

VILNIAUS UNIVERSITETAS

Beata Nagorskaja

**OSTEOPOROZĖS IR PERIODONTO PATOLOGIJOS
STATISTINIS TYRIMAS**

**Magistro darbas
Statistika**

Vilnius, 2006

TURINYS

TURINYS	3
1. ĮVADAS	4
2 TIRIAMIEJI IR TYRIMO METODIKA	6
2.1 TIRIAMŪJŲ KONTINGENTAS	6
2.2 DENSITOMETRINIAI TYRIMAI.....	7
2.3 KLINIKINIAI TYRIMAI	9
2.4 ŽANDIKAULIŲ PANORAMINĖS RADIOGRAMOS	10
2.5 STATISTINĖ ANALIZĖ.....	11
3 TYRIMO REZULTATAI	12
3.1 TIRIAMOJO KONTINGENTO CHARAKTERISTIKOS	12
3.2 KAULŲ MINERALŲ TANKIO ĮVERTINIMAS	14
3.3 KLINIKINIŲ TYRIMŲ STATISTINĖ ANALIZĖ.....	17
3.4 MORFOMETRINIŲ INDEKSŲ ANALIZĖ.....	19
3.5 KAULŲ MINERALŲ TANKIO ĮVERTINIMAS. STRAIPSNIŲ ANALIZĖS	24
1 Modelis.	24
2 Modelis.	27
3 Modelis.	28
4 Modelis.	29
4. STATISTINIAI METODAI	30
4.1 LOGISTINĖ REGRESIJA	30
Voldo kriterijus.	33
Hosmerio-Lemešou kriterijus.....	33
Determinacijos koeficientai.	34
4.2 TIESINĖ REGRESIJA.....	35
5. IŠVADOS	38
6. SUMMARY	40
7. LITERATŪROS SĄRAŠAS	41
8. PRIEDAI	42
8.1 ANKETA	42
8.2 KLINIKINIAI TYRIMAI . PERIODONTOLOGINIS IŠTYRIMAS	43
8.3 PIRSONO KORELIACIJOS IR PAGRINDINĖS DUOMENŲ CHARAKTERISTIKOS	45

1. ĮVADAS

2001-2003 metais Vilniaus universiteto Medicinos fakulteto Odontologijos institute ir Vš. Į. Nacionaliniame Osteoporozės Centre buvo atliktas tyrimas., kurio metų moterims nuo 30 iki 79 metų buvo atliekamas stuburo juosmeninės dalies (L2-L4 segmento) densitometrinis tyrimas, klinikinis burnos ertmės ištyrimas ir buvo atliekama žandikaulių panoraminė radiograma.

Osteoporozė ir periodontitas – ligos, kuriomis serga didelė dalis žmonių ir kurios paplitimas su amžiumi didėja.

Osteoporozė – labiausiai paplitęs sisteminis skeleto susirgimas. Jam būdinga sumažėjusi kaulų masė, kaulinio audinio mikroarchitektūros pokyčiai, kurių pasekoje padidėja kaulų trapumas bei lūžių rizika. Maksimalus kaulų tankis būna trisdešimtaisiais žmogaus gyvenimo metais, vėliau kaulų masė po truputį pradeda mažėti, o porėtumas – didėti. Osteoporozės rizikos veiksnius galima suskirstyti į nepakeičiamus ir pakeičiamus. Pirmajai grupei priskiriama: lytis, rasė, amžius, menopauzė, smulkus kūno sudėjimas ir paveldimumas. Pakeičiamų osteoporozės rizikos veiksnių grupei priskiriama: nepakankamas kalcio suvartojimas, mažas fizinis aktyvumas, rūkymas ir alkoholio vartojimas.

Periodontitas - tai danties apydančio audinių uždegimas. Dėl šios ligos prarandami danties atraminiai audiniai, vyksta alveolinio kaulo rezorbcija, kurios pasekmėje dantys praranda atramą ir galiausiai iškrenta. Tai yra viena iš pagrindinių dantų netekimo priežasčių tarp suaugusiųjų. Periodontitas išsivystymui įtakos turi amžius, patogeninis bakterinis apnašas, imuniniai sutrikimai, nepakankama mityba, vartojami medikamentai, lytis, patiriami stresai, rūkymas, genetiniai veiksniai, sisteminės organizmo ligos, nėštumas ir kitos su hormonų pokyčiais susijusios organizmo būklės.

Darbe pakartota keturių straipsnių analizė. Tyrimų tikslas – prognozuoti sumažėjusį stuburo juosmeninės dalies kaulų mineralų tankį pagal lengviau išmatuojamus dydžius: radiomorfometrinius žandikaulių indeksus, amžių, rūkymą, menopauzės trukmę, išlikusių dantų skaičių burnoje.

Darbo tikslai.

Ištirti stuburo juosmeninės dalies kaulų mineralų tankio ryšį su periodonto audinių būkle, dantų skaičiumi, amžiumi, menopauzės trukme, morfometriniiais matavimais.

Ištirti burnoje esančių dantų skaičių bei nustatyti dantų skaičiaus kitimus skirtingose kaulų mineralų tankio grupėse.

Įvertinti apatinio žandikaulio morfometrinių indeksų pokyčius skirtingose juosmeninės stuburo dalies kaulų mineralų grupėse.

Įvertinti amžiaus ir menopauzės įtaką periodontologiniams matavimams, dantų skaičiui, radiomorfometriniams žandikaulių indeksams.

2 TIRIAMIEJI IR TYRIMO METODIKA

2.1 TIRIAMŪJŲ KONTINGENTAS

Tyrimas buvo atliktas 2001-2003 metais Vilniaus universiteto Medicinos fakulteto Odontologijos institute ir Vš. Į. Nacionaliniame Osteoporozės Centre.

Tyrimo dalyvavo 130 moterų. Tiriamųjų amžius nuo 30 iki 79 metų. Dalyvauti tyrime buvo pakviestos vyresnės nei 30 metų amžiaus moterys, nes mokslinių tyrimų duomenimis žmogaus kaulų mineralų tankis pradeda mažėti, o porėtumas – didėti vyresnėms nei 30 metų žmonėms. Tyrimo dalyvės buvo pasirenkamos atsitiktinai.

Kiekvienai į tyrimą įtrauktai moteriai buvo atliekamas stuburo juosmeninės dalies (L2-L4 segmento) densitometrinis tyrimas, klinikinis burnos ertmės ištyrimas ir žandikaulių panoraminė radiograma.

Kiekviena moteris užpildė anketą – klausimyną (1 priedas). Buvo fiksuojami: amžius, ūgis, svoris, kūno masės indeksas, menopauzės priežastys, menopauzės trukmė, gyvenimo būdo ypatumai (mitybos įpročiai, rūkymas, alkoholinių gėrimų vartojimas, fizinis aktyvumas, patirti kaulų lūžiai).

2.2 DENSITOMETRINIAI TYRIMAI

Kaulų mineralų tankis (KMT) buvo matuojamas dvisrautės radioabsorbciometrijos metodu (DEXA) Vš. Į. Nacionaliniame Osteoporozės Centre, Vilniuje. Buvo tirti juosmeninės stuburo dalies L2-L4 segmento slanksteliai priekine-užpakaline kryptimi. Densitometrinio tyrimo metodu dėka galima įvertinti skeleto būklę, nustatyti osteoporozę ir diagnozuoti lūžių riziką. Kaulų mineralų kiekis išreiškiamas gramais į kvadratinį centimetrą (g/cm^2).

Buvo žymimas kaulų mineralų tankis ir T lygmens rodikliai. T lygmuo – tai kaulų mineralų tankio pokytis, išreikštas standartiniu nuokrypių skaičiumi nuo maksimalaus jaunų, sveikų tos pačios lyties žmonių kaulų mineralų tankio vidurkio.

Osteoporozės ir osteopenijos diagnozės yra apibrėžtos statistiškai. Tiriamojo žmogaus KMT palyginamas su sveikų jaunų žmonių vidutiniu kaulų tankiu bei su tokio pat amžiaus ir lyties žmonių vidutiniu kaulų tankiu.

Pagal Pasaulinės Sveikatos Organizacijos (PSO, 1994) pateiktą apibrėžimą, atsižvelgiant į kaulų masės parametrus, yra patvirtinta sekanti osteoporozės klasifikacija (1 lentelė):

Norma	Kaulų mineralų tankio (KMT) ar kaulų mineralų kiekio (KMK) pokytis nėra didesnis už 1 standartinį nuokrypį nuo jaunų žmonių vidurkio (išvestinis dydis) (T lygmuo > -1)
Osteopenija (kaulų masės sumažėjimas)	KMT ar KMK pokytis sudaro 1 - 2.5 standartinio nuokrypio nuo jaunų žmonių vidurkio (T lygmuo tarp -1 ir -2,5)
Osteoporozė	KMT ar KMK pokytis - daugiau kaip 2.5 standartinio nuokrypio nuo jaunų žmonių vidurkio (T lygmuo $< -2,5$)
Didelio laipsnio (nustatyta) osteoporozė	KMT ar KMK pokytis - daugiau kaip 2.5 standartinio nuokrypio nuo jaunų žmonių vidurkio; yra vienas ar daugiau lūžių (T lygmuo $< -2,5$ ir lūžęs vienas ar daugiau kaulų)

Lentelė 1. Osteoporozės klasifikacija pagal kaulų masės parametrus (PSO, 1994).

Tiriamosios pagal T lygmens duomenis buvo sugrupuotos į 3 grupes:

T lygmuo 1 – sveikos (T lygmuo $> -1,0$);

T lygmuo 2 – diagnozuota osteopenija ($-1 \leq T \text{ lygmuo} < -2,5$);

T lygmuo 3 – sergančios osteoporozė (T lygmuo $\leq -2,5$).

Tyrimė dalyvavusios moterys pagal kaulų mineralų tankį (KMT) buvo suskirstytos į 3 KMT grupes:

KMT 1 – KMT - nuo 0.67 iki 0.93 g/cm²;

KMT 2 – KMT – nuo 0.94 iki 1.19 g/cm²;

KMT 3 – KMT – nuo 1.20 iki 1.46 g/cm².

2.3 KLINIKINIAI TYRIMAI

Klinikinės apžiūros metu buvo atlikta:

1) Apnašų indekso nustatymas. Tiriamųjų asmenų burnos higiena buvo įvertinta pagal Greene-Vermillion ir Waggener nustatant burnos higienos indeksą (OHI). OHI reikšmės ir vertinimai parodyti 2 lentelėje.

Burnos higiena	Balai
Puiki	0
Gera	0,1-2,4
Patenkinama	2,5-6,0
Bloga	6,1-12,0

Lentelė 2. Burnos higienos indekso (OHI) reikšmės ir vertinimas.

2) Periodontologinis ištyrimas (detali informacija 3 Priede):

- a) įvertintas dantų paslankumas,
- b) išmatuotas periodonto kišenių gylis ir įvertinta alveolinio kaulo rezorbcija,
- c) įvertintas vagelės kraujavimo indeksas (SBI) pagal Mühleman ir Son,
- d) apskaičiuotas periodonto ligos indeksas (PDI) pagal Ramfjord,
- e) apskaičiuotas periodonto ligų gydymo reikmių indeksas (CPITN);

3) Nustatytas dantų skaičius. Atliekant klinikinį ištyrimą buvo suskaičiuoti visi dantys esantys burnos ertmėje, išskyrus trečiuosius krūminius dantis. Taip pat buvo fiksuojamas ištrauktų dantų skaičius.

2.4 ŽANDIKAULIŲ PANORAMINĖS RADIOGRAMOS

Kiekvienoje žandikaulių panoraminėje radiogramoje buvo atliekama žandikaulių kraštinio kaulo aukščio nustatymas ir radiomorfometrinių indeksų nustatymas.

Atliktame tyrime kiekvienoje panoraminėje žandikaulių radiogramoje kairėje ir dešinėje pusėse buvo atliekami sekantys matavimai:

- H - apatinio žandikaulio kūno aukščio (mm),
- h - atstumo nuo apatinio žandikaulio kūno apatinio krašto iki *foramen mentalae* apatinio krašto (mm),
- IC - apatinio žandikaulio žievinio kaulo aukščio (mm),
- PA - žievinio kaulo storio apatinio žandikaulio kampo srityje (mm)

ir nustatomi morfometriniai panoraminiai indeksai:

- PMI - panoraminis apatinio žandikaulio indeksas ($PMI=IC/h$),
- MR - apatinio žandikaulio santykio indeksas ($MR = H/h$),
- MCI - apatinio žandikaulio žievinis indeksas,

Apatinio žandikaulio žievinis indeksas (MCI) buvo vertinamas pagal Klemetti E. klasifikaciją. Šis indeksas yra skirstomas į 3 grupes:

- C1 – žievinio kaulo endotelinis kraštas abiejose apatinio žandikaulio pusėse yra vienodai lygus su aiškiais ribomis;
- C2 - žievinio kaulo endoteliniame krašte stebimi pusbėnulių formos defektai (lakūninės rezorbcijos) arba pavieniai (vienas arba trys) žievinio endotelio sluoksniai;
- C3 – žieviniam sluoksnyje stebima daug atskirų endotelio salelių ir žievinis kaulas yra aiškiai porėtas.

