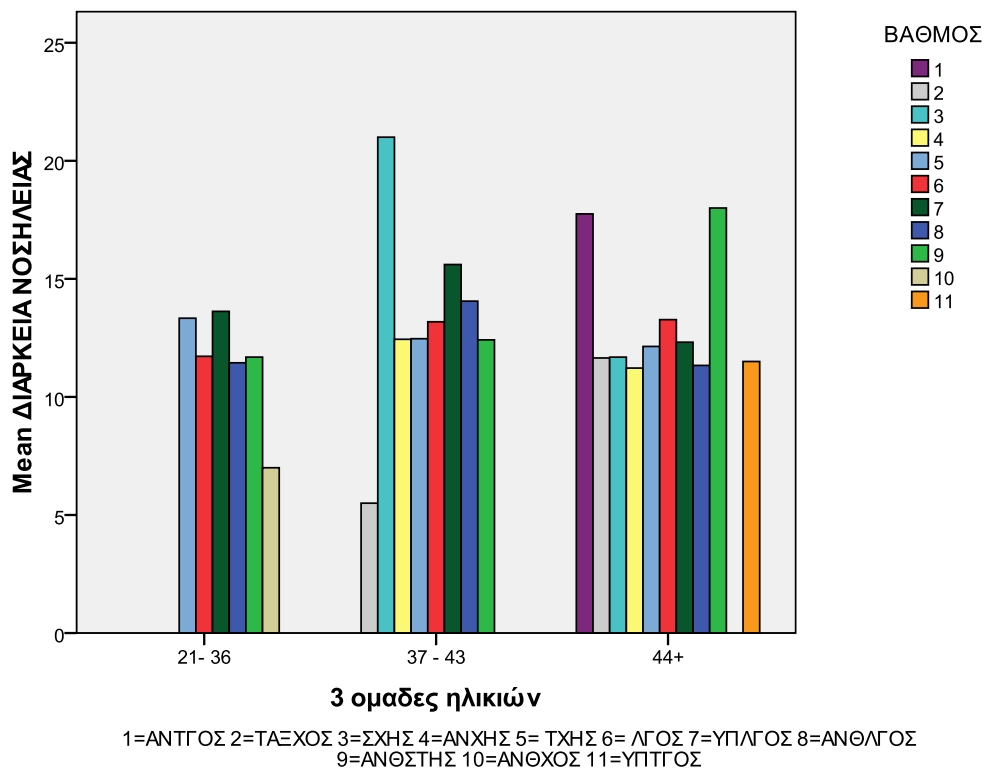
ΓΡΑΦΗΜΑ 2



Στο παραπάνω γράφημα πρέπει να δοθεί προσοχή στη κλίμακα του άξονα Υ καθώς φαινομενικά μπορεί να παρουσιάζεται μεγάλη η διαφορά ανάμεσα στις δύο ομάδες στη πραγματικότητα όμως οι διαφορές είναι μικρές.

ΓΡΑΦΗΜΑ 3

ΣΧΕΣΗ ΒΑΘΜΟΥ-ΔΙΑΡΚΕΙΑΣ ΝΟΣΗΛΕΙΑΣ ΣΤΙΣ 3 ΚΑΤΗΓΟΡΙΕΣ ΗΛΙΚΙΩΝ



Παρατηρούμε ότι κατά μέσο όρο η ομάδα που παραμένει στο νοσοκομείο για μεγαλύτερο χρονικό διάστημα είναι οι Συνταγματάρχες ηλικίας 37-43 ενώ στην ίδια κατηγορία ηλικιών εκείνοι που παραμένουν λιγότερο είναι οι Ανθυπολοχαγοί.

Στο παραπάνω cluster-bar γράφημα δεν έγινε ο διαχωρισμός αξιωματικών-υπαξιωματικών.

2.2.3 Chi-square test

I- Επέμβαση

Για την εξακρίβωση πραγματοποίησης επεμβάσεως ή όχι σε αξιωματικούς και υπαξιωματικούς κατά τη διάρκεια νοσηλείας τους στο νοσοκομείο χρησιμοποιήσαμε το **“Chi-square test”**.

ΠΙΝΑΚΑΣ 6-ΕΛΕΓΧΟΣ ΠΡΑΓΜΑΤΟΠΟΙΗΣΗΣ ΕΠΕΜΒΑΣΗΣ- “Chi-square test”

Chi-Square Tests					
	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)	Exact Sig. (2-sided)	Exact Sig. (1-sided)
Pearson Chi-Square	1,129 ^a	1	,288		
Continuity Correction ^b	,967	1	,326		
Likelihood Ratio	1,111	1	,292		
Fisher's Exact Test				,301	,163
N of Valid Cases	1331				

a. 0 cells (,0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 65,32.

b. Computed only for a 2x2 table

Από τον παραπάνω πίνακα δεν προκύπτει σημαντική διαφορά ανάμεσα στους αξιωματικούς και υπαξιωματικούς που υποβλήθηκαν σε επέμβαση.

(corrected value = 0.967, Sig.value = 0.326 > 0.05=alpha value).

Από τον πίνακα 7 προκύπτουν τα εξής:

- 1) Το 23% των Αξιωματικών υποβλήθηκε σε επέμβαση ενώ το 77% δεν υποβλήθηκε.
- 2) Το 26.1% των Υπαξιωματικών υποβλήθηκε σε επέμβαση ενώ το 73.9% δεν υποβλήθηκε.
- 3) Στο σύνολο Αξιωματικών-Υπαξιωματικών το 23.7% υποβλήθηκε σε επέμβαση ενώ το υπόλοιπο 76.3% δεν υποβλήθηκε.

ΠΙΝΑΚΑΣ 7-ΕΛΕΓΧΟΣ ΠΡΑΓΜΑΤΟΠΟΙΗΣΗΣ ΕΠΕΜΒΑΣΗΣ

ΑΞΙΩΜΑΤΙΚΟΙ-ΥΠΑΞΙΩΜΑΤΙΚΟΙ * ΕΠΕΜΒΑΣΗ Crosstabulation

			ΕΠΕΜΒΑΣΗ		Total
			1	0	
ΑΞΙΩΜΑΤΙΚΟΙ- ΥΠΑΞΙΩΜΑΤΙΚΟΙ	ΑΞΙΩΜΑΤΙΚΟΙ	Count	243	812	1055
		Expected Count	249,7	805,3	1055,0
		% within ΑΞΙΩΜΑΤΙΚΟΙ- ΥΠΑΞΙΩΜΑΤΙΚΟΙ	23,0%	77,0%	100,0%
		% within ΕΠΕΜΒΑΣΗ	77,1%	79,9%	79,3%
		% of Total	18,3%	61,0%	79,3%
	ΥΠΑΞΙΩΜΑΤΙΚΟΙ	Count	72	204	276
		Expected Count	65,3	210,7	276,0
		% within ΑΞΙΩΜΑΤΙΚΟΙ- ΥΠΑΞΙΩΜΑΤΙΚΟΙ	26,1%	73,9%	100,0%
		% within ΕΠΕΜΒΑΣΗ	22,9%	20,1%	20,7%
		% of Total	5,4%	15,3%	20,7%
Total		Count	315	1016	1331
		Expected Count	315,0	1016,0	1331,0
		% within ΑΞΙΩΜΑΤΙΚΟΙ- ΥΠΑΞΙΩΜΑΤΙΚΟΙ	23,7%	76,3%	100,0%
		% within ΕΠΕΜΒΑΣΗ	100,0%	100,0%	100,0%
		% of Total	23,7%	76,3%	100,0%

2.2.4 ΕΚΒΑΣΗ ΝΟΣΗΛΕΙΑΣ

Πραγματοποιήθηκε ένα **“Chi-square test”** απο το οποίο προέκυψε ότι δεν υπάρχει στατιστικά σημαντική διαφορά ανάμεσα σε αξιωματικούς και υπαξιωματικούς όσον αφορά στην έκβαση της νοσηλείας τους.

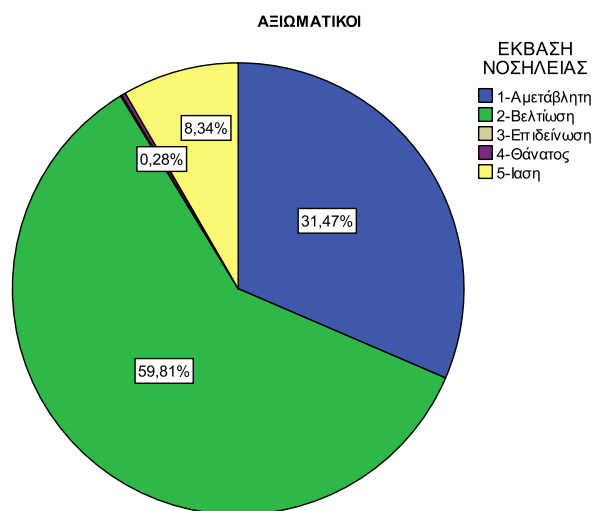
ΠΙΝΑΚΑΣ 8

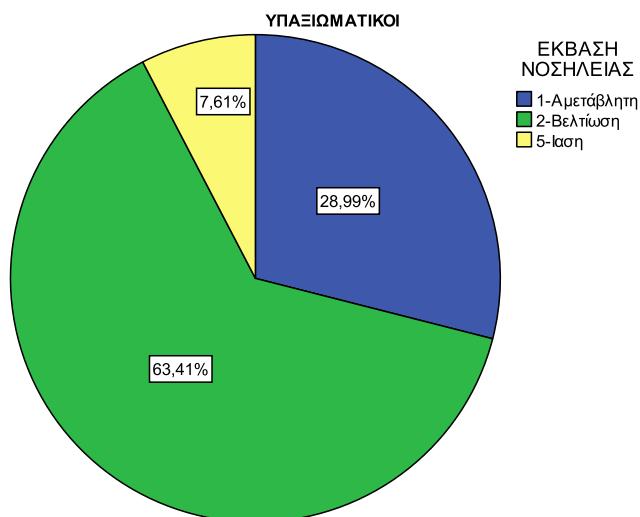
Chi-Square Tests

	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)
Pearson Chi-Square	2,093 ^a	4	,719
Likelihood Ratio	2,910	4	,573
N of Valid Cases	1331		

- a. 4 cells (40,0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is ,21.

