MASARYKOVA UNIVERZITA

PŘÍRODOVĚDECKÁ FAKULTA

Pohlavní dimorfizmus dolní čelisti u současné české populace: hodnocení tvarové a velikostní variability prostřednictvím objemových dat

Diplomová práce

Adam Grman

Vedoucí práce: Mgr. Mikoláš Jurda, Ph.D.
Konzultant: Mgr. Veronika Kováčová

Ústav antropologie

Brno 2019

Bibliografický záznam

Autor:	Bc. Adam Grman Přírodovědecká fakulta, Masarykova univerzita Ústav antropologie
Název práce:	Pohlavní dimorfizmus dolní čelisti u současné české populace: hodnocení tvarové a velikostní variability prostřednictvím objemových dat
Studijní program:	Antropologie
Studijní obor:	Antropologie
Vedoucí práce:	Mgr. Mikoláš Jurda, Ph.D.
Akademický rok:	2018/2019
Počet stran:	131
Klíčová slova:	Virtuální antropologie; Pohlavní dimorfizmus; Dolná čelist; Odhad pohlaví; Analýza tvaru; Diskriminační analýza; Segmentace; Objemová data; 3D model; Morfometrie

Bibliografický záznam

Autor:	Bc. Adam Grman Prírodovedecká fakulta, Masarykova univerzita Ústav antropológie
Názov práce:	Pohlavný dimorfizmus dolnej čeľuste v súčasnej českej populácie: hodnotenie tvarovej a veľkostnej variability prostredníctvom objemových dát
Študijný program:	Antropológia
Študijný odbor:	Antropológia
Vedúci práce:	Mgr. Mikoláš Jurda, Ph.D.
Akademický rok:	2018/2019
Počet strán:	131
Kľúčové slová:	Virtuálna antropológia; Pohlavný dimorfizmus; Dolná čeľusť; Odhad pohlavia; Analýza tvaru; Diskriminačná analýza; Segmentácia; Objemové dáta; 3D model; Morfometria

Bibliographic Entry

Author:	Bc. Adam Grman Faculty of Science, Masaryk University Department of anthropology
Title of Thesis:	Sexual dimorphism of mandible in the recent Czech population: assessment of the shape and metric variability through volume data
Degree programme:	Anthropology
Field of Study:	Anthropology
Supervisor:	Mgr. Mikoláš Jurda, Ph.D.
Academic Year:	2018/2019
Number of Pages:	131
Keywords:	Virtual anthropology; Sexual dimorphism; Mandible; Sex estimation; Shape analysis; Discrimination analysis; Segmentation; Volume data; 3D model; Morphometry

Abstrakt

Sexuální dimorfismus dolní čelisti a jeho projev je předmětem mnoha vědeckých studií. Různí autoři využívají odlišné postupy jeho stanovení a popisu. Pohlavně specifické rozdíly pozorované na dolní čelisti mohou také sloužit k tvorbě různých predikčních modelů neznámého případu. Tato práce přináší systematický přehled využívaných přístupů k popisu pohlavně podmíněné variability a následně je aplikuje na třídimenzionální modely. Virtuální modely byly vytvořeny segmentací tomografického záznamu a následně byly podrobeny různým analýzám. Analýza tvaru polygonálních sítí, analýza zjednodušeného tvaru na základě digitalizovaných bodů a rozdíly mezi lineárními rozměry prokázaly statisticky významný rozdíl mezi muži a ženami. Diskriminační analýza vytvořila predikční pravidlo, jehož úspěšnost se pohybuje na úrovni pravidel jiných prací. Vizuálním hodnocením zadního okraje dolní čelisti jsme získali nižší úspěšnost odhadu pohlaví, než byla v původní práci ale za to porovnatelnou s jinými studiami.

Abstrakt

Sexuálny dimorfizmus dolnej čeľuste a jeho prejav je predmetom mnohých vedeckých štúdií. Rôzni autori využívajú rôzne postupy ako ho stanoviť a popísať. Pohlavne špecifické rozdiely pozorované na dolnej čeľusti taktiež slúžia k tvorbe rôznych predikčných modelov neznámeho prípadu. Táto práca sa snaží priniesť systematický prehľad využívaných prístupov k popisu pohlavne podmienenej variability a následne ich aplikovať na trojdimenzionálne modely. Virtuálne modely boli vytvorené segmentáciou tomografického záznamu a následne boli podrobené rôznym analýzam. Analýza tvaru polygonálnych sieti, analýza zjednodušeného tvaru na základe digitalizovaných bodov a rozdiely medzi lineárnymi rozmermi preukázali štatisticky významný rozdiel medzi mužmi a ženami. Diskriminačná analýza vytvorila predikčné pravidlo, ktorého úspešnosť sa pohybuje na úrovni pravidiel iných prác. Vizuálnym hodnotením zadného okraju ramena dolnej čeľuste sme získali úspešnosť odhadu pohlavia nižšiu ako v pôvodnej práci ale za to porovnateľnú s inými štúdiami.

Abstract

A considerable amount of scientific studies has been published on the sexual dimorphism of manidble and its manifestation. The approaches on how to describe or determine this phenomenom differs among the autors. Various predictive models for unknown case classification use these sexually dimorphic differences of mandible. Primary aim of this thesis is to bring a systematical review of sexually dimorphic variability description approaches and then applicate them on the 3D models. Virtual models were created by segmentation of the tomographic record and subsequently subjected to various analyzes. There was a significant difference between the males and females in the analysis of polygonal mesh shape, analysis of the simplyfied shape based on digitized points and and among linear dimensions. Discriminatory analysis has created a predictive model whose success is comparable to other works. Visual assessment of the posterior border of mandible ramus, shows a lower succes of sex estimation compared with the original work but comparable with other studies.

Masarykova univerzita

Přírodovědecká fakulta

ZADÁNÍ DIPLOMOVÉ PRÁCE

Student: Bc. Adam Grman
UČO: 437215
Studijní program: Biologie člověka
Studijní obor: Antropologie
Vedoucí práce: Mgr. Mikoláš Jurda, Ph.D.
Konzultant: Mgr. Veronika Kováčová

Název (česky): Pohlavní dimorfizmus dolní čelisti u současné české populace: hodnocení tvarové a velikostní variability prostřednictvím objemových dat

Název (anglicky): Sexual dimorphism of mandible in the recent Czech population: assessment of the shape and metric variability through volume data

Zásady pro vypracování:
Teoretická část
Cílem teoretické části je vytvoření přehledu dosavadních poznatků o pohlavním dimorfizmu dolní čelisti a v praktické rovině o metodách, které dimorfizmus dolní čelisti využívají k odhadu pohlaví u kosterních nálezů. Součástí bude přehled dosud publikovaných metod pro odhad pohlaví na dolní čelisti, uvádějící mimo jiné vždy zdrojovou populaci, přesnost odhadu uváděnou autorem metody a také výsledky ověření přesnosti případnými dalšími studiemi. Vzhledem k tématu práce se bude teoretická část věnovat také studiím kosterní morfologie prostřednictvím medicínských zobrazovacích přístrojů.

Praktická část
Obsahem praktické části bude zpracování přidělených objemových dat z výpočetní tomografie pacientů 2. LF UK a FN Motol, tj. segmentaci dolních čelistí až do fáze konečných trojrozměrných polygonálních modelů. Následovat bude vizuální a metrické hodnocení/měření vybraných znaků, vyhodnocení intra- a interindividuální variability hodnocení/měření na digitálních modelech, případně na původních objemových datech a vytvoření nových predikčních pravidel pro odhad pohlaví, vyhovujících digitální povaze dat (například s pomocí metody srovnávání polygonálních sítí).

Doporučená forma:
Práce bude vypracována ve slovenském jazyce, s využitím počítače a textového editoru. Zdroje budou citovány v souladu s požadavky na vypracování diplomových prací. Doporučený rozsah práce je 80-100 stran (může být po dohodě překročen). Práce bude obsahovat vhodné tabulkové a grafické přílohy. V dalších ohledech bude splňovat požadavky Ústavu antropologie PřF MU.

Seznam základní odborné literatury:

BALCI, Y., M.F. YAVUZ a S. CAĞDIR, 2005. Predictive accuracy of sexing the mandible by ramus flexure. *HOMO - Journal of Comparative Human Biology*. 55(3), 229–237. ISSN 0018442X.

LOPEZ-CAPP, Thais Torralbo, Christopher RYNN, Caroline WILKINSON, Luiz Airton Saavedra DE PAIVA, Edgard MICHEL-CROSATO a Maria Gabriela Haye BIAZEVIC, 2017. Discriminant analysis of mandibular measurements for the estimation of sex in a modern Brazilian sample. *International Journal of Legal Medicine*.

LOTH, Susan R. a Maciej HENNEBERG, 1996. Mandibular ramus flexure: A new morphologic indicator of sexual dimorphism in the human skeleton. *American Journal of Physical Anthropology*. 99(3), 473–485. ISSN 00029483, 10968644.

TUNIS, Tanya Sella, Rachel SARIG, Haim COHEN, Bahaa MEDLEJ, Nathan PELED a Hila MAY, 2017. Sex estimation using computed tomography of the mandible. *International Journal of Legal Medicine*. 131(6), 1691–1700. ISSN 0937-9827, 1437-1596.

WEBER, Gerhard W a Fred L BOOKSTEIN, 2011. Virtual anthropology: a guide to a new interdisciplinary field. Vienna: Springer.

Datum zadání práce: 2. 10. 2017
Datum odevzdání práce: květen 2019 (bude upřesněno)

V Brně dne 9. 04. 2019

Bc. Adam Grman	Mgr. Mikoláš Jurda, Ph.D.	prof. PhDr. Jiří Svoboda, DrSc.
Student	Vedoucí práce	Vedoucí Ústavu antropologie

Poďakovanie

Na tomto mieste by som rád poďakoval vedúcemu práce Mgr. Mikolášovi Jurdovi, Phd. za to, že mi obetoval obrovské množstvo času v procese písania tejto práce. Taktiež ďakujem za cenné rady a konštruktívnu kritiku, ktoré mi dali veľmi veľa a obohatili moje schopnosti a vedomosti.

Moja vďačnosť patri takisto konzultantke Mgr. Veronike Kováčovej, ktorá mi vo veľkej miere pomohla s orientáciu v Amire a vždy bola na blízku, keď som potreboval s problémom rôzneho druhu..

Takisto ďakujem aj spoluhráčom a kamarátom s HC Masaryk University, ktorí sa stali neoddeliteľnou súčasťou môjho života a často mi pomohli udržať si „čistú hlavu“ počas tvorenia tejto práce.

Jedno obrovské ďakujem posielam svojím rodičom, ktorí mi vytvorili neuveriteľne silné zázemie plné lásky a pohody. Bez ich podpory a starostlivosti by som totiž celkom určite nedopracoval až k odovzdaniu tejto práce.

Najväčšie ďakujem však patrí Nikolke, môjmu opornému stĺpu, ktorý ma podporoval počas celej doby tvorby tejto práce. Môjmu svetlu, ktoré mi dokázalo vyčariť úsmev na tvári aj temných v časoch krízy, paniky, stresu a úzkosti. Ďakujem taktiež za veľkú dávku trpezlivosti a starostlivosť, ktorou mi vo veľkej miere pomohla a uľahčila písanie tejto práce. Ďakujem aj za pomoc s formálnou a jazykovou stránkou práce.

Všetkým spomenutým ešte raz posielam jedno veľké ĎAKUJEM!

Prehlásenie

Prehlasujem, že som svoju diplomovú prácu vypracoval samostatne s využitím informačných zdrojov, ktoré sú v práci citované.

Brno 29. května 2019 …….

Adam Grman

Obsah

ABSTRAKT **5**

ABSTRAKT **5**

ABSTRACT **6**

TEORETICKÁ ČASŤ **13**

1 ÚVOD **14**

2 CIELE PRÁCE **15**

3 ANATÓMIA DOLNEJ ČEĽUSTE **16**

4 TROJDIMENZIONÁLNE MODELY V ANTROPOLÓGII **19**

4.1 TVORBA VIRTUÁLNYCH MODELOV 19
4.1.1 Povrchové skenovanie *19*
4.1.2 Zobrazenie objemových dát *21*

5 ŠTÚDIE ZAOBERAJÚCE SA SEXUÁLNYM DIMORFIZMOM DOLNÝCH ČEĽUSTÍ **23**

5.1 MORFOSKOPICKÝ PRÍSTUP 23
5.1.1 Zadný okraj ramena dolnej čeľuste *23*
5.1.2 Ďalšie vizuálne hodnotené znaky na dolnej čeľusti *27*
5.2 METRICKÝ PRÍSTUP 30
5.2.1 Martin (1936) a Giles (1964) *30*
5.2.2 Vodanović et. al (2006) *32*
5.2.3 Ďalšie štúdie zaoberajúce sa sexuálnym dimorfizmom a odhadom pohlavia na dolných čeľustiach *35*
5.2.4 Využitie zobrazovacích techník *36*
5.3 GEOMETRICKÁ MORFOMETRIA 40

PRAKTICKÁ ČASŤ **46**

6 MATERIÁL A METÓDY **47**

6.1 PÔVODNÝ DÁTOVÝ SÚBOR 47
6.1.1 Výber vhodných jedincov *48*
6.1.2 Finálny dátový súbor *51*
6.2 TVORBA 3D MODELOV 52
6.2.1 Problémy pri segmentácii *55*
6.2.2 Tvorba a aplikácia rozdielnych pracovných postupov *60*
6.3 ANALÝZA TVARU V PROGRAME FIDENTIS 63
6.3.1 Úprava 3D modelov pre FIDENTIS analýzy *64*
6.3.2 Testovanie presnosti orezania a vplyvu použitého protokolu *68*
6.3.4 Vplyv vrstevnatosti modelov *71*
6.4 MORFOMETRICKÝ PRÍSTUP K SEXUÁLNEMU DIMORFIZMU DOLNEJ ČEĽUSTI 72
6.4.1 Použité landmarky *72*
6.4.2 Lineárne miery *73*
6.4.3 Uhly *75*
6.4.4 Popisná štatistika a vyjadrenie sexuálneho dimorfizmu *75*
6.4.5 Diskriminačná analýza *76*
6.4.6 Analýza tvaru prostredníctvom digitalizovaných antropometrických bodov *78*
6.4.7 Chyba digitalizácie bodov a opakované meranie *79*
6.5 ODHAD POHLAVIA PODĽA METÓDY LOTHOVEJ A HENNEBERGA 79

7 VÝSLEDKY **82**

7.1 ANALÝZY TVARU V PROGRAME FIDENTIS 82

7.1.2 Testovanie správnosti orezania a vplyvu použitého protokolu ... *87*
7.1.3 Vplyv vrstevnatosti modelov ... 89
7.2 Morfometrický prístup ... 89
7.2.1 Popisná štatistika a sexuálny dimorfizmus ... *89*
7.2.2 Použitie publikovaných diskriminačných rovníc ... *95*
7.2.3 Tvorba diskriminačnej funkcie ... *96*
7.4.4 Analýza tvaru na základe digitalizovaných bodov ... *97*
7.2.4 Chyba digitalizácie bodov a opakované meranie ... 101
7.3 Odhad pohlavia podľa metódy Lothovej a Henneberga (1996) ... 102

8 DISKUSIA ... 106

8.1 Prejavy sexuálneho dimorfizmu na použitom súbore ... 106
8.2 Porovnanie výsledkov iných autorov ... 108
8.3 Limity použitých metód na sledovaný súbor ... 110
8.4 Nedostatky súboru ... 111

9 ZÁVER ... 113

10 O AUTOROVI ... 114

11 SLOVNÍK POJMOV ... 115

12 PREHĽAD POUŽITEJ LITERATÚRY A PROGRAMOV ... 118

Internetové zdroje ... *125*
Použité programy ... *125*

ZOZNAM OBRÁZKOV TABULIEK A GRAFOV ... 127

REGISTER ... 130

Teoretická časť

1 Úvod

Pohlavné rozdiely, inými slovami sexuálny dimorfizmus, u ľudí zrejme nie sú tak markantné ako u iných živočíchov. Tieto odlišnosti možno sledovať ako na úrovni organizmu, tak na úrovni orgánu. Výnimkou nie je ani oporná sústava. Rozdielnosti medzi jednotlivými pohlaviami manifestujú v rôznom rozsahu na celej rade oblastí ľudskej kostry. Líšia sa ako vo veľkosti a robusticite, tak vo výskyte špeciálnych znakov a štruktúr, či rozdielnym tvarom danej oblasti. Výskyt pohlavne špecifických, resp. podmienených znakov na kostiach predstavuje základ tvorby metodických postupov, ktorých cieľom je na ich základe s čo najväčšou presnosťou odhadnúť pohlavie neznámeho kostrového nálezu. Tieto metódy nám pri antropologickom bádaní poskytujú možnosť k lepšiemu pochopeniu dávnych populácií (v kontexte historickej antropológie) alebo sú prínosné v procese identifikácie (forenzná antropológia).

Najväčšie odlišnosti medzi pohlaviami sa najčastejšie vyskytujú na panvovej kosti. Tá teda predstavuje skvelý zdroj poznatkov a informácií k sledovaniu sexuálneho dimorfizmu. Jej nevýhodou však je, že sa často nedochová v kompletnom a intaktnom stave. Druhú taktiež veľmi dimorfnú štruktúru predstavuje lebka. Tá sa síce často dochová v použiteľnom tvare oproti panvovej kosti ale na druhej strane je jej vývoj do väčšej miery ovplyvnený socio-kultúrnym prostredím. Znamená to, že pohlavné rozdiely pozorované na určitej etnickej skupine sa nemusia objaviť v inej skupine alebo sa vyskytnú v opačnej forme a pod. Taktiež na lebku pôsobí celá rada faktorov, ktoré môžu zásadne pozmeniť jej tvar a teda skresliť prejav biologickej variability. Výnimkou v tomto prípade nie je ani dolná čeľusť, ktorá predstavuje časť tvárovej časti lebky. Dolná čeľusť v počiatku záujmu o popis sexuálneho dimorfizmu predstavovala skôr akýsi „doplnok“ k informáciám zo zvyšných partií lebky. Postupom času sa jej však začala prikladať vyššia váha a dnes môžeme nájsť celú radu štúdií, ktoré popisujú pohlavné rozdiely alebo tvoria metódy s menšou či väčšou úspešnosťou odhadu pohlavia výhradne na nej za použitia rozličných prístupov.

Dnes sa však nevyužívajú výhradne len fyzické kosti. Vďaka novej subdisciplíne v antropológii, virtuálnej antropológii, dochádza k rozmachu tvorby virtuálnych replík (trojdimenzionálnych modelov), na ktoré je možné aplikovať tradičné osteometrické postupy, vizuálne hodnotenie alebo použiť špeciálne pokročilé štatistické metódy, ktoré sa by sa na fyzickú kosť aplikovali len veľmi ťažko (ak vôbec).

2 Ciele práce

Hlavným cieľom práce bola tvorba polygonálnych modelov prostredníctvom spracovania objemových dát z tomografického záznamu a následne na nich sledovať a popísať medzi-pohlavné odlišnosti prostredníctvom vizuálneho zhodnotenia, aplikáciou metód klasickej osteometrie a pokročilejšími štatistickými metódami (geometrická morfometria, porovnávanie polygonálnych sietí). Na základe zistených poznatkov vytvoriť nové predikčné pravidlo pre odhad pohlavia a porovnať jeho úspešnosť s inými použitými pravidlami aplikovanými na súbore, ktorý sme vytvorili pre účely tejto práce.

3 Anatómia dolnej čeľuste

Dolná čeľusť, latinsky *mandibula*, je kosť tvárovej časti lebky. Primárnou funkciou dolnej čeľuste je prežúvanie, ktoré zabezpečuje kĺbové spojenie so spánkovou kosťou prostredníctvom čeľustného kĺbu (*articulatio temporomandibularis*). Na dolnú čeľusť sa taktiež upína celá rada svalov a v neposlednom rade vytvára podklad pre umiestnenie dolných zubov (Horáčková 2007, s. 54; White a Folkens 2005, s. 122). Základnými časťami dolnej čeľuste sú – parabolicky ohnuté telo (*corpus mandibulae)* a dve vzostupné vetvy, resp. ramená (*rami mandibulae*), ktoré sú k telu pripojené v uhle (*angulus mandibulae*) (Čihák 2001, s. 170; Horáčková 2007, s. 45).

Corpus mandibulae je po celej dĺžke dolného okraja rozšírené a predstavuje tak veľmi pevnú časť kosti, ktorá je pomerne odolná voči zničeniu, čo sa prejavuje napríklad v tom, že telo dolnej čeľusti často odoláva biologickej degradácii pri rozklade alebo zásahu zvierat lepšie, než ostatné časti ľudského skeletu (Horáčková 2007, s. 45; White a Folkens 2005, s. 122, 123). Rozšírenie dolného okraja je najviac zreteľné v oblasti brady, kde na vonkajšej strane vytvára trojhrannú vyvýšeninu – *trigonum mandibulae*, ktorá sa skladá zo v strede vystupujúcej čiary *protuberantia mentalis* a párového, postranne orientovaného variabilného hrbolčeku – *tuberculum mentale*. Laterálne od spomenutej vyvýšeniny sa obvykle pod druhým črenovým zubom nachádza otvor (*foramen mentale*), ktorý predstavuje vyústenie kanáliku prebiehajúceho vo vnútri kosti – *canalis mandibulae* (Čihák 2001, s. 173; Horáčková 2007, s. 45, 46).

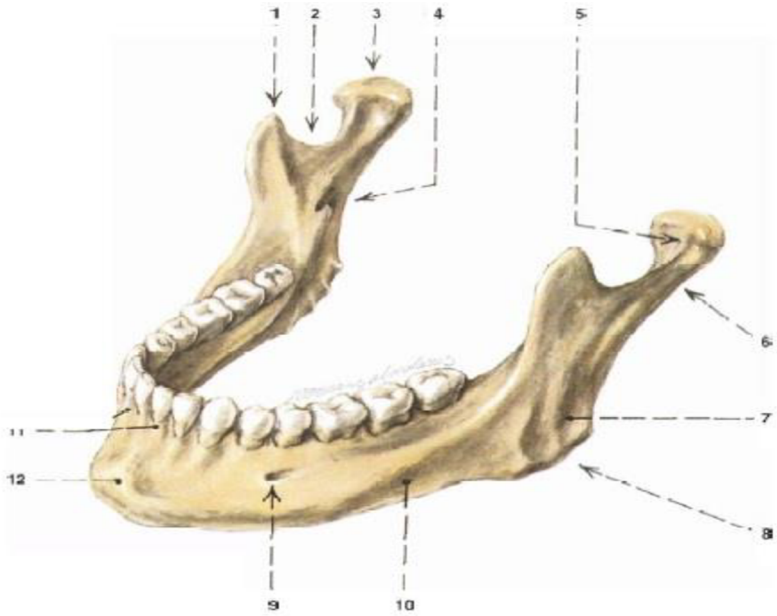
Na vnútornej strane sa nachádza tŕň – *spina mentalis*, ktorý slúži pre odstup *musculus genioglossus* (jeden zo svalov jazyka) a *musculus geniohyoideus* (patrí do skupiny nadjazylkových svalov) (Horáčková 2007, s. 70; Vargová a Páč 2008, s. 18; White a Folkens 2005, s. 123). Laterálne na oboch stranách sa pod tŕňom nachádza párová jamka *fossa digastrica*, ktorá slúži pre úpon párového nadjazylkového svalu – *m.digastricus* (Horáčková 2007, s. 45, 46, 70). Na vnútornej strane tela nachádzame taktiež šikmú, ľahko sklonenú hranu (*linea mylohyoidea*), ktorá slúži pre úpon nadjazylkového svalu – *m. mylohyoideus* a zároveň od seba oddeľuje jamky pre uloženie slinných žliaz. Mediálne nad zmienenou hranou sa nachádza jamka pre uloženie podjazykovej slinnej žľazy – *fovea sublingualis* a pod ňou je umiestnená jamka pre uloženie podčeľustnej žľazy – *fovea submandibularis* (Čihák 2001, s. 173; Horáčková 2007, s. 46).

Horný okraj tela dolnej čeľusti je tvorený výbežkom – *processus alveolaris*, ktorý predstavuje funkčnú nadstavbu kosti podmienenú prítomnosťou zubou. Vo voľnom okraji

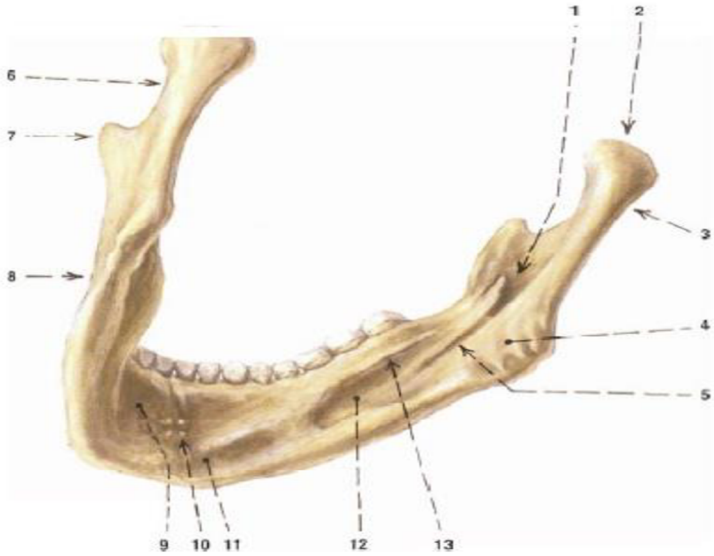
alveolárneho výbežku dolnej čeľusti nachádzame taktiež zubné lôžka (*alveoli dentales*), čo sú otvory pre korene zubov a na vonkajšom okraji zreteľné hrany (*juga alveolaria*), ktoré naznačujú umiestnenie koreňov jednotlivých zubov. Zubné lôžka sú od seba navzájom oddelené prostredníctvom *septa alveolaria* a v prípade viackoreňových zubov sú jednotlivé korene v jednom zubnom lôžku od seba oddelené prítomnosťou *septa interradicularia* (Čihák 2001, s. 173; Horáčková 2007, s. 43, 46). Za poslednou stoličkou nachádzame na tele dolnej čeľusti trojuholníkovitý priestor (*trigonum retromolare*), ktorý slúži pre odstup časti jedného z mimických svalov – *m. Buccinator* (Horáčková 2007, s. 46, 48; White a Folkens 2005, s. 123).

Ramus mandibulae, párový útvar, ktorý prostredníctvom uhlu nadväzuje na oboch stranách na telo kosti má mediolaterálne sploštený tvar. Kraniálnym smerom vybieha v dva výbežky. Ventrálne uložený výbežok *processus coronoideus* je tenký útvar spravidla trojuholníkovitého tvaru so značnou variabilitou. Na prednej časti korunového výbežku nájdeme ostrú hranu (*crista temporalis)*, ktorá je ostrá a slúži k úponu *m. temporalis* (žuvací sval) a taktiež ďalšiu odstupujúcu hranu, či čiaru – *linea obliqua*, ktorá smeruje šikmo k vonkajšej strane tela kosti až na úroveň alveolárneho výbežku. Zadný okraj je oddelený prostredníctvom zárezu (*incisura mandibulae*) od dorzálne uloženého *processus condylaris*. Kĺbový výbežok je kraniálne rozšírený v hlavicu (*caput mandibulae*), ktorá slúži k skĺbeniu dolnej čeľusti. Hlavica má tvar pretiahnutého elipsoidu pod ktorou sa nachádza zúžený krčok (*collum mandibulae*) a na jeho prednej strane sa nachádza *fovea pterygoidea*, plytká jamka, do ktorej sa upína ďalší žuvací sval – *m. pterygoideus lateralis* (Čihák 2001, s. 173; Horáčková 2007, s. 46; White a Folkens 2005, s. 124).

Vlastné rameno dolnej čeľusti je menej robustné oproti masívnemu telu kosti. Približne uprostred vnútornej plochy ramena sa nachádza otvor (*foramen mandibulae*), ktorým sa dostáva nervovo-cievny zväzok do už spomenutého kanáliku vo vnútri kosti. Vpredu je tento otvor ohraničený malou, ostrou a tvarovo variabilnou kostenou štruktúrou nazývanou *lingula mandibulae*, ktorá taktiež slúži pre úpon jedného z väzov čeľustného kĺbu. Od dolného okraja otvoru začína žliabok (*sulcus mylohyoideus*), ten prebieha dole a dopredu, dostáva sa až na telo čeľusti, kde sa nachádza pod rovnomennou čiarou a obsahuje rovnomenný nerv. Na kaudálnej časti ramena, takmer až na úrovni uhlu čeľuste sa nachádzajú drsnatiny slúžiace pre úpon žuvacích svalov. Na vnútornej strane je to *tuberositas pterygoidea*, ktorá slúži k úponu *m. pterygoidesu medialis*, na vonkajšej strane sa nachádza *tuberositas masseterica* na ktorú sa upína *m. masseter* (Čihák 2001, s. 173; White a Folkens 2005, s. 123–126).



Obr. 1: Pohľad (zhora) na prednú časť tela a vonkajšiu časť ramena dolnej čeľuste. Legenda: *1- processus coronoideus; 2- incisura mandibulae; 3- processus condylaris; 4- ramus mandibulae; 5- fovea pterygoidea; 6- collum mandibulae; 7- tuberositas masseterica; 8- angulus mandibulae; 9- foramen mentale; 10- corpus mandibulae; 11- juga alveolaria; 12- protuberantia mentalis*. Prevzaté z Čihák 2001, s. 171.



Obr. 2: *Pohľad (zdola) na vnútornú časť tela a ramena dolnej čeľusti. Legenda: 1- foramen mandibulae a vstup do canalis mandibulae s ohraničením lingula mandibulae; 2- caput mandibulae; 3- collum mandibulae; 4- tuberositas pterygoidea; 5- sulcus mylohyoideus; 6- processus condylaris; 7- processus coronoideus; 8- corpus mandibulae; 9- fovea sublingualis; 10- spina mentalis; 11- fossa digastrica; 12- fovea submandibularis; 13- linea mylohyoidea.* Prevzaté z Čihák 2001, s. 172.

4 Trojdimenzionálne modely v antropológii

Antropológa pri vedeckom bádaní limituje mnoho faktorov. Mnohé z nich súvisia so skutočnosťou, že objekt, resp. subjekt má k dispozícií len na krátky čas a s odstupom času je pre neho častokrát prakticky nemožné vrátiť sa k nemu a sledovať ho v predchodzom stave. Takto dochádza k situácií, kedy nám môže uniknúť zásadná informácia. S nástupom novej subdisciplíny, tzv. virtuálnej antropológie sa však tento problém postupne stáva čoraz menej závažným. Weber a Bookstein (2011) popisujú virtuálnu antropológiu ako: „...multi-discplinárny prístup k štúdiu anatomických súčastí, predovšetkým ľudských, ich predkov a ich príbuzných druhov v troj- alebo štvordimenzionálnom priestore (priestor alebo časopriestor). ...“ (Weber a Bookstein 2011, s. 2). Čoraz viac sa teda do popredia oproti „skutočným“ kostiam dostávajú virtuálne trojdimenzionálne modely. Virtuálna antropológia so sebou nesie celú radu výhod: prístup k všetkým anatomickým štruktúram (vrátane vnútorných), stálu dostupnosť objektu, celú radu možností zaobchádzania s objektami (vizualizácia, výmena z dôvodu zvýšenia skúmanej vzorky) a možnosť zdokonalenia opakovateľnosti jednotlivých testovacích procedúr a meraní (Weber a Bookstein 2011, s. 3,4).

4.1 Tvorba virtuálnych modelov

Existuje celá rada postupov tvorby virtuálnych modelov. Pri výbere správneho postupu je potrebné rozlišovať na aký typ dát je daná metodika vhodná. Záznam objektu, resp. subjektu do podoby polygonálneho modelu možno rozdeliť na povrchové skenovanie a záznam objemových dát (Urbanová et al. 2015, s. 11).

4.1.1 Povrchové skenovanie

Povrchové skenovanie slúži k zobrazeniu vonkajšej podoby objektu. Ako napovedá samotný názov, nezaznamenáva vnútorné štruktúry ale sústredí sa len povrch. Funguje na princípe kontaktu s predmetom, resp. svetla odrážaného od predmetu. V závislosti na tom, či chceme zaznamenať stabilné alebo živé predmety, využívame rozličné prístupy, ktoré delíme na dotykové a bezdotykové. Dotykové skenovanie sa využíva prevažne na stabilných („neživých“) predmetoch. Záznam je vytváraný tak, že príslušný skener (obr. 3) ukladá presnú podobu hrotu (časť, ktorou sa daný výskumník pohybuje po povrchu predmetu) do podoby karteziánskych súradníc (Urbanová et al. 2015, s. 11).

Obr. 3: Ukážka dotykového skeneru. Šípka poukazuje na hrot. Zdroj: Clarkson et al. 2006, s. 134.

Ďalším možným prístupom je fotogrammetria (tiež blízka fotogrammetria), ktorá predstavuje pasívnu metódu záznamu. Prostredníctvom nej môžeme vďaka sérií fotografií vyhotovených z rôznych uhlov zostrojiť trojrozmerný model. K jeho vytvoreniu slúži celá rada špeciálnych softwarov. Obrovskou výhodou tejto metódy je jej flexibilita. Preto sa často využíva na zachytenie nálezovej situácie, kde by použitie skenerov bolo značne problematické (Frouz a Králík 2015, s. 75; Luhmann et al. 2006, s. 3; Schenk 2005, s. 81). Na tomto princípe fungujú taktiež optické skenery, ktoré pozostávajú z viacerých pevne spojených digitálnych fotoaparátov. Tie sa využívajú najmä na skenovanie väčších povrchov akým je napr. ľudské telo (Urbanová et al. 2015, s. 12).

Aktívnu metódu záznamu predstavujú bezdotykové skenery (obr. 4). Podľa toho na záznam akého predmetu slúžia je odlišná ich veľkosť. Dôvodom je najmä menšia časová náročnosť. Nedostatok bezdotykových skenerov však možno sledovať pri výskyte ochlpenia, resp. vlasov alebo taktiež pri zázname tmavých a lesklých oblastí s ktorých záznamom majú problém (Bruno et al. 2010, s. 44; Urbanová et al. 2015, s. 12, 13). V závislosti na tom aký typ svetla využívajú ich rozdeľujeme na laserové skenery a skenery

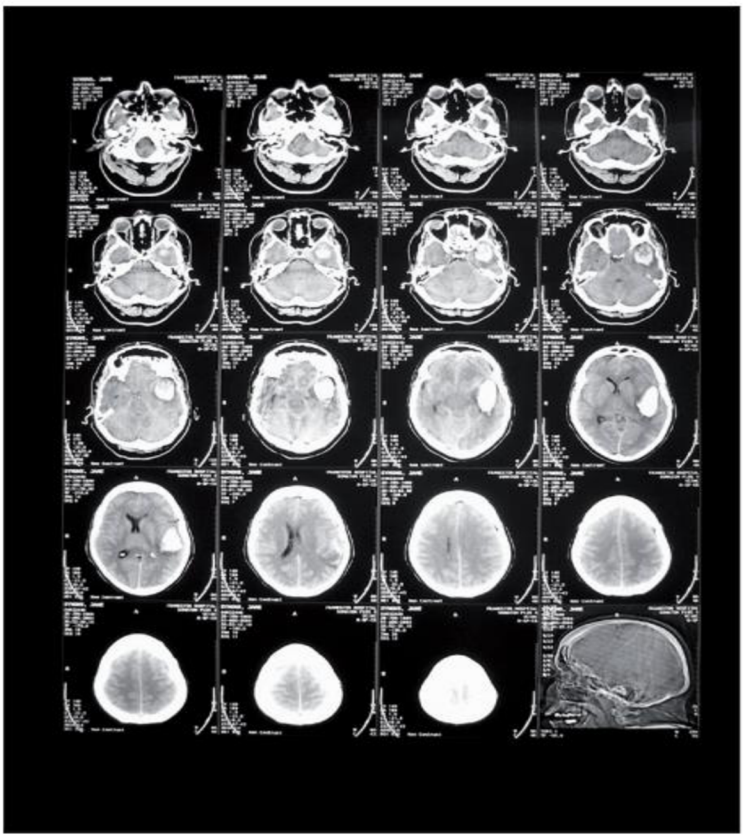
so štruktúrovaným bielym alebo modrým svetlom. Laserové skenery generujú záznam na základe času, ktorý potrebuje laserový lúč k snímanému povrchu a späť, resp. v prípade triangulačných skenerov premietajú na povrch svetelný pruh alebo mriežku a tvar je generovaný deformáciou tohto vzoru pri dopade na povrch. Pri snímaní ľudí sú však relatívne pomalé, čo môže viesť k vzniku chyby v súvislosti s mimovoľnými pohybmi človeka. Skenery využívajúce štruktúrované svetlo premietajú na celú oblasť zorného poľa svetelný obrazec. Takto dokážu naskenovať daný povrch za kratšiu dobu. Pri snímaní človeka sú rýchlejšie ale zato náročnejšie na svetelné podmienky (Urbanová et al. 2015, s. 12, 13). Všetkými zmienenými spôsobmi získame tzv. surový model, ktorý je potrebné upraviť. Nachádzajú sa na ňom rôzne nedokonalosti v podobe dier, artefaktov a pod., s ktorými sa je pred vygenerovaním finálneho modelu potrebné vysporiadať. K tomuto účelu nám slúži celá rada špecializovaných počítačových programov.

Obr. 4 Ukážka bezdotykového laserového skeneru. Zdroj: NextEngine 2000.

4.1.2 Zobrazenie objemových dát

Objemové dáta na rozdiel od povrchových zachycujú aj vnútornú štruktúru objektu, resp. subjektu. Vo svojej podstate predstavujú informáciu pozostávajúcu z celej rady za sebou zhotovených záznamov (rezov) v podobe dvojdimenzionálnych snímok predmetu nášho záujmu (obr. 5). Takéto informácie získavame primárne pokročilými neinvazívnymi zobrazovacími metódami ako sú výpočtová tomografia (CT – angl. *computed tomography*),

magnetická rezonancia (MRI – angl. *magnetic resonance imaging*) alebo mikro-tomografia (micro-CT). Menej často sa využíva prístup sériovej fotografie na fyzických rezoch (Iassonov et al. 2009, s. 1; Urbanová et al. 2015, s. 95–97). Každá zo série snímok obsahuje popri informácií o výške a šírke (x a y súradnica) taktiež informáciu o hrúbke, ktorá predstavuje základ tretieho rozmeru a teda súradnice z. V závislosti na použitom prístroji obsahuje séria rezov taktiež informáciu o vzdialeností medzi nimi. Tieto vzdialenosti určujú rozlíšenie. Proces tvorby trojdimenzionálnych modelov z takéhoto typu informácie sa nazýva segmentácia (prahovanie). Postup a parametre tohto procesu sa líšia v závislosti na tom, aký typ záznamu je pre tvorbu modelu použitý (Iassonov et al. 2009, s. 2, 3; Urbanová et al. 2015, s. 95–97). Segmentácií CT snímok venujeme bližšiu pozornosť v praktickej časti práce (viď. kap. 6.2) .



Obr. 5: Séria snímok zhotovená CT prístrojom. Prevzaté z Urbanová et al. 2015, s. 95.

5 Štúdie zaoberajúce sa sexuálnym dimorfizmom dolných čeľustí

Mnoho autorov označuje dolnú čeľusť za jednu z najtrvácnejších kostí, ktorá je vhodná na určovanie pohlavia resp. na skúmanie sexuálneho dimorfizmu. Príčinou medzipohlavných odlišností môže byť mnoho faktorov, ako napríklad rozdielny rozvoj žuvacích svalov, ktorý je štatisticky preukázateľne rozdielny už v prenatálnom období a prostredníctvom úponov na dolnej čeľusti sa účastní na vzniku dimorfizmu. Za ďalší faktor môžeme považovať odlišné pôsobenie hormónov na jednotlivé pohlavia , ktoré stimulujú rast týchto svalov. Rozdiely môžu byť taktiež podmienené aj odlišnými biomechanickými a voľnočasovými vzorcami, či náchylnosťou k rozdielnym chorobám resp. poruchám (Frayer a Wolpoff 1985, s. 429; İşcan a Steyn 2013, s. 126; Loth a Henneberg 1996, s. 474; Weijs a Hillen 1986, s. 423–426).

Na základe týchto poznatkov možno sledovať pohlavné rozdiely na rôznych miestach dolnej čeľuste rôznymi prístupmi. Základný popis variability spočíva v tom, že mužská kosť je väčšia a robustnejšia ako ženská. Rozdielnosť týchto a iných lineárnych rozmerov, či uhlov využíva celá rada autorov na rozličnom kostrovom materiály, jednak k sledovaniu sexuálneho dimorfizmu ale taktiež aj k zostavovaniu metód určenia pohlavia neznámeho kostrového nálezu. Ďalším prístupom je sledovanie odlišností v tvare kosti, resp. v jej jednotlivých partiách na základe vizuálneho popisu jednotlivých znakov.

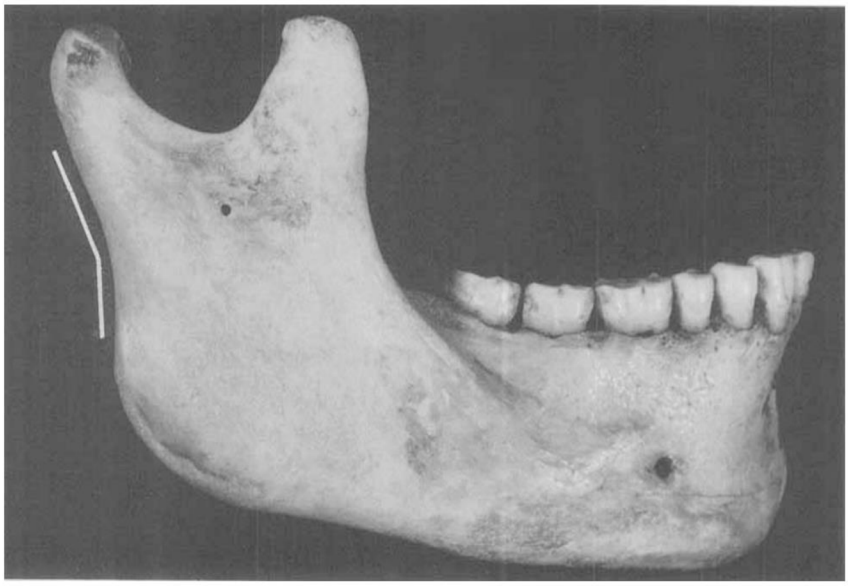
5.1 Morfoskopický prístup

Tento prístup je založený na hodnotení rozvoja určitého biologického znaku na základe definovanej škály. Takýto prístup je relatívne náročný na skúsenosť a cit pozorovateľa, nakoľko v mnohých prípadoch sú prechody medzi jednotlivými kategóriami plynulé a nejasne odlíšené. Na dolnej čeľusti môžeme pozorovať celú radu pohlavne podmienených znakov, ktoré sú využívané buď jednotlivo alebo kombinovane v celej rade prác zaoberajúcich sa popisom sexuálneho dimorfizmu alebo tvorbe metód na odhad pohlavia.

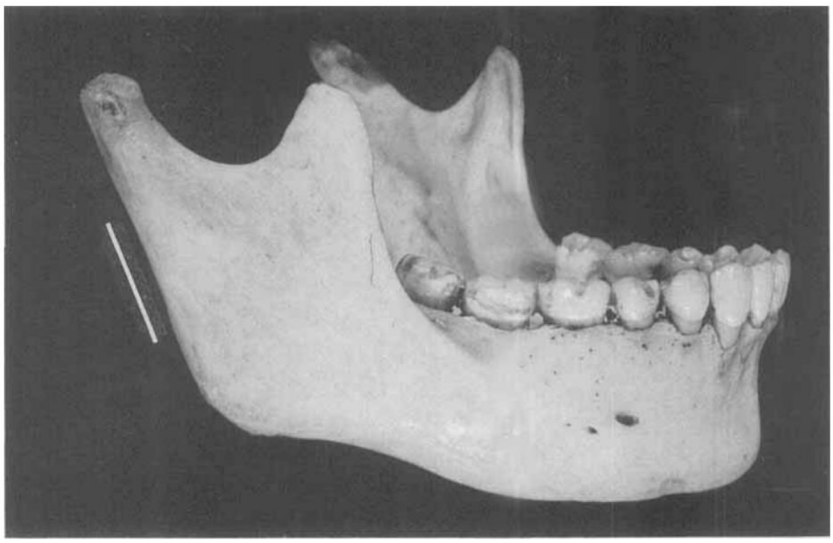
5.1.1 Zadný okraj ramena dolnej čeľuste

V roku 1996 publikovali S. Lothová a M. Henneberg metódu odhadu pohlavia založenú na prítomnosti, resp. neprítomnosti zakrivenia na zadnom okraji ramena dolnej čeľuste. Referenčný súbor pozostával celkovo z 300 kostí. S výnimkou piatich jedincov

všetky kosti pochádzali z Dartovej kolekcie. Všetci jedinci boli starší ako 20 rokov. Prevažnú časť súboru tvorili kosti náležiace jedincom z afrických černošských etník (iba 9 jedincov boli zástupcovia belošských etník). Autori ďalej rozdelili referenčný súbor na dve vzorky: „patologickú“, v ktorej boli zahrnutí jedinci s viditeľnými poškodeniami kosti alebo s antemortálnou stratou viac ako dvoch zubov a normatívnu vzorku (bez poškodení, bez *antemortem* straty zubov). Na základe štúdia morfologických odlišností medzi pohlaviami autori dospeli k zisteniu, že na mužských kostiach je prítomné zakrivenie na zadnom okraji ramena na úrovni okluzálnej plochy stoličiek (obr. 6). U žien (obr. 7) zakrivenie prítomne nie je, prípadne sa nachádza vyššie, na úrovni krčku pod kondylárnym výbežkom, alebo nižšie, na úrovni gonionálnej everzie (Loth a Henneberg 1996, s. 475).