2.5 STATISTINĖ ANALIZĖ

Statistinė duomenų analizė atlikta naudojant statistinių programų paketus SAS ir SPSS 11.5. Aprašydami duomenis, kiekybiniams kintamiesiems nurodome mažiausią ir didžiausią reikšmes, vidurkį ir standartinį nuokrypį (SN) (kartais – 95 proc. pasikliautinosius intervalus, PI). Kokybiniams kintamiesiems nurodome reikšmių dažnius ir santykinus dažnius (procentais). Analizuodami duomenis, vidurkių lygybės hipotezei tikrinti naudojome ANOVA. Vertindami kiekybinių kintamųjų priklausomybės ryšį, skaičiavome Pirsono koreliacijos koeficientą. Vertinant statistinį patikimumą naudota “Michelin guide” skalė: $p < 0.05$ – reikšmingas, $p < 0.01$ – labai reikšmingas, $p < 0.001$ – nepaprastai reikšmingas.

3 TYRIMO REZULTATAI

3.1 TIRIAMOJO KONTINGENTO CHARAKTERISTIKOS

Vilniaus universiteto Medicinos fakulteto Odontologijos institute ir VŠ. Į. Nacionaliniame Osteoporozės Centre 2001 – 2003 m. buvo ištirta 130 moterų 30 – 79 metų amžiaus (amžiaus vidurkis – 60.35, SN – 9.93) (1 diagrama).

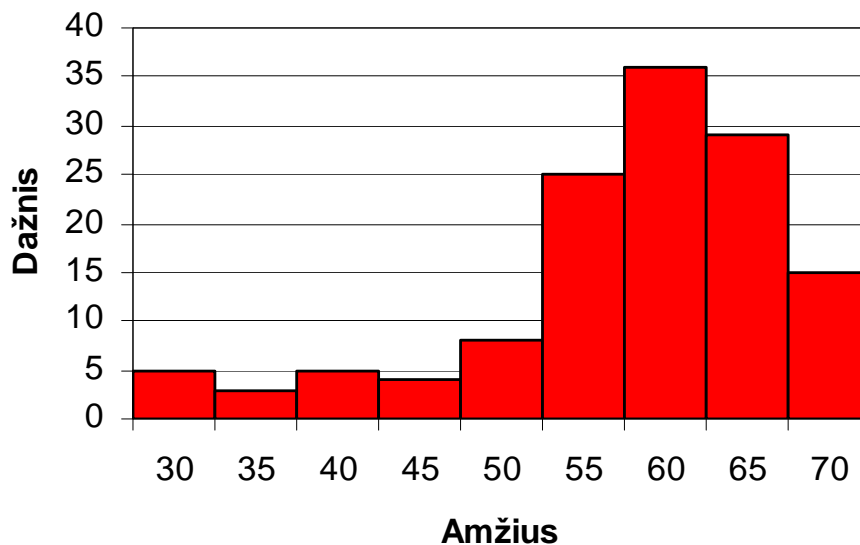


Diagrama 1. Tiriamųjų pasiskirstymas pagal amžių.

Jų tarpe 14 (10.77%) buvo ikimenopauziniame periode, 100 (76.92%) – fiziologinėje menopauzėje ir 16 (12.31%) tiriamųjų menopauzė prasidėjo po atliktų chirurginių ginekologinių operacijų (2 diagrama). Ilgiausias menopauzės periodas buvo 420 mėn., o menopauzės periodo vidurkis – 154.87 mėn. (SN – 84.37)

Kontraceptikus vartojo tik viena tiriamoji (0.8%). Pastarųjų vartojimo trukmė – 36 mėn.

123 (94.62%) tiriamųjų anketoje nurodė, kad niekada nerūkė ir nerūko, o likusios 7 (5.38%) tiriamosios nurodė, kad kasdien surūko nuo 2 iki 10 cigarečių (vidutiniškai 4.86 cigaretės per dieną).

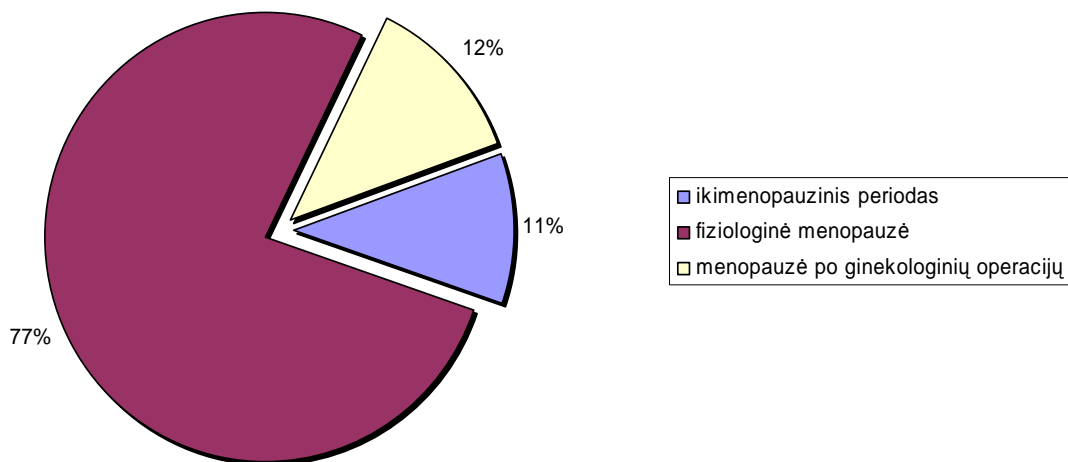


Diagrama 2. Tiriamųjų pasiskirstymas priklausomai nuo menopauzės priežasties.

Iš 130 tiriamųjų - 87 (66.92%) nebuvo patyrusios kaulų lūžimų, 25 (19.23%) kaulų lūžiai įvyko dėl patirtos traumos, 15 (11.54%) tyrime dalyvavusioms moterims buvo diagnozuoti savaiminiai kaulų lūžiai ir 3 (2.31%) patyrė ir savaiminius, ir trauminio pobūdžio lūžius.

55 iš 130 (42.31%) tiriamųjų nenurodė galimo paveldimumo faktoriaus, o 75 iš 130 (57.69%) nurodė, kad kuris nors iš tėvų arba abu tėvai sirgo periodontitu ar patyrė kaulų lūžimus.

Per savaitę suvartojamo alkoholio kiekis nuo 0 iki 2 alkoholio vienetų (alkoholio vienetų vidurkis – 0.24; SN – 0.48). 102 (78.46%) studijoje dalyvavusios moterys nurodė, kad iš viso nevartoja alkoholinių gėrimų, 25 (19.23%) nurodė, kad suvartoja 1 alkoholio vienetą per savaitę, o 3 moterys (2.31%) per savaitę suvartoja 2 alkoholio vienetus.

42 (32.31%) tiriamosios nurodė, kad kavos iš viso negeria. Likusios 88 (67.69%) moteris nurodė, kad kasdien išgeria nuo 1 iki 5 puodelių kavos per dieną (išgeriamos kavos puodelių per dieną vidurkis – 1.80).

67 iš 130 (51.54%) moterys nurodė, kad pieno produktai įeina į jų kasdieninį racioną, o 63 iš 130 (48.46%) nurodė, kad pieno produktų iš viso nenaudoja arba naudoja retai.

3.2 KAULŲ MINERALŲ TANKIO ĮVERTINIMAS

37 (28.46%) tiriamosioms buvo nustatyta, kad kaulų mineralų tankis (KMT) buvo normos ribose, 64 (49.23%) – diagnozuota osteopenija ir 29 (22.31%) – osteoporozė, kurių tarpe 14 (10.77%) moterims diagnozuota sunkaus laipsnio osteoporozė (3 diagrama). Tyrimė dalyvavusioms moterims KMT minimali vertė buvo 0.670 g/cm², o maksimali vertė – 1.460 g/cm² (KMT vidurkis – 1.024 g/cm², SN – 0.152).

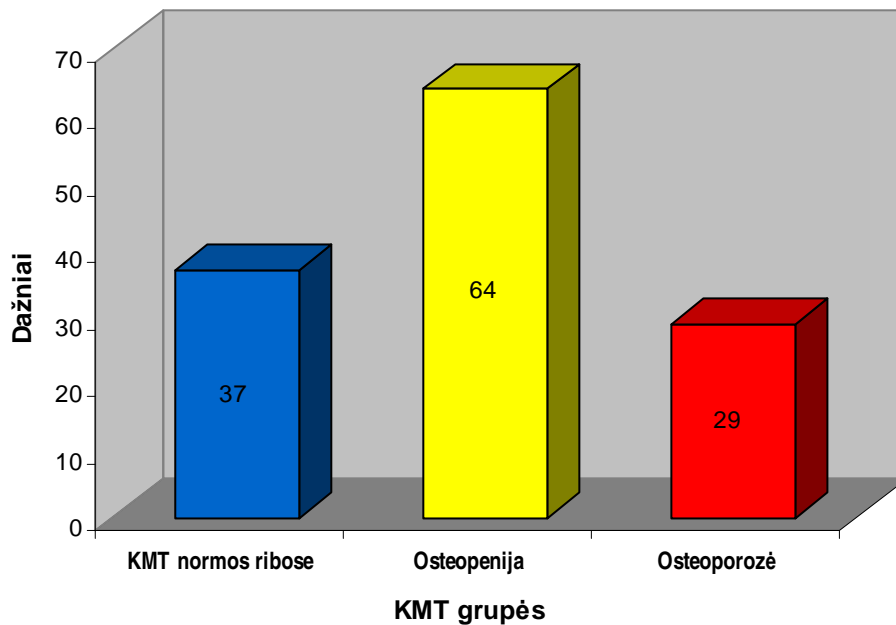


Diagrama 3. Kaulų mineralų tankio pasiskirstymas tiriamųjų tarpe.

T lygmens maksimali vertė buvo 2.30, o minimali – -4.30 (T lygmens vidurkis – -1.39; SN – 1.28).

Tikriname, kokia yra amžiaus ir menopauzės įtaką kaulų mineralų tankiui.

Duomenys sugrupuoti pagal T lygmenį į dvi grupes:

- 1) Sergančios osteoporozė, turinčios osteopeniją (T lygmuo ≤ -1)
- 2) Sveikos (T lygmuo > -1)

Amžius turi reikšmingą neigiamą įtaką KMT vertinimui: p-reikšmė < 0.0001 , šansų santykis, atitinkantis amžiaus padidėjimą 1 metais – 1.107, pasikliautinis intervalas 1.056–1.161.

Jei kaulų mineralų tankio vertinimą prognozuoti tik pagal amžių, galima pasiekti 79.6 procentų jautrumą ir 56.8 procentų specifiškumą (6 diagrama); tą kriterijų atitinka kritinė amžiaus reikšmė 58.3 (t.y. reiks spėti, kad moterims iki 58 metų bus KMT norma, o virš 58 metų – KMT bus sumažėjęs)

The LOGISTIC Procedure

Analysis of Maximum Likelihood Estimates

Parameter	DF	Estimate	Standard Error	wald Chi-Square	Pr > ChiSq
Intercept	1	-5.1027	1.4289	12.7521	0.0004
AMZIUS	1	0.1020	0.0241	17.9386	<.0001

Odds Ratio Estimates

Effect	Point Estimate	95% wald Confidence Limits
AMZIUS	1.107	1.056 1.161

Classification Table

Prob Level	Correct		Incorrect		Percentages			False POS	False NEG
	Event	Non-Event	Event	Non-Event	Correct	Sensi-tivity	Speci-ficity		
0.050	93	0	37	0	71.5	100.0	0.0	28.5	.
0.100	93	0	37	0	71.5	100.0	0.0	28.5	.
0.150	93	4	33	0	74.6	100.0	10.8	26.2	0.0
0.200	93	5	32	0	75.4	100.0	13.5	25.6	0.0
0.250	92	6	31	1	75.4	98.9	16.2	25.2	14.3
0.300	92	8	29	1	76.9	98.9	21.6	24.0	11.1
0.350	92	9	28	1	77.7	98.9	24.3	23.3	10.0
0.400	91	13	24	2	80.0	97.8	35.1	20.9	13.3
0.450	90	13	24	3	79.2	96.8	35.1	21.1	18.8
0.500	89	13	24	4	78.5	95.7	35.1	21.2	23.5
0.550	87	13	24	6	76.9	93.5	35.1	21.6	31.6
0.600	87	15	22	6	78.5	93.5	40.5	20.2	28.6
0.650	79	17	20	14	73.8	84.9	45.9	20.2	45.2
0.700	74	21	16	19	73.1	79.6	56.8	17.8	47.5
0.750	59	22	15	34	62.3	63.4	59.5	20.3	60.7
0.800	49	27	10	44	58.5	52.7	73.0	16.9	62.0
0.850	25	33	4	68	44.6	26.9	89.2	13.8	67.3
0.900	9	34	3	84	33.1	9.7	91.9	25.0	71.2
0.950	0	36	1	93	27.7	0.0	97.3	100.0	72.1

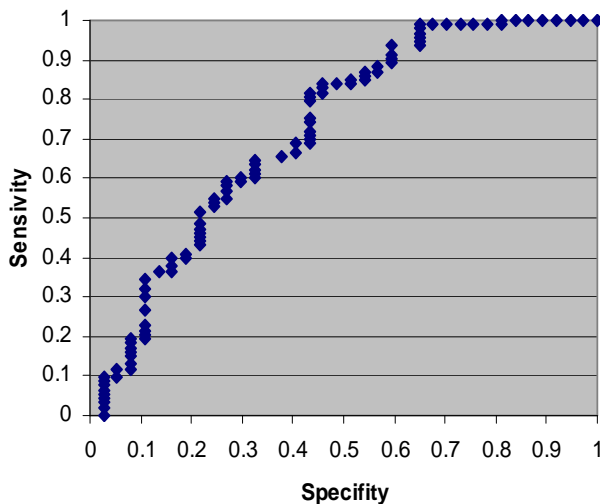


Diagrama 4. Amžiaus ROC kreivė.