ΓΡΑΦΗΜΑΤΑ 4-5





ΑΞΙΩΜΑΤΙΚΟΙ-ΥΠΑΞΙΩΜΑΤΙΚΟΙ * ΕΚΒΑΣΗ ΝΟΣΗΛΕΙΑΣ Crosstabulation

		ΕΚΒΑΣΗ ΝΟΣΗΛΕΙΑΣ					Total
		ΑΜΕΤΑΒΛΗΤΗ	ΒΕΛΤΙΩΣΗ	ΕΠΙΔΕΙΝΩΣΗ	ΘΑΝΑΤΟΣ	ΙΑΣΗ	
ΑΞΙΩΜΑΤΙΚΟΙ-ΥΠΑΞΙΩΜΑΤΙΚΟΙ	Count	332	631	1	3	88	1055
	Expected Count	326,6	638,9	,8	2,4	86,4	1055,0
	% within ΑΞΙΩΜΑΤΙΚΟΙ-ΥΠΑΞΙΩΜΑΤΙΚΟΙ	31,5%	59,8%	,1%	,3%	8,3%	100,0%
	% within ΕΚΒΑΣΗ ΝΟΣΗΛΕΙΑΣ	80,6%	78,3%	100,0%	100,0%	80,7%	79,3%
	% of Total	24,9%	47,4%	,1%	,2%	6,6%	79,3%
ΥΠΑΞΙΩΜΑΤΙΚΟΙ	Count	80	175	0	0	21	276
	Expected Count	85,4	167,1	,2	,6	22,6	276,0
	Count						

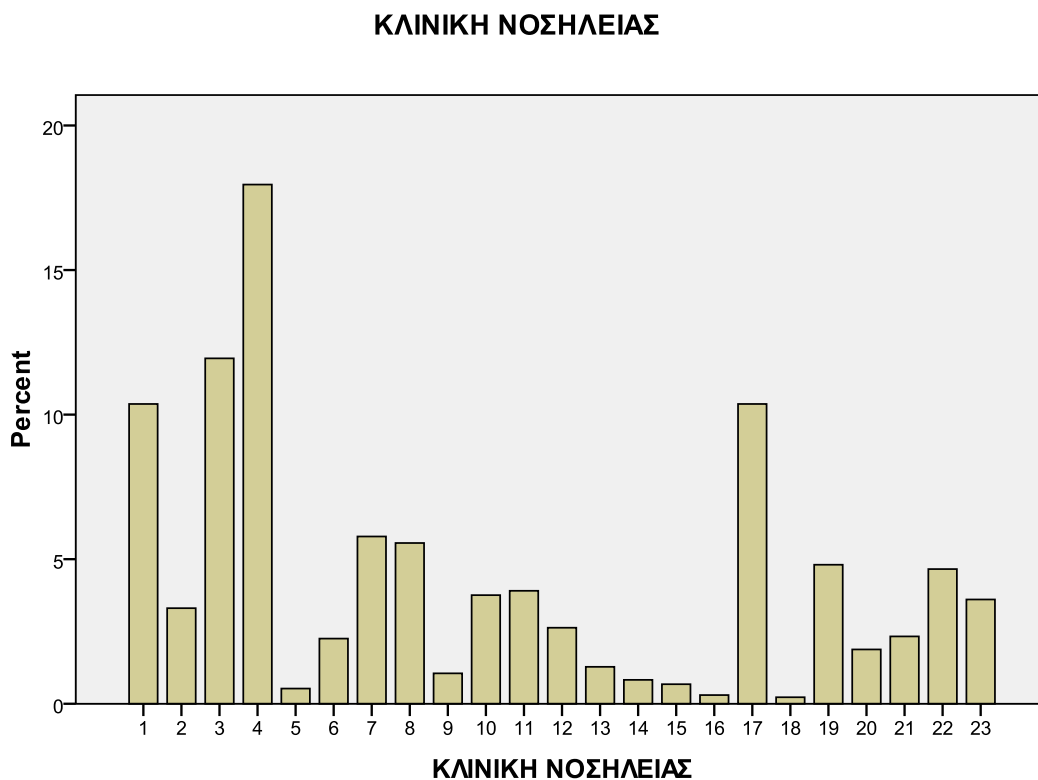
	% within ΑΞΙΩΜΑΤΙ ΚΟΙ- ΥΠΙΛΕΙΩΜΑ ΤΙΚΟΙ	29,0%	63,4%	,0%	,0%	7,6%	100,0%
	% within ΕΚΒΑΣΗ ΝΟΣΗΛΕΙΑ Σ	19,4%	21,7%	,0%	,0%	19,3%	20,7%
	% of Total	6,0%	13,1%	,0%	,0%	1,6%	20,7%
Total	Count	412	806	1	3	109	1331
	Expected Count	412,0	806,0	1,0	3,0	109,0	1331,0
	% within ΑΞΙΩΜΑΤΙ ΚΟΙ- ΥΠΙΛΕΙΩΜΑ ΤΙΚΟΙ	31,0%	60,6%	,1%	,2%	8,2%	100,0%
	% within ΕΚΒΑΣΗ ΝΟΣΗΛΕΙΑ Σ	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
	% of Total	31,0%	60,6%	,1%	,2%	8,2%	100,0%

ΠΙΝΑΚΑΣ 9

Μπορεί να σημειωθεί ότι εν έτη 2006 στο σύνολο των αξιωματικών που νοσηλεύτηκαν στο 401 νοσοκομείο υπήρξε ένα ελάχιστο ποσοστό (0,1%) που παρουσίασαν επιδείνωση ή κατέληξαν σε θάνατο (0,3%) κατά τη διάρκεια της νοσηλείας τους. Σε αντίθεση με το σύνολο των υπαξιωματικών όπου τα παραπάνω ποσοστά είναι μηδενικά (Πιν. 9).

2.2.5 ΚΛΙΝΙΚΗ ΝΟΣΗΛΕΙΑΣ

ΓΡΑΦΗΜΑ 6



1=ΑΠΘ 2=ΒΠΘ 3=ΑΟΡ 4=ΒΟΡ 5=ΦΙΑ 6=ΡΕΥ 7=ΝΡΧ 8=ΝΡΛ 9=ΑΓΓ
10=ΑΧΡ 11=ΒΧΡ 12=ΓΑΣ 13=ΓΝΘ 14=ΓΥΝ 15=ΔΕΡ 16=ΘΡΧ 17=ΚΑΡ
18=ΝΕΦ 19=ΟΥΡ 20=ΟΦΘ 21=ΠΛΑ 22=ΠΙΝΕ 23=ΩΡΛ

Το μεγαλύτερο ποσοστό αξιωματικών-υπαξιωματικών εισήχθη στη **Β'-Ορθοπεδική κλινική** (περίπου **18%**). Επίσης σημαντικά μεγαλύτερα ήταν τα ποσοστά εισαγωγής στις κλινικές : Α-Ορθοπεδική (περίπου 12%), Α-Παθολογική και Καρδιολογική (10.37% αντίστοιχα) από τα ποσοστά εισαγωγής στις υπόλοιπες κλινικές.

Το χαμηλότερο ποσοστό παρατηρείται στη **Νεφρολογική κλινική(0.23%)** ενώ χαμηλά είναι και τα ποσοστά εισαγωγής στις εξής κλινικές:

Θωρακοχειρουργική (0.30%), Φυσική Ιατρική Αποκατάσταση (0.53%), Γυναικολογική (0.83%).

2.2.6 Προέλευση Αξιωματικών-Υπαξιωματικών

Πραγματοποιήσαμε ένα **“Chi-square test”** για να εξεταστεί αν η αναλογία αξιωματικών που προέρχονταν από συγκεκριμένους νομούς είναι ίδια με την αναλογία των υπαξιωματικών που προέρχονταν από τους ίδιους νομούς.

Προέκυψε μια στατιστικά σημαντική διαφορά ανάμεσα στις δύο κατηγορίες η οποία μπορεί να φανεί από τον πίνακα 10 και 11.

ΠΙΝΑΚΑΣ 10

Chi-Square Tests

	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)
Pearson Chi-Square	30,726 ^a	9	,000
Likelihood Ratio	28,503	9	,001
Linear-by-Linear Association	14,784	1	,000
N of Valid Cases	1284		

a. 2 cells (10,0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 1,25.

ΠΙΝΑΚΑΣ 11

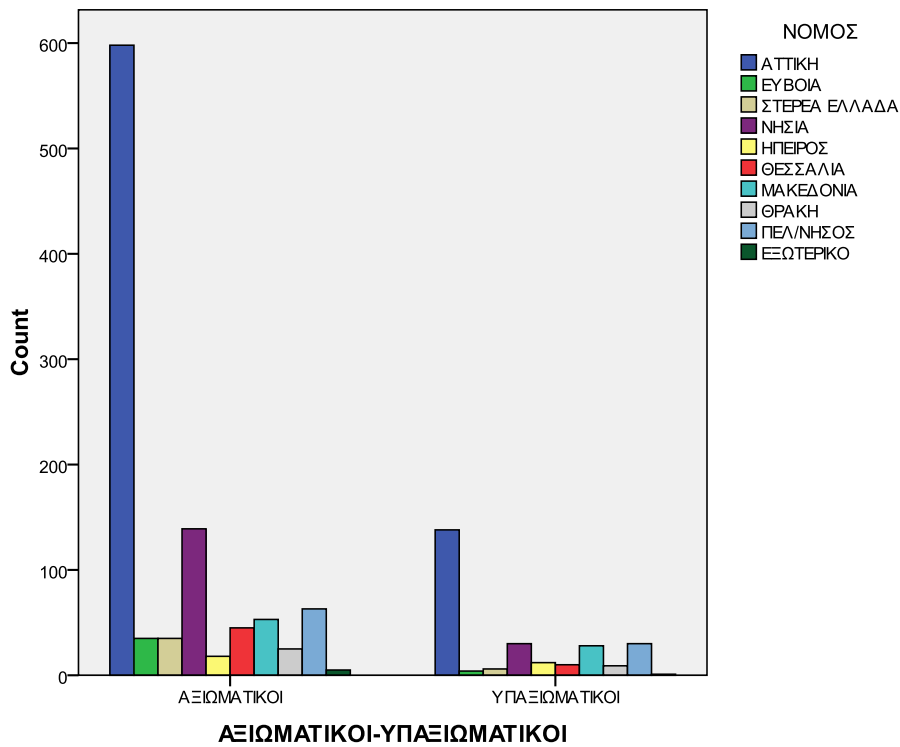
ΑΞΙΩΜΑΤΙΚΟΙ-ΥΠΑΞΙΩΜΑΤΙΚΟΙ * ΝΟΜΟΣ Crosstabulation

	ΝΟΜΟΣ											Total
	ΑΤ ΤΙ ΚΗ	ΕΥ ΒΟ ΙΑ	ΣΤ ΕΡ ΕΑ ΕΛ ΛΑ ΔΑ	Ν Η ΣΙ Α	ΗΠ ΕΙΡ ΟΣ	ΘΕΣ ΣΑΛ ΙΑ	ΜΑΚ ΕΔΟ ΝΙΑ	ΘΡ ΑΚ Η	ΠΕΛ /ΝΗ ΣΟΣ	ΕΞΩ ΤΕΡΙ ΚΟ		
ΑΞΙΩΜ ΑΤΙΚΟ I- ΥΠΑΞΙ ΩΜΑΤΙ	598	35	35	13	18	45	53	25	63	5	10	
ΑΞΙΩΜ ΑΤΙΚΟ I Expecte d Count	582,4	30,9	32,4	13,3,7	23,7	43,5	64,1	26,9	73,6	4,7	10,0	