Obr. 6: Mužská kosť. Prevzaté z Loth a Henneberg 1996, s. 476.



Obr. 7: Ženská kosť. Prevzaté z Loth a Henneberg 1996, s. 477.

Samotný odhad pohlavia je založený na základe skóre oboch ramien kosti. V prípade prítomného zakrivenia autori prisudzujú ramenu skóre +1, pri jeho neprítomnosti skóre -1 a v prípade, že nie je možné rozhodnúť o jeho prítomnosti, resp. neprítomnosti skóre je 0. Rovnaký proces prebieha taktiež pri sledovaní druhého ramena. Súčtom hodnôt priradeným obom ramenám získame výsledné skóre, na základe ktorého je odhadnuté pohlavie. Výsledné skóre 0, +1, +2 autori prisudzujú mužom a naopak skóre -1 a -2 ženám (Loth a Henneberg 1996, s. 475, 479).

Výsledná úspešnosť tejto procedúry dosiahla v rámci normatívnej vzorky úroveň až 99 % (99,1 % pre mužov a 98,8 % pre ženy). V prípade patologickej vzorky dosiahla celková úspešnosť úroveň 91 % (93 % muži; 88 % ženy). Pri ďalšom skúmaní sa ukázalo, že vo väčšine prípadov nesprávne klasifikovaných žien došlo z dôvodu straty zubu, resp. zubov k remodelácii alveolárneho výbežku. Taktiež v prípade niektorých chorôb dochádzalo k maskulinizácií kosti (Loth a Henneberg 1996, s. 479, 480).

Kontrolný súbor pozostával z 247 jedincov a predstavoval mix ako „zdravých“ tak aj patologických čeľustí. Etnické zloženie kontrolného súboru pozostávalo jednak z amerických a európskych belošských etník, afroameričanov a pôvodných američanov. Úspešnosť klasifikácie v rámci belošského etnika dosiahla úroveň 91,7 % (91,5 % muži; 92,1 % ženy), v rámci černošského etnika 90,6 % (91,7 % muži; 89,6 % ženy) a v rámci pôvodných američanov 92,4 % (93,8 % muži; 91,2 % ženy). Celková úspešnosť klasifikácie pre všetky kosti (referenčná + kontrolná skupina) dosiahla úroveň 94,2 % (Loth a Henneberg 1996, s. 478–480).

Nakoľko sa jedná o pomerne nenáročnú a rýchlu metódu odhadu pohlavia nachádzame na ňu celú radu reakcií. Koski (1996) poukázal na fakt, že na ramene kosti sa môže vyskytovať celá rada zakrivení, ktoré je v niektorých prípadoch ťažko rozlíšiť od zakrivenia indikujúceho mužské pohlavie. Taktiež spochybnil význam úponov žuvacích svalov na formovanie zakrivenia. Podľa jeho pozorovaní, či už na kostiach alebo na rádiologických snímkach živých subjektov usudzuje, že sa u väčšiny jedincov, mužov, žien, dospelých aj nedospelých nachádza nejaký typ zakrivenia. Nevylúčil však možnosť, že sa jedná o populačne charakteristický vzorec sexuálneho dimorfizmu. Z tohto dôvodu odporúčal ďalšie štúdie na odlišných vzorkách (Koski 1996, s. 545, 546).

Donnelly a jeho tím (1998) previedli slepý test za využitia dvoch osôb, ktoré neboli oboznámené s danou metódou. Proces určenia pohlavia prebiehal tak, že pozorovateľovi bolo k ohodnoteniu ukázané vždy len jedno rameno, zatiaľ čo druhé bolo zakryté. Ramená na druhej strane boli ohodnotené v iný deň. Materiál pre túto štúdiu pozostával celkovo z 96

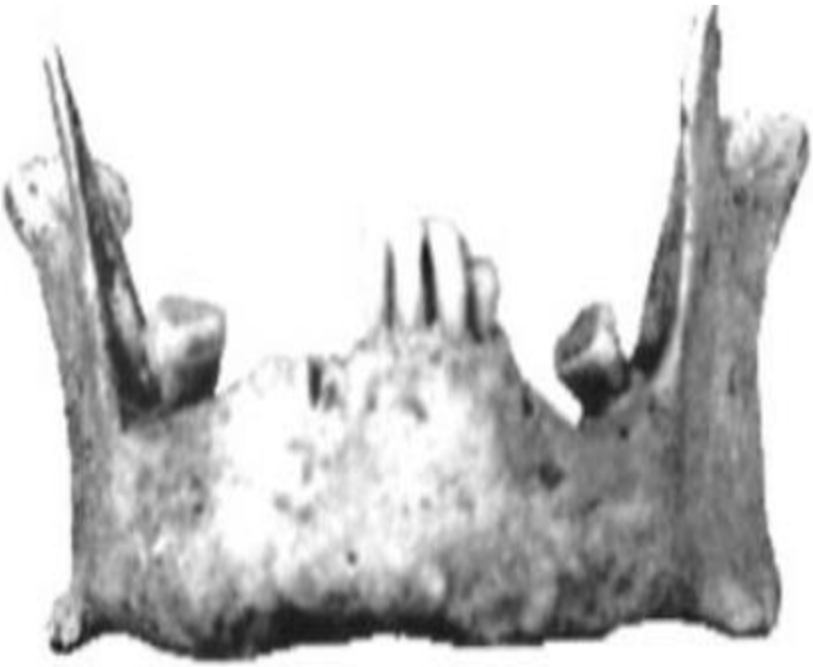
jedincov. Žiadna čeľusť nepreukazovala patologické známky a do štúdie boli zaradené kosti, u ktorých nedošlo k strate viac ako jedného zubu počas života. 16 jedincov pochádzalo z forenznej zbierky so známym pohlavím a vekom (2 ženy a 14 mužov). Táto zbierka zahŕňala euroamerické, afroamerické a hispánske etnikum. Zvyšní 80 jedinci boli pôvodní američania, s pohlavím odhadnutým na panvovej kosti. Všetci jedinci boli dospelí. Výsledky štúdie ukazujú presnosť výrazne nižšiu ako pôvodná štúdia. Celková presnosť odhadu sa pohybovala na úrovni 62,5 % (80,4 % muži; 37,5 % ženy) u prvého pozorovateľa a 67,7 % (80,4 % muži; 50 % ženy) u druhého pozorovateľa. Štúdia taktiež poukazuje na fakt, že spoľahlivosť odhadu medzi rozličnými pozorovateľmi je veľmi nízka. Tá bola hodnotená prostredníctvom Cohennovej kappy, ktorej hodnoty boli 0,396 pre ľavé rameno a 0,28 pre pravé rameno. Autori týmito výsledkami podporili Koskiho tvrdenie, že v mnoho prípadoch je rozlíšenie charakteristického mužského a ženského zakrivenia zadného okraju ramena kosti veľmi problematické (Donnelly et al. 1998, s. 363–366).

Podobnú štúdiu zrealizovali aj Kemkes-Grottenthaler s kolektívom (2002). Použili dva referenčné súbory, každý k inému zisteniu. Referenčný súbor pre zhodnotenie presnosti odhadu pohlavia pozostával zo 153 jedincov (122 mužov a 31 žien) s dokumentovaným pohlavím. S výnimkou jedného prípadu (zahojená fraktúra) neboli prítomné žiadne evidentné patologické prejavy. Druhý referenčný súbor slúžil k zhodnoteniu problémov odhadu v rámci jedného pozorovateľa a medzi rôznymi pozorovateľmi. Jednalo sa o archeologickú vzorku pozostávajúcu z 80 jedincov (38 žien, 41 mužov a 1 indeferentný jedinec). Pohlavie týchto jedincov nebolo známe ale odhadnuté inými metódami. V prípade testovania celkovej úspešnosti odhadu pohlavia bol postup zhodný s inštrukciami v pôvodnej štúdií. Všetci jedinci boli zhodnotení naraz jedným pozorovateľom. Archeologická vzorka bola testovaná 3 rôznymi pozorovateľmi (2 študenti a 1 skúsený pozorovateľ), ani jeden nebol oboznámený s metódou, celkovo trikrát. Pri poslednom hodnotení bola namiesto kosti využitá fotografia. Celková úspešnosť odhadu bola stanovená na úrovni 58,8 % (32,3 % ženy; 65,6 % muži). Výsledky spoľahlivosti v rámci jedného pozorovateľa naznačujú, že určitú rolu pri tejto metóde hrá skúsenosť pozorovateľa. Výsledná Cohennova kappa skúseného pozorovateľa sa pohybovala v rozmedzí 0,417-0,612, zatiaľ čo hodnoty študentov boli nižšie (0,207-0,555; 0,207-0,329). V prípade spoľahlivosti medzi rôznymi pozorovateľmi kolísala Cohennova kappa v rozmedzí 0,199-0,457. Opäť sa teda potvrdil trend nedostatočnej spoľahlivosti medzi viacerými pozorovateľmi (Kemkes-Grottenthaler et al. 2002, s. 99–103).

Aj výsledky ďalších štúdií naznačujú, že presnosť odhadu pohlavia touto metódou nebude vyššia ako v pôvodnej štúdií. Predovšetkým v prípade klasifikácie žien dochádza k výraznému poklesu úspešnosti odhadu. Haunová (2000) uvádza celkovú úspešnosť odhadu na iránskej archeologickej vzorke na úrovni 78,2 % (92,9 % muži; 63 % ženy). Hillová (2000) testovala metódu na jedincoch pochádzajúcich z Hamann-Toddovej osteologickej zbierky a dosiahla celkovú úspešnosť 79,1 %. Taktiež uvádza separátne úspešnosť pre euroamerických jedincov na úrovni 80,6 % (89,2 % muži; 60,7 % ženy) a afroamerických jedincov na úrovni 76,9 % (94,7 % muži; 51,9 % ženy). Balci a kolektív (2004) dosiahli celkovú úspešnosť odhadu na úrovni 85,8 % (92,6 % muži; 60 % ženy) na forenznej vzorke z Turecka. Následne upravili bodovací systém pôvodných autorov a brali do úvahy iba skóre +2 (muž) a -2 (žena). Takto dosiahli celkovú úspešnosť 90,9 % (95,5 % muži; 60 % ženy). Je však nutné dodať, že logicky stúpol počet neurčených jedincov. V oboch prípadoch bola celková presnosť zvýšená po odstránení jedincov, kde bola prítomná nadmerná intravitálna strata zubov. Podobne aj iné štúdie udávajú zníženú presnosť odhadu v prípade intravitálnej straty zubov (Balci et al. 2005, s. 231–235; Haun 2000, s. 430, 431; Hill 2000, s. 574–576).

5.1.2 Ďalšie vizuálne hodnotené znaky na dolnej čeľusti

Gonionálna everzia alebo v staršej literatúre označovaná ako výbežok na *angulus mandibulae* je relatívne dlho používaný znak pri určovaní pohlavia. Je to znak, ktorý je spájaný prevažne s mužskými kosťami. Jedná sa o prítomnosť akýchsi vyvýšenín na úrovni uhla dolnej čeľuste rozbiehajúcich sa do strán. Tie sú prítomne prevažne na mužských kostiach (obr. 8), zatiaľ čo u ženských (obr. 9) často absentujú (Ferembach et al. 1980, s. 523; Kemkes-Grottenthaler et al. 2002, s. 98).



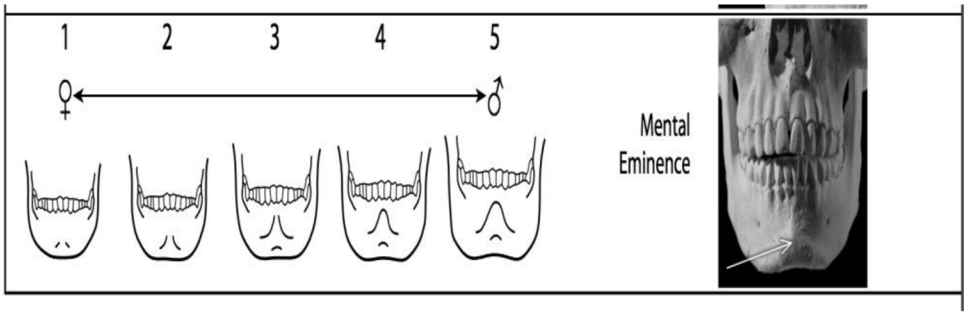
Obr. 8: Mužská kosť s prítomnosťou gonionálnej everzie. Prevzaté z Kemkes-Grottenthaler et al. 2002, s. 100.

Obr. 9: Ženská kosť. Gonionálna everzia neprítomná. Prevzaté z Kemkes-Grottenthaler et al. 2002, s. 100.

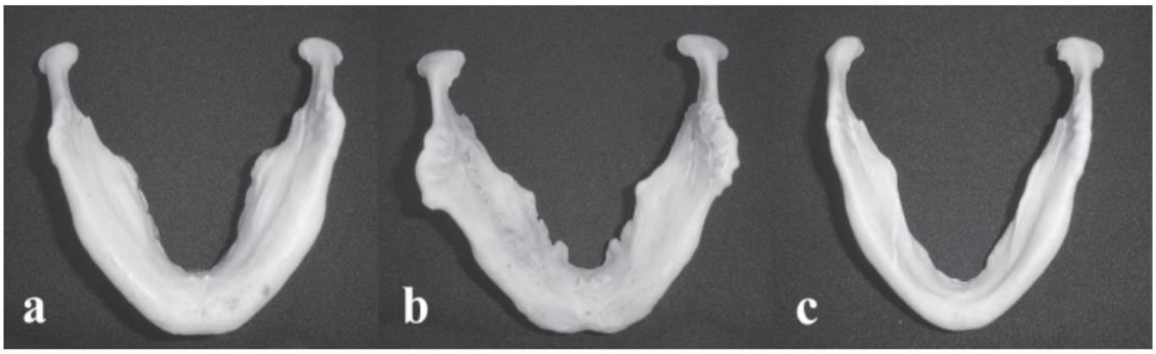
Niektorí autori však tento znak nepovažujú za pohlavne špecifický ale skôr za znak populačne špecifický (Angel a Kelley 1990, s. 37), či znak súvisiaci s architektonikou tváre sledujúci selektivitu *musculus masseter* (Loth a Henneberg 2000, s. 87). Štúdia Kemkes-Grottenthallera (2002) zaoberajúca sa práve odhadom pohlavia na základe tohto znaku

priniesla celkovú úspešnosť odhadu na úrovni 69,3 % (75,4 % muži; 45,2 % ženy). Autori na základe týchto výsledkov usudzujú, že tento znak predsa len nemožno považovať za príliš pohlavne špecifický (Kemkes-Grottenthaler et al. 2002, s. 104–106).

V súvislosti s rozlíšením pohlavia býva taktiež pomerne často využívaná oblasť brady. Jedným z možných sledovaných znakov môže byť stupeň rozvoja bradového výbežku (*protuberantia mentalis*). Škála hodnotenia znaku (obr. 10) naznačuje, že väčší rozvoj tohto znaku nachádzame častejšie u mužov (Ferembach et al. 1980, s. 523; White et al. 2012, s. 437). Mimo výbežku býva taktiež hodnotený aj samotný tvar brady (obr. 11). Za mužský prejav je v tomto prípade považovaný štvorcový, resp. dvoj-lalokový tvar, zatiaľ čo pre ženy je charakteristický zaoblený tvar (Hu et al. 2006, s. 1380; Ongkana a Sudwan 2010, s. 125; White et al. 2012, s. 439).



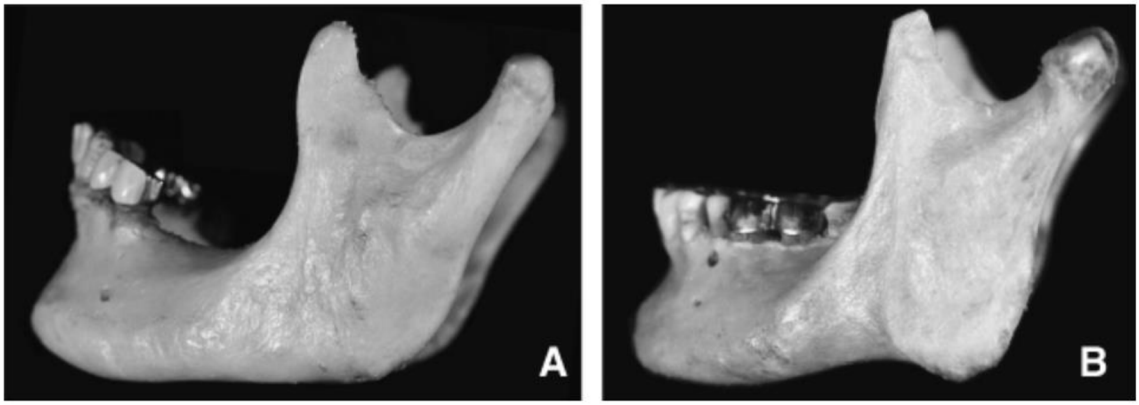
Obr. 10: Bradový výbežok. Škála rozvoja znaku: 1- hyperfeminný prejav až 5- hypermaskulinný prejav. Prevzaté z White et al. 2012, s. 437.



Obr. 11: Tvar brady. Legenda: a- štvorcový tvar; b- dvoj-lalokový tvar; c- zaoblený tvar. Prevzaté z Ongkana a Sudwan 2010, s. 124.

Hu a kolektív (2006) vo svojej práci vytvorenej na vzorke jedincov kórejskej etnickej príslušnosti uvádza tvar brady za dobrý indikátor mužského pohlavia (správna klasifikácia v 91,7 % prípadoch) usudzuje však, že v prípade rozlíšenia ženského pohlavia je znak nedostačujúci (54,5% správnosť klasifikácie). Za najúspešnejší znak pri rozlišovaní ženského pohlavia označuje prítomnosť, resp. neprítomnosť zárezu pred gonionálnou

oblasťou (obr. 12). Za mužský prejav je považovaná prítomnosť zárezu a naopak za ženský, jeho neprítomnosť. Na základe tohto znaku dosiahol úspešnosť klasifikácie ženského pohlavia na úrovni 84,9 %. Z výsledkov jeho práce vyplýva, že pri kombinácii oboch zmienených znakov dosahuje celková úspešnosť klasifikácie 83,1 % (92,5 % muži; 73,7 % ženy). Ongkanaová a Sudwanová (2010) vo svojej práci k týmto znakom pridávajú taktiež gonionálnu everziu. Kombináciou týchto troch znakov publikovali celkovú úspešnosť odhadu pohlavia na úrovni 71,6 % (70,3 % muži; 75 % ženy). Pre svoju štúdiu použili súbor pozostávajúci z jedincov pochádzajúcich z Thajska (Hu et al. 2006, s. 1379–1381; Ongkana a Sudwan 2010, s. 124–126).



Obr. 12: Prítomnosť (A), resp. neprítomnosť (B) zárezu pred gonionálnou oblasťou dolnej čeľuste. Prevzaté z Hu et al. 2006, s. 1379.

5.2 Metrický prístup

Tento prístup je založený na meraní rôznych rozmerov, či uhlov na kosti. Oproti vizuálnemu hodnoteniu nie je tak závislý na skúsenosti pozorovateľa, nakoľko sú vo väčšine prípadov požadované miery jasne definované. Tento prístup využíva celá rada autorov, ktorí sú s menšou, či väčšou presnosťou schopní rozlíšiť hranice medzi pohlaviami, poprípade vytvoriť predikčné pravidlá k odhadu pohlavia.

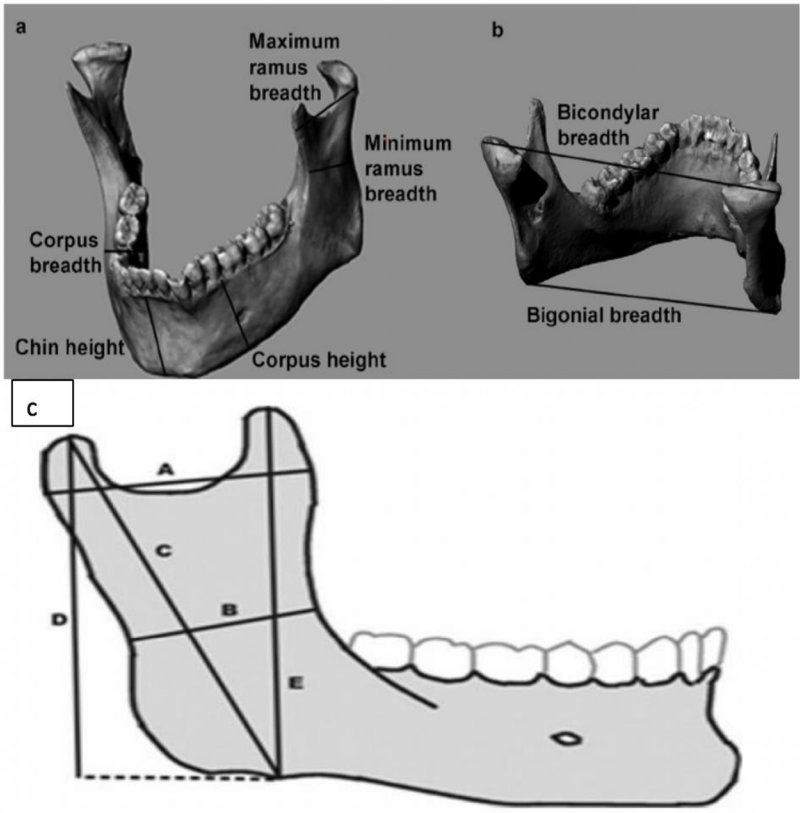
5.2.1 Martin (1936) a Giles (1964)

Za jednu z prvých prác zaoberajúcich sa sledovaním pohlavne odlišných znakov možno považovať prácu Martina z roku 1936. Vo svojej práci využíva na danú dobu sofistikované štatistické postupy k popisu sexuálneho dimorfizmu, tvorbe klasifikačných pravidiel a k štúdiu chybovosti pri odhade pohlavia. K tomuto účelu využil 432 dolných čeľustí (258 mužov a 174 žien) z archeologickej lokality v Egypte, ktorých pohlavie bolo stanovené inými metódami. Celkovo použil 6 rozmerov, resp. uhlov (obr. 13 a 14) – dĺžka

kondylárneho výbežku; dĺžka tela kosti; koronoidná výška; bigoniálna šírka; uhol čeľuste a uhol, ktorý zviera kondylo-koronoidná línia s ramenom kosti. Autor uvádza, že priemerné hodnoty jednotlivých rozmerov sú vyššie u mužov s výnimkou uhla čeľuste, kde sa naopak vyšší priemer vyskytuje u žien. Následne použil tri rozličné funkcie k tvorbe predikčného pravidla, ktoré sa testuje na troch rozličných vzorkách. Prvá funkcia je založená výlučne na priemeroch jedného pohlavia a jej úspešnosť odhadu dosiahla úroveň 86 %, 74 %, resp. 81 %. Druhá funkcia popri priemeroch berie do úvahy taktiež variabilitu hodnôt vyjadrenú prostredníctvom rozptylu, stále však len jedného pohlavia. Jej úspešnosť dosahovala 88 %, 78 %, resp. 81 %. Posledná funkcia je založená na kombinácii rozloženia znaku medzi oboma pohlaviami, kde je k jednotlivým znakom priradená odlišná váha na základe toho, ako dobre rozlišujú pohlavia. Inými slovami možno takýto prístup označiť za diskriminačnú rovnicu, ktorá bola v tejto práci vôbec prvýkrát použitá v súvislosti s dolnou čeľusťou. Úspešnosť poslednej funkcie dosahovala úspešnosť na úrovni 88 %, 82 %, resp. 81 % (Martin 1936, s. 149–156).

Na jeho prácu nadviazal v roku 1964 Giles. Vo svojej štúdií využíva celkovo 265 dolných čeľustí z Terryho osteologickej zbierky. Súbor pozostával z 204 afroamerických jedincov (102 mužov a 102 žien) a z 61 euroamerických jedincov (31 mužov a 30 žien). Z afroamerickej podskupiny bolo vybratých 27 mužov a 27 žien, z ktorých bol vytvorený testovací súbor. Autor sa zameral na 9 rozmerov (obr. 13 a 14) – výška symfýzy; bigoniálna šírka; maximálna šírka ramena; minimálna šírka ramena; hrúbka tela; výška tela kosti; výška ramena; dĺžka tela kosti a bikondylárna šírka. Následne vytvoril celkovo 9 diskriminačných rovníc a to tak, že tri rovnice boli vytvorené na afroamerickej podskupine, tri na euroamerickej podskupine a tri na celom súbore. Každá takto špecificky vytvorená sada rovníc pozostávala z rovnice využívajúcej tri rozmery (výška symfýzy, výška ramena a bigoniálna šírka), päť rozmerov (výška symfýzy, výška tela, dĺžka tela, výška ramena, bigoninálna šírka), resp. šesť rozmerov (výška symfýzy, dĺžka tela, hrúbka tela, najväčšia šírka ramena, najmenšia šírka ramena, výška ramena). Rovnice vytvorené na euroamerickej podskupine dosiahli nasledovnú úspešnosť: rovnica využívajúca 3 rozmery dosiahla úspešnosť na originálnom súbore 82 %; rovnica s 5 rozmermi 85,2 %; rovnica operujúca so 6 rozmermi 85,2 %. Rovnice vytvorené na afroamerickej podskupine boli aplikované aj na testovací súbor a to s nasledujúcimi výsledkami: rovnica s 3 rozmermi dosiahla na testovacom súbore úspešnosť 87 % (83,3 % na pôvodnom súbore); rovnica s 5 rozmermi úspešne určila 81,5 % (86,7 %) prípadov a rovnica so 6 rozmermi dosiahla úspešnosť 77, 8 % (88 %). Rovnice vytvorené na celom súbore (s výnimkou 54 kostí z testovacej skupiny)

boli aplikované ako na euroamerickú, afroamerickú tak aj na testovaciu skupinu s úspešnosťou: v prípade rovnice s 3 rozmermi 82 % (euroamerická skupina), 84 % (afroamerická skupina) a 85,2 % testovacia skupina; rovnica využívajúca 5 rozmerov dosiahla úspešnosť 85,2 %, 83,3 %, resp. 85,2 % a rovnica využívajúca 6 rozmerov 83,6 %, 86,7 %, resp. 81.,5 % (Giles 1964, s. 129–133).

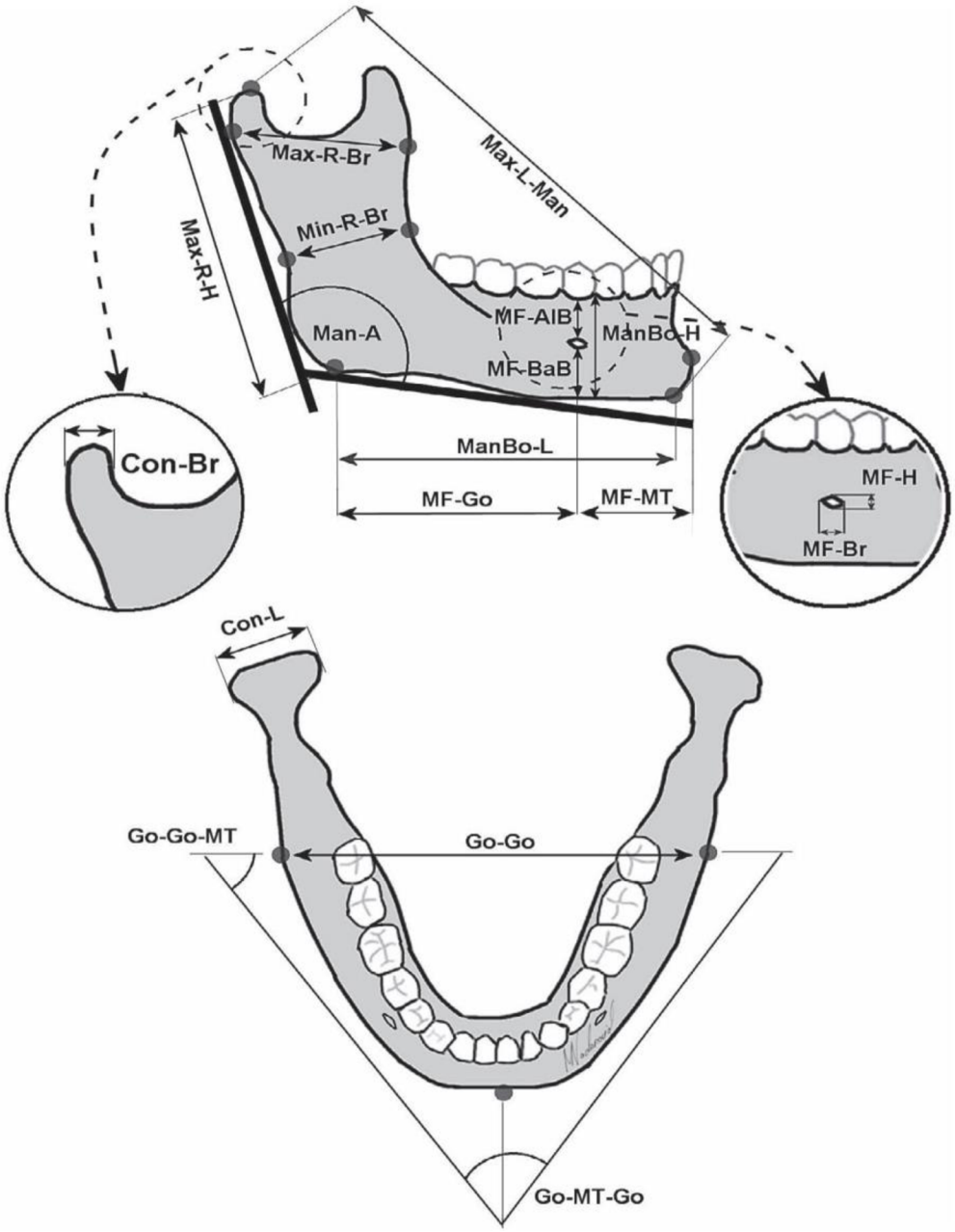


Obr. 13: Znázornenie vybraných rozmerov. Hrúbka tela (obrázok a – corpus breadth), výška symfýzy (a – chin height), bikondylárna šírka (b – bicondylar breadth), koronoidná výška (c – E). Prevzaté z Hoover a Williams 2016, s. 105; Saini et al. 2011, s. S14.

5.2.2 Vodanović et. al (2006)

Štúdia sa zameriava jednak na popis sexuálneho dimorfizmu vyjadreného prostredníctvom indexu sexuálneho dimorfizmu (mužský priemer/ženský priemer * 100) ale taktiež tvorbou klasifikačného pravidla na základe diskriminačných funkcií. Materiál využitý v práci pozostáva predstavuje 85 dolných čeľustí (59 mužov a 26 žien) z 2 chorvátskych archeologických lokalít. Skúmané boli len čeľuste, ktoré boli bez poškodení a správne priradené k príslušnej lebke. Štúdia využíva celkovo až 18 rozmerov, resp. uhlov (obr. 14) – uhol dolnej čeľuste; vzdialenosť medzi *foramen mentale* a dolným okrajom

kosti; vzdialenosť medzi *foramen mentale* a alveolárnym výbežkom; šírka *foramen mentale*; výška *foramen mentale*; dĺžka tela dolnej čeľuste; maximálna dĺžka dolnej čeľuste; výška tela čeľuste; najväčšia šírka ramena; najmenšia šírka ramena; najväčšia výška ramena; uhol medzi *tuberculum mentale* a oboma gonionmi; dĺžka kondylárneho výbežku; šírka kondylárneho výbežku; vzdialenosť medzi stredom *foramen mentale* a *tuberculum mentale*; vzdialenosť medzi *foramen mentale* a bodom *gonion*; uhol medzi oboma gonionmi a *tuberculum mentale* pri pravom aj ľavom bode *gonion*; šírka čeľuste (Vodanović et al. 2006, s. 265–267).



Obr. 14: Rozmery použité v štúdii Vodanović et al. (2006). Legenda: *Man-A- uhol dolnej čeľuste; MF-BaB- vzdialenosť medzi foramen mentale a dolným okrajom kosti; MF-AlB- vzdialenosť medzi foramen mentale a alveolárnym výbežkom; MF-Br- šírka foramen mentale; MF-H- výška foramen mentale; ManBO-L- dĺžka tela kosti; Max-L-Man- maximálna dĺžka kosti; ManBo-H- výška tela kosti; Max-R-Br- najväčšia šírka ramena; Min-R-Br- najmenšia šírka ramena; Max-R-H-najväčšia výška ramena; Go-Mt-Go- uhol ležiaci pri tuberculum mentale na spojnici s oboma gonionmi; Con-L- dĺžka kondylárneho výbežku; Con-Br- šírka kondylárneho výbežku; MF-MT- vzdialenosť medzi foramen mentale a tuberculum mentale; MF-Go- vzdialenosť medzi foramen mentale a bodom gonion; Go-Go-MT- uhol ležiaci pri bode gonion na spojnici s druhostraným gonionom a tuberculum mentale; Go-Go- šírka kosti*. Prevzaté z Vodanović et al. 2006, s. 266.

Pri sledovaní sexuálneho dimorfizmu bol celkovo v 9 mierach, resp. uhloch zistený štatisticky významný rozdiel medzi mužmi a ženami (hl. významnosti bola stanovená na úrovni 0,01). Jednalo sa o – uhol dolnej čeľuste; vzdialenosť *foramen mentale* od alveolárneho výbežku; dĺžku tela kosti; maximálnu dĺžku kosti; výšku tela kosti; najväčšiu šírku ramena; najmenšiu šírku ramena; najväčšiu výšku ramena a šírku kosti. Hodnoty indexu sexuálneho dimorfizmu v týchto prípadoch nadobúdali hodnoty v rozmedzí 105,7 až 111,55. Ďalej autori pristúpili k tvorbe diskriminačných rovníc pre odhad pohlavia. Celkovo ich vytvorili 7. Jedna pozostávala zo všetkých štatisticky významných premenných, zatiaľ čo zvyšných 6 operovalo s 1 až 3 premennými. Autori týmto zámerom sledovali častú situáciu pri archeologických nálezoch, kedy sa nie vždy dochová kompletná a nepoškodená kosť. Úspešnosť vytvorených rovníc autori testovali prostredníctvom krížového overenia. Najvyššiu úspešnosť klasifikácie na originálnom súbore dosiahla rovnica pozostávajúca zo všetkých premenných (92,06 %) avšak pri krížovom overení úspešnosť klesla (84,13 %). Rovnica využívajúca iba tri premenné (uhol čeľuste; dĺžka tela kosti a najmenšia šírka ramena) dosiahla úspešnosť klasifikácie 88,24 % na originálnej vzorke a 83,53 % pri krížovom overení. Rovnica využívajúca uhol čeľuste a dĺžku tela dosiahla v oboch prípadoch úspešnosť 87,06 % (najvyššia úspešnosť pri krížovom overení). Ďalšia rovnica využívajúca dva rozmery (dĺžka tela, najmenšia šírka ramena) dosiahla úspešnosť 82,35 %, resp. 81,18 %. Zvyšné tri rovnice pozostávajúce iba z jedného rozmeru (dĺžka tela, uhol čeľuste, resp. najmenšia šírka ramena dosiahli úspešnosť 78,82 %, 71,77 %, resp. 74,12 %. Vo všetkých troch prípadoch je úspešnosť odhadu na originálnom súbore aj pri krížovom overení totožná (Vodanović et al. 2006, s. 269–273).

5.2.3 Ďalšie štúdie zaoberajúce sa sexuálnym dimorfizmom a odhadom pohlavia na dolných čeľustiach

Popri už popísaných metódach a štúdiách samozrejme existuje celá rada ďalších prác. Tie využívajú rôzne kombinácie a počty už popísaných rozmerov. Odlišnosť medzi nimi však možno nájsť v referenčnom materiáli, ktorý slúži pre ich potreby.

Africká vzorka je využitá v napríklad v prácach Steyna a Iscana (1998), či Fabiana a Mpembeniho (2004). Steyn a Iscan ako materiál využili 91 jedincov (41 mužov a 47 žien). Použité čeľuste nevykazovali žiadne patológie a náležia do Dartovej, resp. Pretorískej osteologickej zbierky. Referenčná skupina pozostávala výlučne z juhoafrických „belochov". V práci použili 5 rozmerov, pričom sa všetky štatisticky významne líšili medzi pohlaviami (šírka čeľuste, gonion-gnathionálna dĺžka, celková dĺžka čeľuste, najmenšia šírka ramena a bikondylárna šírka). Následným vytvorením diskriminačnej funkcie na základe daných rozmerov dosiahli celkovú úspešnosť priradenia pohlavia 85,1 % (79,5 % u mužov a 83,3 % u žien. Fabian a Mpembeni využili vo svojej práci 50 jedincov (25 od každého pohlavia) so známym pohlavím, ktorí boli príslušníkmi kmeňa Bantu z Tanzánie. Ich pozornosť sa upriamila na 8 rozmerov, ktoré následne štatisticky testovali so zámerom zistiť, či sa ich hodnoty významne líšia medzi pohlaviami. Štatisticky významnú odlišnosť preukázali celkovo v 4 prípadoch – výška ramena, výška spodnej časti tela kosti, výška kosti a výška symfýzy (Fabian a Mpembeni 2004, s. 48–50; Steyn a Işcan 1998, s. 10–14).

Celá rada prác pochádza taktiež z Ázie, prevažne z indického prostredia. Jedna z nich, v ktorej boli využité 4 rozmery sa snažila vytvoriť odlišné predikčné kritéria pre jedincov v reprodukčnom a v post-reprodukčnom veku. V oboch skupinách bol preukázaný rozdiel v 3 rozmeroch (diagonálna dĺžka tela, horizontálna dĺžka tela a najmenšia šírka ramena). Vytvorenými diskriminačnými funkciami dosiahli úspešnosť v prípade jedincov v reprodukčnom veku 60,1 % (63,5 % muži; 56,7 % ženy) a v prípade jedincov v post-reprodukčnom veku 55,8 % (53,3 %, resp. 58,3 %) (Sharma et al. 2016, s. 166–168). Za zmienku stoja taktiež práce, ktoré sa obmedzujú výhradne na oblasť ramena dolnej čeľuste. Vo všetkých prípadoch sa sledované rozmery významne líšia medzi pohlaviami. Predikčné pravidlá založené na týchto meraniach dosahujú v závislosti na kombinácii použitých premenných úspešnosť v rozmedzí 70,9 % až 82, 9 % (89,6 % – 90,6 % muži; 30,8 % – 69,2 % ženy), resp. 60,3 % až 80,2 % (59,8 % – 79,3 % muži; 62,5 % –83,3 % ženy) (Pokrhel a Bhatnagar 2018, s. 40, 41; Saini et al. 2011, s. S14, S15). V prípade štúdie zaoberajúcej sa thajskými dolnými čeľusťami, ktorá využila 9 rozmerov, bol v 8 prípadoch preukázaný

štatistický významný rozdiel medzi mužskými a ženskými hodnotami – bikondylárna šírka, bigoniálna šírka, koronoidná výška, gonion-gnathionálna dĺžka, dĺžka tela, maximálna dĺžka kosti, výška ramena a najmenšia šírka ramena (Ongkana a Sudwan 2010, s. 44–46).

Z európskeho prostredia nachádzame napríklad rumunskú štúdiu, ktorá využíva 3 rozmery, všetky významne odlišné medzi pohlaviami (výška brady, bigoniálna šírka, bikondylárna šírka). Diskriminačnou funkciou, založenou na týchto rozmeroch dosiahla úspešnosť odhadu pre obe pohlavia zhodne 84 %. Pri znížení počtu premenných táto úspešnosť poklesla (Marinescu et al. 2013, s. 305–307). Ďalším príkladom je grécka štúdia využívajúca 5 rozmerov, z ktorých 4 boli štatisticky významne odlišné medzi pohlaviami (výška brady, bikondylárna šírka, bigoniálna šírka, najmenšia šírka ramena). Vytvorené diskriminačné funkcie odhadli pohlavie s úspešnosťou 80 % v prípade rovnice s troma premennými, resp. 77 % v prípade z dvoma premennými. Po úprave deliaceho bodu autori uvádzajú zlepšenie na úrovni určenia oboch pohlaví. Po zmene prvá rovnica dosiahla úspešnosť klasifikácie pre mužov aj pre ženy 95 % a druhá 90 % (Kranioti et al. 2014, s. 102, 103).

Príklad štúdie z Južnej Ameriky, ktorá využila až 21 rozmerov (bilaterálne rozmery boli merané na oboch stranách) preukázala v 15 prípadoch štatisticky významný medzipohlavný rozdiel – výška tela (na oboch stranách); bimentálna dĺžka; bikoronoidná šírka; bikondylárna šírka; najmenšia šírka ramena; najväčšia výška ramena (na oboch stranách); najväčšia dĺžka kosti; bigoniálna šírka; dĺžka čeľuste; šírka *incisura mandibulae* (na oboch stranách) a hĺbka *incisura mandibulae* (na oboch stranách). Následne bola vytvorená diskriminačná funkcia za použitia 8 rozmerov. Úspešnosť predikcie pohlavia dosiahla u mužov 83 %, resp. 77,4 % a u žien 89,4 %. Zníženie počtu premenných pri tvorbe odlišných rovníc úspešnosť poklesla pri odhade ako žien, tak aj mužov (Lopez-Capp et al. 2018, s. 844–849).

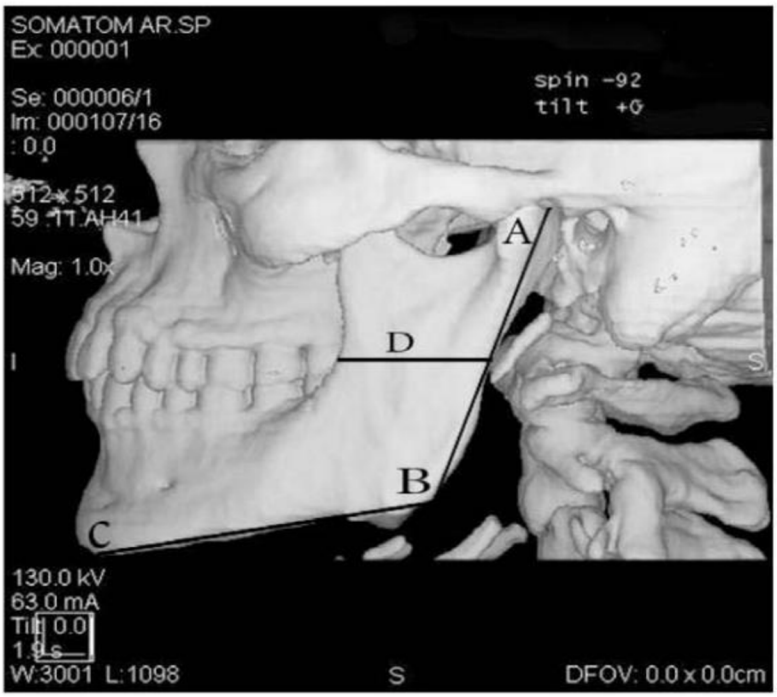
5.2.4 Využitie zobrazovacích techník

Popri meraniach na fyzickej kosti čoraz viac autorov upriamuje svoju pozornosť na štúdium virtuálneho modelu kosti vytvoreného rôznymi postupmi.