Iš žemiau pateiktu rezultatų matyti, kad moteris, kurioms menopauzė prasidėjo, sergamumo osteoporozė šansai 21.840 didesnis, nei tarp moterų kurioms ji neprasidėjo.

The LOGISTIC Procedure

Analysis of Maximum Likelihood Estimates

Parameter	DF	Estimate	Standard Error	wald Chi-Square	Pr > ChiSq
Intercept	1	-4.8755	1.5441	9.9695	0.0016
MENOPAUZ	1	3.0837	0.7964	14.9915	0.0001

Odds Ratio Estimates

Effect	Point Estimate	95% wald Confidence Limits
MENOPAUZ	21.840	4.585 104.036

The FREQ Procedure

tscoregr	MENOPAUZ(MENOPAUZ)		
Frequency,	1,	2,	Total
1,	2,	91,	93
2,	12,	25,	37
Total	14	116	130

Pabandykime, kaulų mineralų tankio vertinimą prognozuoti pagal amžių ir menopauzė. Žemiau pateikiami logistinės analizės rezultatai.

The LOGISTIC Procedure

Analysis of Maximum Likelihood Estimates

Parameter	DF	Estimate	Standard Error	wald Chi-Square	Pr > ChiSq
Intercept	1	-5.8526	1.6789	12.1520	0.0005
AMZIUS	1	0.0615	0.0352	3.0512	0.0807
MENOPAUZ	1	1.6559	1.1121	2.2170	0.1365

Odds Ratio Estimates

Effect	Point Estimate	95% wald Confidence Limits
AMZIUS	1.063	0.993 1.139
MENOPAUZ	5.238	0.592 46.319

Iš gautų rezultatų matyti, kad negalima prognozuoti pagal dvi išvardytas reikšmes, nes gautos p-reikšmės daugiau už 0.05. Tai reiškia, kad koeficientai prie kintamųjų lygus 0 ir analizė neturi prasmės.

3.3 KLINIKINIŲ TYRIMŲ STATISTINĖ ANALIZĖ

Trims tiriamosioms iš 127 (2.36%) buvo nustatyta puiki burnos higiena (OHI = 0), vienai (0.79%) – patenkinama (OHI = 2.5), likusių moterų (96.85%) burnos higiena buvo gera (OHI iki 2.3). Maksimali OHI vertė 2.5, minimali - 0 (OHI vidurkis – 0.78; SN – 0.47).

Vagelės kraujavimo indekso (SBI), periodonto ligos indekso (PDI) ir periodonto ligų gydymo reikmių indekso (CPITN) pagrindinės charakteristikos pateiktos 3 Lentelėje.

	N	Minimumas	Maksimumas	Vidurkis	SN
SBI	127	0	4	0.066	0.087
PDI	127	0	6	2.693	1.481
CPITN	127	0	3	2.811	0.450

Lentelė 3. Periodontologinių indeksų vertės.

Burnos higienos indeksas reikšmingai koreliuoja su vagelės kraujavimo indeksu (SBI) ($r = 0.359$, $p < 0.01$). Nebuvo nustatyta reikšminga priklausomybė tarp burnos higienos indekso ir amžiaus, rūkymo, menopauzės trukmės, kaulų mineralų tankio (4 Lentelė).

Apskaičiavus periodontologinius indeksus paaiškėjo, kad vagelės kraujavimo indeksas patikimai koreliuoja su burnos higienos indeksu ir dantų skaičiumi ($p < 0.01$). Nebuvo nustatyta reikšminga priklausomybė tarp vagelės kraujavimo indekso ir juosmeninės stuburo dalies kaulų mineralų tankio. Periodonto ligos indeksas koreliuoja su amžiumi, menopauzės trukme, dantų skaičiumi, kaulų mineralų tankiu ($p < 0.01$) (4 Lentelė).

Nustačius periodonto ligų gydymo reikmių indeksą (CPITN) kiekvienai iš 127 moterų tik 1 (0.79%) tiriamajai nebuvo rasta ėduonies, nebuvo konkretų, nekokybiškų plombų ar vainikėlių ties dantenų kraštu. 21 (16.54%) moteriai buvo rasta ėduonis po dantenomis, konkretai, nekokybiškos plombos ar vainikėliai po dantenomis. Šioms tiriamosioms reikalingas konservatyvus gydymas. Didžiausią dalį tiriamųjų (82.68%) sudarė moterys, kurioms reikalingas kompleksinis periodontologinis gydymas.

		KMT	KMT grupė	Amžius (m.)	Menopauzės trukmė (mėn.)	Dantų skaičius	Rūkymas	OHI	SBI	PDI
OHI	Pirsono.k.	-0.077	-0.034	0.090	0.072	-0.097	0.144	–	0.359	0.089
	P-reikšmė	0.3904	0.7060	0.3151	0.4193	0.2797	0.1072	–	<.0001	0.3194
SBI	Pirsono.k.	-0.043	-0.078	0.080	-0.105	-0.337	0.048	0.359	–	0.152
	P-reikšmė	0.6282	0.3873	0.3743	0.2392	0.0001	0.5941	<.0001	–	0.0887
PDI	Pirsono.k.	-0.253	-0.186	0.228	0.251	-0.346	-0.109	0.089	0.152	–
	P-reikšmė	0.0041	0.0373	0.0100	0.0045	<.0001	0.2240	0.3194	0.0887	–

Lentelė 4. Periodontologinių indeksų koreliacija su tiriamųjų amžiumi, menopauzės trukme, dantų skaičiumi, kaulų mineralų tankių, rūkymų.

Dantų skaičius tiriamųjų burnoje buvo nuo 5 iki 28 (dantų vidurkis – 22.42, SN – 4.80). Maksimalus ištrauktų dantų skaičius buvo 23 (vidurkis – 5.60, SN – 4.86). Tik 14 (10.77%) tiriamųjų turėjo 28 dantis. Dantų skaičiaus ir ištrauktų dantų skaičiaus standartiniai nuokrypiai turėtų būti lygus, bet taip nėra nes keturioms tiriamosioms dantų suma nebuvo lygi 28. Išmetus šias respondentes dantų vidurkis – 22.44, SN – 4.80, ištrauktų dantų vidurkis – 5.56, SN – 4.80. Apskaičiavus Pirsono koreliacijos koeficientą nustatyta, kad dantų skaičius burnoje koreliuoja su amžiumi ($r = -0.343$; $p < 0.0001$), kaulų mineralų tankiu ($r = 0.178$; $p = 0.0433$), menopauzės trukme ($r = -0.278$; $p = 0.0013$), alkoholio vartojimu ($r = 0.195$, $p = 0.0260$). Nebuvo reikšmingos priklausomybės tarp dantų skaičius ir rūkymo, mitybos įpročių (3 Priedas). Taip pat nustatėm reikšmingas priklausomybes tarp dantų skaičiaus burnoje ir apatinio žandikaulio žievinio kaulo aukščiu ($r = 0.291$, $p = 0.0008$), žievinio kaulo storiu apatinio žandikaulio kampo srityje ($r = 0.307$, $p = 0.0004$), apatinio žandikaulio kūno aukščiu ($r = 0.326$, $p = 0.0002$), panoraminiu apatinio žandikaulio indeksu ($r = 0.255$; $p = 0.0034$), apatinio žandikaulio santykio indeksu ($r = 0.200$, $p = 0.0002$) (6 Lentelė). Patikrinus hipotezę apie dantų skaičiaus burnoje vidurkių lygybes skirtingose KMT grupėse ir skirtingose T lygmens grupėse, nustatyta, kad vidurkiai reikšmingai nesiskiria šiuose grupėse ($p > 0.05$).

3.4 MORFOMETRINIŲ INDEKSŲ ANALIZĖ

Apatinio žandikaulio žievinio kaulo kairės ir dešinės pusės morfometrinių matavimų pagrindinės charakteristikos pateikiamos 5 Lentelėje.

	N	Minimumas	Maksimumas	Vidurkis	SN
Hk (mm)	130	17.5	40.3	32.31	3.95
Hd (mm)	130	19.8	40.5	32.32	3.84
hk (mm)	130	8.3	17.3	12.39	1.93
hd (mm)	130	7.8	18.9	12.48	2.01
ICk (mm)	130	0.6	7.3	3.38	1.37
ICd (mm)	130	0.6	6.2	3.47	1.28
PAk (mm)	130	0.5	2.4	1.26	0.43
PAd (mm)	130	0.4	2.5	1.25	0.44

Lentelė 5. Morfometrinių matavimų pagrindinės charakteristikos.

Apskaičiavus Pirsono koreliacijos koeficientus, nustatėm, kad kairės ir dešinės pusės apatinio žandikaulio kūno aukščio (H) ($r = 0.729$), atstumo nuo apatinio žandikaulio kūno apatinio krašto iki foramen mentalae apatinio krašto (h) ($r = 0.316$), apatinio žandikaulio žievinio kaulo aukščio (IC) ($r = 0.791$) ir žievinio kaulo storio apatinio žandikaulio kampo srityje (PA) ($r = 0.686$) rodikliai tarpusavyje ženkliai koreliuoja ($p < 0.001$) (3 Priedas).

Nebuvo nustatyta koreliacijos tarp H, h bei MR ir tiriamų moterų amžiaus, menopauzės trukmės, kaulų mineralų tankiu bei skirtingose T lygmens grupėse. Apskaičiuota, kad apatinio žandikaulio santykio indeksas (MR) koreliuoja su apatinio žandikaulio kūno aukščiu (H) ($r = 0.410$, $p < 0.001$) ir atstumu tarp apatinio žandikaulio apatinio krašto ir foramen mentalae apatinio krašto (h) ($r = -0.651$, $p < 0.001$) (6 lentelė). MR indekso minimali vertė – 1.66, maksimali – 3.86 (vidurkis – 2.65, SN – 0.39).

		PMI vidurkis	MR vidurkis	IC (mm) vidurkis	PA (mm) vidurkis	H (mm) vidurkis	h (mm) vidurkis
KMT	Pirsono.k.	0.473	0.046	0.465	0.520	0.026	0.026
	P-reikšmė	<.0001	0.5998	<.0001	<.0001	0.7731	0.7731
KMT grupė	Pirsono.k.	0.424	0.122	0.424	0.515	0.204	0.039
	P-reikšmė	<.0001	0.1692	<.0001	<.0001	0.0206	0.6616
T lygmuo	Pirsono.k.	0.473	0.050	0.465	0.521	0.089	0.024
	P-reikšmė	<.0001	0.5734	<.0001	<.0001	0.3126	0.7889
T lygmens grupė	Pirsono.k.	-0.448	0.005	-0.477	-0.535	-0.110	-0.114
	P-reikšmė	<.0001	0.9573	<.0001	<.0001	0.2124	0.1982
Amžius	Pirsono.k.	-0.401	-0.118	-0.365	-0.493	-0.042	0.082
	P-reikšmė	<.0001	0.1807	<.0001	<.0001	0.6315	0.3528
Menopauzės trukmė (mėn.)	Pirsono.k.	-0.368	-0.023	-0.368	-0.392	-0.025	0.008
	P-reikšmė	<.0001	0.7921	<.0001	<.0001	0.7781	0.9280
Dantų skaičius	Pirsono.k.	0.255	0.200	0.291	0.307	0.326	0.076
	P-reikšmė	0.0034	0.0222	0.0008	0.0004	0.0002	0.3892
PMI vidurkis	Pirsono.k.	–	0.131	0.949	0.502	0.066	-0.094
	P-reikšmė	–	0.1381	<.0001	<.0001	0.4549	0.2851
MR vidurkis	Pirsono.k.	0.131	–	-0.040	0.062	0.450	-0.651
	P-reikšmė	0.1381	–	0.6524	0.4854	<.0001	<.0001
IC (mm) vidurkis	Pirsono.k.	0.949	-0.040	–	0.529	0.169	0.175
	P-reikšmė	<.0001	0.6524	–	<.0001	0.0539	0.0464
PA (mm) vidurkis	Pirsono.k.	0.502	0.062	0.529	–	0.180	0.093
	P-reikšmė	<.0001	0.4854	<.0001	–	0.0409	0.2919
H (mm) vidurkis	Pirsono.k.	0.066	0.450	0.169	0.180	–	0.347
	P-reikšmė	0.4549	<.0001	0.0539	0.0409	–	<.0001
h (mm) vidurkis	Pirsono.k.	-0.094	-0.651	0.175	0.093	0.347	–
	P-reikšmė	0.2851	<.0001	0.0464	0.2919	<.0001	–

Lentelė 6. Koreliacijos tarp morfometrinių matavimų ir tiriamųjų amžiaus, menopauzės trukmės, dantų skaičiaus, kaulų mineralų tankio.