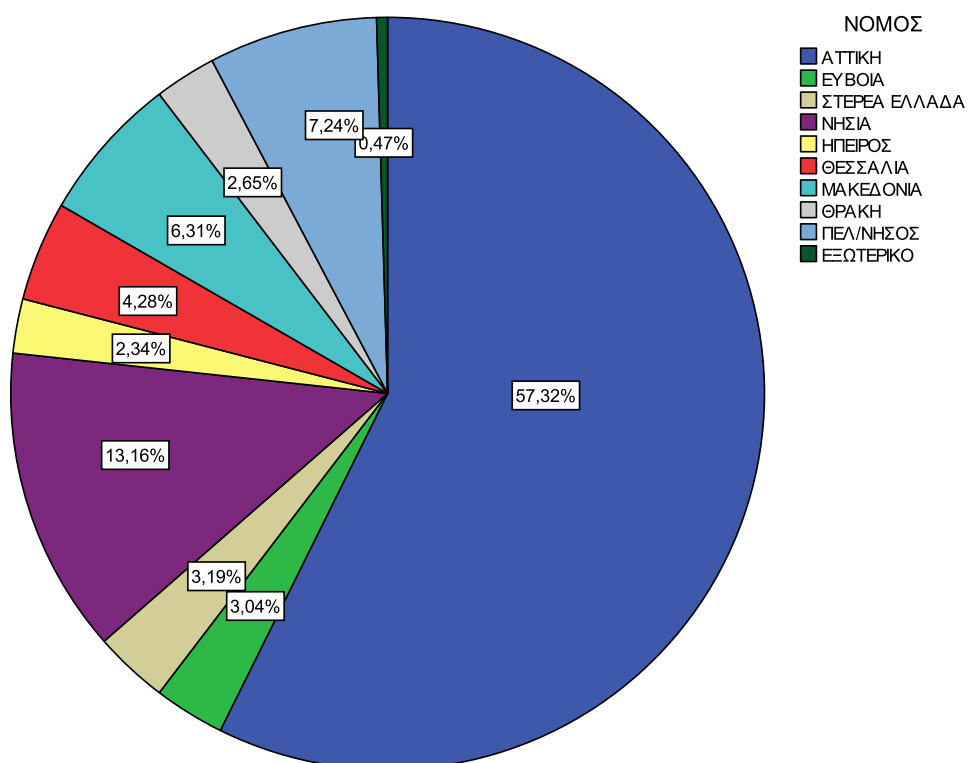
ΚΟΙ	% within ΑΕΙΩΜΑΤΙΚΟ I-ΥΠΑΕΙΩΜΑΤΙΚΟ ΚΟΙ	58,9%	3,4%	3,4%	13,7%	1,8%	4,4%	5,2%	2,5%	6,2%	5%	100,0%
	% within ΝΟΜΟΣ	81,3%	8,9%	85,4%	82,2%	60,0%	81,8%	65,4%	73,5%	67,7%	83,3%	79,1%
	% of Total	46,6%	2,7%	2,7%	10,8%	1,4%	3,5%	4,1%	1,9%	4,9%	4%	79,1%
ΥΠΑΕΙΩΜΑΤΙΚΟ ΚΟΙ	Count	138	4	6	30	12	10	28	9	30	1	268
	Expected Count	153,6	8,1	8,6	35,3	6,3	11,5	16,9	7,1	19,4	1,3	268,0
	% within ΑΕΙΩΜΑΤΙΚΟ I-ΥΠΑΕΙΩΜΑΤΙΚΟ ΚΟΙ	51,5%	1,5%	2,2%	11,2%	4,5%	3,7%	10,4%	3,4%	11,2%	4%	100,0%
	% within ΝΟΜΟΣ	18,8%	10,3%	14,6%	17,8%	40,0%	18,2%	34,6%	26,5%	32,3%	16,7%	20,9%
	% of Total	10,7%	3%	5%	2,3%	9%	8%	2,2%	7%	2,3%	1%	20,9%
Total	Count	736	39	41	169	30	55	81	34	93	6	1284
	Expected Count	736,0	39,0	41,0	169,0	30,0	55,0	81,0	34,0	93,0	6,0	1284,0

% within ΑΞΙΩΜΑΤΙΚΟΙ	57,3%	3,0%	3,2%	13,2%	2,3%	4,3%	6,3%	2,6%	7,2%	5,0%	100,0%
% within ΥΠΑΞΙΩΜΑΤΙΚΟΙ	1,0%	100,0%	100,0%	1,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
% of Total	57,3%	3,0%	3,2%	13,2%	2,3%	4,3%	6,3%	2,6%	7,2%	5,0%	100,0%

Γραφημα 7-Προέλευση Αξιωματικών-Υπαξιωματικών-NΟΜΟΙ



ΓΡΑΦΗΜΑ 8-ΠΟΣΟΣΤΑ ΠΡΟΕΛΕΥΣΗΣ (ΝΟΜΩΝ) ΣΤΟ ΣΥΝΟΛΟ ΤΟΥ ΔΕΙΓΜΑΤΟΣ-ΧΩΡΙΣ ΔΙΑΧΩΡΙΣΜΟ



Στο γράφημα 8 παρατηρούμε ότι το μεγαλύτερο ποσοστό του συνόλου του δείγματος μας προέρχεται από τον νομό Αττικής (57.32%). Το 13.16% προέρχεται από νησιά, το 7.24% από Πελοπόννησο ενώ το 6.31% από Μακεδονία. Τα χαμηλότερα ποσοστά προέλευσης παρατηρήθηκαν από την Ήπειρο, την Εύβοια, τη Στερεά Ελλάδα και τη Θράκη.

Επιτελέσαμε ένα **“Chi-square test”** για να ελέγξουμε αν υπάρχει διαφοροποίηση ανάμεσα σε αυτούς που υποβλήθηκαν σε επέμβαση και σε αυτούς που δεν υποβλήθηκαν, σε συνάρτηση με τον νομό προέλευσής τους. Προέκυψε ότι δεν υπάρχει στατιστικά σημαντική διαφορά (Pearson Chi-Square Value=6.742, Sig=0.67, βλέπε πίνακα 12), ωστόσο όπως φαίνεται και από τον πίνακα 13 προκύπτει ότι για τους νομούς Αττικής, Ευβοίας, Στερεάς Ελλάδας και για τα νησιά, τα ποσοστά των ασθενών που υποβλήθηκαν σε επέμβαση ήταν πολύ χαμηλότερα από εκείνα των ασθενών που δεν υποβλήθηκαν (23% του συνόλου του δείγματος υποβλήθηκαν σε επέμβαση έναντι του 77% που δεν υποβλήθηκαν).

ΠΙΝΑΚΑΣ12- Chi-Square Tests

	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)
Pearson Chi-Square	6,742 ^a	9	,664
Likelihood Ratio	7,630	9	,572
N of Valid Cases	1284		

a. 2 cells (10,0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 1,40.

ΠΙΝΑΚΑΣ 13-NΟΜΟΣ * ΕΠΙΕΜΒΑΣΗ Crosstabulation

		ΕΠΙΕΜΒΑΣΗ		Total
		1	0	
NΟΜΟΣ ΑΤΤΙΚΗ	Count	180	556	736
	Expected Count	172,0	564,0	736,0
	% within ΝΟΜΟΣ	24,5%	75,5%	100,0%
	% within ΕΠΙΕΜΒΑΣΗ	60,0%	56,5%	57,3%
	% of Total	14,0%	43,3%	57,3%
ΕΥΒΟΙΑ	Count	9	30	39
	Expected Count	9,1	29,9	39,0
	% within ΝΟΜΟΣ	23,1%	76,9%	100,0%
	% within ΕΠΙΕΜΒΑΣΗ	3,0%	3,0%	3,0%
	% of Total	,7%	2,3%	3,0%
ΣΤΕΡΕΑ ΕΛΛΑΔΑ	Count	9	32	41
	Expected Count	9,6	31,4	41,0
	% within ΝΟΜΟΣ	22,0%	78,0%	100,0%
	% within ΕΠΙΕΜΒΑΣΗ	3,0%	3,3%	3,2%
	% of Total	,7%	2,5%	3,2%
ΝΗΣΙΑ	Count	36	133	169
	Expected Count	39,5	129,5	169,0

	% within ΝΟΜΟΣ	21,3%	78,7%	100,0%
	% within ΕΠΕΜΒΑΣΗ	12,0%	13,5%	13,2%
	% of Total	2,8%	10,4%	13,2%
ΗΠΕΙΡΟΣ	Count	8	22	30
	Expected Count	7,0	23,0	30,0
	% within ΝΟΜΟΣ	26,7%	73,3%	100,0%
	% within ΕΠΕΜΒΑΣΗ	2,7%	2,2%	2,3%
	% of Total	,6%	1,7%	2,3%
ΘΕΣΣΑΛΙΑ	Count	16	39	55
	Expected Count	12,9	42,1	55,0
	% within ΝΟΜΟΣ	29,1%	70,9%	100,0%
	% within ΕΠΕΜΒΑΣΗ	5,3%	4,0%	4,3%
	% of Total	1,2%	3,0%	4,3%
ΜΑΚΕΔΟΝΙΑ	Count	19	62	81
	Expected Count	18,9	62,1	81,0
	% within ΝΟΜΟΣ	23,5%	76,5%	100,0%
	% within ΕΠΕΜΒΑΣΗ	6,3%	6,3%	6,3%
	% of Total	1,5%	4,8%	6,3%
ΘΡΑΚΗ	Count	3	31	34
	Expected Count	7,9	26,1	34,0
	% within ΝΟΜΟΣ	8,8%	91,2%	100,0%
	% within ΕΠΕΜΒΑΣΗ	1,0%	3,2%	2,6%
	% of Total	,2%	2,4%	2,6%
ΠΕΛ/ΝΗΣΟΣ	Count	19	74	93
	Expected Count	21,7	71,3	93,0
	% within ΝΟΜΟΣ	20,4%	79,6%	100,0%
	% within ΕΠΕΜΒΑΣΗ	6,3%	7,5%	7,2%
	% of Total	1,5%	5,8%	7,2%

ΕΞΩΤΕΡΙΚΟ	Count	1	5	6
	Expected Count	1,4	4,6	6,0
	% within ΝΟΜΟΣ	16,7%	83,3%	100,0%
	% within ΕΠΕΜΒΑΣΗ	,3%	,5%	,5%
	% of Total	,1%	,4%	,5%
Total	Count	300	984	1284
	Expected Count	300,0	984,0	1284,0
	% within ΝΟΜΟΣ	23,4%	76,6%	100,0%
	% within ΕΠΕΜΒΑΣΗ	100,0%	100,0%	100,0%
	% of Total	23,4%	76,6%	100,0%

2.2.7 Σχέση έκβασης νοσηλείας με νομό προέλευσης

Χρησιμοποιήσαμε το ίδιο **“Chi-square test”** για να επιβεβαιώσουμε ότι δεν υπάρχει στατιστικά σημαντική διαφορά στην έκβαση της νοσηλείας κάθε ασθενή σε σχέση με τον νομό προέλευσης.

ΠΙΝΑΚΑΣ 14- Chi-Square Tests

	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)
Pearson Chi-Square	30,726 ^a	9	,000
Likelihood Ratio	28,503	9	,001
Linear-by-Linear Association	14,784	1	,000
N of Valid Cases	1284		

a. 2 cells (10,0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 1,25.

Ενδεικτικά αποτελέσματα: η έμβαση της νοσηλείας χαρακτηρίστηκε αμετάβλητη κατά ένα ποσοστό περίπου 30% για τους ασθενείς από την Αττική, 36% από την Εύβοια, 24% από τη Στερεά Ελλάδα και 28% από τα νησιά.

