Západočeská univerzita v Plzni

Fakulta filozofická

Diplomová práce

Meze a možnosti odhadu pohlaví podle *foramen magnum* a přilehlých anatomických struktur

Zbyšek Seifert

Plzeň 2015

Západočeská univerzita v Plzni

Fakulta filozofická

Katedra antropologie

Studijní program Antropologie

Studijní obor Antropologie populací minulosti

Diplomová práce

Meze a možnosti odhadu pohlaví podle *foramen magnum* a přilehlých anatomických struktur

Zbyšek Seifert

Vedoucí práce:

doc. RNDr. Jaroslav Brůžek, Ph.D.

Katedra antropologie a genetiky člověka

Přírodovědecká fakulta Univerzity Karlovy v Praze

Konzultant:

Mgr. Lukáš Friedl, Ph.D.

Katedra antropologie

Filozofická fakulta Západočeské univerzity v Plzni

Plzeň 2015

Prohlašuji, že jsem práci zpracoval samostatně a použil jen uvedených pramenů a literatury.

Plzeň, duben 2015 ……

Poděkování

Děkuji mému školiteli Jaroslavu Brůžkovi za jeho konstruktivní kritiku a velmi cenné rady, konzultantovi Lukáši Friedlovi za pomoc při řešení dílčích problémů a oběma za věnovaný čas a vstřícný přístup.

Obsah

1 ÚVOD 1

2 TEORETICKÁ VÝCHODISKA 3

2.1 Anatomie spodiny lebeční se zaměřením na oblast *foramen magnum* 3

2.2 Pohlavní dimorfismus a populační specifita 9

2.3 Zachovalost kostí spodiny lebeční v bioarcheologickém a forenzním kontextu 10

2.4 Odhad pohlaví podle lebky se zaměřením na spodinu lebeční 12

2.4.1 Morfoskopický přístup 13

2.4.2 Morfometrický přístup 14

2.4.3 Geometrická morfometrie 16

2.5 Zpracování zdrojových obrazových dat 19

2.6 Statistické metody analýzy dat 20

2.7 Přesnost, správnost a spolehlivost 27

2.8 Bilance dosavadních relevantních studií 29

3 CÍLE PRÁCE 39

4 MATERIÁL 40

5 METODY 42

5.1 Použitý software 42

5.2 Získání a zpracování dat 43

5.3 Statistická analýza 50

5.3.1 Přesnost měření 51
5.3.2 Analýza hlavních komponent..... 52
5.3.3 Diskriminační funkce 52
5.3.4 Logistická regrese 55
5.3.5 Shluková analýza 56

5.4 Ověření výsledků publikovaných studií 56

6 VÝSLEDKY..... 57

6.1 Intra-observační chyba..... 59

6.2 Analýza hlavních komponent 61

6.3 Lineární diskriminační funkce 71

6.4 Binární logistická regrese..... 80

6.5 Shluková analýza..... 83

6.6 Ověření spolehlivosti publikovaných rovnic 83

7 DISKUZE 88

8 ZÁVĚR..... 99

9 SEZNAM POUŽITÉ LITERATURY A PRAMENŮ..... 101

10 RESUMÉ..... 111

11 SEZNAM OBRÁZKŮ A TABULEK 113

12 PŘÍLOHY 116

1 ÚVOD

Odhad pohlaví je jednou z nejdůležitějších součástí postupu při analýze lidských kosterních pozůstatků ve forenzním a bioarcheologickém kontextu (Buikstra et Ubelaker, 1994; Dawson et al., 2011; Komar et Buikstra, 2008). Je uskutečnitelný díky morfologické i morfoskopické expresi pohlavního dimorfismu na kostře, potažmo jejích jednotlivých částech. Míra této exprese je různá a závisí na řadě faktorů. Nejhodnotnějšími proměnnými, umožňující relativně spolehlivý odhad pohlaví sledováním míry jejich projevu, jsou takové, které jsou definovány funkční odlišností mezi pohlavími (Buikstra et Ubelaker, 1994; Dawson et al., 2011), např. šířka *incisura ischiadica major* nebo poměr délek kosti stydké a sedací v souvislosti s reprodukční funkcí). Na lebce takový specifický typ útvarů není, odhad pohlaví je tedy možné založit obecně na menších či větších odlišnostech v rozměrech, velikosti nebo tvaru sledovaných proměnných.

Pohlavní dimorfismus lidské kostry vykazuje statisticky významné rozdíly téměř jakékoliv vybrané lineární proměnné (rozměry lebky, dlouhých kostí, pánve, výšky postavy ad.), vzhledem k rozdílům v absolutní velikosti mezi pohlavími (Dawson et al., 2011; Klepinger, 2006). Statistické klasifikační metody jako diskriminační analýza, logistická regrese a jiné (Santos et al., 2014) jsou obsaženy v řadě softwarových produktů, což umožňuje velmi rychlou analýzu dat (např. Statistica, R, PAST ad.). Kombinace těchto dvou faktorů způsobuje téměř nepřehlednou záplavu publikací, které předkládají metody k odhadu pohlaví s různou mírou úspěšnosti oddělení souborů mužů a žen i návrhů jejich praktické využitelnosti. Tento fakt ilustruje kontrast studie Gaperta a kolegů (Gapert et al., 2008), která považuje rozměry FM za významné a využitelné při odhadu pohlaví, a studie Edwardse a kolegů (Edwards et al., 2013), jež na druhou stranu samostatnou metodu využívající stejnou anatomickou oblast nedoporučuje, popřípadě jen v krajních případech.

Bývá také hledán vztah mezi oblastí FM a prostorovým uspořádáním měkkých tkání (Damiani et al., 2012).

V posledních letech se začaly množit publikace věnované prezentacím metod odhadu pohlaví, které by mohly být využity i v případě nalezení i pouze fragmentů spodiny lebeční (Dawson et al., 2011), konkrétně za využití rozměrů nebo tvaru velkého týlního otvoru (*foramen magnum occipitale*), popřípadě ve spojení s lineárními proměnnými dalších útvarů nejen na bazi lební (Edwards et al., 2013; Gapert et al., 2009; Natsis et al., 2013; Radhakrishnan et al., 2012; Singh et Talwar, 2013; Sukumar et al., 2012; Uthman et al., 2012). Některé práce postrádají kvalitní teoretický základ včetně přehledu dosavadních poznatků (Sukumar et al., 2012), přesnou definici sledovaných proměnných (Uthman et al., 2012), detailní popis metod sběru dat (Radhakrishna et al., 2012), dostatečně reprezentativní vzorek (Ukoha et al., 2011), objektivní zhodnocení výsledků (Erdil et al., 2010) či prezentaci vytvořených rovnic pro možnost ověření jinými badateli (Galdames et al., 2009). Úspěšnost i spolehlivost prezentovaných metod se navíc většinou pohybuje pouze okolo 70% hranice (Edwards et al., 2013; Gapert et al., 2008; Singh et Talwar, 2013), která je u forenzních případů nepřípustná (Scheuer, 2002).

Podstatnou otázkou je, zda i v případě precizně provedených a zdokumentovaných studií jsou výsledky zahrnující procentuální úspěšnost, spolehlivost a míru chyby relevantní a dostatečně průkazné pro odhad pohlaví ve forenzní a bioarcheologické praxi (Bruzek et Murail, 2006; Komar et Buikstra, 2008) nebo by bylo lepší soustředit zájem a výzkumný potenciál jiným směrem. Podstatné je především nejprve vybudování metodologických standardů v případě analýzy CT a MR snímků pro spolehlivější postupy získávání dat v rámci geometrické morfometrie.

2 TEORETICKÁ VÝCHODISKA

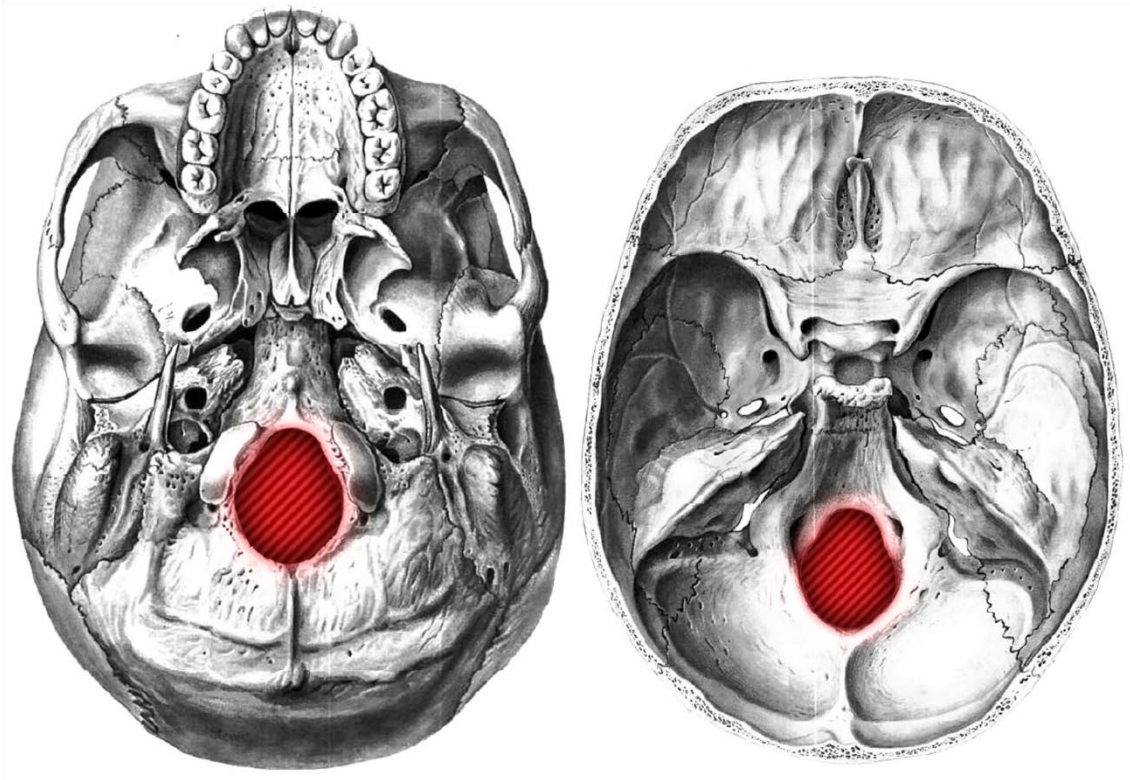
Dříve, než se budeme věnovat specifickým otázkám metod klasifikace proměnných *foramen magnum* a přilehlých struktur, je nutno uvést krátký přehled anatomie, který se opírá o klasické učebnice (Čihák, 2011; Standring, 2008)

2.1 Anatomie spodiny lebeční se zaměřením na oblast *foramen magnum*

Lebka (*cranium*) je součástí osové kostry a je oporou a ochranou řady smyslových orgánů, mozku, žvýkacích a mimických svalů či ústím dýchacího a zažívacího ústrojí. Baze lební (*basis cranii*) či jinak spodina lebeční je tvořena chondrogenními kostmi mozkové části lebky (*neurocrania*), mezi které patří kost týlní (její tělo, postranní části a přilehlá část týlní šupiny), spánková (kost skalní a bradavkový výběžek), většina kosti klínové, kost čichová a dolní skořepa nosní. U baze lební je možné rozlišit vnitřní, tedy nitrolebeční, a vnější stranu (*basis cranii interna et externa*). Vnitřní část baze nese přední, střední a zadní jámu lebeční (*fossa cranii anterior, media et posterior*). Skrze spodinu lebeční prochází různě velkými otvory řada neurovaskulárních elementů, plní ochrannou a podpůrnou funkci nitrolebečních orgánů a v neposlední řadě je místem úponu svalů a vazů, které mají na starosti stabilizaci a pohyb hlavy. V rostrální části je baze lební napojena na obličejovou část lebky (*splanchnocranium*) a kolem svého obvodu se připojuje k další části neurocrania, a to k lebeční klenbě (*calva*) (Čihák, 2011).

Velký týlní otvor neboli *foramen magnum occipitale* (dále jen FM) se nachází uprostřed rostrálního segmentu zadní jámy lebeční (Obr. 2.1), utvářejí jej čtyři části týlní kosti (*os occipitale*). Jedná se o otvor variabilního tvaru i rozměru, který je obklopen ve ventrální části tělem týlní kosti (*corpus/pars basilaris*), které přechází do postranních částí (*partes laterales*) a je dorsálně uzavřen týlní šupinou (*squama occipitalis*).

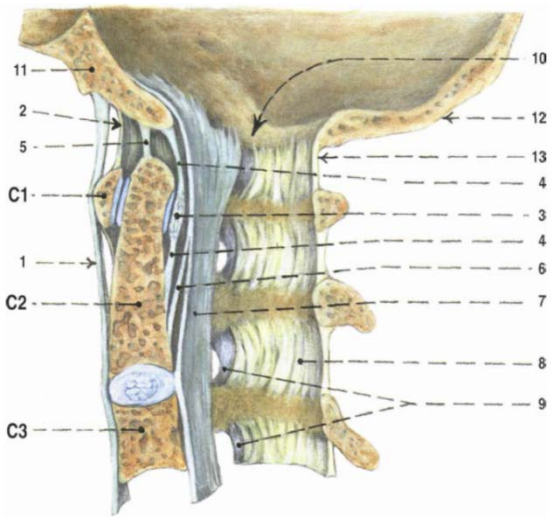
Postranní části nesou kaudálně týlní kloubní hrboly (*condyli occipitales*), jež se svými kloubními ploškami stýkají a analogickými plochami na kraniální straně prvního krčního obratle nosiče (C1, *atlas*).



Obr. 2.1. *Foramen magnum* zvýrazněný na lebce v pohledu zespodu a shora bez lebeční klenby (upraveno z www.spina.pro).

Kost týlní společně s nosičem a druhým krčním obratlem čepovcem (C2, *axis*) tvoří systém kloubů a vazů, jenž se nazývá kraniovertebrální spojení. Dělíme ho na kloub atlantookcipitální (*articulatio atlantooccipitalis)* a středový a postranní atlantoaxiální (*articulatio atlantoaxialis mediana et lateralis).* Atlantookcipitální párové skloubení mezi kondyly týlní kosti a *massae laterales* atlasu vytváří společně jednu rotační (téměř elipsoidní) plochu, a umožňuje tak kývavé, předozadní pohyby v horizontální ose a malé úklony posunem kondylů v jamce do stran. Středové atlantoaxiální skloubení je spojení mezi zubem čepovce (*dens axis*) a předním obloukem atlasu (*arcus anterior atlantis*), dovolující

otáčení C1 kolem zubu čepovce podél vertikální osy až o 30° na obě strany. Mezi důležité vazivové spoje tohoto kloubu patří křížový vaz atlasu (*lig. cruciforme atlantis*), který se skládá z příčného vazu (lig. transversum atlantis) a podélných snopců (*fasciculi longitudinales*), a *lig. apicis dentis*, jenž je považován za pozůstatek hřbetní struny (*chorda dorsalis*). Párový postranní atlantoaxiální kloub spojuje stýkající se kloubní plošky C1 a C2. Jejich volné kloubní pouzdro umožňuje rotaci C1 ve středovém atlantoaxiálním kloubu (Čihák, 2011).



Obr. 2.2. Podélný řez kraniovertebrálním spojením. Vysvětlivky k číslům: 1. *ligamentum longitudinale anterius*, 2. *membrana atlantooccipitalis anterior*, 3. *ligamentum transversum atlantis*, 4. podélné snopce *ligamentum cruciforme*, 5*. ligamentum apicis dentis,* 6*. membrana tectoria*, 7*. ligamentum longitudinale postcrius*, 8*. ligamenta interarcualia*, 9. pouzdra meziobratlových kloubů, 10. okraj *foramen magnum*, 11. tělo kosti týlní, 12. šupina kosti týlní, 13*. membrana atlantooccipitalis poslerior* (převzato z Čihák, 2011:111).

Rozdělení měkkých tkání oblasti FM na ventrální a dorsální skupinu, které vzniklo pro účely anatomického popisu v lékařské literatuře, dále rozšiřují Richards a Jabbourová (Richards et Jabbour, 2011) v podobě funkční matrix (podle Moss, 1997a; 1997b; 1997c; Moss, 1997d), která zahrnuje navíc i kostní složku a lze ji rozdělit na ventrální a dorsální část. Antropologická literatura totiž podle autorů obecně pojímá FM jako jednu součást, bez odlišení její funkční komplexity (Richards et Jabbour, 2011). Je dobré si uvědomit, že *„kosti nerostou, jsou*

pěstovány,“[1] *(Moss, 1997c, s.341)* strukturami, které je obklápějí a které jimi procházejí.

Ventrální matrix je tvořena přední částí okraje FM až po hranici tvořenou po obou stranách *synchondrosis intraoocipitalis anterior*, která je místem úponu *membrana tectoria*, jež tvoří vazivovou přepážku mezi dvěma zmíněnými matrix. *Membrana tectoria* je kraniálním aspektem zadního podélného vazu (*lig. longitudinale posterius),* přesněji kryje zub čepovce (*dens axis*) *a* křížový vaz *(lig. cruciforme)* a s podélným vazem kraniálně splývá. Dále ventrální matrix obsahuje přední oblouk atlasu (*arcus anterior atlantis),* zub čepovce*,* přední podélný vaz (*lig. longitudinale anterius*)*,* přední atlantookcipitální membránu *(membrana atlantooccipitalis anterior), lig. apicis dentis, ligg. alaria* a křížový vaz*.* Ventrální matrix má skeletomotorickou funkci, konkrétně omezuje rotaci lebky a stabilizuje hlavu (Čihák, 2011; Richards et Jabbour, 2011).

Dorsální matrix tvoří okraj FM posteriorně od *synchondrosis intraoccipitalis anterior* a patří k ní řada struktur, převážně měkkých tkání a mozkových plen. Dorsální matrix je prostorem předělu mezi míchou prodlouženou a páteřní, cirkuluje skrze ní cerebrospinální tekutina a procházejí tudy nervy a cévy. Dorsální matrix má v menší míře skeletomotorickou funkci, především však spojuje neurovaskulární elementy páteřního a meziobratlových kanálů a lebky (Richards et Jabbour, 2011). Do širšího pojetí oblasti FM můžeme zahrnout také kaudální konec mozkového kmene, mozečku a IV. mozkové komory (Damiani et al., 2012).

Protože se zadní atlantookcipitální membrána kraniálně spojuje s tvrdou mozkovou plenou, způsobuje ztluštění vazivové tkáně dorsálního okraje FM. Tento jev může posunout dorsální okraj FM až o 5 mm, a zároveň tak způsobit možné odchylky při měření délky FM či definování

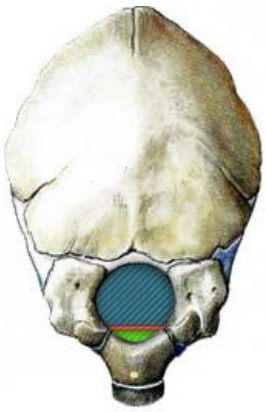
[1] […] bones do not grow, they are grown.

jeho tvaru při porovnání například CT snímků vzorků s měkkou tkání a bez ní. Zde je důležitý fakt, že kostní a vazivová tkáň tvořící okraj FM má podobnou hustotu (Richards et Jabbour, 2011). Tvrdá mozková plena lne ke kostem lebky nejvíce v oblastech švů, k okrajům FM a na lebeční bazi obecně. S postupem věku se stává tlustší a je k vnitřní straně mozkovny přichycena pevněji (Standring, 2008).

Během vývoje spodiny lebeční jsou neurovaskulární struktury procházející endo-ektokraniální hranici obklopeny chrupavkou a následně kostí. Osifikace kostry začíná již během šestého fetálního týdne, v osmém týdnu pak začíná pohlavní diferenciace. Primární osifikační centra jsou vytvořena ve dvanáctém týdnu (Coqueugniot et Minor, 2002; Komar et Buikstra, 2008; Lewis, 2007; Sadler). Definitivní tvar a rozměry kostěného FM jsou z části určeny rozdílným růstem měkkých tkání ventrální a dorsální matrix při ontogenezi (Richards et Jabbour, 2011). Zvyšování variability tvaru FM mezi jedinci je dáno růstem v *synchondrosis intraoccipitalis anterior* (SIA) *et posterior* (SIP), po jejich osifikaci růst FM ustává (Coqueugniot et Minor, 2002).

Od sedmého měsíce v děloze do jednoho roku života jedince dochází k rychlému růstu FM do délky i šířky zhruba o 50 procent, respektive o 40 procent velikosti v dospělosti. Mezi sedmým fetálním měsícem a narozením roste FM rychleji do délky oproti jeho šířce o 5,4 procenta. Po narození je trend opačný a šířka FM se zvyšuje až do půl roku života o 7,6 procenta rychleji, respektive o 6,5 procenta od půl roku do jednoho roku věku. Po uplynutí jednoho roku se tempo růstu výrazně zvolní s krátkými obdobími růstového spurtu FM ve dvou až třech a pěti letech. Průměrných dospělých hodnot délky FM je dosaženo v pěti letech, zatímco růst do šířky bývá ukončen do desátého roku. Zmíněné konkrétní hodnoty jsou založené na studii Richardse a Jabbourové (Richards et Jabbour, 2011), kteří zkoumali soubor 470 jedinců z geograficky heterogenního souboru. Podle Coqueugniotové a Le Minoreové

(Coqueugniot et Minor, 2002), zkoumajících soubor lebek (n=152) Lékařské fakulty ve Štrasburgu, dochází k uzavření horizontální části SIA (formování *canalis nervi hypoglossi*) mezi 2,5 až 10,8 roku života jedince, k osifikaci vertikální části SIA (utváření týlních kondylů) pak mezi 5,3 až 11,7 roku. Laterální část SIP se uzavírá mezi 0,8 roku až 10 lety, posteriorní díl je kompletní mezi 1,5 až 10,1 roku.



Obr. 2.3. Rozdělení *foramen magnum* na dorsální (modře) a ventrální (zeleně) část zobrazené na nedospělé týlní kosti. Dělící linie prochází mezi párovou *synchrondrosis intraoccipitalis anterior* (upraveno z www.spina.pro).

Růst je značně adaptabilní a ovlivnitelný řadou vnějších faktorů, například výživou, fyzickou zátěží či klimatem. Retardace růstu vlivem vnějších podmínek se u jedince může projevit především v prenatální a posléze v postnatální fázi vývoje do šesti let věku. Pokud se zhoršené podmínky pro růst nelepší delší dobu, zhoršuje se i schopnost dětí takzvaného "*catch-up*" růstu (Lewis, 2007).

Jak je zřejmé z dosavadního popisu kraniovertebrálního spojení, na okraj FM nejsou připojeny žádné úpony svalů, které by mohly mít vliv na utváření jeho tvaru, potažmo rozměrů, navíc ke kompletnímu dotvoření FM dochází již v dětství. Primární funkce je spojení struktur uvnitř a vně lebeční dutiny. Většinu plochy (přes 80 procent) zabírá páteřní mícha, která dosahuje zralosti v raném věku a nemá další požadavky na zvětšování velikosti (Damiani et al., 2012).

2.2 Pohlavní dimorfismus a populační specifita

Hlavním zaměřením této práce je zkoumání míry projevu odlišností na lebce mezi pohlavími, tedy zda struktury, o kterých bylo pojednáno výše, nesou dostatečnou informaci o příslušnosti k danému pohlaví, kterou by bylo možné využít při odhadu, zda se jedná o muže či o ženu.

Pohlavní dimorfismus se projevuje ve velikostních rozdílech a v různě markantní expresi anatomických znaků, na čemž se významnou měrou podílejí hormony při růstu a vývoji jedince (Coqueugniot et Minor, 2002; Dawson et al., 2011; Komar et Buikstra, 2008; Lewis, 2007; Saunders, 2008). Pohlavní diferenciaci pohání vylučování testosteronu z varlat již během třetího měsíce *in utero*. Bez androgenní stimulace by došlo k vývoji jedince podle ženského vzoru. Těsně před narozením dochází ke snížení hladiny testosteronu a následně jejímu opětovnému zvýšení až na hladinu typickou pro dospělé mezi prvním a třetím měsícem po narození dítěte mužského pohlaví. Poté hladina testosteronu opět klesne a zůstává nízká až do nástupu puberty (Saunders, 2008).