Apatinio žandikaulio žievinio kaulo aukščio ties foramen mentalae (IC) minimali vertė buvo 1.10, maksimali – 6.80 (vidurkis – 3.44; SN – 1.25). Nustatyta reikšmingą priklausomybę tarp žievinio kaulo aukščio (IC) ir tiriamųjų amžiaus ($r = -0.493$, $p < 0.001$), dantų skaičiaus ($r = 0.291$, $p < 0.001$), menopauzės trukmės ($r = -0.368$, $p < 0.001$), kaulų mineralų tankio ($r = 0.465$, $p < 0.001$), panoraminio apatinio žandikaulio indekso ($r = 0.941$, $p < 0.001$), žievinio kaulo storio apatinio žandikaulio kampo srityje ($r = 0.529$, $p < 0.001$) (6 lentelė). Naudojantis ANOVA modeliu buvo patikrinta hipotezė apie vidurkių lygybes. Žievinio kaulo aukščio vidurkiai skirtingose KMT grupėse ir skirtingose T lygmens grupėse reikšmingai skiriasi ($p < 0.001$) (7, 8 lentelės).

IC / KMT grupė	N	vidurkis (mm)	SN	Mažiausia reikšmė (mm)	Didžiausia reikšmė (mm)
KMT 1	38	2.6684	1.0089	1.10	5.20
KMT 2	75	3.6547	1.2217	1.10	6.80
KMT 3	17	4.2529	1.0393	2.10	6.00
Viso	130	3.4446	1.2535	1.10	6.80

Lentelė 7. Apatinio žandikaulio žievinio kaulo aukštis (IC) skirtingose kaulų mineralų tankio grupėse.

IC / T lygmens grupės	N	vidurkis (mm)	SN	Mažiausia reikšmė (mm)	Didžiausia reikšmė (mm)
T lygmuo 1	37	4.1351	1.1297	1.70	6.80
T lygmuo 2	64	3.4016	1.1945	1.10	6.00
T lygmuo 3	29	2.6586	1.0554	1.10	5.20
Viso	130	3.4447	1.2535	1.10	6.80

Lentelė 8. Apatinio žandikaulio žievinio kaulo aukštis (IC) skirtingose T lygmens grupėse.

Žievinio kaulo storio apatinio žandikaulio kampo srityje (PA) minimali vertė – 0.50, maksimali – 2.30 (vidurkis – 1.28; SN – 0.40). Buvo nustatyta reikšmingą priklausomybę tarp žievinio kaulo storio apatinio žandikaulio kampo srityje (PA) ir tiriamųjų amžiaus ($r = -0.493$, $p < 0.001$), dantų skaičiaus ($r = 0.307$, $p < 0.001$), menopauzės trukmės ($r = -0.392$, $p < 0.001$), panoraminio apatinio žandikaulio indekso ($r = 0.502$, $p < 0.001$), apatinio žandikaulio žievinio kaulo aukščio ($r = 0.529$, $p < 0.001$), kaulų mineralų tankiu ($r = 0.520$, $p < 0.001$) (6 lentelė). Patikrinta hipotezė apie žievinio kaulo aukščio vidurkių lygybes skirtingose KMT grupėse ir skirtingose T lygmens grupėse. Gauta p-reikšmė $p < 0.001$, taigi vidurkiai grupėse reikšmingai skiriasi.

Apskaičiavus panoraminį apatinio žandikaulio indeksą (PMI), nustatyta, kad indekso minimali vertė buvo 0.08, maksimali – 0.41 (vidurkis – 0.22, SN – 0.08). PMI indeksas koreliuoja su amžiumi ($r = -0.401$, $p < 0.001$), menopauzės trukme ($r = -0.368$; $p < 0.001$), žievinio kaulo storium apatinio žandikaulio kampo srityje ($r = 0.502$; $p < 0.001$), apatinio žandikaulio žievinio kaulo aukščiu ($r = 0.949$; $p < 0.001$), dantų skaičiumi ($r = 0.255$; $p < 0.01$) bei kaulų mineralų tankiu ($r = 0.473$, $p < 0.001$) (6 lentelė).

Įvertinus apatinio žandikaulio žievinį indeksą (MCI) pagal Klemetti E. klasifikaciją, buvo nustatyta, kad C1 grupei priklauso 13.85% ($n = 18$) tiriamųjų, C2 grupei – 61.54% ($n = 80$) ir C3 grupei – 24.62% ($n = 32$). Klemeti indekso reikšmės pavaizduotas 4 Diagramoje.

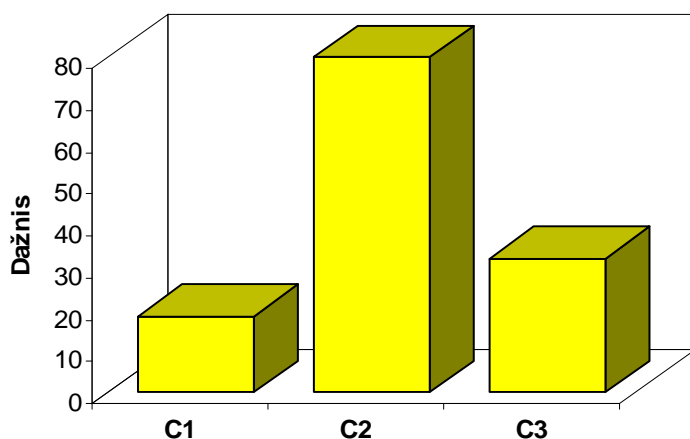


Diagrama 4. Apatinio žandikaulio žievinio indekso pasiskirstymas.

Apatinio žandikaulio žievinio indekso (MCI) grupių C1, C2, C3 pasiskirstymas skirtingose juosmeninės stuburo dalies kaulų mineralo tankio grupėse ir T lygmens parodytas 9 ir 10 Lentelėse.

KMT grupės MCI grupės	KMT 1	KMT 2	KMT 3	Viso
C 1	0	7	11	18
C 2	12	62	6	80
C 3	26	6	0	32
Viso	38	75	17	130

Lentelė 9. Apatinio žandikaulio žievinio indekso (MCI) pokyčiai kaulų mineralų tankio grupėse.

T lygmens grupės MCI grupės	Osteoporozė	Osteopenija	Sveikos	Viso
C 1	0	0	18	18
C 2	3	51	26	80
C 3	22	10	0	32
Viso	25	61	44	130

Lentelė 10. Apatinio žandikaulio žievinio indekso (MCI) pokyčiai T lygmens grupėse.

Patikrinta hipotezė apie KMT, T lygmens bei IC vidurkių lygybes skirtingose apatinio žandikaulio žievinio indekso MCI grupėse. Iš gautų p-reikšmių ($p < 0.001$) išplaukia, kad vidurkiai MCI grupėse reikšmingai skiriasi. Žemiau pateikti kaulų mineralų tankio, T – lygmens ir apatinio žandikaulio žievinio kaulo aukščio vidurkiai ir standartiniai nuokrypiai apatinio žandikaulio žievinio indekso (MCI) grupėse (11 Lentelė).

MCI grupės	N	KMT vidurkis \pm SN	T - lygmens vidurkis \pm SN	IC vidurkis \pm SN
C 1	18	1.2351 \pm 0.0928	0.3722 \pm 0.7843	4.5611 \pm 0.8819
C 2	80	1.0405 \pm 0.1133	-1.2425 \pm 0.9513	3.5863 \pm 1.1168
C 3	32	0.8637 \pm 0.0780	-2.7313 \pm 0.6438	2.4625 \pm 1.0782
Viso	130	1.0239 \pm 0.1524	-1.3854 \pm 1.2759	3.4446 \pm 1.2535

Lentelė 11. Juosmeninės stuburo dalies kaulų mineralų tankio, T – lygmens ir apatinio žandikaulio žievinio kaulo aukščio vidurkiai apatinio žandikaulio žievinio indekso (MCI) grupėse.

3.5 KAULŲ MINERALŲ TANKIO ĮVERTINIMAS. STRAIPSNIŲ ANALIZĖS

Pasinaudojus logistinės bei tiesinės regresijos modeliais, pakartota keturių straipsnių analizė. Pagrindinis straipsniuose atliktų tyrimų tikslas – prognozuoti sumažėjusi stuburo juosmeninės dalies kaulų mineralų tankį (KMT) pagal lengviau išmatuojamus dydžius.

1 Modelis.

Naudojantis logistine regresija, patikrinta kaip pagal apatinio žandikaulio žievinio kaulo aukštį (IC) galima prognozuoti sumažėjusi kaulų mineralų tankį.

Duomenys sugrupuoti pagal T lygmenį į dvi grupes:

- 1) Sergančios osteoporoze, turinčios osteopenoją (T lygmuo ≤ -1)
- 2) Sveikos (T lygmuo > -1)

IC turi reikšmingą teigiamą įtaką KMT vertinimui: p-reikšmė 0.002, šansų santykis 0.505 (atitinkantis IC padidėjimą 0.1 mm), pasikliautinis intervalas šansų santykiui 0.354-0.721 (95%).

The LOGISTIC Procedure					
Analysis of Maximum Likelihood Estimates					
Parameter	DF	Estimate	Standard Error	wald Chi-Square	Pr > Chisq
Intercept	1	3.3999	0.7227	22.1298	<.0001
IC	1	-0.6831	0.1819	14.0975	0.0002

Odds Ratio Estimates			
Effect	Point Estimate	95% wald Confidence Limits	
IC	0.505	0.354	0.721

Jei KMT vertinimą prognozuoti tik pagal apatinio žandikaulio žievinio kaulo aukštį (IC), galima pasiekti 63.4 procentų jautrumą ir 70.3 procentų specifiškumą (žr. klasifikavimo lentelę ir ROC kreivę (4 Diagrama)). Tą kriterijų atitinka kritinė IC reikšmė 3.4. t.y. galima būtų teigti, kad esant IC mažiau nei 3.4 mm galima įtarti sumažėjusi kaulų mineralų tankį.