ΠΙΝΑΚΑΣ15- ΝΟΜΟΣ * ΕΚΒΑΣΗ ΝΟΣΗΛΕΙΑΣ Crosstabulation

		ΕΚΒΑΣΗ ΝΟΣΗΛΕΙΑΣ					Total
		1	2	3	4	5	
ΝΟΜΟΣ ΑΤΤΙΚΗ Σ	Count	224	448	0	3	61	736
	Expected Count	226,4	445,4	,6	1,7	61,9	736,0
	% within ΝΟΜΟΣ	30,4%	60,9%	,0%	,4%	8,3%	100,0%
	% within ΕΚΒΑΣΗ ΝΟΣΗΛΕΙΑ Σ	56,7%	57,7%	,0%	100,0%	56,5%	57,3%
	% of Total	17,4%	34,9%	,0%	,2%	4,8%	57,3%
ΕΥΒΟΙΑ	Count	14	22	0	0	3	39
	Expected Count	12,0	23,6	,0	,1	3,3	39,0
	% within ΝΟΜΟΣ	35,9%	56,4%	,0%	,0%	7,7%	100,0%
	% within ΕΚΒΑΣΗ ΝΟΣΗΛΕΙΑ Σ	3,5%	2,8%	,0%	,0%	2,8%	3,0%
	% of Total	1,1%	1,7%	,0%	,0%	,2%	3,0%
ΣΤΕΡΕΑ ΕΛΛΑΔΑ	Count	12	25	0	0	4	41
	Expected Count	12,6	24,8	,0	,1	3,4	41,0
	% within ΝΟΜΟΣ	29,3%	61,0%	,0%	,0%	9,8%	100,0%
	% within ΕΚΒΑΣΗ ΝΟΣΗΛΕΙΑ Σ	3,0%	3,2%	,0%	,0%	3,7%	3,2%
	% of Total	,9%	1,9%	,0%	,0%	,3%	3,2%

ΝΗΣΙΑ	Count	48	101	1	0	19	169
	Expected Count	52,0	102,3	,1	,4	14,2	169,0
	% within ΝΟΜΟΣ	28,4%	59,8%	,6%	,0%	11,2%	100,0%
	% within ΕΚΒΑΣΗ ΝΟΣΗΛΕΙΑ Σ	12,2%	13,0%	100,0%	,0%	17,6%	13,2%
	% of Total	3,7%	7,9%	,1%	,0%	1,5%	13,2%
ΗΠΕΙΡΟΣ	Count	13	14	0	0	3	30
	Expected Count	9,2	18,2	,0	,1	2,5	30,0
	% within ΝΟΜΟΣ	43,3%	46,7%	,0%	,0%	10,0%	100,0%
	% within ΕΚΒΑΣΗ ΝΟΣΗΛΕΙΑ Σ	3,3%	1,8%	,0%	,0%	2,8%	2,3%
	% of Total	1,0%	1,1%	,0%	,0%	,2%	2,3%
ΘΕΣΣΑΛΙΑ	Count	23	25	0	0	7	55
	Expected Count	16,9	33,3	,0	,1	4,6	55,0
	% within ΝΟΜΟΣ	41,8%	45,5%	,0%	,0%	12,7%	100,0%
	% within ΕΚΒΑΣΗ ΝΟΣΗΛΕΙΑ Σ	5,8%	3,2%	,0%	,0%	6,5%	4,3%
	% of Total	1,8%	1,9%	,0%	,0%	,5%	4,3%
ΜΑΚΕΔΟΝΙΑ	Count	24	53	0	0	4	81
	Expected Count	24,9	49,0	,1	,2	6,8	81,0
	% within ΝΟΜΟΣ	29,6%	65,4%	,0%	,0%	4,9%	100,0%

	% within ΕΚΒΑΣΗ ΝΟΣΗΛΕΙΑ Σ	6,1%	6,8%	,0%	,0%	3,7%	6,3%
	% of Total	1,9%	4,1%	,0%	,0%	,3%	6,3%
ΘΡΑΚΗ	Count	9	23	0	0	2	34
	Expected Count	10,5	20,6	,0	,1	2,9	34,0
	% within ΝΟΜΟΣ	26,5%	67,6%	,0%	,0%	5,9%	100,0 %
	% within ΕΚΒΑΣΗ ΝΟΣΗΛΕΙΑ Σ	2,3%	3,0%	,0%	,0%	1,9%	2,6%
	% of Total	,7%	1,8%	,0%	,0%	,2%	2,6%
ΠΕΛ/ΝΗΣΟ Σ	Count	27	61	0	0	5	93
	Expected Count	28,6	56,3	,1	,2	7,8	93,0
	% within ΝΟΜΟΣ	29,0%	65,6%	,0%	,0%	5,4%	100,0 %
	% within ΕΚΒΑΣΗ ΝΟΣΗΛΕΙΑ Σ	6,8%	7,9%	,0%	,0%	4,6%	7,2%
	% of Total	2,1%	4,8%	,0%	,0%	,4%	7,2%
ΕΞΩΤΕΡΙΚ Ο	Count	1	5	0	0	0	6
	Expected Count	1,8	3,6	,0	,0	,5	6,0
	% within ΝΟΜΟΣ	16,7%	83,3%	,0%	,0%	,0%	100,0 %
	% within ΕΚΒΑΣΗ ΝΟΣΗΛΕΙΑ Σ	,3%	,6%	,0%	,0%	,0%	,5%
	% of Total	,1%	,4%	,0%	,0%	,0%	,5%
Total	Count	395	777	1	3	108	1284

Expected Count	395,0	777,0	1,0	3,0	108,0	1284,0
% within NOMOΣ	30,8%	60,5%	,1%	,2%	8,4%	100,0%
% within ΕΚΒΑΣΗ ΝΟΣΗΛΕΙΑ Σ	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
% of Total	30,8%	60,5%	,1%	,2%	8,4%	100,0%

ΚΕΦΑΛΑΙΟ 3

ΕΦΑΡΜΟΓΗ ROC ΑΝΑΛΥΣΗΣ ΣΕ ΙΑΤΡΙΚΑ ΔΕΔΟΜΕΝΑ

3.1 ΠΑΡΑΓΟΝΤΕΣ ΑΝΑΛΥΣΗΣ

Το δείγμα όπως αυτό παρουσιάστηκε στο προηγούμενο κεφάλαιο αποτελείται από N=1331 στρατιωτικούς άντρες και γυναίκες όλων των ηλικιών, οι οποίοι εισήχθησαν για διάφορες αιτίες στο νοσοκομείο και είτε υποβλήθηκαν σε επέμβαση είτε όχι. Κρίθηκε σκόπιμο στην ROC ανάλυση που ακολουθεί να μη διαχωριστεί το δείγμα σε Αξιωματικούς και Υπαξιωματικούς καθώς από την στατιστική ανάλυση του δεύτερου κεφαλαίου δεν προέκυψαν αξιόλογες διαφορές ανάμεσα σε αυτές τις δύο ομάδες. Ορίστηκαν δύο ανεξάρτητες μεταβλητές Y1=ΕΚΒΑΣΗ ΝΟΣΗΛΕΙΑΣ Y2=ΑΝΑΓΚΗ ΕΠΕΜΒΑΣΗΣ και οι επεξηγηματικές μεταβλητές όπως αυτές παρουσιάζονται παρακάτω:

X1=ΦΥΛΟ

X2=ΗΛΙΚΙΑ

X3=ΜΗΝΑΣ ΕΙΣΑΓΩΓΗΣ

X4=ΔΙΑΡΚΕΙΑ ΝΟΣΗΛΕΙΑΣ

X5=ΔΙΑΡΚΕΙΑ ΝΟΣΗΛΕΙΑΣ (άνω και κάτω 10 ημερών)

X6=ΟΠΛΟ-ΣΩΜΑ

Πίνακας 3.1- ΚΩΔΙΚΟΠΟΙΗΣΗ ΚΑΤΗΓΟΡΙΚΩΝ ΜΕΤΑΒΛΗΤΩΝ

Y1-ΕΚΒΑΣΗ ΝΟΣΗΛΕΙΑΣ	0=ΙΑΣΗ	1=ΕΠΙΔΕΙΝΩΣΗ
Y2-ΑΝΑΓΚΗ ΕΠΕΜΒΑΣΗΣ	0=ΟΧΙ	1=ΝΑΙ
X1-ΦΥΛΟ	0=ΓΥΝΑΙΚΕΣ	1-ΑΝΤΡΕΣ
X5-ΔΙΑΡΚΕΙΑ ΝΟΣΗΛΕΙΑΣ	1=διάρκεια≤10ημ.	2=διάρκεια>10ημ.

3.2 ΕΚΒΑΣΗ ΝΟΣΗΛΕΙΑΣ

Σε ένα αρχικό στάδιο μελετήσαμε όλες τις επεξηγηματικές μεταβλητές ως προς την έκβαση της νοσηλείας για την οποία θέτοντας ως μεταβλητή αναφοράς την τιμή 1 (state value=1) προκύπτουν τα παρακάτω αποτελέσματα :

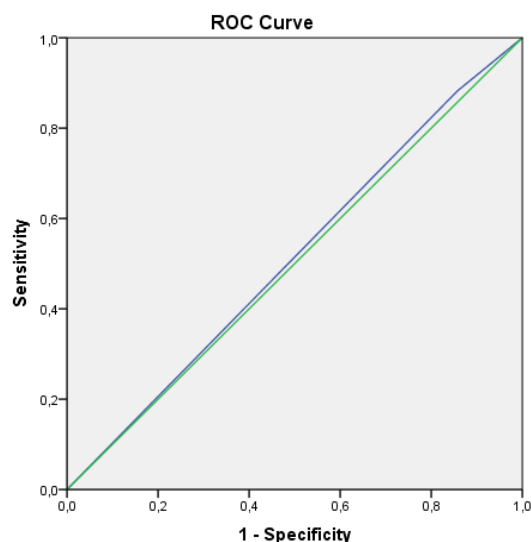
Case Processing Summary	
ΕΚΒΑΣΗ ΝΟΣΗΛΕΙΑΣ	Valid N (listwise)
Positive ^a	415
Negative	916

Πίνακας 3.2.1 Έκβαση νοσηλείας

Επομένως στο δείγμα που θα μελετηθεί παρουσιάζονται 415 περιπτώσεις ατόμων , η νοσηλεία των οποίων έληξε με επιδείνωση της κατάστασης της υγείας τους, καθώς και 916 περιπτώσεις στις οποίες θεραπεύτηκαν πλήρως ή η κατάσταση τους κατά την έξοδο τους από το νοσοκομείο ήταν βελτιωμένη σε σχέση με εκείνη της εισόδου τους (σε αυτή τη περίπτωση η νοσηλεία θα λέμε ότι πραγματοποιήθηκε με επιτυχία).

3.2.1 ΦΥΛΟ ΝΟΣΗΛΕΥΟΜΕΝΟΥ

Η παρακάτω ROC καμπύλη αφορά το φύλο του νοσηλευομένου και όπως παρουσιάζεται στον Πίνακα 3.2.2 το εμβαδόν κάτω από την καμπύλη έχει τη τιμή 0,512. Η τιμή αυτή είναι ελάχιστα πάνω από 0.5 και επομένως δεν μπορούμε να υπολογίζουμε την εξεταζόμενη επεξηγηματική μεταβλητή X1 σαν ικανοποιητική μεταβλητή για την περιγραφή της έκβασης της νοσηλείας των ασθενών.



Εικόνα 3.1 ROC Καμπύλη για Φύλο νοσηλευομένου

Area Under the Curve

Test Result Variable(s): ΦΥΛΛΟ

Area	Std. Error ^a	Asymptotic Sig. ^b	Asymptotic 95% Confidence Interval	
			Lower Bound	Upper Bound
,512	,017	,466	,479	,546

The test result variable(s): ΦΥΛΛΟ has at least one tie between the positive actual state group and the negative actual state group.

Statistics may be biased.

a. Under the nonparametric assumption

b. Null hypothesis: true area = 0.5

Πίνακας3.2.2 Εμβαδόν AUC για την μεταβλητή X1

Στον παρακάτω πίνακα παρουσιάζονται οι τιμές της ευαισθησίας και της ειδικότητας για κάθε πιθανό διαχωριστικό όριο για την θετική ταξινόμηση.

Συντεταγμένες της καμπύλης(Coordinates of the Curve)

Test Result Variable(s): ΦΥΛΛΟ

Positive if Greater Than or Equal To ^a	Sensitivity	1 - Specificity
-1,00	1,000	1,000
,50	,882	,857
2,00	,000	,000

The test result variable(s): ΦΥΛΛΟ has at least one tie between the positive actual state group and the negative actual state group.