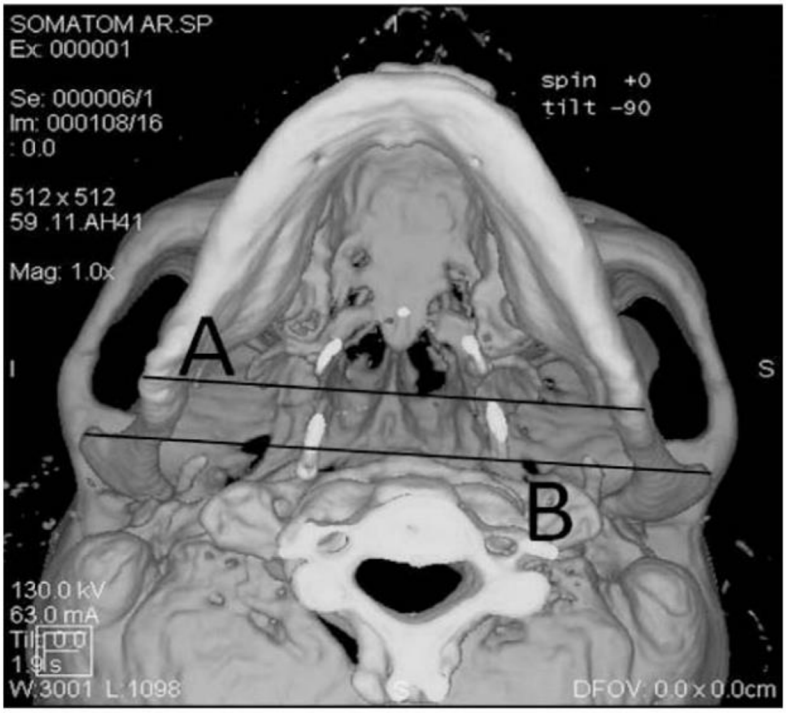
Franklin s kolektívom vo svojich dvoch štúdiách (2006) a (2008b) pracuje s 3D modelmi čeľustí vytvorených prostredníctvom digitizéru. Digitalizované kosti pochádzajú z Dartovej osteologickej zbierky a predstavujú príslušníkov domorodého, resp. v prípade druhej práce viacerých afrických domorodých kmeňov. Celkovo autori využili 10 a 9

rozmerov – výška ramena; výška symfýzy; koronoidná výška; bigoniálna šírka; bikondylárna šírka; šírka symfýzy; bikoronoidná šírka; dĺžka tela; najväčšia dĺžka kosti a dĺźka *incisura mandibulae* (v druhej štúdii tento rozmer použitý nebol). Rozmery boli získané digitalizáciou antropometrických bodov (landmarkov) a vo svojej podstate sú reprezentované euklidovskými vzdialenosťami. Prvá štúdia predstavuje pilotný výskum na menšej vzorke (40 jedincov). Štatisticky významne rozdiely medzi pohlaviami neboli preukázané iba v prípade dĺžky tela, šírky symfýzy a dĺžky *incisura mandibulae*. Následne vytvorenými diskriminačnými rovnicami, ktoré vychádzali z rôzneho počtu a kombinácie významne rozdielnych premenných, bola dosiahnutá úspešnosť odhadu pohlavia 57,5 % až 95 %. Neskoršia štúdia využíva výrazne reprezentatívnejšiu vzorku (225 jedincov). V prípade všetkých sledovaných rozmerov bol preukázaný významný medzipohlavný rozdiel. Diskriminačné funkcie dosiahli úspešnosť 63,6 % až 84 %. Nakoľko referenčný súbor pozostával z viacerých populácii, autori sledovali úspešnosť aj na ich jednotlivých úrovniach. Úspešnosť sa v tomto prípade pohybovala v rozmedzí 77,3 % – 90,3 % (Franklin et al. 2006, s. 264–266; 2008b, s. 84e2-84e4).

Na rozdiel od autorov vyššie popisovaných prác, iní autori využívajú napr. virtuálne modely kosti získané z tomografického vyšetrenia. Jedným z týchto prípadov je aj práca Kharoshaha a jeho spolupracovníkov (2010). Pracujú so súborom 330 jedincov egyptskej populačnej príslušnosti, ktorých záznam získali pri dentálnom vyšetrení. Využili 6 rozmerov (obr. 15 a 16) a z toho v 3 prípadoch preukázali významný rozdiel medzi ženami a mužmi – bikondylárna šírka, najmenšia šírka ramena a gonionálny uhol. Diskriminačná funkcia vytvorená na základe týchto rozmerov dosiahla priemernú úspešnosť odhadu 83,9 % (Kharoshah et al. 2010, s. 213, 214).

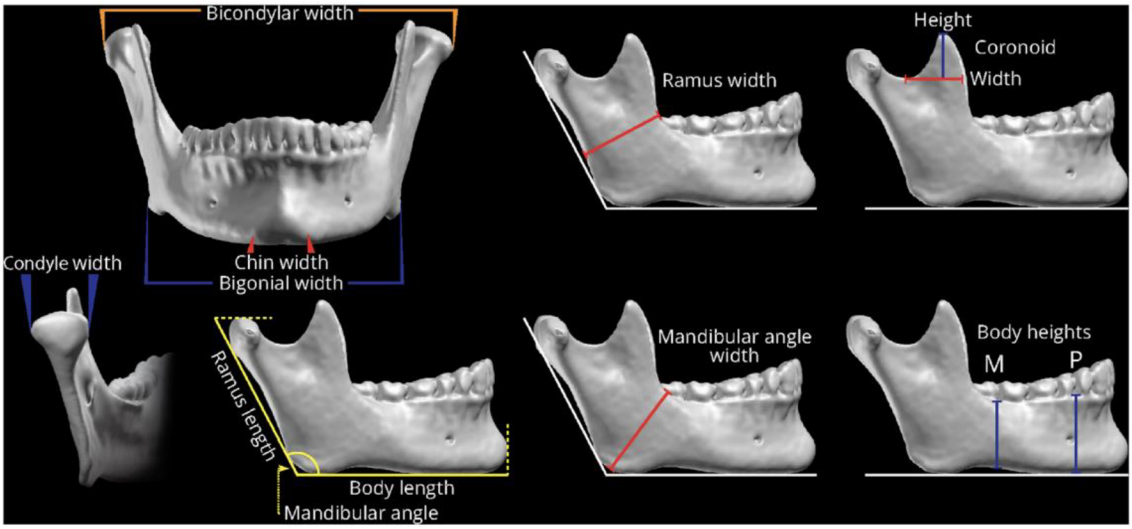


Obr. 15: Ukážka z práce Kharoshaha s kolektívom. Rozmery: *dĺžka ramena (A-B); dĺžka tela (B-C); najmenšia šírka ramena (D)*. Prevzaté z Kharoshah et al. 2010, s. 214.

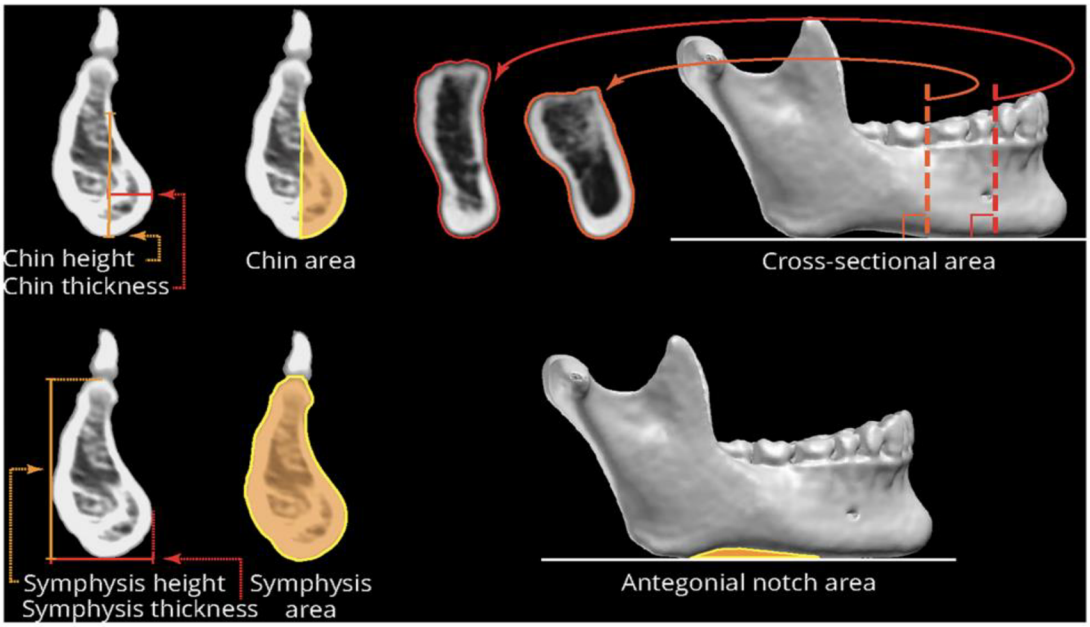


Obr. 16: Ukážka práce Kharoshaha s kolektívom. Rozmery: *bigoniálna šírka (A); bikondylárna šírka (B)*. Prevzaté z Kharoshah et al. 2010, s. 214.

Podobný referenčný súbor vo svojej práci využíva taktiež Tunisová s kolektívom (2017). V práci využívajú tomografické snímky 438 jedincov, získaných pri dentálnom vyšetrení z lekárskeho zariadenia v Izraeli. Celkovo využili 25 rozmerov, resp. veľkostí plôch (obr. 17 a 18) získaných jednak z povrchu modelu alebo z prierezov modelu. Štatisticky významný interpohlavný rozdiel bol preukázaný vo všetkých prípadoch s výnimkou dvoch rozmerov získaných z prierezov kosti. Následne pristúpili k tvorbe diskriminačných funkcií, ktoré kombináciou jednotlivých rozmerov odrážali rôzny stav kosti pri antropologickom skúmaní (nie vždy máme k dispozícii celú zachovanú kosť). Celková úspešnosť jednotlivých funkcií sa pohybovala na úrovni 72,9 % až 90,8 % na pôvodnom súbore (67,5 % – 89 % na testovacom súbore). Úspešnosť určenia jednotlivých pohlaví sa pohybovala v rozmedzí 76,9 % až 91 % (75 % – 88 %) u mužov, resp. 68,3 % až 90,5 % (60 % – 90 %) u žien (Tunis et al. 2017, s. 1692–1698).



Obr. 17: Ukážka niektorých rozmerov z práce Tunisovej s kolektívom meraných na povrchu modelu. Legenda: *bikondylárna šírka (bicondylar width); šírka kondylárneho výbežku (condyle width); šírka brady (chin width); bigoniálna šírka (bigonial width); dĺžka ramena (ramus lengh); dĺžka tela (body length); uhol čeľuste (mandibular angle); šírka ramena (ramus width); šírka angulus mandibulae (mandibular angle width); výška koronoidného výbežku (coronoid height); šírka koronoidného výbežku (coronoid width); výška tela na úrovni stoličiek a črenových zubov (body heights M a P)*. Prevzaté z Tunis et al. 2017, s. 1694.



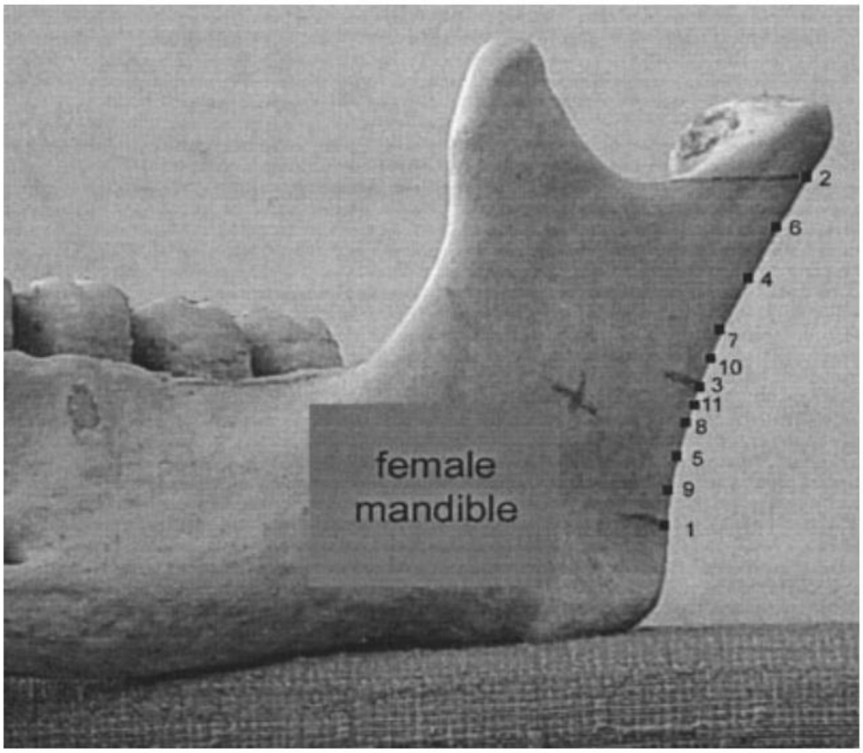
Obr. 18: Ukážka niektorých rozmerov a plôch sledovaných na prierezoch modelov. Legenda: *výška brady (chin height); hrúbka brady (chin thickness); symfyziálna výška (symphysis height); hrúbka symfýzy (symphysisi thickness); veľkosť bradovej plochy (chin area) veľkosť plochy symfýzi (symphysis area); veľkosť plochy zárezu lokalizovaného pred bodom gonion (antegonial notch area).* Prevzaté z Tunis et al. 2017, s. 1694.

5.3 Geometrická morfometria

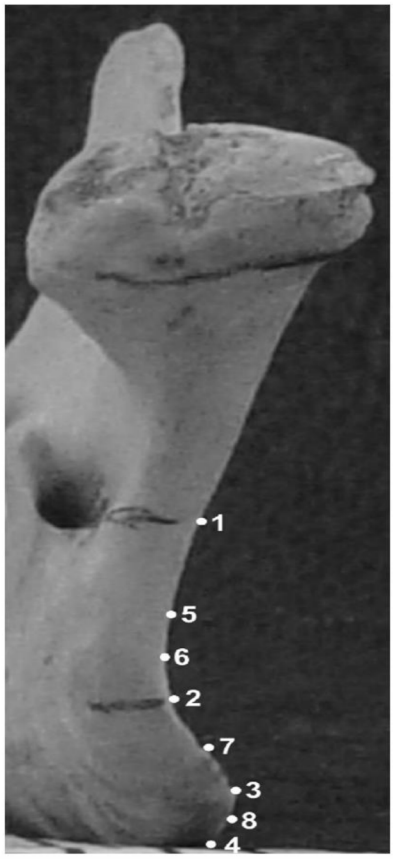
Tento prístup vo svojej podstate kombinuje prvky dvoch už zmienených prístupov. Nakoľko sa jedná o menej tradičný a relatívne náročnejší postup, prác ktoré ho využívajú nie je zatiaľ veľký počet.

Jedným z príkladov využitia metód geometrickej morfometrie sú práce Oettlého a jeho spolupracovníkov (2005) a (2009), ktoré sledujú zadný okraj ramena čeľuste, resp. everziu gonií. V oboch prípadoch čeľuste pochádzajú z Pretoríjskej osteologickej zbierky. V prípade štúdie zaoberajúcej sa zadným okrajom ramena kosti využili celkovo 71 jedincov (43 mužov, 28 žien) a v prípade gonionálnej everzie 74 jedincov (46 mužov, 28 žien). V oboch prípadoch boli na kosť zaznačené základne body (landmarky), následne boli kosti v štandardizovanej polohe zachytené na fotografiu a vo virtuálnom prostredí doplnené o ďalšie body. V prípade zadného okraju ramena bol jeden základný landmark umiestnený tesne nad bodom *gonion*, druhý na úrovni krčka čeľuste a tretí na mieste najväčšieho zakrivenia ramena. Neskôr boli pridané ďalšie 4 landmarky medzi jednotlivé základne landmarky (obr. 19). V prípade gonionálnej everzie boli základné landmarky umiestnené taktiež na mieste najväčšieho zakrivenia ramena, resp. tesne nad bodom *gonion*. Ďalšie landmarky boli umiestnené jednak medzi dva základne landmarky ale taktiež aj v oblasti

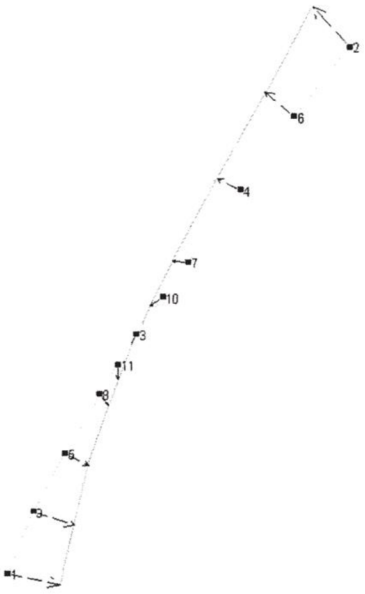
angulus mandibulae, tak aby zachycovali variabilitu na gonionálnej oblasti (obr. 20). Rozdiely medzi mužskými a ženskými kosťami boli v oboch prípadoch sledované prostredníctvom metódy tenkých ohybných plátkov. Výsledky štúdií naznačili mierne väčšie zakrivenie zadného okraja ramena kosti u mužov (obr. 21 a 22) a väčšia vyklenutie gonionov smerom von (everziu) oproti ženám, ktoré majú tendenciu k vyklenutiu dovnútra (obr. 23). Štatistické testovanie vzdialeností jednotlivých tvarov preukázalo významný rozdiel iba v prípade zadného okraju ramena kosti. Autori taktiež vytvorili diskriminačné funkcie na odhad pohlavia. Zaujímavý je fakt, že funkcia vytvorená na goniálnej everzii dosiahla vyššiu úspešnosť (71,4 % pre ženy, 73,9 % pre mužov) oproti funkcií využívajúcej zakrivenie zadné okraja ramena s úspešnosťou 67,8 % pre ženy, resp. 69,6 % pre mužov (Oettlé et al. 2005, s. 623–628; 2009, s. 30–36).



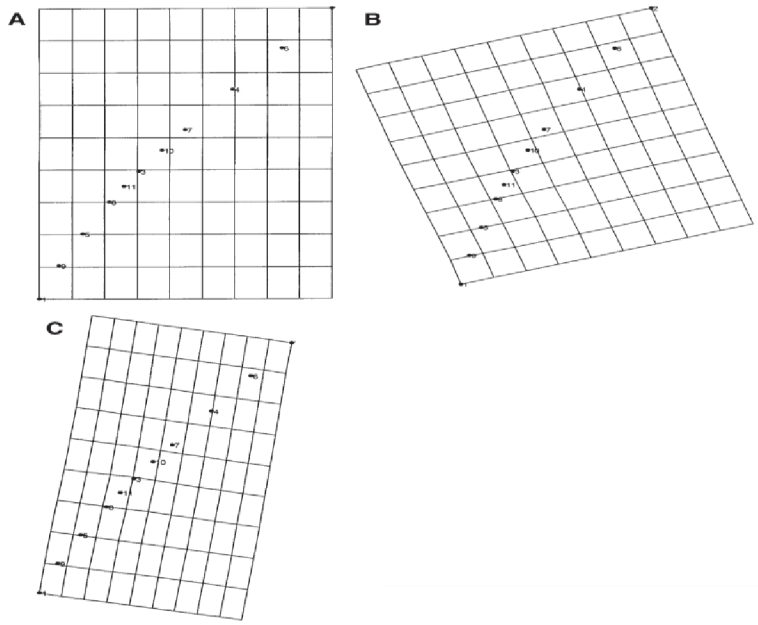
Obr. 19: Použité body (landmarky) pri analýze zadného okraju čeľuste. Prevzaté z Oettlé et al. 2005, s. 624.



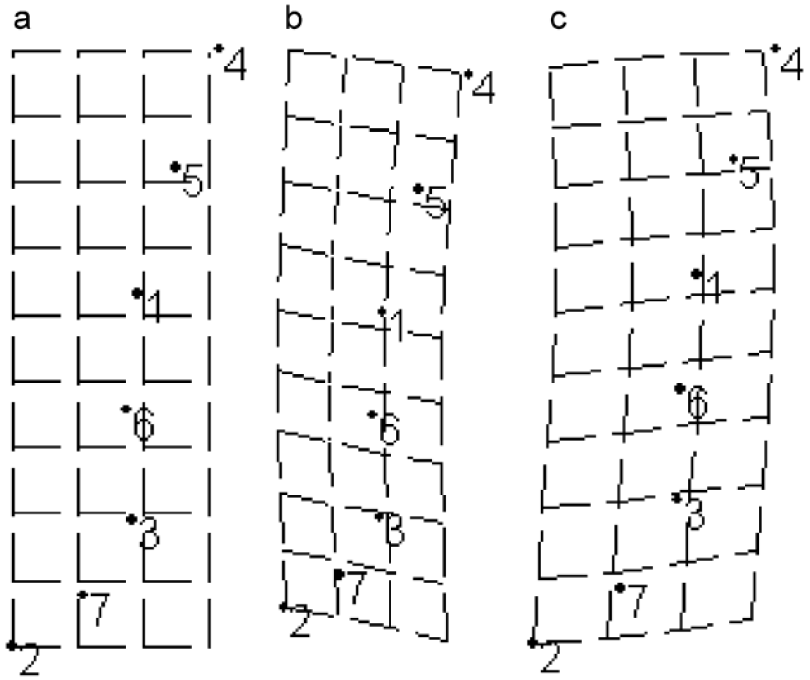
Obr. 20: Použité body pri analýze everzie gonií. Prevzaté z Oettlé et al. 2009, s. 33.



Obr. 21: Vektor priemerného tvaru celého súboru. Znázornený posun jednotlivých bodov mužov (šípky) oproti ženám (štvorce) poukazuje na väčšie zakrivenie u mužov. Prevzaté z Oettlé et al. 2005, s. 626.

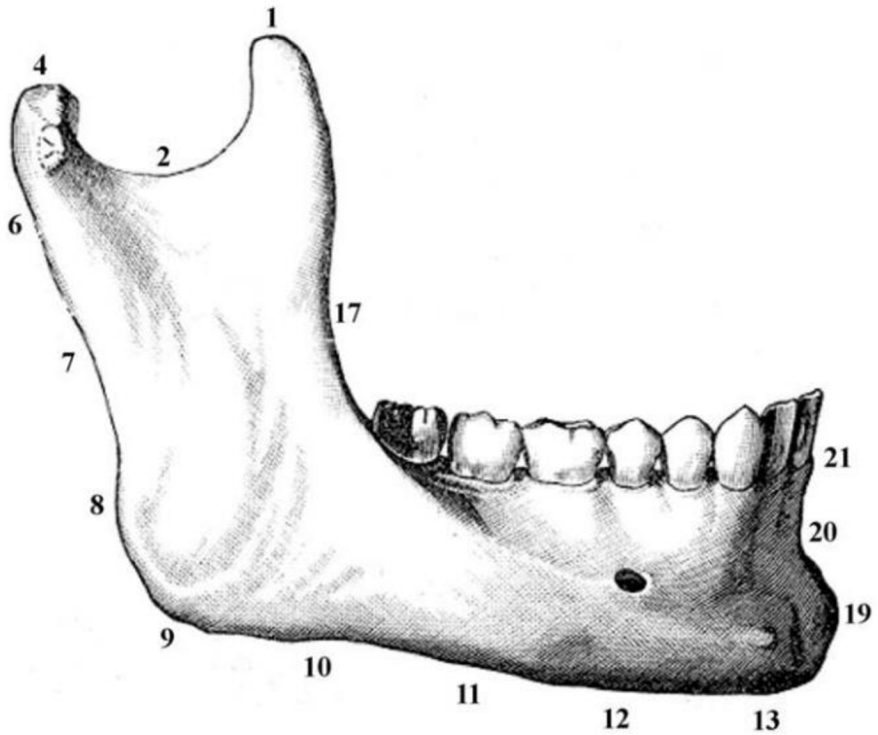


Obr. 22: Deformačné siete znázorňujúce celkový priemerný tvar (A), mužský priemerný tvar (B) a ženský priemerný tvar (C) zakrivenia zadného okraju ramena kosti. Opäť je pozorovateľné väčšie zakrivenie u mužov. Prevzaté z Oettlé et al. 2005, s. 627.

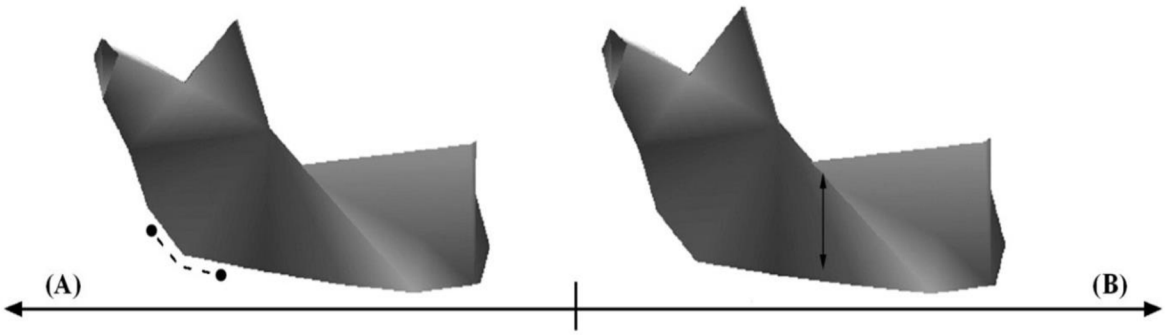


Obr. 23: Deformačné siete celkového priemerného tvaru (a), ženského priemerného tvaru (b) a mužského priemerného tvaru (c) gonionálnej everzie. Viditeľné je vyklenutie v menšom rozsahu a na menšej ploche smerov mediálnym u žien oproti, väčšiemu vyklenutiu smerom laterálnym u mužov. Prevzaté z Oettlé et al. 2009, s. 36.

Franklin s kolektívom (2008a) využívajú vo svojej práci 3D modely čeľustí. Materiál je rovnaký ako v ich práci zameranej na štúdium sexuálneho dimorfizmu v rámci lineárnych mier (2008b) – pozostáva z 5 domorodých afrických subpopulácií. Digitalizované body (obr. 24) podrobili Procrustovej superimpozícii. Superponované body poslúžili jednak k vizualizácii a taktiež k analýze hlavných komponentov, na základe ktorých bola vytvorená diskriminačná funkcia. Rozdiely medzi jednotlivými priemernými tvarmi (obr. 25) sú viditeľné na uhle čeľuste (viac ostrejší u mužov), ktorý súvisí s viac vpredu lokalizovaným kondylárnym výbežkom. U žien je naopak viditeľný viac vpredu a nižšie položený koronoidný výbežok. U mužov je taktiež zreteľné vyššie a širšie rameno a vyššie telo na úrovni zadných zubov. Prostredníctvom analýzy rozptylu bol zistený štatisticky významný rozdiel medzi centroidovými veľkosťami mužov a žien vo všetkých prípadoch (v celom súbore aj pre každú podskupinu zvlášť). Diskriminačná funkcia dosiahla úspešnosť odhadu na celom súbore 83,1 %. V rámci jednotlivých subpopulácii dosiahla úroveň v rozmedzí 77,4 % až 98,3 % (Franklin et al. 2008a, s. 101–104).



Obr. 24: Digitalizované body využité v metódach geometrickej morfometrie. Prevzaté z Franklin et al. 2008a, s. 102.



Obr. 25: Priemerný ženský (A) a mužský tvar (B). Prevzaté z Franklin et al. 2008a, s. 103.

Celá táto kapitola ilustrovala problematiku odhadu pohlavia na dolných čeľustiach naprieč jednotlivými prístupmi, ktoré sa bežne používajú. Výsledky preberaných prác poukazujú na existenciu dimorfizmu dolnej čeľuste v rôznych rovinách. Jednak pohlavne špecifické odlišnosti môžeme pozorovať na stupni rozvoja niektorých anatomických štruktúr. Výsledky štúdií zameraných na jednotlivé znaky v niektorých prípadoch preukazujú rozporuplné výsledky v závislosti na populačnej príslušností, s ktorou je sexuálny dimorfizmus úzko prepojený. Variabilita mužov a žien je taktiež pozorovateľná vo veľkostnej zložke reprezentovanej lineárnymi mierami, ktoré sa naprieč celej rade odborných štúdií medzi sebou vo väčšine prípadov líšia. Pokročilejšie analýzy tvaru sa zdajú byť v zhode s popisovanými znakmi a jednotlivými rozmermi a teda podporujú výsledky takto zameraných výskumov.

Je evidentné, že každá možnosť má svoje výhody ale taktiež aj nevýhody a problémy, s ktorými je potrebné sa vysporiadať. Mnohé metódy dosahujú vskutku vysokú úspešnosť pri odhade pohlavia, ale na druhej strane je potrebné, si pri nich zachovať kritický postoj a nepreceňovať ich. Často sa v nich totiž nachádzajú menšie, či väčšie nedostatky ako napr. veľmi malý referenčný súbor alebo sú v mnohých prípadoch veľmi špecifické pre určitú populačnú skupinu. Do úvahy taktiež treba brať aj fakt, že každý jeden pozorovateľ vždy vnesie do skúmania určitú dávku subjektivity (najmä pri hodnotení vizuálnych znakov). Je preto žiadúce aby sme sa pri sledovaní pohlavných rozdielov na dolných čeľustiach neobmedzovali iba na jeden prístup ale pokúsili sa využiť všetky možnosti, ktoré máme k dispozícii.

Praktická časť

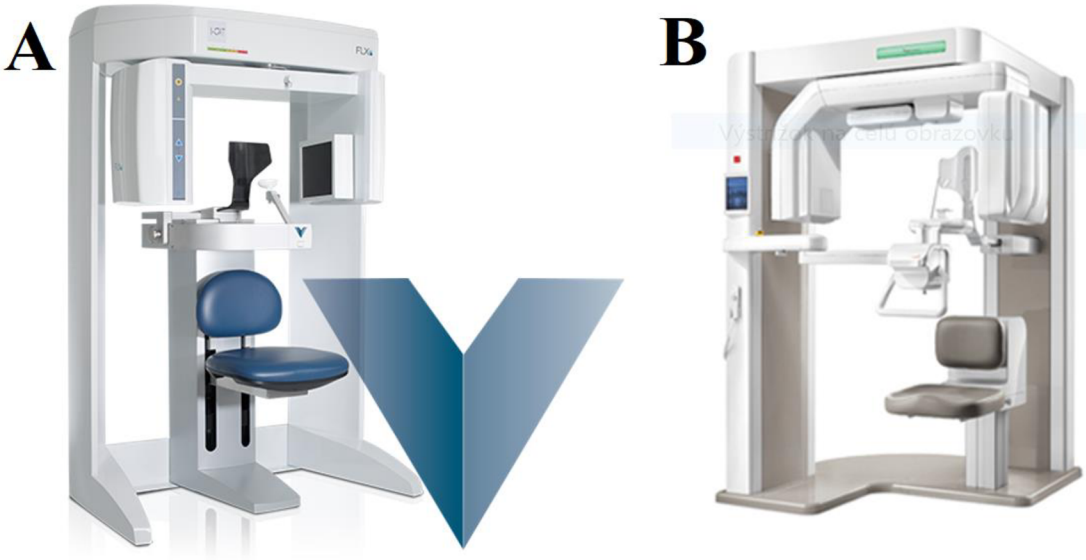
6 Materiál a metódy

6.1 Pôvodný dátový súbor

Dátový súbor pozostáva z pacientov, ktorí podstúpili vyšetrenie počítačovou tomografiou na Stomatologickej Klinike detí a dospelých 2. Lekárskej Fakulty Univerzity Karlovej a Fakultnej Nemocnice Motol. K dispozícii sme dostali sadu snímok vo formáte DICOM. DICOM (Digital Imaging and Communications in Medicine) predstavuje štandardný formát výstupu v lekárskom zobrazovaní. Umožňuje skladovať a využívať informáciu a taktiež obsahuje špecifikácie tomografického vyšetrenia (DICOM Library 2019).

Pôvodný dátový súbor pozostával z celkovo 252 subjektov, pričom pre časť zo subjektov máme k dispozícii aj viac ako jedno vyšetrenie. Jedinci v sledovanom súbore boli vyšetrovaní dvoma rôznymi CT prístrojmi – i-CAT (obr. 26A) a Pax-Zenith3D (obr. 26B). Oba prístroje slúžia na rádiologické vyšetrenie maxillofaciálnej oblasti, pri využití relatívne slabého röntgenového žiarenia (i-CAT^{TM} 2019, Vatech 2019). Z dôvodu, že sa jedná o citlivé informácie, musela byť databáza anonymizovaná. Popri veku, pohlaví a dátumu vyšetrenia jednotlivých subjektov obsahuje databáza celú radu údajov a špecifikácii týkajúcich sa samotného tomografického vyšetrenia. Ďalšie dostupné údaje predstavujú – čas vystavenia subjektu röntgenovému žiareniu (*exposure time*), veľkosť prúdu röntgenové žiarenia (*x tube current*), veľkosť zobrazovanej plochy (i-CAT: *data collection diameter*, Pax-Zenith3D: *distance source to patient* a *distance source to detector*), napätie röntgenového žiarenia (*KVp*), šírku a výšku výsledného obrazu (*width*, *height*) a počet pixelov na milimeter obrazu (*pix per mm*).

Nakoľko dátový súbor pozostáva z pacientov zmienenej stomatologickej kliniky, nachádzajú sa v ňom aj jedinci s rôznymi poškodeniami dolnej čeľuste. Taktiež v niektorých prípadoch nebola zobrazená celá požadovaná oblasť kosti. Z tohto dôvodu bolo potrebné previesť určité opatrenia pri výbere finálneho súboru, ktorý bol neskôr analyzovaný.

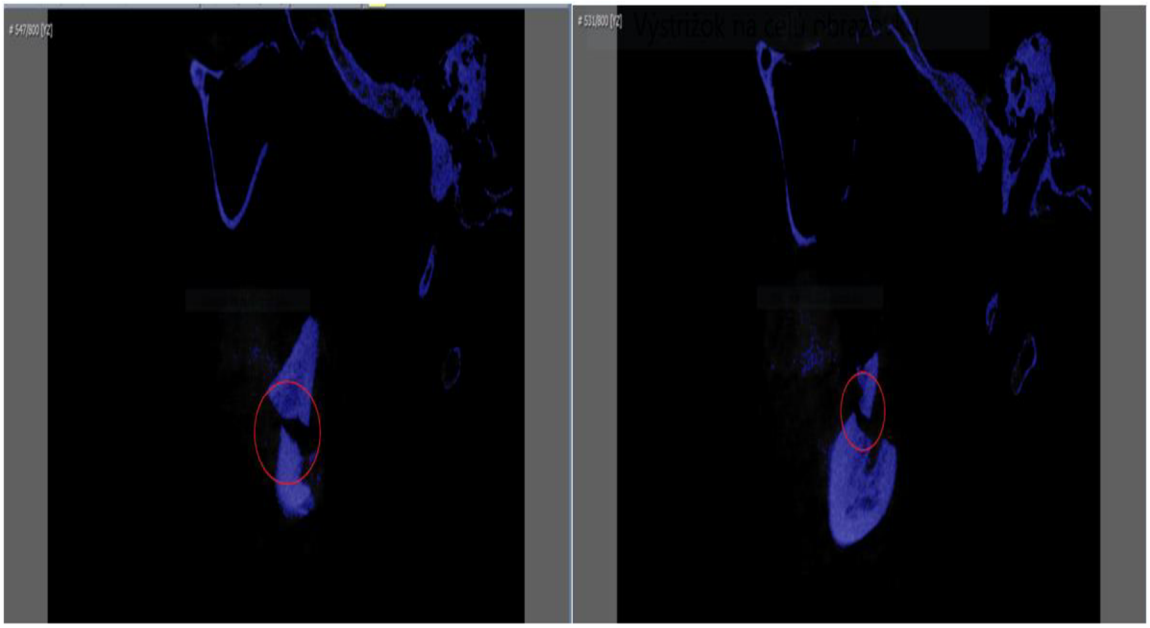


Obr. 26: CT prístroje použité pri vyšetrení jedincov. A: i-CAT; B: Pax-Zenith3D. Zdroj: i-CAT™ 2019, Vatech 2019.

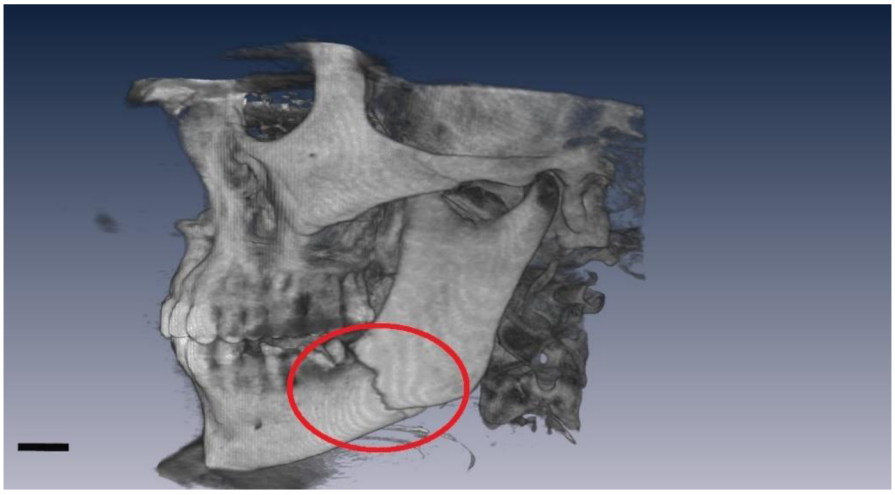
6.1.1 Výber vhodných jedincov

Výber vhodného súboru prebiehal pred samotnou tvorbou 3D modelov v programe Amira 5.3.3 (Stalling et al. 2005) a to jednak rýchlym prehliadnutím snímok v segmentačnom editore a vďaka funkcii *3D volume rendering*, ktorá umožňuje 3D náhľad subjektu. Tieto náhľady boli taktiež exportované pre lepšiu a rýchlejšiu orientáciu pri budúcom využívaní daného súboru. Pre výber reprezentatívnej vzorky boli použité dve základné kritéria:

1. Dolná čeľusť nemohla byť akýmkoľvek spôsobom poškodená, či už mechanicky (obr. 27 a 28) alebo vrodenou, resp. získanou zdravotnou vadou (takýto prípad sme však nezaznamenali). Poškodenie a patologické procesy majú veľký vplyv na formovanie celkového tvaru a veľkosti kosti. Preto by sme pri takýchto prípadoch neboli schopní pozorovať a študovať špecifické rozdiely spôsobené biologickou variabilitou.

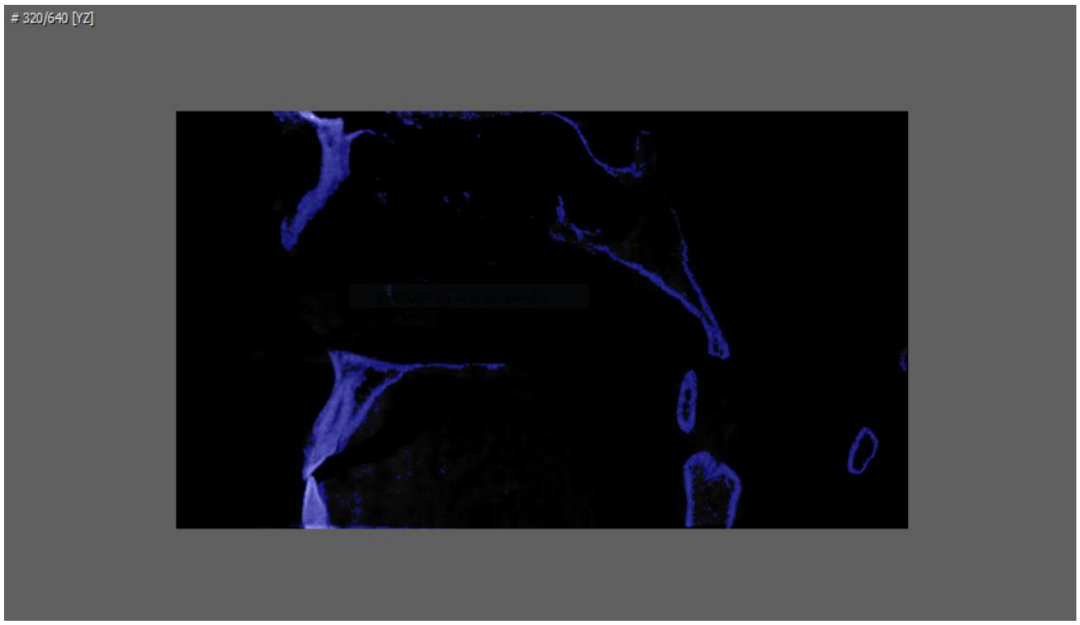


Obr. 27: Mechanické poškodenie dolnej čeľuste detekované pri prehliadke DICOM snímok v segmentačnom editori programu Amira.

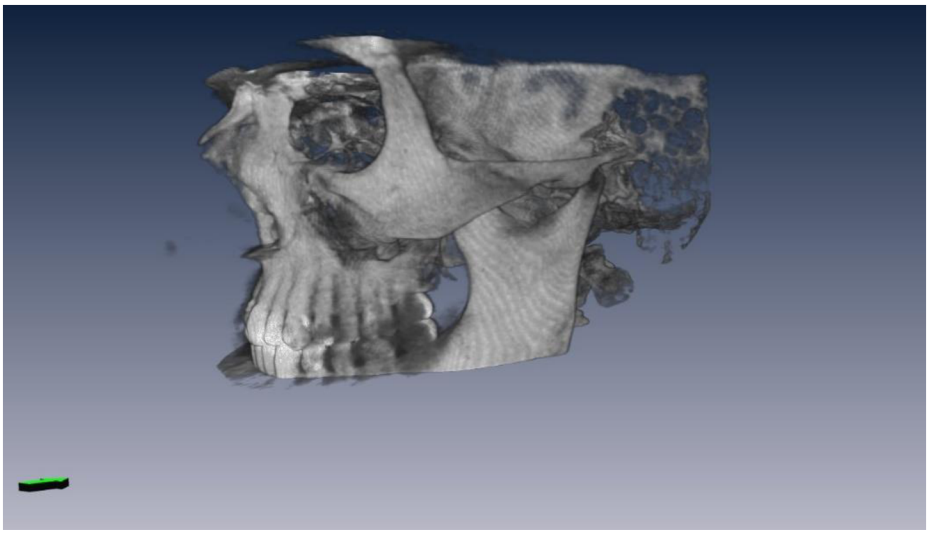


Obr. 28: Mechanické poškodenie dolnej čeľuste zobrazené v segmentačnom editore programu Amira za využitia funkcie 3D náhľadu (*3D volume rendering*). Obrázok zachytáva totožný subjekt a totožnú oblasť ako obr. 27.

2. Obraz vytvorený tomografickým vyšetrením musel zachycovať celú oblasť dolnej čeľuste (obr. 29 a 30) s výnimkou kondylárnych výbežkov (problematika bude vysvetlená neskôr).



Obr. 29: Chýbajúca časť dolnej čeľuste. Zobrazenie v segmentačnom editori programu Amira.



Obr. 30: Náhľad vytvorený pomocou funkcie 3D volume rendering zobrazujúci chýbajúcu oblasť dolnej čeľuste. Subjekt na obrázku je totožný so subjektom na obrázku 29.

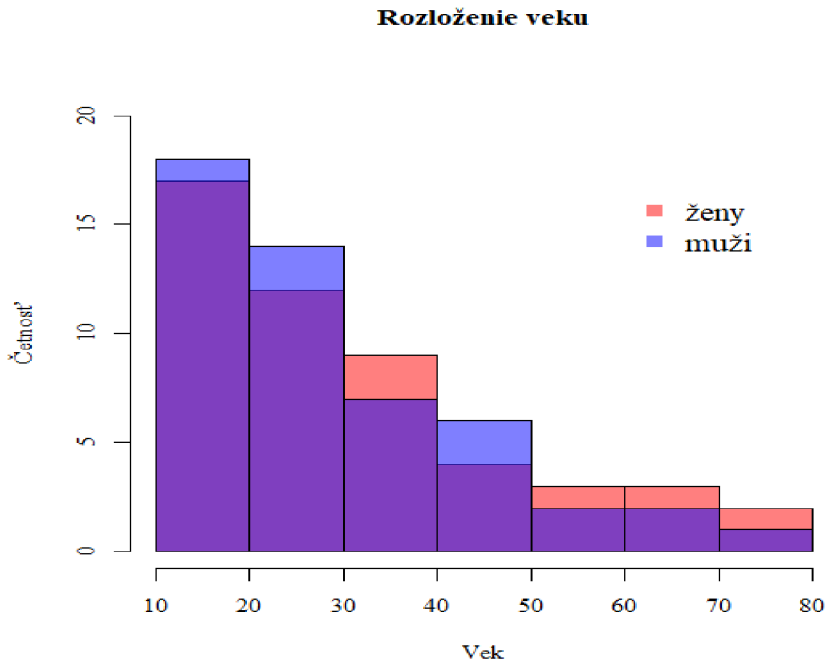
Pri prehliadke jednotlivých dát sme taktiež zistili, že sada snímok pochádzajúcich z vyšetrenia strojom Pax-Zenith3D je odlišná od snímok vytvorených prístrojom i-Cat. Preukazovalo sa to najmä na 3D náhľadoch a taktiež na skúšobne vytvorených 3D modeloch. Z toho dôvodu sme dospeli k záveru, že nie je vhodné sledovať rozdiely medzi jedincami zaznamenanými týmito dvoma prístrojmi, nakoľko by mohlo dôjsť k sledovaniu rozdielov spôsobených odlišným záznamom dát. Preto sme sa rozhodli, že do finálneho súboru nezaradíme jedincov, ktorý boli skenovaný prístrojom Pax-Zenith3D.

6.1.2 Finálny dátový súbor

Na základe vyššie zmienených kritérií boli z pôvodného súboru vybrané záznamy nepoškodených čeľustí celkovo od 100 subjektov. Všetci jedinci sú občanmi Českej republiky. Nie je nám známe, že by niektorí pochádzali alebo boli potomkami ľudí z iných populácii. V súbore je rovnomerné zastúpenie žien aj mužov= 50 pre každé pohlavie. Vek jedincov sa pohybuje v rozmedzí 15 až 73 rokov (tab. 1 a graf 1). V súbore sa teda nachádzajú aj nedospelí jedinci. Celkovo sa ich v súbore vyskytuje 15, z toho 7 žien a 8 mužov. 11 subjektov malo 17 rokov, 3 subjekty mali 16 rokov a 1 subjekt mal 15 rokov. Všetci nedospelí jedinci však mali prerezaní trvalý chrup (s výnimkou tretej stoličky).