Prob Level	Correct		Incorrect		Correct	Percentages			
	Event	Non-Event	Event	Non-Event		Sensitivity	Specificity	False POS	False NEG
0.050	93	0	37	0	71.5	100.0	0.0	28.5	.
0.100	93	0	37	0	71.5	100.0	0.0	28.5	.
0.150	93	0	37	0	71.5	100.0	0.0	28.5	.
0.200	93	0	37	0	71.5	100.0	0.0	28.5	.
0.250	93	1	36	0	72.3	100.0	2.7	27.9	0.0
0.300	93	1	36	0	72.3	100.0	2.7	27.9	0.0
0.350	91	1	36	2	70.8	97.8	2.7	28.3	66.7
0.400	91	2	35	2	71.5	97.8	5.4	27.8	50.0
0.450	88	4	33	5	70.8	94.6	10.8	27.3	55.6
0.500	86	10	27	7	73.8	92.5	27.0	23.9	41.2
0.550	80	12	25	13	70.8	86.0	32.4	23.8	52.0
0.600	73	14	23	20	66.9	78.5	37.8	24.0	58.8
0.650	68	18	19	25	66.2	73.1	48.6	21.8	58.1
0.700	66	21	16	27	66.9	71.0	56.8	19.5	56.3
0.750	59	26	11	34	65.4	63.4	70.3	15.7	56.7
0.800	43	32	5	50	57.7	46.2	86.5	10.4	61.0
0.850	26	34	3	67	46.2	28.0	91.9	10.3	66.3
0.900	11	36	1	82	36.2	11.8	97.3	8.3	69.5
0.950	0	37	0	93	28.5	0.0	100.0	.	71.5

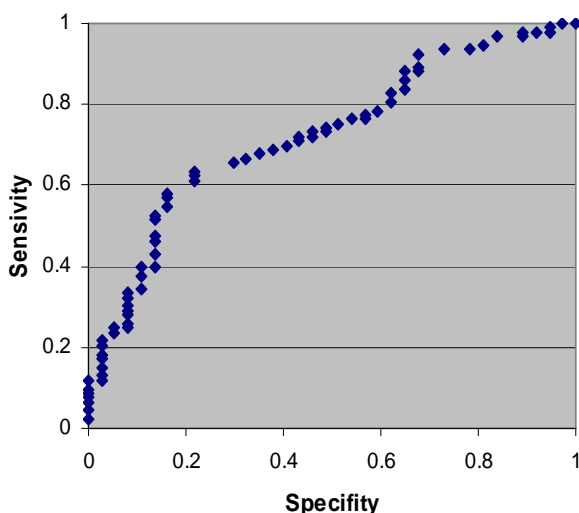


Diagrama 5. Apatinio žandikaulio žievinio kaulo aukščio (IC) ROC kreivė (1)

Analizė pakartota T lygmenį sugrupavus kitaip:

- 1) Sergančios osteoporoze (T lygmuo ≤ -2.5)
- 2) Sveikos, turinčios osteopeniją (T lygmuo > -2.5)

IC turi reikšmingą teigiamą įtaką sveikatos vertinimui: p-reikšmė 0.003, šansų santykis 0.466, pasikliautinis intervalas šansų santykiui 0.308-0.705. Iš klasifikavimo rezultatų (pateikti žemiau) ir ROC kreivės (5 diagrama) matyti, kad sprendžiant vien pagal IC galima pasiekti, pavyzdžiui, 75.9 procentų jautrumą ir 58.4 procentų specifiškumą. Tą kriterijų atitinka kritinė apatinio žandikaulio žievinio kaulo aukščio (IC) reikšmė 3.3 mm.

The LOGISTIC Procedure

Analysis of Maximum Likelihood Estimates

Parameter	DF	Estimate	Standard Error	wald Chi-Square	Pr > ChiSq
Intercept	1	1.1534	0.6499	3.1497	0.0759
IC	1	-0.7645	0.2115	13.0650	0.0003

Odds Ratio Estimates

Effect	Point Estimate	95% wald Confidence Limits
IC	0.466	0.308 0.705

Classification Table

Prob Level	Correct		Incorrect		Percentages				
	Event	Non-Event	Event	Non-Event	Correct	Sensitivity	Specificity	False POS	False NEG
0.050	28	7	94	1	26.9	96.6	6.9	77.0	12.5
0.100	26	29	72	3	42.3	89.7	28.7	73.5	9.4
0.150	25	44	57	4	53.1	86.2	43.6	69.5	8.3
0.200	22	59	42	7	62.3	75.9	58.4	65.6	10.6
0.250	19	73	28	10	70.8	65.5	72.3	59.6	12.0
0.300	13	81	20	16	72.3	44.8	80.2	60.6	16.5
0.350	11	86	15	18	74.6	37.9	85.1	57.7	17.3
0.400	8	90	11	21	75.4	27.6	89.1	57.9	18.9
0.450	5	92	9	24	74.6	17.2	91.1	64.3	20.7
0.500	5	97	4	24	78.5	17.2	96.0	44.4	19.8
0.600	0	100	1	29	76.9	0.0	99.0	100.0	22.5
0.700	0	101	0	29	77.7	0.0	100.0	.	22.3
0.800	0	101	0	29	77.7	0.0	100.0	.	22.3
0.900	0	101	0	29	77.7	0.0	100.0	.	22.3
0.950	0	101	0	29	77.7	0.0	100.0	.	22.3

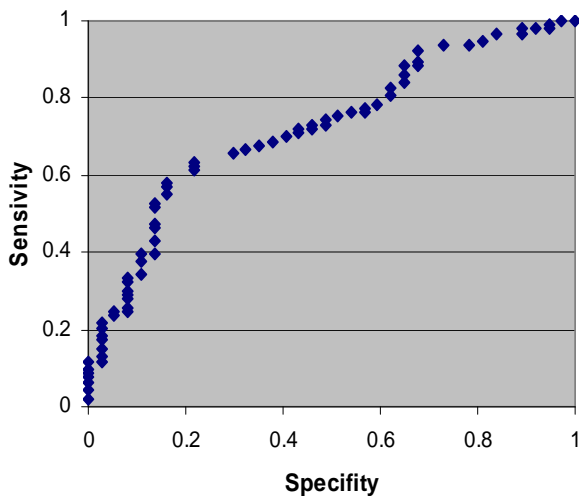


Diagrama 6. Apatinio žandikaulio žievinio kaulo aukščio (IC) ROC kreivė (2)

Palyginam du gautus rezultatus: šansų santykis nežymiai sumažėjo, taip pat sumažėjo ir kritinė IC reikšmė.

Galima padaryti tokia išvada: esant apatinio žandikaulio žievinio kaulo aukščiui (IC) mažiau nei 3.4 mm galima įtarti osteopeniją, o kai IC rodikliai mažesni nei 3.3mm – osteoporozę.

2 Modelis.

Tikriname, kaip pagal apatinio žandikaulio žievinį indeksą (MCI) galima prognozuoti sumažėjusį kaulų mineralų tankį.

Duomenys pagal T lygmenį grupuojami kaip ir 1 modelyje: sumažėjęs KMT (osteopenija arba osteoporozė), kai T lygmuo ≤ -1 , KMT norma, kai T lygmuo > 1 . Klemeti indeksas (MCI) iš trireikšmio padarytas dvireikšmis: normal (C1) – any erosion (C2+C3).

MCI turi reikšmingą įtaką KMT vertinimui: p-reikšmė < 0.0001 . Šansų santykis parodo, kad santykis sergančiu ir sveikų moterų, turinčiu žievinio kaulo erozija, 78.199 karto didesnis už santykį moterų, kurios erozijos neturi (PI 95% 9.829-622.163).

The LOGISTIC Procedure
Analysis of Maximum Likelihood Estimates

Parameter	DF	Estimate	Standard Error	wald Chi-Square	Pr > ChiSq
Intercept	1	-7.1925	2.0727	12.0414	0.0005
MCI	1	4.3593	1.0582	16.9719	<.0001

Odds Ratio Estimates

Effect	Point Estimate	95% wald Confidence Limits
MCI	78.199	9.829 622.163

Analizė pakartota, išmetus moteris su stipria erozija (C3). Gauti tokie rezultatai: šansų santykis – 50.981, 95% pasikliautinis intervalas gautam šansų santykiui yra 6.376-407.664.

The LOGISTIC Procedure
Analysis of Maximum Likelihood Estimates

Parameter	DF	Estimate	Standard Error	wald Chi-Square	Pr > ChiSq
Intercept	1	-6.7643	2.0738	10.6395	0.0011
MCI	1	3.9315	1.0607	13.7372	0.0002

Odds Ratio Estimates

Effect	Point Estimate	95% wald Confidence Limits
MCI	50.981	6.376 407.664

3 Modelis.

Trečiame modelyje logistinės regresijos pagalba tikriname, kaip pagal apatinio žandikaulio žievinį indeksą (MCI) galima prognozuoti sumažėjusį kaulų mineralų tankį.

Duomenys sugrupuoti pagal kaulų mineralų tankį į dvi grupes:

- 1) Sumažėjas KMT ($KMT < \text{vidutinis KMT} - 1.5 * \text{standartinio KMT nuokrypio}$)
- 2) KMT norma ($KMT \Rightarrow \text{vidutinis KMT} - 1.5 * \text{standartinio KMT nuokrypio}$)

Klometi indeksas (MCI) grupuojamas kitaip nei 2 modelyje: 1) normalus, nežymus defektai (C1+C2); 2) stipri erozija (C3).

Atlikus duomenų grupavimo, gauta, kad modelis yra netinkamas prognozėms. Taip sugrupavus KMT, turime dažnių lentelę (2 lentelė) iš kurios matyti, kad beveik visi duomenys pakliūva į antra KMT grupę.

MCI grupė \ KMT grupė	1	2	Viso:
1	0 (0.00%)	4 (3.08%)	4 (3.08%)
2	98 (75.38%)	28 (21.54%)	126 (96.92%)
Viso:	98 (75.38%)	32 (24.62%)	130 (100%)

Lentelė 12. Kaulų mineralų tankio ir apatinio žandikaulio žievinio indekso dažnių lentelė.

4 Modelis.

Tiesinės regresijos pagalba, tikrinam kaip pagal lengviau išmatuojamus dydžius: amžių, rūkymą, alkoholio vartojimą, metus po menopauzės, išlikusių dantų skaičių ir kitus požymius prognozuoti sumažėjusi kalų mineralų tankį.

Apskaičiavus parastos tiesinės regresijos koeficientus, pastebime, kad pagal rūkymą negalim prognozuoti kaulų mineralų tankį juosmeninėje stuburo dalyje ($p=0.084$). Atsižvelgiant į tai, kad gauti determinacijos koeficientai labai maži ($r^2 < 0.25$) paprastos tiesinės regresijos modelis negali būti taikomas prognozėms (13 Lentelė).

	Intercept (a)			b			p-reikšmė	r^2
	Reikšmė	95% PI		Reikšmė	95% PI			
Amžius	1.477	1.334	1.620	-0.008	-0.010	-0.005	<0.001	0.240
Menopauzės trukmė	1.120	1.077	1.163	-0.001	-0.001	0.000	<0.001	0.180
Dantų skaičius	0.897	0.772	1.023	0.063	0.000	0.011	0.043	0.032
Lūžiai	1.057	1.027	1.087	-0.074	-0.110	-0.038	<0.001	0.114
Rūkymas	1.019	0.992	1.046	0.019	-0.003	0.040	0.084	0.023
Alkoholio vartojimas	1.006	0.977	1.035	0.074	0.020	0.128	0.008	0.054
PA	0.768	0.692	0.845	0.200	0.142	0.257	<0.001	0.270
IC	0.829	0.760	0.898	0.057	0.038	0.075	<0.001	0.216

Lentelė 13 Regresijos koeficientų lentelė.

Atlikta daugialypė tiesinė regresija. Atmetimo būdu gauta tokia tiesinė priklausomybė:
 $KMT = 1.057 - 0.004*AMZIUS + 0.102*PA + 0.027*IC$ ($r^2=0.377$, koeficientų p-reikšmės <0.05)

4. STATISTINIAI METODAI

4.1 LOGISTINĖ REGRESIJA

Atliekant tyrimus, dažnai reikia prognozuoti kategorinio kintamojo reikšmių tikimybes (pagis-nepagis). Kai priklausomi kategoriniai kintamieji yra dvireikšmiai, jų reikšmių tikimybes prognozei galime taikyti logistinę regresiją.

Tarkime, kad kategorinis kintamasis įgyja dvi reikšmes: 0 ir 1.

Esant fiksuotoms (neatsitiktinėms) nepriklausomų kintamųjų reikšmėms $X_1 = x_{1i}, \dots, X_k = x_{ki}$, tiesinės daugialypės regresijos modelis atrodo taip:

$$Y_i = a + b_1x_{1i} + b_2x_{2i} + \dots + b_kx_{ki} + e_i \quad (1)$$

čia Y_i yra atsitiktinis dydis, galintis įgyti 0 arba 1 su tikimybėmis $P(Y_i = 1) = p_i$, $P(Y_i = 0) = 1 - p_i$, o e_i yra atsitiktinė paklaida.

Logistinės regresijos modelis:

$$p_i = \frac{\exp\{z(\bar{x}_i)\}}{1 + \exp\{z(\bar{x}_i)\}}, \quad z(\bar{x}_i) = a + b_1x_{1i} + b_2x_{2i} + \dots + b_kx_{ki} \quad (2)$$

Tarkime, kad yra tik vienas nepriklausomas kintamasis X . Akivaizdu, kad p_i gali įgyti reikšmes tik iš intervalo (0,1). Iš (2) lygties išreiškiame:

$$\frac{p_i}{1 - p_i} = \exp\{a + b_1x_{1i} + b_2x_{2i} + \dots + b_kx_{ki}\} \quad (3)$$

$$\ln \frac{p_i}{1 - p_i} = a + b_1x_{1i} + b_2x_{2i} + \dots + b_kx_{ki} \quad (4)$$

Tikimybių santykis $p_i/(1-p_i)$ vadinamas galimybe (galimybės įvertinimu) įvykti įvykiui $Y_i = 1$. Įvykio $Y=1$ galimybė įvykti yra didesnė už 1 tada ir tik tada, kai $P(Y = 1) > P(Y = 0)$.

Logistinė regresija tinka galiojant gana bendroms prielaidoms: kintamieji X_1, \dots, X_k nebūtinai turi būti normalieji; nereikalaujama normaliai pasiskirsčiusių paklaidų, nekalbama apie priklausomo kintamojo homoskedastiškumą.