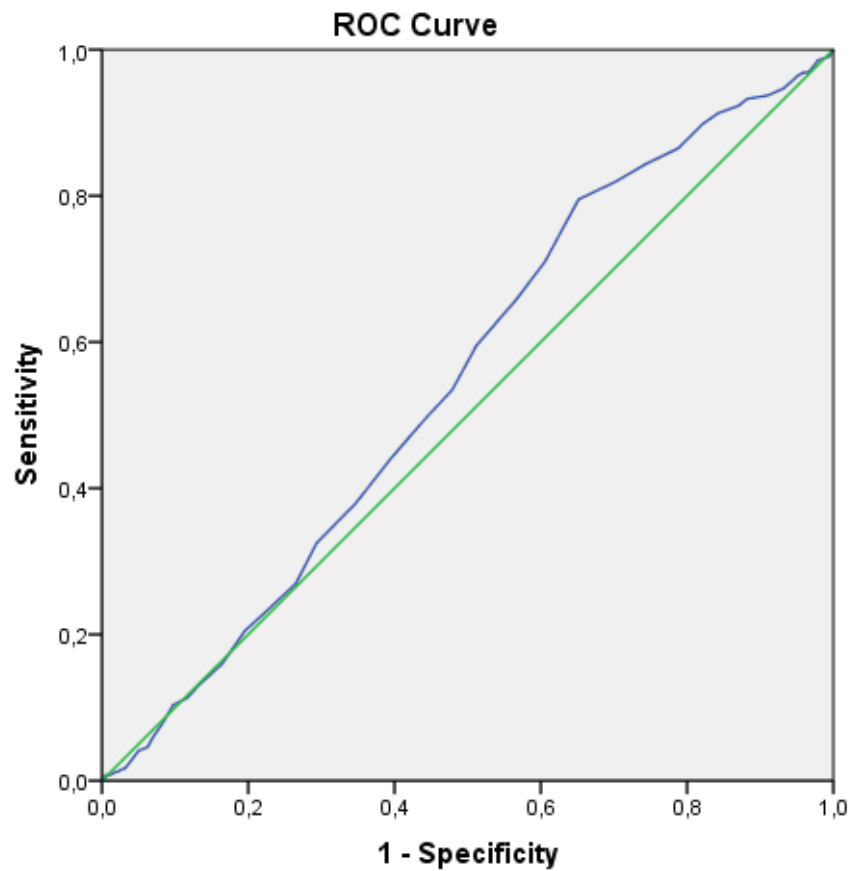
a. The smallest cutoff value is the minimum observed test value minus 1, and the largest cutoff value is the maximum observed test value plus 1.

All the other cutoff values are the averages of two consecutive ordered observed test values.

Πίνακας3.2.3 Συντεταγμένες της καμπύλης(Coordinates of the Curve)

3.2.2 ΗΛΙΚΙΑ ΑΣΘΕΝΟΥΣ

Η επεξηγηματική μεταβλητή X2 που αντιπροσωπεύει την ηλικία του ασθενούς προβλέπει καλύτερα την έκβαση της νοσηλείας, από ότι το φύλο του ασθενούς (μεταβλητή που παρουσιάστηκε στην προηγούμενη παράγραφο). Παρατηρούμε από τον πίνακα 3.2.4 ότι η τιμή του AUC είναι 0,548 με 95% διάστημα εμπιστοσύνης (0.516,0.580).



Diagonal segments are produced by ties.

Εικόνα 3.2 ROC Καμπύλη για την ηλικία του ασθενούς

Area Under the Curve

Test Result Variable(s): ΗΛΙΚΙΑ

Area	Std. Error ^a	Asymptotic Sig. ^b	Asymptotic 95% Confidence Interval	
			Lower Bound	Upper Bound
,548	,016	,005	,516	,580

Πίνακας 3.2.4

Εμβαδόν AUC για την μεταβλητή X2

Από τον πίνακα 3.2.5 προκύπτουν οι εξής παρατηρήσεις:

- Το πρώτο σημείο αντιστοιχεί στην υπόθεση ότι όλοι οι ασθενείς 20 ετών είχαν επιτυχημένη έκβαση νοσηλείας (ευαισθησία και ειδικότητα έχουν τη τιμή 1).
- Το τελευταίο σημείο του πίνακα αντιστοιχεί στην υπόθεση ότι όλοι οι ασθενείς ηλικίας 94 ετών είχαν αποτυχημένη έκβαση νοσηλείας (sensitivity=1-specificity=0).

Οι δύο παραπάνω περιπτώσεις δεν αποτελούν ικανοποιητικό κριτήριο διαχωρισμού των ηλικιών των ασθενών ως προς το αν ήταν επιτυχημένη ή όχι η έκβαση της νοσηλείας τους. Συμπερασματικά η επιλογή ενός βέλτιστου διαχωριστικού ορίου είναι αναγκαία.

**Πίνακας3.2.5 Συντεταγμένες της καμπύλης(Coordinates of the Curve)
Coordinates of the Curve**

Test Result Variable(s): ΗΛΙΚΙΑ

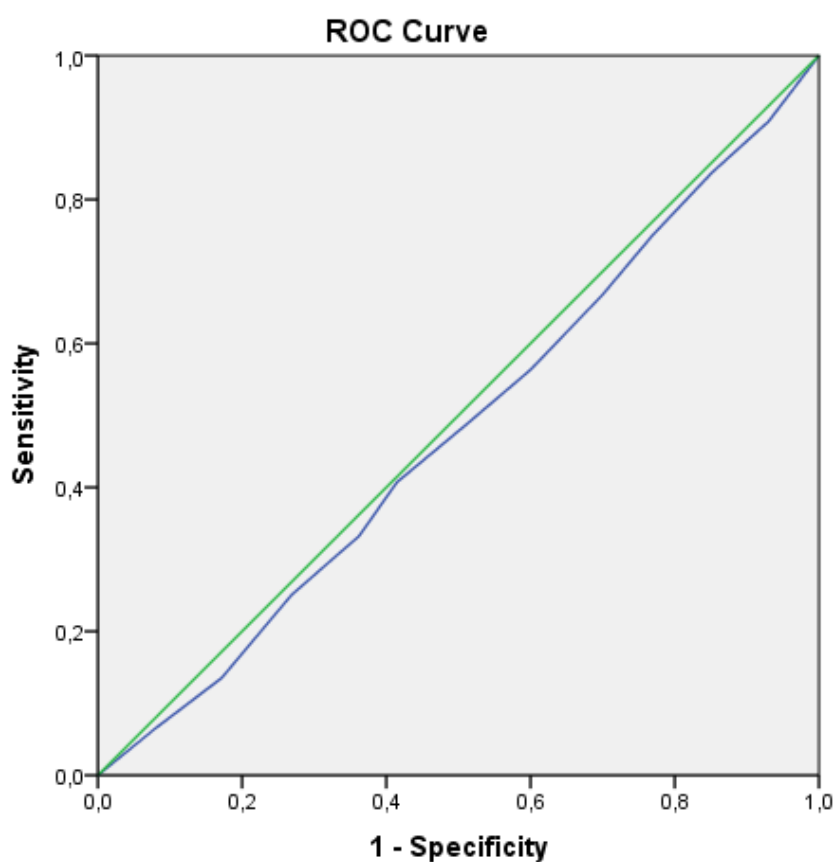
Positive if Greater Than or Equal To ^a	Sensitivity	1 - Specificity
20,00	1,000	1,000
21,50	,990	,995
22,50	,986	,979
23,50	,969	,966
24,50	,969	,959
25,50	,964	,951
26,50	,947	,932
27,50	,937	,910
28,50	,933	,882
29,50	,923	,870
30,50	,913	,843
31,50	,899	,822
32,50	,865	,788
33,50	,843	,743
34,50	,819	,702
35,50	,795	,652
36,50	,708	,605
37,50	,655	,564
38,50	,595	,512

39,50	,535	,479
40,50	,494	,441
41,50	,441	,395
42,50	,378	,346
43,50	,325	,294
44,50	,270	,265
45,50	,229	,222
46,50	,205	,195
47,50	,159	,164
48,50	,133	,134
49,50	,113	,117
50,50	,104	,097
51,50	,077	,082
52,50	,058	,069
53,50	,046	,062
54,50	,041	,050
55,50	,017	,032
56,50	,017	,031
57,50	,014	,025
58,50	,012	,022
59,50	,012	,019
60,50	,010	,015
62,00	,010	,014
65,50	,007	,010
69,00	,007	,008
71,00	,007	,005
77,50	,005	,005
84,50	,005	,003
87,00	,002	,002
89,50	,002	,001
92,00	,000	,001
94,00	,000	,000

The test result variable(s): HAIKIA has at least one tie between the positive actual state group and the negative actual state group.

3.2.3 ΜΗΝΑΣ ΕΙΣΑΓΩΓΗΣ

Η ROC καμπύλη που αφορά τον μήνα εισαγωγής στο νοσοκομείο (Εικόνα 3.3), έχει $AUC = 0,478 < 0,5$ και επομένως δεν μπορούμε να υπολογίσουμε την εξεταζόμενη επεξηγηματική μεταβλητή X3 σαν ικανοποιητική μεταβλητή για την περιγραφή της έκβασης της νοσηλείας των ασθενών.



Εικόνα 3.3 ROC Καμπύλη για τον μήνα εισαγωγής

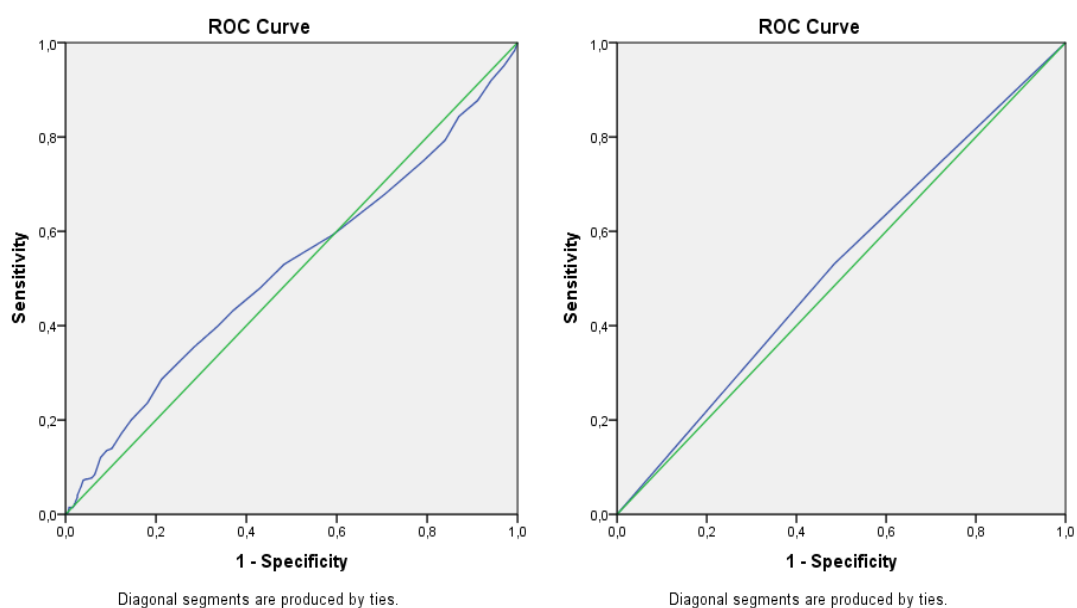
Test Result Variable(s): **ΜΗΝΑΣ ΕΙΣΟΔΟΥ**

Area	Std. Error ^a	Asymptotic Sig. ^b	Asymptotic 95% Confidence Interval	
			Lower Bound	Upper Bound
,478	,017	,203	,445	,512

Πίνακας 3.2.6 Εμβαδόν AUC για την μεταβλητή X2

3.2.4 ΔΙΑΡΚΕΙΑ ΝΟΣΗΛΕΙΑΣ

Συγκρίναμε την προβλεπτική ικανότητα της διάρκειας νοσηλείας (μεταβλητή X4) με την αντίστοιχη της ίδιας μεταβλητής όταν αυτή παίρνει μόνο δύο τιμές(X5). Χωρίσαμε το δείγμα σε δύο κατηγορίες, με την πρώτη να είναι οι ασθενείς που παρέμειναν στο νοσοκομείο για λιγότερο από 10 μέρες και με την δεύτερη κατηγορία να είναι οι ασθενείς με διάρκεια νοσηλείας περισσότερο από 10 μέρες.