Morfoskopické metody určené pro odhad pohlaví z kostry dospělých jedinců neposkytují dostatečně průkazné výsledky při hodnocení nedospělých jedinců, protože jsou z velké části založené na projevu sekundárních pohlavních znaků, jež se formují až v pubertě (Dawson et al., 2011; Komar et Buikstra, 2008). Velikostní rozdíly mezi muži a ženami mohou být až 20% v rámci jedné populace. Pohlavně dimorfní kosterní elementy, které jsou využívány při odhadu pohlaví, můžeme mírou jejich projevu zanést na škálu mezi typickým mužem a typickou ženou. Škálu, která je specifická pro danou populaci, ze které jedinec pochází a která obsahuje různě širokou oblast překryvu, v níž nelze u pozorovaných znaků jednoznačně posoudit, zda jsou mužské či ženské (Dawson et al., 2011).

„Jakýkoliv pokus o vývoj standardů pro odhad pohlaví u lidských kosterních pozůstatků musí reflektovat, že vzorce pohlavního dimorfismu se v rámci lidských skupin liší. Proto je potřeba vyhnout se aplikaci metrických standardů vyvinutých na populacích vzdálených časově i prostorově od zkoumaného souboru. Podobně vzorce morfologických znaků, jiné než limitovaný počet zmíněný pro os coxae, jsou typicky populačně specifické. Odhad pohlaví proto může být obtížný, pokud pozorovatel není seznámen s celkovým vzorcem variability v rámci populace, ze které soubor pochází,“[2] (Buikstra et Ubelaker, 1994, s.16).

Zobecnitelnost metod je také nemožná vzhledem k sekulárním trendům uvnitř populací, které vedou v průběhu času k velikostním změnám na kostře i jednotlivých kostech (Wescott et Jantz, 2005).

Ve forenzních případech je potřeba generalizovaných metod velice zřetelná. Při zkoumání velkého počtu ostatků, například po hromadných nehodách, v masových hrobech či po teroristických útocích, nelze spoléhat na postupy založené na regionálních trendech, jelikož stanovení populační afinity zůstává obtížným antropologickým problémem a nalezené ostatky neznámého jedince nebude nikdy možné s určitostí přiřadit ke konkrétní populaci (Bruzek et Murail, 2006; Komar et Buikstra, 2008).

2.3 Zachovalost kostí spodiny lebeční v bioarcheologickém a forenzním kontextu

Znalost míry dochování jednotlivých částí lidské kostry v bioarcheologickém a forenzním kontextu nám poskytuje předpoklady

[2] Any attempt to develop standards for estimating sex in human skeletal remains must recognize that patterns of sexual dimorphism vary among human Gross. Threfore, the application of metric standards developer from populations remote in time and space from the study sample is to be avoided. Similarly, patterns of morphological features, other than a limited number noted for the os coxae are typically population-specific. Estimates of sex therefore can be difficult if the observer is not familiar with the overall pattern of variability within the population from which the sample is drawn.

pro zaměření se na konkrétní anatomické struktury či kosti při hledání metod odhadu pohlaví a jejich využitelnosti v praxi.

Nekompletní zachovalost lidské kostry je způsobena vnějšími (transport a rozmístění pozůstatků) a vnitřními (morfologie a stupeň mineralizace kostí, tloušťka hutné kostní tkáně, perimortální trauma) faktory (Komar et Buikstra, 2008). Obecně kostry starších nebo naopak nedospělých jedinců vykazují menší podíl dochování kosterních elementů (cf. Lewis, 2007). Důvodem je menší míra zvápenatění kostí, jejich křehkost nebo malé rozměry, což vede k silnějším projevům působení tafonomických faktorů jako jsou chemické vlastnosti půdy, činnost drobných živočichů a kořenového systému rostlin, chyby při exkavaci, transportu, způsobu uchování a dalších (Bello et al., 2006; Gordon et Buikstra, 1981; Komar et Buikstra, 2008; Walker et al., 1988). Lepší zachovalost vykazují elementy větší, těžší, robustnější, s vyšším obsahem hutné kostní tkáně, například *femur* (Komar et Buikstra, 2008; Waldron, 1987).

Pánev sice umožňuje aplikaci spolehlivějších metod odhadu pohlaví (Bruzek et Murail, 2006; Ferembach et al., 1980), lebka na druhou stranu dosahuje lepší míry zachovalosti, přestože u forenzních případů může být lebka zničená či úplně chybět kvůli záměrnému zkomplikování identifikace (Dawson et al., 2011; Gapert et al., 2009).

Jak vyplývá z úvodního anatomického přehledu, oblast FM a obecně spodina lebeční je dobře chráněná měkkou tkání, zároveň se jedná o masivní část lebky, která se tedy bude dochovávat s vyšší pravděpodobností, než její křehčí elementy.

Po stručném seznámení s anatomií, povahou pohlavního dimorfismu, populační specifity a principy zachovalosti se dále zaměříme na metody odhadu pohlaví podle lebky s využitím poznatků týkajících se funkční matrix.

2.4 Odhad pohlaví podle lebky se zaměřením na spodinu lebeční

Odhad pohlaví je jeden z hlavních cílů bioarcheologů i forenzních antropologů při sestavování biologického profilu neznámého jedince, přičemž je třeba využít co nejvíce úspěšné a spolehlivé metody (Komar et Buikstra, 2008).

Pohlavím rozumíme v kontextu této práce biologické (somatické) pohlaví, geneticky determinované a konstituované vnějšími a vnitřními pozorovatelnými znaky (Dawson et al., 2011; Lewis, 2007). Naším cílem je prozkoumání vztahu mezi daným biologickým pohlavím a jeho možnými projevy na rozměrech a tvaru FM i ve vztahu k doplňujícím rozměrům celé lebky, potažmo možnost odhadu pohlaví u neznámého jedince na základě těchto údajů.

Odhad pohlaví podle lebky vykazuje menší úspěšnost než při použití pánve, i tak obecně umožňuje klasifikaci rozlišení pohlaví s úspěšností překračující 90 procent (Dawson et al., 2011).

Pohlavně odlišený vývoj superstruktur, jako například bradavkového výběžku nebo oblasti glabelly, je důsledkem nestejného působení hormonů na jedince mužského nebo ženského pohlaví (Nikita, 2014). Jelikož k definitivnímu utvoření FM, jeho tvaru i rozměrů, dochází už v dětství jedince, nepůsobí na FM vliv hormonů během pubertálního růstového spurtu, mající za následek vznik nejmarkantnějších pohlavně dimorfních znaků na lebce, pánvi a dalších kostech postkraniálního skeletu (viz výše). Je možné tedy předpokládat, že pokud k nějakému rozrůznění v dimenzích FM mezi pohlavími vzniká, bude sledovat obecný velikostní trend, sledovatelný na celé kostře (Abdel Fatah et al., 2014; Dawson et al., 2011; Keen, 1950). Z perspektivy funkční matrix bychom mohli předpokládat odlišný vývoj měkkých struktur, jež by ovlivnily výsledné rozměry FM u jednotlivých pohlaví. Nicméně poměr celkové

plochy, kterou zabírá uvnitř FM mícha (a která zabírá většinu plochy FM ve srovnání se zbývajícími elementy), se mezi pohlavími nikterak neliší (Damiani et al., 2012).

Při odhadu pohlaví je možné spoléhat na vizuální posouzení útvarů pozorovatelem nebo využít matematické metody, které berou v potaz korelace mezi sledovanými proměnnými, což poskytuje spolehlivější výsledky (van Vark, 1984). Základní rozdělení metod odhadu pohlaví sleduje způsob sběru dat, zda se jedná o (1) kvalitativní, morfologické zhodnocení anatomických struktur pomocí kategoriálních či nominálních proměnných, tedy morfoskopický přístup, nebo (2) zjištění hodnot kvantitativních, spojitých proměnných zachycujících lineární rozměr, úhel, objem či plochu, tedy morfometrický přístup (Dawson et al., 2011; Hallgrimson et al., 2008). Stručné shrnutí úspěšnosti morfologických i morfometrických metod poskytuje například Dawsonová s kolegy (Dawson et al., 2011). Morfometrie z principu podává pouze velice zjednodušená data o tvaru, který ale u organismů nabývá rozličných variací a je významný a přínosný pro kategorizaci a zkoumání vnitřních i vnějších vlivů, které na jedince v průběhu ontogeneze působí. Pomocí (3) geometrické morfometrie je tvar lépe kvantifikovatelný a tudíž spolehlivěji uchopitelný statistickými metodami analýzy dat (Bookstein, 1991; Zelditch et al., 2004).

Metody týkající se odlišení pohlaví zkoumaných jedinců by měly používat proměnné, které jsou (1) snadno získatelné, (2) nacházejí se v různých anatomických regionech lebky a (3) dobře dokumentují pohlavní dimorfismus (Keen, 1950).

2.4.1 Morfoskopický přístup

Mezi běžně antropology sledované pohlavně dimorfní morfologické znaky patří velikost a povrchová struktura lebky jako celku, rugozita nuchální oblasti týlní kosti, velikost bradavkového výběžku a týlních

kondylů a řada morfologických charakteristik kalvy a obličejové části lebky (Komar et Buikstra, 2008). Walrathová s kolegy (Walrath et al., 2004) upozorňuje, že je důležitější při snaze o vypracování spolehlivých metod používat jasné definice hodnocení morfologických znaků, spíše než jejich kvantitu, vzhledem k možnosti interobservační chyby v závislosti na rozdílných přístupech či zkušenostech pozorovatelů. Dostatečně definovat je třeba samozřejmě i kraniometrické body, jež chceme využívat při morfometrickém zhodnocení lebky.

Vzhledem k interpopulační a individuální variabilitě je obtížné stanovit zobecnitelné metody pro univerzální použití, navíc ani v rámci jedné populace nebývá úspěšnost dostatečná. Nedostatky v přesnosti a spolehlivosti metod nemají být vyvažovány odbornými zkušenostmi pozorovatelů (Bruzek et Murail, 2006). Například zkušení antropologové Krogman a Stewart dosáhli při vizuálním posouzení morfologických znaků lebek z kolekce známého pohlaví úspěšnosti mezi 82 až 87 procenty resp. 77 procent (Gilles et Elliot, 1963; Komar et Buikstra, 2008).

2.4.2 Morfometrický přístup

Morfometrie se zabývá statistickou analýzou tvaru a jeho změny. K tomu jí slouží především význačné body, které nesou anatomické označení a k jejich vlastnostem patří i geometrické umístění v ploše či prostoru (Bookstein, 1991). K jejich zachycení při fyzickém měření rozměrů dochází pomocí různých měřidel (Martin, 1928).

Mužské lebky mají tendenci být větší (Keen, 1950) a robustnější než ženské, nicméně výrazný vliv celkové rozměry má populační variabilita. Pohlavní dimorfismus se může v rámci jedné a mezi více populacemi lišit v míře svého projevu (Buikstra et Ubelaker, 1994). Velikost má podíl na projevu pohlavního dimorfismu z 35 procent u mužů a ze 41 procent u žen, jak zjistil Fatah s kolegy (Abdel Fatah et al., 2014). Ve své studii autoři také sledovali vliv tvarových znaků na pohlavní

dimorfismus, mezi jinými také flexe spodiny lebeční. V referenčním souboru, kterým byla sbírka lebek Williama Basse na Univerzitě v Tenessee, byl úhel flexe ženských lebek o 2,3 stupně větší než jak tomu bylo u mužských lebek (♀126,2°/♂123,9°). Tato zjištění však nejsou aplikovatelná obecně, protože existuje i v tomto případě významná populační specifita (Abdel Fatah et al., 2014). Z hlediska rozdílu velikosti celé lebky má podle Keena (Keen, 1950) její šířka (vzdálenost euryon - euryon) nejmenší vliv na mezipohlavní rozdíly. Zanedbatelný vliv má také tendence ženských lebek k více infantilnímu vzhledu, potažmo brachycefalii reflektované kraniálním indexem (Keen, 1950).

Gilles a Elliot (Gilles et Elliot, 1963) dosáhli úspěšnosti odhadu pohlaví 85,8 procenta sestavením diskriminačních funkcí založených celkem na devíti kraniálních rozměrech: glabello-okcipitální délka, bizygomatická šíře, max. šířka lebky, basion-bregma, basion-nasion, basion-prosthion, prosthion-nasion, vnější šířka patra a délka *processus mastoideus*. V jednotlivých rovnicích využili vždy 4 až 8 proměnných. Keen (Keen, 1950) publikoval úspěšnost 85 procent při odhadu pohlaví s využitím sedmi proměnných na lebce: délky lebeční klenby, bizygomatické šíře, hloubky podspánkové jámy (*fossa infatemporalis*), délky bradavkového výběžku a morfoskopického zhodnocení nadočnicových oblouků, *meatus acusticus externus* a svalových úponů na týlní kosti. Poslední tři zmíněné anatomické struktury považuje při diferenciaci pohlaví za vysoce důležité.

Může být odhad pohlaví podle části lebky, například podle struktur na bazi nebo podle rozměrů FM, úspěšnější než podle celé lebky? Odpověď na tuto otázku poskytuje Ousley a Jantz (Ousley et Jantz, 2012, s.315): *„Obecně použití více rozměrů spíše vynese na povrch odlišnosti mezi skupinami, než méně rozměrů, a zvýší úspěšnost klasifikace.“*[3]

[3] Generally, using more measurements will more likely bring out differences among groups than fewer measurements, and increase classification accuracy.

Žádný jeden samostatný znak neumožňuje dostatečně spolehlivou metodu odhadu pohlaví (Bruzek et Murail, 2006). Zároveň však nemůže být sledováno příliš mnoho proměnných v poměru k velikosti studovaného souboru. Za takových podmínek by mohl i atypický jedinec „sklouznout“ k průměru. Jak konstatuje Ousley a Jantz (Ousley et Jantz, 2012, s.315): *„Ale za určitým bodem, jak je použito více a více rozměrů, úspěšnost klasifikace má tendenci stagnovat a pak se snižovat. Tento jev je zřejmě zapříčiněný přítomností nadbytečné informace, ústící ve vytvoření statistického "šumu" a špatných odhadů parametrů skupiny.“*[4]

2.4.3 Geometrická morfometrie

„[S]ada metod pro získání, zpracování a analýzu tvarových proměnných, které si zachovávají všechny geometrické informace obsažené uvnitř dat,“[5] (Slice, 2005, s.5).

V této práci se zabýváme analýzou virtuálních lebek, tudíž hledáme geometrické umístění kraniometrických bodů v prostoru vymezeném počítačovou rekonstrukcí. Geometrická morfometrie (angl. *geometric morphometrics*) spočívá v zaměření karteziánských souřadnic význačných bodů (budeme používat také anglický termín *landmark*) na zkoumané, zdigitalizované struktuře. V perspektivě geometrické morfometrie se z části jedná o stejné diskrétní body, které antropologové běžně při své práci používají. Jejich fyzické umístění je však třeba digitalizovat, k čemuž slouží manuální digitizéry konkrétních bodů zaměřených pozorovatelem na objektu nebo je možné zdigitalizovat celý či část objektu prostřednictvím laserového skeneru, CT, MRI a následného zpracování získaných dat počítačovými programy (Bookstein, 1991; Dryden et Mardia, 1998; Slice, 2005; Zelditch et al., 2004)

[4] But after a certain point, as more and more measuretnents are used, classification accuracy tends to plateau and then decrease. This phenomenon is likely due to the presence of redundant information, resulting in the introduction of greater statistical "noise," and poor estimates of group parameters.

[5] Geometric morphometrics—the suite of methods for the acquisition, processing, and analysis of shape variables that retain all of the geometric information contained within the data.

„Landmark je odpovídající bod na každém objektu, který se shoduje uvnitř i mezi více populacemi,“[6] (Dryden et Mardia, 1998, s.3). Landmark je tedy z principu homologní znak, který sdílejí všechny zkoumané vzorky. Dělíme je na tři typy základní typy. Expertem umístěný bod biologické významnosti mezi organismy se nazývá (1) anatomický landmark (např. basion), (2) matematický landmark umístěný na objektu odpovídá určitým matematickým nebo geometrickým vlastnostem (např. nejzazší bod). Posledním typem je (3) pseudo-landmark, který je konstruován podél obrysu či mezi anatomickými nebo matematickými landmarky (Dryden et Mardia, 1998).

Význam sledování landmarků osvětluje hypotéza funkční matrix (Moss, 1997a; 1997b; 1997c; 1997d), o které bylo ve stručnosti pojednáno výše. Konzervativní růst vnějších struktur je stimulován těmi vnitřními, které obklopují. Změna v růstu nebo funkci těchto struktur se ve výsledku projeví na geometrickém umístění homologických landmarků, což umožňuje srovnání mezi jednotlivými organismy, populacemi či živočišnými druhy (Bookstein, 1991).

Osteometrické landmarky dělíme podle Booksteina (Bookstein, 1991) do tří typů, mezi které patří (1) typ I, jenž je diskrétním vymezením spojení dvou či více struktur, tkání, kostí. Příkladem budiž kraniometrický bod bregma, jenž je místem setkání koronálního a šípového švu na vrchní straně kalvy. Význačným bodem (2) typu II je nejzazší bod zakřivení, například vrcholy výběžků (konvexní zakřivení) či dna invaginací, otvorů (konkávní zakřivení). Tyto landmarky bývají místem projevu typických biomechanických sil, mezi něž patří hlavně tlak a tah. Posledním (3) typem III jsou body definované extrémem nebo se jedná o zcela konstruované landmarky. Hovoříme o krajních bodech maximálních rozměrů (např. největší délky), centroidech, nejvzdálenějších bodech, místech prolnutí segmentů vytvořených mezi jinými landmarky, bodech

[6] A landmark is a point of correspondence on each object that matches between and within populations.

na kolmicích či na obrysech na reprodukovaných obrazech a dalších. Podle definice se landmarky typu II a III prolínají, například při umístění bodů podél midsagitálního obrysu v stejných intervalech (Bookstein, 1991; Dryden et Mardia, 1998).

Konstruované landmarky, které například rozdělují obrys či plochu na menší části, se nazývají semi-landmarky. Semi-landmarky nacházející se podél linie musejí mít stejný počet u všech vzorků a být ve stejném relativním uspořádání mezi sebou a vzhledem k landmarkům typu I (Dryden et Mardia, 1998; Mitteroecker et al., 2005). Z toho vyplývá, že skutečné semi-landmarky jsou matematicky vypočtené a umístěné podle geometrických vztahů.

Kromě využití morfometrických metod na zdigitalizovaných objektech v počítačových programech je především silnou stránkou geometrické morfometrie možnost statistického zkoumání kvantifikovaného tvaru. Jedná se o ne-euklidovskou metodologii, která zkoumá geometrické vlastnosti tvaru bez vlivu velikosti, umístění a orientace. Toho je možné dosáhnout buď použitím poměrů rozměrů a úhlů nebo zaznamenáním koordinát ve shodném souřadnicovém systému. Odstranění vlivu rotace, velikosti a umístění řeší Prokrustovská superimpozice. Pokud data obsahují údaje o tvaru a i velikosti, používá se termín *forma* (Dryden et Mardia, 1998; Slice, 2005). Speciálním případem je analýza obrysu a povrchu objektu, která se nezabývá pouze jednotlivými body, které linii nebo zakřivenou plochu definují, ale také jejich prostorovými vztahy, čímž podávají kompletní informaci o tvaru (Slice, 2005). Obrys je zachytitelný pomocí koeficientů (*sin* a *cos* zaměřených *x* a *y* přírůstků podél obrysu) v geometrické morfometrii známou metodou EFA (angl. *Eliptic Fourier Analysis*). Upraveným postupem je využití *Htree* koeficientů, kterých je méně než u EFA a mají oproti této metodě další výhody pro následnou statistickou analýzu, jak

podrobněji pojednávají její autoři Haines a Crampton (Haines et Crampton, 2000).

2.5 Zpracování zdrojových obrazových dat

Moderní technologie CT či MRI umožňují získání obrazových dat snímáním objektů pro jejich bližší analýzu. Výstupem jsou standardně sady obrazů ve formátu DICOM, se kterými buď můžeme přímo pracovat dále nebo je využít pro vytvoření trojrozměrných modelů či projekcí. Zaměříme se především na zpracování obrazových dat pro vytváření referenčních modelů ve virtuálním prostoru.

Zjednodušeně je možné postup, který jsme využili v této práci, rozdělit do několika základních kroků, kterými jsou (1) úprava obrazu, (2) segmentace a (3) převedení obrazových dat na trojrozměrnou reprezentaci (angl. *rendering*). Jednotlivé tkáně jsou na CT snímcích reprezentovány na škále odstínů šedi různou intenzitou měřených v Hounsfieldových jednotkách HU (angl. *Hounsfield Unit*), které ve 12 bitových obrazech používaných v lékařství mohou nabývat 4096 hodnot od -1024 do 3072, v 8 bitovém obrazu pak 256 hodnot. Pro zvýraznění oblastí tkáně, která je v centru našeho zájmu, je potřeba ji zvýraznit pomocí procesu zvaného *windowing*, tedy nastavení zobrazení podle hodnot HU, které jsou pro zvolenou tkáň charakteristické, nikoliv však specifické. V případě kostí je rozsah poměrně široký od 50 do 3072 HU s kompaktou kostí zobrazovanou nad 250 HU. Hodnoty se překrývají s dalšími tkáněmi, závisí také na podmínkách snímání a přístroji, proto nelze stanovit pevně dané globální prahové hodnoty (angl. *threshold*) pro každou tkáň (Bilkfelner, 2014).

Jako optimální rozmezí prahové hodnoty pro registraci kostí a vytvoření přesného povrchového modelu se ukázalo 110 až 320 HU, vyvažujících rovnováhu mezi rušením způsobeným měkkou tkání podobné hustoty a deformitami na povrchu kostí (Sugano, 2001).

Segmentace má za cíl definitivní vytyčení hranice zkoumané tkáně bez typického přechodu různých odstínů šedi, v našem případě kosti, za účelem oddělení od ostatních tkání nebo kvůli vytvoření trojrozměrného modelu. Existuje řada manuálních, semi-automatických a plně automatizovaných postupů segmentace (cf. Acton et Ray, 2009; Bhadoria et al., 2012; Bilkfelner, 2014; Jasjit, 2005; Rathnayaka et al., 2011) a zároveň neustále vznikají další (e. g. Nassef, 2012; Salas et Maddock, 2009; Scherf et Tilgner, 2009), jako velmi spolehlivá metoda se ukazuje algoritmus HMH (angl. *Half-Maximum Height*) (Spoor et al., 1993). Výsledkem je binarizovaný obraz, pixely tedy nabývají pouze dvou možných hodnot, které jasně definují, co bude součástí modelu a co nikoliv (Bilkfelner, 2014).

Vytvoření trojrozměrného povrchového modelu na základě segmentovaných obrazových dat umožňuje řada algoritmů, mezi které patří například *Marching Cubes* (Lorensen et Cline, 1987) nebo metoda začleňující HMH segmentaci (Dutailly, 2009) a další (Sahillioglu, 2008). Jako artefakt převodu je povrch modelů schodovitý, což je způsobeno tím, že je objekt nasnímán v řezech v určitých odstupech a chybějí tedy data pro rekonstrukci původního plynulého povrchu. Tento jev je částečně možné korigovat i bez zkreslení informace vyhlazením (Moench et al., 2010; Vollmer et al., 1999). Sugano s kolegy (Sugano, 2001) zjistil rozdíl v měření na modelech segmentovaných prahovou hodnotou 110 a 320 HU přibližně jeden pixel, respektive 0,8 mm. Rozdíl byl dán především rušením měkkých tkání spíše než dimenzionálními odchylkami povrchu.