Pohlavie	Počet	Minimum	Maximum	Priemer	Medián	SD
Ženy	50	15	72	31,88	24,5	16,27
Muži	50	16	73	30,08	23	15,2
Celkovo	100	15	73	30,98	24	15,69

Tab. 1: Údaje o veku a zastúpení pohlaví v sledovanom súbore. SD = smerodajná odchýlka.

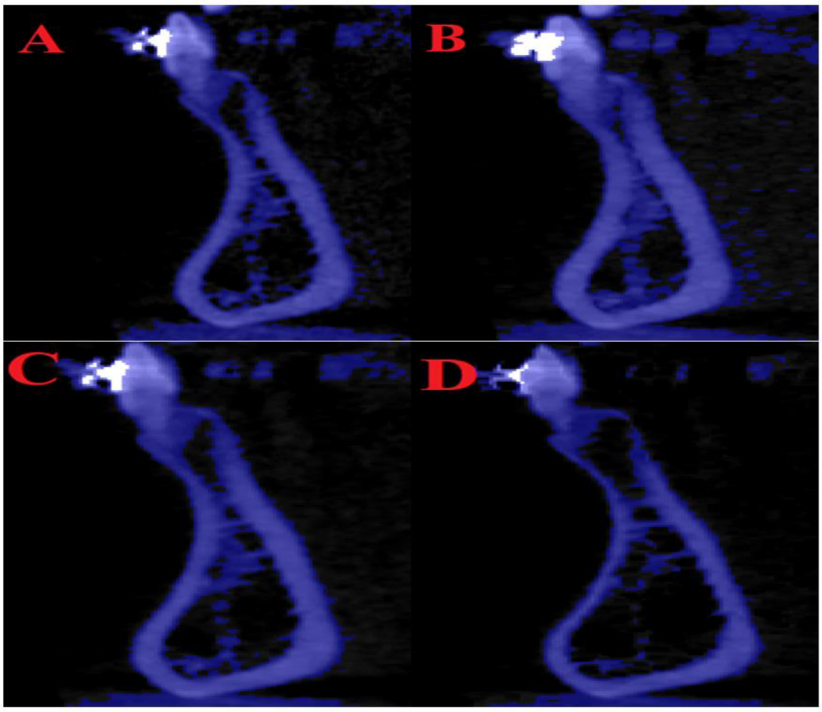


Graf 1: Rozloženie veku finálneho dátového súboru.

6.2 Tvorba 3D modelov

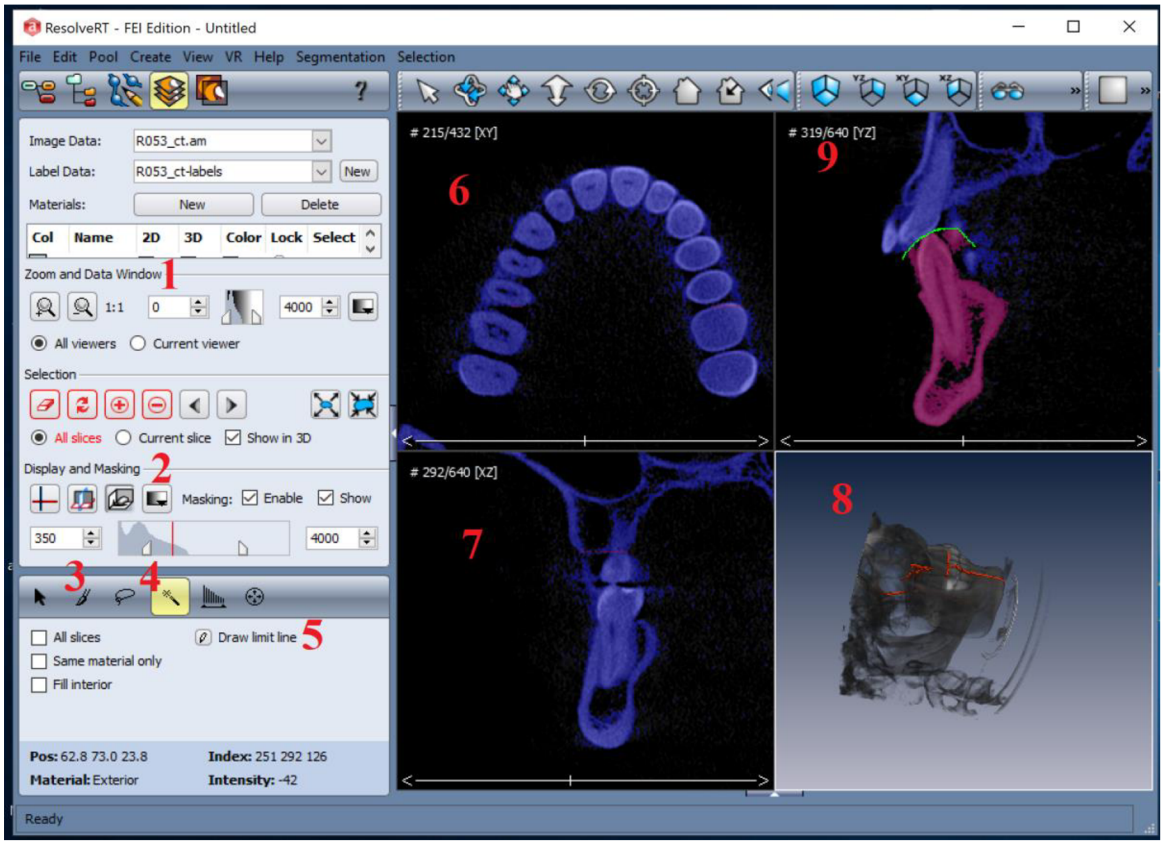
Po vybratí vhodnej vzorky, sme pristúpili k tvorbe 3D modelov dolných čeľustí. Tvorba prvotných „surových“ 3D modelov prebiehala v programe Amira. Zámerom pri tvorbe modelov bolo ich vytvorenie pri rovnakých nastaveniach, tak aby bol vplyv použitého postupu na biologickú variabilitu čo najmenší. Ako sa však ukázalo neskôr, takýto prístup nebol možný (viď. kap. 6.2.2).

Prvým krokom pri tvorbe 3D modelov bola ďalšia prehliadka dát jednak v hlavnom okne ale taktiež aj v segmentačnom editori programu Amira, tak aby sme usúdili, či je vhodné pokračovať v ďalšom postupe alebo je potrebné použiť niektorý z filtrov na odstránenie šumu. Pri tvorbe modelov boli použité celkovo tri nastavenia filtru *noise reduction* (obr. 31) – *„noise reduction maximum“*, *„noise reduction median“* a *„noise reduction minimum“*. Každé z nich odstraňuje šum s rôznou intenzitou. Najintenzívnejšie je *noise reduction minimum* a naopak najmenšou intenzitou sa vyznačuje *noise reduction maximum*. Pri výbere vhodného filtra bolo potrebné brať ohľad nie len na intenzitu šumu, ale taktiež dať pozor aj na to, aby nám filter nezredukoval a nepoškodil zobrazovanú a následne modelovanú kosť.



Obr. 31: Ukážka použitého filtru v programe Amira. Legenda: *A- bez filtra; B- noise reduction maximum; C-noise reduction median; D- noise reduction minimum.*

Následne sme pristúpili k tzv. segmentácii (obr. 32). Proces prebiehal tak, že sme na jednotlivých *DICOM* snímkach zaznačovali požadovanú oblasť pri prahu Pre správnosť segmentácie je v príslušnom okne programu potrebné nastaviť celú radu parametrov. Sekcia „*Zoom and Data Window*“ slúži k vizualizácii segmentovaného materiálu. Požadovanú oblasť zobrazíme nastavením prahových hodnôt, ktoré ohraničujú pásmo absorbovaného žiarenia. Analogicky možno opísať sekciu „*Display and Masking*“, kde však prahové hodnoty slúžia k zaznačeniu požadovanej oblasti.

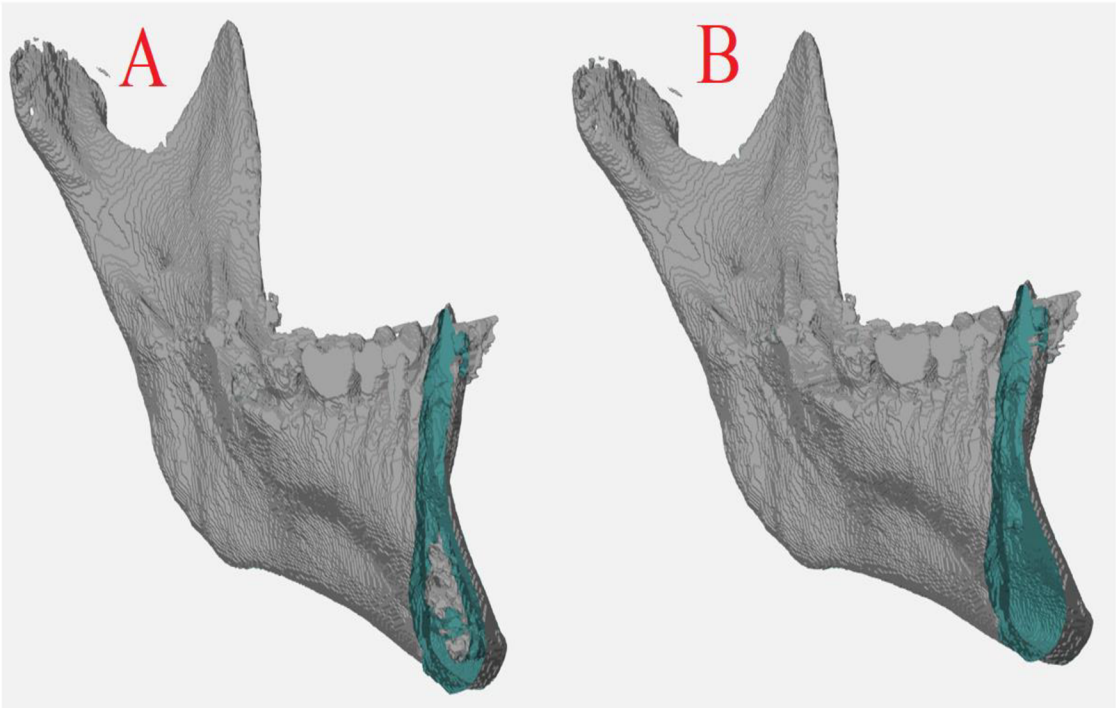


Obr. 32: Náhľad segmentačného editora programu Amira. Legenda: *1- Nastavenie zobrazovacieho prahu; 2- nastavenie prahových hodnôt; 3- brush, 4- magic wand; 5-draw limit line; 6- tranzverzálna rovina; 7- forntálna rovina; 8- náhľadové okno; 9- sagitálna rovina s vyznačenou oblasťou dol. čeľuste a nakreslenou limitnou čiarou, ktorá oddeľuje štruktúry dol. a hor. čeľustí.*

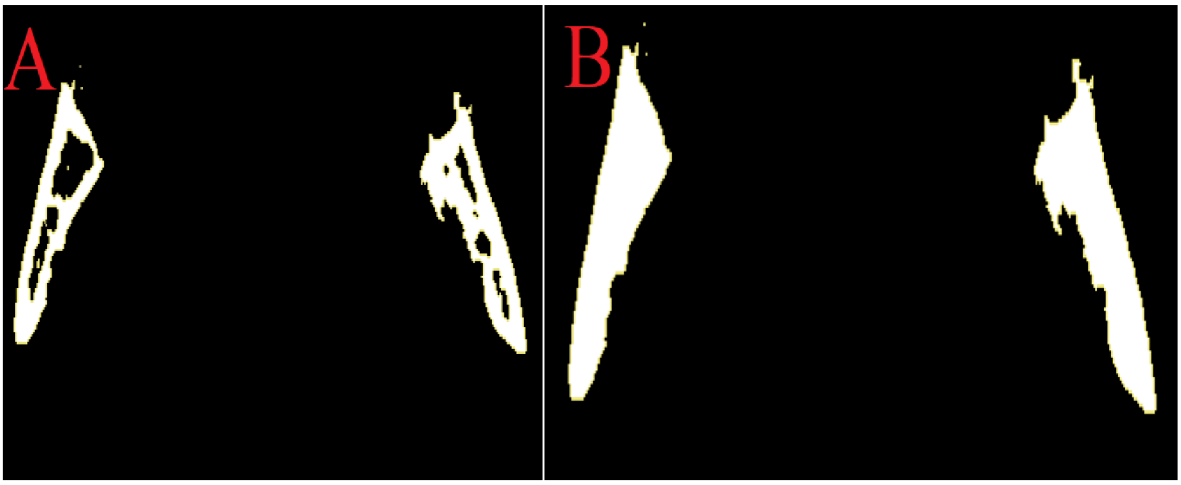
Segmentáciu možno uskutočniť na snímkach v troch rozličných rovinách – sagitálnej, frontálnej alebo transverzálnej. Je možné previesť celú segmentáciu na snímkach v jednej rovine alebo možno jednotlivé roviny kombinovať. Výber snímok prebiehal manuálnym až poloautomatickým spôsobom. Na každom snímku bola vybratá požadovaná oblasť funkciou *magic wand*. Táto funkcia umožňuje zaznačiť požadovanú oblasť jediným kliknutím. Nakoľko však táto funkcia označí všetky štruktúry, ktoré sú navzájom prepojené,

bolo potrebné na niektorých snímkach tieto štruktúry oddeliť prostredníctvom jej podfunkcie – *draw limit line*. V prípade, že sa takýmto spôsobom neoznačila celá požadovaná oblasť, použili sme funkciu *brush* na dokončenie vyznačovania. V niektorých prípadoch, najmä pri terminálnych snímkach, bolo potrebné drobné štruktúry zaznačiť výhradne použitím funkcie *brush*. Dokončením segmentácie sme zároveň vytvorili súbor tzv. *labels*. Následne sme v hlavnom okne prostredníctvom tohto súboru vygenerovali prvotný 3D model pomocou funkcie *Compute -> SurfaceGen* bez vyhladzovania. Nasledoval export modelu vo formáte „*.stl*“ a uloženie pracovného rozhrania, aby sme sa poprípade mohli k jednotlivým modelom a k postupu ich tvorby vracať.

Po vygenerovaní primárneho modelu sme pristúpili k odstráneniu vnútorných štruktúr, ktoré sa v nich nachádzali po dokončení segmentácie, resp. segmentácii (obr. 33). Dôležité je to z toho dôvodu, že sme chceli analyzovať tvar kosti, kdežto bez vykonania tohto kroku by sme analyzovali nie len tvar povrchu kosti, ale zároveň aj tvar vnútorných štruktúr, čo by nám mohlo výrazne ovplyvniť výsledky. Odstránenie vnútorných štruktúr sme previedli v programe Amira. V tomto prípade sme však už nepracovali s pôvodným obrazovým záznamom ale s tzv. *labels*, ktoré sme vytvorili pri segmentácii. *Labels* predstavujú akýsi zjednodušený obraz segmentovanej štruktúry oprostený od ostatných, pre nás nepodstatných štruktúr. Následné odstránenie vnútorných štruktúr prebiehalo v segmentačnom editore za využitia funkcie *Segmentaion -> Fill holes* (obr. 34).



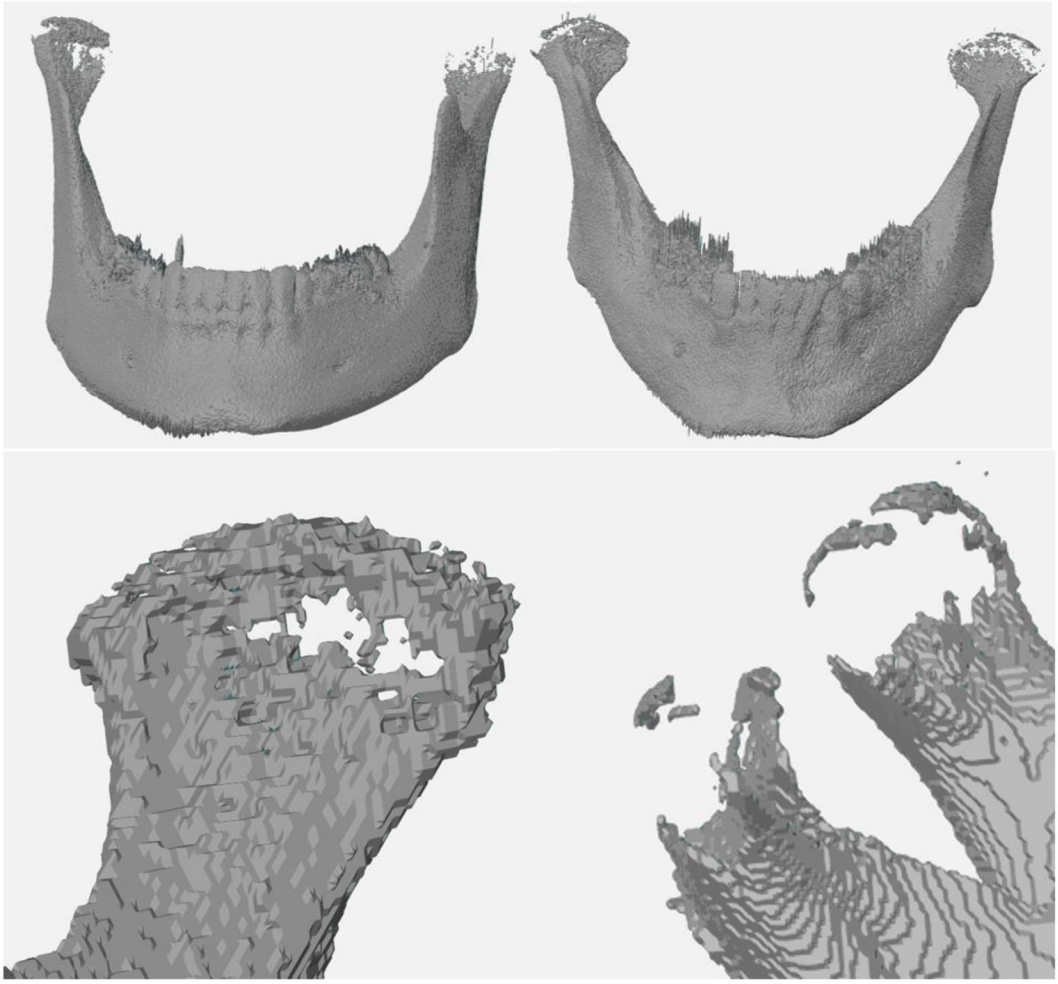
Obr. 33: 3D model s vnútornou štruktúrou (A) a 3D model s odstránenou vnútornou štruktúrou (B).



Obr. 34: Náhľad segmentačného editoru a prítomnosť vnútornej štruktúry (A), resp. odstránenie vnútornej štruktúry (B).

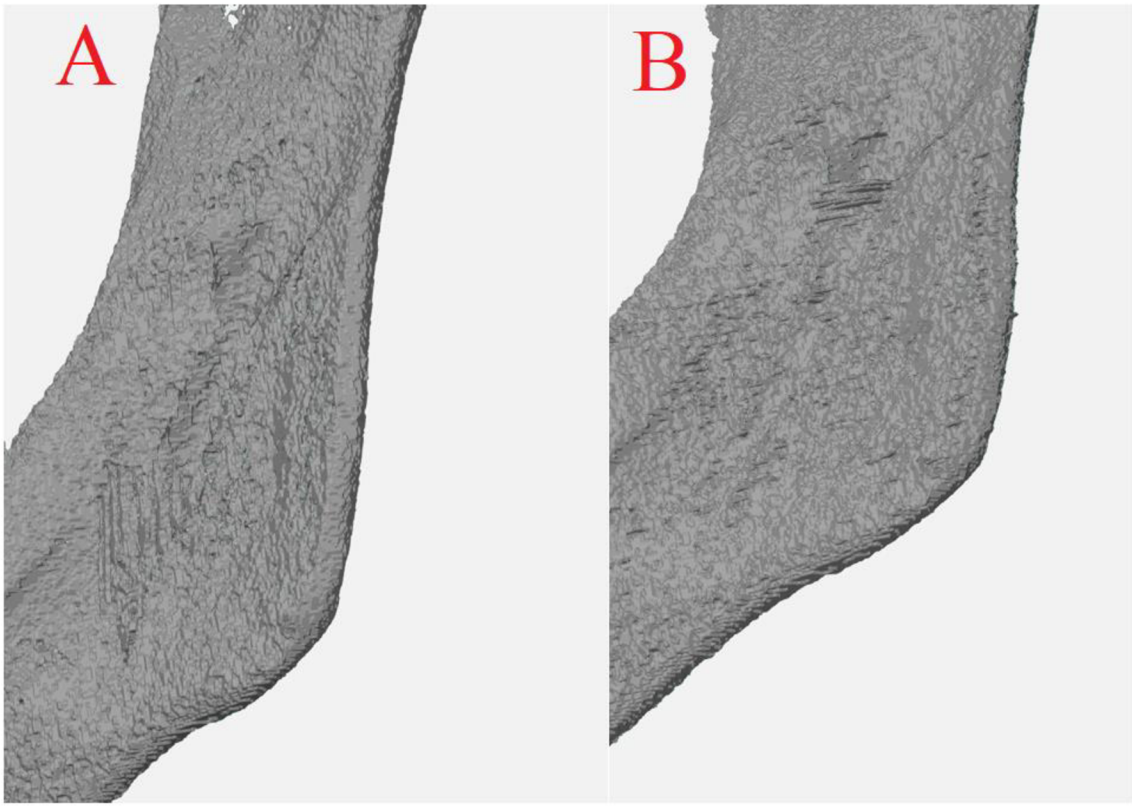
6.2.1 Problémy pri segmentácii

Najviac problematickú oblasť pri segmentácii predstavovali kondylárne výbežky kosti. Štruktúra veľmi často nebola dostatočne zobrazená na zázname a ak zobrazená bola tak vo väčšine prípadov pri zvolenom prahu veľmi slabo a nekompletne (obr. 35). Iba zriedkavo sa objavili prípady, kedy sme boli schopní vysegmentovať túto štruktúru v požadovanom kompletnom tvare a veľkosti. Preto sme sa rozhodli touto štruktúrou nezaoberať nakoľko by sme na nej neboli schopní pozorovať rozdiely zapríčinené sexuálnym dimorfizmom.

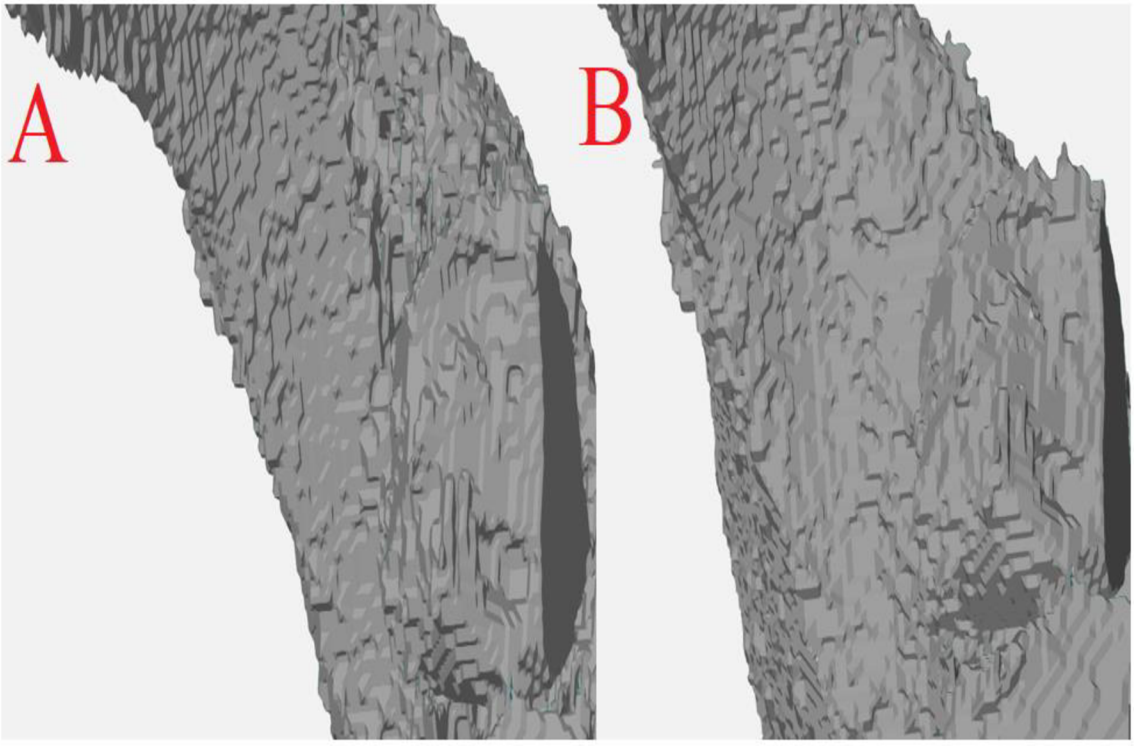


Obr. 35: Ukážka problematickej oblasti kondylárnych výbežkov na 4 rôznych jedincoch.

Druhý problém predstavoval fakt, že v dôsledku zvoleného prahu sa nachádzali na vytvorených 3D modeloch nedokonalosti v podobe menších, či väčších dier alebo nekompletne vymodelovaných oblastí. Najčastejšie takto postihnuté oblasti predstavovalo okolie *foramen mandibulae* (obr. 36) a oblasť prechodu retromolárneho priestoru v rameno kosti (obr. 37). S týmto problémom sme sa vysporiadali tak, že sme pristúpili k doplňujúcej segmentácii. Tá prebiehala takým spôsobom, že sme prechádzali uložený záznam prvotnej segmentácie, vytipovali sme na jednotlivých snímkach problematické oblasti a následne sme tieto oblasti dosegmentovali pri nižšom prahu tak, aby bola oblasť kompletná s ohľadom na anatomický tvar kosti.

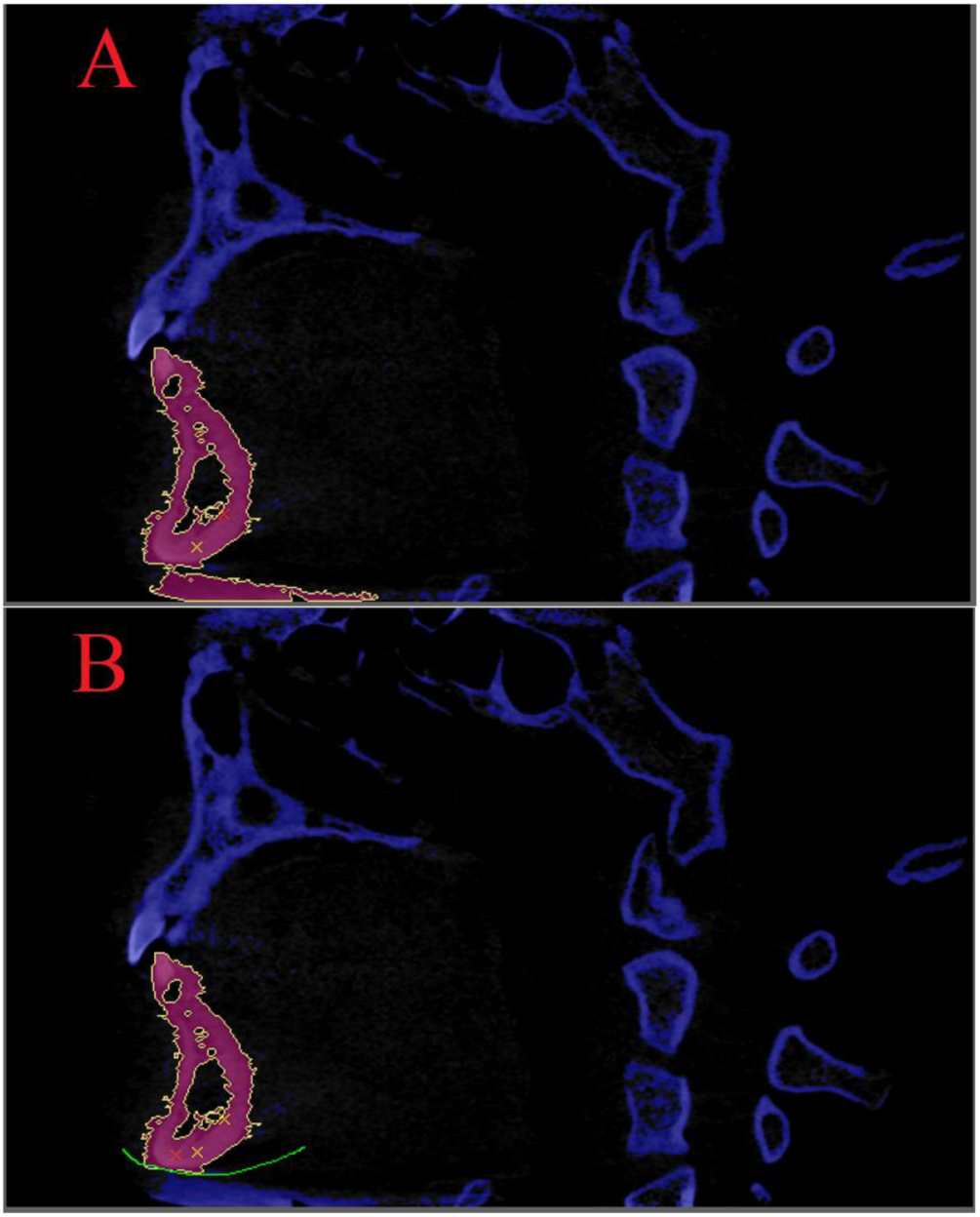


Obr. 36: Vnútorná strana ramena dolnej čeľuste – stav po prvej segmentácii s nekompletnou štruktúrou (A) a stav po druhej segmentácii (B). V oboch prípadoch je zobrazená totožná štruktúra rovnakého jedinca.

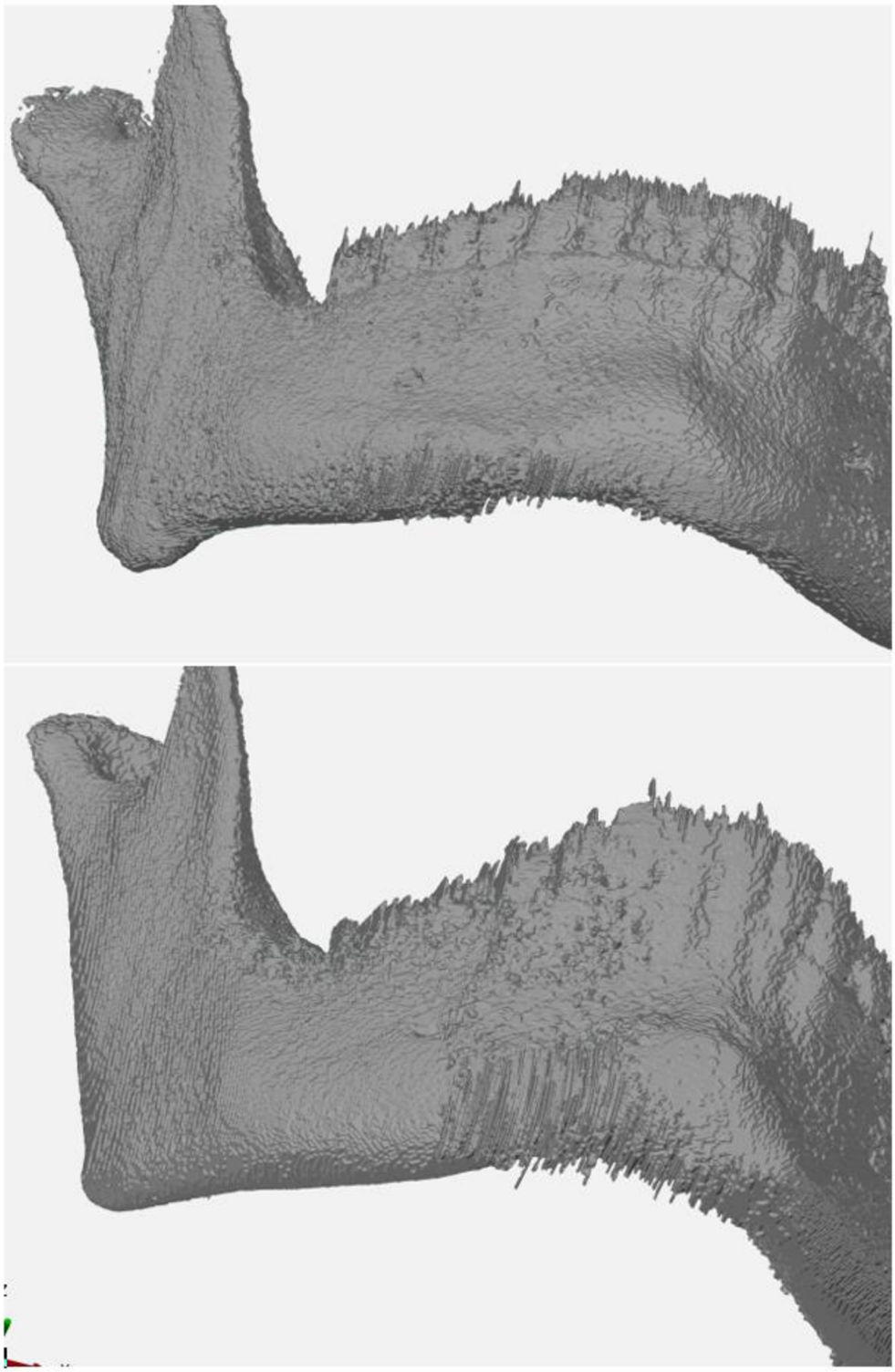


Obr. 37: Retromolárny priestor. Porovnanie štruktúry po prvej segmentácii (A) a doplňujúcej segmentácii (B). V oboch prípadoch je zobrazená totožná štruktúra rovnakého jedinca.

Tretí problém sa týka zníženej kvality bradovej oblasti kosti z dôvodu prítomnosti rušivých elementov už pri samotnom tomografickom vyšetrení. Jedná sa o podložku, na ktorej ma subjekt podloženú hlavu. Šum v oblasti brady sa nám podarilo do určitej miery eliminovať tak, že oblasť podložky bola v priebehu segmentácie ručne odstraňovaná. Napriek tomu však v menšej, či väčšej miere na väčšine modelov nedosahuje táto štruktúra požadovanú kvalitu (obr. 38 a 39).



Obr. 38: Problém s podložkou (A) a stav po jej odstránení (B).



Obr. 39: Ukážka zhoršenej kvality v oblasti brady ilustrovaná na dvoch rozdielnych prípadoch.

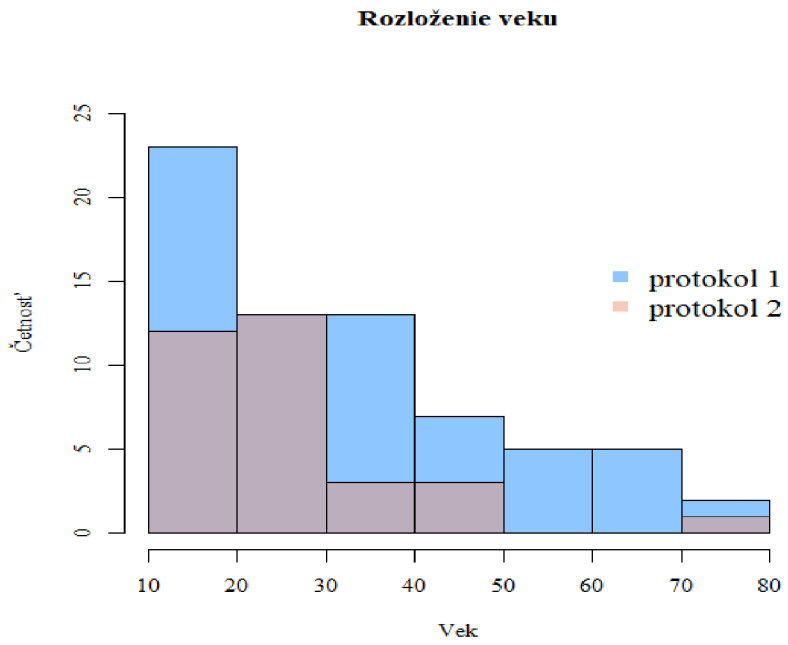
Posledný problém predstavuje zistenie, že sa nám nepodarí vytvoriť všetky modely pri jedinom a ustálenom postupe. Napriek tomu, že všetci jedinci boli vyšetrovaní rovnakým prístrojom, komplikácie nám tvorili rozdiely v jednotlivých nastaveniach tomografického vyšetrenia. Preto sme pristúpili k tvorbe dvoch odlišných protokolov.

6.2.2 Tvorba a aplikácia rozdielnych pracovných postupov

Na základe empirických pozorovaní sme za kritérium pri rozdeľovaní použili hodnotu času vystavenia subjektu röntgenovému žiareniu (*exposure time*). Prvý protokol bol navrhnutý pre jedincov s hodnotou tohto kritéria 2, resp. 4 milisekúnd (ms). Pre túto skupinu sme použili prahové hodnoty 350 (dolná hranica) a 4000 (horná hranica) pri zobrazovacom prahu 0 a 4000. Druhý protokol bol zhotovený pre jedincov s hodnotou času 7 ms. Prahové hodnoty druhého protokolu boli 250 a 4000 pri zobrazovacom prahu 0 a 4000. Základný štatistický popis jednotlivých skupín je uvedený v tabuľkách a grafoch 2 až 4.

Protokol	**Počet**	**Počet žien**	**Počet mužov**	**Min. vek**	**Max. vek**	**Priem. vek**	**Vekový medián**	**SD veku**
1	68	33	35	15	72	33,13	29,5	16,82
2	32	17	15	17	73	26,4	22	11,96

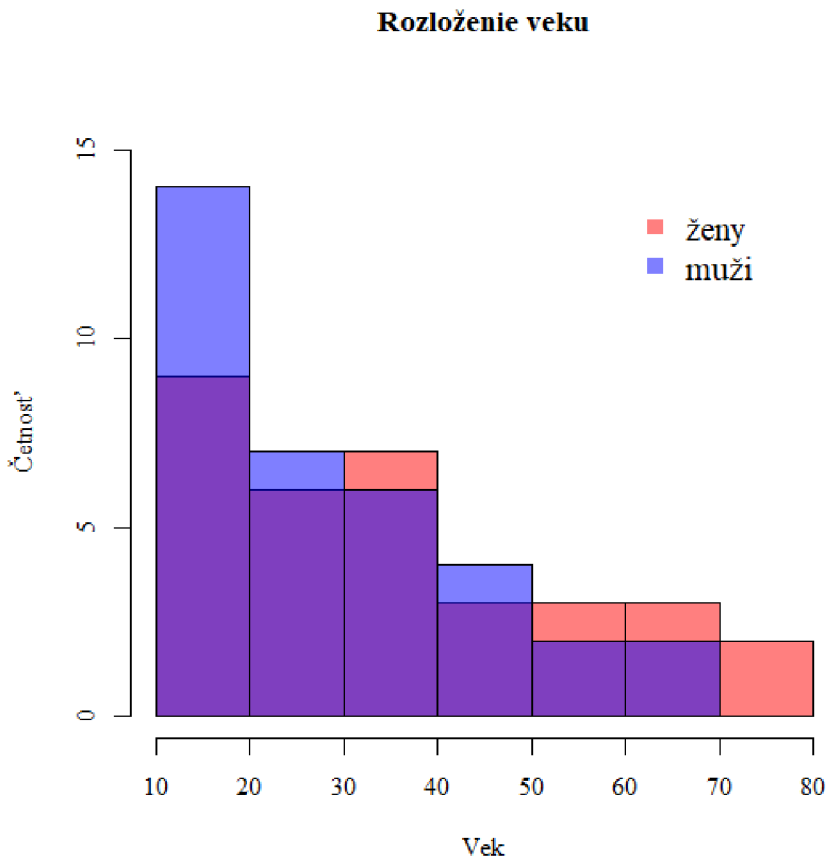
Tab. 2: Základný štatistický popis rozloženia pohlaví a veku v jednotlivých skupinách na základe protokolov. SD= smerodajná odchýlka.



Graf 2: Rozloženie veku subjektov na základe rozdelenia do jednotlivých protokolov.

Pohlavie	Minimum	Maximum	Priemer	Medián	SD
Žena	15	72	35,94	33	18,01
Muž	16	69	30,49	23	15,4

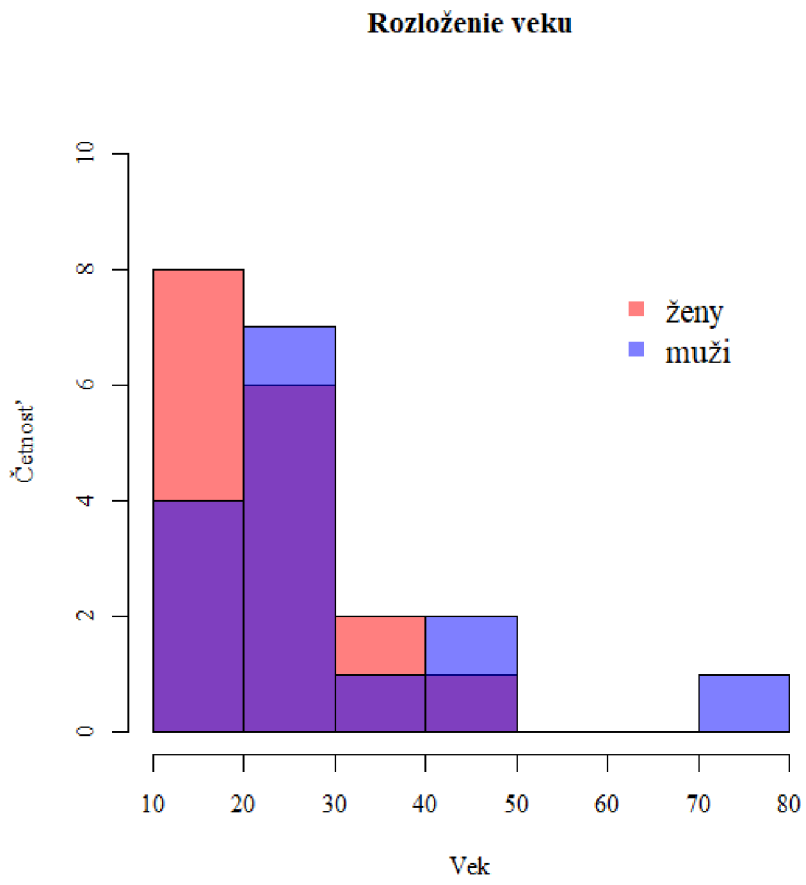
Tab. 3: Vekové charakteristiky skupiny, u ktorej bol pri tvorbe 3D modelov použitý protokol 1. SD= smerodajná odchýlka.



Graf 3: Rozloženie veku žien a mužov v rámci protokolu 1.

Pohlavie	Minimum	Maximum	Priemer	Medián	SD
Žena	17	44	24	22	7,87
Muž	17	73	29,13	22	15,2

Tab. 4: Vekové charakteristiky, u ktorej bol použitý pri tvorbe 3D modelov protokol 2. SD= smerodajná odchýlka.



Graf 4: Rozloženie veku žien a mužov v rámci protokolu 2.

6.3 Analýza tvaru v programe FIDENTIS

Analýza tvaru prebiehala v programe FIDENTIS v. 15b. (Chalás et al. 2017). Využili sme dve funkcie tohto programu a to - porovnanie dvoch objektov medzi sebou (*compare 2 faces*), resp. spracovanie väčšieho počtu modelov (*batch processing*). Algoritmus využívaný v oboch prípadoch predstavuje ICP (*iterative closest points*). Algoritmus je založený na tom, že najskôr spáruje jednotlivé body polygonálnej siete jedného modelu s najbližšími bodmi iného modelu. V prípade porovnávania dvoch modelov, máme vždy jeden tzv. vzorový model, ku ktorému je druhý porovnávaný model zarovnaný tak aby vzdialenosť medzi nimi bola čo najmenšia. V prípade spracovania viacerých modelov dochádza k vytvoreniu priemerného modelu, následne program jednotlivé modely posúva, rotuje a prispôsobuje veľkosť tak, aby jednotlivé modely zarovnal na vzor a zároveň znížil vzdialenosť medzi nimi (Jurda, 2019). Vzdialenosti, ktoré takto získame predstavujú štatistický parameter miery odlišnosti (RMS). RMS (angl. *root mean square*) predstavuje kvadratický priemer, ktorý je vo svojej podstate vyjadrený aritmetickým priemerom súm štvorcov všetkých vzdialeností medzi jednotlivými bodmi polygonálnych sietí pri porovnávaní dvoch modelov.