Εικόνα 3.4 Σύγκριση ROC Καμπυλών για τη διάρκεια νοσηλείας X4, X5

Area Under the Curve

Test Result Variable(s): ΔΙΑΡΚΕΙΑ ΝΟΣΗΛΕΙΑΣ

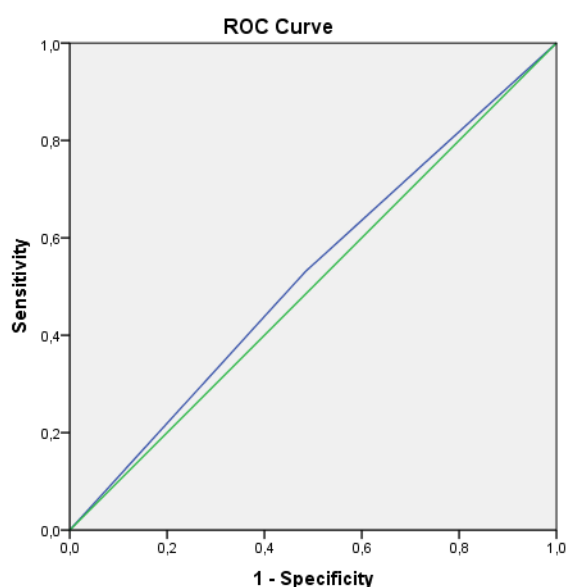
Area για X4,X5	Std. Error ^a	Asymptotic Sig. ^b	Asymptotic 95% Confidence Interval	
			Lower Bound	Upper Bound
,517	,018	,326	,482	,552
,523	,017	,174	,490	,557

Πίνακας 3.2.7 Εμβαδόν AUC για την μεταβλητή X4,X5

Από την εικόνα 3.4 και τον πίνακα 3.2.7 παρατηρούμε ότι η μεταβλητή X5 έχει μεγαλύτερη προβλεπτική ικανότητα συγκριτικά με την X4. Επομένως το κριτήριο για την επιτυχημένη έκβαση της νοσηλείας είναι πιο ισχυρό στη περίπτωση που εξετάζουμε το αν οι ασθενείς παρέμειναν ή όχι περισσότερες από δέκα ημέρες στο νοσοκομείο.

3.2.5 ΟΠΛΟ-ΣΩΜΑ

Η τελευταία επεξηγηματική μεταβλητή X6 δεν είναι ικανοποιητική για την περιγραφή της έκβασης της νοσηλείας των ασθενών καθώς το εμβαδόν κάτω από την καμπύλη χαρακτηριστικού δέκτη έχει τη τιμή 0,504 η οποία είναι ελάχιστα μεγαλύτερη από 0.5.



Εικόνα 3.5-ROC Καμπύλη για το όπλο-σώμα

Area Under the Curve

Test Result Variable(s): ΟΠΛΟ-ΣΩΜΑ

Area	Std. Error ^a	Asymptotic Sig. ^b	Asymptotic 95% Confidence Interval	
			Lower Bound	Upper Bound
,504	,017	,803	,471	,538

Πίνακας 3.2.8 Εμβαδόν AUC για την όπλο-σώμα

3.3 ΑΝΑΓΚΑΙΟΤΗΤΑ ΕΠΕΜΒΑΣΗΣ

Σε ένα δεύτερο στάδιο, μελετήσαμε όλες τις επεξηγηματικές μεταβλητές (X1 έως X6), ως προς την ανάγκη ή μη διενέργειας επέμβασης(Y1), για την οποία, θέτοντας ως μεταβλητή αναφοράς την τιμή 1(state value=1) προκύπτουν τα παρακάτω αποτελέσματα :

**Case Processing
Summary**

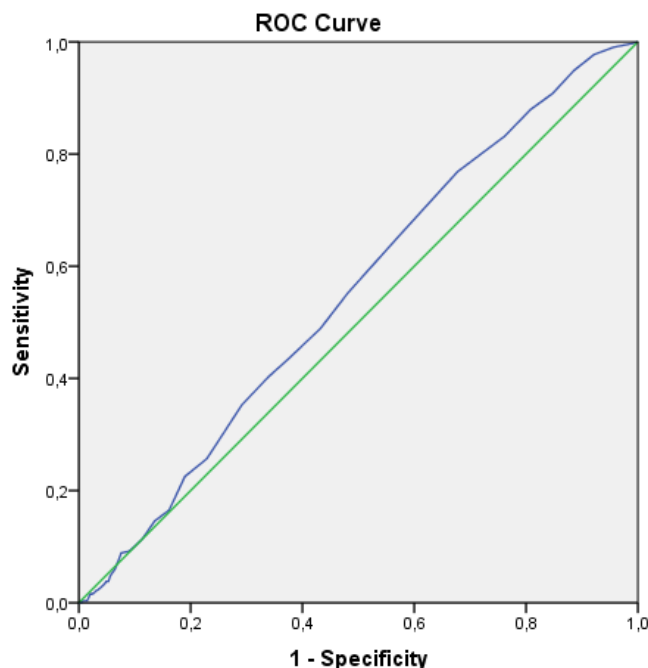
ΕΠΕΜΒΑΣΗ	Valid N (listwise)
Positive ^a	315
Negative	1016

Πίνακας 3.3.1 Επέμβαση

Επομένως, στο δείγμα που θα μελετηθεί παρουσιάζονται 315 περιπτώσεις ατόμων, για τα οποία κρίθηκε αναγκαία η διενέργεια επέμβασης (πραγματοποιήθηκαν 315 επεμβάσεις) καθώς και 1016 περιπτώσεις στις οποίες δεν κρίθηκε αναγκαία.

3.3.1 Πρόβλεψη για την αναγκαιότητα επέμβασης

Η μεταβλητή η οποία προβλέπει καλύτερα την μη αναγκαιότητα επέμβασης των ασθενών είναι η διάρκεια νοσηλείας τους με εμβαδόν κάτω από την καμπύλη χαρακτηριστικού δέκτη 0,552.



Εικόνα 3.3.1 ROC Καμπύλη για την διάρκεια νοσηλείας

Για την σημαντική μεταβλητή X4 (διάρκεια νοσηλείας) καθώς και για τις υπόλοιπες μεταβλητές παραθέτουμε τον παρακάτω συνοπτικό πίνακα με στήλες:

- Το εμβαδόν κάτω από την καμπύλη ROC
- το τυπικό σφάλμα (Std. Error)
- το επίπεδο σημαντικότητας (p-value= Asymptotic Sig) και
- τα 95% διαστήματα εμπιστοσύνης (Asymptotic 95% Confidence Interval)

Area Under the Curve

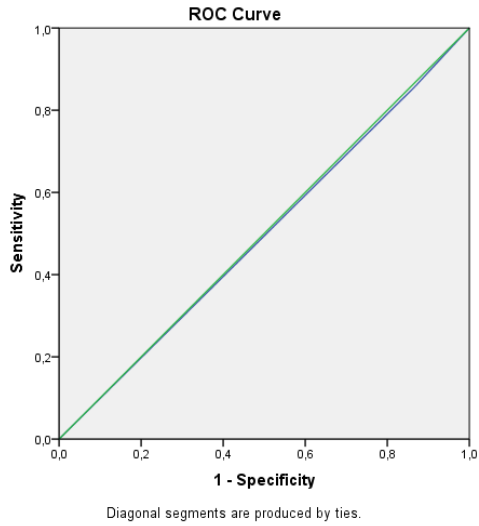
Test Result Variable(s): ΔΙΑΡΚΕΙΑ ΝΟΣΗΛΕΙΑΣ

Μεταβλητή	Area	Std. Error ^a	Asymptotic Sig. ^b	Asymptotic 95% Confidence Interval	
				Lower Bound	Upper Bound
Διάρκεια διαμονής	,552	,018	,006	,517	,586
Φύλο	,495	,019	,789	,458	,532
Ηλικία	,485	,019	,417	,449	,521
Μήνας Εισόδου	,464	,019	,051	,427	,500
Όπλο-σώμα	,511	,019	,542	,475	,548

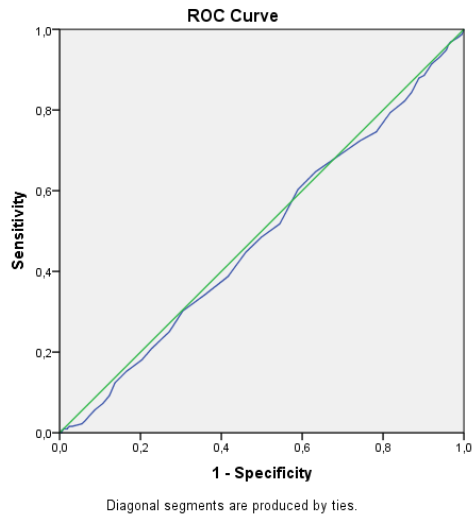
Πίνακας 3.3.2

Παρατηρούμε ότι η δεύτερη σημαντικότερη επεξηγηματική μεταβλητή για την πρόβλεψη της αναγκαιότητας επέμβασης είναι το όπλο-σώμα του κάθε ασθενή με AUC τιμή 0,511 και 95% διάστημα εμπιστοσύνης (0,475,0,548).