Prognozavimas. Tarkime, duomenis sudaro stebėjimai $(y_i, x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{ki})$, $i = 1, 2, \dots, n$; čia y_i yra arba 0, arba 1, o x_{1i}, x_{2i}, \dots – intervalinių kintamųjų arba pseudokintamųjų reikšmės. Kaip ir tiesinės regresijos atveju, parametrus $\hat{a}, \hat{b}_1, \dots, \hat{b}_k$, reikia parinkti taip, kad (2) modelis su turimais duomenimis būtų kuo geriau suderintas. Tam taikomas didžiausiojo tikėtino metodo. Kiekvienam stebėjimui pagal (2) formulę skaičiuojama tikimybė p_i . Parametrų įverčiai $\hat{a}, \hat{b}_1, \dots, \hat{b}_k$, parenkami taip, kad tikėtino funkcija

$$L = \prod_{i: y_i=1} p_i \prod_{i: y_i=0} (1 - p_i) \quad (5)$$

būtu maksimali. Čia

$$p_i = \frac{\exp\{\hat{z}(\bar{x}_i)\}}{1 + \exp\{\hat{z}(\bar{x}_i)\}}, \quad \hat{z}(\bar{x}_i) = \hat{a} + \hat{b}_1 x_{1i} + \hat{b}_2 x_{2i} + \dots + \hat{b}_k x_{ki}$$

Parametrų įverčių skaičiavimas – iteracinis procesas, t y. pasirenkamos pradinės jų reikšmės ir, taikant tam tikrą skaičiavimo metodą, keičiamos tol, kol stabilizuojasi.

Gauti koeficientai $\hat{a}, \hat{b}_1, \dots, \hat{b}_k$ naudojami $\hat{z}(\bar{x}_i)$ skaičiuoti. Be to, pagal (6) formulę visada galima rasti tikimybės, kad $Y=1$, įvertį. Tikimybės $P(Y=1)$ įvertis, kai nepriklausomų kintamųjų reikšmių x_1, x_2, \dots, x_k vektorius yra $\bar{x}_i = (x_1, x_2, \dots, x_k)$, skaičiuojamas pagal formulę

$$\hat{P}\langle Y=1 | x \rangle = \frac{\exp\{\hat{z}(\bar{x}_i)\}}{1 + \exp\{\hat{z}(\bar{x}_i)\}}, \quad \text{čia } \hat{z}(\bar{x}_i) = \hat{a} + \hat{b}_1 x_{1i} + \hat{b}_2 x_{2i} + \dots + \hat{b}_k x_{ki}$$

Žinoma, tikimybės įvertis skaičiuojamas tik tokioms x reikšmėms, kurios patenka į duomenų aibės intervalą.

Kaip interpretuojamos koeficientų \hat{b}_j reikšmės? Tiriant intervalinius kintamuosius, b_j parodo, kiek padidėja (sumažėja) $\hat{z}(\bar{x})$ reikšmė, kai x_j padidėja vienu vienetu, o likusieji $x_1, \dots, x_{j-1}, x_{j+1}, \dots, x_k$ yra fiksuoti Pseudokintamųjų atveju skirtingoms b_j reikšmėms gaunamos skirtingos galimybės logaritmo formulės. Tačiau galimybės logaritmo pokyčius sunku interpretuoti. Todėl paprastai skaičiuojamas vadinamasis galimybių santykis $\exp\{\hat{b}_j\}$, kuris parodo, kaip kinta Y galimybė įgyti reikšmę 1.

Klasifikavimas. Žinodami $P\langle Y=1 | \bar{x} \rangle$ įvertį, galime nesunkiai nusakyti taisyklę Y reikšmei prognozuoti.

Jeigu $\hat{P}\langle Y=1 | \bar{x} \rangle > p^*$, tai prognozuojame, kad Y reikšmė yra 1. Čia ir toliau p^* – skaičius iš intervalo (0;1), taip vadinamas klasifikavimo taisyklės slenkstis. Jeigu $\hat{P}\langle Y=1 | \bar{x} \rangle < p^*$, tai prognozuojame, kad Y reikšmė yra 0. Čia nenumatytas atvejis, kai $\hat{P}\langle Y=1 | \bar{x} \rangle = p^*$. Realiai taikymuose ši situacija beveik nepasitaiko. Vis dėlto, jeigu įvertis lygus p , sprendimą apie Y reikšmę galima priimti metant monetą.

Jeigu mus domina tik Y reikšmės prognozė, visai nebūtina skaičiuoti $P\langle Y=1 | \bar{x} \rangle$ įverčio. Iš tikrųjų $\hat{P}\langle Y=1 | \bar{x} \rangle > p^*$ tada ir tik tada, kai $\hat{z}(\bar{x}) > 0$. Todėl Y reikšmėms prognozuoti patogiau taikyti tokią taisyklę:

Į formulę $\hat{z}(\bar{x}) = \hat{a} + \hat{b}_1 x_{1i} + \hat{b}_2 x_{2i} + \dots + \hat{b}_k x_{ki}$ įstatomos x_1, x_2, \dots, x_k reikšmės. Jeigu $\hat{z}(\bar{x}) > 0$, tai prognozuojama, kad $Y = 1$. Jeigu $\hat{z}(\bar{x}) < 0$, tai prognozuojama, kad $Y = 0$. Jei $\hat{z}(\bar{x}) = 0$, tai rekomenduojama sprendimą priimti metant monetą.

Logistinėje regresijoje prognozuojame tikimybes ir pagal jas sprendžiame, kad $Y = 1$ arba $Y = 0$ (suklystame ar nesuklystame). Todėl logistinėje regresijoje prasmingiau kalbėti ne apie liekamasias paklaidas, o apie teisingų prognozių procentą. Duomenis sudaro stebėjimai $(y_i, x_{1i}, x_{2i}, \dots, x_{ki})$, $i = 1, 2, \dots, n$, ir žinomos y_i reikšmės, todėl galima patikrinti, ar dažnai jos sutampa su reikšmėmis, kurias remdamiesi logistine regresija prognozuotume. Tikrinant, ar logistinė regresija prognozėms tinka, šis žingsnis būtinas.

Jeigu duomenų, iš kurių gauti parametru įverčiai \hat{a} ir \hat{b}_j , prognozės netikslios, tai logistinės regresijos taikyti negalima, net jei kiti rodikliai bei statistinės išvados rodytų, kad ji tinkama.

Nėra griežtų taisyklių, nusakančių, koks teisingumo klasifikavimo procentas laikytinas patenkinamu. Natūralu reikalauti, kad kiekvienos kategorijos jis būtų ne mažesnis kaip 50%, t.y. dažniau teisingai prognozuotume, nei klystume. Bendrasis teisingai atpažintų objektų procentas dar nebūtinai rodo, kad logistinė regresija tinkama.

Statistinės išvados. Modelio χ^2 suderinamumo kriterijus. Jeigu visi koeficientai b_j lygūs nuliui, tai akivaizdu, kad (2) logistinės regresijos modelis visiškai netinka prognozėms daryti.

Tarkime, didžiausiojo tikėtino metodo parinkome parametrus $\hat{a}, \hat{b}_1, \dots, \hat{b}_k$ įstatėme juos į didžiausiojo tikėtino funkciją L ((5) formulė) ir radome L maksimumą. Pažymėkime jį simboliu $L(\hat{a}, \hat{b})$.

Tarkime, kad pasirinkome logistinės regresijos modelį, kur visi $b_j = 0$, t.y. $z_i = a$. Didžiausiojo tikėtino funkcijos maksimumą šiuo atveju pažymėkime $L(\tilde{a}, 0)$.

χ^2 kriterijus remiasi tuo, kad $L(\hat{a}, \hat{b})$ mažai skiriasi nuo $L(\tilde{a}, 0)$, jei visi koeficientai $b_j = 0$.

Statistinė hipotezė:

$$\begin{cases} H_0 : b_1 = b_2 = \dots = b_k = 0, \\ H_1 : \text{bent vienas } b_j \neq 0 \end{cases}$$

Kriterijaus statistika. Apskaičiuojame

$$\chi^2 = -2 \ln L(\tilde{a}, 0) + 2 \ln L(\hat{a}, \hat{b}).$$

Sprendimo priėmimo taisyklė. Tegul reikšmingumo lygmuo lygus α . Hipotezė H_0 atmetama (taigi bent vienas $b_j \neq 0$), jeigu $\chi^2 > \chi_\alpha^2(k)$; čia $\chi_\alpha^2(k)$ yra χ^2 skirstinio su k laisvės laipsnių α lygmens kritinė reikšmė. Hipotezė H_0 neatmetama, jeigu $\chi^2 \leq \chi_\alpha^2(k)$. Pagal p -reikšmę sprendžiama taip: jeigu $p < \alpha$, tai H_0 atmetama. Jeigu $p \geq \alpha$, tai H_0 neatmetama. Taigi neatmesta nulinė hipotezė H_0 rodo, kad logistinės regresijos modelis netinka. Atmesta nulinė hipotezė H_0 rodo, kad bent vienas nepriklausomas kintamasis modelyje reikalingas.

Voldo kriterijus.

Voldo kriterijus yra Stjudento kriterijaus tiesinėje regresijoje analogas, t.y. jis atsako į klausimą, ar konkretus koeficientas $b_j = 0$. Voldo statistika $W = (\hat{b}_j / SE_j)^2$; čia SE_j yra \hat{b}_j standartinio nuokrypio įvertis. Voldo statistika turi χ^2 skirstinį su 1 laisvės laipsniu. Suformuluosime, kaip naudotis Voldo kriterijumi, žinant statistikos p-reikšmę.

Statistinė hipotezė:

$$\begin{cases} H_0 : b_j = 0, \\ H_1 : b_j \neq 0 \end{cases}$$

Sprendimo priėmimo taisyklė. Tegul reikšmingumo lygmuo lygus α . Hipotezė H_0 atmetama (taigi $b_j \neq 0$), jeigu p-reikšmė $p < \alpha$. Hipotezė neatmetama, jeigu $p \geq \alpha$.

Ką daryti, kai Voldo kriterijaus p-reikšmė ne mažesnė už reikšmingumo lygmenį α ? Tuomet reiktų išbandyti logistinės regresijos modelį be įtartino kintamojo ir pažiūrėti, kaip pasikeičia koeficientų reikšmės bei klasifikacinė lentelė.

Hosmerio-Lemešou kriterijus.

D.V.Hosmeris ir S.Lemešou χ^2 suderinamumo kriterijui pasiūlė alternatyvą. Jos esmė ta, kad visų stebėjimų prognozuojamųjų tikimybių $\hat{p}_i = \hat{P}(Y=1|\bar{x}_i)$ variacinė eilutė padalijama į keletą grupių. Kiekvienos grupės tikimybės sudedamos. Gautosios sumos traktuojamos kaip skaičiai, rodantys, kiek kartų kiekvienoje grupėje y_i turėtų įgyti reikšmę 1, jeigu (2) modelis būtų suderintas su duomenimis. Taip pat sudedamos kiekvienos grupės stebėjimų y_i reikšmės. Gautosios sumos rodo, kiek kartų kiekvienoje grupėje y_i įgijo reikšmę 1. Šių dydžių skirtumą aprašo χ^2 skirstinys su $(k-2)$ laisvės laipsnių; čia k - grupių skaičius. Tuo ir pagrįstas Hosmerio-Lemešou kriterijus.

Tegul reikšmingumo lygmuo lygus α . Kai Hosmerio-Lemešou statistikos p-reikšmė $p \geq \alpha$, gauname patvirtinimą, kad logistinės regresijos modelis su duomenimis suderintas.

Hosmerio-Lemešou kriterijų paprastai rekomenduojama taikyti, kai stebėjimų yra pakankamai daug (kad į kiekvieną grupę pakliūtų bent 5 stebėjimai).

Determinacijos koeficientai.

Kai tiesinėje regresinėje analizėje norima skaitiškai įvertinti, ar nepriklausomų kintamųjų ir Y priklausomybė yra didelė, skaičiuojamas determinacijos koeficientas r^2 . Logistinėje regresijoje yra net keletas determinacijos koeficiento analogų. Visiems koeficientams galioja ta pati taisyklė: kuo koeficientas didesnis, tuo geriau logistinė regresija suderinta su duomenimis. Patys koeficientai tarpusavyje dažniausiai nepalyginami, nes skiriasi jų apibrėžimai.

Makfadeno pseudodeterminacijos koeficientas r^2 apibrėžiamas taip:

$$r_M^2 = 1 - \frac{-2 \ln L(\hat{a}, \hat{b})}{-2 \ln L(\tilde{a}, 0)} = 1 - \frac{\ln L(\hat{a}, \hat{b})}{\ln L(\tilde{a}, 0)} \quad (8)$$

Dažnai taikomas Kokso-Snelo pseudodeterminacijos koeficientas

$$r_{CS}^2 = 1 - \left(\frac{L(\tilde{a}, 0)}{L(\hat{a}, \hat{b})} \right)^{2/n} \quad (9)$$

čia n - stebėjimų skaičius.