2.6 Statistické metody analýzy dat

Při analýze sexuálního dimorfismu spjatého se dvěma skupinami určenými pohlavím, což je tedy binární kategoriální proměnná, je běžné a potřebné využívat metod vícerozměrné (multivariační) analýzy dat, kterou dnes významně usnadňuje použití počítačů při provádění velkého

množství výpočetně náročných kroků (Hendl, 2012). Následující výčet podává základní přehled metod, které budeme aplikovat i v této práci.

Zkoumáním váhy proměnných podle toho, jaký mají vliv na celkovou variabilitu souboru, a zmenšením počtu vysvětlujících proměnných se zabývá (1) analýza hlavních komponent PCA (angl. *Principal Component Analysis*). Klasifikací a potažmo rozřazováním vzorků do skupin se věnuje (2) analýza diskriminační funkcí DF. Jejím cílem je stejně jako u další metody analýzy maximalizace odlišností mezi skupinami pomocí vážení a kombinování dvou a více rozlišujících proměnných (Pietrusewsky, 2008), (3) logistická regrese LR zas predikuje pomocí nezávislých proměnných hodnotu závislé kategoriální proměnné. Pokud se jedná o proměnnou, která nabývá pouze dvou hodnot (např. pohlaví), hovoříme o binární logistické regresi (Hendl, 2012). Poslední metoda, (4) shluková analýza, se v jedné ze svých verzí nazvané *neighbor-joining* (z angl. *spojování sousedů*) zaměřuje na vytvoření *fylogramu* (obdoba *dendrogramu*) definujícího skupiny, do kterých je možné soubor rozdělit na základě (ne)podobnosti objektů patřících do téže skupiny v případě, kdy nemáme informace o struktuře výběru (Hendl, 2012; Saitou et N., 1987).

Analýza hlavních komponent redukuje počet proměnných zavzatých do analýzy, jejich lineární kombinací do hlavních komponent, což jsou nové vytvořené proměnné, které popisují variabilitu všech původních proměnných a vztahy mezi nimi. Zkoumání hlavních komponent usnadňuje porozumění vlastnostem, které mají vliv na variabilitu v souboru. Hlavním principem je z korelovaných původních proměnných vytvořit nové, nekorelované proměnné. Každá hlavní komponenta tak měří jinou vlastnost dat. Sledujeme, které komponenty mají nezanedbatelný rozptyl, a s jejich pomocí pak jednodušeji interpretujeme pozorovanou variabilitu. Předpokladem této analýzy je silná korelace původních proměnných. Pro porozumění získaným datům

se často doporučuje v prvním kroku rozboru provést analýzu hlavních komponent. První hlavní komponenta reflektuje v rámci souboru největší variabilitu, komponenty s malými rozptyly lze zanedbat. Také sledujeme faktorovou zátěž, která představuje korelaci proměnné s hlavní komponentou. Podmínkou pro vhodné využití této analýzy je silná korelace mezi proměnnými, což zjišťujeme na počátku prozkoumáním korelační matice. Sloupcový graf zátěží jednotlivých proměnných ilustruje jejich vliv na variabilitu sledovaných hlavních komponent, suťový graf (angl. *scree plot*) doplňuje představu o velikosti vlivu hlavních komponent na celkovou variabilitu. Bodový graf (angl. *scatter plot*) představuje hodnoty všech jedinců zanesených v rámci souřadnic dvou zvolených hlavních komponent (Hendl, 2012; Herbák, 2013).

Pro vytvoření metody odhadu pohlaví je nutné mít referenční soubor jedinců, u kterých známe pohlaví *a priori*. V souladu s bayesovským přístupem pak v rámci diskriminační analýzy zjistíme pravděpodobnost přiřazení jedince do skupiny *a posteriori*, tzv. (a)posteriorní pravděpodobnost, kterou využíváme k ověření úspěšnosti vypracovaného postupu i v případě logistické regrese (Hendl, 2012; Pietrusewsky, 2008).

Nejvíce rozšířená statistická analýza při odhadu pohlaví ze získaných rozměrů je založena na lineární diskriminační funkci (Giles, 1966; Komar et Buikstra, 2008), která je v mnoha ohledech analogická s vícenásobnou lineární regresní analýzou, avšak oproti ní predikujeme kategoriální proměnnou (např. pohlaví) na rozdíl od kvantitativní spojité proměnné (Hendl, 2012). Ve studiích publikovaných v periodikách blízkých tématice biologické antropologie je logistická regrese o poznání méně využívanou metodou (Chánová, 2012), přestože společně s diskriminační funkcí patří mezi nejrozšířenější statistické metody pro vytváření klasifikačních pravidel (Hendl, 2012). V případě kraniometrických dat však může logistická regrese poskytovat mírně lepší

výsledky než diskriminační funkce, a to zároveň za využití menšího počtu proměnných (Gilles et Elliot, 1963; Chánová, 2012; Santos et al., 2014).

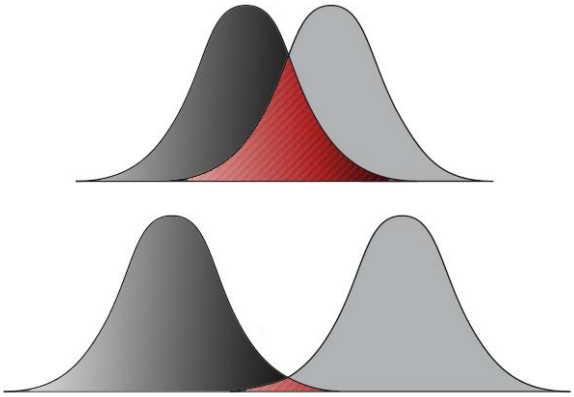
Diskriminační analýza vyžaduje splnění předpokladů, které je třeba ověřit, přestože diskriminační funkce podává dobré výsledky i pokud nejsou následující dva požadavky na vstupní data striktně dodrženy (Ousley et Jantz, 2012). Výchozím předpokladem je (1) normální rozložení hodnot a (2) homogenity varianční/kovarianční matrix (podobnost korelačních struktur) vstupních dat u skupin v souboru. Dalšíma dvěma předpoklady, které zároveň přispívají k udržení předchozích požadavků, jsou dostatečně velký referenční soubor a vyvážený poměr zastoupení pohlaví. O konkrétní minimální velikosti souboru nepanuje konsenzus. Jedním z obecných doporučení však je, aby počet jedinců studovaného vzorku populace čítal alespoň trojnásobek počtu hodnocených proměnných (Hammer et al., 2001; Hendl, 2012; Ousley et Jantz, 2012; Pietrusewsky, 2008).

Nesplnění požadavku na normalitu dat nebo rozložení chyb kompenzují techniky založené na opakovaném (v řádu stovek a ž tisíců) výběru vzorků z referenčního souboru (angl. *resampling*) a aplikováním statistických testů pouze na nový výběr. Tyto postupy zmenšují systematickou chybu odhadů, zpřesňují hodnoty směrodatných odchylek odhadů a podávají informace o rozložení odhadů ve výběrech. Ověřují také kvalitu predikce, konkrétně tedy pravděpodobnost, s jakou byl jedinec již zařazený do jedné ze skupin špatně klasifikován. Jedná se o statistické ověření úspěšnosti metody, její validaci. Mezi zmíněné postupy patří metoda (1) *bootstrap* a (2) *jackknife* a (3) *křížová validace* (angl. *cross-validation*). *Bootstrap* využívá k získání nových výběrů jedince i opakovaně, takže se mohou opakovat. *Jackknife* oproti *bootstrap* jako nový výběr použije celý soubor a odebere z něj jednoho jedince. Stejný postup se opakuje do té doby, než byli jednou vyloučeni všichni jedinci. Pomocí křížové validace jsou vytvořeny ze studovaného souboru dva a

více nových výběrů a statistickou analýzu provádíme při vynechání jedné z částí. Při vynechání pouze jednoho jedince (angl. *leave-one-out*) se jedná o obdobný postup jako při *jackknife* metodě. Zmíněné metody můžeme většinou nalézt ve statistických programech. (Hammer et al., 2001; Hendl, 2012; Lingea, 2014; Pietrusewsky, 2008).

Kvalitu diskriminace ovlivňuje (1) vzdálenost vektorů průměrů mezi skupinami a (2) rozptylů (angl. *variance*) v rámci každé skupiny. Při hledání skupiny optimálních prediktorů buď zkoušíme kombinace testů, nebo postupně přidáváme proměnné s nejvyšší *F* hodnotou, kterou statisticky zjišťujeme rozdílnost průměrů mezi skupinami (Hendl, 2012). Samotná klasifikace se děje na základě výpočtu diskriminační rovnice s dosazením odpovídajících hodnot. Pokud je výsledné diskriminační skóre menší než dělící bod (angl. *sectioning point*), pak je jedinec klasifikován jako žena, pokud je skóre vyšší, pak je zařazen do skupiny mužů. Toto platí při přijetí prahu aposteriorní pravděpodobnosti 0,5 přístupem správné diskriminace pohlaví. Z hlediska spolehlivé diskriminace však klasifikujeme jedince na úrovni prahu aposteriorní pravděpodobnosti 0,95 zanechávající větší podíl jedinců nezařazených do žádné skupiny (Bruzek et Murail, 2006; Murail et al., 2005).

Grafické znázornění diskriminačních skóre s překryvem hodnot dvou skupin podává vysvětlení oblasti nejistoty, která nás nejvíce zajímá a ve které není možné s dostatečnou pravděpodobností říci, ke které skupině jedinec patří (Obr. 2.4). Takovou oblast překryvu mezi skupinami mužů a žen má každý měřitelný znak v menší či větší míře a vícerozměrná lineární diskriminační analýza minimalizuje tuto oblast při zkombinování dvou a více proměnných dohromady. Děje se tak hledáním lineární kombinace vážených proměnných, která maximalizuje rozptyl mezi skupinami v porovnání s vnitroskupinovými rozdíly (Klepinger, 2006; Murail et al., 2005).



Obr. 2.4. Červeně vyznačená oblast překryvu odkazuje k zóně nejistoty při klasifikaci.

Logistický regresní model nabízí odhady pravděpodobnosti, získání predikční rovnice, kterou můžeme také využít pro odhad pohlaví, které je binární kategorickou proměnnou. Na rozdíl od diskriminační funkce není potřeba u logistické regrese ověřit předpoklad vícerozměrného normálního rozdělení. Logistický regresní model využívá pro stanovení pravděpodobnosti správné klasifikace S-křivku namísto přímky, kterou používá lineární regrese. Při použití více proměnných se jedná o vícenásobnou logistickou regresi (Agresti, Finlay, B.; Hendl, 2012; Pecáková, 2013b).

Při sestavování metody odhadu pohlaví je klíčové stanovení míry chyby (angl. *error rate*), tedy pravděpodobnosti špatné klasifikace při posuzování neznámého jedince. Výsledná hodnota úspěšnosti rovnice na referenčním souboru totiž není shodná s pravděpodobností správné klasifikace u neznámého jedince. První případ odpovídá účelu statistické analýzy minulých populací, je tedy využitelná v paleodemografii, obecně v bioarcheologii. Druhý případ se týká forenzní praxe. Principem určení míry chyby je stanovení průměru poměrů správně klasifikovaných jedinců vůči počtu všech jedinců, kteří byli klasifikováni do stejné skupiny. Pokud metoda diskriminuje pohlaví nerovnoměrně, tedy například muže častěji klasifikuje správně, kdežto ženy hodnotí spíše jako muže, pak se míra

chyby u jednotlivých pohlaví liší, a to je podstatné při obhajobě metody ve forenzní praxi (Klepinger, 2006).

Calcagno (Calcagno, 1981) vystihl problém diskriminačních funkcí ve vztahu k populačně specifickým rozdílům ve velikosti, kdy u referenčního souboru úspěšná funkce může špatně klasifikovat daleko větší poměr jedinců u řady dalších populací. Zároveň varoval před pokusy kompenzovat variabilitu ve velikosti úpravou dělícího bodu (Calcagno, 1981). Obecně můžeme říci, že čím variabilnější referenční soubor máme k dispozici, tím bude výsledná diskriminační funkce aplikovatelnější na nezávislé populace, avšak na úkor spolehlivosti (Klepinger, 2006).

Představu o úspěšnosti vypracovaných postupů podává v medicíně běžně užívaná ROC křivka (angl. *Receiver Operating Characteristic*; jinak také křivka přežití), která umožňuje vyhodnocení diskriminační schopnosti zvoleného binárního modelu pomocí přiřazení hodnot na grafu s osou senzitivity a 1-specifity. Oblast grafu pod vypočtenou křivkou se nazývá AUC (angl. *Area Under Curve*) a je indexem konkordance. Vyjadřuje podíl párů jednotek, které jsou vzájemně v souladu mezi klasifikací modelem a jejich skutečnou příslušností ke skupině v rámci daného souboru. Zobrazuje celkovou míru úspěšnosti metody a nabývá hodnot od 0 do 1, přičemž vyšší hodnoty znamenají vyšší úspěšnost. Úhlopříčka procházející středem rozděluje graf na dvě poloviny. Pokud klasifikační křivka kopíruje úhlopříčku a AUC je tedy rovno 0,5, pak model nemá diskriminační schopnost a přiděluje jedince ke skupinám náhodně. Křivka nad úhlopříčkou vypovídá o míře úspěšnosti klasifikace metody, v ideálním případě kopíruje levou svislou a horní vodorovnou osu grafu. Osa *x* nás tedy informuje o pravděpodobnosti nesprávné klasifikace jedinců a osa *y* o pravděpodobnosti správné klasifikace (Pecáková, 2013b).

2.7 Přesnost, správnost a spolehlivost

Při hledání vhodných a aplikovatelných metod pro odhad pohlaví je důležité znát jak *úspěšnost* postupu na zkoumaném souboru, tak *spolehlivost*, s jakou se nám podaří dosáhnout úspěšných výsledků i u jedinců, kteří nepocházejí z populace, na které jsme založili konkrétní statistický postup (Gilles et Elliot, 1963). Společně s pojmem *přesnost* mohou být tyto termíny zaměňovány a nesprávně užívány (Komar et Buikstra, 2008), proto považujeme za nutné dostatečně osvětlit jejich obecně přijímaný význam, kterého se držíme i v této práci.

Přesností, anglicky *precision*[7] (Lingea, 2014), se v kontextu antropologických studií rozumí získání stejných hodnot i při opakovaném zkoumání, tedy míra shody mezi jedním a dalším měřením, bez ohledu na shodu se skutečností (Hendl, 2012; Chánová, 2012). Pojem správnost, anglicky *accuracy*[8] (Lingea, 2014), konstatuje poměr správných a špatných výsledků při porovnání odhadu či předpovědi se skutečností. Například správný odhad pohlaví znamená shodný předpovězený výsledek se známým pohlavím jedince. Jedná se o přesnost klasifikace (Hendl, 2012; Chánová, 2012). Termín spolehlivost, anglicky *reliability*[9] (Lingea, 2014), určuje míru pravděpodobnosti, že metodou vytvořenou v rámci určitého souboru, dosáhneme stejně správných výsledků i na jiném, nezávislém souboru. Tedy, že metoda při napodobení podmínek bude s obdobnou úspěšností opakovatelná (Bruzek et Murail, 2006; Komar et Buikstra, 2008). Validita, anglicky *validity*[10] (Lingea, 2014), označuje platnost metody. Bývá doporučováno validovat úspěšnost klasifikace dané metody (Hendl, 2012; Ousley et Jantz, 2012).

[7] přesnost, preciznost
[8] přesnost (měření apod.), správnost (informace apod.)
[9] spolehlivost; hodnověrnost
[10] platnost; přesvědčivost; opodstatněnost

Konkrétně při odhadu pohlaví je přesný odhad takový, pokud u souboru jedinců získáme při druhém pokusu stejnou hodnotu, bez ohledu na skutečné pohlaví jedinců. Správný odhad pohlaví je pak takový, pokud získáme u souboru jedinců hodnoty, které se zároveň shodují s jejich skutečným pohlavím. A pokud postupem, který jsme využili při odhadu pohlaví na tomto souboru, získáme opět správné hodnoty i u jiného souboru, pak je metoda odhadu pohlaví spolehlivá. Jedná se vždy o poměr úspěšných pokusů oproti neúspěšným, přesnost, správnost i spolehlivost tedy vyjadřujeme procentuální hodnotou.

Důležitou složkou pro stanovení spolehlivosti metod je také zjištění inter- a intraobservační chyby, tedy odchylek v měření či hodnocení znaků, které vznikají při opakovaném testování stejným pozorovatelem respektive odchylek mezi zjištěnými hodnotami dvou pozorovatelů. Jinak řečeno chceme pomocí statistického testu odstranit ze získaných hodnot faktor náhodné shody (Komar et Buikstra, 2008). Spolehlivá metoda poskytuje stejné výsledky nezávisle na počtu měření či pozorovatelů, kteří jej provádějí.

Nejenom v perspektivě forenzní antropologie je nutné u předkládaných metod, které mají být využity při soudních procesech, testovat a ověřovat jejich správnost a spolehlivost, tedy vnitřní i vnější validitu, současně se zachováním co nejmenší pravděpodobnosti chybné klasifikace. Při paleodemografickém výzkumu se používají procentuální hodnoty správné klasifikace, ve forenzních případech je ale nezbytné hovořit o možné pravděpodobnosti nesprávné klasifikace, tedy míry chyby (Klepinger, 2006; Komar et Buikstra, 2008). Dolním limitem spolehlivosti metod odhadu pohlaví pro forenzní využití je alespoň 95% úspěšnost (Lewis, 2007; Scheuer, 2002)

V této práci budeme užívat pojmy přesnost, správnost nebo úspěšnost a spolehlivost, a to podle jejich výše uvedených definic, přičemž termíny správnost a úspěšnost považujeme v kontextu

klasifikace pohlavního dimorfismu v antropologii za synonyma a vzájemně zaměnitelná označení. Důvodem užití termínu úspěšnost jako ekvivalentu překladu anglického pojmu *accuracy* (Chánová, 2012), je jeho význam, který je v souladu s výkladem anglického slova *accuracy*: *„vlastnost blízkosti pravdě nebo pravdivé hodnotě*[11]*,“* (Lingea, 2014) a zároveň je vhodný pro označení užitku, kterým má metoda rozřazovat jedince do skupin.

2.8 Bilance dosavadních relevantních studií

Oblastí FM a obecně bazí lební ve vztahu k pohlavnímu dimorfismu se sporadicky zabývali různí autoři již v průběhu druhé poloviny 20. století (blížeBurdan et al., 2012; Gapert et al., 2009; Makaju, 2013). V posledních několika letech došlo k nárůstu obdobných publikací věnujících se oblasti FM zřejmě také v důsledku možnosti rychlého zpracování velkého množství dat ve statistických programech s přispěním moderní výpočetní techniky. Studie se zabývají buď možností odhadu pohlaví za využití rozměrů či tvaru FM (Edwards et al., 2013; Galdames et al., 2009; Gapert et al., 2008; Isaza et al., 2014; Radhakrishna et al., 2012; Raghavendra Babu et al., 2012; Singh et Talwar, 2013; Uthman et al., 2012), popřípadě dalších struktur baze lební (Gapert et al., 2009; Jain et al., 2013), dolní čelisti (İlgüy et al., 2014) nebo úhlu frontonasálního spojení v *norma lateralis* (Sukumar et al., 2012), a konstruováním rovnic diskriminačních a regresních funkcí.

Dalšími tématy je zkoumání trendů v rozměrech zmíněných struktur ve vztahu k pohlaví (Burdan et al., 2012; Gangrade et al., 2013; İlgüy et al., 2014; Makaju, 2013; Osunwoke et Oladipo, 2012; Radhakrishnan et al., 2012; Shanthi et Lokanadham, 2013; Ukoha et al., 2011), věku (Gapert et al., 2013), výšce postavy (Cui et Zhang, 2013), aplikaci poznatků při chirurgických výkonech (Kalthur et al., 2014) či rozložení

[11] the quality of nearness to the truth or the truth value

měkkých tkání (Damiani et al., 2012). Ontogenezí FM u *Homo sapiens* se podrobně zabývají Richards a Jabbour (Richards et Jabbour, 2011).

Vzhledem k velikostním rozdílům mezi pohlavími (viz kap. 2.2 o pohlavním dimorfismu) dostaneme při sledování rozměrů na lebce (délka bradavkového výběžku, délka lebky, bizygomatická šíře ad.) v řadě případů statisticky signifikantní výsledky. To však ještě neznamená, že jsou úspěšně a spolehlivě aplikovatelné v bioarcheologii nebo forenzní praxi pro odhad pohlaví. Použitelnost u forenzních případů vyžaduje alespoň 95% spolehlivost metod (Scheuer, 2002), kterou naprostá většina studií nesplňuje, přestože své prezentované postupy doporučují právě i pro využití v soudní praxi (e. g. Erdil et al., 2010). Studie uvádějící vysokou přesnost až 100 procent, jak uvádí Routal při zkoumání indické populace (blíže e. g. Edwards et al., 2013), jsou alespoň u znaků mimo pánevní kost přinejmenším podezřelé. Ve zmíněném případě konkrétně z hlediska nedostatečné reprezentativnosti zkoumaného souboru vlivem disproporcionality mezi zastoupenými skupinami podle pohlaví (♂ = 104/♀ = 37). Obdobný příklad poskytuje Galdames s kolegy (Galdames et al., 2009), který předložil a také doporučil, byť s obezřetností, jako doplňkový přístup pro zpřesnění odhadu pohlaví, metodu s úspěšností s 66,5 procenta, navíc neověřenou na nezávislém souboru.

Úspěšnost výsledků odhadu pohlaví dosavadních publikovaných prací se pohybuje v rozmezí od 66 až do 100 procent (Tab. 2.1). Někteří autoři (Galdames et al., 2009; Jain et al., 2013; Raghavendra Babu et al., 2012; Singh et Talwar, 2013; Uthman et al., 2012) však neověřují spolehlivost svých metod, nezabývají se jejich validací statistickými metodami ani otestováním modelu na nezávislých souborech. Autoři (Galdames et al., 2009; Gapert et al., 2009; 2013; Raghavendra Babu et al., 2012; Singh et Talwar, 2013; Uthman et al., 2012) i přes nedostatečnou míru úspěšnosti a nejasnou spolehlivost většinou doporučují morfometrii *foramen magnum* v případě nepřítomnosti

významnějších znaků na kostře (např. na pánvi). Jiní badatelé (e. g. Erdil et al., 2010; Gangrade et al., 2013; Manoel et al., 2009; Murshed et al., 2003; Natsis et al., 2013; Osunwoke et Oladipo, 2012; Radhakrishna et al., 2012; Radhakrishnan et al., 2012; Sukumar et al., 2012), přestože se zabývají vztahem oblasti FM k pohlaví, přistupují pouze k morfometrické analýze a nesestavují klasifikační modely. Jejich cílem je stanovit, zda je zkoumaná oblast pohlavně dimorfní na dostatečné hladině statistické významnosti nebo zda lze využít při lékařské a forenzní praxi. Ukoha (Ukoha et al., 2011) předkládá ve své práci využití diskriminační funkce, ustavení dělícího bodu i centroidů skupin podle pohlaví, nepublikuje však vůbec výsledky týkající se úspěšnosti jeho klasifikačního modelu, konstatuje pouze projev významný projev pohlavního dimorfismu.

Tab. 2.1. Přehled údajů týkajících se vybraných publikovaných klasifikačních modelů.