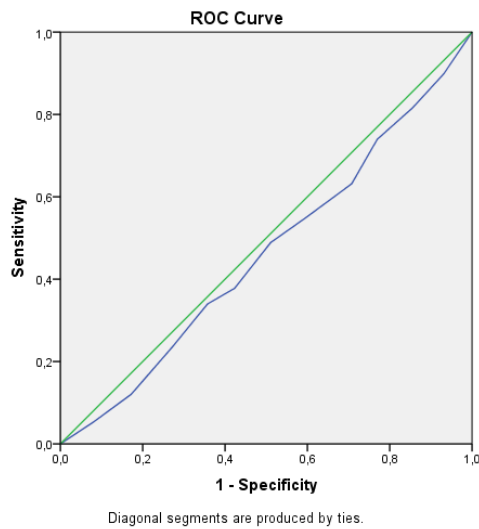
- Για τις παραπάνω μεταβλητές δίνονται οι γραφικές παραστάσεις των ROC καμπυλών που προέκυψαν από την ανάλυση για την αναγκαιότητα επέμβασης:



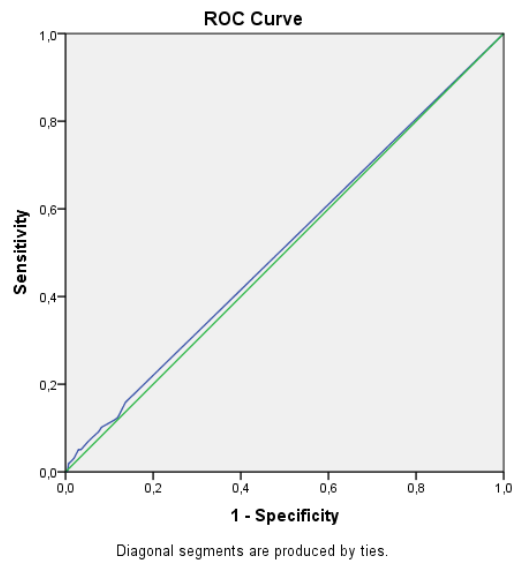
Εικόνα 3.3.2 Φύλο ασθενών



Εικόνα 3.3.3 Ηλικία ασθενών



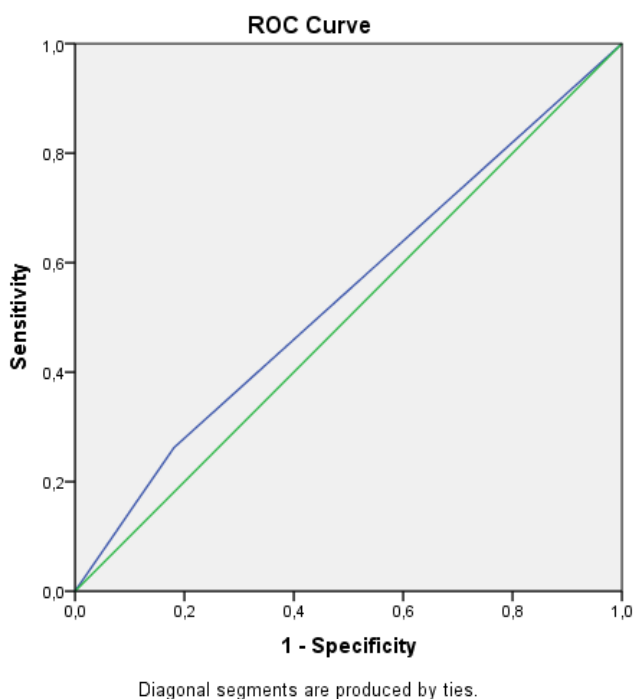
Εικόνα 3.3.4 Μήνας εισόδου



Εικόνα 3.3.5 Όπλο-σώμα

3.4 ΘΕΩΡΗΣΗ ΑΝΑΓΚΑΙΟΤΗΤΑΣ ΕΠΕΜΒΑΣΗΣ ΩΣ 7^{Ης} ΕΠΕΞΗΓΗΜΑΤΙΚΗΣ ΜΕΤΑΒΛΗΤΗΣ

Από τις παραπάνω ROC αναλύσεις παρατηρούμε ότι οι επεξηγηματικές μεταβλητές επηρεάζουν περισσότερο την έκβαση της νοσηλείας (Y1 μεταβλητή) σε σύγκριση με την αναγκαιότητα της επέμβασης (Y2). Για τον λόγο αυτό, θεωρήσαμε την μεταβλητή Y2 σαν μία επιπλέον επεξηγηματική μεταβλητή της Y1 προκειμένου να διερευνηθεί και αυτή ως προς την προβλεπτική της ικανότητα.



Εικόνα 3.4.1 Αναγκαιότητα επέμβασης

Η παραπάνω ROC καμπύλη αφορά επομένως την διενέργεια επέμβασης και όπως παρουσιάζεται στον Πίνακα το εμβαδόν κάτω από την καμπύλη έχει τη τιμή **0,541** με 95% με διάστημα εμπιστοσύνης (0.508,0.573). Η τιμή αυτή είναι πάνω από 0.5 και επομένως μπορούμε να υπολογίζουμε την εξεταζόμενη επεξηγηματική μεταβλητή σαν ικανοποιητική μεταβλητή για την περιγραφή της έκβασης της νοσηλείας των ασθενών.

Area Under the Curve

Test Result Variable(s): ΕΠΕΜΒΑΣΗ

Area	Std. Error ^a	Asymptotic Sig. ^b	Asymptotic 95% Confidence Interval	
			Lower Bound	Upper Bound
,541	,017	,017	,508	,573

The test result variable(s): ΕΠΕΜΒΑΣΗ has at least one tie between the positive actual state group and the negative actual state group. Statistics may be biased.

Πίνακας 3.4.1 Επέμβαση

ΠΑΡΑΡΤΗΜΑ

- Κωδικοποίηση για την μεταβλητή όπλο-σώμα

RECODE ΟΠΛΟΣΩΜΑ ('ΠΕΖΙΚΟ'='1') ('ΠΥΡΟΒΟΛΙΚΟ'='2') ('ΕΙΔΙΚΕΣ ΔΥΝΑΜΕΙΣ'='3') ('ΕΦΟΔΙΑΣΜΟΥ ΜΕΤΑΦΟΡΩΝ'='4') ('ΥΓΕΙΟΝΟΜΙΚΟ'='5') ('ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ'='6') ('ΜΗΧΑΝΙΚΟ'='7') ('ΥΛΙΚΟΥ ΠΟΛΕΜΟΥ'='8') ('ΤΕΘ/ΝΑ'='9') ('ΑΕΡΟΠΟΡΙΑ ΣΤΡΑΤΟΥ'='10') ('ΓΕΩΓΡΑΦΙΚΟ'='11') ('ΔΙΑΒΙΒΑΣΕΙΣ'='12') ('ΤΕΧΝΙΚΟ'='13').

EXECUTE.

RECODE ΟΠΛΟΣΩΜΑ ('ΠΕΖΙΚΟ'='1') ('ΠΥΡΟΒΟΛΙΚΟ'='2') ('ΕΙΔΙΚΕΣ ΔΥΝΑΜΕΙΣ'='3') ('ΕΦΟΔΙΑΣΜΟΥ ΜΕΤΑΦΟΡΩΝ'='4') ('ΥΓΕΙΟΝΟΜΙΚΟ'='5') ('ΟΙΚΟΝΟΜΙΚΟ'='6') ('ΜΗΧΑΝΙΚΟ'='7') ('ΥΛΙΚΟΥ ΠΟΛΕΜΟΥ'='8') ('ΤΕΘ/ΝΑ'='9') ('ΑΕΡΟΠΟΡΙΑ ΣΤΡΑΤΟΥ'='10') ('ΓΕΩΓΡΑΦΙΚΟ'='11') ('ΔΙΑΒΙΒΑΣΕΙΣ'='12') ('ΤΕΧΝΙΚΟ'='13') ('ΕΡΕΥΝΑΣ ΠΛΗΡΟΦΟΡΙΚΗΣ'='14') ('ΣΤΡΑΤΟΛΟΓΙΚΟ'='15') ('ΔΙΚΑΣΤΙΚΟ'='16') ('ΓΡΑΜ-ΔΙΕΡΜΗΝ'='17') ('ΕΛΕΓΚΤΙΚΟ'='18') ('ΜΟΥΣΙΚΟ'='19').

EXECUTE.

- Για την παράγραφο 3.2

ΓΙΑ ΤΗΝ ΑΝΕΞΑΡΤΗΤΗ ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ Υ1 ΕΚΒΑΣΗ

Πίνακες με τις συντεταγμένες των ROC καμπυλών που χρησιμεύουν για περαιτέρω μελέτη στην αναζήτηση του καταλληλότερου διαχωριστικού ορίου.

➤ ΜΗΝΑΣ ΕΙΣΟΔΟΥ

Coordinates of the Curve

Test Result Variable(s): ΜΗΝΑΣ

ΕΙΣΟΔΟΥ

Positive if Greater Than or Equal To ^a	Sensitivity	1 - Specificity
,00	1,000	1,000
1,50	,898	,931
2,50	,816	,855
3,50	,740	,770
4,50	,632	,708

5,50	,552	,600
6,50	,489	,511
7,50	,378	,423
8,50	,340	,357
9,50	,235	,272
10,50	,121	,172
11,50	,054	,082
13,00	,000	,000

The test result variable(s): ΜΗΝΑΣ ΕΙΣΟΔΟΥ has at least one tie between the positive actual state group and the negative actual state group.

a. The smallest cutoff value is the minimum observed test value minus 1, and the largest cutoff value is the maximum observed test value plus 1. All the other cutoff values are the averages of two consecutive ordered observed test values.

➤ ΔΙΑΡΚΕΙΑ ΝΟΣΗΛΕΙΑΣ

Coordinates of the Curve

Test Result Variable(s): ΔΙΑΡΚΕΙΑ ΝΟΣΗΛΕΙΑΣ

Positive if Greater Than or Equal To ^a	Sensitivity	1 - Specificity
,00	1,000	1,000
1,50	,997	,988
2,50	,990	,957
3,50	,978	,922
4,50	,949	,886
5,50	,908	,847
6,50	,879	,808
7,50	,832	,762
8,50	,768	,677
9,50	,654	,573
10,50	,552	,481
11,50	,489	,432

12,50	,435	,375
13,50	,403	,340
14,50	,352	,291
15,50	,257	,229
16,50	,225	,190
17,50	,165	,161
18,50	,146	,136
19,50	,114	,114
20,50	,105	,104
21,50	,092	,091
22,50	,089	,076
23,50	,073	,070
24,50	,060	,065
25,50	,051	,058
26,50	,048	,056
27,50	,038	,053
28,50	,038	,049
29,50	,032	,044
30,50	,022	,033
31,50	,022	,031
32,50	,016	,026
33,50	,016	,023
34,50	,016	,022
35,50	,016	,021
36,50	,013	,019
37,50	,010	,018
38,50	,003	,015
40,00	,003	,014
41,50	,003	,013
42,50	,003	,012
43,50	,003	,009
45,00	,003	,007
51,50	,000	,005
57,50	,000	,004
58,50	,000	,003
64,00	,000	,002
96,00	,000	,001
124,00	,000	,000

The test result variable(s): **ΔΙΑΡΚΕΙΑ ΝΟΣΗΛΕΙΑΣ** has at least one tie between the positive actual state group and the negative actual state group.

➤ ΟΠΛΟ-ΣΩΜΑ

Positive if Greater Than or Equal To ^a	Sensitivit y	1 - Specificity
,00	1,000	1,000
1,50	,159	,137
2,50	,124	,119
3,50	,121	,115
4,50	,114	,104
5,50	,102	,082
6,50	,092	,076
7,50	,079	,062
8,50	,070	,052
9,50	,051	,035
10,50	,051	,031
11,50	,051	,030
12,50	,032	,020
13,50	,022	,011
14,50	,019	,007
15,50	,010	,006
16,50	,003	,005
17,50	,003	,004
18,50	,000	,003
20,00	,000	,000

The test result variable(s): ΟΠΛΟ-ΣΩΜΑ has at least one tie between the positive actual state group and the negative actual state group.

a. The smallest cutoff value is the minimum observed test value minus 1, and the largest cutoff value is the maximum observed test value plus 1. All the other cutoff values are the averages of two consecutive ordered observed test values.

- Για την παράγραφο 3.3

Πίνακες με τις συντεταγμένες των ROC καμπυλών που χρησιμεύουν για περαιτέρω μελέτη στην αναζήτηση του καταλληλότερου διαχωριστικού ορίου.