Kokso - Snelo pseudodeterminacijos koeficientas mažesnis už vienetą. Nagelkerkė pasiūlė normuotąjį Kokso-Snelo koeficientą

$$r_N^2 = \frac{r_{CS}^2}{\max r_{CS}^2} = \frac{r_{CS}^2}{1 - (L(\tilde{a}, 0))^{2/n}} \quad (10)$$

4.2 TIESINĖ REGRESIJA

Regresijos modelis – statistinis modelis, leidžiantis vieno kintamojo reikšmės prognozuoti pagal kito kintamojo reikšmės. Teisinės regresijos modelis – vienas kintamasis nuo kito prikluso tiesiškai. Tokio modelio pagalba galima įvertinti nežinomus modelio parametrus, patikrinti, ar pariktas modelis suderintas su duomenimis ir taikyti regresijos modelį prognozėms.

Tiesinis tikimybinis modelis, siejantis intervalinius kintamuosius Y ir X: $Y = a + bX + e$ kur a ir b – nežinomos konstantos, e – atsitiktinė paklaida.

Domina, kokias reikšmes gali įgyti Y, esant fiksuotoms X reikšmėms. Kai X įgyja reikšmę x_i , modelis atrodo taip: $Y_i = a + bx_i + e_i$ (1)

Regresijos modelio prielaidos:

- e_i normaliai pasiskirstę atsitiktiniai dydžiai
- visų e_i vidurkiai lygūs nuliui ($Ee_i = 0$)
- visų e_i dispersijos lygios ($De_i = \sigma^2$)
- visi e_i nepriklausomi.

Kitaip tariant $e_i \sim N(0, \sigma^2)$, kur dispersija σ^2 nežinoma, o e_i – nepriklausomi atsitiktiniai dydžiai.

Duomenis sudaro intervalinių kintamųjų poriniai stebėjimai $(x_1, y_1), (x_2, y_2), \dots, (x_n, y_n)$. Tikslas – parametrų a ir b įverčius \hat{a} ir \hat{b} parinkti taip, kad funkcijos $\hat{y}(x) = \hat{a} + \hat{b}x$ (regresijos tiesės lygtis) reikšmės taškuose x_i kiek galima mažiau skirtųsi nuo y_i . Kiekvieną x_i atitinka jo porinis stebėjimas y_i ir funkcijos $\hat{y}(x_i) = \hat{a} + \hat{b}x_i$ reikšmė. Geriausia funkcija yra tokia, kurios skirtumai $\hat{e}_i = y_i - \hat{y}(x_i)$ su visais $i = 1, 2, \dots, n$, mažiausi. Ši lygtis vadinama i-ąją liekamąja paklaida.

Įverčiai \hat{a} ir \hat{b} randami minimizuojant $SSE = \sum_{i=1}^n (y_i - a - bx_i)^2$. Sumą SSE minimuoja

$$\hat{b} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i y_i - (\sum_{i=1}^n x_i \sum_{i=1}^n y_i) / n}{\sum_{i=1}^n x_i^2 - (\sum_{i=1}^n x_i)^2 / n} \quad \text{ir} \quad \hat{a} = \bar{y} - \hat{b}\bar{x} \quad (2)$$

$$\text{kur } \bar{y} = \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{n}, \quad \bar{x} = \sum_{i=1}^n \frac{x_i}{n}.$$

Determinacijos koeficientas tiesinėje regresijoje: $r^2 = \frac{SSR}{SST}$, kur $SST = SSR + SSE$,

$$SST = \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2, \quad SSR = \sum_{i=1}^n (\hat{y}(x_i) - \bar{y})^2 \quad \text{ir} \quad SSE = \sum_{i=1}^n \hat{e}_i^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - a - bx_i)^2 \quad (3)$$

SST įvertina, kaip y_1, \dots, y_n reikšmės išsivarsčiusios apie tiesę $y = \bar{y}$. SSE įvertina, kaip y_1, \dots, y_n reikšmės išsivarsčiusios apie regresijos tiesę $\hat{y}(x) = \hat{a} + \hat{b}x$. SSR – tai kvadratų suma, rodanti, kiek regresijos tiesė $\hat{y}(x)$ skiriasi nuo tiesės $y = \bar{y}$.

Determinacijos koeficientas naudojamas kaip regresijos modelio tinkamumo indikatorius: dažniausiai reikalaujama, kad $r^2 \geq 0.25$, jei $r^2 < 0.25$ labai abejotina, ar tiesinės regresijos modelis tinka.

Paprastos tiesinės regresijos atveju determinacijos koeficientas r^2 sutampa su empirinio Pirsono koreliacijos koeficiento kvadratu. Pirsono koeficientas parodo priklausomybę tarp dviejų

tiriamų dydžių ir yra apskaičiuojamas pagal formulę:

$$r = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{(n-1)s_x s_y}$$

kur x_i ir y_i dviejų dydžių reikšmės, \bar{x} ir \bar{y} – jų vidurkis, o s_x ir s_y – standartinis nuokrypis.

Kartais naudojamas pataisytasis determinacijos koeficientas $r_{adj}^2 = 1 - (1 - r^2) \frac{n-1}{n-2}$. (4)

Parametų pasikliautinieji intervalai. Modelyje (1) yra du nežinomi koeficientai a , b ir nežinoma dispersija σ^2 . Jų įverčiai: \hat{a} , \hat{b} ir $MSE = SSE / (n-2)$. Galima apskaičiuoti parametru a ir b pasikliautinius intervalus. Ieškant \hat{a} , \hat{b} , MSE reikšmes, turime jų apibrėžimuose stebėjimus y_i pakeisti atsitiktiniais dydžiais Y_i , nusakytais (1) modeliu. Tuomet \hat{a} , \hat{b} , MSE virs atsitiktiniais dydžiais, taip pat yra įrodyta, kad \hat{a} ir \hat{b} skirstiniai – normalieji. Be to:

$$E\hat{a} = a, \quad D\hat{a} = \sigma^2 \left(\frac{1}{n} + \frac{(\bar{x})^2}{(n-1)s_x^2} \right), \quad E\hat{b} = b, \quad D\hat{b} = \frac{\sigma^2}{(n-1)s_x^2},$$

$$\text{cov}(\hat{a}, \hat{b}) = -\frac{\sigma^2 \bar{x}}{(n-1)s_x^2}, \quad \text{čia } (n-1)s_x^2 = \sum_{i=1}^n x_i^2 - \left(\sum_{i=1}^n x_i \right)^2 / n. \quad (5)$$

Taigi s_x^2 yra empirinė x_1, \dots, x_n dispersija.

Pakeitę (5) formulėse dispersiją σ^2 jos įverčiu MSE, gauname \hat{a} ir \hat{b} dispersijų įverčius:

$$s_a^2 = MSE \left(\frac{1}{n} + \frac{(\bar{x})^2}{(n-1)s_x^2} \right), \quad s_b^2 = \frac{MSE}{(n-1)s_x^2} \quad (6)$$

Statistikos $(\hat{a} - a) / s_a$, $(\hat{b} - b) / s_b$ turi Studento skirstinius su $(n - 2)$ laisvės laipsnių, SSE / σ^2 turi χ^2 skirstinį su $(n - 2)$ laisvės laipsnių. Koeficientų a , b ir dispersijos σ^2 pasikliautiniai intervalai skaičiuojami pagal formules:

$$\hat{a} \pm s_a t_{(1-Q)/2}(n-2), \quad \hat{b} \pm s_b t_{(1-Q)/2}(n-2),$$

$$\left(\frac{SSE}{\chi_{(1-Q)/2}^2(n-2)}; \frac{SSE}{\chi_{(1+Q)/2}^2(n-2)} \right) \quad (7)$$

čia Q yra pasiklivimo lygmuo, $t_{(1-Q)/2}(n-2)$ - Studento skirstinio su $(n - 2)$ laisvės laipsnių $(1 - Q)/2$ lygmens kritinė reikšmė, $\chi_{(1+Q)/2}^2(n-2)$ yra χ^2 skirstinio su $(n - 2)$ laisvės laipsnių $(1 + Q)/2$ lygmens kritinė reikšmė.

Hipotezė apie koeficiento b lygybę nuliui. Labai domina, ar koeficientas b nelygus nuliui, nes tuomet regresijos modelis atrodo taip $Y_i = a + e_i$, t.y. Y_i nepriklauso nuo x_i .

Turime porinius stebėjimus $(x_1, y_1), (x_2, y_2), \dots, (x_n, y_n)$. Visos tiesinės regresijos prielaidos galioja. Statistinė hipotezė atrodo taip:

$$\begin{cases} H_0 : b = 0, \\ H_1 : b \neq 0. \end{cases} \quad (8)$$

Apskaičiuojame statistiką $T = \hat{b} / s_b$. Sprendimo priėmimo taisyklė: α -reikšmingumo lygmuo, tada H_0 atmetama, jei $|T| > t_{\alpha/2}(n-2)$, čia $t_{\alpha/2}(n-2)$ - Studento skirstinio su $(n - 2)$ laisvės laipsnių $\alpha/2$ lygmens kritinė reikšmė. Hipotezė H_0 neatmetama, jei $|T| \leq t_{\alpha/2}(n-2)$. Koeficientas b statistikai reikšmingai skiriasi nuo 0 ir hipotezė H_0 atmetama, jeigu p -reikšmė $p < \alpha$.

Prognozavimas. Prognozuojama naudojantis regresijos lygtimi $\hat{y}(x) = \hat{a} + \hat{b}x$, kurios koeficientai nusakyti (2) lygybėmis. Prognozės daromos tik toms x reikšmėms, kurios patenka į duomenų intervalą, t.y. tik tada, kai $\min(x_1, \dots, x_n) \leq x \leq \max(x_1, \dots, x_n)$.

Esant fiksuotam x , galima prognozuoti galimų Y reikšmių intervalą:

$$\left[\hat{y}(x) - \sqrt{SY} t_{0.025}(n-2); \hat{y}(x) + \sqrt{SY} t_{0.025}(n-2) \right], \quad (9)$$

kur $SY = MSE \left(1 + \frac{1}{n} + \frac{(x - \bar{x})^2}{(n-1)s_x^2} \right)$ ir s_x - empirinė x_1, \dots, x_n dispersija, apibrėžta (5) formule.

5. IŠVADOS

Amžius yra vienas iš pagrindinių veiksnių turinčiu įtaka į juosmeninės stuburo dalies kaulų mineralų tankį. Atlikus logistinę analizę gavom, kad moterims virš 58 metų galima įtarti osteoporozę. Įvertinus menopauzės įtaka KMT vertinimui, gautas šansų santykis parodo, kad moteris, kurioms menopauzė prasidėjo, sergamumo osteoporozė šansai 21.840 didesnis, nei tarp moterų kurioms ji neprasidėjo.

Apskaičiuoti Pirsono koreliacijos koeficientą parodo, kad dantų skaičius burnoje koreliuoja su amžiumi ($r = -0.343$; $p < 0.0001$), kaulų mineralų tankiu ($r = 0.178$; $p = 0.0433$), menopauzės trukme ($r = -0.278$; $p = 0.0013$), alkoholio vartojimu ($r = 0.195$, $p = 0.0260$). Nebuvo reikšmingos priklausomybės tarp dantų skaičius ir rūkymo, mitybos įpročių ($p > 0.05$). Taip pat nustatytos reikšmingos priklausomybės tarp dantų skaičiaus burnoje ir morfometrinių matavimų. Tačiau dantų skaičiaus burnoje vidurkiai skirtingose juosmeninės stuburo dalies kaulų mineralų tankio grupėse ir skirtingose T lygmens grupėse reikšmingai nesiskyrė ($p > 0.05$).

Su moterų amžiumi bei menopauzės trukme nepaprastai reikšmingai koreliuoja apatinio žandikaulio žievinio kaulo aukštis ties forament mentalae (IC), žievinio kaulo storis apatinio žandikaulio kampo srityje (PA) ir panoraminio apatinio žandikaulio indeksas (PMI) ($p < 0.001$). Priklausomybės tarp amžiaus ir menopauzės trukmės nebuvo tarp apatinio žandikaulio kūno aukščio, atstumo tarp apatinio žandikaulio apatinio krašto ir apatinio foramen mentalae krašto ($p > 0.05$). Nebuvo rasta reikšmingos priklausomybės ir su periodontologiniais matavimais.