Autor	Úspěšnost	Úspěšnost po validaci (spolehlivost)	Kombinace proměnných	Statistická metoda	Populace	N (♂/♀)	Materiál
Edwards et al. 2013	67,2	66,0	Délka, šířka a plocha FM	DF	Švýcarská	250	CT
	66,4	-		LR			
Gapert et al. 2008	68,0	-	Délka a šířka FM	Lineární regrese	Sbírka St. Bride´s	158	Lebka
	70,3	68,4		DF			
Gapert et al. 2009	-	76,7	Délka CO* (sin), šířka CO* (dx), min. Int. Bikondylární rozměr	DF	Britská	146	Lebka
Jain 2013	80,0	-	Asterion-mastoidale (dx), porion-mastoidale (dx)	DF	-	100	Lebka
Isaza et al. 2014	92,0	(89,7)	16 proměnných (viz Tab. 12.1)	R	Kolumbijská	249	Ct
Galdames et al. 2009	66,5	-	-		Brazilská	211	Lebka
Uthman et al. 2012	81,8	-	Délka, šířka, plocha a obvod FM	DF	Irácká	88	CT
Raghavendra et al. 2012	88,0	-	Délka a šířka FM		Jihoindická	90	Lebka
Gapert et al. 2013	71,9	-	Šířka FM, min. Interkondylární vzdálenost, max. Délka CO* (dx)	LR	Sbírka St. Bride´s	135	Lebka
Ukoha et al. 2011	-	-	-	DF	Nigerijská	100 (90/10)	Lebka
Singh et Talwar 2013	70,0	-	Délka FM	DF	Indická	50	Lebka
Ilguy et al. 2014	-	83,2	Délka, šířka, obvod FM a 6 rozměrů na mandibule	DF	-	161 (66/95)	
Fatah et al. 2014	-	97,5	11 proměnných	DF	Bassova sbírka	222	
Jain et al. 2014	75,7	75,7	Šířka FM; index a plocha FM	DF	Indická	140	CT
Holland 1986	90,0	(85)	9 proměnných (viz Tab. 12.1)	LR	Terryho sbírka	100	Lebka
	71,0	(70)	Délka a šířka FM				

CO - condylus occipitalis; DF- diskriminační funkce; LR - logistická regrese

Publikované studie můžeme rozdělit minimálně do dvou kategorií podle toho, zda autoři použili (1) soubor lebek z osteologických sbírek a depozitářů univerzit, muzeí, anatomických ústavů či forenzních oddělení (e. g. Galdames et al., 2009; Gangrade et al., 2013; Gapert et al., 2008; Holland, 1986) nebo se zaměřili na studium (2) virtuálních lebek s přítomnou měkkou tkání prostřednictvím snímků z CT a MR živých pacientů či zemřelých, pitvaných jedinců (e. g. Edwards et al., 2013; Isaza et al., 2014; Uthman et al., 2012).

Mezi sledované proměnné u studií věnujících se oblasti FM a baze lební patří především délka, šířka, obvod a plocha *foramen magnum* (Gapert et al., 2008; Uthman et al., 2012), někteří autoři pracují navíc i s tvarem FM (Burdan et al., 2012; Edwards et al., 2013; Makaju, 2013; Radhakrishnan et al., 2012), rozměry okcipitálních kondylů (Gangrade et al., 2013; Gapert et al., 2009; 2013; Natsis et al., 2013; Singh et Talwar, 2013) nebo dalšími rozměry na spodině lebeční (Isaza et al., 2014; Jain et al., 2013; Osunwoke et Oladipo, 2012), dolní čelistí (İlgüy et al., 2014) nebo úhlem fronto-nasálního spojení v *norma lateralis* (Sukumar et al., 2012).

V definicích rozměrů nejsou autoři jednotní (Tab. 12.1 v Přílohách), jejich popis nebývá dostatečně přesný. To se většinou netýká největšího anteroposteriorního rozměru FM, tedy jeho délky, definované jako vzdálenost basion-opisthion. U šířky FM, tedy jeho největšího transverzálního rozměru, není však vždy jasné, zda autor měří přímou vzdálenost nejlaterálněji umístěných bodů nebo jejich vzdálenost v kolmici na anteroposteriorní osu FM, případně mediánní rovinu. FM totiž bývá mnohdy mírně pootočený v transverzální rovině a nejasnost metody zachycení rozměru může vést k mírnému zkreslení. Při analýze CT využili autoři některých studií automatického výpočtu obvodu nebo plochy FM prostřednictvím funkce v rámci softwarové aplikace (Edwards et al., 2013; Makaju, 2013; Radhakrishnan et al., 2012). Taková funkce spočívá v

detekci okraje FM porovnáním rozdílu intenzity sousedních struktur a vyznačením jeho obrysu, tedy v zanesení série souřadnic bodů, které tento obrys tvoří a z nichž lze matematickými funkcemi odvodit lineární rozměr obrysu a plochu, kterou obepíná. Použití těchto funkcí stejně jako přesné umístění kraniometrických bodů buď přímo do obrazu z CT nebo na jeho trojrozměrné reprezentaci se váže k problematice popsané v oddílu věnovaném zpracování obrazových informací, konkrétně rozlišení hranice kostí od okolních tkání (kap. 2.5).

Při výpočtu obvodu (Gapert et al., 2009; Ukoha et al., 2011) a plochy FM (Gapert et al., 2013; Kanchan et al., 2013; Kanodia et al., 2012; Singh et Talwar, 2013; Ukoha et al., 2011) u skutečných lebek nacházíme využití upravených rovnic pro výpočet obvodu a povrchu kruhu podle Routala (blíže např. \Jain et al., 2014; Raghavendra Babu et al., 2012):

$$plocha\ FM = \frac{1}{4}\pi \times délka\ FM \times šířka\ FM$$

nebo Teixeiry (blíže Gapert et al., 2008; Gapert et al., 2013; Jain et al., 2014; Kanchan et al., 2013):

$$plocha\ FM = \pi\left(\frac{(délka\ FM + šířka\ FM)}{4}\right)^2$$

které však z principu nepracují se skutečnými hodnotami obvodu a plochy FM. Další přístup předjímá obvod FM jako kruhový a plochu vypočítává jednoduše jako

$$plocha\ FM = \pi r^2$$

přičemž poloměr *r* je definován jako průměrná hodnota mezi polovičními rozměry délky a šířky FM (Gapert et al., 2009; 2013; Günay et Altinkök, 2000; Kanodia et al., 2012; Singh et Talwar, 2013) a samotný obvod FM jako

$$obvod\ FM = 2\pi r$$

bez bližší specifikace stanovení poloměru *r* (Gapert et al., 2009; Ukoha et al., 2011).

Konsenzus nepanuje ani při definici a umísťování kraniometrických bodů na CT snímcích, jelikož každý autor používá jinou metodu pro detekci okrajů kosti (konkrétně Edwards et al., 2013; Erdil et al., 2010; Kanodia et al., 2012; Makaju, 2013; Murshed et al., 2003; Radhakrishnan et al., 2012; Uthman et al., 2012), popřípadě samotný postup umístění bodů je náchylný k výskytu chyb vzhledem přechodu na paletě šedých tónů u obrazů z CT. Problémem je také nejasná metoda získání dat pro statistickou analýzu, která je příliš stručná či nekonkrétní (Sukumar et al., 2012).

Trojrozměrný počítačový model vytvořený z CT snímků živých osob využívá Isaza (Isaza et al., 2014), který zkoumá 16 intrakraniálních rozměrů. Burdan (Burdan et al., 2012) použil pseudo-3D rekonstrukci, při které zkombinoval jednotlivé řezy sérií CT snímků hlavy živých jedinců pro vytvoření reliéfního modelu. Výsledný obraz je dvourozměrný, „modelem“ se nedá otáčet, jedná se prakticky o superprojekci snímků na sebe, které pak vytvářejí iluzi trojrozměrného objektu. Tento typ zpracování obrazů z počítačové tomografie a jeho možné výhody jsme osvětlili výše. Blíže nespecifikovaný typ 3D rekonstrukce objemových dat z CT snímků použil také Sukumar (Sukumar et al., 2012). Ostatní autoři jinak pracují přímo s jednotlivými CT snímky, což s sebou nese různé problémy, o kterých jsme již pojednali.

Při práci se skutečnými lebkami využívají badatelé (e. g. Galdames et al., 2009; Gangrade et al., 2013; Gapert et al., 2008; Gapert et al., 2013; Kanodia et al., 2012; Manoel et al., 2009; Raghavendra Babu et al., 2012) klasických kraniometrických nástrojů (digitální posuvné měřidlo,

pásová míra), rozšířených a postupů definic (e. g. Howells, 1977; Martin, 1928).

Posouzení tvaru FM je oblastí, ve které do značné míry nepanuje konsenzus ohledně používaných metod. Nalézáme morfometrický přístup (Coqueugniot et Minor, 2002), který dělí tvar FM podle hodnoty jeho indexu (I_{33}) na podlouhlý ($I_{33} \leq 70$), přechodný ($70 < I_{33} < 85$) a okrouhlý ($I_{33} \geq 85$). Tvar FM a týlních kondylů byl jinak v dosavadních studiích zpracován hlavně morfoskopicky kvalitativním posouzením jeho tvaru pozorovatelem a zařazením do jedné z několika kategorií, které byly buď převzaté z literatury nebo upravené či vytvořené pro účely konkrétní studie (e. g. Burdan et al., 2012; Edwards et al., 2013; Makaju, 2013; Murshed et al., 2003; Natsis et al., 2013; Radhakrishnan et al., 2012). Použití indexu FM jako znak reprezentující jeho tvar ve vztahu k pohlaví, tvaru lebky nebo postavě je příliš zjednodušující a nepřineslo žádné signifikantní výsledky kromě četnosti jednotlivých typů v celých souborech (e. g. Burdan et al., 2012). Posouzení tvaru FM pomocí metod geometrické morfometrie je přesnější i spolehlivější přístup pro posouzení a porovnávání tvarů (viz kap. 2.4.3).

Coqueugniotová a Minorová (Coqueugniot et Minor, 2002) se zabývali obdobím osifikace *synchondrosis intraoccipitalis anterior et posterior* a variacemi tvaru FM v období jeho růstu a nezjistili žádné statisticky významné rozdíly v období srůstu zmíněných struktur potažmo variacemi tvaru FM mezi pohlavími.

Referenční soubory skutečných lebek nebo CT a MRI snímků představují především populaci indickou nebo jihoindickou (Gangrade et al., 2013; Chethan et al., 2012; Kanodia et al., 2012; Radhakrishnan et al., 2012; Raghavendra Babu et al., 2012; Shanthi et Lokanadham, 2013; Singh et Talwar, 2013; Sukumar et al., 2012), britskou (Gapert et al., 2008; Gapert et al., 2009; 2013), tureckou (Erdil et al., 2010; Günay et Altinkök, 2000; Murshed et al., 2003), brazilskou (Galdames et al., 2009;

Manoel et al., 2009) a další. Počet jedinců v těchto souborech se pohybuje mezi 50 až 300.

Publikování vytvořených diskriminačních a regresních rovnic pro možnost ověření klasifikačního modelu není běžné. Potřebné koeficienty týkající se funkcí s rozměry spjatými s FM nalezneme pouze v některých pracích (Edwards et al., 2013; Gapert et al., 2008; Holland, 1986; Jain et al., 2014; Uthman et al., 2012).

Vedle populační specifity sledovaných proměnných na bazi lební se Saini s kolegy (Saini et al., 2013) zabýval sekulárním trendem těchto rozměrů. Ve své práci autoři sledovali pět rozměrů na spodině lebeční (délku a šířku FM a okcipitálních kondylů a bimastoideální šíři) u dvou podle popisu homogenních severoindických populací, které byly od sebe geograficky vzdálené 320 km a sdílely stejné environmentální podmínky. Jeden zkoumaný soubor lebek pocházel z moderního forenzního kontextu, druhý soubor byl součástí muzejní sbírky, která byla ustanovena 50 let nazpět. V obou souborech převažovaly dvojnásobně lebky mužského pohlaví. Pomocí sestavené diskriminační funkce autoři dokázali správně odhadnout pohlaví v rozmezí 48,1 až 70 procent u staršího souboru a 60,9 až 77,2 procent u moderního. Mezi průměrnými hodnotami rozměrů mezi skupinami zaznamenali statisticky signifikantní rozdíly, přesto byl zřejmý značný překryv hodnot s velkou oblastí nejistoty.

Sekulárním trendem u „západních“ populací je v současnosti zvětšování proporcí, tedy nejznatelněji výšky postavy, což naznačuje vliv výživy a zdravotní péče na změnu velikosti těla v rámci genetického potenciálu (Lewis, 2007). Konkrétně podle Wescotta a Jantze (Wescott et Jantz, 2005) za posledních 150 let prodělala lebka americké populace (členěné na černochy a bělochy) výrazné změny, především se zvětšila výška lebky, dále i délka lebky a baze lební, kdežto šířka klenby a obličeje se zmenšila. Wescott s Jantzem (Wescott et Jantz, 2005)

namísto klasického morfometrického přístupu využili prostředků geometrické morfometrie, čímž dosáhli zjištění opodstatnění pozorovaných kraniofaciálních změn, což by pouhé konstatování odlišných rozmezí hodnot neposkytovalo. Analýza souřadnic totiž ukázala, že největší změny na lebce se odehrávaly v oblasti baze a posteriorní části lebky. Výšku lebky jako vzdálenost basion-bregma například ovlivnil inferoposteriorní posun basionu.

Gapert s kolegy (Gapert et al., 2013) se pokusil zjistit vztah rozměrů oblasti FM (délka, šířka a obvod FM, délka a šířka a vzdálenost jednotlivých okcipitálních kondylů) a věku jedince. Pomocí diskriminační funkce porovnal soubor z londýnské zdokumentované osteologické sbírky St. Bride´s, rozdělený na dvě skupiny do a nad 50 let věku. U starší skupiny zaznamenal úspěšnost správného odhadu pohlaví po statistické validaci 81,3 oproti 69,1 procenta u druhé skupiny a 71,9 procenta u smíšeného vzorku. Autoři došli k závěru, že oddělení skupin podle věku není v případě odhadu pohlaví podle oblasti FM ani zapotřebí, ani statisticky přínosné.

3 CÍLE PRÁCE

Cílem této práce je kriticky zhodnotit význam struktur baze lební pro odhad pohlaví s využitím souboru CT snímků jedné evropské populace při zohlednění správné a spolehlivé diskriminace pohlaví v kontextu specificity pohlavního dimorfismu dané populace. Dále srovnání a interpretace výsledků s obdobnými studiemi, včetně ověření prezentovaných metod (výchozích diskriminačních a regresních funkcí) na souboru předkládané studie. Prací testujeme nulovou hypotézu, že *foramen magnum* nevykazuje známky pohlavního dimorfismu, tedy že se průměry sledovaných proměnných mezi oběma skupinami neliší. Alternativní hypotézou je, že existuje statisticky významný rozdíl průměrných hodnot rozměrů a tvaru *foramen magnum*. Z perspektivy bayesovského přístupu nás zajímá, zda lze rozměry či tvar *foramen magnum* s dostatečnou pravděpodobností správné klasifikace a nízkou mírou chyby využít při odhadu pohlaví pomocí sestavení rovnice vícerozměrné diskriminační funkce nebo logistické regrese. Neopominutelnou součástí práce bude kritické zhodnocení významu oblasti *foramen magnum* a přilehlých anatomických struktur pro správný a spolehlivý odhad pohlaví ve forenzní a bioarcheologické praxi.

4 MATERIÁL

Referenčním materiálem je soubor snímků hlavy získaných prostřednictvím počítačové tomografie (CT) u 111 jedinců, reprezentujících velice heterogenní marseillskou populaci bez etnického vymezení se značnou mírou podílu jedinců severoafrického původu. Pro potřeby studie bylo vybráno celkem 109 jedinců, z toho 54 mužů a 55 žen. Soubor (Tab. 4.1) je složený z dospělých jedinců ve věkovém rozmezí od 22 do 90 let u žen a od 18 do 92 let u mužů. Skenovaní jedinci byli v roce 2013 pacienty Lékařské fakulty Univerzity v Marseille ve Francii a důvodem jejich CT snímkování byl úraz hlavy nebo sledování patologických útvarů. Kritériem výběru byla především neporušená oblast FM a možnost sejmutí všech stanovených rozměrů. Tato podmínka byla dodržena u všech vybraných vzorků až na jednoho jedince, u kterého chyběly snímky horní části klenby lebeční, a nebylo proto možné umístit vertex a tudíž ani získat rozměr výšky lebky. Všechna ostatní data bylo možné získat, tudíž jsme ho ze souboru nevyřadili. Soubor CT snímků ve formátu DICOM zajistil Jaroslav Brůžek se souhlasem francouzské etické komise (Brůžek, 2014).

Tab. 4.1. Tabulka zobrazující věkové složení souboru.

Věk	♀ n=55	♂ n=54	Celkem
18─19	0	2	2
20─39	8	10	10
40─59	24	27	27
60─79	17	12	12
80─99	6	3	3

Rozdělení souboru do věkových skupin jsme nepovažovali za nutné ani prospěšné, přestože v průběhu života dochází k absorpci a repozici kostní tkáně na lebce a tím změně tvaru, změny však nejsou statisticky signifikantní (Nikita, 2014).

Šestnáctibitové CT snímky o rozlišení 512x512 pixelů a tloušťkou řezu 1 mm byly pořízeny pomocí přístroje Siemens Sensation 64 při 120 kVp.

5 METODY

Dostatečně úspěšnou a spolehlivou metodou pro odhad pohlaví může být pouze taková, která využívá kombinace optimálního počtu proměnných, které získáme přesně definovanými postupy. Je třeba dobře dokumentovat instrukce pro možnost opakování a aplikace metody v jiných případech (Bruzek et Murail, 2006).

5.1 Použitý software

V různých fázích pracovního postupu jsme použili několik počítačových programů. Pro prvotní stádium zpracování CT snímků a vytvoření trojrozměrného modelu ve formátu OBJ jsme využili software FijiJ (Schindelin et al., 2012), který je nadstavbovou modifikací programu ImageJ (Abrámoff et al., 2004) Program FijiJ umožňuje import naskenovaných obrazů ve formátu DICOM se zachováním doprovodných informací o tloušťce řezů a vztahu obrazových bodů reprezentujících fyzické rozměry v milimetrech. Program MeshLab (Cignoni et al., 2008) sloužil pro začištění a vyhlazení modelu a následně také pro export dvourozměrných snímků obrysu FM, ze kterých jsme opět v prostředí FijiJ získali údaje o ploše i obvodu FM a souřadnice jeho obrysu pro kvantifikaci tvaru. Umístění kraniometrických bodů jsme uskutečnili na importovaném modelu ve formátu v programu Morphome3cs 2 (Pelikan et al., 2011). Ze získaných souřadnicových dat jsme abstrahovali lineární rozměry a ty dále využili k tvorbě statistických výstupů v prostředí tabulkového procesoru Microsoft Excel 2013 (Microsoft, 2007), doplněného o rozšíření Real Statistics Resource Pack (Zaiontz, 2015), a statistické aplikace PAST 3 (Hammer et al., 2001) a Statistica 12 (StatSoft, 2014).

5.2 Získání a zpracování dat

Pro účely studie bylo nutné určit proměnné, které budeme sledovat za účelem ověření hypotéz. Po nastudování relevantní literatury vztahující se k anatomii baze lební a dosavadních publikovaných studií jsme definovali celkem sedm lineárních a jeden plošný rozměr a čtyři indexy pro morfometrickou analýzu, která sleduje rozměry FM a jejich vztah k několika základním rozměrům lebky jako celku. Ke stanovení lineárních rozměrů jsme potřebovali umístit celkem osm kraniometrických bodů podle Martina (Martin, 1928), z toho tři párově. Definice zvolených bodů (Tab. 5.1) jsme upravili pro potřeby umístění na virtuálním trojrozměrném modelu. Poslední sledovanou proměnnou je tvar FM, využitý k analýze pomocí geometrické morfometrie.

Tab. 5.1. Přehled použitých kraniometrických bodů a jejich definic.

Kraniometrický bod	Zkratka		Definice	Podle
Basion	**ba**		nejvíce rostrální bod hrany okraje *foramen magnum* v mediánní rovině naproti bodu opisthion	Martin, 1928
Euryon	**eu:sn**	**eu:dx**	nejvíce laterální bod na temeni lebky vyjma supramastoideální oblasti a kořene jařmového oblouku	Martin, 1928
Foraminolaterale	**fol:sn**	**fol:dx**	nejvíce laterální bod hrany okraje *foramen magnum*	Martin, 1928
Nasion	**n**		nejvíce dorsální bod konkavity kořene nosu v mediánní rovině; lebka je ve FH	Martin, 1928
Opisthion	**o**		nejvíce dorzální bod hrany okraje *foramen magnum* v mediánní rovině naproti bodu basion	Martin, 1928
Opisthocranion	**op**		nejvíce dorzální bod lebky v mediánní rovině; lebka je ve FH	Martin, 1928
Orbitale	**or**		nejvíce inferiorní bod okraje dolní očnice	Martin, 1928
Porion	**po:sn**	**po:dx**	nejvíce superiorní bod horního okraje *meatus acusticus externus*, nad jehož střed je umístěn kolmo	Martin, 1928
Vertex	**v**		nejvíce superiorní bod lebky v mediánní rovině; lebka je ve FH	Martin, 1928

FH - frankfurtská horizontála; sn - levý; dx - pravý

Proměnné využité při analýze (Tab. 5.2) reflektují největší antero-posteriorní (ba-o) a transverzální (fol-fol) rozměr FM, jeho obvod (CFM) a plochu (AFM), délku baze lebky (n-ba) a celkovou šířku (eu-eu), výšku (ba-v) a délku (n-op) lebky. Index FM (I33) je jeho šířko-délkovým

poměrem, zbývající tři indexy jsou poměrem šířky a délky (I1), výšky a délky (I2) a výšky a šířky (I3). Sledujeme rozměry a indexy tak, jak je definoval Martin (Martin, 1928), plochu, obvod i tvar FM zjišťujeme automaticky pomocí funkcí v programu FijiJ.

Tab. 5.2. Definice proměnných použitých pro analýzu.

Proměnná	Martinovo číslo*	Definice
N-ba	5	délka baze lební; přímá vzdálenost nasion - basion
Ba-v	17(1)	největší výška mozkovny; přímá vzdálenost basion - vertex
N-op	1d	délka mozkovny od nasia; přímá vzdálenost nasion - opisthocranion
Eu-eu	8	největší šířka mozkovny; přímá vzdálenost euryon - euryon; kolmo na sagitální a rovnoběžně s transverzální rovinou
Ba-o	7	délka FM; přímá vzdálenost basion - opisthion
Fol-fol	16	šířka FM; přímá vzdálenost foraminolaterale - foraminolaterale
I33	I33	šířko-délkový index FM
I1	I1	šířko-délkový index lebky
I2	I2	délko-výškový index lebky
I3	I3	šířko-výškový index lebky
AFM		plocha FM zjištěná pomocí automatického vyznačení obrysu ve FijiJ
CFM		obvod FM zjištěný pomocí automatického vyznačení obrysu ve FijiJ
Tvar FM		obrys FM získaný ve FijiJ definovaný *x* a *y* souřadnicemi

FM - foramen magnum
AFM - area foraminis magnum
CFM - ircumferentia foraminis magnum
**číslo rozměru definovaného Martinem (1928)*

Rozměry a indexy lebky jako celku představují výrazně zjednodušený model ve třech rovinách, poskytující základní představu o velikosti. Účelem je možnost snadného a efektivního porovnání velikosti a tvaru FM ve vztahu k celé lebce a pozorování případných trendů u jednotlivých pohlaví. Jsme si vědomi omezené vypovídající hodnoty indexů vypočítaných ze získaných rozměrů oproti metodám geometrické morfometrie (viz kap. 2.4.3). Nehledě na tento fakt, jsme přistoupili k jejich zahrnutí do výpočtů vzhledem k používání indexů především jako jednoduchých, zobecněných indikátorů tvaru i jinými autory (Burdan et al., 2012; Coqueugniot et Minor, 2002; Erdil et al., 2010; Chethan et al., 2012; Jain et al., 2014; Radhakrishnan et al., 2012), a tudíž jsme považovali za dobré podat srovnání i v tomto směru. Jelikož jsme se

rozhodli provést také měření základních rozměrů celé lebky, použili jsme indexy jako doplnění i u těchto údajů.