**ΓΙΑ ΤΗΝ ΑΝΕΞΑΡΤΗΤΗ ΜΕΤΑΒΛΗΤΗ
Υ2=ΑΝΑΓΚΑΙΟΤΗΤΑ ΕΠΕΜΒΑΣΗΣ**

➤ X1=ΦΥΛΟ

Coordinates of the Curve

Test Result Variable(s): ΦΥΛΛΟ

Positive if Greater Than or Equal To ^a	Sensitivity	1 - Specificity
-1,00	1,000	1,000
,50	,857	,867
2,00	,000	,000

➤ X2=ΗΛΙΚΙΑ

Coordinates of the Curve

Test Result Variable(s): ΗΛΙΚΙΑ

Positive if Greater Than or Equal To ^a	Sensitivity	1 - Specificity
20,00	1,000	1,000
21,50	,987	,995
22,50	,978	,982
23,50	,968	,967
24,50	,962	,962
25,50	,949	,957
26,50	,930	,939
27,50	,914	,920
28,50	,886	,902
29,50	,879	,889
30,50	,844	,871
31,50	,822	,853
32,50	,794	,818

33,50	,746	,783
34,50	,724	,743
35,50	,692	,698
36,50	,648	,634
37,50	,603	,590
38,50	,517	,544
39,50	,486	,500
40,50	,448	,461
41,50	,387	,416
42,50	,343	,360
43,50	,302	,304
44,50	,251	,272
45,50	,210	,228
46,50	,181	,204
47,50	,152	,165
48,50	,124	,137
49,50	,092	,123
50,50	,073	,107
51,50	,057	,088
52,50	,041	,073
53,50	,032	,065
54,50	,022	,055
55,50	,016	,031
56,50	,016	,030
57,50	,016	,024
58,50	,013	,021
59,50	,010	,019
60,50	,010	,015
62,00	,010	,014
65,50	,010	,009
69,00	,006	,008
71,00	,006	,006
77,50	,003	,006
84,50	,000	,005
87,00	,000	,003
89,50	,000	,002
92,00	,000	,001
94,00	,000	,000

The test result variable(s): HAIKIA has at least one tie between the positive actual state group and the negative actual state group.

a. The smallest cutoff value is the minimum observed test value minus 1, and the largest cutoff value is the maximum observed test value plus 1. All the other cutoff values are the averages of two consecutive ordered observed test values.

➤ **X3=ΜΗΝΑΣ ΕΙΣΟΔΟΥ**

Coordinates of the Curve

Test Result Variable(s): ΜΗΝΑΣ ΕΙΣΟΔΟΥ

Positive if Greater Than or Equal To ^a	Sensitivity	1 - Specificity
,00	1,000	1,000
1,50	,898	,931
2,50	,816	,855
3,50	,740	,770
4,50	,632	,708
5,50	,552	,600
6,50	,489	,511
7,50	,378	,423
8,50	,340	,357
9,50	,235	,272
10,50	,121	,172
11,50	,054	,082
13,00	,000	,000

The test result variable(s): ΜΗΝΑΣ ΕΙΣΟΔΟΥ has at least one tie between the positive actual state group and the negative actual state group.

a. The smallest cutoff value is the minimum observed test value minus 1, and the largest cutoff value is the maximum observed test value plus 1. All the other cutoff values are the averages of two consecutive ordered observed test values.

➤ X4=ΔΙΑΡΚΕΙΑ ΝΟΣΗΛΕΙΑΣ

Coordinates of the Curve

Test Result Variable(s): ΔΙΑΡΚΕΙΑ
ΝΟΣΗΛΕΙΑΣ

Positive if Greater Than or Equal To ^a	Sensitivity	1 - Specificity
,00	1,000	1,000
1,50	,997	,988
2,50	,990	,957
3,50	,978	,922
4,50	,949	,886
5,50	,908	,847
6,50	,879	,808
7,50	,832	,762
8,50	,768	,677
9,50	,654	,573
10,50	,552	,481
11,50	,489	,432
12,50	,435	,375
13,50	,403	,340
14,50	,352	,291
15,50	,257	,229
16,50	,225	,190
17,50	,165	,161
18,50	,146	,136
19,50	,114	,114
20,50	,105	,104
21,50	,092	,091
22,50	,089	,076
23,50	,073	,070
24,50	,060	,065
25,50	,051	,058
26,50	,048	,056
27,50	,038	,053
28,50	,038	,049
29,50	,032	,044
30,50	,022	,033
31,50	,022	,031

32,50	,016	,026
33,50	,016	,023
34,50	,016	,022
35,50	,016	,021
36,50	,013	,019
37,50	,010	,018
38,50	,003	,015
40,00	,003	,014
41,50	,003	,013
42,50	,003	,012
43,50	,003	,009
45,00	,003	,007
51,50	,000	,005
57,50	,000	,004
58,50	,000	,003
64,00	,000	,002
96,00	,000	,001
124,00	,000	,000

The test result variable(s): ΔΙΑΡΚΕΙΑ ΝΟΣΗΛΕΙΑΣ has at least one tie between the positive actual state group and the negative actual state group.

a. The smallest cutoff value is the minimum observed test value minus 1, and the largest cutoff value is the maximum observed test value plus 1. All the other cutoff values are the averages of two consecutive ordered observed test values.

➤ **X5=ΔΙΑΡΚΕΙΑ ΝΟΣΗΛΕΙΑΣ ΚΑΤΗΓΟΡΙΚΗ**

Coordinates of the Curve

Test Result Variable(s): ΔΙΑΡΚΕΙΑ ΝΟΣΗΛΕΙΑΣ2 (Binned)

Positive if Greater Than or Equal To ^a	Sensitivity	1 - Specificity
,00	1,000	1,000
1,50	,552	,481
3,00	,000	,000

The test result variable(s): ΔΙΑΡΚΕΙΑ ΝΟΣΗΛΕΙΑΣ2 (Binned) has at least one tie between the positive actual state group and the negative actual state group.

a. The smallest cutoff value is the minimum observed test value minus 1, and the largest cutoff value is the maximum observed test value plus 1. All the other cutoff values are the averages of two consecutive ordered observed test values.

➤ **X6=ΟΠΛΟ-ΣΩΜΑ**

Coordinates of the Curve

Test Result Variable(s): ΟΠΛΟ-ΣΩΜΑ

Positive if Greater Than or Equal To ^a	Sensitivity	1 - Specificity
,00	1,000	1,000
1,50	,159	,137
2,50	,124	,119
3,50	,121	,115
4,50	,114	,104
5,50	,102	,082
6,50	,092	,076
7,50	,079	,062
8,50	,070	,052
9,50	,051	,035
10,50	,051	,031
11,50	,051	,030
12,50	,032	,020
13,50	,022	,011
14,50	,019	,007
15,50	,010	,006
16,50	,003	,005
17,50	,003	,004
18,50	,000	,003
20,00	,000	,000

ΟΠΛΟ-ΣΩΜΑ

ΒΙΒΛΙΟΓΡΑΦΙΑ

Οι βιβλιογραφικές αναφορές είναι ταξινομημένες με αλφαβητική σειρά, κατά την αγγλική αλφάβητο (και όχι σύμφωνα με την εμφάνισή τους στο κείμενο). Αναφορές με περισσότερους από ένα συγγραφείς έχουν ταξινομηθεί σύμφωνα με το επίθετο του πρώτου.

- [1] Birdsall, T. G, Peterson, W. W. and Fox, W. C. The theory of signal detection theory, Transactions of the IRE Professional Group on Information Theory, 171-212, 1954.
- [2] Browner WS, Newman TB. Are all significant p-values created equal? The analogy between diagnostic tests and clinical research, Journal of the American Medical Association 257: 2459-2463, 1987.
- [3] Egan JP. Signal detection theory and ROC analysis, Academic Press, 1975.
- [4] J. Fan, S. Upadhye, and A. Worster. Understanding Receiver Operating Characteristic (ROC) Curves. Canadian Journal of Emergency Medicine, 8(1):19-20, 2005.
- [5] T. Fawcett. ROC Graphs: Notes and Practical Considerations for Data Mining Researchers. Palo Alto, CA. Technical Report HPL, Hewlett Packard, 2003.
- [6] Green DM, Swets JA.. Signal detection theory and psychophysics, Krieger, 1974.
- [7] Hall WJ, Shapiro DE, Zou KH. Smooth non-parametric receiver-operating characteristic (ROC) curves for continuous diagnostic tests. Statistics in Medicine, 16;2143–2156, 1997.
- [8] Lloyd CJ, Yong Z. Kernel estimators of the ROC curves are better than empirical. Statistics and Probability Letters , 44:221–228, 1999.

- [9] Lloyd CJ. Using smoothed receiver operating characteristic curves to summarize and compare diagnostic systems. *Journal of the American Statistical Association*, 93:1356–1364, 1998.
- [10] Lusted, L. B. Signal detectability and medical decision making, *Science*, 171: 1217-1219, 1971.
- [11] Lindgren BW. *Statistical theory - 4th edition*, Chapman & Hall/CRC, 1993.
- [12] S.J. Mason and N.E. Graham. Areas Beneath the Relative Operating Characteristics (ROC) and relative operating levels (ROC) curves: Statistical Significance and Interpretation. *Quarterly Journal of the Royal Meteorological Society*, 128:2145–2166, 2002.
- [13] McClish DK , Obuchowski NA, Zhou XH. *Statistical methods in diagnostic medicine*, Wiley, 2002.
- [14] Mossman D , Somoza E. Comparing and optimizing diagnostic tests: an information theoretical approach, *Medical Decision Making* 12, 179-188, 1992.
- [15] Mann HB, Whitney DR. On a test of whether one of two random variables is stochastically larger than the other, *Annals of Mathematical Statistics* 18: 50-60, 1947.
- [16] Pickett RM , Swets JA. *Evaluation of diagnostic systems: Methods from signal detection theory*, Academic Press, 1982.
- [17] M.S. Pepe .*The Statistical Evaluation of Medical Tests for Classification and Prediction*. Oxford Statistical Science Series, Oxford University Press, 2003.

- [18] Swets JA. Signal detection theory and ROC analysis in psychology and diagnostics: collected papers, LEA publishers, 1996.
- [19] Spackman, K. A. 'Signal detection theory: Valuable tools for evaluating inductive learning'. In: Proceedings of the Sixth International Workshop on Machine Learning. San Mateo, CA, pp. 160-163, 1989.
- [20] Swets, J., 'Measuring the accuracy of diagnostic systems'. Science 240, 1285-1293, 1988.
- [21] Βαλαντή Ε.. Ανάλυση των Καμπύλων ROC και εφαρμογή τους σε πραγματικά βιοιατρικά δεδομένα. ΔΠΜΣ Εφαρμοσμένες Μαθηματικές Επιστήμες, ΕΜΠ, 12-20, 2011.
- [22] Μπλίντζιου Ι.. Ανάλυση ROC καμπυλών και εφαρμογή σε πραγματικά ιατρικά δεδομένα. ΔΠΜΣ Εφαρμοσμένες Μαθηματικές Επιστήμες, ΕΜΠ, 11-33, 2010.
- [23] Νάκας Χ.. Προσαρμογή καμπύλης, στατιστική συμπερασματολογία, επεκτάσεις και εφαρμογές στην ανάλυση των καμπυλών λειτουργικού χαρακτηριστικού δέκτη (ROC). Αριστοτέλειο Πανεπιστήμιο Θεσσαλονίκης, 2002.

ΙΣΤΙΑΚΟΙ ΤΟΠΟΙ:

- 1) <http://arifkamarbafadal.files.wordpress.com/2011/09/ebook-047-tutorial-spss-roc-curve.pdf>
- 2) <http://www.medcalc.org/manual/roc-curves.php>
- 3) http://en.wikipedia.org/wiki/Receiver_operating_characteristic
- 4) <http://www.cs.bris.ac.uk/~flach/papers/ROCanalysis.pdf>
- 5) <http://www.ajronline.org/content/184/2/364.full> (American Journal of Roengenology)
- 6) <http://mrvar.fdv.uni-lj.si/pub/mz/mz3.1/vuk.pdf>
- 7) <http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/112681>
- 8) <http://www.medicalbiostatistics.com/ROCCurve.pdf>