Apie kaulų mineralų tankio pokyčius žandikauliuose galima spręsti iš apatinio žandikaulio žievinio kaulo pokyčių. Stuburo juosmeninės dalies kaulų mineralų tankis reikšmingai priklauso nuo apatinio žandikaulio žievinio kaulo aukščio ir žievinio kaulo storio apatinio žandikaulio kampo srityje ($p < 0.001$). Nustatyti reikšmingi apatinio žandikaulio žievinio kaulo aukščio vidurkių bei žievinio kaulo storio apatinio žandikaulio kampo srityje vidurkių pokyčiai skirtingose kaulų mineralų tankio grupėse ir T lygmens grupėse ($p < 0.001$). Nebuvo nustatyta priklausomybė tarp juosmeninės stuburo dalies kaulų mineralų tankio ir apatinio žandikaulio kūno aukščio (H), atstumo tarp apatinio žandikaulio apatinio krašto ir foramen mentalae apatinio krašto (h) ir apatinio žandikaulio santykio indekso (MR) ($p > 0.05$).

Apatinio žandikaulio žievinis indeksas (MCI) turi reikšmingą neigiamą įtaką KMT vertinimui ($p < 0.0001$). Šansų santykis parodo, kad santykis sergančiu osteoporozė ir sveiku moterų, turinčiu žievinio kaulo erozija, 78.199 karto didesnis už santykį moterų, kurios erozijos neturi (PI 95% 9.829-622.163).

Apatinio žandikaulio žievinio kaulo aukščio (IC) svarbai įvertinti diagnozuojant kaulų mineralų tankio pokyčius, naudojome logistinę analizę. Gauti rezultatai leidžia teigti, kad esant tyrimo jautrumui 63.4 ir specifiškumui 70.3, kai apatinio žandikaulio žievinio kaulo aukštis ties foramen mentale yra mažesnis nei 3.4 mm, galima įtarti osteopeniją juosmeninėje stuburo dalyje. Kai apatinio žandikaulio žievinio kaulo aukštis mažesnis nei 3.3 mm ir tyrimo jautrumas yra 75.9 o specifiškumas 58.4 – galima diagnozuoti osteoporozę.

Buvo nustatyta kaulų mineralų tankio ir periodonto ligos indekso (PDI) reikšminga koreliacija ($r = -0.253$, $p < 0.01$). Kaulų mineralų tankis (KMT) nekoreliavo su vagelės kraujavimo indeksu (SBI) bei burnos higienos indeksu (OHI), bet buvo rasta stipri koreliacija tarp vagelės kraujavimo ir burnos higienos indeksų.

Remiantis žandikaulių panoraminėje radiogramoje stebimais žievinio kaulo pokyčiais apatiniame žandikaulyje, galima įtarti kaulų mineralų tankio pokyčius ir laiku nukreipti pacientą detaliau kaulų mineralų tankio tyrimui pas specialistą ir taip užkirsti kelią osteoporozės išsivystymui bei progresavimui.

Ankstyva ir savalaikė kaulų mineralų tankio pokyčių diagnostika sudarytų galimybę laiku taikyti tiek profilaktines, tiek ir gydomąsias priemones osteoporozės prevencijai. O taip leistų išvengti šios ligos sukeltų skaudžių pasekmių, t. y. kaulų lūžių.

6. SUMMARY

In the sample of Lithuanian women a relationship between skeletal bone mineral density and mandibular radiomorphometric indices has been established. A connection between the age of examined women, their menopause length and the skeletal bone mineral density as well as the number of teeth has been evaluated. The significance of mandibular radiomorphometric indices for diagnosing osteoporosis has been proved.

The data received during ontological examination of the patient can be used to notice changes in skeletal bone mineral density and take prophylactic action to prevent osteoporosis. In case changes in cortical bone of the lower jaw are noticed in the mandibular radiomorphometric diagram, the patient should be directed to receive full examination of his or her bone mineral density and thus prevent the development and progressing of the osteoporosis. This is because early and timely diagnostics of changes in bone mineral density allows for timely prophylactic and curative measures, which in their turn can prevent form harmful effects of the disease, in particular the bone fractures.

7. LITERATŪROS SĄRAŠAS

1. V.Čekanavičius, G. Murauskas “Statistika ir jos taikymai I”. TEV, Vilnius, 2001
2. V.Čekanavičius, G. Murauskas “Statistika ir jos taikymai II”. TEV, Vilnius, 2002
3. V.Kazakevičius “Logistinė regresija”, 2004
4. J.Kruopis “Matematinė statistika”, Mokslo ir enciklopedijų leidykla, 1993
5. E. Balčikonytė. Osteoporozė ir periodonto patologija, 2006
6. H. Devlin and K. Horner. Mandibular Radiomorphometric Indices in the Diagnosis of Reduced Skeletal Bone Mineral Density. *Osteoporos Int* (2002), 13: p.373–378.
7. Akira Taguchi et al. Relationship Between Dental Panoramic Radiographic Findings and Biochemical Markers of Bone Turnovers. *Journal of Bone and Mineral Research*, 2003, vol. 18, number 9, p.1689–1694.
8. Akira Taguchi et al. Self-reported number of remaining teeth is associated with bone mineral density of the femoral neck, but not of the spine, in Japanese men and women. *Osteoporos Int* (2004), 15: p.842–846.
9. Anders Halling et al. Comparisons between the Klemetti index and heel DXA BMD measurements in the diagnosis of reduced skeletal bone mineral density in the elderly. *Osteoporos Int* (2005), 16: p.999–1003.

8. PRIEDAI

8.1 ANKETA

Kiekviena apklausoje dalyvavusi moteris atsakė į žemiau pateiktus anketos klausimus:

1. Amžius
2. Ūgis
3. Svoris
4. Kūno masės indeksas
5. Menopauzė, jos trukmė
6. Vartojami medikamentai
7. Persirgtos ir esamos ligos
8. Rūkymas
9. Alkoholinių gėrimų vartojimas
10. Mitybos įpročiai (kavos, pieno produktų vartojimas)
11. Patirti kaulų lūžiai, jų priežastis (dėl traumos, savaiminiai)

8.2 KLINIKINIAI TYRIMAI . PERIODONTOLOGINIS IŠTYRIMAS

Periodontologinis ištyrimas:

- a) įvertintas dantų paslankumas. Dantų paslankumas - tai vienas iš charakteringiausių apydančio audinių būklės požymių. Jo įvertinimas turi didelės reikšmės diagnozuojant ankstyvasias apydančio audinių patologijos stadijas.

Danties paslankumo vertinimo laipsniai:

- 0 (norma) - fiziologinis paslankumas
- I laipsnis - paslankumas horizontalia kryptimi iki 1mm
- II laipsnis - paslankumas horizontalia kryptimi 1mm ar daugiau
- III laipsnis - paslankumas abiem kryptimis: lengvai spaudžiant vertikalia kryptimi ir 1mm ar daugiau horizontalia kryptimi.

- b) išmatuotas periodonto kišenių gylis (atstumas nuo periodontinės kišenės dugno iki dantenu krašto) ir įvertinta alveolinio kaulo rezorbcija: dantenu prisitvirtinimo lygis ir furkacijų pažeidimai. Tikslas – įvertinti alveolinio kaulo pažeidimo laipsnį.

Furkacijų pažeidimų klasifikacija:

- I klasė - minimali kaulo rezorbcija furkacijoje. Horizontalia danties vainikui kryptimi zondas įeina į furkaciją ~ 1-2 mm.
- II klasė - kaulo rezorbcija furkacijos srityje didesnė, bet ne per visą furkacijos plotį. Zondas horizontaliai įeina >2 mm.
- III klasė - kaulo rezorbcija per visą furkacijos plotį. Zondas furkacijos srityje pralenda nuo vieno danties paviršiaus iki kito.
- IV klasė - pažeidimas toks pats kaip III klasės, tik furkacija matoma dėl dantenu recesijos.

- c) įvertintas vagelės kraujavimo indeksas (SBI).

Indekso vertė gali būti tarp 0 ir 5. Dantenos sveikos tik tuomet, kai indekso reikšmė yra 0. Kuo didesnė indekso reikšmė, tuo sunkesnis dantenu uždegimas.

d) apskaičiuotas periodonto ligos indeksas (PDI);

Indekso (PDI) įvertinimas:

0 – sveiki periodonto audiniai.

Nuo 0 iki 3 – gingivitas (dantenu uždegimas, be alveolės kaulo rezorbcijos).

Nuo 4 (lengvas) iki 6 (sunkus) – periodontitas su jungties epitelio migracija apikaliau CER bei alveolės kaulo rezorbcija.

e) apskaičiuotas periodonto ligų gydymo reikmių indeksas (CPITN);

Vertinimo kriterijai:

Kodas 0 - sveiki periodonto audiniai.

Kodas 1 - kraujavimas zonduojant.

Kodas 2 - konkretai virš ir po dantenomis, nekokybiškos plombos ar dirbtiniai vainikėliai.

Kodas 3 - 4 ar 5 mm periodonto kišenės.

Kodas 4 - 6 mm ir gilesnės periodonto kišenės.

Vertinimas užrašomas į registracijos formoje esančią lentelę (7 priedas).

Indekso rezultatų įvertinimas:

0 grupė - nereikia gydymo (kodas 0).

I grupė - reikalingos burnos higienos instrukcijos (kodas 1).

II grupė - reikalingos burnos higienos instrukcijos, apnašų ir konkretų šalinimas, šaknų lyginimas bei poliravimas, kabančių plombos kraštų lyginimas bei kitų apnašų užsilaikymą skatinančių faktorių šalinimas (kodas 2).

III grupė - reikalingos burnos higienos instrukcijos, apnašų ir konkretų šalinimas, šaknų lyginimas bei poliravimas, kabančių plombos kraštų lyginimas bei kitų apnašų užsilaikymą skatinančių faktorių šalinimas, kompleksinis periodontologinis gydymas (kodas 3, 4).

8.3 PIRSONO KORELIACIJOS IR PAGRINDINĖS DUOMENŲ CHARAKTERISTIKOS

Žemiau pateikiamos apskaičiuoti Pirsono koreliacijos koeficientai (14 Lentelė).

		KMT	T lygmuo	Amžius (m.)	Menopauzės trukmė (mėn.)	Dantų skaičius	Rūkymas	Alkoholio vart.	Kavos vart.	Pieno vart.
KMT	Pirsono.k.	-	0.999	-0.490	-0.424	0.178	0.152	0.233	0.075	-0.115
	P-reikšmė	-	<.0001	<.0001	<.0001	0.0433	0.0844	0.0077	0.3976	0.1908
T lygmuo	Pirsono.k.	0.999	-	-0.487	-0.422	0.174	0.149	0.231	0.076	-0.117
	P-reikšmė	<.0001	-	<.0001	<.0001	0.0473	0.0897	0.0081	0.3893	0.1841
Amžius (m.)	Pirsono.k.	-0.490	-0.487	-	0.753	-0.343	-0.343	-0.386	-0.322	-0.007
	P-reikšmė	<.0001	<.0001	-	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	0.0002	0.9413
Menopauzės trukmė (mėn.)	Pirsono.k.	-0.424	-0.422	0.753	-	-0.278	-0.219	-0.321	-0.267	0.028
	P-reikšmė	<.0001	<.0001	<.0001	-	0.0013	0.0121	0.0002	0.0021	0.7513
Dantų skaičius	Pirsono.k.	0.178	0.174	-0.343	-0.278	-	0.124	0.195	0.076	-0.088
	P-reikšmė	0.0433	0.0473	<.0001	0.0013	-	0.1608	0.0260	0.3922	0.3189
Rūkymas	Pirsono.k.	0.152	0.149	-0.343	-0.219	0.124	-	0.182	0.388	-0.082
	P-reikšmė	0.0844	0.0897	<.0001	0.0121	0.1608	-	0.0384	<.0001	0.3564
Alkoholio vart.	Pirsono.k.	0.233	0.231	-0.386	-0.321	0.195	0.182	-	0.212	0.033
	P-reikšmė	0.0077	0.0081	<.0001	0.0002	0.0260	0.0384	-	0.0154	0.7094
Kavos vart.	Pirsono.k.	0.075	0.076	-0.322	-0.267	0.076	0.388	0.212	-	-0.091
	P-reikšmė	0.3976	0.3893	0.0002	0.0021	0.3922	<.0001	0.0154	-	0.3034
Pieno vart.	Pirsono.k.	-0.115	-0.117	-0.007	0.028	-0.088	-0.082	0.033	-0.091	-
	P-reikšmė	0.1908	0.1841	0.9413	0.7513	0.3189	0.3564	0.7094	0.3034	-

Lentelė 14. Pirsono koreliacijos koeficientai.

The CORR Procedure

Pearson Correlation Coefficients, N = 130
 Prob > |r| under H0: Rho=0

	ICD	ICK
ICD	1.00000	0.79134
ICK		<.0001
ICK	0.79134	1.00000
ICD		<.0001

.....

	PAD	PAK
PAD	1.00000	0.68550
PAK		<.0001
PAK	0.68550	1.00000
PAD		<.0001

.....

	HHD	HHK
HHD	1.00000	0.72888
HHK		<.0001
HHK	0.72888	1.00000
HHD		<.0001

.....

	HH	HD
HH	1.00000	0.31626
HD		0.0002
HD	0.31626	1.00000
HH		0.0002