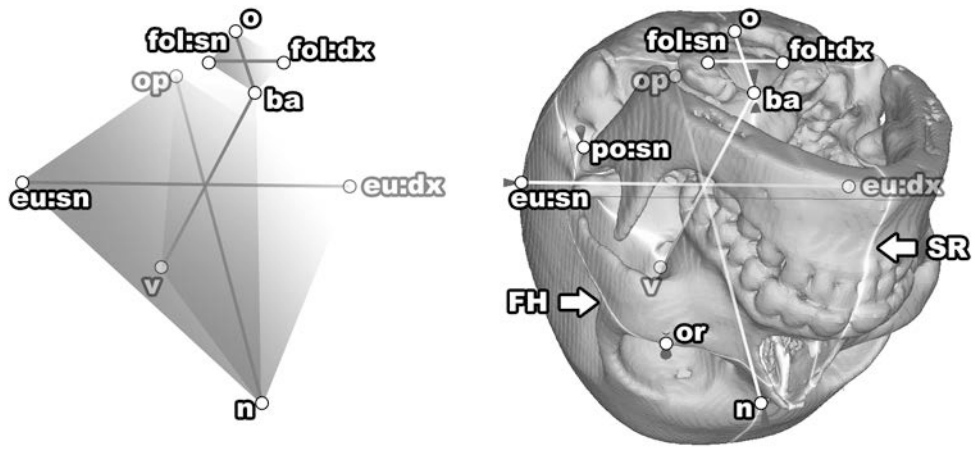
Zvolili jsme kraniometrické body, které se dají co nejlépe umístit i na počítačově rekonstruovaném modelu, kde nemusejí být dostatečně dobře patrné různé struktury, především švy. Namísto běžně užívaného antropometrického bodu bregma, který je místem spojení koronálního a šípového švu a který je relativně snadno identifikovatelný na fyzické lebce, jsme zvolili pro měření výšky lebky vertex, který je naopak lépe zaměřitelný na virtuálním trojrozměrném modelu. Při hledání délky lebky jsme zvolili vzdálenost bodů opisthocranion a nasion. Tento rozměr je dostatečně vypovídající o největším podélném rozměru lebky a zároveň není tolik ovlivněn pozicí glabelly, která je výrazně pohlavně dimorfní a naším záměrem není sledování míry projevu pohlavního dimorfismu *splanchnocrania*. Nasion je definován jako bod průniku nasofrontálního švu a mediánní roviny. Z analogických důvodů jako v případě bodu bregma, je tento bod vždy umístěn nejvíce posteriorně v konkavitě kořene nosu v *norma lateralis* a lebkou umístěnou ve frankfurtské horizontále. Některé body jsou pro zpracování v prostředí počítačových programů vhodnější také díky možnostem automatického výpočtu jejich umístění, to je pak případ šíře lebky definovaný párovým bodem euryon.

Aby bylo možné umístit kraniometrické body na model lebky, bylo nejprve třeba trojrozměrnou reprezentaci vytvořit zpracováním CT snímků v programu FijiJ. Po importování sady vždy několika stovek snímků DICOM reprezentujících hlavu jednoho pacienta v řezech v transversální rovině (sekvence) bylo nutné obraz upravit před dalším zpracováním. Nejprve jsme odstranili nadbytečné struktury (páteřní obratle, podložku hlavy, intubační trubici) či rušivé prvky (deformace obrazu způsobená zubními výplněmi nebo protetickými pomůckami) a vyrovnali natočení obrazu podle podélné a příčné osy.

Po procesu uzpůsobení hodnot HU pro zvýraznění kostí (viz *windowing* v kap. 2.5) následovalo doostření, popřípadě potlačení výrazného šumu u některých sekvencí. Dále jsme každou sadu přeformátovali, aby zobrazovala řezy ve frontální rovině a ještě jednou odstranit redundantní prvky a natočit zobrazení podél svislé a vodorovné osy.

Po manuálním nastavení globální prahové hranice definující okraj kosti (Sugano, 2001) umožnil doplněk 3D Viewer vytvoření trojrozměrného exportovatelného modelu. Získaný model obsahoval izolované artefakty malých rozměrů, které jsme odstranili v programu MeshLab, kde jsme také použili funkci vylepšeného Laplaceovského algoritmu pro vyhlazení síťoviny modelu bez efektu deformace a smrštění (Vollmer et al., 1999).

Takto připravený model bylo již možné importovat do prostředí programu Morphome3cs, kde jsme pokračovali umístěním kraniometrických bodů (Obr. 5.1). Přístupem klasické morfometrie je třeba ponejprv nastavit lebku do frankfurtské horizontály tak, abychom mohli spolehlivě odebrat požadované rozměry. Při práci v morfometrickém programu je postup obdobný s tím rozdílem, že využíváme jako pomůcky uměle vytvořené, pohyblivé plochy, arbitrární roviny představující frankfurtskou horizontálu (odpovídající transversální rovině), sagitální a frontální rovinu.



Obr. 5.1. Zjednodušený geometrický model a trojrozměrný model lebky s umístěnými kraniometrickými body a vyznačenými rovinami: FH – frankfurtská horizontála; SR – sagitální rovina (upravený výstup z Morphome3cs).

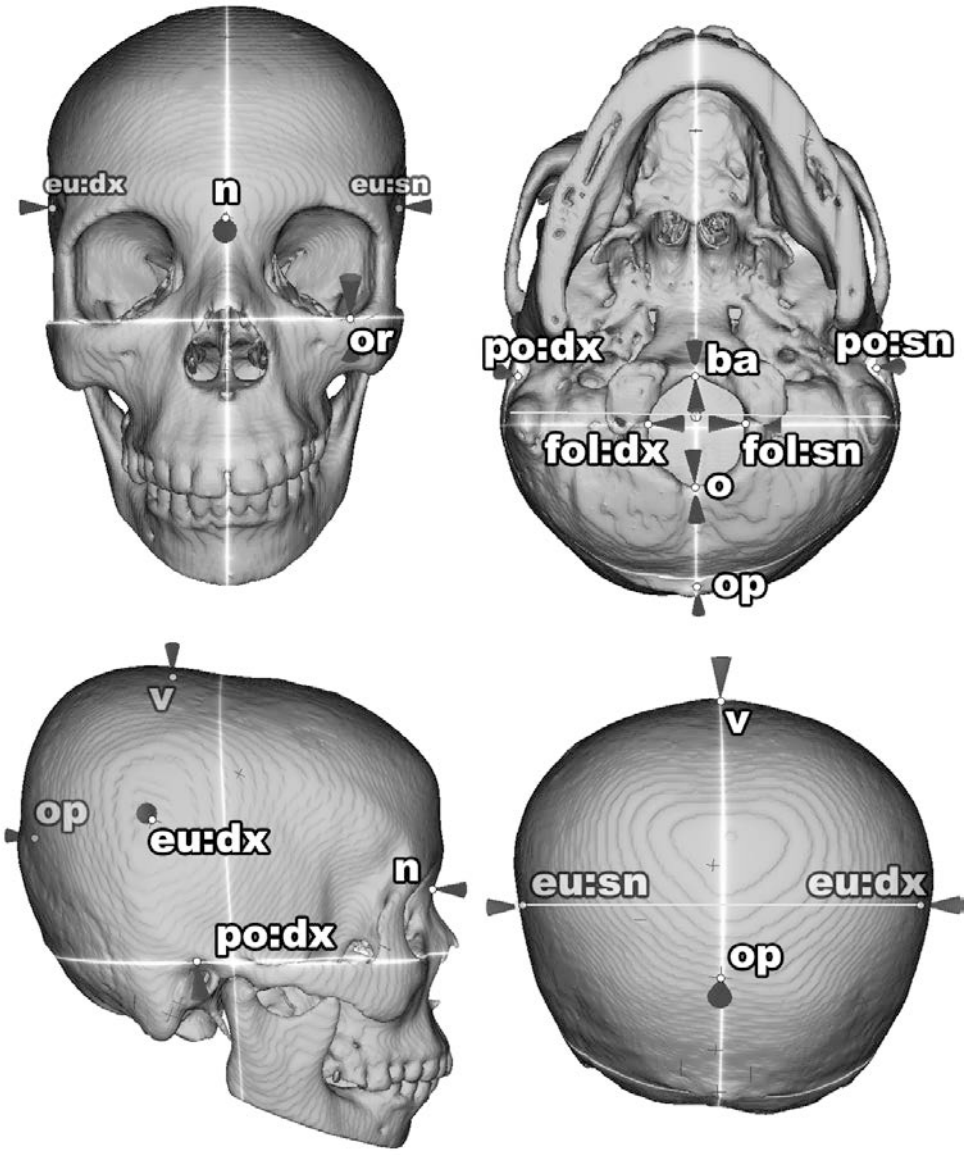
Frankfurtská horizontála (Garson, 1885) je rovina procházející podle definice skrze oba body orbitale i porion. Rovina jako dvourozměrný geometrický útvar je však definována pouze třemi body, tímto omezením se řídí i algoritmus pro vytváření zástupných geometrických objektů v Morphome3cs (cf. Guyomarc'h et al., 2013). Frankfurtskou horizontálu tedy definujeme třemi body, a to jedním bodem orbitale a dvěma body porion. Použili jsme vždy takový bod orbitale, který určoval rovinu lépe ve smyslu, že ona rovina procházela co nejblíže nepoužitého bodu orbitale, popřípadě jsme rovinu ještě mírně natočili. Posléze jsme sestrojili přednastavenou sagitální rovinu, kterou jsme zarovnali do kolmice k frankfurtské horizontále. Podle této roviny jsme umístili body nasion, basion a opisthion, posunutím horizontální roviny směrem k vrcholu lebky jsme zaměřili vertex Automatickou funkcí programu jsme zjistili umístění dvou nejlaterálněji umístěných bodů euryon v kolmici na sagitální rovinu. Možností bylo v případě neadekvátního výsledku posunutí sagitální roviny směrem k laterálním okrajům lebky a umístění bodu euryon manuálně. Analogicky jsme zjistili pozici nejlaterálnějších bodů foraminolaterale okraje FM. Zbývající kraniometrický bod opisthocranion, definující posteriorní okraj lebky

v mediánní rovině, jsme nalezli posunutím frontální roviny k týlnímu konci krania.

Při umisťování kraniometrických bodů (Obr. 5.2) bylo třeba dbát na směr jehlanu značky landmarku, který kopíruje normálu (kolmici na plochu) polygonu a označuje tak bod na nejkrajnějším polygonu. V případě zaměřování bodu nasion je směr hledané normály rovnoběžný s transverzální rovinou, protože pak se jedná o nejzazší možný bod. Orbitale a vertex mají normálu svislou, kolmice bodů porion, euryon i opisthocranion ja opět rovnoběžná s transversální rovinou a jehlany bodů basion, opisthion a obou foraminolaterale by měly směřovat k protějšímu okraji FM.

Z umístěných landmarků jsme získali požadované rozměry výpočtem euklidovské vzdálenosti mezi nimi pomocí EDMA (angl. *Euclidean Distance Matrix Analysis*) (Lele et Richtsmeier, 1991). Pro srozumitelnost je třeba poznamenat, že se až na případ analýzy tvaru FM nezabýváme analýzou relativního umístění landmarků mezi sebou, ale sledováním právě euklidovských vzdáleností mezi nimi, stejně jako v přístupu klasické morfometrie, akorát aplikované ve virtuálním prostoru. Veškeré rozměry jsme zaznamenávali s přesností na dvě desetinná místa.

Pro získání dat o obvodu, ploše a tvaru FM jsme potřebovali zachytit jeho obrys (Obr. 5.3). Ten jsme získali v programu MeshLab při natočení lebky po odejmutí kalvy do *norma basilaris* a exportovali zřetelný FM jako obraz ve formátu PNG. Automatickou funkcí trasování obrysu v programu FijiJ a jeho interpolací (po které obrys nesleduje přesně hranice čtverců pixelů, ale jde o plynulou linii) jsme následně získali sadu *x* a *y* souřadnic. Funkcí zachycení rozměrů jsme dále získali přesné údaje o obvodu a ploše FM. Proměnné, které definují tvar FM, jsme obdrželi transformací souřadnic na *Htree* koordináty ve statistické aplikaci Past (Haines et Crampton, 2000; Hammer et al., 2001).



Obr. 5.2. Kraniometrické body umístěné na trojrozměrném modelu lebky v perspektivním pohledu zpředu, zespodu, zleva a zezadu (upravený výstup z Morphome3cs).

Obr. 5.3. Obrys FM šesti jedinců (upravený výstup z MeshLab).

5.3 Statistická analýza

Za hladinu statistické významnosti pro testování hypotéz jsme *a priori* určili hodnotu α = 0,05, představující pravděpodobnost chybného zamítnutí nulové hypotézy v případě, že platí.

V naší studii jsme sledovali úroveň přesnosti při získávání morfometrických dat ověřením intra-observační chyby. Úroveň správnosti předložených statistických funkcí jsme validovali metodou *jackknife*. Zároveň jsme se zaměřili i na otestování spolehlivosti metod publikovaných dříve jinými autory (viz dále).

V rámci analýzy získaných dat z perspektivy bayesovského přístupu jsme ověřovali možnosti definovaných proměnných při odhadu pohlaví. Následující statické zpracování získaných dat se skládá ze dvou dílčích oblastí, a to (1) analýzy lineárních rozměrů a plochy FM spolu s analýzou zjednodušeného vztahu mezi FM a lebkou jako celkem a (2) statistického rozboru údajů o tvaru FM, definovaného souřadnicemi ve dvou rozměrech. V kontextu pojednání o ventrální a dorsální funkční matrix získané lineární rozměry pojímají FM pouze jako jeden celistvý element. Posouzením celkového tvaru FM pomocí geometrické morfometrie můžeme navíc získat informace o odlišnostech mezi pohlavími, které implicitně zahrnují FM jako celek složený z obou zmíněných funkčních součástí, přestože s nevymezenou hranicí.

Přestože hlavním cílem této práce není srovnání odlišných statistických postupů při odhadu pohlaví, doplnili jsme zpracování dat lineární diskriminační funkcí ve vybraných případech také binární logistickou regresí za účelem posouzení signifikantních odlišností mezi využitými rozměry a dosaženými výstupy, což přispělo k ověření diskriminačních schopností jednotlivých metod. Při zpracování dat jsme využili také analýzu hlavních komponent, jež podává přehled o těch

proměnných, které mají největší vliv na variabilitu rozměrů v rámci referenčního souboru.

Naplnění předpokladů vícerozměrné analýzy jsme ověřovali v případě analýzy hlavních komponent korelační maticí, ve které jsme hledali výrazně korelující proměnné. Splnění podmínek pro další statistickou analýzu jsme kontrolovali analýzou rozptylu při jednoduchém třídění (angl. *one-way ANOVA*) u každého rozměru, Shapiro-Wilkovým testem pro normální rozdělení v rámci obou pohlaví, Levenovým testem homogenity rozptylu (homoskedascity) mezi těmito skupinami a Wilkovo lambdou pro zjištění diskriminační síly použitých proměnných v diskriminačních rovnicích. V případě narušení podmínek pro analýzu rozptylu pomocí ANOVA jsme přistoupili ke kontrolnímu Kruskal-Wallisovu testu shodných středních hodnot (Hammer et al., 2001; Hendl, 2012; Pecáková, 2013a).

5.3.1 Přesnost měření

Přesnost metody při získávání rozměrů z trojrozměrného modelu jedním pozorovatelem jsme ověřili výpočtem intra-observační chyby. Její míru jsme zhodnotili prostřednictvím umístění kraniometrických bodů na deseti náhodně vybraných lebkách dvakrát po sobě s odstupem alespoň tří dnů. Pozorovatel byl tentýž, který prováděl měření na celém souboru. Ze získaných landmarků jsme dříve popsaným postupem získali hledané rozměry, které jsme podrobili testu shody mezi měřeními.

Statistické ověření přesnosti a spolehlivosti měření jsme provedli v tabulkovém procesoru Microsoft Excel (Microsoft, 2007). Jako ukazatele chyby měření jsme použili průměrný procentuální rozdíl MD (angl. *Mean Difference*) mezi prvním a druhým měřením, směrodatnou odchylku SD (angl. *Standard Deviation*) předchozího ukazatele, průměrný procentuální absolutní rozdíl MAD (angl. *Mean Percentage Absolute Difference*) hodnotící průměrný absolutní rozdíl mezi prvním a druhým měřením a

95% limity shody -95LA a +95LA (angl. *Limits of Agreement*) a sestavili odpovídající Bland-Altmanův graf s vymezenými hranicemi horního a dolního limitu shody, průměrného procentuálního rozdílu a vlastními hodnotami rozdílu mezi měřeními Za hranici akceptovatelné intra-observační chyby jsme zvolili hodnotu MAD = 5 % (Bland et Altman, 1986; Sladek et al., 2010).

Spolehlivostí, tedy inter-observační chybou, při získávání kraniometrických dat z 3D modelů vytvořených na základě CT snímků se zabýval Stull s kolegy (Stull et al., 2014), který dospěl k průměrnému procentuálnímu rozdílu 1,5 procenta mezi měřením více pozorovatelů. Použil některé rozměry (délka, šířka a výška lebky, délka a šířka FM), na které se zaměřujeme i my. Považujeme jejich výsledky společně s dalšími studiemi (Richard et al., 2014), věnujícími se přesnosti a spolehlivosti získávání rozměrů z virtuálních modelů, za vhodný obecný ukazatel spolehlivosti dat snímaných na základě obrazů z CT.

5.3.2 Analýza hlavních komponent

Pro posouzení, které vlastnosti v souboru odpovídají největší variabilitě, jsme použili analýzu hlavních komponent. Jako první krok jsme prostudovali korelační matici všech proměnných, abychom nalezli silné vazby. Dále jsme přikročili k samotné analýze hlavních komponent, a to s použitím korelační matice vzhledem k tomu, že proměnné nejsou měřené ve stejných jednotkách.

5.3.3 Diskriminační funkce

Splnění podmínek pro využití diskriminační funkce jsme ověřili Shapiro-Wilkovým testem normality s Roystonovou transformací pro uzpůsobení testové statistiky i v případě aplikování na soubory větší než $n = 50$. Dále Levenovým testem shodnosti variančních matic,

jednorozměrnou analýzou rozptylu ANOVA a Kruskal-Wallisovým neparametrickým testem shody mediánů.

Volba pro výběr proměnných, které diskriminační funkce obsahuje, byla založena na zhodnocení možností dochování částí lebky a potřebě jednoduchého reprezentativního modelu umožňující srovnání mezi rozměry FM a lebkou jako celkem. Mezi výslednými rovnicemi tedy jsou takové, které používají pouze rozměry FM, což představuje situaci, ve které se v bioarcheologickém nebo forenzním kontextu dochová z lebky pouze její baze a zároveň můžeme srovnat úspěšnost takové funkce s výsledky jiných autorů. Další rovnice, obohacené o rozměry dokumentující délku spodiny lebeční a základní tři rozměry celé lebky, pak představují snahu nalézt lépe diskriminující pravidlo a postihnout případný trend mezi pohlavími ve velikosti, tvaru či umístění FM ve vztahu ke zbytku lebky.

První z vytvořených diskriminačních funkcí, DF1, počítá se všemi dvanácti proměnnými, tedy se základními rozměry lebky jako celku, délkou *basicrania,* délkou, šířkou, obvodem a plochou FM, třemi indexy reflektujícími poměr rozměrů celé lebky a délko-šířkovým indexem FM. U druhé rovnice, DF2, jsme vyřadili z propočtů všechny indexy, u DF3 jsme odstranili navíc i plochu FM a u DF4 kromě všeho předchozího také obvod FM. V poslední zmíněné rovnici tedy zůstaly pouze přímé lineární rozměry. Všechny tyto rovnice předpokládají relativně dobrou zachovalost lebky, se zachytitelnými všemi definovanými kraniometrickými body.

Rovnice DF5 zahrnuje pouze délku lebky a baze lební a k tomu délku a šířku FM. Důvod pro volbu těchto rozměrů byla hypotetická možnost nálezu lebky s poškozenou kalvou, ale ne v takové míře, aby nebylo možné zachytit alespoň body nasion a opisthocranion. Pro případ, že by jeden nebo oba dva zmíněné body nebyly identifikovatelné vzhledem k nepřítomnosti nebo deformaci obličejové či týlní části lebky, jsme vypustili ještě délku lebky ve funkci DF6. Rovnici DF7 jsme sestavili

opět z délky a šířky FM, zbývajícími dvěma rozměry byla maximální šířka a výška lebky, přičemž délku lebky jsme vynechali ze stejných důvodů, jako u předchozí funkce.

Následujících pět diskriminačních funkcí bylo vytvořeno pro možnost nálezu pouze fragmentu spodiny lebeční se zachovanou oblastí FM. Důvodem omezeného počtu proměnných je také možnost porovnání výsledků s jinými autory, kteří využili shodné body při svých analýzách. Jedná se o variace v počtu použitých proměnných s cílem zjistit, které rozměry jsou pro diskriminaci pohlaví vhodnější.

Šířku, délku a obvod FM jsme zvolili jako výchozí proměnné pro DF8, DF9 obsahovala navíc také plochu FM. Rovnice DF10 počítala pouze s obvodem a plochou FM a DF11 naopak pouze s délkou a šířkou FM a konečně v rovnici DF12 jsme namísto rozměrů FM použili jeho délko-šířkový index v kombinaci s obvodem a plochou.

Zbývající dvě diskriminační funkce byly zaměřené na využití všech čtyř vypočítaných indexů, v případě DF13 zkombinovaných s obvodem a plochou FM, u DF14 bez dalších doplňujících proměnných.

Tvar FM jsme analyzovali sestavením diskriminační funkce DF_t za použití 48 *Htree* koeficientů (2.4.3) jako nezávislých proměnných.

Diskriminační rovnice má obecnou podobu

$$Y = w_1 X_1 + w_2 X_2 + \cdots + w_n X_n$$

kde *w* značí váhu proměnné, její koeficient, *X* je proměnná a *n* počet proměnných. Hodnota *Y* je dělícím bodem, který nejlépe diskriminuje pohlaví. Při dosazení hodnot do rovnice podle naměřených rozměrů získáme u každého jedince jeho *Y* hodnotu, diskriminační skóre, které, pokud je vyšší než dělící bod, klasifikuje jedince jako muže, pokud je nižší než dělící bod, pak je klasifikován jako žena (Klepinger, 2006).

Při hodnocení úspěšnosti diskriminačních funkcí nás zajímala aposteriorní pravděpodobnost správné klasifikace jedinců do odpovídající skupiny. Úspěšnost reprezentovala míra úspěšné klasifikace v každé skupině i souhrnně s následnou validací výsledků metodou *jackknife*. Především s ohledem na forenzní praxi (Komar et Buikstra, 2008) nás zajímala také pravděpodobnost špatné klasifikace, tedy určení míry chyby (Klepinger, 2006).

5.3.4 Logistická regrese

U vybraných případů jsme využili jako další metodu odhadu pohlaví také vícenásobnou binární logistickou regresi. Použili jsme ji pro porovnání případů (specifikovaných použitými proměnnými pro výpočet dané rovnice), které s použitím lineární diskriminační funkce vykazují nejvyšší a nejnižší úspěšnost klasifikace. Srovnání provádíme porovnáním procentuální úspěšnosti metod a interpretací ROC křivky, sestavené pro sledované případy.

Vícenásobná logistická regrese má obecný tvar

$$logit(\pi) = \alpha + \beta_1 X_1 + \cdots + \beta_n X_n$$

kde $logit(\pi)$ je pravděpodobností výskytu jevu, α je úsekem regresní křivky, β jejím sklonem, X je proměnná a n je počet proměnných (Agresti, Finlay, B.).