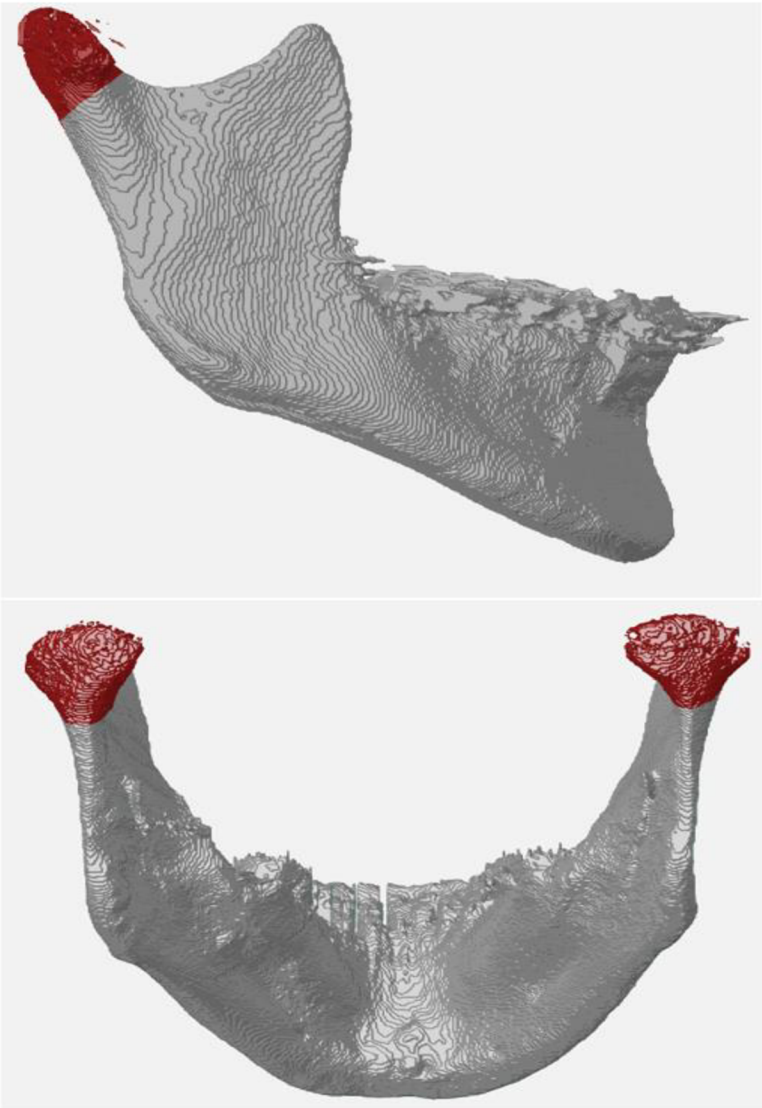
Prvou z analýz bola analýza všetkých vytvorených 3D modelov, celkovo od 100 jedincov (*batch processing*). V tomto prípade bola vykonaná analýza polygonálnych sietí (*ICP*) s prispôsobením veľkosti (*Scale*) so zarovnaním na najpriemernejší model z celého súboru. Prvotný krok výpočtu predstavuje stanovenie všetkých vzdialeností, t.j. pre všetky body a z nich sa následne vypočíta príslušný parameter (RMS), ktorý je vyjadrený prostredníctvom distančnej matice. FIDENTIS nám umožňuje export dvoch typov matíc – asymetrickú a symetrickú. Z dôvodu, že nami použité štatistické programy dokážu pracovať so symetrickou maticou, zvolili sme práve tú. Následne sme štatisticky testovali, či sa medzi sebou líšia vzdialenosti medzi ženskými a mužskými modemi. K tomuto účelu bola použitá jednorozmerná analýza podobností (ANOSIM). Jedná sa o neparametrický test, ktorý porovnáva vzdialenosti v rámci skupiny so vzdialenosťami mimo skupiny (Clarke 1993, s. 117–143). Použitá distančná matica predstavuje pomerne rozsiahly sledovaný parameter s veľkým počtom pozorovaní. Z toho dôvodu sme sa ho rozhodli zredukovať na parameter vyjadrený menším počtom pozorovaní prostredníctvom analýzy hlavných koordinát (PCoA). Významné hlavné kordináty (popisujúce viac ako 2 % variability) sme taktiež testovali prostredníctvom analýzy podobnosti so zámerom odhaliť rozdiely medzi pohlavne špecifickými skóre daných koordinát. PCoA nám taktiež poslúžila na získanie súradníc a následné grafické zobrazene jednotlivých jedincov. PCoA patrí medzi metódy metrického

mnohorozmerného škálovania. Jedná sa o metódu príbuznú analýze hlavných komponentov. Rozdiel spočíva v tom, že zatiaľ čo analýza hlavných komponent sa snaží variabilitu určitého javu vysvetliť prostredníctvom menšieho počtu premenných, analýza hlavných koordinát sa snaží priblížiť vzdialenosti medzi určitými objektami v čo najmenšom priestore a zároveň nám umožňuje tieto vzdialenosti demonštrovať v podobe bodov v Karteziánskej sústave súradníc (Borg a Groenen 2005, s. 519,526; Cox a Cox 2001, s. 46).

Ďalší postup predstavovalo stanovenie priemerného ženského a priemerného mužského 3D modelu. Pre ich tvorbu bola opäť použitá funkcia *batch processing* s tým, že prvý spracovávaný súbor predstavovali čisto ženské modely, zatiaľ čo druhý, čisto mužské modely. Parametre výpočtu boli rovnaké ako v predchádzajúcom prípade. Takto získané dva 3D modely sme podrobili ďalšej analýze vo FIDENTISE, avšak tentokrát sme využili funkciu porovnania 2 objektov (*compare two faces*). Vo svojej podstate táto funkcia disponuje rovnakými možnosťami ako *batch processing*, akurát je obmedzená len na dva modely. Jednotlivé parametre analýzy odpovedajú parametrom použitým pri použití *batch processing*. V oboch prípadoch nás taktiež zaujímalo, ktorý model bol programom zvolený ako najviac priemerný. Podobne ako v prípade vytvorených priemerných modelov sme pristúpili k analýze aj najpriemernejšieho mužského a ženského modelu. Štatistické spracovanie výstupov jednotlivých analýz prebiehalo v programoch Past3 (Hammer et al. 2001) a R 3.5.3 (R Core Team 2013).

6.3.1 Úprava 3D modelov pre FIDENTIS analýzy

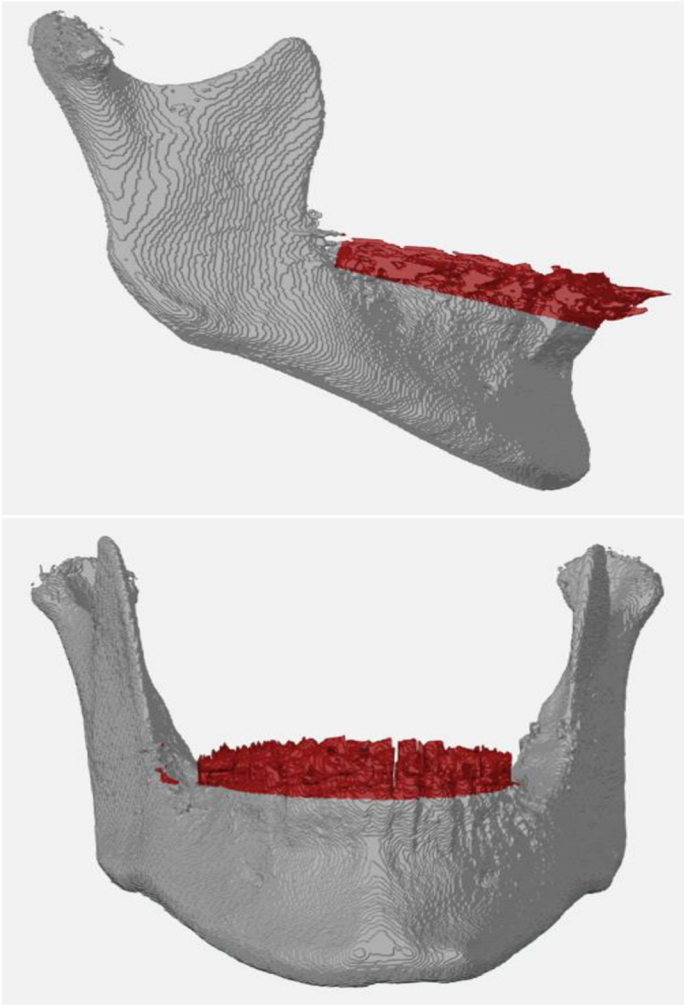
Ešte pred samotnou analýzou tvaru sme pristúpili k niekoľkým úpravám na 3D modeloch, tak aby sme skutočne skúmali biologickú variabilitu a taktiež aby s nimi dokázal program pracovať čo najoptimálnejšie. Prvý krok pri úprave 3D modelov predstavovalo odstránenie, resp. orezanie kondylov. K tejto úprave sme pristúpili z dôvodu problematickej segmentácie kondylov. Odstránenie prebiehalo v programe GOM Inspect (GOM Precise Industrial 3D Metrology, 2019) nasledovným spôsobom: Kondyl bol odstránený na mieste, kde začína *incisura mandibularis* tak, že rez bol potiahnutý šikmo dolu aby prechádzal cez miesto, kde sa začína rozširovať *ramus mandibulae*, teda v mieste, kde na rameno nadväzuje krčok dolnej čeľuste. Toto odstránenie prebiehalo v *norma lateralis*, kedy bola dolná čeľusť napolohovaná tak, aby sa obe ramená a kondyly prekrývali a aby sme jedným rezom orezali ako pravú tak aj ľavú stranu (obr. 40 a 42).



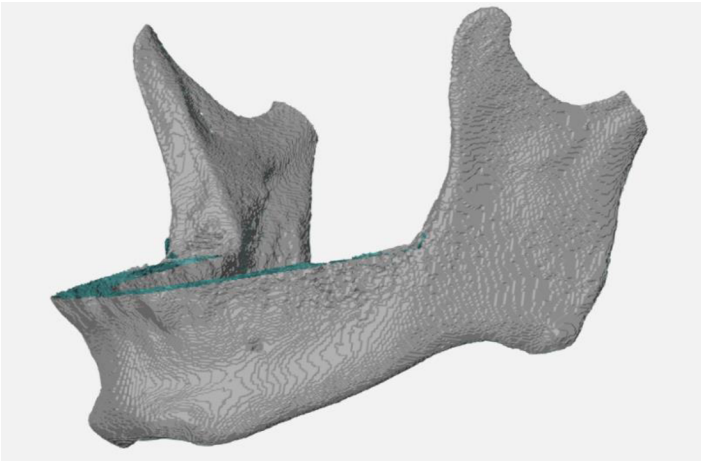
Obr. 40: Orez kondylov. Hore sa nachádza model z laterálneho pohľadu a dole model z dorzálneho pohľadu. Červeno vyznačené oblasti boli odstránené.

Kondylárne výbežky nepredstavovali jedinú štruktúru, ktorá bola odstránená. Podobne boli odstránené aj zuby, nakoľko nie sú predmetom nášho záujmu (zameriavame sa totiž len na samotnú kosť) a taktiež z dôvodu, že by stav ich zachovania mal veľký vplyv na výsledok. Orezanie zubov taktiež prebiehalo v programe GOM Inspect a to týmto spôsobom: Zuby boli odrezané smerom od poslednej prítomnej stoličky. Rez začínal tak, aby plynulo nadväzoval na retromolárny priestor a bol vedený mierne šikmo dolu, tak aby prebiehal na mieste, kde z tela dolnej čeľuste vybieha alveolárny výbežok. Podobne ako pri kondyloch aj orezanie zubov prebiehalo v *norma lateralis*, tak aby boli prekryté zuby pravej aj ľavej strany a tým pádom aby sme boli opäť schopný odstrániť všetky zuby jedným

krokom. V prípade, že po odstránení zubov ostali v danom priestore nejaké artefakty, tak boli následne dočistené aby sa na pôvodnom mieste zubov nič nenachádzalo (obr. 41 a 42).

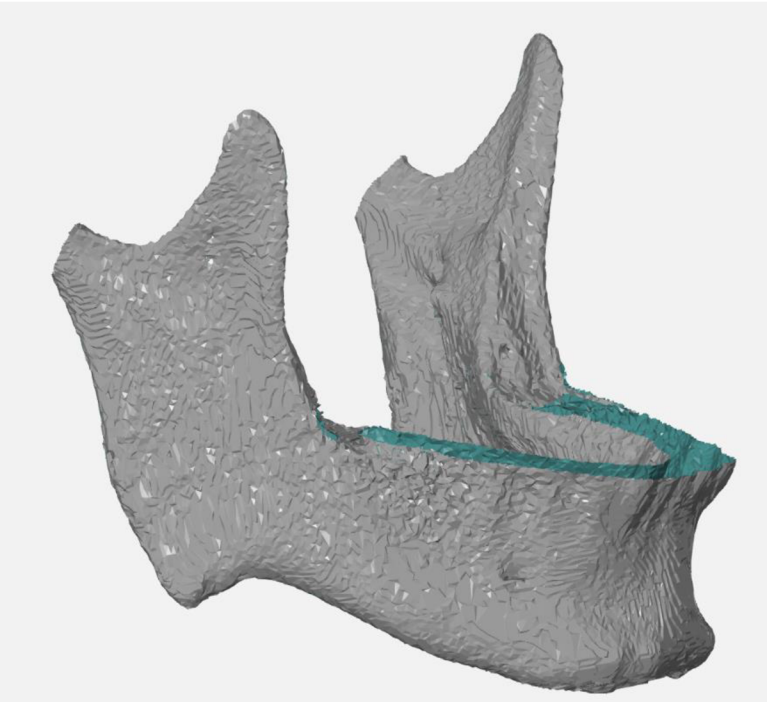


Obr. 41: Orez zubov. Laterálny pohľad (horný model), resp. frontálny pohľad (dolný model). Červeno vyznačená oblasť bola odstránená.



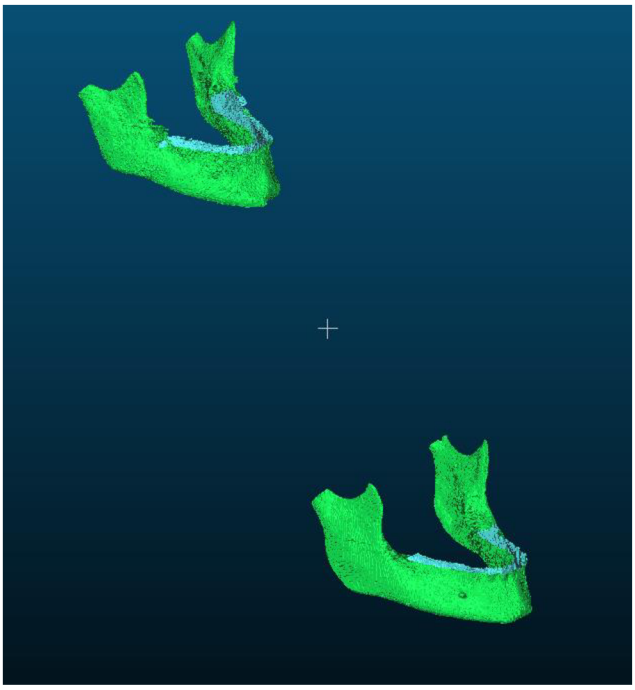
Obr. 42: 3D model bez zubov a kondylov. Laterofrontálny pohľad.

Následne sme redukovali počet vrcholov 3D modelov. Redukcia je potrebná z dôvodu limitov pre nás dostupnej výpočtovej techniky (Černý 2019). Z tohto dôvodu bol každý model zredukovaný na 30 000 vrcholov (obr. 43). Redukcia bola vykonaná v programe GOM Inspect použitím funkcie *OPERATIONS -> Mesh -> Thin mesh*.

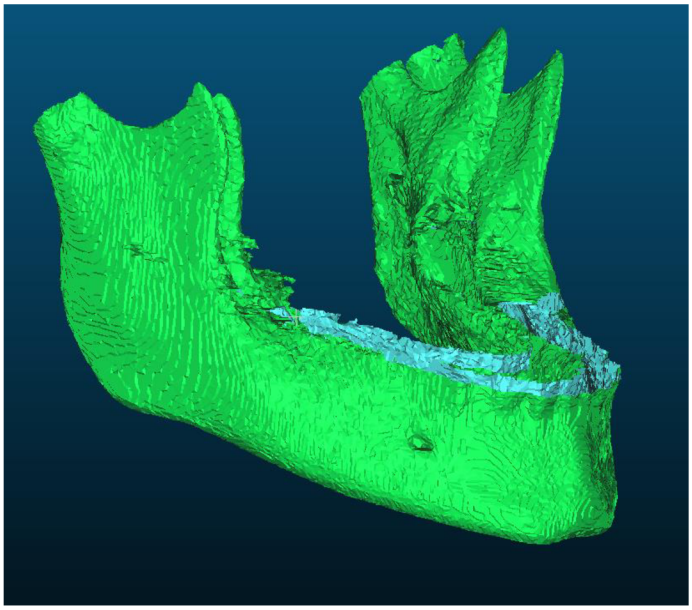


Obr. 43: Kompletne upravený 3D model dolnej čeľuste na analýzu v programe Fidentis. Laterofrontálny pohľad.

Posledný krok úprav pred samotnou analýzou tvaru predstavovalo zarovnanie modelov (obr. 44 a 45) a zmena formátu z „*.stl*“ na „*.obj*“. Tento krok sme vykonali preto, aby pri analýze program správne naškáloval veľkosť a zarovnal modely. K zarovnaniu bol použitý program CloudCompare v. 2.10.2 (GPL software, 2019). Formát sme zmenili v programe Meshlab v. 1.3.4B (Cignoni et al. 2008). Takto upravená vzorka 100 3D modelov bola následne analyzovaná v programe FIDENTIS.



Obr. 44: Ukážka nezarovnaných modelov.



Obr. 45: Zarovnané modely.

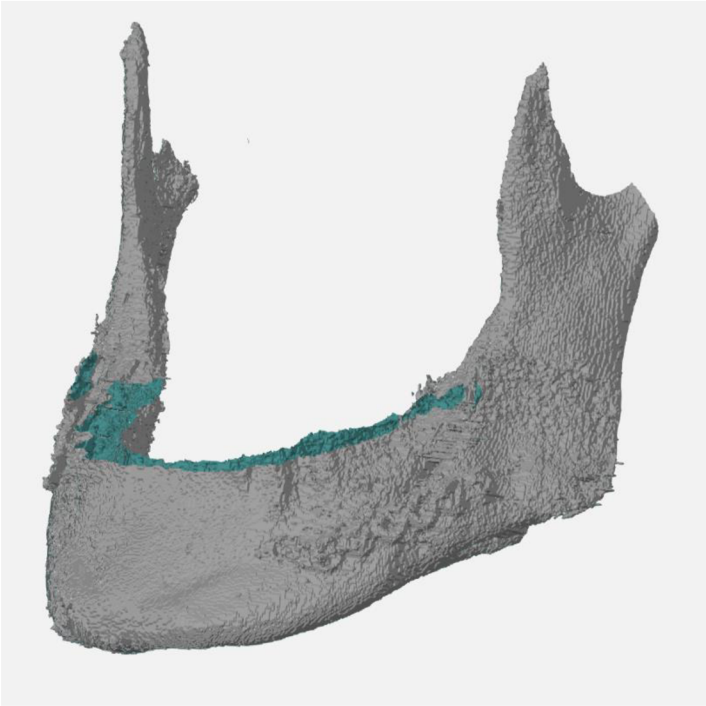
6.3.2 Testovanie presnosti orezania a vplyvu použitého protokolu

K druhotnému orezaniu modelov sme pristúpili z dôvodu, aby sme zistili, či nami vytvorené definície orezania zabezpečia dostatočnú opakovateľnosť tohto úkonu. Pre tento účel sme vybrali náhodne 5 mužských a 5 ženských 3D modelov, ktoré boli orezané opakovane za použitia rovnakej techniky ako pri prvom orezaní. Segmentácia v tomto prípade už vykonaná nebola a orezanie prebehlo na úrovni primárne vygenerovaných

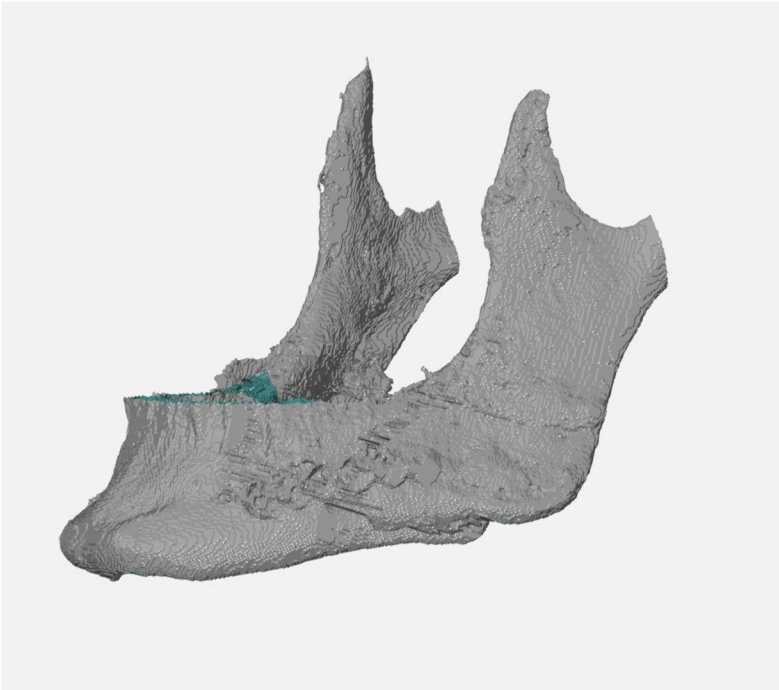
modelov. Takto sme získali vzorku 20 modelov, ktoré sme opätovne analyzovali v programe FIDENTIS. Použili sme funkciu *batch processing*, ktorej parametre odpovedali pôvodne vykonanej analýzy. Údaje zo symetrickej distančnej matice sme využili k štatistickému testovaniu, kde sme sledovali, či sa medzi sebou štatisticky významne líšia vzdialenosti medzi 3D modelmi totožných subjektov a vzdialenosti medzi modelmi odlišných subjektov. Keďže sa jedná o dva výbery použili sme dvojvýberový test. K výberu vhodného testu sme prikročili až po overení normálneho rozloženia dát a zhody rozptylov.

Hypotéza o normálnom rozdelení v prípade údajov o vzdialenostiach medzi opakovane orezanými jedincami porušená nebola (Shapirov-Wilkov test; p-hodnota = 0,08). Opačný prípad však nastal vo vzdialenostiach medzi odlišnými jedincami (Shapirov-Wilkov test; $p < 0,00$) aj napriek tomu, že pri grafickom zobrazení sme nespozorovali väčšie odchýlky. Zhoda rozptylov (F-test, $p < 0,00$) bola taktiež zamietnutá. Preto sme sa pre testovanie rozhodli použiť neparamatrický Mannov-Whitneyho U test. Tento test slúži k porovnávaniu dvoch nezávislých výberov (Corder a Foreman 2014). Nulová hypotéza bola sformulovaná nasledovne: „Neexistuje štatisticky významný rozdiel medzi vzdialenosťami opakovane orezanými jedincami a odlišnými jedincami“. K štatistickému testovaniu sme taktiež na ilustráciu pridali graf, ktorý zobrazuje vzdialenosti medzi jednotlivými 3D modelmi. Súradnice sme podobne ako v prípade pôvodnej analýzy získali zo symetrickej distančnej matice prostredníctvom analýzy hlavných koordinát.

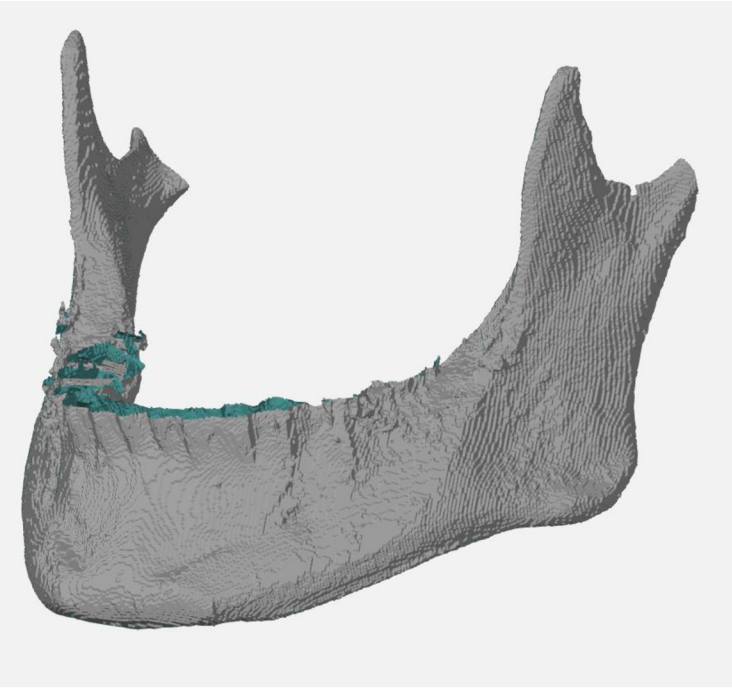
Nakoľko sme pri tvorbe 3D modelov využili dva odlišné postupy, zaujímal nás potenciálny vplyv použitého protokolu na daný model. Inými slovami, testovali sme do akej miery sa budú medzi sebou líšiť modely totožného jedinca vytvorené odlišným protokolom. V sledovanom súbore sme však nenašli prípad, kde by sme mali pre jedného jedinca dva tomografické záznamy rovnakého vyšetrenia, ktoré by mohli byť segmentované oboma protokolmi. Rozhodli sme sa preto využiť tomografické záznamy, ktoré boli zhotovené s mesačným odstupom. Oba 3D modely predstavujú dolnú čeľusť podrobenú nejakému chirurgickému zákroku (obr. 46 a 47), a teda nemohli byť použité v samotnej analýze. Disponovali sme však aj skorším záznamom daného jedinca, ktorý bol zahrnutý do vlastnej analýzy tvaru (obr. 48). Ten bol vyhotovený použitím protokolu 2. Následne sme tieto tri modely analyzovali v programe FIDENTIS prostredníctvom funkcie „batch processing“ za účelom stanovenia odlišnosti medzi nimi. Úprava modelov pre analýzu bola rovnaká ako pri vlastnej analýze tvaru.



Obr. 46: Testovací model vytvorený použitím protokolu 1.



Obr. 47: Testovací model vytvorený použitím protokolu 2.

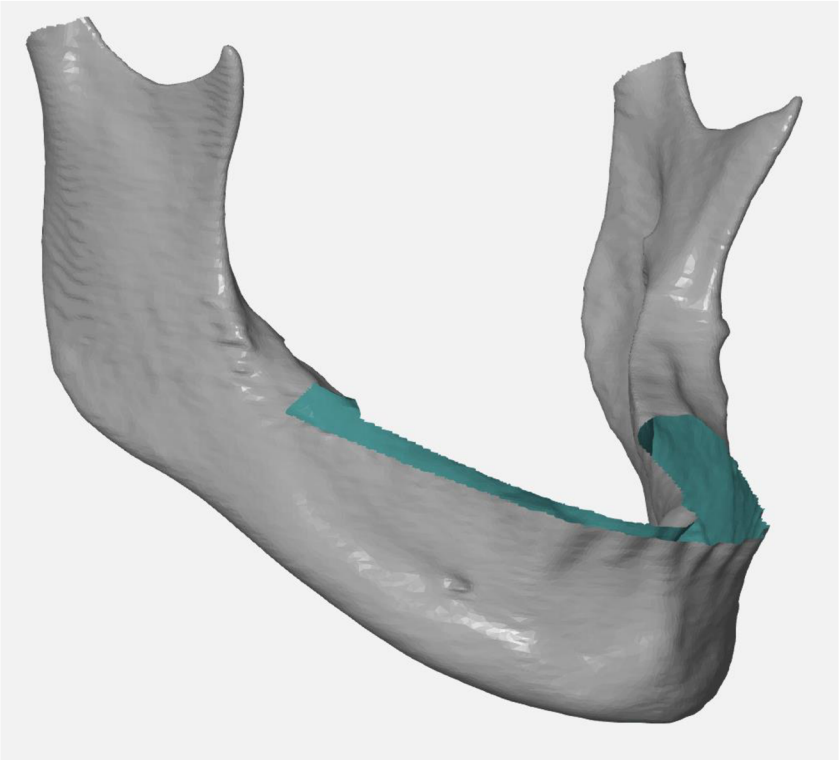


Obr. 48: Ukážka modelu použitého v samotnej analýze.

6.3.4 Vplyv vrstevnatosti modelov

Po upravení modelov nás taktiež zaujímal možný vplyv vrstevnatosti výsledných modelov na analýzu tvaru. Nakoľko modely vznikali segmentáciou, ktorú možno prirovnať k skladaniu jednotlivých snímok (vrstiev) k sebe, správnosť analýzy tvaru potenciálne môže byť ovplyvnená výskytom týchto vrstiev. Rozhodli sme sa preto na kontrolnej vzorke 20 náhodne vybratých jedincov (10 mužov a 10 žien) overiť vplyv tohto javu prostredníctvom vyhladenia (*smoothingu*) modelov. Vyhladenie bolo uskutočnené v programe Amira prostredníctvom parametru *unconstrained smoothing* funkcie *SurfaceGen* (použité boli východiskové nastavenia). Takto vytvorené 3D modely (obr. 49) boli upravené podobne ako v predchádzajúcom prípade (viď. kapitola 6.3.1).

Následne sme previedli dve analýzy tvaru v programe FIDENTIS, obe za využitia možnosti *batch processing*. Prvá analýza sa týkala nevyhladených modelov, zatiaľ čo druhá vyhladených modelov. Prostredníctvom dvoch získaných symetrických distančných matíc sme sledovali, ako vzdialenosti z jednotlivých analýz medzi sebou korelujú. Stanovenie korelácie bolo uskutočnené v programe Past3 za využitia Mantelovho testu, ktorý predstavuje permutačný test stanovenia korelácie medzi dvoma distančnými, resp. podobnostnými maticami (Mantel 1967, s. 209).



Obr. 49: Ukážka vyhladeného modelu. Model je finálne upravený.

6.4 Morfometrický prístup k sexuálnemu dimorfizmu dolnej čeľusti

Ďalším prístupom pri sledovaní sexuálneho dimorfizmu bolo využitie tradičných metrických metód. Celkovo sme použili 8 antropometrických bodov (landmarkov) a pracovali sme so 16 rozmermi a 3 uhlami. Použité antropometrické body (landmarky), rozmery aj uhly vychádzajú z predošlých štúdii zameraných na predikciu pohlavia, resp. popisu sexuálneho dimorfizmu uvedených v teoretickej časti práce (viď. kap. 5.2). Rozmery a uhly boli získané v programe R.

6.4.1 Použité landmarky

Antropometrické body boli digitalizované do podoby landmarkov v programe Landmark (Wiley et al. 2005). Párové landmarky boli digitalizované na oboch stranách dolnej čeľuste. Definície jednotlivých landmarkov (obr. 50):

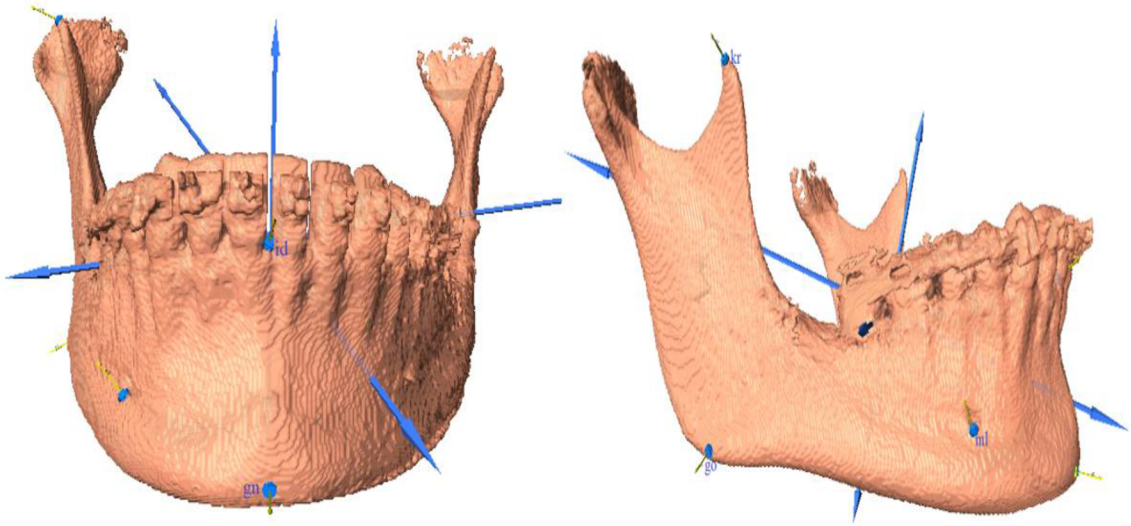
Gonion – Párový bod. Nachádza sa na spojnici tela kosti a zadného okraja ramena kosti na mieste ležiacom najviac dole, vzadu a vonkajším smerom (Drozdová 2004, s. 46).

Infradentale (podľa Virchowa) – Bod ležiaci medzi strednými rezákmi dolnej čeľuste na mieste kde sa kríži predná hrana alveolárneho výbežku s mediánnou rovinou (Drozdová 2004, s. 46).

Modifikovaný *gnathion* – Leží na spodnom okraji kosti najviac dole v mediánnej rovine (Drozdová 2004, s. 46). Z dôvodu nedokonalosti v tejto oblasti u niektorých modelov bol pre potreby tejto práce posunutý o niečo vyššie na úroveň spodného okraju *protuberantia mentalis.*

Mentale – Nachádza sa najnižšie na obvode *foramen mentale*. Bod je párový (Drozdová 2004, s. 46).

Koronion – Párový bod nachádzajúci sa na hrote *processus coronoideus* (Drozdová 2004, s. 46).



Obr. 50: Ilustrácia umiestnenia použitých ladnmarkov. Legenda: *gn- gnathion; id- infradentale; go- gonion; kr- koronion; ml- mentale*.

6.4.2 Lineárne miery

Jednotlivé rozmery sme získali konvertovaním rozdielov súradníc jednotlivých landmarkov. Konverzia bola založená na Pytagorovom teoréme rozšírenom na trojdimenzionálny priestor. Formula na výpočet vzdialeností má tvar $\sqrt{(x_1 - x_2) + (y_1 - y_2) + (z_1 - z_2)}$ (Franklin et al. 2008b, s. 84.e2). Definície jednotlivých rozmerov (za názvom rozmeru je uvedená skratka rozmeru):

Diagonálna dĺžka dolnej čeľuste /DL/ – Predstavuje vzdialenosť medzi bodmi *gonion* a *gnathion* (Sharma et al. 2016b, s. 166). Jedná sa o párovú mieru.

Výška brady /CH/ – Vzdialenosť bodu *infradentale* od bodu *gnathion* (Drozdová 2004, s. 65).

Koronoidálna šírka dolnej čeľuste /CrB/ – Vzdialenosť medzi pravým a ľavým bodom *koronion* (Drozdová 2004, s. 65).

Bigoniálna šírka dolnej čeľuste /GB/ – Vzdialenosť medzi oboma gonionmi (Drozdová 2004, s. 65).

Koronoidná výška /CrH/ – Párová miera. Vzdialenosť bodu *koronion* od bodu *gonion* (Franklin et al. 2008b, s. 84.e3).

Najmenšia šírka ramena /MinRB/ (obr. 51) – Najmenšia vzdialenosť medzi zadným a predným okrajom ramena čeľuste bez ohľadu na výšku (Drozdová 2004, s. 66). Párová miera.

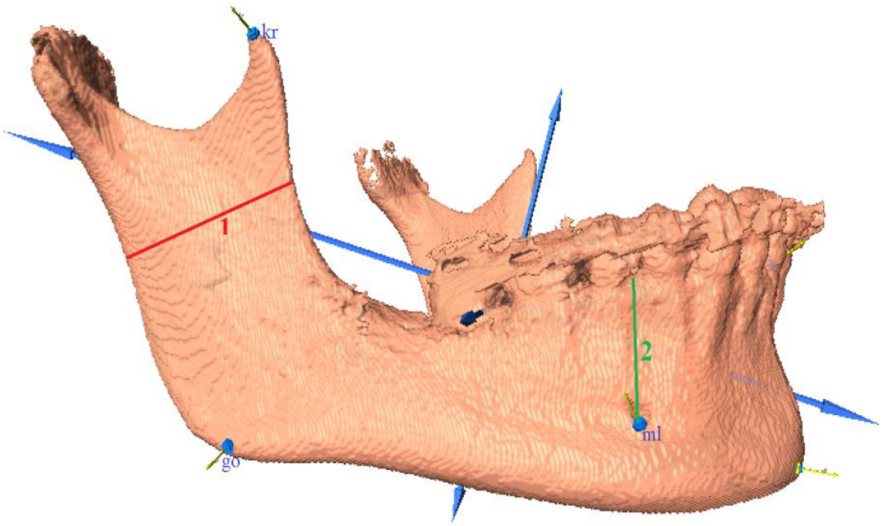
Vzdialenosť medzi bodom *gnathion* a *mentale* /GN-ML/ (Vodanović et al. 2006, s. 267). V pôvodnej práci je použitý bod na *tuberculum mentale*. Pre potreby práce bola táto miera upravená.

Vzdialenosť bodu *mentale* od bodu ktorý leží kolmo naň na alveolárnom výbežku /ML-A/ (obr. 51) (Vodanović et al. 2006, s. 265).

Šírka na úrovni zadných okrajov ramien /dorRB/.

Šírka na úrovni predných okrajov ramien /venRB/

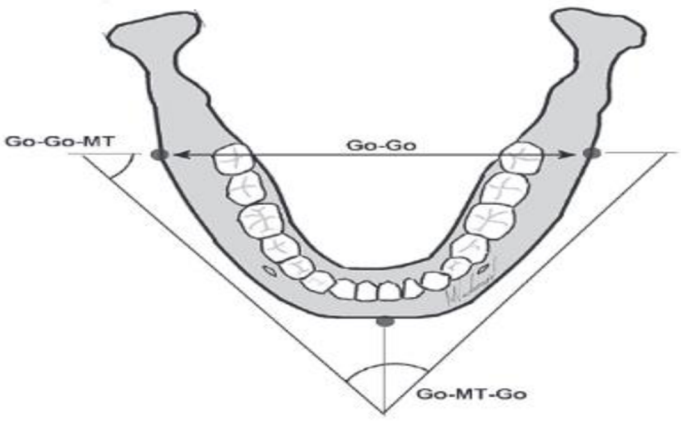
Predná šírka dolnej čeľuste – Vzdialenosť medzi oboma bodmi *mentale* /MLB/ (Drozdová 2004, s. 65).



Obr. 51: Ukážka rozmeru najmenšia šírka ramena (1) a vzdialenosti medzi bodom *mentale* a alveolárnym výbežkom (2).

6.4.3 Uhly

Všetky tri uhly boli získané z pomyselného trojuholníku ktorého vrcholy predstavovali oba body *gonion* a bod *gnathion* (obr. 52). Následne sme použitím kosínusovej vety vypočítali uhol pri každom z týchto bodov (Vodanović et al. 2006, s. 267). V pôvodnej štúdii bol pre určenie uhlu použitý bod ležiaci na *tuberculum mentale*. Pre potreby práce bol zamenený za bod *gnathion*. Skratky priradené jednotlivým uhlom sú nasledovné: **Gosin-Godex-GN** (uhol pri pravom gonione), **Godex-Gosin-GN** (uhol pri ľavom gonione), **Godex-GN-Go** (uhol pri bode *gnathion*).



Obr. 52: Ilustrácia meraných uhlov. Legenda: *Go- gonion; MT- bod ležiaci na tuberculum mentale pre potreby práce sme ho zamenili za bod gonion*. Zdroj: Vodanović et al. 2006, s. 266.

6.4.4 Popisná štatistika a vyjadrenie sexuálneho dimorfizmu

Po digitalizovaní landmarkov a stanovení lineárnych mier, resp. uhlov sme pristúpili k štatistickému testovaniu medzipohlavných rozdielov. K tomuto účelu bol použitý dvojvýberový test. Pokiaľ neboli hypotézy o normálnom rozložení hodnôt prostredníctvom Shapirovho-Wilkovho testu a zhode rozptylov prostredníctvom F-testu zamietnuté, použili sme dvojvýberový t-test bez odhadu rozptylov. V prípade, že hypotéza o zhode rozptylov zamietnutá bola, použili sme dvojvýberový test s odhadnutými rozptylmi. V prípade zamietnutia hypotézy o normálnom rozložení sme použili dvojvýberový Mannov-Whitneyho U test. Nulová hypotéza bola sformulovaná nasledovne: „ Medzi ženskými a mužskými hodnotami neexistuje štatisticky významný rozdiel. Nulovú hypotézu sme zamietli v prípade, že výsledná p-hodnota jednotlivých testov bola nižšia ako hladina významnosti. Štatistické testovanie bolo doplnené o index sexuálneho dimorfizmu (ISD), ktorý vyjadruje veľkosť medzipohlavných rozdielov. Výpočet ISD: (priemerná hodnota mužov / priemerná hodnota žien)*100.

6.4.5 Diskriminačná analýza

Po vyjadrení sexuálneho dimorfizmu sme sa pokúsili aplikovať publikované diskirminačné rovnice aby sme zistili ako fungujú na našom súbore. Následne sme vytvorili vlastnú diskriminačnú funkciu. Diskriminačná analýza sleduje závislosť kvalitatívnej premennej (v našom prípade pohlavia) na kvantitatívnych premenných (rozmery). Na základe tejto závislosti sa následne snaží objekty zaradiť do príslušných dvoch alebo viacerých skupín. Klasifikácia je založená na tzv. posteriornej pravdepodobnosti, ktorá vyjadruje pravdepodobnosť, že daný objekt do skupiny patrí. Posteriorná pravdepodobnosť vychádza z Mahalanobisovej vzdialenosti predstavujúcej vzdialenosť od centroidov jednotlivých skupín. Výstup z diskriminačnej analýzy predstavuje buď sada klasifikačných funkcií (rovníc) špecifických pre danú skupinu, kedy je prípad zaradený klasifikačnou rovnciou s vyššou hodnotou. Druhá možnosť je samostatná disrkiriminačná funkcia, ktorá prípady rozdeľuje na základe tzv. deliaceho bodu (McLachlan 2004, s. 5, 6; Venables et al. 2002, s. 331–341).

Úspešnosť klasifikácie môže byť overená troma spôsobmi. Resubtitúcia predstavuje overenie na tom istom súbore, na ktorom bola samotná funkcia vytvorená. Druhou možnosťou je použiť testovací súbor, ktorý pozostáva s dokumentovaných prípadov nezaradených do analýzy. Poslednou možnosťou je krížové overenie, kedy sa pri tvorbe funkcie vypustí jeden prípad a na ten je výsledná funkcia aplikovaná. Takto sa proces opakuje až pokiaľ nevypustí všetky prípady.