Jako prahovou hodnotu klasifikace jsme stanovili 0,5. Statistická významnost Waldova kritéria (p<0,05) nám indikovalo proměnné, které v rámci sestavené regresní rovnice (LR) vykazují největší přínos s ohledem na klasifikaci jedinců. Nagelkerkeovo R^2 nám ukázalo míru vhodnosti zvoleného predikčního modelu.

5.3.5 Shluková analýza

Shlukovou analýzu typu *neighbor-joining* jsme použili při snaze o klasifikaci tvaru FM do předem nedefinovaného počtu skupin kategorizovaných podle (ne)podobnosti objektů. Cílem je snaha vypozorovat, zda některé vzniklé kategorie tvaru korespondují výhradně s jedním pohlavím, či lze analýzu tvaru využít pouze k popisu vlastností bez klasifikačních možností.

5.4 Ověření výsledků publikovaných studií

Důležitým prvkem při snaze o vytvoření obecné metody pro odhad pohlaví je ověření její spolehlivosti na nezávislých souborech. V případech, ve kterých autoři dosavadních studií (Edwards et al., 2013; Gapert et al., 2009; Holland, 1986; Jain et al., 2014; Raghavendra Babu et al., 2012; Uthman et al., 2012) publikovali potřebná data (hodnoty koeficientů zvolených proměnných a konstantu rovnice) pro srovnání výsledků klasifikace na jiných souborech a výběr jejich proměnných odpovídá těm, které zkoumáme i my, použijeme je na námi analyzovaný soubor a následně interpretujeme výsledky, kterých jsme dosáhli.

6 VÝSLEDKY

Pomocí analýzy hlavních komponent jsme získali obecnou představu o působení jednotlivých proměnných na variabilitu v souboru. Za účelem klasifikace jedinců z referenčního souboru podle pohlaví jsme sestavili sadu lineárních diskriminačních funkcí, které využívají různý počet proměnných. Ve vybraných případech jsme použili také statistickou metodu binární logistické regrese. Spolehlivost dostupných diskriminačních a regresních rovnic jiných autorů (vytvořených na jiných populacích) jsme ověřili na našem referenčním souboru.

Výsledky Shapiro-Wilkova testu (Tab. 6.1), kterým jsme ověřovali normální rozdělení, nám ukázaly, že hodnoty rozměrů šířky lebky, šířko-výškového a výško-délkového indexu lebky u žen nejsou normálně rozdělené, stejně tak u mužů výška lebky. Vzhledem k tomu, že oba výběry jsou počtem jedinců v rovnováze a odchýlení od normálního rozdělení není silné, není narušení tohoto předpokladu závažné pro další postup.

Tab. 6.1. Tabulka výsledků Shapiro-Wilkova testu normálního rozdělení.

		n-ba	ba-v	n-op	eu-eu	ba-o	fol-fol	CFM	AFM	I3	I33	I1	I2
♂	**W**	0,983	0,930	0,971	0,973	0,984	0,964	0,986	0,987	0,981	0,989	0,978	0,986
	p	0,656	0,004	0,205	0,268	0,686	0,104	0,774	0,808	0,567	0,916	0,450	0,784
	α	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05
♀	**W**	0,972	0,977	0,966	0,940	0,987	0,987	0,983	0,981	0,992	0,990	0,973	0,982
	p	0,215	0,377	0,123	0,008	0,831	0,806	0,604	0,544	0,966	0,931	0,253	0,578
	α	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05	0,05

Podle jednorozměrné analýzy rozptylu (Tab. 6.2) vykazují všechny rozměry významné rozdíly mezi pohlavími. Šířko-výškový index lebky je těsně nad hranicí statistické významnosti, ostatní indexy jinak nevykazují mezipohlavní odlišnosti. Levenův test potvrdil shodný rozptyl hodnot všech proměnných mezi skupinami. Předchozím Shapiro-Wilkovým testem jsme odhalili nesplnění požadavku normality u čtyř proměnných,

pro kontrolu jsme tedy použili neparametrický Kruskal-Wallisův test, který potvrzuje rozdíl mezi průměrnými hodnotami skupin pohlaví vyjma kontrolovaných indexů. Hodnota *p* šířko-výškového indexu lebky byla lehce nad hranicí statistické významnosti.

Tab. 6.2. Tabulka výsledků jednorozměrné analýzy rozptylu, Levenova a Kruskal-Wallisova testu.

Proměnná	ANOVA			Levene	Kruskal-Wallis	
	Ω^2	F	*p*	*p*	χ^2	*p*
n-ba	0,168	23,030	0,000	0,992	-	-
ba-v	0,179	24,570	0,000	0,571	26,090	0,000
n-op	0,173	23,840	0,000	0,636	-	-
eu-eu	0,078	10,240	0,002	0,396	10,630	0,001
ba-o	0,105	13,800	0,000	0,142	-	-
fol-fol	0,125	16,620	0,000	0,621	-	-
CFM	0,140	18,780	0,000	0,362	-	-
AFM	0,150	20,280	0,000	0,330	-	-
I3	0,022	3,440	0,066	0,568	3,535	0,060
I33	-0,006	0,342	0,560	0,639	-	-
I1	0,009	1,947	0,166	0,683	-	-
I2	-0,006	0,374	0,542	0,890	0,623	0,430

Průměrné hodnoty získaných rozměrů a indexů představují následující souhrnné tabulky skupiny mužů (Tab. 6.3) a žen (Tab. 6.4).

Tab. 6.3. Souhrnná statistika měřených hodnot všech proměnných u skupiny mužů.

Proměnná	n	Průměr	-95%IS	+95%IS	SD	Minimum	Maximum
n-ba	109	105,52	104,20	106,85	4,84	94,18	117,19
ba-v	108	141,23	139,67	142,79	5,71	118,54	151,53
n-op	109	184,77	182,93	186,62	6,76	167,88	196,21
eu-eu	109	145,20	143,72	146,68	5,43	131,60	155,74
ba-o	109	36,79	36,03	37,55	2,77	28,98	41,91
fol-fol	109	30,97	30,40	31,54	2,10	27,02	37,09
CFM	109	105,73	103,77	107,69	7,18	89,50	121,20
AFM	109	851,70	820,82	882,57	113,12	619,35	1116,46
I3	108	97,40	95,99	98,78	5,14	86,04	107,94
I33	109	84,41	82,80	86,12	6,13	66,53	99,73
I1	109	78,64	77,64	79,70	3,81	70,96	86,24
I2	108	76,48	75,61	77,36	3,23	67,68	83,67

Tab. 6.4. Souhrnná statistika měřených hodnot všech proměnných u skupiny žen.

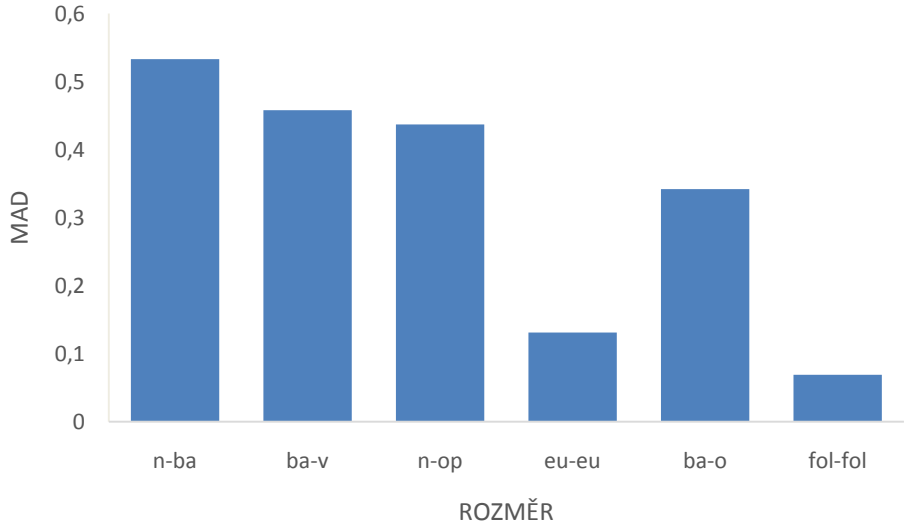
Proměnná	n	Průměr	-95%IS	+95%IS	SD	Minimum	Maximum
n-ba	109	101,19	99,95	102,43	4,58	91,04	109,16
ba-v	108	135,69	134,11	137,27	5,91	123,67	154,15
n-op	109	178,55	176,79	180,32	6,54	164,33	199,15
eu-eu	109	141,99	140,62	143,35	5,05	134,35	159,81
ba-o	109	35,00	34,40	35,60	2,22	29,92	40,51
fol-fol	109	29,25	28,64	29,87	2,28	23,89	35,07
CFM	109	100,09	98,36	101,82	6,41	86,15	117,57
AFM	109	760,28	733,67	786,89	98,44	532,13	1040,11
I3	108	95,66	94,34	96,98	4,89	84,53	106,90
I33	109	83,66	82,22	85,10	5,31	70,00	95,65
I1	109	79,64	78,47	80,80	4,30	70,92	93,39
I2	108	76,04	75,15	76,94	3,30	69,51	84,42

6.1 Intra-observační chyba

Ukazatel MAD (Tab. 6.5 a Obr. 6.1) jsme zjistili nejnižší u šířky FM (Obr. 6.7), což napovídá o silné opakovatelnosti umístění kraniometrických bodů, které ho definují. Subjektivitu v tomto případě zřejmě omezuje posouvání sagitální roviny, kterým body hledáme. Druhou nejnižší průměrnou chybu jsme zaregistrovali u šířky lebky (Obr. 6.5), při jejímž zachycení používáme automatického výpočtu. Odchylky od stabilního průměru jsme však dosáhli v případech, kdy jsme vzhledem k artefaktům v modelu nemohli automatickou funkci programu použít a bylo nutné body nalézt manuálně. Ze zbývajících rozměrů jsme dosáhli nejlepších výsledků u délky FM (Obr. 6.6), následovala délka a výška lebky a největší míru chyby konstatujeme u délky baze lební (Obr. 6.2, Obr. 6.3 a Obr. 6.4).

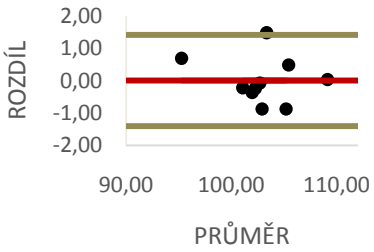
Tab. 6.5. Přehled základních výsledků testování inter-observační chyby u zvolených proměnných.

Proměnná	n	MD	SD	-95LA	+95LA	MAD
n-ba	10	0,01	0,72	-1,40	1,42	0,53
ba-v	10	-0,21	0,67	-1,52	1,11	0,46
n-op	10	-0,44	0,35	-1,13	0,26	0,44
eu-eu	10	0,09	0,28	-0,46	0,65	0,13
ba-o	10	0,13	0,40	-0,66	0,93	0,34
fol-fol	10	-0,03	0,09	-0,20	0,14	0,07

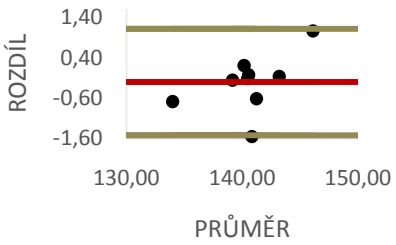


Obr. 6.1. Graf znázorňující MAD mezi oběma měřeními jednotlivých proměnných.

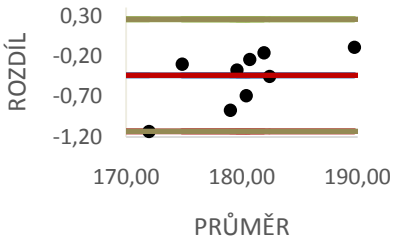
Přestože došlo u délky baze lební k rozšíření intervalu limitů shody daných opakovaným zkušebním měřením, nedošlo k odchýlení vyššímu než 1,48 mm. V rámci všech zvolených proměnných se hodnoty MAD pohybovaly mezi 0,07 a 0,53 procenta.



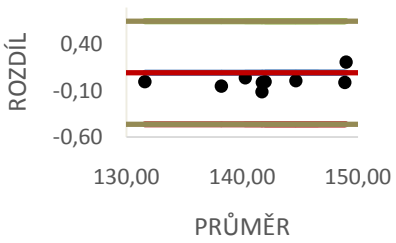
Obr. 6.2. Bland-Altmanův graf zachycující rozdíl mezi prvním a druhým zkušebním měřením délky baze lební.



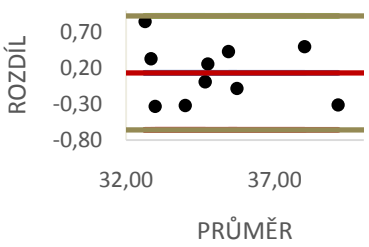
Obr. 6.3. Bland-Altmanův graf zachycující rozdíl mezi prvním a druhým zkušebním měřením výšky lebky.



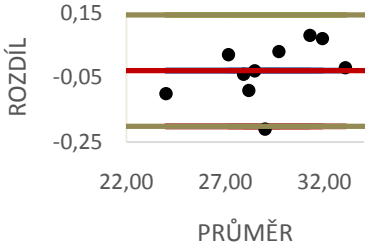
Obr. 6.4. Bland-Altmanův graf zachycující rozdíl mezi prvním a druhým zkušebním měřením délky lebky.



Obr. 6.5. Bland-Altmanův graf zachycující rozdíl mezi prvním a druhým zkušebním měřením šířky lebky.



Obr. 6.6. Bland-Altmanův graf zachycující rozdíl mezi prvním a druhým zkušebním měřením délky FM.



Obr. 6.7. Bland-Altmanův graf zachycující rozdíl mezi prvním a druhým zkušebním měřením šířky FM.

Pozorovaná intra-observační chyba se jeví jako adekvátně nízká pro využití zvolené metody v dalším statistickém rozboru.

6.2 Analýza hlavních komponent

Korelační matice 12 proměnných (Tab. 6.6) nám ukázala, že se nejvíce ovlivňují délka a šířka FM společně s obvodem i plochou FM a také poslední dvě zmíněné proměnné mezi sebou. Hodnoty Pearsonova koeficientu *r* dosahovaly v těchto případech hodnot mezi 0,808 až 0,988. Vysokou korelaci $r = 0{,}718$ jsme zachytili u kombinace výšky lebky a šířko-výškového indexu lebky. Zápornou středně zvýšenou korelaci *r* = -691 jsme pozorovali mezi délkou lebky a jejím šířko-délkovým indexem a mezi šířko-délkovým a šířko-výškovým indexem lebky s *r* = -658. Ostatní hodnoty korelací zpravidla nepřesáhly hranici *r*= ± 0,600. Jako nejméně

korelující se ukázala délka baze lební s šířko-délkovým indexem FM (r = -0.021) a výško-délkovým indexem lebky (r = 0,023) a také vztah plochy FM k jeho indexu (r = -0,026). Hodnota p < 0 statistické významnosti dvoustranného t-testu vyjadřuje vysokou pravděpodobnost, že spolu páry proměnných korelují.

Tab. 6.6. Korelační matice dvojic proměnných použitých při analýze hlavních komponent.

Proměnná	n-ba	ba-v	n-op	eu-eu	ba-o	fol-fol	CFM	AFM	I3	I33	I1	I2
n-ba		0,000	0,000	0,030	0,006	0,014	0,001	0,001	0,000	0,852	0,003	0,120
ba-v	0,633		0,000	0,015	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,100	0,012	0,000
n-op	0,562	0,531		0,127	0,000	0,001	0,000	0,000	0,000	0,386	0,000	0,000
eu-eu	0,208	0,233	0,147		0,080	0,161	0,048	0,032	0,000	0,768	0,000	0,205
ba-o	0,262	0,344	0,427	0,168		0,000	0,000	0,000	0,073	0,000	0,029	0,819
fol-fol	0,235	0,457	0,318	0,135	0,600		0,000	0,000	0,001	0,000	0,119	0,046
CFM	0,311	0,404	0,430	0,190	0,917	0,808		0,000	0,022	0,428	0,039	0,704
AFM	0,312	0,430	0,421	0,206	0,885	0,823	0,988		0,015	0,789	0,064	0,456
I3	-0,413	0,718	-0,360	-0,506	-0,173	-0,313	-0,220	-0,234		0,068	0,000	0,000
I33	-0,018	-0,159	-0,084	-0,029	-0,401	-0,487	-0,077	-0,026	-0,176		0,661	0,013
I1	-0,286	-0,242	-0,677	-0,623	-0,209	-0,150	-0,199	-0,178	-0,654	-0,042		0,000
I2	-0,150	-0,581	-0,374	-0,123	-0,022	-0,192	-0,037	-0,072	-0,426	-0,239	-0,396	

Dolní trojúhelník obsahuje hodnoty Pearsonova r, horní trojúhelník hodnotu p statistické významnosti dvoustranného t-testu, ověřujícího, že spolu páry nekorelují.

Následně jsme přikročili k samotné analýze hlavních komponent nejprve se všemi 12 proměnnými (PCA1), v druhém kroku s proměnnými, které dosáhly korelačních koeficientů větších než ± 0,600 (PCA2) a konečně pouze s proměnnými zahrnujícími pouze oblast FM (PCA3). Všechny tři analýzy byly relativně úspěšné. V prvním případě PCA1 (Tab. 6.7 a Tab. 6.8) se nám podařilo zaznamenat snížení počtu vysvětlujících proměnných na pět hlavních komponent, které souhrnně ovlivňovali variabilitu z 95,64 procenta a samotná první hlavní komponenta (PC1) ze 39,53 procenta. U PCA2 (Tab. 6.9 a Tab. 6.10) vysvětlovaly 95,23 procenta variability první čtyři komponenty, z nichž první odpovídala za 48,89 procent odlišností. Třetí analýza PCA3 (Tab. 6.11 a Tab. 6.12)

snížila počet proměnných ze čtyř na dvě, které dohromady vysvětlovaly 98,30 procenta variability a samotná PC1 pak celých 88,06 procenta.

Tab. 6.7. Tabulka znázorňuje poměr variability vysvětlený hlavními komponentami PCA1.

PC	Eigenvalue	% variability
1	4,62	38,53
2	2,34	19,48
3	2,02	16,84
4	1,38	11,47
5	1,12	9,32
6	0,44	3,69
7	0,06	0,48
8	0,01	0,07
9	0,01	0,05
10	0,00	0,03
11	0,00	0,03
12	0,00	0,01

Tab. 6.8. Tabulka váženého vlivu proměnných na prvních pět hlavních komponent PCA1.

Proměnná	PC 1	PC 2	PC 3	PC 4	PC 5
n-ba	0,24	-0,18	0,04	0,51	0,11
ba-v	0,34	-0,07	0,35	0,33	-0,12
n-op	0,32	-0,24	-0,23	0,31	0,28
eu-eu	0,05	0,48	-0,01	0,52	0,22
ba-o	0,37	0,21	-0,26	-0,11	-0,28
fol-fol	0,36	0,20	0,15	-0,31	0,31
CFM	0,41	0,23	-0,14	-0,19	-0,04
AFM	0,41	0,24	-0,10	-0,19	-0,02
I3	0,27	-0,40	0,32	-0,09	-0,25
I33	0,01	-0,01	0,46	-0,24	0,67
I1	-0,22	0,54	0,17	0,13	-0,07
I2	0,06	0,17	0,60	0,05	-0,40

Tab. 6.9. Tabulka znázorňuje poměr variability vysvětlený hlavními komponentami PCA2.

PC	Eigenvalue	% variability
1	4,40	48,89
2	2,26	25,07
3	1,09	12,13
4	0,82	9,14
5	0,36	3,97
6	0,06	0,65
7	0,01	0,09
8	0,00	0,04
9	0,00	0,02

Tab. 6.10. Tabulka váženého vlivu proměnných na první čtyři hlavní komponenty PCA2.

Proměnná	PC 1	PC 2	PC 3	PC 4
ba-v	0,32	-0,13	0,58	0,39
n-op	0,31	-0,19	0,39	-0,61
eu-eu	0,04	0,52	0,57	-0,13
ba-o	0,40	0,19	-0,23	-0,16
fol-fol	0,38	0,15	-0,15	0,29
CFM	0,43	0,21	-0,23	-0,03
AFM	0,43	0,22	-0,20	0,02
I3	0,26	-0,48	0,10	0,45
I1	-0,22	0,53	0,11	0,39

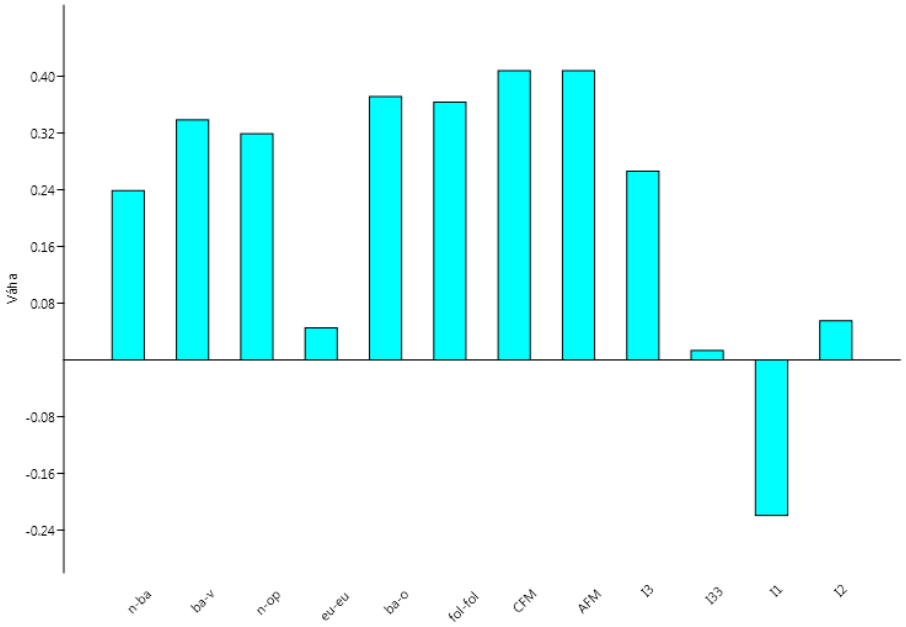
Tab. 6.11. Tabulka znázorňuje poměr variability vysvětlený hlavními komponentami PCA3.

PC	Eigenvalue	% variability
1	3,52	88,06
2	0,41	10,24
3	0,06	1,50
4	0,01	0,21

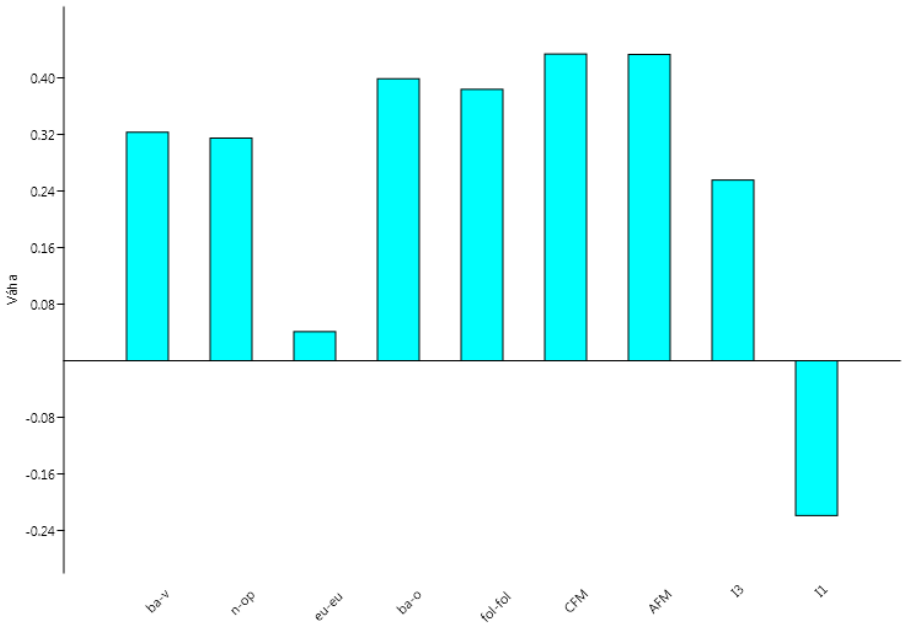
Tab. 6.12. Tabulka váženého vlivu proměnných na první dvě hlavní komponenty PCA3.

Proměnná	PC 1	PC 2
ba-o	0,49	-0,60
fol-fol	0,46	0,79
CFM	0,53	-0,11
AFM	0,53	-0,03

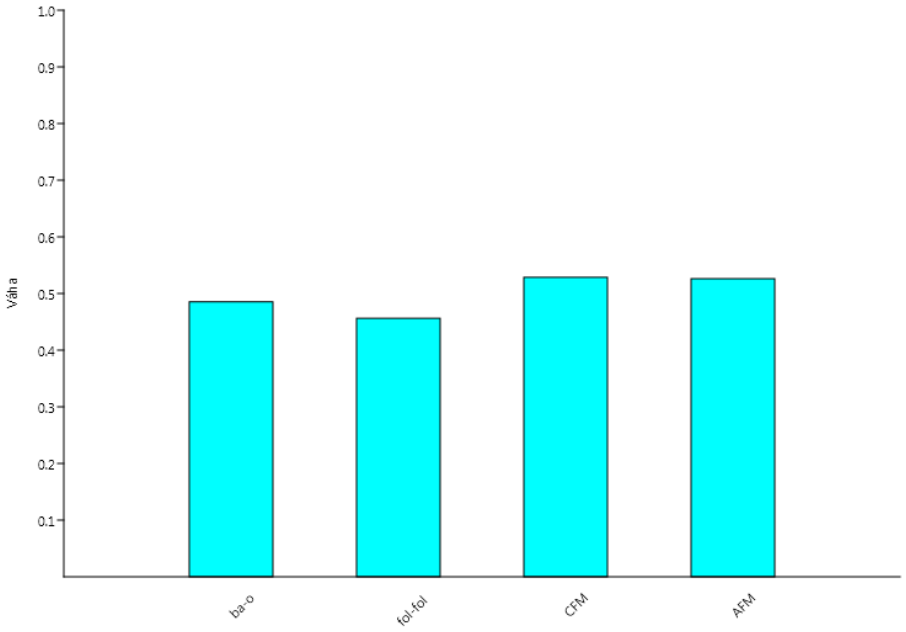
Jak je patrné ze všech tří grafů (Obr. 6.8, Obr. 6.9 a Obr. 6.10) zátěží jednotlivých proměnných na hlavní komponenty, PC1 zodpovídá za velikostní rozdíly v souboru. Výjimkou je největší šířka lebky, která se na PC1 příliš nepodílí. Záporný směr váženého koeficientu šířko-délkového indexu lebky nám naznačuje, že s rostoucí velikostí lebky i FM je trendem zvyšování poměru délky vůči šířce lebky blíže k dolichocefalickým (Martin, 1928) rozměrům. Váha tohoto ukazatele však není příliš výrazná a z korelační matice (viz výše) navíc nemůžeme vyčíst přesvědčivé hodnoty dokládající vzájemnou korelaci.



Obr. 6.8. Graf znázorňující váhu vlivu jednotlivých proměnných na PC1 u PCA1 (výstup z PAST).

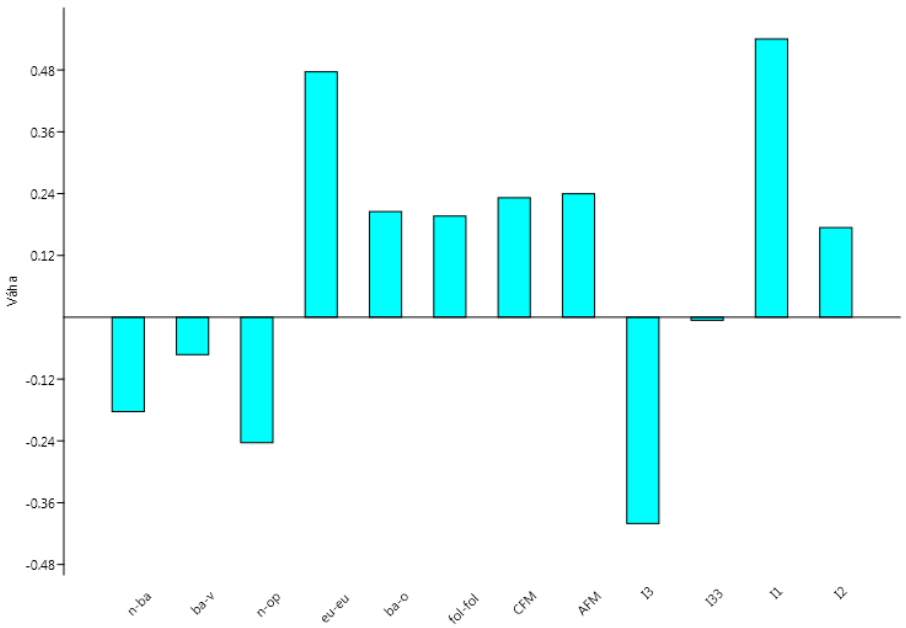


Obr. 6.9. Graf znázorňující váhu vlivu jednotlivých proměnných na PC1 u PCA2 (výstup z PAST).

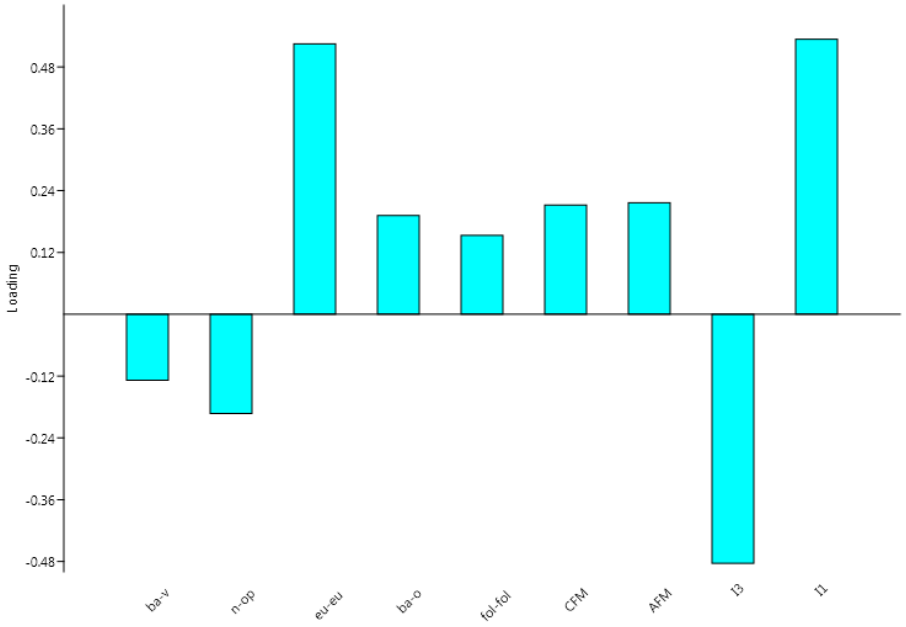


Obr. 6.10. Graf znázorňující váhu vlivu jednotlivých proměnných na PC1 u PCA2 (výstup z PAST).

U druhé hlavní komponenty u PCA1 a PCA2 na druhou stranu sledujeme výrazný vliv především šířky lebky a trend k brachycefalii (Martin, 1928) v rámci šířko-délkového indexu lebky, s markantním projevem šířko-výškového indexu v záporných hodnotách.

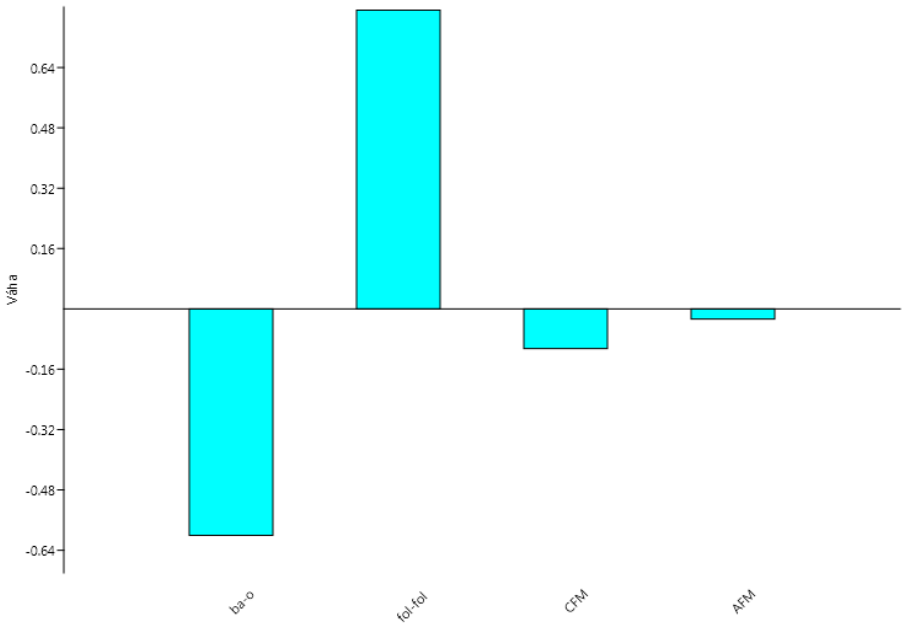


Obr. 6.11. Graf znázorňující váhu vlivu jednotlivých proměnných na PC2 u PCA1 (výstup z PAST).



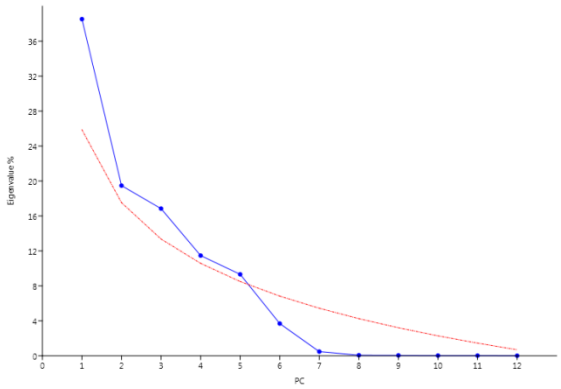
Obr. 6.12. Graf znázorňující váhu vlivu jednotlivých proměnných na PC2 u PCA2 (výstup z PAST).

Třetí analýza PCA3 u první komponenty jednoznačně sledovala vyrovnaný vliv všech čtyř proměnných, u PC2 (Obr. 6.13) se objevily výrazné kladné hodnoty šířky FM současně se záporným projevem délky FM při stabilním obvodu a ploše FM.

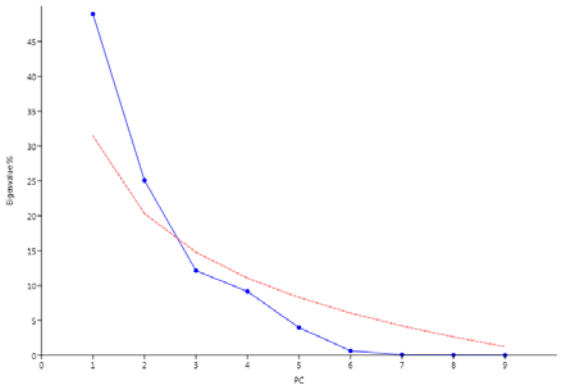


Obr. 6.13. Graf znázorňující váhu vlivu jednotlivých proměnných na PC2 u PCA3 (výstup z PAST).

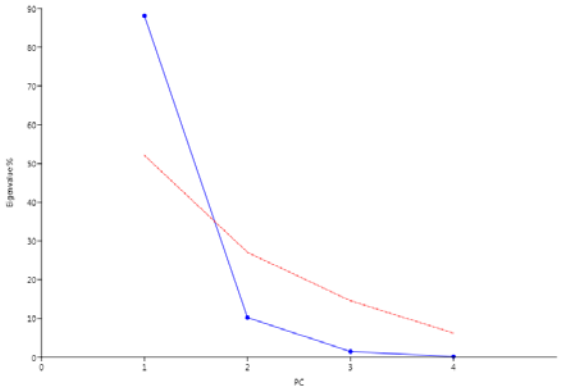
Míru vlivu na variabilitu jednotlivých hlavních komponent sledují suťové grafy (Obr. 6.14, Obr. 6.15 a Obr. 6.16), které vystihují sílu první komponenty, a to především u PCA3, a slábnoucí působení dalších komponent.



Obr. 6.14. Suťový graf vlivu projevu hlavních komponent na variabilitu u PCA1 (výstup z PAST).



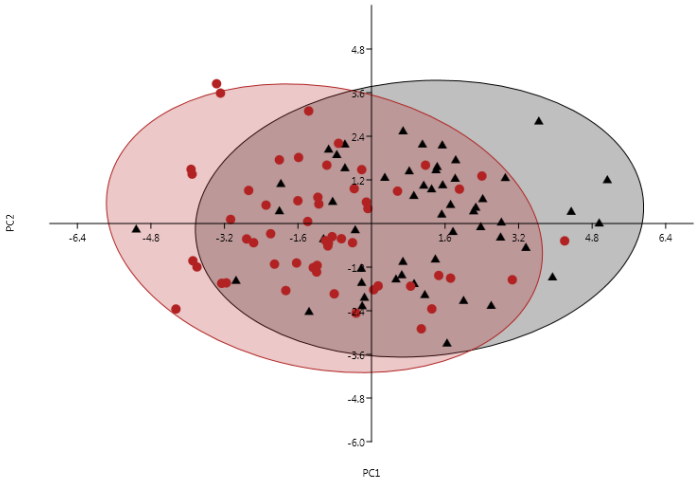
Obr. 6.15. Suťový graf vlivu projevu hlavních komponent na variabilitu u PCA2 (výstup z PAST).



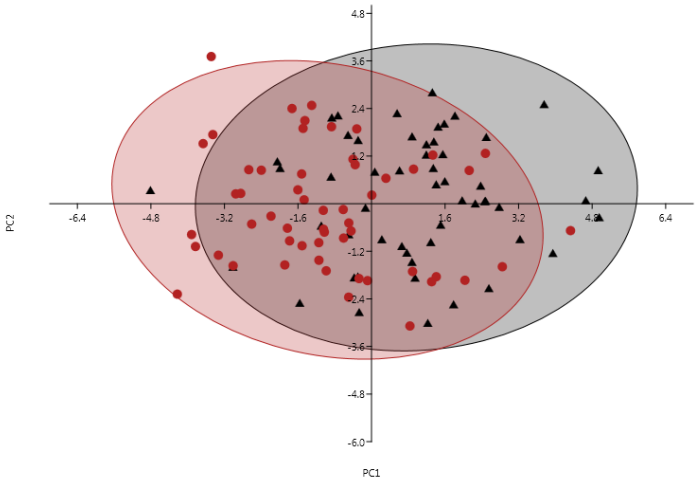
Obr. 6.16. Suťový graf vlivu projevu hlavních komponent na variabilitu u PCA3 (výstup z PAST).

Z představených výsledků je zřejmé působení především velikosti na první komponentu, druhá komponenta vysvětluje spíše růst do šířky, což nejmarkantněji naznačil graf PC2 u PCA3, sledující pouze rozměry týkající se FM.

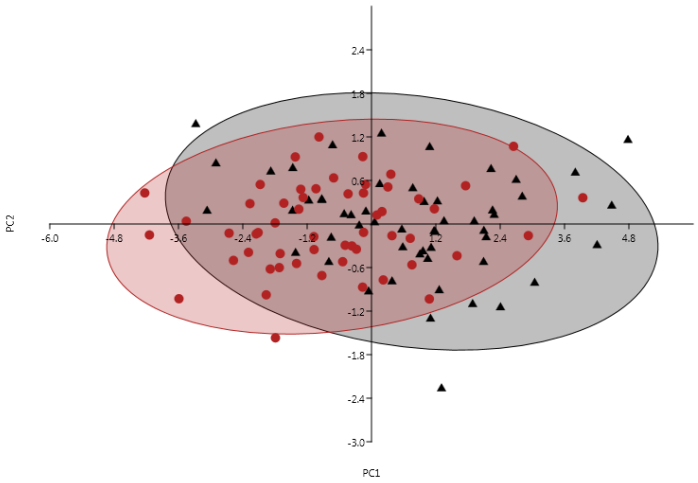
Bodové grafy prvních dvou hlavních komponent (Obr. 6.17, Obr. 6.18 a Obr. 6.19) u všech tří analýz jasně ukazují rozsáhlý překryv hodnot mezi skupinami mužů a žen. Není možné spolehlivě vytyčit dělící hranici mezi shluky hodnot. Můžeme sledovat mírnou tendenci u jedinců mužského pohlaví k tomu, aby variabilita byla ovlivněna více šířkovými rozměry, než je tomu u žen. Nejmarkantněji je tento jev znázorněn u druhé komponenty třetí analýzy. Velikost vysvětlovaná první komponentou vysvětluje variabilitu u skupin žen i mužů obdobně.



Obr. 6.17. Bodový graf prvních dvou hlavních komponent u analýzy PCA1 (výstup z PAST).



Obr. 6.18. Bodový graf prvních dvou hlavních komponent u analýzy PCA2 (výstup z PAST).



Obr. 6.19. Bodový graf prvních dvou hlavních komponent u analýzy PCA3 (výstup z PAST).

Následující stěžejní kapitoly se zaobírají výsledky zkoumaných modelů klasifikačních funkcí pro odhad pohlaví.

6.3 Lineární diskriminační funkce

Žádná ze sestavených diskriminačních funkcí (Tab. 12.2 jako příloha) s použitím různých kombinací přímých lineárních rozměrů,

obvodu a plochy FM a čtyř indexů nepřesáhla v rámci celého souboru 80% hranici úspěšnosti, jak ukazuje souhrnný přehled (Tab. 6.13). Míru chyby jsme u žádné z funkcí nezjistili menší než 24,8 procenta pozorovaných u DF4, nejvyšší hodnota činila téměř 40 procent u DF9.

Tab. 6.13. Přehled hodnot úspěšné klasifikace podle *p*=0,5 a *p*=0,95, výsledků po validaci, míry pravděpodobnosti chybné klasifikace neznámého jedince a Wilkova kritéria.

Diskriminační funkce	**Úspěšnost % (p = 0,5)**			**Úspěšnost % (p = 0,95)**		***Jackknife* % (p=0,5)**			**Míra chyby %***	**λ****
	♂	♀	♂/♀	♂	♀	♂	♀	♂/♀		
DF1	81,5	78,2	**79,8**	**14,8**	**10,9**	74,1	74,5	74,3	25,7	0,619
DF2	77,8	76,4	77,1	7,4	9,3	72,2	74,5	73,4	26,6	0,674
DF3	77,8	76,4	77,1	7,4	9,3	74,1	74,5	74,3	25,7	0,678
DF4	77,8	76,4	77,1	7,4	7,4	75,9	74,5	**75,2**	**24,8**	0,678
DF5	70,4	74,5	72,5	3,7	3,7	70,4	72,7	71,5	28,4	0,715
DF6	72,2	72,7	72,5	3,7	1,9	72,2	72,7	72,5	27,5	0,738
DF7	75,9	72,7	74,3	1,9	3,7	74,1	72,7	73,4	26,6	0,727
DF8	64,8	69,1	67,0	0,0	0,0	61,1	65,5	63,3	36,7	0,842
DF9	66,7	70,9	68,8	0,0	0,0	57,4	63,6	60,5	**39,4**	0,832
DF10	64,8	67,3	66,0	0,0	0,0	63,0	65,5	64,2	35,8	0,838
DF11	64,8	69,1	67,0	0,0	0,0	63,0	67,3	65,1	34,9	0,844
DF12	64,8	65,5	65,1	0,0	0,0	-	-	-	-	0,833
DF13	63,0	70,9	66,9	1,9	0,0	-	-	-	-	0,828
DF14	63,0	56,4	59,7	0,0	0,0	-	-	-	-	0,968

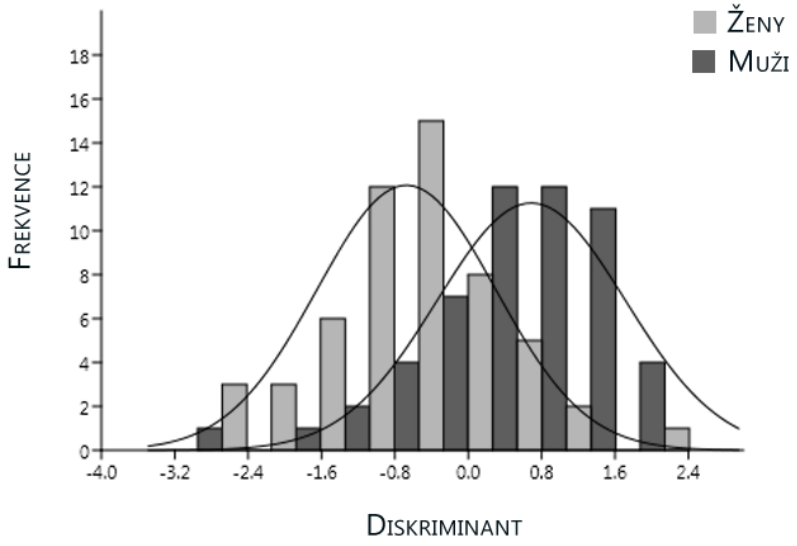
**průměrná míra chyby po validaci*

***Wilkova lambda*

Nejnižší hodnota Wilkovy λ = 0,619 u DF1 ukazuje míru variability nevysvětlenou využitými proměnnými, které tedy odpovídají pouze za 38,1 procenta pozorované variability.

Z vytvořených funkcí byla nejlépe diskriminující DF4, ve které jsme použili proměnné reflektující délku, šířku a výšku lebky, délku baze lební společně s délkou a šířkou FM. Úspěšnost této rovnice sice dosáhla 77,1 procenta, což nebyla nejvyšší hodnota, ale po validaci správnost výsledků poklesla na 75,2 procenta. Na horní mez, kterou žádná jiná funkce nepřekročila. Vzhledem k tomu, že bylo 12 mužů klasifikováno chybně jako ženy a 13 žen jako muži, musíme konstatovat, že pravděpodobnost

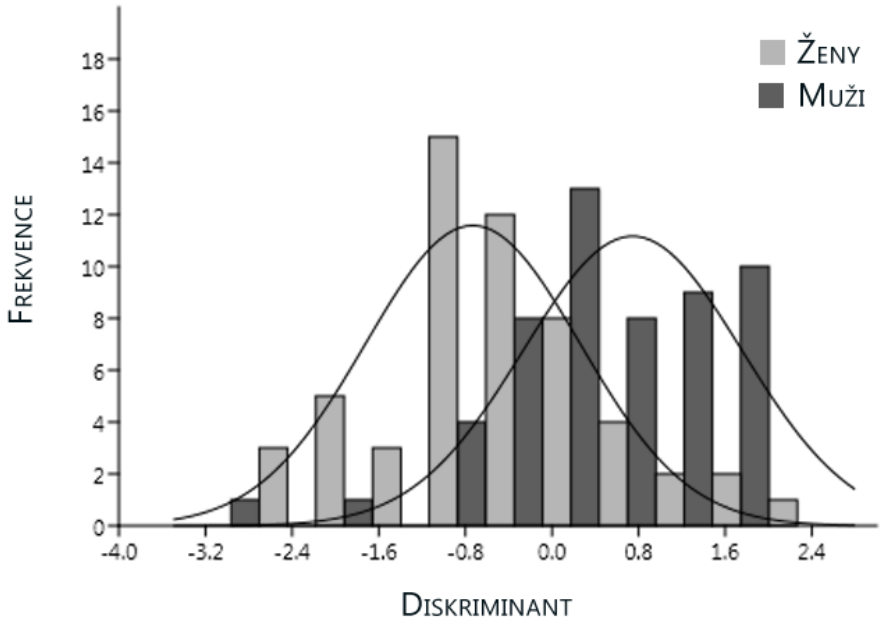
špatného odhadu pohlaví u neznámého jedince dosáhla v průměru 24,8 procenta. Musíme tedy počítat s pravděpodobností vzniku náhodné chyby minimálně u každého pátého posuzovaného jedince, a to se jedná o nejúspěšnější z předložených diskriminačních funkcí. I při prozkoumání grafického (Obr. 6.20) znázornění rozložení hodnot správného odhadu pohlaví vidíme, že dochází k výraznému překryvu hodnot mezi skupinou žen a mužů u všech předložených diskriminačních funkcí, což vypovídá o malé spolehlivosti zvolených metod potažmo nedostatečně akcentovaném pohlavním dimorfismu anatomických oblastí zvolených pro analýzu.