6.4.5.1 Aplikovanie publikovaných diskriminačných rovníc

Kritické bolo vybrať tie rovnice, ktoré využívajú rozmery dostupné aj na našom súbore. Výpis použitých rovníc z príslušných prác (za koeficientom nasleduje skratka rozmeru, viď. kap. 6.4.2):

Marinescu et al. 2013 (deliaci bod = ženy < 0 < muži):

Rovnica 1: (0,111*CH) + (0,16*GB) – 19,037

Rovnica 2: 0,353*CH – 10,855

Rovnica 3: 0,181*GB – 17,696

Vodanović et al. 2006 využíva párové rozmery, preto sme jednotlivé rovnice použili pri všetkých možných kombináciách rozmerov (dex- rozmer z pravej strany; sin- rozmer z ľavej strany):

Rovnica 1A: (0,18*DLdex) + (0,12*MinRBdex) – 19; deliaci bod: ženy < -0,31 < muži

Rovnica 1B: (0,18*DLdex) + (0,12*MinRBsin) – 19

Rovnica 1C: (0,18*DLsin) + (0,12*MinRBdex) – 19

Rovnica 1D: (0,18*DLsin) + (0,12*MinRBsin) – 19

Rovnica 2A: 0,22*DLdex – 19,01; deliaci bod: ženy < -0,3 < muži

Rovnica 2B: 0,22*DLsin – 19,01

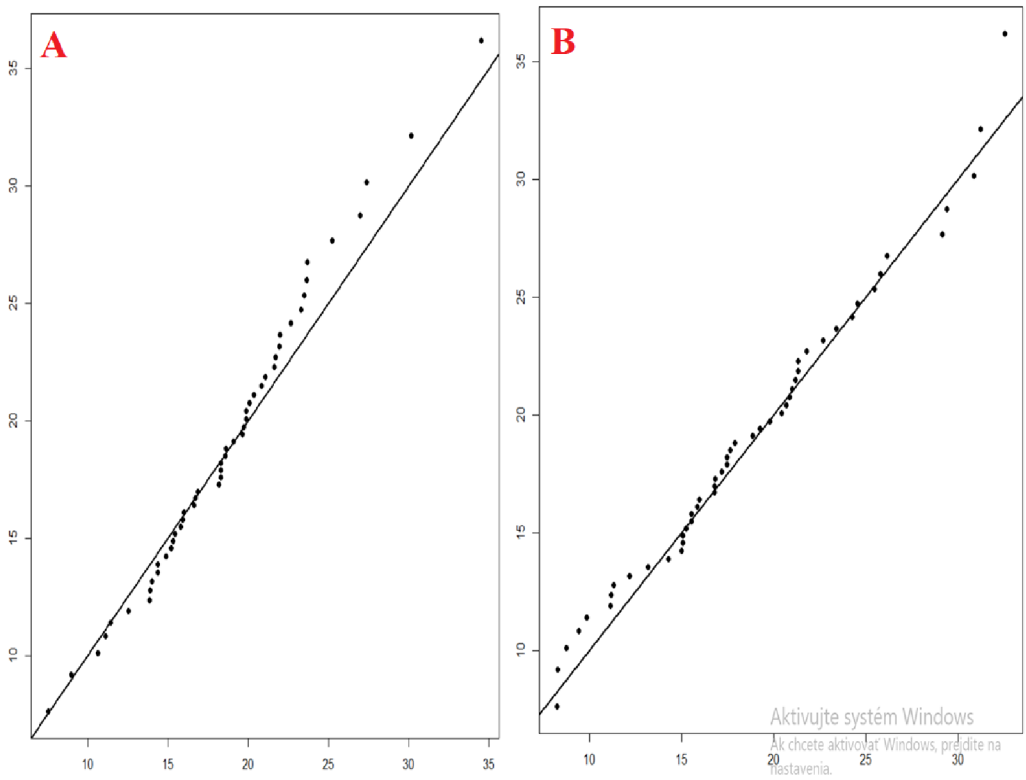
Rovnica 3A: 0,37*MinRBdex – 11,37; deliaci bod: ženy < -0,22 < muži

Rovnica 3B: 0,37*MinRBsin – 11,37

6.4.5.2 Tvorba novej diskriminačnej funkcie

(Lineárnu) Diskriminačnú funkciu sme vytvorili prostredníctvom doprednej metódy (angl. „*Step-wise*“). Inými slovami, najvhodnejšie premenné s najsilnejšou predikčnou schopnosťou si „vyberala“ samotná analýza. Na základe Henze-Zirklerovho testu mnohorozmernej normality bolo normálne rozdelenie zamietnuté pre obe pohlavia (v oboch prípadoch $p < 0,05$). Normálne rozdelenie predstavuje jednu z podmienok lineárnej diskriminačnej analýzy. Pri vizuálnom zhodnotení (graf 5) sme však extrémne odchýlky nespozorovali, preto sme sa rozhodli v postupe pokračovať. Druhá z podmienok, zhoda kovariančných matíc, bola na základe Boxovho testu splnená ($p = 0,29$).

Nakoľko sa však medzi premennými nachádzajú jednak rozmery, ktoré v iných prácach nie sú použité alebo vychádzajú z bodov nachádzajúcich sa na problematických miestach (viď. kap. 6.2.1), rozhodli sme sa vykonať druhú diskriminačnú analýzu bez daných premenných (ML-A; dorRB; venRB). Podmienka normálneho rozdelenia bola síce štatistickým testom opäť zamietnutá ale pri vizuálnom hodnotení sa opäť nepreukázali výraznejšie odchýlky. Podmienka zhody kovariančných matíc bola podobne ako v predchádzajúcom prípade splnená ($p = 0,102$). Výsledná diskriminačná funkcia v oboch prípadoch klasifikovala objekty na základe deliaceho bodu. K overeniu klasifikácie sme využili resubtitúciu a krížové overenie. Deliaci bod bol stanovený na základe formuly: $Zo = \frac{(Zm\ x\ Nf)\pm(Zf x NM)}{Nm+Nf}$, kde Zo predstavuje deliaci bod; Zm hodnotu centroidu mužov; Zf hodnotu centroidu žien; Nm počet mužov a Nf počet žien (Sharma et al. 2016, s. 167). Overenie normality bolo prevedené v programe R. Diskriminačná analýza bola vykonaná v programe SPSS Statistics 22 (IBM corp. 2013).



Graf 5: Rozloženie hodnôt žien (A) a mužov (B) pri prvej diskriminačnej analýze.

6.4.6 Analýza tvaru prostredníctvom digitalizovaných antropometrických bodov

Popri stanoveniu rozdielov medzi pohlaviami na základe lineárnych rozmerov nás taktiež zaujímala závislosť tvaru na digitalizovaných landmarkoch. K stanoveniu sexuálneho dimorfizmu tohto ukazovateľa sme využili generalizovanú prokrustovskú superpozíciu (GPA) a analýzu hlavných komponent (PCA).

Cieľom GPA je minimalizovať vzdialenosti medzi jednotlivými objektami prostredníctvom premiestnenia, otočenia alebo škálovania jednotlivých objektov tak, aby bol čo najviac minimalizovaný celkový súčet štvorcov (Dryden a Mardia 1998, s. 87, 88).

PCA patrí medzi najpoužívanejšie mnohorozmerné štatistické metódy, ktorá konvertuje (pravdepodobne) závislé pozorovania na nové a nezávislé vektory. Takto vzniknuté vektory popisujú určitý podiel variability pôvodného objektu. Tento prístup sa často využíva za účelom redukcie veľkého množstva premenných. Pre ďalší štatistický postup sa však nevyužívajú všetky získané hlavné komponenty. Spravidla sú vybraté tie, ktoré popisujú určitú časť variability (cca viac než 3 %) (Abdi a Williams 2010, s. 433).

Použitím GPA na súradnice digitalizovaných bodov sme získali prokrustové súradnice a prokrustové vzdialenosti. Prokrustové súradnice sme následne podrobili PCA. Zo získaných hlavných komponentov sme za významné zvolili tie, ktoré popisovali viac ako 3 % variability. V ďalšom kroku sme príslušné skóre hlavných komponentov jednotlivých pohlaví porovnávali medzi sebou dvoj-výberovým t-testom (Mann-Whitneyho U testom v prípade porušenia normálneho rozdelenia) opäť za účelom stanovenia rozdielu medzi mužmi a ženami. Následne nás zaujímalo či sa medzi sebou významne líšia priemerná prokrustová vzdialenosť mužov a žien. K tomuto účelu sme použili Mann-Whitneyho U test (predpoklad normality bol zamietnutý) a doprednú diskriminačnú analýzu, do ktorej ako premenné vstupovali všetky zvolené významné komponenty. Vizualizácia komponentov, ktoré sa medzi pohlaviami štatisticky významne líšia zobrazuje deformáciu tvaru spôsobenú variabilitou na priemerný tvar (Jurda 2008, s. 85–88, 96–98). GPA a vizualizáciu sme previedli v programe MorphoJ 1.07a (Klingenberg, C. P. 2011), PCA bola prevedená v programe R a diskriminačná analýza v programe SPSS.

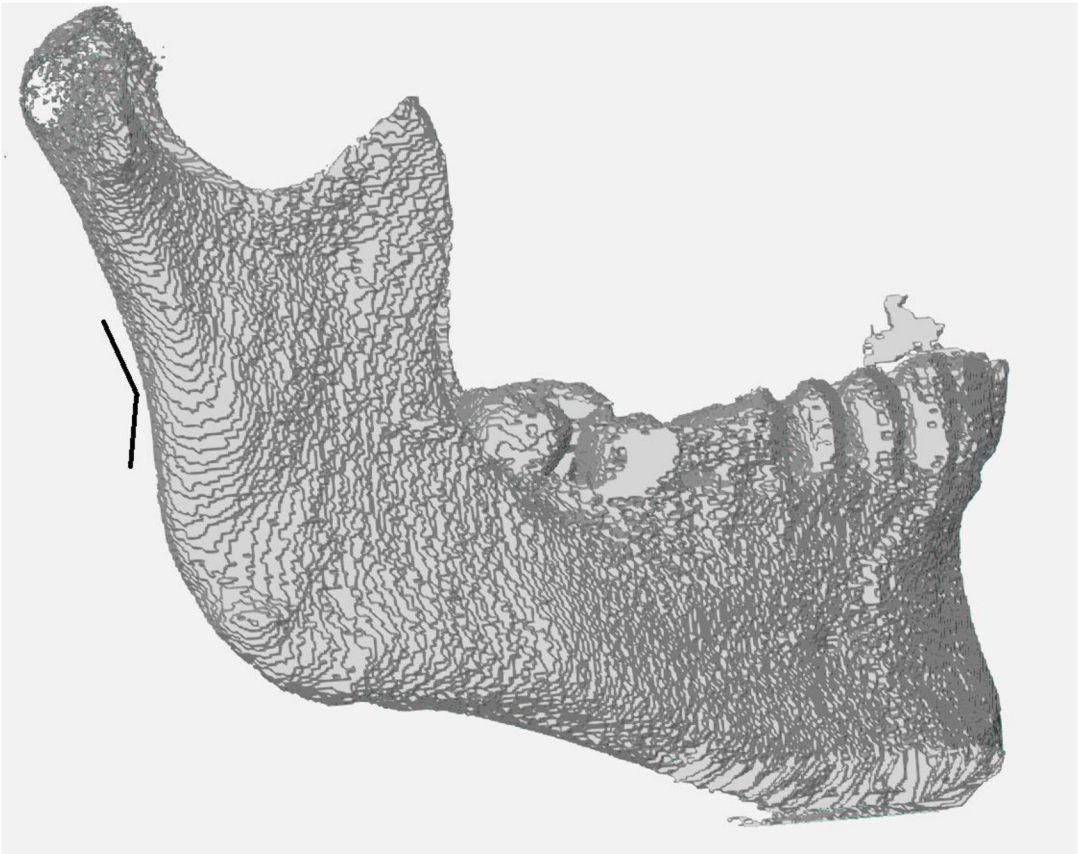
6.4.7 Chyba digitalizácie bodov a opakované meranie

Chyba pri digitalizácií jednotlivých bodov je vyjadrená prostredníctvom štatistického testovania priemernej prokrustovej vzdialenosti náhodne vybratých 10 jedincov, na ktorých bola digitalizácia prevedená druhý krát a priemernou prokrustovov vzdialenosťou ostatných jedincov. Použitý bol Mann-Whitneyho U test z dôvodu nesplnenia podmienky normálneho rozloženia dát. Chyba merania je vyjadrená v percentách rozdielu medzi 1. a 2. výsledkom. Hladina významnosti (pre všetky vykonané testovania a analýzy aj z predošlých sekcií) bola stanovená na úrovni 0,05.

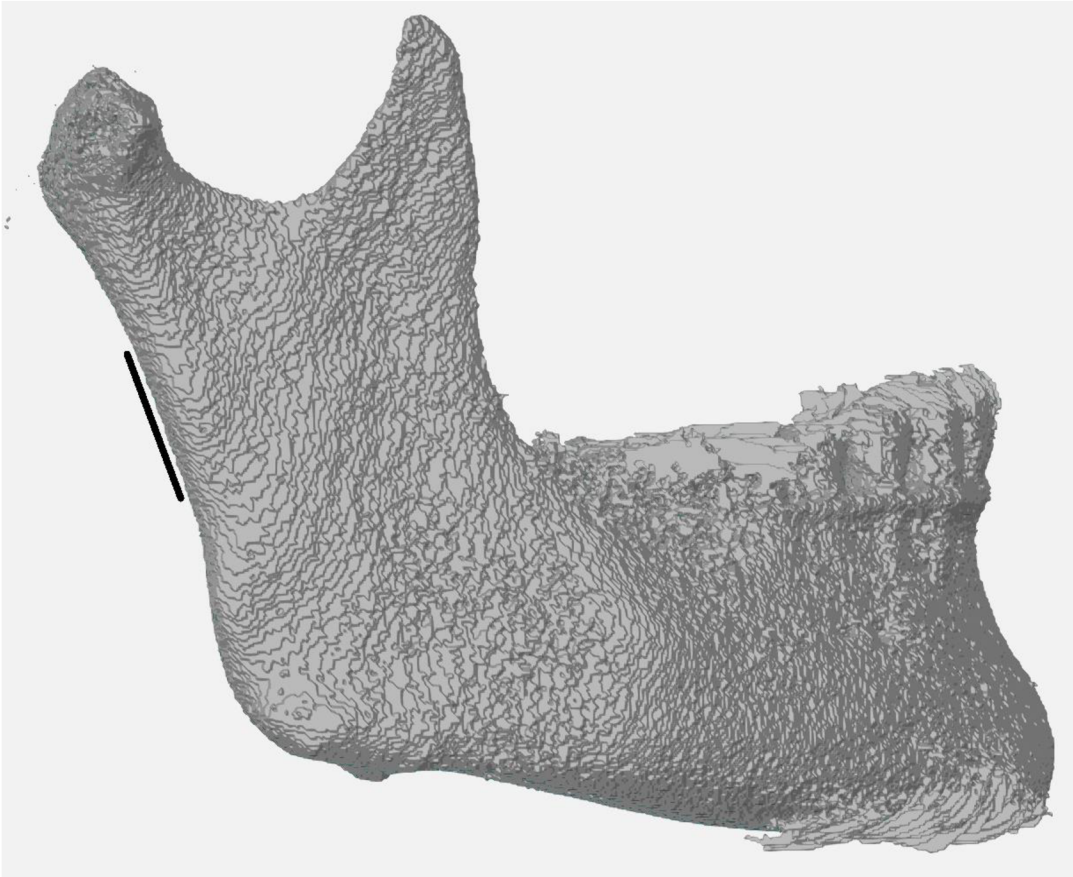
6.5 Odhad pohlavia podľa metódy Lothovej a Henneberga

Táto metóda je založená na vizuálnom hodnotení tvaru vonkajšieho okraja ramena dolnej čeľuste. Kosť je určená ako mužská v prípade, že sa na okluzálnej úrovni stoličiek alebo tesne nad ňou nachádza zakrivenie (obr. 53). Na ženských kostiach sa zakrivenie nenachádza alebo je viditeľné vyššie – tesne pod krčkom dolnej čeľuste (obr. 54). Pozorujú sa obe ramená a následne je stanovené finálne skóre, na základe ktorého je pohlavie odhadnuté. Autori uvádzajú nasledovný postup: „...tvar je viditeľný v *norma lateralis* ale pre lepší odhad je potrebné pomaly rotovať vonkajší okraj smerom od pozorovateľa.“ (Loth a Henneberg 1996, s. 475). Skóre sa stanovuje tak, že najskôr hodnotíme tvar jedného okraja,

a ak je zakrivenie prítomné, označíme to prostredníctvom skóre +1. V prípade, že je okraj rovný skóre je -1. Ak nie je okraj zreteľne zakrivený ani zreteľne rovný, skóre je rovné 0. Podobne pridelíme skóre aj druhému okraju, pričom výsledné skóre je rovné súčtu skóre okrajov na oboch ramenách. V pôvodnej práci sú ako mužské určené kosti s dosiahnutým skóre 0, +1 a +2, zatiaľ čo za ženské sú odhadnuté kosti s dosiahnutým skóre -1 a - 2 (Loth a Henneberg 1996, s. 475,477,479). Nakoľko naša práca operuje s 3D modelmi, ktoré vznikajú procesom spracovania tomografických snímok, kde každá odchýlka v oblasti ramena kosti môže znamenať pozmenenie jeho tvaru a tým pádom aj pridelené skóre, rozhodli sme sa, že skóre 0 pridelíme tzv. indeferentným jedincom (nemožno určiť muža ani ženu). Odhad pohlavia na základe tejto metódy prebiehal v programe GOM Inspect.



Obr. 53: Príklad kosti s prítomným zakrivením vonkajšieho okraja.

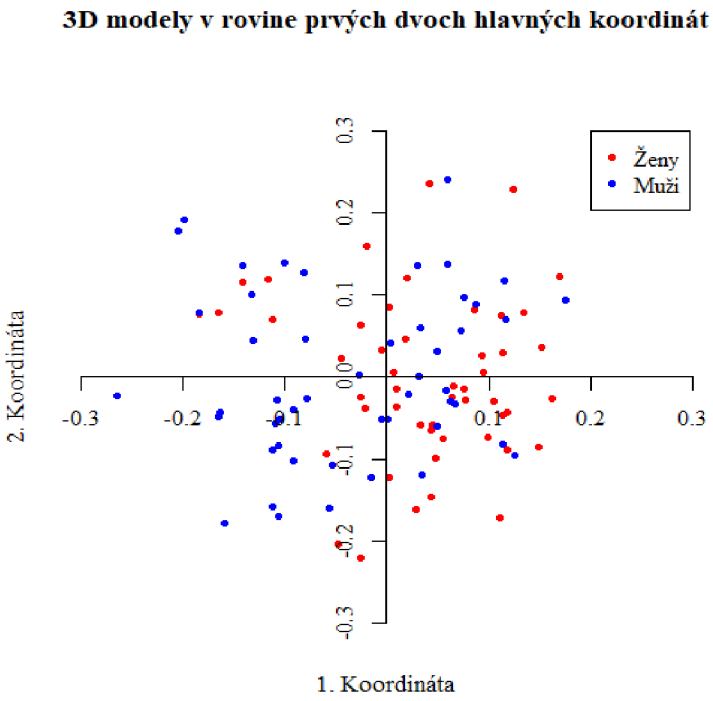


Obr. 54: Príklad vonkajšieho okraja dolnej čeľuste bez zakrivenia.

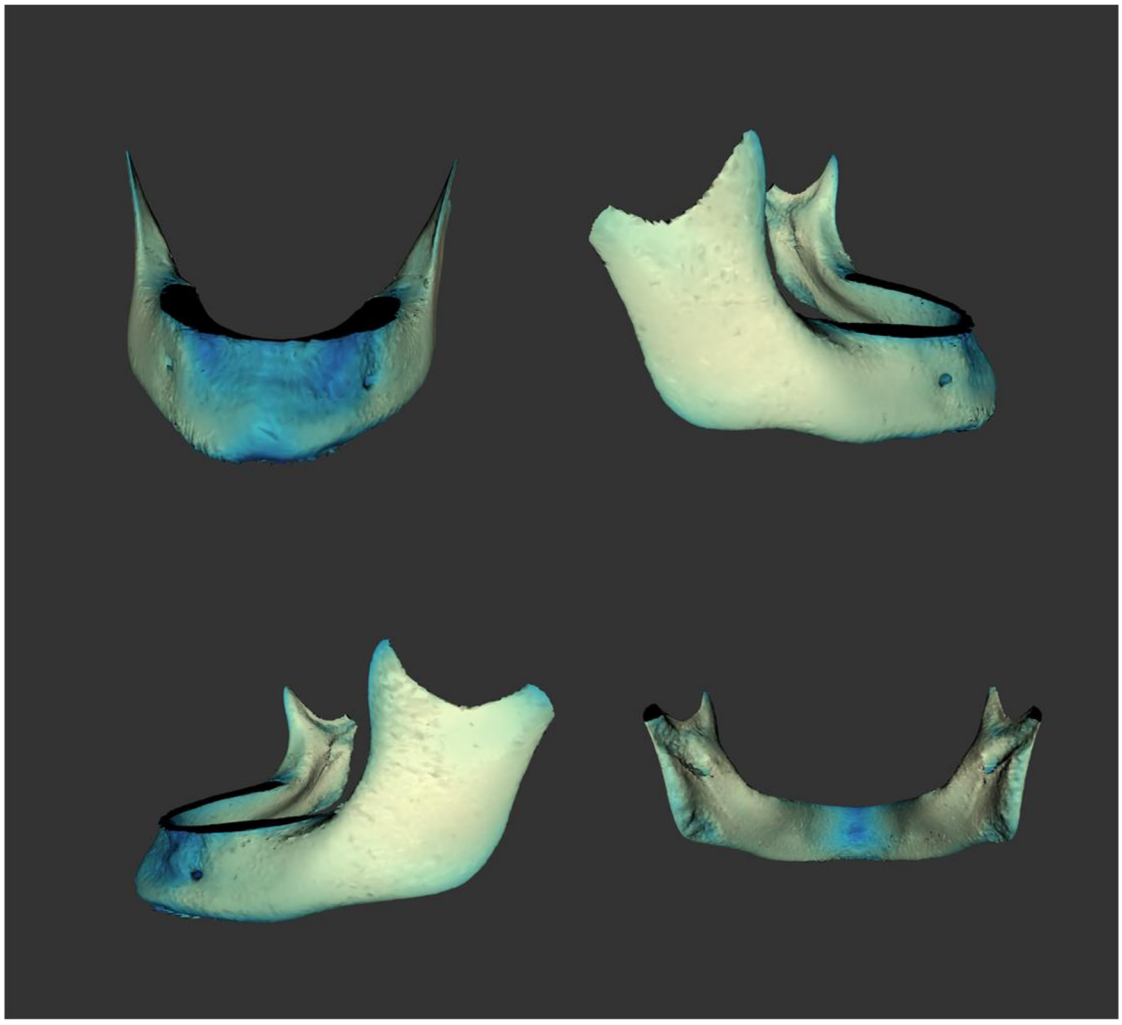
7 Výsledky

7.1 Analýzy tvaru v programe FIDENTIS

Hodnota testu analýzy podobností, ktorá testovala rozdiel medzi vzdialenosťami v rámci ženskej a mužskej vzorky bola štatisticky významná (p-hodnota< 0,05). V následnej analýze hlavných koordinát sme zistili, že prvých 8 hlavných koordinát vysvetľuje viac ako 2 % variability (všetkých 8 koordinát spolu vysvetľuje 72,12 % variability). Analýza podobností prevedená na prvých 8 hlavných koordinátach stanovila p-hodnotu test. štatistiky na úrovni 0,005. Nulovú hypotézu sme teda v oboch prípadoch zamietli. Na grafe zobrazujúcom rovinu prvých dvoch hlavných koordinát (graf 6) vidíme tendenciu žien orientovať sa viac ku kladným hodnotám druhej koordináty a k záporným hodnotám prvej koordináty. Orientácia mužov je skôr rozptýlená v rámci celého grafu. Priemerný model s farebnou mapou variability celého skúmaného súboru (obr. 55) poukazuje na pomerne konštantné rozmiestnenie vyššej variability naprieč celým modelom, s výnimkou oblasti brady a stredných partií tela modelu kosti, kde je variabilita nižšia.

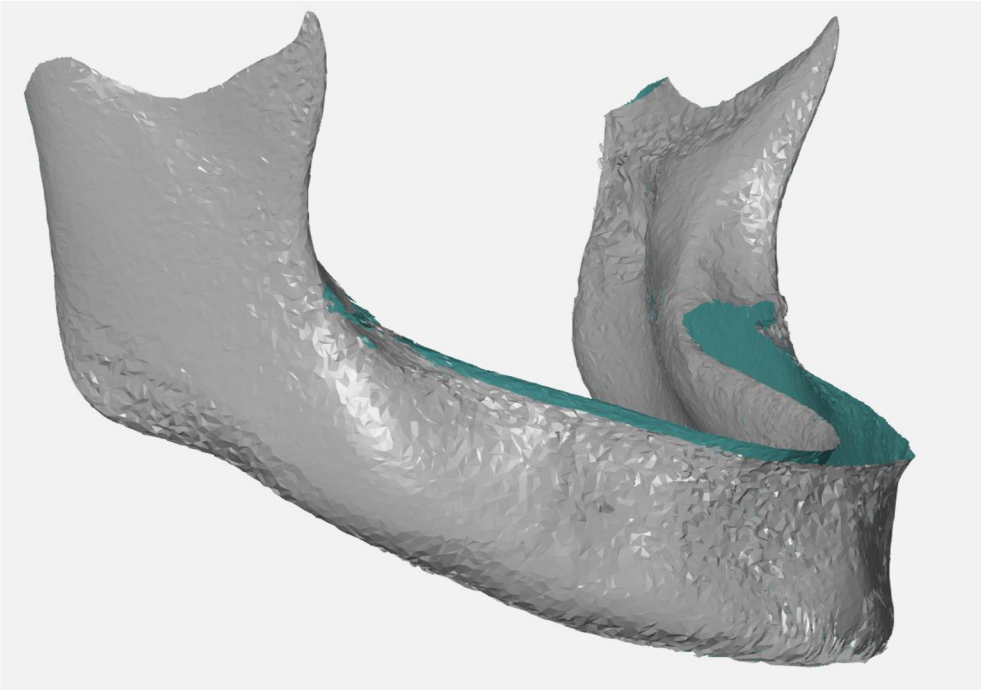


Graf 6: 3D modely v rovine prvých dvoch hlavných koordinát.

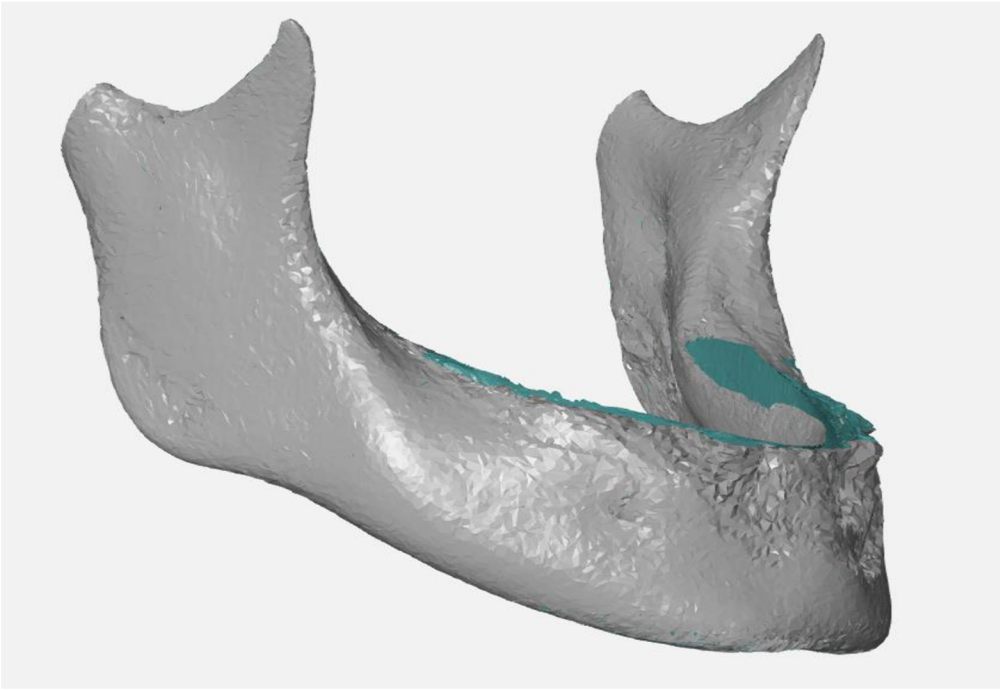


Obr. 55: Priemerný model získaný analýzou tvarou všetkých jedincov v súbore. Variabilita je najmenšia v oblastiach s modrou farbou a najväčšia v oblastiach so žltou farbou.

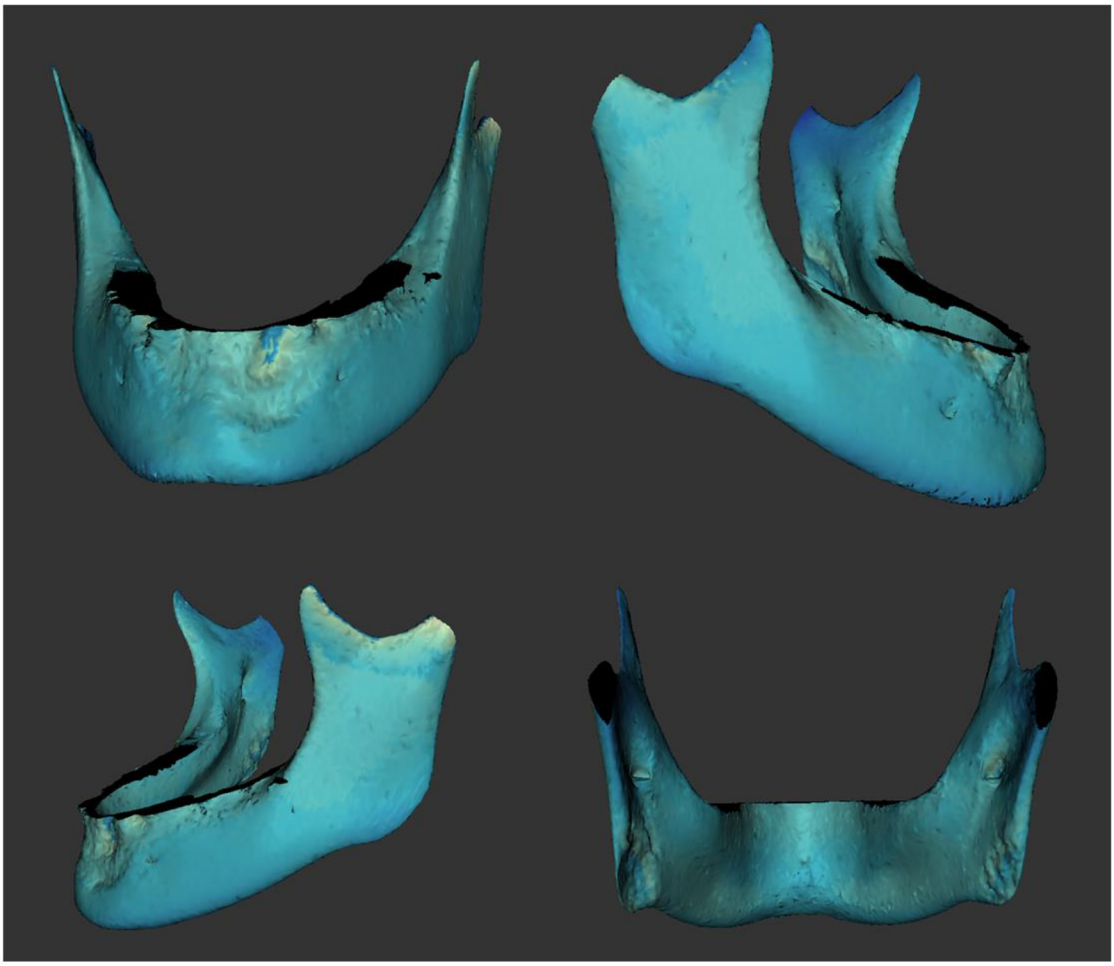
Pri porovnávaní priemerného ženského modelu (obr. 56) oproti priemernému mužskému modelu (obr. 57) sme zistili, že vzdialenosť medzi nimi činí 1,553. Rozloženie vyššej variability možno pozorovať v oblasti ľavého kraniálneho konca ramena a približne uprostred alveolárneho výbežku. Na ostatných miestach modelu sme pozorovali konštantne rozloženú nižšiu úroveň variability (obr. 58).



Obr. 56: Priemerný ženský 3D model. 30000 vrcholov.

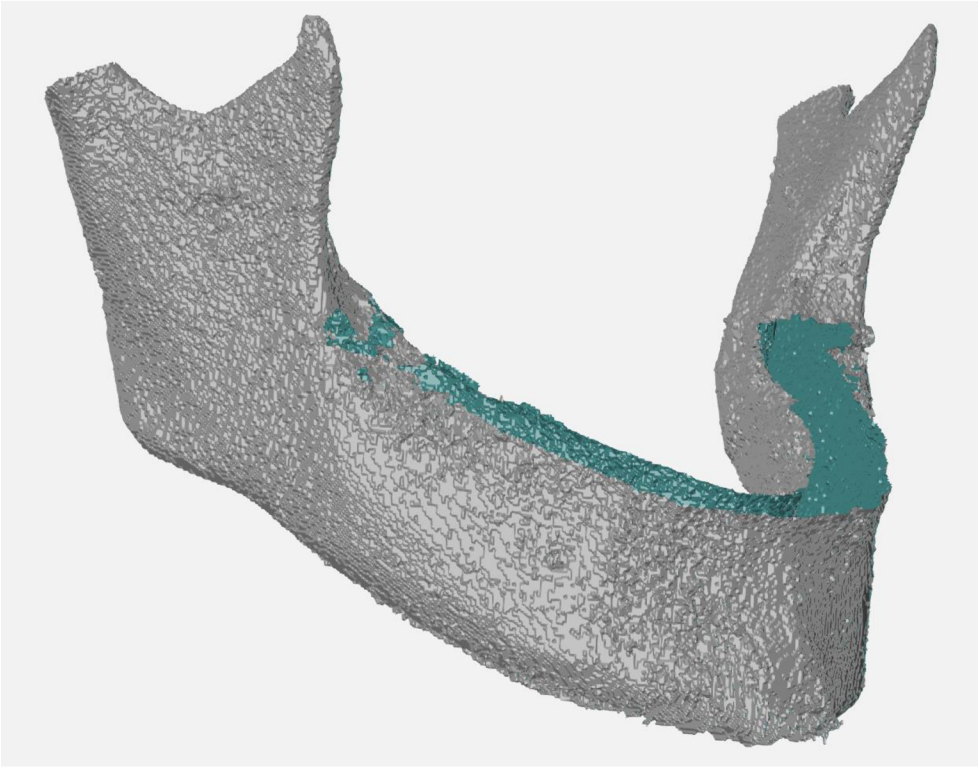


Obr. 57: Priemerný mužský 3D model. 30000 vrcholov.

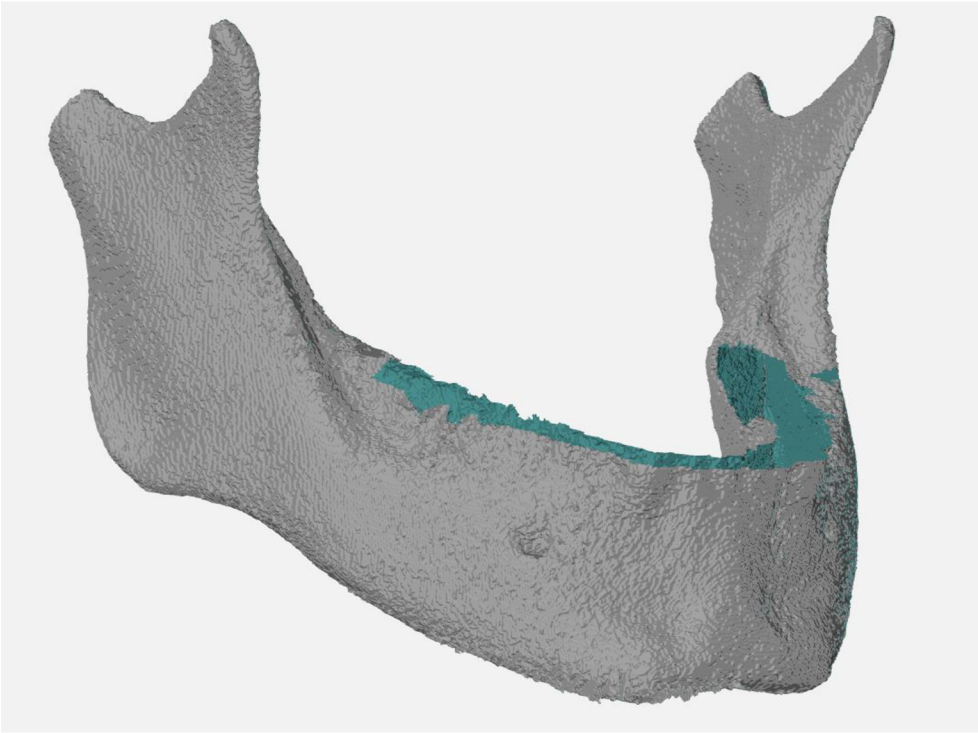


Obr. 58: Rozloženie variability pri porovnávaní ženského a mužského priemerného 3D modelu. Variabilita je znázornená na mužskom modeli. Variabilita je najmenšia v oblastiach s modrou farbou a najväčšia v oblastiach so žltou farbou.

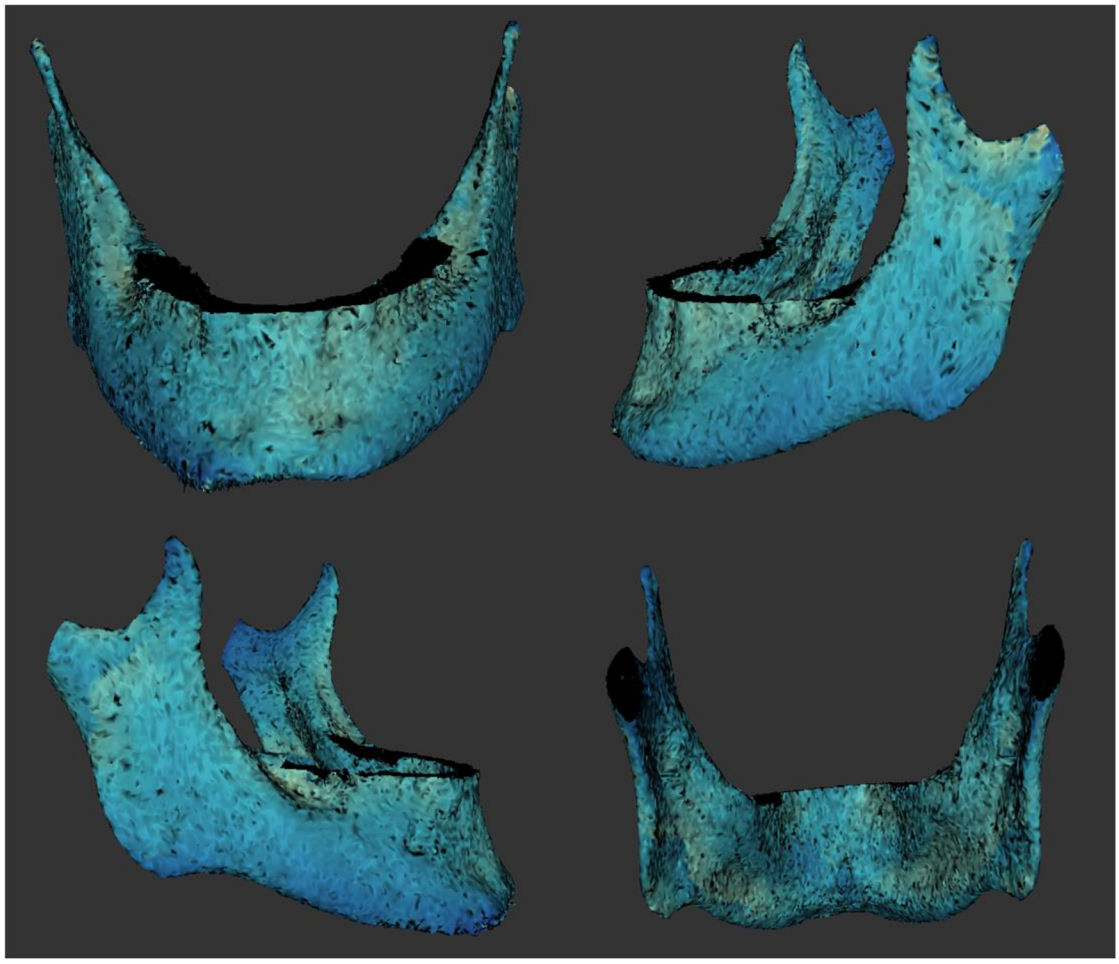
Pri porovnávaní 3D modelov, ktoré boli v jednotlivých intrapohlavných analýzach stanovené ako najviac priemerné (obr. 59 a 60) sme stanovili vzdialenosť 2,393. Farebná mapa (obr. 61) poukazuje na výskyt nižšej miery variability na spodnom okraji modelu, ktorá sa kraniálnym smerom mierne zvyšuje. Najvyššiu úroveň variability pozorujeme na zadnej, resp. vnútornej ploche modelu, v oblasti alveolárneho výbežku a na ľavostranne orientovanej *incisura mandibulae*.



Obr. 59: Najpriemernejší ženský model. Orezaný, nezredukovaný počet vrcholov.



Obr. 60: Najpriemernejší mužský 3D model. Orezaný, nezredukovaný počet vrcholov.

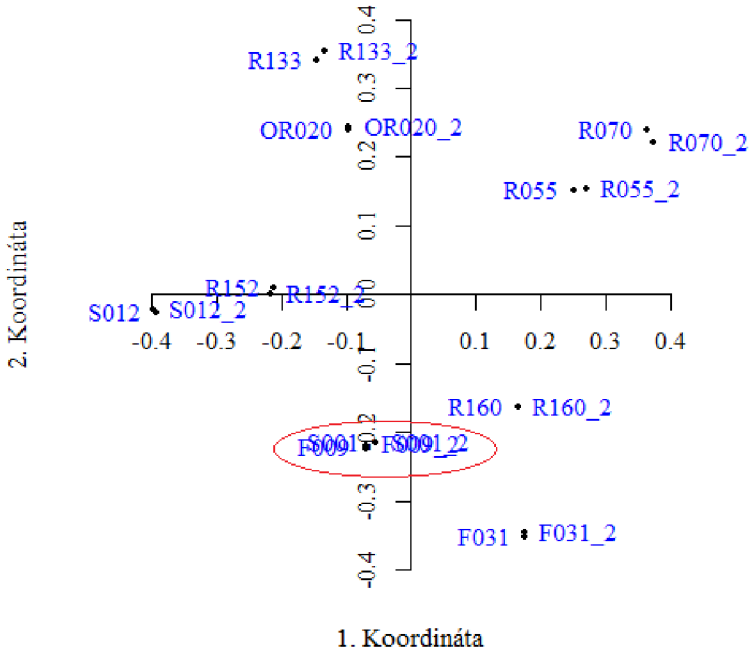


Obr. 61: Rozloženie variability pri porovnávaní najpriemernejšieho ženského a mužského 3D modelu. Variabilita je znázornená na mužskom modeli. Variabilita je najmenšia v oblastiach s modrou farbou a najväčšia v oblastiach so žltou farbou.

7.1.2 Testovanie správnosti orezania a vplyvu použitého protokolu

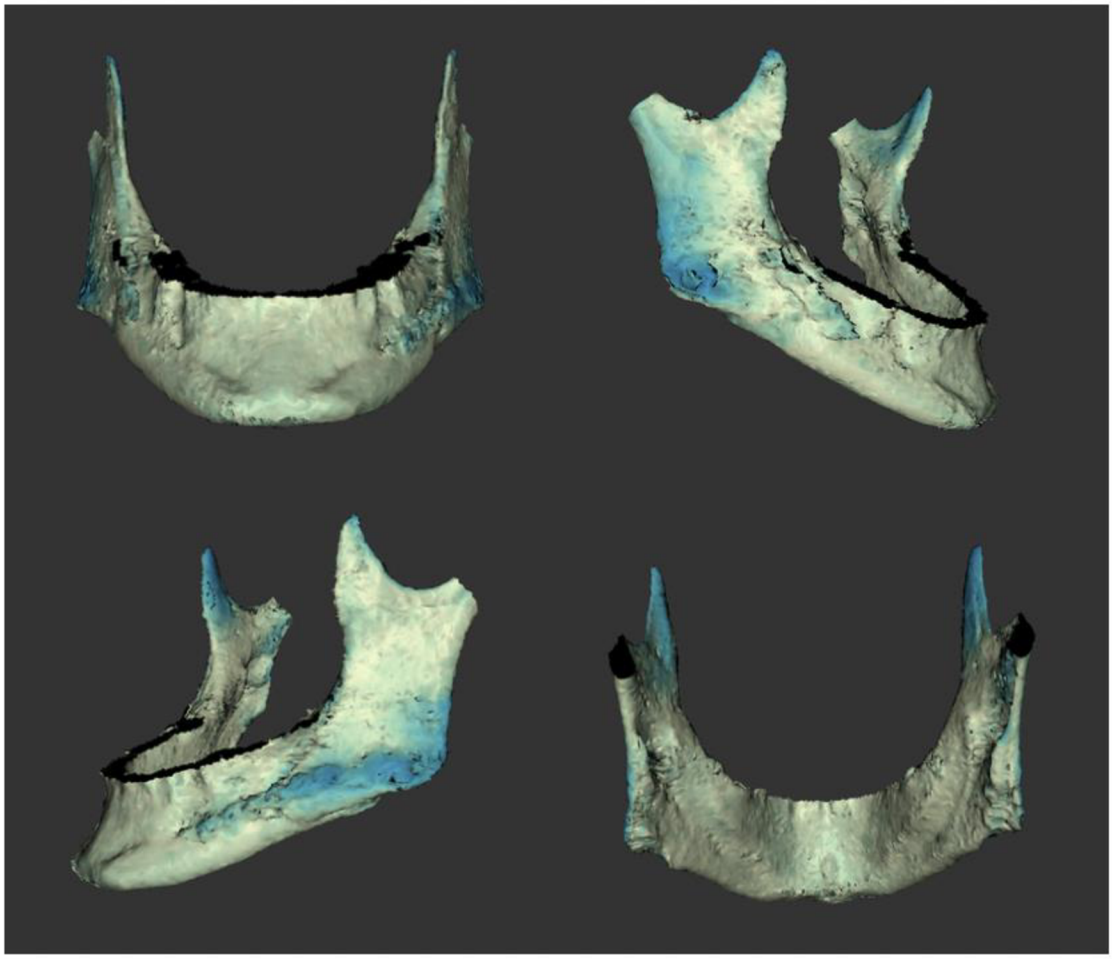
Hodnota testovacej štatistiky (parametru U) Mannov-Whitneyho U testu zamietla na hl. významnosti nulovú hypotézu ($p < 0,00$). Preukázali sme teda štatisticky významný rozdiel medzi opakovane orezanými 3D modelmi totožných jedincov a odlišnými jedincami. Nakoľko nám však tento test neposkytuje úplne presný pohľad ako moc sa opakovane orezané 3D modely líšia od pôvodných, testovanie sme doplnili o graf (graf 7), ktorý znázorňuje vzdialenosti jednotlivých 3D modelov medzi sebou. Z grafu možno vyčítať, že totožní jedinci majú k sebe najbližšie a spravidla sa nachádzajú ďaleko od odlišných jedincov s výnimkou jedincov F009 a S001, kedy vzdialenosť takmer odpovedá vzdialenosti medzi totožnými jedincami.

3D modely v rovine prvých dvoch hlavných koordinát



Graf 7: Grafické zobrazenie vzdialenosti medzi jednotlivými modelmi v rovine 1. a 2. hlavnej koordináty. Jedinci nachádzajúci sa v červenej elipse sú F009 a S001.

Analýza troch modelov, ktorá slúžila k testovaniu vplyvu jednotlivých protokolov, stanovila pre vzdialenosť medzi testovacími modelmi hodnotu 0,702. Vzdialenosť medzi modelom zahrnutým vo vlastnej analýze tvaru (referenčný model) a testovacím modelom vytvoreným prostredníctvom protokolu 1 bola 1,459. Hodnota vzdialenosti medzi druhým testovacím modelom (protokol 2) a referenčným modelom bola 1,504. Na priloženej farebnej mape možno pozorovať rozmiestnenie variability takmer rovnako na celom povrchu s výnimkou vnútornej plochy oboch korunových výbežkov a oblastí podrobených chirurgickému zákroku (obr. 62).



Obr. 62: Grafické zobrazenie odlišností medzi modelmi, na ktorých sme testovali vplyv protokolu. Vzorový model bol ten, ktorý bol zahrnutý aj do vlastnej analýzy tvaru.

7.1.3 Vplyv vrstevnatosti modelov

Výsledný koeficient korelácie Mantelovho testu mal hodnotu 0,994 s p-hodnotou 0,0001. Preukázali sme teda štatisticky významný veľmi vysoký stupeň lineárnej závislosti medzi vyhladenými a nevyhladenými modelmi

7.2 Morfometrický prístup

7.2.1 Popisná štatistika a sexuálny dimorfizmus

Základné číselné charakteristiky ako priemer, medián, minimum, maximum a smerodajná odchýlka (sd) sú uvedené v tabuľkách 5 až 7 . Štatisticky významný rozdiel medzi mužskými a ženskými hodnotami bol s výnimkou troch prípadov preukázaný vždy a spoločne s indexom sexuálneho dimorfizmu je uvedený v tab. 8. Testovanie je podporené

krabicovými diagramami (graf 8), ktoré zobrazujú rozloženie hodnôt daného rozmeru. Všetky rozmery sú uvádzané v milimetroch. Pokiaľ nie je uvedené inak, uhly sú udávané v stupňoch. Pre vysvetlivky jednotlivých skratiek viď. kapitola 6.4.2 a 6.4.3.

Rozmer	Priemer	Medián	Minimum	Maximum	sd
DL dex.	80,82	80,88	69,96	94,7	5,99
DL sin.	80,56	80,04	70,67	93,94	5,76
MinRB dex.	29,06	28,95	23,01	37,4	3,01
MinRB sin.	29,11	29,13	22,88	36,96	2,99
CH	28,12	28,26	20,19	33,9	2,91
CrH dex.	60,29	59,2	46,86	82,29	6,38
CrH sin.	59,91	58,96	46,32	78,83	6,55
GB	94,21	93,26	76,6	115,09	6,7
CrB	97,09	97,28	81,6	113,15	6,54
GN-ML dex.	30,49	30,33	25,6	37,66	2,48
GN-ML sin.	30,76	30,46	25,01	39,02	2,68
ML-A dex.	16,38	16,24	6,63	25,36	2,68
ML-A sin.	16,23	16,15	6,11	21,69	2,69
dorRB	99,07	98,49	87,03	113,07	5,79
venRB	86,09	86,69	76,14	96,14	4,59
MLB	46,79	46,22	38,63	54,99	3,46
Gosin-Godex-GN	54,01	53,9	47,81	61,63	2,74
Godex-Gosin-GN	54,34	53,81	47,29	62,34	3,49
Godex-GN-Gosin	71,64	71,99	59,59	83,66	5,27

Tab. 5: Číselné charakteristiky pre celý súbor.

Rozmer	Priemer	Medián	Minimum	Maximum	sd
DL dex.	77,61	77,5	69,96	87,87	4,47
DL sin.	77,55	77,76	70,67	85,05	3,76
MinRB dex.	28,03	27,68	23,01	32,79	2,59
MinRB sin.	28,13	27,85	22,88	33,43	2,58
CH	26,86	26,92	20,19	32,73	2,88
CrH dex.	57,09	56,97	46,86	65,82	4,46
CrH sin.	56,34	56,47	46,32	68,09	4,77
GB	91,07	91,18	76,6	101,38	5,32
CrB	93,95	93,38	81,6	106,8	6,22
GN-ML dex.	29,29	29,07	25,6	35,64	2,09
GN-ML sin.	29,32	29,16	25,01	39,02	2,3
ML-A dex.	15,26	15,41	6,63	20,13	2,35
ML-A sin.	15,33	15,59	6,11	21,02	2,72
dorRB	96,01	96,28	87,03	102,67	4,2
venRB	83,78	83,47	76,14	92,66	4,13
MLB	44,81	44,69	38,63	54,99	2,6
Gosin-Godex-GN	53,91	53,9	48,44	59,88	2,61
Godex-Gosin-GN	54,02	53,12	47,29	62,06	3,48
Godex-GN-Gosin	72,06	72,46	59,98	82,34	5,26

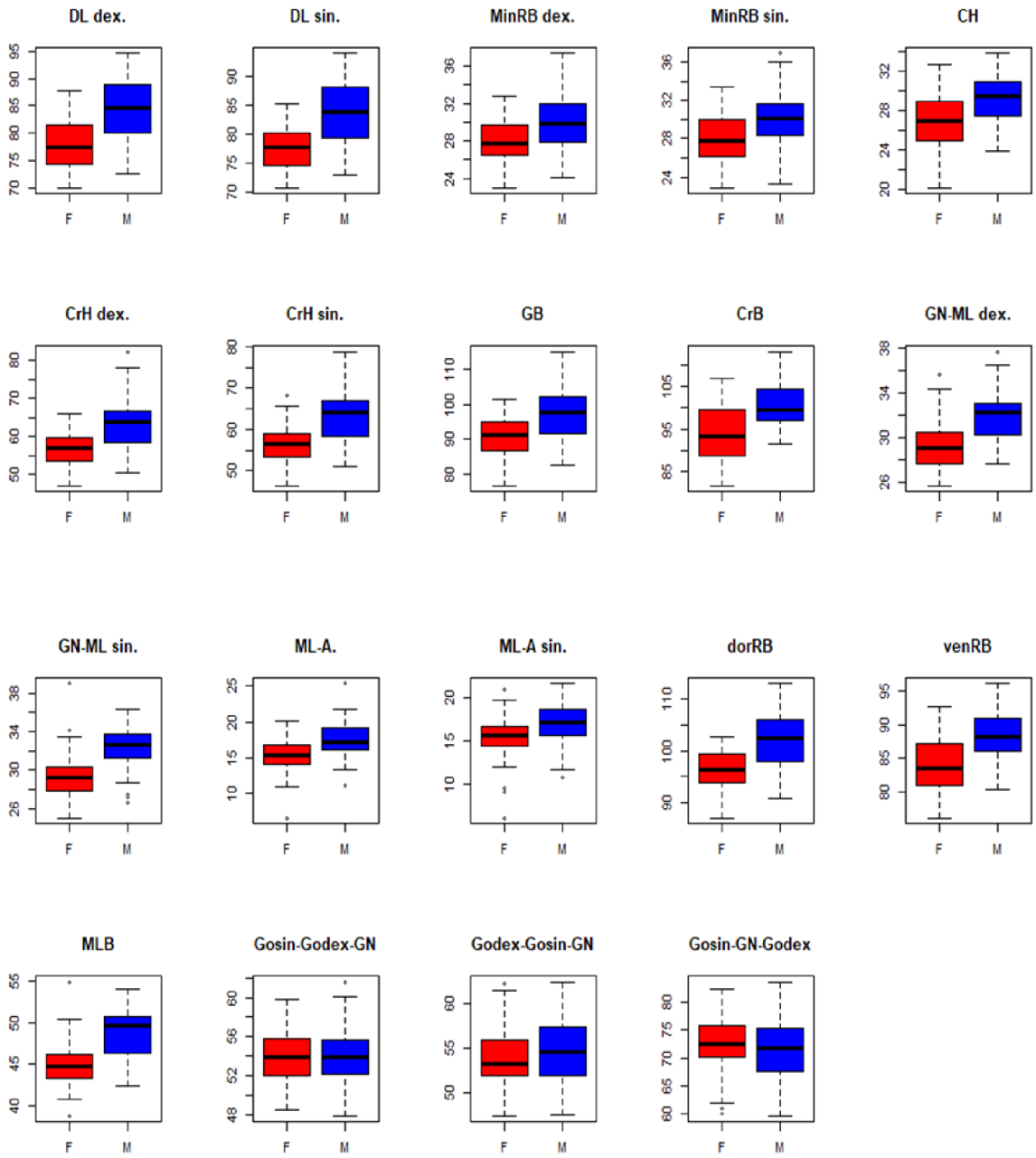
Tab. 6: Číselné charakteristiky žien.

Rozmer	Priemer	Medián	Minimum	Maximum	sd
DL dex.	84,04	84,56	72,63	94,7	5,6
DL sin.	83,57	83,72	72,9	93,94	5,87
MinRB dex.	30,08	29,89	24,07	37,4	3,07
MinRB sin.	30,1	30,11	23,27	36,96	3,07
CH	29,38	29,57	23,94	33,9	2,37
CrH dex.	63,45	63,75	50,47	82,29	6,45
CrH sin.	63,49	64,05	51,09	78,83	6,16
GB	97,35	97,64	82,63	115,09	6,5
CrB	100,23	99,37	91,53	113,15	5,25
GN-ML dex.	31,7	32,17	27,56	37,66	2,25
GN-ML sin.	32,21	32,58	26,57	36,28	2,23
ML-A dex.	17,51	17,19	11,2	25,36	2,52
ML-A sin.	17,12	17,17	10,85	21,69	2,36
dorRB	102,13	102,5	90,81	113,07	5,57
venRB	88,39	88,26	80,32	96,14	3,84
MLB	48,78	49,58	42,25	54,08	3,07
Gosin-Godex-GN	54,12	53,92	47,81	61,63	2,89
Godex-Gosin-GN	54,66	54,47	47,46	62,34	3,51
Godex-GN-Gosin	71,22	71,89	59,59	83,66	5,31

Tab. 7: Číselné charakteristiky mužov.

Rozmer	Test	P-hodnota	ISD
DL dex.	t-test	< 0,00*	108,29
DL sin.	t-test	< 0,00*	107,76
MinRB dex.	t-test	0,0004*	107,34
MinRB sin.	t-test	0,0008*	107,0
CH	t-test	< 0,00*	109,36
CrH dex.	t-test	< 0,00*	111,22
CrH sin.	t-test	< 0,00*	112,7
GB	t-test	< 0,00*	106,9
CrB	t-test	< 0,00*	106,69
GN-ML dex.	t-test	< 0,00*	108,22
GN-ML sin.	Mann-Whitney U	< 0,00*	109,85
ML-A dex.	Mann-Whitney U	< 0,00*	114,72
ML-A sin.	Mann-Whiteny U	0,0004*	111,65
dorRB	t-test	< 0,00*	106,37
venRB	t-test	< 0,00*	105,5
MLB	Mann-Whitney U	< 0,00*	108,87
Gosin-Godex-GN	t-test	0,71	100,39
Godex-Gosin-GN	t-test	0,37	101,17
Godex-GN-Gosin	t-test	0,43	98,83

Tab. 8: Tabuľka zobrazuje testovanie štatistickej významnosti rozdielov medzi rozmermi meraními na ženských a mužských modeloch a index sexuálneho dimorfizmu (ISD). *Štatisticky významný rozdiel. Pri testovaní rozdielov medzi uhlami boli použité hodnoty v radiánoch.



Graf 8: Krabicové diagramy príslušných rozmerov.

7.2.2 Použitie publikovaných diskriminačných rovníc

Úspešnosť priradenia pohlavia jednotlivých rovníc spoločne s úspešnosťou v pôvodnej práci je uvedená v tabuľkách 9 a 10.

Funkcia	Úspešnosť na orig. súbore			Úspešnosť na test. súbore		
	Ž	M	C	Ž	M	C
1) CH a GB	85 %	80 %	82,5 %	90 %	38 %	64 %
2) CH	62 %	73 %	67,5 %	90 %	30 %	60 %
3) GB	80 %	81 %	80,5 %	50 %	88 %	69 %

Tab. 9: Úspešnosť určenia pohlavia na základe diskriminačných funkcií použitých v práci Marinescu et al. 2013. Legenda: *CH- výška brady; GB- bigoniálna šírka; Ž- úspešnosť klasifikácie žien; M- úspešnosť klasifikácie mužov; C- celková úspešnosť odhadu.*

Funkcia	Úspešnosť na orig. súbore			Úspešnosť na test. súbore		
	Ž	M	C	Ž	M	C
1A) DL dex. a MinRB sin.	80,77 %	83,05 %	82,35 %	92 %	48 %	70 %
1B) DL dex. a MinRB sin.				94 %	48 %	71 %
1C) DL sin. a MinRB dex.				96 %	48 %	72 %
1D) DL sin. a MinRB sin.				96 %	46 %	71 %
2A) DL dex.	73,08 %	81,36 %	78,82 %	96 %	44 %	70 %
2B) DL sin.				98 %	42 %	70 %
3A) MinRB dex.	80,77 %	71,19 %	74,12 %	80 %	48 %	64 %
3B) MinRB sin.				82 %	48 %	65 %

Tab. 10: Úspešnosť odhadu pohlavia na základe diskriminačných funkcií použitých v práci Vodanović et al. 2006. Legenda: *DL- diagonálna dĺžka čeľuste; MinRB- najmenšia šírka ramena; dex- rozmer z pravej strany; sin- rozmer z ľavej strany; Ž- úspešnosť klasifikácie žien; M- úspešnosť klasifikácie mužov; C- celková úspešnosť odhadu.*

7.2.3 Tvorba diskriminačnej funkcie

Prvou diskriminačnou analýzou bol vytvorený štatisticky významný model s hodnotou celkovej Wilksovej lambdy 0,446 (tab. 11). Koeficienty a Wilksové lambdy pre jednotlivé vybraté premenné (prediktory) v modely sú zobrazené v tab. 12. Úspešnosť diskriminačnej funkcie dosiahla pri overení v oboch prípadoch (resubstitúcia a krížové overenie) úroveň 87 % (tab. 13). Funkcia má tvar:

*f = (0,191 x MLB) + (0,244*ML-A dex.) + (0,078*dorzRB) + (0,065* DL dex) – 25,964*

Funkcia	Wilksova lambda	Test. štatistika	p-hodnota	Centroidy skupín		Deliaci bod
				Ženy	Muži	
1	0,446	77,495	0,00	-1,103	1,103	0

Tab. 11: Vlastnosti vytvoreného modelu.

Rozmer	Wilksova lambda	Neštand. koeficienty	Štand. koeficienty
MLB	0,667	0,191	0,544
ML-A dex.	0,524	0,244	0,595
dorzRB	0,472	0,078	0,386
DL dex.	0,446	0,065	0,331
konštanta	-25,964		

Tab. 12. Wilksove lambdy a koeficienty jednotlivých premenných vybratých analýzou. Rozmery: *MLB- predná šírka dol. čeľuste; ML-A- vzdialenosť mentale od alveolárneho výbežku; dorRB- šírka na úrovni zadných okrajov ramien; DL- diagonálna dĺžka čeľuste*.

			Klasifikovaní jedinci		
		Pohl.	Ž	M	Celkovo
Resubtitúcia	Počet	Ž	47	3	50
		M	10	40	50
	Klasif.	Ž	94 %	6 %	100 %
		M	20 %	80 %	100 %
Krížové overenie	Počet	Ž	47	3	50
		M	10	40	50
	Klasif.	Ž	94 %	6 %	100 %
		M	20 %	80 %	100 %

Tab. 13: Úspešnosť klasifikácie modelu. Klasif. udáva percentuálny podiel jedincov v danej skupine.

Model druhej diskriminačnej analýzy, v ktorej neboli zahrnuté všetky premenné (viď. kapitola 7.2.4) bola opäť štatisticky významná s hodnotou celkovej Wilksovej lambdy 0,473 (tab. 14). Koeficienty a Wilksové lambdy pre jednotlivé premenné modelu sú

zobrazené v tab. 15. Úspešnosť klasifikácie dosiahla v prípade resubstitúcie úroveň 88 %, zatiaľ čo pri krížovom overení hodnotu 84 % (tab. 16). Funkcia má tvar:

*f = (0,202*MLB) + (0,056*CrH sin.) + (0,081*DL dex.) + (0,145*CH) – 23,434.*

Funkcia	Wilksova lambda	Test. štatistika	p-hodnota	Centroidy skupín		Deliaci bod
				Ženy	Muži	
2	0,473	71,862	0,00	-1,045	1,045	0

Tab. 14: Vlastnosti vytvoreného modelu.

Rozmer	Wilksova lambda	Neštand. koeficienty	Štand. koeficienty
MLB	0,667	0,202	0,574
CrH sin.	0,552	0,056	0,309
DL dex.	0,507	0,081	0,412
CH	0,473	0,145	0,381
konštanta	-23,434		

Tab. 15: Wilksove lambdy a koeficienty jednotlivých premenných vybratých analýzou. Rozmery: *MLB- predná šírka dol. čeľuste; CrH- koronoidná výška; CH- výška brady; DL- diagonálna dĺžka čeľuste.*

			Klasifikovaní jedinci		Celkovo
		Pohl.	Ž	M	
Resubtitúcia	Počet	Ž	44	6	50
		M	6	44	50
	Klasif.	Ž	88 %	12 %	100 %
		M	12 %	88 %	100 %
Krížové overenie	Počet	Ž	44	6	50
		M	10	40	50
	Klasif.	Ž	88 %	12 %	100 %
		M	20 %	80 %	100 %

Tab. 16: Úspešnosť klasifikácie modelu. Klasif. udáva percentuálny podiel jedincov v danej skupine.

7.4.4 Analýza tvaru na základe digitalizovaných bodov

Na základe PCA prokrustových súradníc sme celkovo vybrali 7 hlavných komponentov, ktoré dohromady popisovali 77,62 % variability. Pri testovaní priemernej prokrustovej vzdialenosti žien a mužov sme stanovili hodnotu test. štatistiky 1121 s p-hodnotou 0,374. Nepodarilo sa nám teda preukázať štatisticky významný rozdiel. Výsledky jednotlivých dvoj-výberových testov použitých na skóre príslušných pohlaví hlavných komponent sú uvedené v tab. 17 .Diskriminačná analýza, ktorá ako významne premenné

zvolilia 1. a 4. hlavný komponent, taktiež nepreukázala silné rozlíšenie pohlaví, nakoľko jej Wilksova lambda bola 0,892 a úspešnosť odhadu sa pri overení pohybovala na úrovni 61 % (tab. 18 až 20).

Komponent	Test	Test. štatistika	p-hodnota
1	Mann-Whitney U	1690	0,002*
2	Mann-Whitney U	1539	0,046*
3	t-test	-0,976	0,332
4	t-test	1,918	0,058
5	t-test	-0,236	0,814
6	t-test	-1,246	0,216
7	Mann-Whitney U	1353	0,478

Tab. 17: Výsledky testovania skóre mužov a žien jednotlivých hlavných komponentov. *Štatisticky významný rozdiel.

Funkcia	**Wilksova lambda**	**Test. štatistika**	**p-hodnota**	**Centroidy skupín**		**Deliaci bod**
				Ženy	**Muži**	
PC	0,892	11,053	0,094	-0,344	0,344	0

Tab. 18: Vlastnosti vytvoreného modelu.

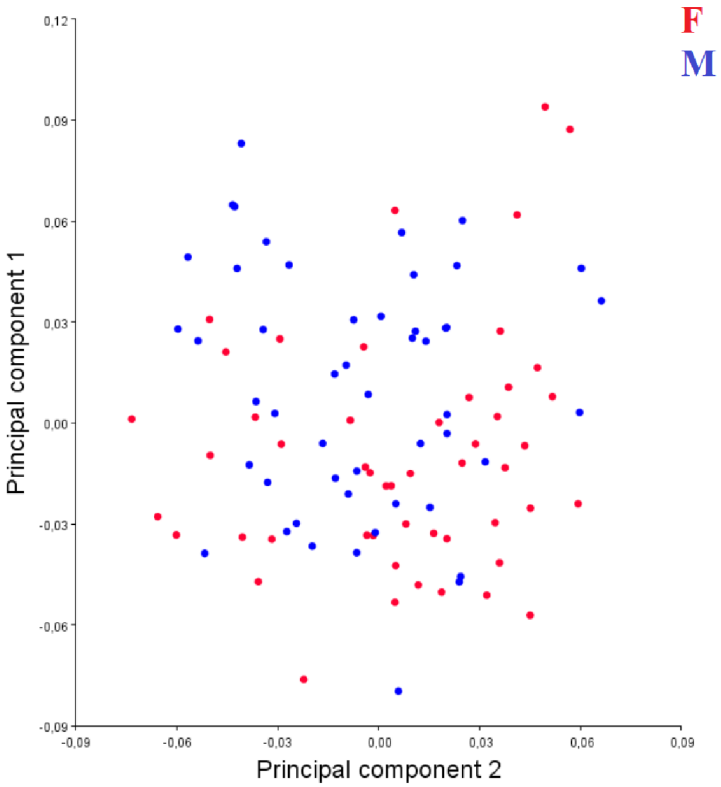
Komponent	**Neštand. koeficienty**	**Štand. koeficienty**
1	23,245	0,831
4	27,849	0,602
Konštanta	0	

Tab. 19: Wilksove lambdy a koeficienty jednotlivých premenných vybratých analýzou.

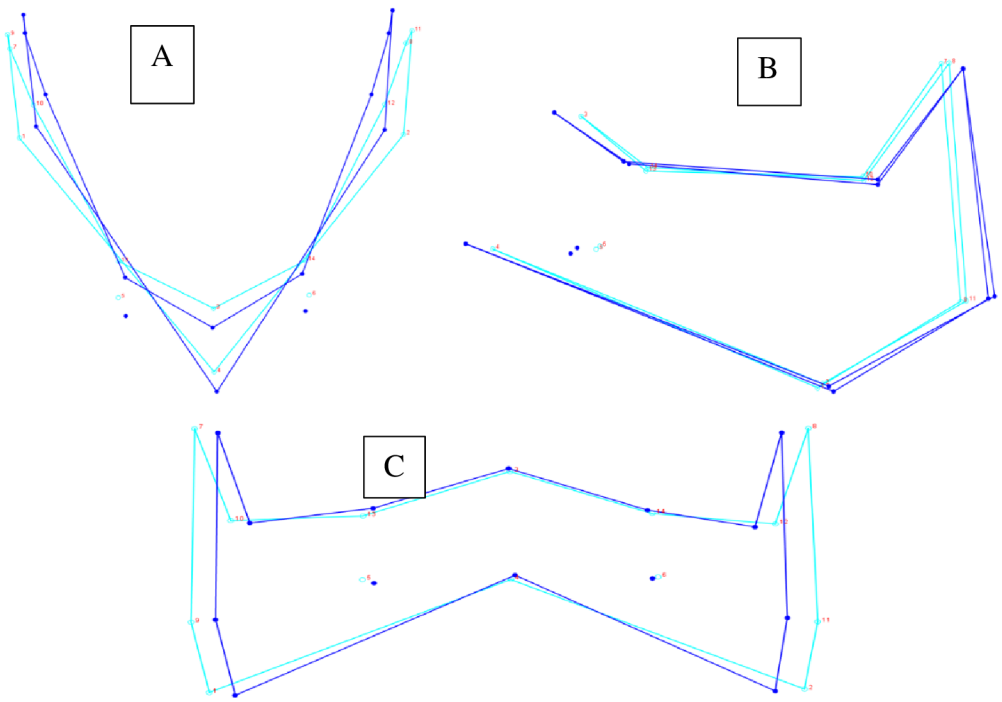
			Klasifikovaní jedinci		
		Pohlavie	Ženy	Muži	Celkovo
Resubtitúcia	Počet	Ženy	31	19	50
		Muži	20	30	50
	Klasif.	Ženy	62 %	38 %	100 %
		Muži	40 %	60 %	100 %
Krížové overenie	Počet	Ženy	31	19	50
		Muži	20	30	50
	Klasif.	Ženy	62 %	38 %	100 %
		Muži	40 %	60 %	100 %

Tab. 20: Predikčná schopnosť vytvoreného modelu.

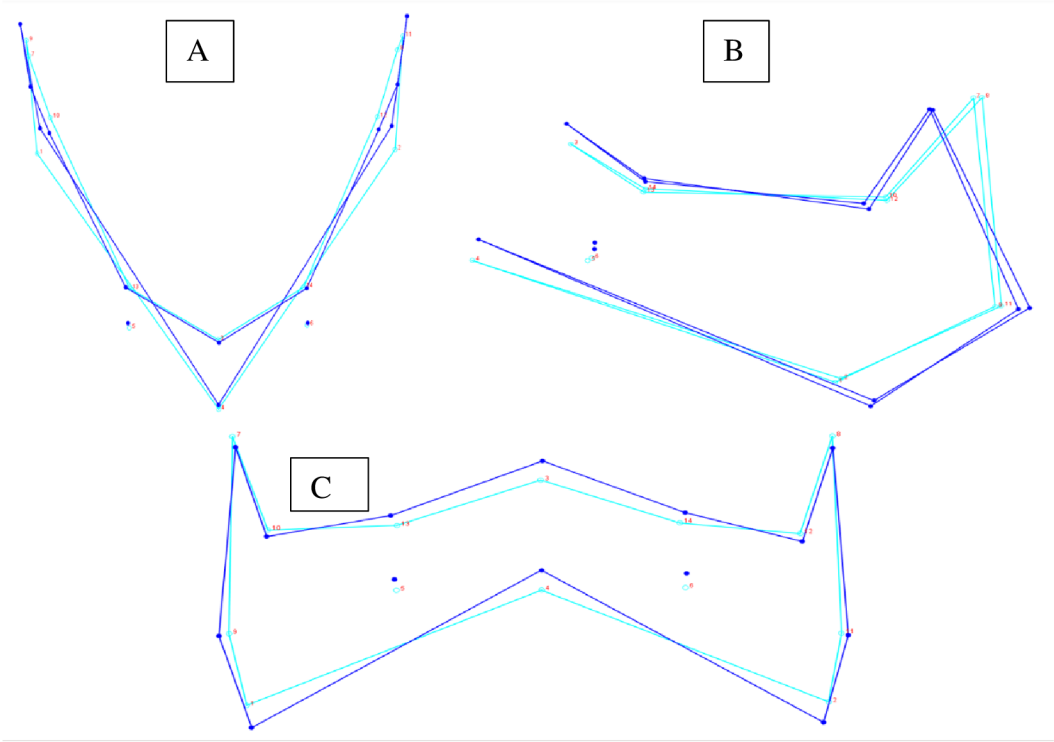
Vizuálne zobrazenie deformovaného tvaru 1. komponentu na priemerný tvar (graf 9 a 10) pozorujeme smerom k plusovým hodnotám (muži) rozširovanie čeľuste, mierny posun korunového výbežku ventrálnym smerom a posun oboch *foramina mentalia* laterálnym smerom. V prípade 2. komponentu (graf 9 a 11) dochádza smerom k mínusovým hodnotám (muži) k relatívnemu posunu tela čeľuste spoločne s *foramina mentalia* kaudálnejšie, zatiaľ čo korunové výbežky sú orientované viac dorzálne.



Graf 9: : Bodový graf skóre 1. (23,38 % variability) a 2. hlavnej komponenty (19,1 % variability).



Graf 10: Deformovaný tvar 1. hl. komponenty vo vzťahu k priemernému tvaru. Modrá farba reprezentuje mínusový graf a tyrkysová (zeleno-modrá) plusový graf. Legenda: *A-tranzverzálny rez; B- sagitálny rez; C- frotnálny rez*.



Graf 11: Deformovaný tvar 2. hl. komponenty. Modrá farba reprezentuje plusový graf a tyrkysová (zeleno-modrá) mínusový graf. Legenda: *A-tranzverzálny rez; B- sagitálny rez; C- frotnálny rez*.

7.2.4 Chyba digitalizácie bodov a opakované meranie

V prípade testovania rozdielov prokrustových vzdialeností medzi opätovne zmeranými jedincami bola hodnota test. štatistiky použitého testu 1000 s p-hodnotou < 0,00. Preukázali sme teda štatisticky významný rozdiel medzi opakovane digitalizovanými jedincami a všetkými jedincami v súbore. Percentuálna chyba všetkých mier a uhlov je uvedená v tabuľke 21 (pre definície viď. kapitola 6.4.2 a 6.4.3).

Rozmer	Min. chyba	Max. chyba	Priemerná chyba
DL dex.	0,09	2,08	1
DL sin.	0,04	3,68	1,48
MinRB dex.	0,35	3,61	1,36
MinRB sin.	0,03	2,58	0,81
CH	0,31	4,84	2,36
CrH dex.	0,05	2,31	0,72
CrH sin.	0,29	1,48	0,82
GB	0,03	0,78	0,36
CrB	0,04	0,39	0,24
GN-ML dex.	0,09	2,73	1,35
GN-ML sin.	0,39	2,82	1,34
ML-A dex.	1,07	4,4	2,28
ML-A sin.	0,14	4,16	2,12
dorRB	0,05	1,56	0,62
venRB	0,06	1,63	0,63
MLB	0,02	1,04	0,56
Gosin-Godex-GN	0,33	3,81	1,63
Godex-Gosin-GN	0,11	2,97	1,34
Godex-GN-Gosin	0,14	2,06	0,76

Tab. 21: Chyba merania jednotlivých rozmerov a uhlov. Číselné údaje sú uvedené v percentách.

7.3 Odhad pohlavia podľa metódy Lothovej a Henneberga (1996)

Z celkového počtu sto 3D modelov dolných čeľustí sme boli schopní určiť pohlavie v 82 prípadoch. Vo zvyšných 18 prípadoch bolo stanovené skóre 0, čiže pohlavie nebolo možné jednoznačne určiť. Z celkovo určeného počtu modelov bolo určených 30 ako mužských a 52 ako ženských. V prípade ženského pohlavia bolo určených správne 41

modelov. U mužov bolo určených správne 28 modelov. Celkovo teda bolo správne odhadnutých 69 modelov. Percentuálna presnosť odhadu dosiahla 84,15 % (tab. 22). Keď sme sa pozreli na úspešnosť podľa dosiahnutého skóre zistili sme nasledovné: Z modelov, ktoré boli určené ako mužské, bolo v 20 prípadoch stanovené skóre +2, z toho správne bolo určených 19 jedincov. Skóre +1 bolo stanovené v 10 prípadoch, z čoho v 9 prípadoch bolo pohlavie odhadnuté správne. U modelov odhadnutých ako ženských sme skóre -2 pripísali v 38 prípadoch, z toho u 30 jedincov bolo pripísané správne. Skóre -1 sme prisúdili v 14 prípadoch, pričom správne bolo určených 10 jedincov (tab. 23).

		ODHADNUTÉ POHLAVIE			
	Pohlavie	Muž	Žena	Celkovo	Presnosť
DOKUMENTOVANÉ POHLAVIE	Muž	28	2	30	93,33 %
	Žena	11	41	52	78,85 %
	Celkovo	39	43	82	84,15 %

Tab. 22: Úspešnosť odhadu pohlavia.

Skóre	N celkovo	N správne	% správne
+2	20	19	95 %
+1	10	9	90 %
-1	14	10	71,43 %
-2	38	30	78,95 %

Tab. 23: Počet prípadov správneho určenia pohlavia na základe jednotlivých skóre. Vysvetlivky: *N celkovo- počet prípadov, ktorým bolo konkrétne skóre pridelené; N správne- počet správne určených prípadov; % správne- percentuálne zastúpenie správne určených prípadov*.

Mimo odhadov založených na skóre oboch ramien nás ďalej zaujímalo ako dopadnú odhady iba z jedného ramena. Pri obmedzení sa iba na ľavé rameno sme boli schopní určiť 87 modelov. Z toho sme určili 32 modelov ako mužských (28 správnych). Model sme určili ako ženský v 55 prípadoch a z toho v 40 prípadoch bol odhad správny. Celková presnosť teda dosiahla úroveň 78,16 % (tab.24).

		ODHADNUTÉ POHLAVIE			
	Pohlavie	Muž	Žena	Celkovo	Presnosť
DOKUMENTOVANÉ POHLAVIE	Muž	28	4	32	87,50 %
	Žena	15	40	55	72,73 %
	Celkovo	43	44	87	78,16 %

Tab. 24: Úspešnosť odhadu pohlavia pri využití len ľavého ramena.

Pri obmedzení sa na pravé rameno sa nám podarilo určiť pohlavie u 85 jedincov. 34 modelov bolo určených ako mužských, z čoho 28 prípadov bolo správnych. Model sme určili ako ženský v 51 prípadoch a z toho v 38 prípadoch bol odhad správny. Celková presnosť teda dosiahla podobne ako v prípade ľavého ramena úroveň 77,65 % (tab. 25).

		ODHADNUTÉ POHLAVIE			
	Pohlavie	Muž	Žena	Celkovo	Presnosť
DOKUMENTOVANÉ POHLAVIE	Muž	28	6	34	82,35 %
	Žena	13	38	51	74,51 %
	Celkovo	41	44	85	77,65 %

Tab. 25: Úspešnosť odhadu pri využití len pravého ramena.

8 Diskusia

8.1 Prejavy sexuálneho dimorfizmu na použitom súbore

Analýza tvaru v programe FIDENTIS bola zameraná na rozdiel medzi polygonálnymi sieťami (tvaru) modelov. Na grafe v rovine prvých dvoch hlavných koordinát vidíme tendenciu žien vytvárať zhluk smerom k záporným hodnotám prvej koordináty a ku kladným hodnotám druhej koordináty. Muži nevytvárajú zhluky a sú skôr rozptýlený v rozpätí celého grafu, s výnimkou kladných hodnôt druhej koordináty. Muži zrejme vykazujú vyššiu mieru intrapohlavnej variability. Taktiež je pozorovaná menšia mieru prekryvu oboch pohlaví. Napriek tomu však testovanie vzdialeností medzi modelmi preukázalo štatisticky významný rozdiel na pôvodnej a aj na zredukovanej variabilite (analýzou hl. komponentov). Na vizuálnom výstupe možno pozorovať rozptýlenie variability po celom modeli s výnimkou brady a strednej partie tela čeľuste celkovo. Najmä oblasť brady je považovaná za jeden z ukazovateľov sexuálneho dimorfizmu, čo sa zdá byť v rozpore s našim výsledkom. Vplyv tu však zrejme zohral deformovaný tvar bradovej krajiny v dôsledku prítomnosti podložky pri zázname subjektu.

Vizuálny výsledok porovnávania priemerných modelov vytvorených analýzou zobrazuje o niečo menej intenzívnejšiu variabilitu rozptýlenú po celom modely oproti prvej analýze. Vyšší stupeň variability sa vyskytuje na kraniálnej oblasti ramena a alveolárneho výbežku zobrazenej kosti. V tomto prípade mohol na výsledok vplývať rez modelu. Na farebnej mape zobrazujúcej odlišnosti medzi najviac priemernými modelmi analýzy mužov a žien môžeme sledovať väčšiu variabilitu na tele kosti, ramenách čeľuste (predovšetkým vnútorná strana) a v oblasti bradového hrboľu, čo odpovedá výsledkom iných autorov. Otázkou ale je do akej miery je variabilita v bradovej oblasti výsledkom reálnej biologickej variability a nie variability deformovania oblasti z dôvodu prítomnosti podložky pri tomografickom zázname.

V prípade aplikovania klasickej osteometrie sa štatisticky významný rozdiel medzi pohlaviami preukázal v prípade všetkých lineárnych rozmerov a naopak, preukázaný nebol ani v jednej hodnote uhlu. Všetky priemerné rozmery sú vyššie u mužov. Dolná čeľusť mužov je obecne považovaná za robustnejšiu než ženská a podobný trend sa preukázal aj v našej štúdií. Z výsledkov môžeme vyčítať, že najväčšiu mieru sexuálneho dimorfizmu nášho súboru možno sledovať na výške korunového výbežku nakoľko jeho obojstranné rozmery dosahujú najvyššie hodnoty indexu sexuálneho dimorfizmu.

Z teoretickej rešerše sme sa následne snažili vybrať už použitú diskriminačnú funkciu a otestovať ju na našom súbore. V súlade s rozmermi, ktorými disponujeme sa nám podarilo vybrať 4 funkcie od 2 rôznych autorov. V oboch prípadoch funkcie však pozostávajú len z 2, resp. iba z 1 premennej. Nakoľko v prípade párových mier disponujeme hodnotami oboch strán, rozhodli sme sa diskriminačnú funkciu použiť pre oba rozmery (pokiaľ je použitý párový rozmer). V prípade funkcií použitých v práci Marinescu et al. 2013 sme dosiahli celkovú úspešnosť 60 % až 69 %, čo je možno považovať za veľmi chabý výsledok. Prvé dve funkcie dosahujú na našom súbore výrazne vyššiu úspešnosť odhadu žien (90 %) na úkor nízkej úspešnosti klasifikácie mužov (30 % a 38 %). V prípade tretej funkcie je situácia opačná, ženy sú klasifikované s nižšou presnosťou (50 %) ako muži (88 %).

V prípade druhej sady diskriminačných funkcií z práce Vodanović et al. 2006 sme dosiahli opäť nižšiu celkovú úspešnosť klasifikácie, ktorá sa pohybovala v rozmedzí 64 % až 72 %. V tomto prípade je ešte markantnejší rozdiel medzi správnym určením žien (80 % až 98 %) a mužov (40 % až 48 %). V každom prípade však aj takýto na prvý pohľad „slabý“ predikčný model môže byť prospešný. Napr. v oboch prípadoch málo senzitívny a vysoko špecifický model pre mužov môže napovedať pri odhade pohlavia. Inými slovami ak model určí neznámy prípad ako muža tak máme pomerne vysokú istotu, že to muž skutočne je, zatiaľ čo určenie žien je vo veľkej miere neisté.

Tvorba vlastných diskriminačných funkcií prebiehala z dôvodu vyššieho počtu premenných doprednou metódou, kedy samotná analýza „vyberá“ vhodné prediktory. Prvá analýza vytvorila funkciu založenú na 4 rozmeroch s hodnotou Wilksovej lambdy 0,446 (čím nižšia tým lepšia diskriminácia). V oboch prípadoch overenia dosiahla úspešnosť odhadu úroveň 87 %. Nakoľko sú však niektoré rozmery definované aj bodmi na problematických miestach alebo sa jednotlivé rozmery nepoužívajú v iných prácach, rozhodli sme sa, že takéto rozmery vylúčime a prevedieme druhú diskriminačnú analýzu. Príkladom problematického rozmeru je ML-A, ktorý predstavuje vzdialenosť bodu *mentale* a bodu nachádzajúcom sa na alveolárnom výbežku, ktorý môže byť pozmenený vplyvom artefaktov alebo orezania.

Druhá funkcia opäť pracovala so 4 rozmermi. Wilksova lambda bola o niečo vyššia (0,473). Overenie správnosti odhadu pohlavia resubstitúciou dosiahla úroveň 88 %, zatiaľ čo v prípade krížového overenia 84 %. Úspešnosť je v oboch prípadoch porovnateľná jednak na úrovni celkovej úspešnosti odhadu ale aj na úrovni odhadu jednotlivých pohlaví.

V oboch prípadoch sa totiž vyskytuje vyšší počet nesprávne určených mužov ako nesprávne určených žien.

Výsledky analýzy tvaru založenej na digitalizovaných bodoch priniesli vcelku rozporuplné výsledky. Pri testovaní významných hlavných komponentov získaných z prokrustových súradníc sa preukázal v prípade pohlavne špecifických skóre 1. a 2. druhej hlavnej komponenty. Na grafe, ktorý predstavuje rovinu týchto komponentov vidíme odlíšenie mužov a žien dokonca lepšie, ako v prípade PCoA. Preto je prekvapujúci výsledok diskriminačnej analýzy, ktorá vytvorila model, ktorý jednak zahrňoval štatisticky nevýznamný 4. hlavný komponent a neobsahoval významnú 2. hlavný komponent a taktiež dosahoval iba slabú predikčnú schopnosť na úrovni 61 %. Spôsobené to môže byť tým, že p-hodnotu sa v oboch prípadoch pohybovali a hraničnej úrovni významnosti. Rozdiel v štvrtom komponente bol stanovený silnejší parametrickým t-testom, zatiaľ čo rozdiel v druhom komponente bol stanovený na základe neparametrického, ktorý je považovaný za slabší a stanovuje významnosť s menšou pravdepodobnosťou ak parametrický test. Napriek tomu sa však preukázala určitá tendencia vzťahu prvých dvoch hlavných komponentov k zmenám tvaru. Jednalo sa predovšetkým o rozširovanie čeľuste v závislosti na čom sa *foramina mentalia* posúvali laterálne. Taktiež sme sledovali aj zmeny polohy korunových výbežkov.

V prípade vizuálneho hodnotenia zakrivenia zadného okraju ramena modelu kosti sme sa na rozdiel od pôvodnej práce neobmedzovali len na kombináciu skóre oboch ramien ale aj na jednotlivé ramená zvlášť. Jednotlivé úspešnosti sa od seba zásadne nelíšia a pohybujú sa na úrovni 77 % až 79 %. Celkovo boli vo všetkých prípadoch úspešnejšie klasifikovaní muži ako ženy.

8.2 Porovnanie výsledkov iných autorov

V prípade porovnania lineárnych rozmerov pozorujeme vo veľkej miere zhodu s prácami iných autorov. Tí taktiež na väčšine z nich pozorovali významné medzipohlavné rozdiely. Výnimku v tomto ohľade predstavujú tri práce. Franklin s kolektívom (2006) nepozoruje štatisticky významný rozdiel v prípade diagonálnej dĺžky dolnej čeľuste. V našej práce bol rozdiel v tomto rozmere preukázaný. Síce obe práce pracujú s virtuálnymi modelmi, Franklin a spol. operujú s výrazne menšou vzorkou (40 jedincov) a k tomu ešte z africkej populácie. Práve tieto dva faktory môžu byť príčinou tohto rozdielu. Podobne ani Kharoshah a jeho spolupracovníci (2010) nepozorujú v tomto rozmere rozdiel. Opäť sa

jedná o prácu, ktorá využíva 3D modely. Vytvorená je na dostatočne reprezentatívnom súbore (500 jedincov) egyptskej populácii. Zrejme odlišná populačná príslušnosť zohráva rolu pri rozdielnom výsledku. Kranioti a jeho tím (2014) zas nepozoruje významný rozdiel v prípade prednej šírky čeľuste. Súbor pozostáva z fyzických kostí z gréckej populácie.

Diskriminačné funkcie, ktoré vo svojej práci využíva Marinescu s kolektívom (2013) na našom súbore dosiahli nižšiu úspešnosť odhadu. Najbližšie k presnosti pôvodnej práce má druhá funkcia, ktorá využíva výšku brady (úspešnosť 67,5 % v orig. práci). Funkcie boli vytvorené na kostiach modernej rumunskej populácie, ktorá je relatívne príbuzná našej vzorke. Treba však brať do úvahy fakt, že bola vytvorená na fyzických kostiach zatiaľ čo náš súbor pozostáva z 3D modelov kostí živých ľudí, čo môže predstavovať príčinu pozorovaných rozdielov.

Druhá použitá sada rovníc (Vodanović et al. 2006) dosiahla opäť úspešnosť určenia nášho súboru nižšiu ako v pôvodnej práci. Referenčný súbor použitý pre tvorbu týchto funkcií tvorili kosti z dvoch archeologických nálezov datovaných v rozmedzí 10. až 11., resp. 18. až 20. storočia. Príčinu odlišnosti popri rozdielnej povahe dát môžeme hľadať taktiež v povahe súboru. Súbor pozostávajúci z archeologických nálezov môže len ťažko odpovedať vzorke recentnej populácie. Mimo samotnej biologickej variability tu pripadá do úvahy celá rada faktorov ako tafonómia, posmrtná deformácia kostí, sekulárny trend, zmeny prostredia a pod. V každom prípade však aj takýto na prvý pohľad „slabý“ predikčný model môže byť prospešný.

Úspešnosť odhadu vytvorených diskriminačných funkcií je v porovnaní s inými prácami, predovšetkým tými, ktoré sa venujú trojdimenzionálnym modelom podobná a patrí k modelom s vyššou úspešnosťou odhadu (Franklin et al. 2008b; 2006; Kharoshah et al. 2010; Tunis et al. 2017).

Okrem iných odlišností sa pri analýze tvaru založenej na 14 digitalizovaných bodovch preukázal vzťah druhého hlavného komponentu k posunu korunového výbežku ventrálne smerom k plusovým hodnotám (ženy). Podobný trend vo svojej práci sledoval aj Franklin s kolektívom (2008a). Naopak rozpor vidíme v diskriminačnej funkcií vytvorenej na hlavných komponentoch. V tomto prípade sme dosiahli podstatne nižšiu správnosť odhadu ako Franklin a spol. (61 % oproti 83 %).

Všetky postupy, ktoré sú založené na digitalizovaných antropometrických bodoch sú citlivé na ich správnu identifikáciu. Taktiež postup digitalizácie predstavuje oproti vizuálnemu hodnoteniu časovo náročnejší úkon.

Celková úspešnosť priradenia pohlavia na základe vizuálneho hodnotenia zadného okraju ramena dolnej čeľuste publikovaná v pôvodnej práci (až 94,2 %) je pozoruhodná obzvlášť preto, že sa jedná o veľmi jednoduchú a časovo nenáročnú metódu. Nadväzujúce štúdie však mali tendenciu preukazovať nižšie hodnoty správneho určenia pohlavia v rozmedzí od 60 % až na úroveň necelých 90 %. V danom rozmedzí sa pohybujeme aj v našej práci. Menšia úspešnosť môže byť spôsobená tým, že nemáme možnosť kosť skúmať naživo, bez povrchu, bez textúry a pod. Na druhej strane sa objavuje veľa argumentov, že aj na ženskej čeľusti sa nachádza zakrivenie, ktoré len ťažko možno odlíšiť od mužského zakrivenia. Autori pôvodnej práce síce predkladajú postup akým je podľa nich možné maximalizovať úspešnosť určenia pohlavia – pomalé otáčanie zadného okraju od pozorovateľa by podľa nich malo zabezpečiť úspešnú identifikáciu znaku (Loth a Henneberg 1996, s. 475) – kritika a výsledky obsiahnutá v prácach iných autorov však naznačuje, že na zadnom okraji ramena sa môže v prípade oboch pohlaví vyskytovať nejaký typ zakrivenia, ktorý je často problematické stotožniť s definíciou pôvodných autorov.

8.3 Limity použitých metód na sledovaný súbor

Aplikovanie postupov, ktoré sú v drvivej väčšine vytvárané na základe fyzických kostí môže v prípade ich použitia na virtuálne modely naraziť na nejaký problém. Zachytenie dĺžkových mier vyžaduje správnu identifikáciu bodov, medzi ktorými ležia. Tá je vo virtuálnom prostredí sťažená jednak z dôvodu chýbajúcej textúry, ktorá môže napovedať k správnemu určeniu bodu. Druhú komplikáciu môže predstavovať výskyt rôznych odchýlok, ktoré sa na modely vyskytujú. V prípade nášho súboru nás do veľkej miery limitovala absencia kompletne vytvoreného kondylárneho výbežku, ktorá nám neumožnila sledovať pohlavne špecifické rozdiely v celej rade rozmerov, ktoré sa dajú z tejto oblasti získať a taktiež sme neboli schopní posúdiť jej tvarové zmeny.

Artefakty súvisiace so strojčekmi vplývali najmä na oblasť alveolárneho výbežku. Napriek tomu, že zuby boli z modelov v procese úpravy odstránené, artefakty často zasahovali až pod ich úroveň a sťažovali digitalizáciou bodov v tejto oblasti. Podložka použitá pri vyšetrení zas výrazne menila tvar oblasti brady, ktorá sa tak stala nepoužiteľnou či už na vizuálne alebo metrické zhodnotenie, s čím súvisela aj mierna úprava definície bodu *gnathion*. Výskyt drobných odchýlok v oblasti ramena kosti zas mohol do určitej miery ovplyvniť výsledok použitej metodiky pri sledovaní vzťahu tohto znaku s pohlavím.

8.4 Nedostatky súboru

Už samotný fakt, že referenčný materiál pochádza zo zdravotníckeho zariadenia naznačuje možný výskyt rôznych druhov problémov. Možnosti výberu vhodných subjektov boli znížené jednak výskytom poškodení kosti ale taktiež aj nekompletne zaznamenanou oblasťou dolnej čeľuste. Možný dôvod výskytu tohto problému je, že vo väčšine prípadov bol záznam vyhotovený za účelom vyšetrenia zubov (naprieč súborom je možné pozorovať častý výskyt strojčekov a pod.).

Veľmi častý na jednotlivých záznamoch je taktiež výskyt rôznych artefaktov, ktoré s nižšou či väčšou mierou sťažujú proces tvorby trojdimenzionálnych modelov. Za najviac problematické sa ukázali byť zubné strojčeky a podložky použité pri vyšetrení, ktoré významne vplývajú na výsledný model. Oba tieto javy sú pozorovateľné na náhľadoch jednotlivých modelov. (Mierne) zlepšenie tohto stavu prinieslo použitie filtru a taktiež redukcia počtu bodov, ktorú možno v tomto prípade považovať za obdobu vyhladenia.

Ďalší problém predstavovala veľmi nízka intenzita zobrazenia kondylov, ktoré v drvivej väčšine prípadov nemohli byť vysegmentované. Za jedno z možných vysvetlení tohto javu možno považovať jeho umiestnenie vo vnútri čeľustného kĺbu, kde je oproti ostatným častiam menej exponovaný. Z toho dôvodu sme sa vo fáze úprav modelu túto oblasť odstránili. V tomto prípade sa jednalo o kompromis v tom zmysle, že sme vplyv nedostatočne (a odlišne) vysegmentovaného kondylárneho výbežku nahradili potencionálne umelým zásahom spôsobeným orezom.

Pôvodným cieľom pri tvorbe modelov bolo ich vyhotovenie rovnakým postupom. V úvodnej fáze ich tvorby sme však vypozorovali, že to nebude možné. Vytvorené protokoly a ich aplikácia na príslušných jedincov bola založená najmä na empirických poznatkoch a na základe špecifikácií záznamu. Pre porovnanie vplyvu použitého protokolu na výsledný model sme použili celkovo 3 záznamy jedného subjektu. Vzdialenosť medzi testovanými modelmi bola nižšia ako vzdialenosť oboch testovacích modelov k referenčnému modelu. Vplyv na výslednú vzdialenosť medzi jednotlivými modelmi má určite skutočnosť, že testovacie modely pochádzajú so záznamu čeľuste podrobenej nejakému chirurgickému zákroku a navyše boli zhotovené s mesačným odstupom. Preto tento výsledok nie je prekvapivý a skôr naznačuje, že vplyv použitého protokolu nemusí byť výrazný. Na druhej strane prekvapivejšie zistenie predstavuje fakt, že testovací model vytvorený protokolom 1 má bližšie k referenčnému modelu, ktorý bol vyhotovený prostredníctvom protokolu 2. Jedná sa však o zanedbateľný rozdiel, ktorý mohol byť spôsobený napr. miernymi

odchýlkami spôsobenými orezaním. Bohužiaľ sa nám nepodarilo nájsť vhodnejšie záznamy na vykonanie tohto testovania. Preto treba k týmto výsledkom pristupovať s rezervou.

Na jednotlivých modeloch vytvorených príslušnými protokolmi je taktiež možné pozorovať aj rôznu „vrstevnatosť“, ktorá sa zdala byť vo väčšom rozsahu prítomná pri používaní protokolu 1. Pri testovaní vplyvu vrstevnatosti sme sa preto snažili do testovacieho súboru zahrnúť rovnomerne modely segmentované oboma protokolmi. Výsledok korelácie síce nenaznačuje veľký vplyv vrstevnatosti, no na druhej strane je potrebné si uvedomiť, že sme modely s eliminovanou vrstevnatosťou (vyhladením) porovnávali s redukovanými modelmi. Samotná redukcia predstavuje stratu informácie a preto by bolo vhodnejšie tento vplyv porovnať na neredukovaných modeloch. Vzhľadom na vysoké výpočtové nároky takejto analýzy bohužiaľ nie je možné (zatiaľ) takéto porovnanie zrealizovať. Faktom ale ostáva, že odlišná vrstevnatosť stále predstavuje potencionálny vplyv na biologickú variabilitu modelu. Sledovať ju možno dokonca aj v rámci protokolu. Problematickejší je v tomto ohľade protokol 1. Nejedná sa však len o samotnú vrstevnatosť. Menšie alebo väčšie rozdiely pri tvorbe jednotlivých modelov možno sledovať aj na frekvencií výskytu dier alebo nedokonalo vysegmentovaných štruktúrach. Tie sa totiž v rôznej frekvencií vyskytujú dokonca aj v rámci jedného protokolu.

Existencia vplyvu protokolov na model je teda s veľkou pravdepodobnosťou možná. Tejto skutočnosti nahráva aj fakt, že počet vrcholov neupravených a neredukovaných modelov je odlišný a v niektorých prípadoch sa pohybuje dokonca až na úrovni sto tisícok (a to aj na úrovni jedného protokolu). Taktiež predpoklady tvorby jednotlivých postupov nemuseli byť úplne správne a vhodné. Samotný autor má v problematike tomografie a tomografického záznamu medzery a preto tento problém považuje za najzásadnejší.

9 Záver

V odbornej literatúre nachádzame mnoho výsledkov, ktoré preukazujú existenciu sexuálneho dimorfizmu dolnej čeľuste. Pohlavne špecifické rozdiely nachádzame v dĺžkových rozmeroch, v rozvoji celej rady štruktúr kosti pozorovaných voľným okom a taktiež v jej tvare. Podobný trend sme sledovali aj v našej práci. V prípade každého použitého postupu sme totiž preukázali určitú mieru odlišnosti medzi mužmi a ženami.

Tvarové rozdiely modelov dolných čeľustí boli sledované jednak na úrovni polygonálnych sietí, ktorých zhodnotenie vyžaduje pomerne vysoké nároky na výpočtovú techniku. Na rozdiel od toho je analýza tvaru získaného prostredníctvom digitalizácie vybraných antropometrických bodov citlivejšia na správnu identifikáciu bodov, ktorá môže byť časovo viac náročná v závislosti na výskyte artefaktov a rôznych odchýlok. vo výslednom modeli. V oboch prípadoch bol preukázaný rozdiel medzi ženskými a mužskými modelmi. Sexuálny dimorfizmus na úrovni lineárnych mier je pozorovateľný prostredníctvom vyšších hodnôt rozmerov mužov. Diskriminačná analýza vytvorila predikčný model, ktorý v porovnaní s inými prácami dosahuje približne rovnakú úspešnosť klasifikácie. Úspešnosť časovo nenáročnej a pomerne jednoduchej metódy odhadu pohlavia na základe zadného okraju ramena kosti je nižšia ako v pôvodnej práci, no na druhej strane je porovnateľná s celou radou výsledkov iných autorov.

10 O autorovi

Adam Grman sa narodil 9.1.1995 v Topoľčanoch na Slovensku. V roku 2010 začal študovať Všeobecné Gymnázium v Topoľčanoch, ktoré úspešne absolvoval na jar v roku 2014. Následne bol prijatý na bakalársky študijný program Antropológia na Ústave antropológie Masarykovej univerzity, ktorý dokončil úspešným zložením štátnej záverečnej skúšky na jeseň roku 2017. V záverečnej práci sa venoval vplyvu somatických charakteristík na silu stisku manifestovanú výkonnou a časovou zložkou. V súčasnosti je študentom druhého ročníku nadväzujúceho magisterského programu. Tému práce si vybral z dôvodu záujmu o biologickú antropológiu a jej dnešné prepojenie s modernými technológiami. Blízka mu je však aj antropológia živého človeka, predovšetkým jej využitie v športovom odvetví. Taktiež pôsobí v hokejovom mužstve Masarykovej univerzity, ktorú reprezentuje v medzinárodnej súťaži. V budúcnosti by rád pokračoval vo svojom pôsobení na Ústave antropológie v rámci doktorského študijného programu a naďalej úspešne spájal akademický a športový život.

11 Slovník pojmov

Algoritmus; konečná postupnosť presne definovaných inštrukcií k splneniu určitej úlohy.

Antemortem; pred smrťou.

Cohennova kappa; číselná hodnota stanovujúca rozdiely medzi výsledkami rôznych pozorovateľov.

Deformácia; zničenie, poškodenie.

Dentálny; súvisiaci so zubami.

Digitizér; prístroj slúžiaci na záznam a transfer objektu do virtuálneho prostredia.

Distančná matica; dvojrozmerná štruktúra, ktorá zrkadlovo popisuje vzdialenosti medzi predmetmi.

Dorzálny; ležiaci vzadu.

Etnikum; stabilné zoskupenie ľudí vyznačujúcich sa jednotou príznakov a historickým osudom.

Everzia; vyklenutie smerom von, resp. do strán.

Femininný; ženský.

Fraktúra; zlomenina.

Intravitálny; počas života.

Karteziánsky priesto; dvoj- alebo trojrozmerná ortonormálna sústava súradnic.

Kaudálny; ležiaci nižšie pri popise lebky.

Klasifikácia; proces priraďovania javov do kategórií.

Korelácia; závislosť dvoch javov.

Kraniálny; ležiaci vyššie pri popise lebky.

Landmark; fyzický bod premietnutý do virtuálneho prostredia.

Laterálny; ležiaci viac vzdialený od strednej roviny.

Lineárny rozmer; priama vzdialenosť medzi dvoma bodmi.

Maskulinný; mužský

Mediálny; ležiaci bližšie k strednej rovine.

Metodika; pracovný postup.

Metóda tenkých ohybných plátkov; matematický konštrukt vychádzajúci z teórie deformácie ideálneho, nekonečne tenkého a nekonečne veľkého kovového plátu.

Norma lateralis; štandardizovaná poloha vytvorená tak aby zachytávala stranové znaky.

Okluzálny; nachádzajúci sa na hornej ploche zubu.

Predikčné pravidlo; pravidlo vytvorené za účelom predpovede javu.

Prenatálne obdobie; obdobie pred narodením.

Pytagoras; významný grécky filozof, matematik, astronóm a akustik antiky.

Recentný; súčasný.

Referenčný súbor; súbor, ktorý slúži k vytvoreniu nového metodického postupu.

Remodelácia; obnova kostnej štruktúry po zranení alebo pôsobení patologického vplyvu.

Sexuálny dimorfizmus; súbor rozdielov na morfologickej a fyziologickej úrovni medzi mužmi a ženami

Slepý test; testovanie nejakého javu o ktorom vopred nemáme žiadne informácie.

Škála; rozsah hodnôt na základe, ktorých popisujeme nejaký jav.

Štandardizovaná poloha; ustálená a presne definovaná poloha.

Terminálny; koncový, konečný.

Testovací súbor; súbor na ktorom sa overuje novo vytvorený metodický postup alebo konkrétna metóda.

Variabilita; súbor odlišností v rámci jednej skupiny alebo medzi viacerými skupinami.

Ventrálny; ležiaci viac vpredu

12 Prehľad použitej literatúry a programov

ABDI, Hervé a Lynne J. WILLIAMS, 2010. Principal component analysis: Principal component analysis. *Wiley Interdisciplinary Reviews: Computational Statistics* [online]. 2010, roč. 2, č. 4, s. 433–459. ISSN 19395108. Dostupné na: doi:10.1002/wics.101

ANGEL, John Lawrence a J. O. KELLEY, 1990. Inversion of the posterior edge of the jaw ramus: new race trait. V: *Skeletal Attribution of Race*. Albuquerque: Maxwell Museum of Anthropology, Anthropological Papers, 4, s. 3–39. ISBN 978-0-912535-06-7.

BALCI, Y., M.F. YAVUZ a S. CAĞDIR, 2005. Predictive accuracy of sexing the mandible by ramus flexure. *HOMO* [online]. 2005, roč. 55, č. 3, s. 229–237. ISSN 0018442X. Dostupné na: doi:10.1016/j.jchb.2004.07.006

BORG, Ingwer a Patrick J. F. GROENEN, 2005. *Modern multidimensional scaling: theory and applications*. 2nd ed. New York: Springer. Springer series in statistics. ISBN 978-0-387-25150-9.

BRUNO, Fabio, Stefano BRUNO, Giovanna DE SENSI, Maria-Laura LUCHI, Stefania MANCUSO a Maurizio MUZZUPAPPA, 2010. From 3D reconstruction to virtual reality: A complete methodology for digital archaeological exhibition. *Journal of Cultural Heritage* [online]. 2010, roč. 11, č. 1, s. 42–49. ISSN 12962074. Dostupné na: doi:10.1016/j.culher.2009.02.006

CLARKE, K. R., 1993. Non-parametric multivariate analyses of changes in community structure. *Austral Ecology* [online]. 1993, roč. 18, č. 1, s. 117–143. ISSN 1442-9985, 1442-9993. Dostupné na: doi:10.1111/j.1442-9993.1993.tb00438.x

CLARKSON, Chris, Lucio VINICIUS a Marta Mirazón LAHR, 2006. Quantifying flake scar patterning on cores using 3D recording techniques. *Journal of Archaeological Science* [online]. 2006, roč. 33, č. 1, s. 132–142. ISSN 03054403. Dostupné na: doi:10.1016/j.jas.2005.07.007

CORDER, Gregory W. a Dale I. FOREMAN, 2014. *Nonparametric statistics: a step-by-step approach*. Second edition. Hoboken, New Jersey: Wiley. ISBN 978-1-118-84031-3.

COX, Trevor F. a Michael A. A. COX, 2001. *Multidimensional scaling*. 2nd ed. Boca Raton: Chapman & Hall/CRC. Monographs on statistics and applied probability, 88. ISBN 978-1-58488-094-3.

ČERNÝ, Dominik, 2019. Ústne zdelenie [cit. 28.5.2019].

ČIHÁK, Radomír, 2001. *Anatomie 1*. Praha: Grada. ISBN 978-80-7169-970-5.

DONNELLY, Steven M., Samantha M. HENS, Nikki L. ROGERS a Kennan L. SCHNEIDER, 1998. Technical note: A blind test of mandibular ramus flexure as a morphologic indicator of sexual dimorphism in the human skeleton. *American Journal of Physical Anthropology* [online]. 1998, roč. 107, č. 3, s. 363–366. ISSN 00029483, 10968644. Dostupné na: doi:10.1002/(SICI)1096-8644(199811)107:3<363::AID-AJPA11>3.0.CO;2-Y

DROZDOVÁ, Eva, 2004. *Základy osteometrie*. V Brně: Nadace Universitas Masarykiana : Akademické nakladatelství CERM : Masarykova univerzita : NAUMA. Panoráma biologické a sociokulturní antropologie: modulové učební texty pro studenty antropologie a "příbuzných" oborů., 18. ISBN 978-80-7204-291-3.

DRYDEN, I. L. a K. V. MARDIA, 1998. *Statistical shape analysis*. Chichester ; New York: John Wiley & Sons. Wiley series in probability and statistics. ISBN 978-0-471-95816-1.

FABIAN, Fm a R MPEMBENI, 2004. Sexual dimorphism in the mandibles of a homogenius black population of Tanzania. *Tanzania Journal of Science* [online]. 2004, roč. 28, č. 2 [cit. 5. máj 2018]. ISSN 0856-1761. Dostupné na: doi:10.4314/tjs.v28i2.18353

FEREMBACH, D., I. SCHWINDEZKY a M. STOUKAL, 1980. Recommendation for Age and Sex Diagnoses of Skeletons. *Journal of Human Evolution*. 1980, roč. 9, s. 517–549. ISSN 0047-2484.

FRANKLIN, D., P. O'HIGGINS a C.E. OXNARD, 2008a. Sexual dimorphism in the mandible of indigenous South Africans: a geometric morphometric approach. *South African Journal of Science*. 2008, roč. 104, s. 101–106. ISSN 0038-2353.

FRANKLIN, Daniel, Paul O'HIGGINS, Charles E. OXNARD a Ian DADOUR, 2006. Determination of sex in south african blacks by discriminant function analysis of mandibular

linear dimensions. *Forensic Science, Medicine, and Pathology* [online]. 2006, roč. 2, č. 4, s. 263–268. ISSN 1556-2891. Dostupné na: doi:10.1385/FSMP:2:4:263

FRANKLIN, Daniel, Paul O'HIGGINS, Charles E. OXNARD a Ian DADOUR, 2008b. Discriminant function sexing of the mandible of Indigenous South Africans. *Forensic Science International* [online]. 2008, roč. 179, č. 1, s. 84.e1-84.e5. ISSN 03790738. Dostupné na: doi:10.1016/j.forsciint.2008.03.014

FRAYER, D W a M H WOLPOFF, 1985. Sexual Dimorphism. *Annual Review of Anthropology* [online]. 1985, roč. 14, č. 1, s. 429–473. ISSN 0084-6570, 1545-4290. Dostupné na: doi:10.1146/annurev.an.14.100185.002241

FROUZ, Martin a Miroslav KRÁLÍK, 2015. *Fotografie v biologické antropologii*. 1. vyd. Brno: Masarykova Univ. ISBN 978-80-210-7753-9.

GILES, E., 1964. Sex determination by discriminant function analysis of the mandible. *American Journal of Physical Anthropology*. 1964, roč. 22, s. 129–135. ISSN 0002-9483.

HAUN, Susan Jones, 2000. Brief communication: A study of the predictive accuracy of mandibular ramus flexure as a singular morphologic indicator of sex in an archaeological sample. *American Journal of Physical Anthropology* [online]. 2000, roč. 111, č. 3, s. 429–432. ISSN 0002-9483, 1096-8644. Dostupné na: doi:10.1002/(SICI)1096-8644(200003)111:3<429::AID-AJPA9>3.0.CO;2-1

HILL, Cheryl A., 2000. Technical note: evaluating mandibular ramus flexure as a morphological indicator of sex. *American Journal of Physical Anthropology* [online]. 2000, roč. 111, č. 4, s. 573–577. ISSN 0002-9483, 1096-8644. Dostupné na: doi:10.1002/(SICI)1096-8644(200004)111:4<573::AID-AJPA11>3.0.CO;2-I

HOOVER, Kara C. a Frank L'Engle WILLIAMS, 2016. Variation in regional diet and mandibular morphology in prehistoric Japanese hunter–gatherer–fishers. *Quaternary International* [online]. 2016, roč. 405, s. 101–109. ISSN 10406182. Dostupné na: doi:10.1016/j.quaint.2015.01.030

HORÁČKOVÁ, Ladislava, 2007. *Anatomie pro antropology I Pohybový systém*. Brno: Nadace Universitas : Akademické nakladatelství CERM. ISBN 978-80-7204-558-7.

HU, Kyung-Seok, Ki-Seok KOH, Seung-Ho HAN, Kyoung-Jin SHIN a Hee-Jin KIM, 2006. Sex Determination Using Nonmetric Characteristics of the Mandible in Koreans. *Journal of Forensic Sciences* [online]. 2006, roč. 51, č. 6, s. 1376–1382. ISSN 0022-1198, 1556-4029. Dostupné na: doi:10.1111/j.1556-4029.2006.00270.x

IASSONOV, Pavel, Thomas GEBRENEGUS a Markus TULLER, 2009. Segmentation of X-ray computed tomography images of porous materials: A crucial step for characterization and quantitative analysis of pore structures: X-RAY CT IMAGE SEGMENTATION. *Water Resources Research* [online]. 2009, roč. 45, č. 9 [cit. 28. máj 2019]. ISSN 00431397. Dostupné na: doi:10.1029/2009WR008087

İŞCAN, M. Yaşar a Maryna STEYN, 2013. *The human skeleton in forensic medicine*. Third edition. Springfield, Illinois, U.S.A: Charles C Thomas Publisher, LTD. ISBN 978-0-398-08878-1.

JURDA, Mikoláš, 2008. *Tafonomické změny lidské lebky z pohledu geometrické morfometrie* [online]. B.m. [cit. 26. máj 2019]. Masarykova univerzita, Přírodovědecká fakulta. Dostupné na: https://is.muni.cz/auth/th/sf7vu/#panelbibtex

JURDA, Mikoláš, 2019. Ústne zdelenie. [cit. 3.5.2019].

KEMKES-GROTTENTHALER, A., F. LÖBIG a F. STOCK, 2002. Mandibular ramus flexure and gonial eversion as morphologic indicators of sex. *Homo: Internationale Zeitschrift Fur Die Vergleichende Forschung Am Menschen*. 2002, roč. 53, č. 2, s. 97–111. ISSN 0018-442X.

KHAROSHAH, Magdy Abdel Azim, Osama ALMADANI, Sherien Salah GHALEB, Mamdouh Kamal ZAKI a Yasser Ahmed Abdel FATTAH, 2010. Sexual dimorphism of the mandible in a modern Egyptian population. *Journal of Forensic and Legal Medicine* [online]. 2010, roč. 17, č. 4, s. 213–215. ISSN 1752928X. Dostupné na: doi:10.1016/j.jflm.2010.02.005

KOSKI, Kalevi, 1996. Mandibular ramus flexure—indicator of sexual dimorphism? *American Journal of Physical Anthropology* [online]. 1996, roč. 101, č. 4, s. 545–546. ISSN 00029483, 10968644. Dostupné na: doi:10.1002/(SICI)1096-8644(199612)101:4<545::AID-AJPA8>3.0.CO;2-U

KRANIOTI, E., J.G. DONAS a H. LANGSTAFF, 2014. Sex estimation of the Greek mandible with the aid of discriminant function analysis and posterior probabilities. *Romanian Journal of Legal Medicine* [online]. 2014, roč. 22, č. 2, s. 101–104. ISSN 12218618, 18448585. Dostupné na: doi:10.4323/rjlm.2014.101

LOPEZ-CAPP, Thais Torralbo, Christopher RYNN, Caroline WILKINSON, Luiz Airton Saavedra DE PAIVA, Edgard MICHEL-CROSATO a Maria Gabriela Haye BIAZEVIC, 2018. Discriminant analysis of mandibular measurements for the estimation of sex in a modern Brazilian sample. *International Journal of Legal Medicine* [online]. 2018, roč. 132, č. 3, s. 843–851. ISSN 0937-9827, 1437-1596. Dostupné na: doi:10.1007/s00414-017-1681-8

LOTH, S.R. a Maciej HENNEBERG, 2000. Gonial eversion: Facial architecture, not sex. *HOMO - Journal of Comparative Human Biology*. 2000, roč. 51, s. 81–89.

LOTH, Susan R. a Maciej HENNEBERG, 1996. Mandibular ramus flexure: A new morphologic indicator of sexual dimorphism in the human skeleton. *American Journal of Physical Anthropology* [online]. 1996, roč. 99, č. 3, s. 473–485. ISSN 00029483, 10968644. Dostupné na: doi:10.1002/(SICI)1096-8644(199603)99:3<473::AID-AJPA8>3.0.CO;2-X

LUHMANN, Thomas, Stuart ROBSON a Stephen KYLE, ed., 2006. *Close-range photogrammetry: principles, methods and applications*. Dunbeath: Whittles. ISBN 978-1-870325-50-9.

MANTEL, N., 1967. The detection of disease clustering and a generalized regression approach. *Cancer Research*. 1967, roč. 27, č. 2, s. 209–220. ISSN 0008-5472.

MARINESCU, M., V. PANAITESCU a M. ROSU, 2013. Sex determination in Romanian mandible using discriminant function analysis: Comparative results of a time-efficient method. *Romanian Journal of Legal Medicine* [online]. 2013, roč. 21, č. 4, s. 305–308. ISSN 12218618, 18448585. Dostupné na: doi:10.4323/rjlm.2013.305

MARTIN, E. S., 1936. A Study of an Egyptian Series of Mandibles, with Special Reference to Mathematical Methods of Sexing. *Biometrika* [online]. 1936, roč. 28, č. 1/2, s. 149. ISSN 00063444. Dostupné na: doi:10.2307/2334128

MCLACHLAN, Geoffrey J., 2004. *Discriminant analysis and statistical pattern recognition*. Wiley series in probability and statistics. ISBN 978-0-471-69115-0.

OETTLÉ, A.C., E. PRETORIUS a M. STEYN, 2005. Geometric morphometric analysis of mandibular ramus flexure. *American Journal of Physical Anthropology* [online]. 2005, roč. 128, č. 3, s. 623–629. ISSN 0002-9483, 1096-8644. Dostupné na: doi:10.1002/ajpa.20207

OETTLÉ, A.C., E. PRETORIUS a M. STEYN, 2009. Geometric morphometric analysis of the use of mandibular gonial eversion in sex determination. *HOMO - Journal of Comparative Human Biology* [online]. 2009, roč. 60, č. 1, s. 29–43. ISSN 0018442X. Dostupné na: doi:10.1016/j.jchb.2007.01.003

ONGKANA, Nucharin a Paiwan SUDWAN, 2010. Morphologic Indicators of Sex in Thai Mandibles. *Chiang Mai Medical Journal*. 2010, roč. 49, č. 4, s. 123–128. ISSN 0125-5983.

POKRHEL, Rishi a Rajan BHATNAGAR, 2018. Sexing of mandible using ramus and condyle in Indian population: a discriminant function analysis. *European Journal of Anatomy*. 2018, roč. 17, č. 1, s. 39–42. ISSN 1136-4890.

SAINI, Vineeta, Rashmi SRIVASTAVA, Rajesh K. RAI, Satya N. SHAMAL, Tej B. SINGH a Sunil K. TRIPATHI, 2011. Mandibular Ramus: An Indicator for Sex in Fragmentary Mandible*. *Journal of Forensic Sciences* [online]. 2011, roč. 56, s. S13–S16. ISSN 00221198. Dostupné na: doi:10.1111/j.1556-4029.2010.01599.x

SHARMA, Maneesha, R.K. GOREA, Arshdeep GOREA a Abdulwahab ABUDERMAN, 2016a. A morphometric study of the human mandible in the Indian population for sex determination. *Egyptian Journal of Forensic Sciences* [online]. 2016, roč. 6, č. 2, s. 165–169. ISSN 2090536X. Dostupné na: doi:10.1016/j.ejfs.2015.01.002

SCHENK, Toni, 2005. Introduction to photogrammetry. *The Ohio State University, Columbus*. 2005, roč. 106.

STEYN, M. a M. Y. IŞCAN, 1998. Sexual dimorphism in the crania and mandibles of South African whites. *Forensic Science International*. 1998, roč. 98, č. 1–2, s. 9–16. ISSN 0379-0738.

TUNIS, Tanya Sella, Rachel SARIG, Haim COHEN, Bahaa MEDLEJ, Nathan PELED a Hila MAY, 2017. Sex estimation using computed tomography of the mandible. *International Journal of Legal Medicine* [online]. 2017, roč. 131, č. 6, s. 1691–1700. ISSN 0937-9827, 1437-1596. Dostupné na: doi:10.1007/s00414-017-1554-1

URBANOVÁ, Petra, Mikoláš JURDA a Martin ČUTA, 2015. *Záznam a analýza digitálních dat v antropologii*. Brno: Munipress. ISBN 978-80-210-7754-6.

VARGOVÁ, Lenka a Libor PÁČ, 2008. *Anatomie pro antropology II Splanchnologie*. Brno: Nadace Universitas : Akademické nakladatelství CERM. ISBN 978-80-7204-616-4.

VENABLES, W. N., Brian D. RIPLEY a W. N. VENABLES, 2002. *Modern applied statistics with S*. 4th ed. New York: Springer. Statistics and computing. ISBN 978-0-387-95457-8.

VODANOVIĆ, Marin, Jelena DUMANČIĆ, Željko DEMO a Damir MIHELIĆ, 2006. Determination of Sex by Discriminant Function Analysis of Mandibles From two Croatian Archaeological Sites. *Acta stomatologica Croatica*. 2006, roč. 40, č. 3, s. 263–277. ISSN 0001-7019.

WEBER, Gerhard W. a Fred L. BOOKSTEIN, 2011. *Virtual anthropology: a guide to a new interdisciplinary field*. New York: Springer. ISBN 978-3-211-48647-4.

WEIJS, W. A. a B. HILLEN, 1986. Correlations between the cross-sectional area of the jaw muscles and craniofacial size and shape. *American Journal of Physical Anthropology* [online]. 1986, roč. 70, č. 4, s. 423–431. ISSN 0002-9483, 1096-8644. Dostupné na: doi:10.1002/ajpa.1330700403

WHITE, T. D., Michael T. BLACK a Pieter A. FOLKENS, 2012. *Human osteology*. 3rd ed. San Diego, Calif: Academic Press. ISBN 978-0-12-374134-9.

WHITE, T. D. a Pieter A. FOLKENS, 2005. *The human bone manual*. Amsterdam ; Boston: Elsevier Academic. ISBN 978-0-12-088467-4.

Internetové zdroje

DICOM Library, 2019. About DICOM. [online]. [cit. 11.3.2019]. Dostupné z: https://www.dicomlibrary.com/dicom/.

i-CATTM, 2019. i-CAT FLX V-Series. [online]. [cit. 9.1.2019]. Dostupné z: https://www.i-cat.com/products/i-cat-flx-v-series.

NextEngine, 2000: NextEngine 3D Laser Scanner. [online]. [cit. 21.5.2019]. Dostupné z http://www.nextengine.com/.

Vatech, 2019. Pax-Zenith3D. [online]. [cit. 9.1.2019]. Dostupné z: http://www.vatechglobal.com/product_3d/302.

Použité programy

CIGNONI, Paolo, Marco CALLIERI, Massimiliano CORSINI, Matteo DELLEPIANE, Fabio GANOVELLI a Guido RANZUGLIA, 2008. MeshLab: an Open-Source Mesh Processing Tool. *Eurographics Italian Chapter Conference* [online]. 2008, s. 8 pages. Dostupné na: doi:10.2312/localchapterevents/italchap/italianchapconf2008/129-136

GOM Precise Industrial 3D Metrology 2019. GOM Inspect. [online]. [cit. 16.4.2019]. Dostupné z: https://www.gom.com/3d-software/gom-inspect.html.

GPL software, 2019. CloudCompare (v. 2.10.2). Dostupné z: http://www.cloudcompare.org/

HAMMER, Øyvind, David AT HARPER a Paul D. RYAN, 2001. PAST: paleontological statistics software package for education and data analysis. *Palaeontologia electronica*. 2001, roč. 4, č. 1, s. 9.

CHALÁS, Igor, Petra URBANOVÁ, Vojtěch JUŘÍK, Zuzana FERKOVÁ, Marie JANDOVÁ, Jiří SOCHOR a Barbora KOZLÍKOVÁ, 2017. Generating various composite human faces from real 3D facial images. *The Visual Computer* [online]. 2017, roč. 33, č. 4, s. 443–458. ISSN 0178-2789, 1432-2315. Dostupné na: doi:10.1007/s00371-016-1277-1

IBM Corp. Released, 2013. IBM SPSS Statistics for Windows, Version 22.0. Armonk, NY: IBM Corp.

Klingenberg, C. P., 2011. MorphoJ: an integrated software package for geometric morphometrics. Molecular Ecology Resources 11: 353-357.

Microsoft Corporation (2011): Microsoft Office Excel 365.

Microsoft Corporation (2011): Microsoft Office Word 365.

R Core Team (2014). R: A language and environment for statistica computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL http://www.R-project.org/.

STALLING, Detlev, Malte WESTERHOFF a Hans-Christian HEGE, 2005. Amira: A highly interactive system for visual data analysis. *The visualization handbook*. 2005, roč. 38, s. 749–767.

The R Foundation for Statistical Computing (2017): RStudio Statistical software. Version 3. 3. 3.

WILEY, D.F., N. AMENTA, D.A. ALCANTARA, D. GHOSH, Y.J. KIL, E. DELSON, W. HARCOURT-SMITH, F.J. ROHLF, K. ST. JOHN a B. HAMANN, 2005. Evolutionary Morphing. V: *VIS 05. IEEE Visualization, 2005.*: *VIS 05. IEEE Visualization, 2005.* [online]. Minneapolis, MN, USA: IEEE, s. 431–438 [cit. 14. máj 2019]. ISBN 978-0-7803-9462-9. Dostupné na: doi:10.1109/VISUAL.2005.1532826

.

Zoznam obrázkov tabuliek a grafov

Obr. 1: Dolná čeľusť I. 18
Obr. 2: Dolná čeľusť II 18
Obr. 3: Dotykový skener 20
Obr. 4 Bezdotykový laserový skener. 21
Obr. 5: Séria snímok zhotovená CT prístrojom. 22
Obr. 6: Metóda Lothovej a Henneberga (1996) - mužská kosť 24
Obr. 7: Metóda Lothovej a Henneberga (1996) - ženská kosť 24
Obr. 8: Mužská kosť s prítomnosťou gonionálnej everzie. 28
Obr. 9: Ženská kosť s neprítomnou gonionálnou everziou 28
Obr. 10: Bradový výbežok: škála rozvoja znaku 29
Obr. 11: Variabilita tvaru brady 29
Obr. 12: Zárez pred goniálnou oblasťou. 30
Obr. 13: Znázornenie vybraných rozmerov. 32
Obr. 14: Rozmery použité v štúdii Vodanović et al. (2006) 34
Obr. 15: Ukážka z práce Kharoshaha s kolektívom I 38
Obr. 16: Ukážka z práce Kharoshaha s kolektívom II 38
Obr. 17: Ukážka rozmerov z práce Tunisovej a kol. I 39
Obr. 18: Ukážka rozmerov z práce Tunisovej a kol. II. 40
Obr. 19: Oettlé et al. (2005): Použité body - zadný okraj ramen 41
Obr. 20: Oettlé et al. (2009): Použité body - everzia gonií 42
Obr. 21: Oettlé et al. (2005): Vektor priemerného tvaru zadný okraj ramena čeľuste 42
Obr. 22: Oettlé et al. (2005): Deformačné siete zmien tvaru zadného okraju ramena čeľuste 43
Obr. 23: Oettlé et al. (2005): Deformačné siete zmien tvaru gonionálnej everzie. 43
Obr. 24: Franklin et al. 2008a: Digitalizované body využité v metódach geometrickej morfometrie 44
Obr. 25: Franklin et al. 2008a: Priemerný ženský a mužský tvar 45
Obr. 26: CT prístroje použité pri vyšetrení jedincov v sledovanom súbore 48
Obr. 27: Mechanické poškodenie dolnej čeľuste I. 49
Obr. 28: Mechanické poškodenie dolnej čeľuste II 49
Obr. 29: Chýbajúca časť dolnej čeľuste I 50
Obr. 30: Chýbajúca časť dolnej čeľuste II 50
Obr. 31: Ukážka použitého filtru 52
Obr. 32: Náhľad segmentačného editora programu Amira 53
Obr. 33: Vnútorná štruktúra I. 54
Obr. 34: Vnútorná štruktúra II 55
Obr. 35: Ukážka problematickej oblasti kondylárnych výbežkov 56
Obr. 36: Vnútorná strana ramena dolnej čeľuste 57
Obr. 37: Retromolárny priestor 57
Obr. 38: Vplyv podložky 58
Obr. 39: Ukážka zhoršenej kvality v oblasti brady. 59
Obr. 40: Orez kondylov 65
Obr. 41: Orez zubov 66
Obr. 42: 3D model bez zubov a kondylov 66
Obr. 43: Kompletne upravený 3D model dolnej čeľuste 67
Obr. 44: Ukážka nezarovnaných modelov. 68
Obr. 45: Zarovnané modely. 68
Obr. 46: Testovací model vytvorený použitím protokolu 1 70

Obr. 47: Testovací model vytvorený použitím protokolu 2. 70
Obr. 48: Ukážka modelu použitého v samotnej analýze. 71
Obr. 49: Ukážka vyhladeného modelu. 72
Obr. 50: Ilustrácia umiestnenia použitých ladnmarkov 73
Obr. 51: Ukážka meraných rozmerov 74
Obr. 52: Ilustrácia meraných uhlov. 75
Obr. 53: Príklad kosti s prítomným zakrivením vonkajšieho okraja. 80
Obr. 54: Príklad vonkajšieho okraja dolnej čeľuste bez zakrivenia. 81
Obr. 55: Priemerný model všetkých jedincov 83
Obr. 56: Priemerný ženský 3D model 84
Obr. 57: Priemerný mužský 3D model 84
Obr. 58: Variabilita ženského a mužského priemerného 3D modelu. 85
Obr. 59: Najpriemernejší ženský model 86
Obr. 60: Najpriemernejší mužský model 86
Obr. 61: Variabilita najpriemernejšieho ženského a mužského 3D modelu 87
Obr. 62: Vplyv protokolu. 89

Tab. 1: Popisná štatistika - vek - finálny súbor 51
Tab. 2: Popisná štatistika - vek - jednotlivé pohlavia 60
Tab. 3: Popisná štatistika - vek - protokol 1 61
Tab. 4: Popisná štatistika - vek - protokol 2 62
Tab. 5: Popisná štatistika - rozmery - celý súbor 90
Tab. 6: Popisná štatistika - rozmery - ženy 91
Tab. 7: Popisná štatistika - rozmery - muži 92
Tab. 8: Štatistické testovanie rozmerov + ISD 93
Tab. 9: Úspešnosť určenia pohlavia - Marinescu et al. 2006 95
Tab. 10: Úspešnosť odhadu pohlavia - Vodanović et al. 2006. 95
Tab. 11: Diskriminačná analýza I - vlastnosti vytvoreného modelu. 96
Tab. 12. Diskriminačná analýza I - Wilksove lambdy a koeficienty 96
Tab. 13: Diskriminačná analýza I - úspešnosť klasifikácie 96
Tab. 14: Diskriminačná analýza II - vlastnosti vytvoreného modelu. 97
Tab. 15: Diskriminačná analýza II - Wilksove lambdy a koeficienty 97
Tab. 16: Diskriminačná analýza II - úspešnosť klasifikácie modelu 97
Tab. 17: Štatistické testovanie hlavných komponentov 98
Tab. 18: Diskriminačná analýza III - vlastnosti vytvoreného modelu 98
Tab. 19: Diskriminačná analýza III - Wilksove lambdy a koeficienty 98
Tab. 20: Diskriminačná analýza III - predikčná schopnosť modelu 99
Tab. 21: Chyba merania jednotlivých rozmerov a uhlov 102
Tab. 22: Úspešnosť odhadu pohlavia - metóda Lothová a Henneberg (1996) I 103
Tab. 23: Úspešnosť odhadu pohlavia - metóda Lothová a Henneberg (1996) II 104
Tab. 24: Úspešnosť odhadu pohlavia - metóda Lothová a Henneberg (1996) III 104
Tab. 25: Úspešnosť odhadu pohlavia - metóda Lothová a Henneberg (1996) IV 105

Graf 1: Popisná štatistika - vek - finálny súbor....51
Graf 2: Popisná štatistika - vek - pohlavie - oba protkoly....60
Graf 3: Rozloženie veku žien a mužov v rámci protokolu 1....61
Graf 4: Rozloženie veku žien a mužov v rámci protokolu 2....62
Graf 5: Rozloženie hodnôt žien (A) a mužov (B)....78
Graf 6: 3D modely v rovine prvých dvoch hlavných koordinát....82
Graf 7: 3D modely v rovine prvých dvoch koordinát - opakovaný orez....88
Graf 8: Krabicové diagramy rozmerov....94
Graf 9: : Bodový graf skóre 1. a 2. hlavnej komponenty....100
Graf 10: Deformovaný tvar 1. hl. komponenty....100
Graf 11: Deformovaný tvar 2. hl. komponenty....101

Register

3

3D modely, 11, 44, 49, 53, 62, 63, 64, 65, 68, 69, 70, 72, 83, 86, 88, 103, 105, 109, 110

A

amira, 49, 50, 51, 53, 54, 55, 72, 120
analýza
  diskriminačná, 2, 3, 5, 11, 64, 65, 72, 77, 78, 80, 98, 108, 113, 121
antropológia, 3, 14, 19

C

Cohennova kappa, 27

Č

čeľusť
  dolná, 3, 14, 16, 23, 26, 49, 65, 70, 107

D

dáta
  objemové, 3, 21
dimorfizmus
  sexuálny, 11, 12, 14, 23, 26, 33, 35, 44, 73, 76, 77, 79, 90, 94, 107, 113

F

FIDENTIS, 11, 64, 65, 70, 72, 83, 107
fotogrammetria, 20

G

gonion, 33, 34, 36, 40, 41, 74, 73, 75, 76

I

infradentale, 74

K

koronion, 74

M

mentale, 74

O

odhad
  pohlavia, 5, 14, 23, 26, 27, 29, 30, 31, 35, 36, 37, 38, 44, 45, 76, 96, 99, 104, 105, 106, 108, 109, 110, 113

R

ramena
  čeľuste, 5, 11, 17, 18, 23, 24, 25, 26, 31, 32, 33, 34, 35, 36, 37, 38, 40, 41, 43, 58, 73, 75, 80, 81, 84, 96, 105, 106, 107, 109, 110, 111, 113

S

segmentácia, 3, 22, 54, 69

Š

šírka
bigoniálna, 31, 32, 33, 34, 35, 36, 37, 38, 39, 40, 75, 96, 97, 98

T

tomografia, 21

V

výška
koronoidná, 31, 32, 33, 34, 36, 37, 40, 75, 96, 98

Z

znak
pohlavne špecifický, 27
pohlavne špecifický, 29, 30