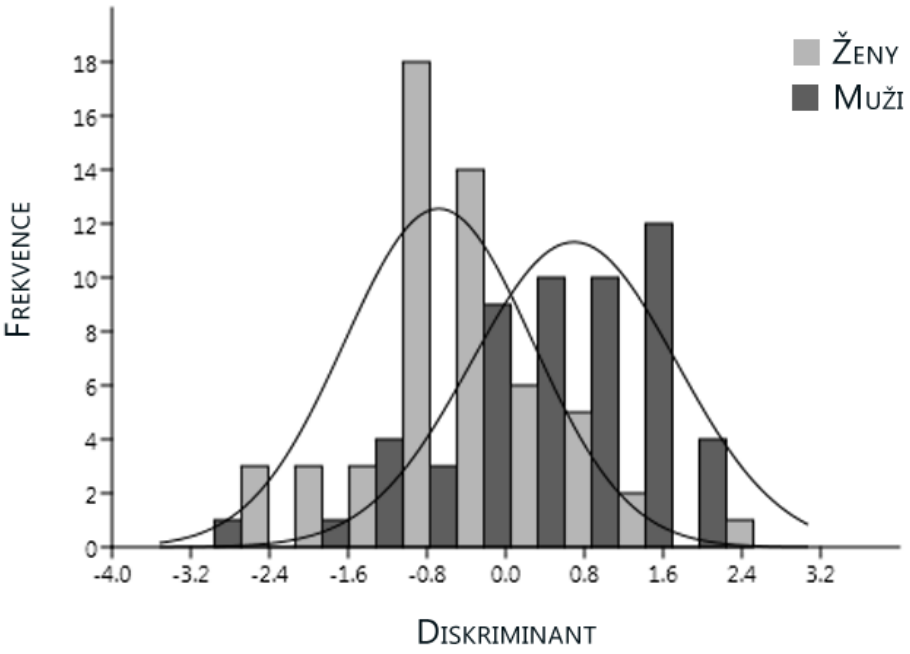
Obr. 6.20. Rozložení hodnot diskriminačního skóre podle skupin pohlaví u DF4.

Srovnatelných výsledků jako předchozí funkce jsme dosáhli také vytvořením diskriminačních pravidel DF1 (Obr. 6.21), DF2 (Obr. 6.22) a DF3 (Obr. 6.23). První funkce DF1 zahrnula ve svém výpočtu všech dvanáct měřených a vypočítaných proměnných, tedy kromě základních rozměrů lebky a čtyř údajů týkajících se FM ještě všechny čtyři indexy. Rovnice DF2 je variací bez hodnot indexů a v poslední funkci DF3 jsme vyřadili navíc ještě plochu FM. Ve všech těchto případech poměr správně

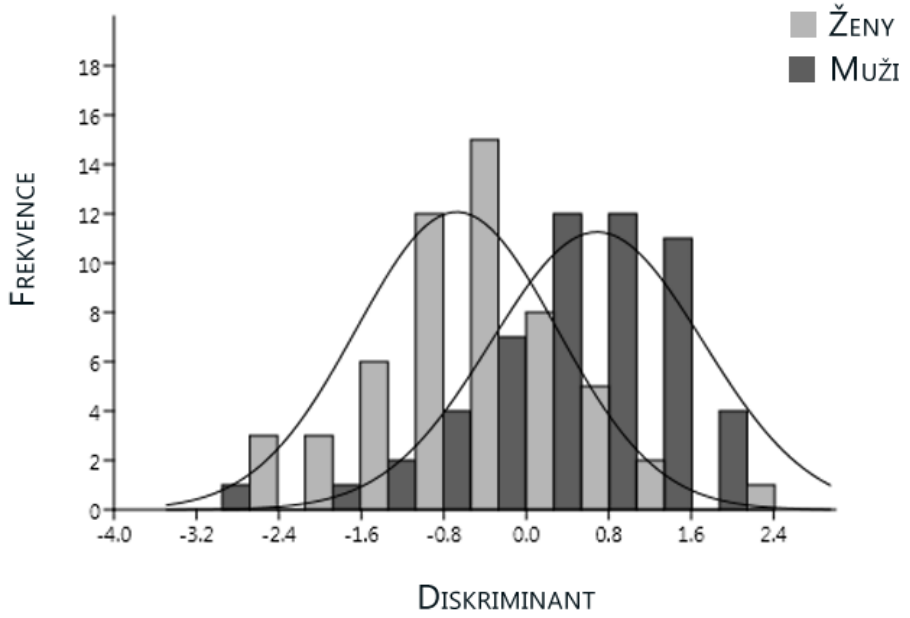
klasifikovaných jedinců dosáhl, nebo mírně přesáhl hranici 77 procent. Použití indexů v DF1 přineslo po validaci zanedbatelně lepší hodnocení úspěšnosti (74,3 %) oproti DF2 (73,4 %). Stejné správnosti klasifikace po validaci jako DF1 dosáhla také DF3. Poměr špatně klasifikovaných mužů a žen byl vyrovnaný a průměrná míra chyby byla u všech tří funkcí mezi 25,7 a 26,6 procenta.



Obr. 6.21. Rozložení hodnot diskriminačního skóre podle skupin pohlaví u DF1.



Obr. 6.22. Rozložení hodnot diskriminačního skóre podle skupin pohlaví u DF2.



Obr. 6.23. Rozložení hodnot diskriminačního skóre podle skupin pohlaví u DF3.

Další z rovnic, DF5, vykázala výsledky správných hodnot mírně horší než předchozí tři funkce. Poměr špatně klasifikovaných jedinců stoupl a míra chyby dosáhla 28,8 procenta. Funkce DF6 a DF7 se odpředených také příliš neodlišují, úspěšnost přesáhla 70 procent a míra chyby byla přes 26 procent. Jejich rozdíl spočíval v použitých proměnných, které kromě šířky a délky FM alternovaly délku lebky s její šířkou a výškou.

Největší pozornost vyžadují diskriminační funkce, které odpovídají složením proměnných ve výběru těm, které již prezentovali jiní autoři, konkrétně tedy rovnice zahrnující výhradně oblast FM. Jedná se pět variací, konkrétně DF8 až DF12. Nejlepších výsledků v rámci této podskupiny jsme dosáhli použitím šířky a délky FM s průměrnou úspěšností po validaci 65,1 procenta a pravděpodobností špatné klasifikace neznámého jedince 34,9 procenta. Naopak nejnižších hodnot správné klasifikace jsme dosáhli u DF9, kde sice průměrná úspěšnost dosáhla téměř 69 procent, po validaci však klesla na 60,5 procenta s nejvyšší pozorovanou mírou chyby 39,4 procenta. Podobné výsledky jako naposledy zmiňovaných funkcí jsme pozorovali také u DF13.

Naprosto nejhorší úroveň správné klasifikace podala poslední rovnice DF14, zahrnující výhradně indexy lebky a index FM. Průměrné Hodnoty úspěšné diskriminace nedosáhly ani 60 procent. Taktéž Wilkova lambda ukázala nejmenší vliv zvolených proměnných na vhodnost modelu.

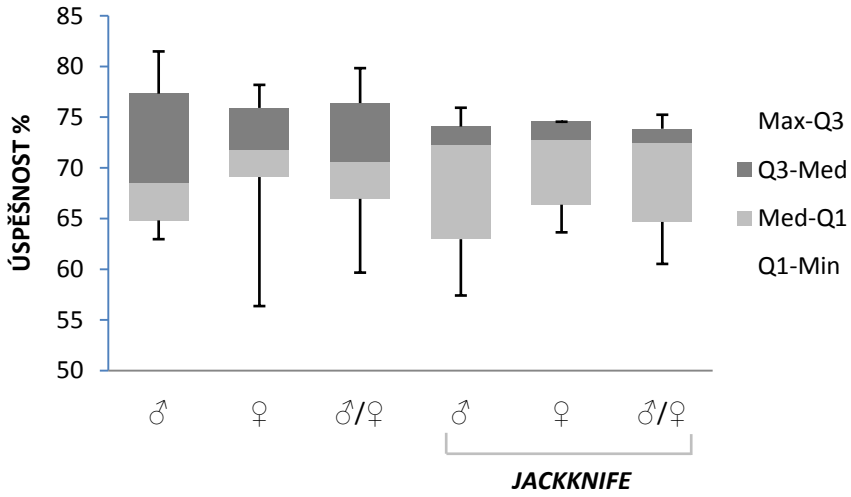
Představu o možnostech úspěšnosti všech diskriminačních funkcí dohromady v závislosti na klasifikovaném pohlaví i při spojení skupin včetně konečného rozsahu míry chyby podává souhrnná tabulka (Tab. 6.14) a krabicový graf rozsahu úspěšnosti diskriminačních funkcí (Obr. 6.24). Při prvotním testování úspěšnosti vidíme, že ženy mají větší rozsah hodnot než muži. Tato situace se ale změní po validaci, kdy u skupiny

žen pozorujeme konzistentnější úspěšnost, kdežto u skupiny mužů se rozsah hodnot rozšířil, a to především ke slabším výsledkům.

Tab. 6.14. Souhrnná statistika úspěšnosti diskriminačních funkcí.

	Úspěšnost %			*Jackknife* %			Míra chyby %*
	♂	♀	♂/♀	♂	♀	♂/♀	
N	14	14	14	11	11	11	11
Průměr	70,4	71,2	70,8	68,9	70,7	69,8	30,2
Minimum	63,0	56,4	59,7	57,4	63,6	60,5	**24,8**
Maximum	**81,5**	**78,2**	**79,8**	**75,9**	**74,5**	**75,2**	39,4
Median	68,5	71,8	70,6	72,2	72,7	72,5	27,5
Modus	64,8	76,4	77,1	74,1	74,5	74,3	25,7
SD	6,6	5,7	5,8	6,5	4,3	5,4	5,4
SE	1,8	1,5	1,6	1,9	1,3	1,6	1,6
Sample Variance	43,8	32,5	34,2	41,7	18,8	28,8	28,7
Range	18,5	21,8	20,2	18,5	10,9	14,7	14,7

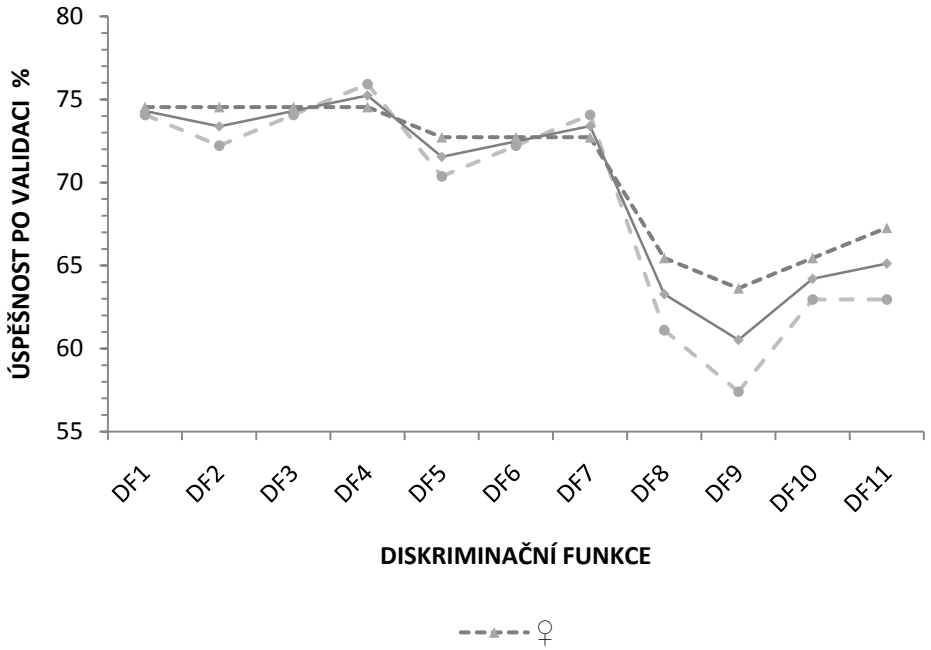
**průměrná míra chyby po validaci*



Obr. 6.24. Krabicový graf úspěšnosti diskriminačních funkcí.

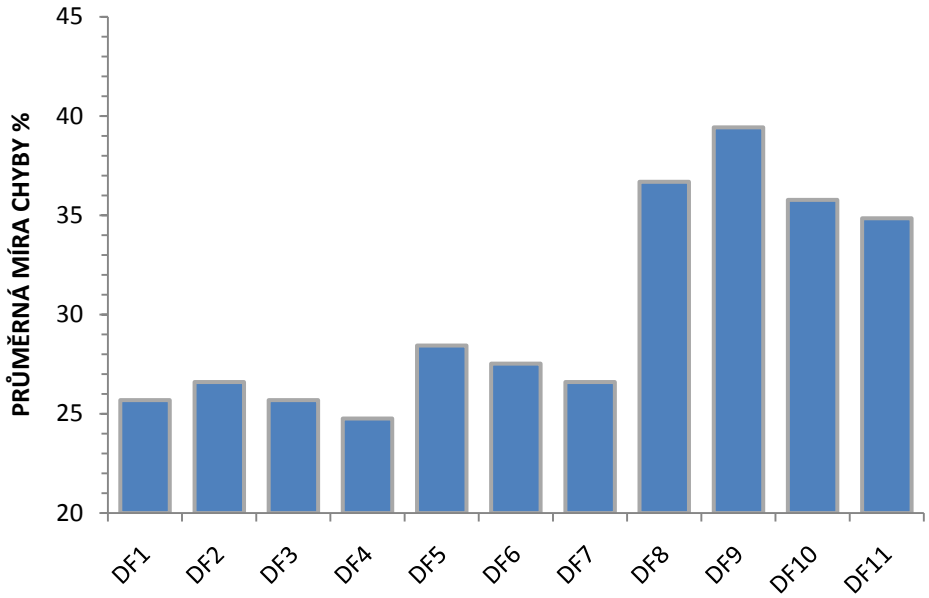
Kvalitu diskriminace pohlaví po validaci metodou *jackknife* ukazuje další graf (Obr. 6.25) zaměřený na jednotlivé představené funkce. Je patrné, že největší rozdíly v úspěšnosti klasifikace mezi jednotlivými

skupinami pohlaví sledujeme u funkcí, které berou v potaz výhradně proměnné týkající se pouze FM.



Obr. 6.25. Graf ilustrující úspěšnost diskriminačních funkcí po validaci.

Míru pravděpodobnosti špatné klasifikace jedince neznámého pohlaví dokumentuje graf průměrné míry chyby (Obr. 6.26).



Obr. 6.26. Graf zobrazující průměrnou míru chyby.

S použitím *Htree* koeficientů (2.4.3), které jsme získali z *x* a *y* souřadnic obrysu FM, jsme sestavili diskriminační funkci DF_t. Předpoklady pro diskriminační analýzu byly v tomto případě splněny. Shapiro-Wilkův test normality pro všechny proměnné nevyvrátil normální rozdělení hodnot a výsledky *t*-testu s Monte Carlo permutací nepřijaly nulovou hypotézu shodných průměrů.

Statistický rozbor tvaru FM se doposud většinou sestával z vizuální klasifikace do několika kategorií, ve výsledku bez výrazné afiliace k pohlaví. Takový trend se měla poslední diskriminační funkce pokusit vyvrátit, což se nepodařilo. Tento klasifikační model vykazuje vůbec nejhorší úspěšnost po validaci lehce nad 50 procent, je tedy na úrovni slepého odhadu.

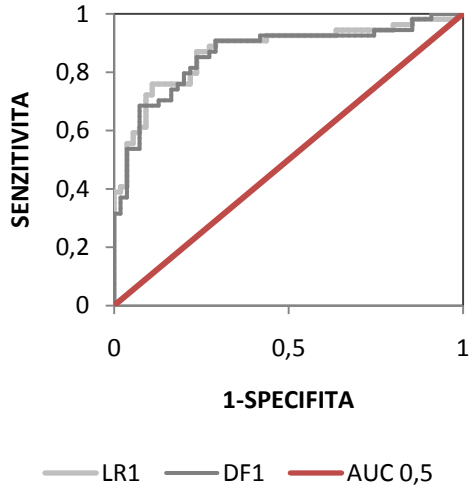
Tab. 6.15. Přehled úspěšnosti DF_t včetně míry pravděpodobnosti chybné klasifikace.

Funkce	Úspěšnost %			*Jackknife* %			Míra chyby %
	♂	♀	♂/♀	♂	♀	♂/♀	
DF_t	87,0	72,7	79,8	46,3	54,6	50,4	49,6

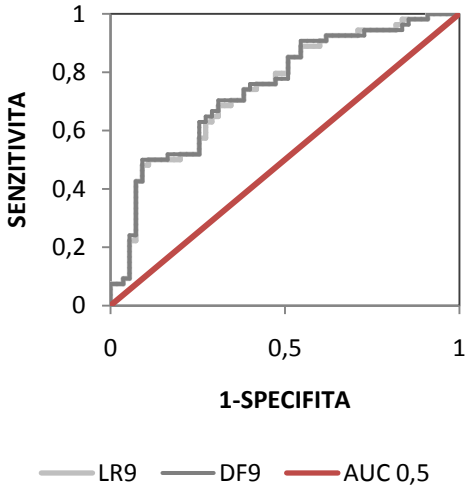
6.4 Binární logistická regrese

Pro srovnání modelů při odhadu pohlaví jsme využili také binární logistickou regresi. Zajímalo nás, zda se budou dosažené výsledky znatelně lišit. Zaměřili jsme se na sestavení regresní rovnic s použitím proměnných, které byly obsaženy v nejúspěšnější diskriminační funkci DF1 a ve funkcích, které využívaly pouze rozměrů FM, konkrétně DF9 a DF11, kvůli umožnění snadného srovnání s dalšími autory.

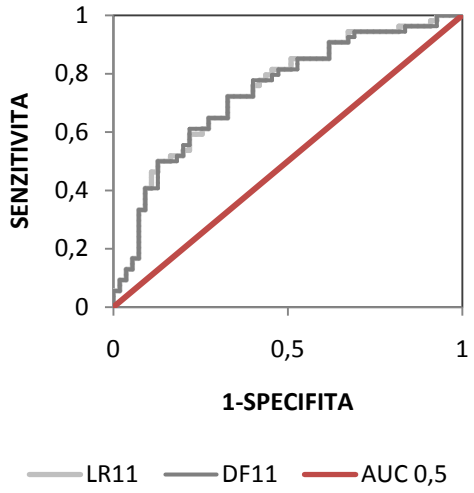
Sestavili jsme logistickou regresní funkci LR1 (Obr. 6.27), LR9 (Obr. 6.28) a LR11 (Obr. 6.29) a každou z nich porovnali pomocí ROC křivky z hlediska poměru správných a nesprávných hodnocení s diskriminační funkcí tvořenou stejnými proměnnými a analogického označení jako tyto funkce. Z grafického srovnání vyplývá minimální rozdíl mezi regresní a lineární diskriminační funkcí.



Obr. 6.27. Graf s ROC křivkou zobrazující srovnání predikčních schopností LR1 a DF1.



Obr. 6.28. Graf s ROC křivkou zobrazující srovnání predikčních schopností LR9 a DF9.



Obr. 6.29. Graf s ROC křivkou zobrazující srovnání predikčních schopností LR11 a DF11.

Funkce LR1 (Tab. 6.16) obsahovala všechny proměnné, výraznější vliv na klasifikační schopnost modelu měli však pouze tři z nich (hodnota Waldova kritéria $p<0,05$). Plocha pod ROC křivkou dosáhla hodnoty AUC lehce přes 87 procent, což svědčí o relativně úspěšném modelu, nedosahující však nároků forenzní využitelnosti. O nepříliš velké vhodnosti modelu hovoří také Nagelkerkeovo $R^2=0,5$.

Tab. 6.16. Přehled proměnných a hodnot statistických ukazatelů spjatých s regresní funkcí LR1.

Proměnná	Koeficient	SE	Wald	*p*	Exp (B)	Nagelkerke R^2	AUC
Konstanta	8,581	217,606	0,002	0,969	5330,496		
n-ba	0,128	0,074	2,960	0,085	1,136		
ba-v	0,099	1,827	0,003	0,957	1,104		
n-op	-0,953	0,969	0,967	0,325	0,385		
eu-eu	1,315	1,497	0,772	0,380	3,726		
ba-o	3,434	1,525	5,071	**0,024**	30,991		
fol-fol	-3,566	1,723	4,282	**0,039**	0,028	0,495	87,205
CFM	-0,194	0,337	0,333	0,564	0,823		
AFM	0,010	0,017	0,381	0,537	1,010		
I3	0,121	1,403	0,007	0,931	1,129		
I33	1,375	0,617	4,964	**0,026**	3,956		
I1	-2,037	1,867	1,190	0,275	0,130		
I2	-0,280	2,709	0,011	0,918	0,756		

Srovnání modelů, ve kterých jsme zakomponovali buď šířku a délku FM, tedy LR11 a DF11 (Tab. 6.18), nebo navíc i jeho obvod a plochu u LR9 a DF9 (Tab. 6.17), vykázalo nižší úroveň správné klasifikace s hodnotami AUC lehce přes 74 procent.

Tab. 6.17. Přehled proměnných a hodnot statistických ukazatelů spjatých s regresní funkcí LR9.

Proměnná	Koeficient	SE	Wald	*p*	Exp (B)	Nagelkerke R^2	AUC
Konstanta	-1,353	10,533	0,017	0,898	0,258		
ba-o	0,145	0,259	0,315	0,574	1,156		
fol-fol	0,195	0,197	0,976	0,323	1,215	0,228	0,743
CFM	-0,224	0,254	0,776	0,378	0,799		
AFM	0,017	0,013	1,550	0,213	1,017		

Tab. 6.18. Přehled proměnných a hodnot statistických ukazatelů spjatých s regresní funkcí LR11.

Proměnná	Koeficient	SE	Wald	*p*	Exp (B)	Nagelkerke R^2	AUC
Konstanta	-13,933	3,693	14,234	**0,000**	0,000		
ba-o	0,160	0,099	2,595	0,107	1,174	0,209	0,742
fol-fol	0,272	0,121	5,028	**0,025**	1,312		

Obdobně jako sestavené diskriminační funkce ani regresní modely (Tab. 6.19) nepřesáhly svou úspěšností 80% hranici, zaznamenali jsme naopak o 0,3 až 0,9 procenta horší výsledky než byla úspěšnost DF1, 9 a 11 před validací. Pravděpodobnost nesprávné klasifikace se pohybovala mezi 21,1 a 34 procenty.

Tab. 6.19. Tabelární přehled úspěšnosti regresních funkcí včetně míry pravděpodobnosti chybné klasifikace.

Funkce	Úspěšnost %			Míra chyby %		
	♂	♀	♂/♀	♂	♀	♂/♀
LR1	81,5	76,4	78,9	18,5	23,6	21,1
LR9	68,5	67,3	67,9	31,5	32,7	32,1
LR11	64,8	67,3	66,0	35,2	32,7	34,0

6.5 Shluková analýza

Pomocí shlukové analýzy jsme hierarchicky rozřadili jedince podle tvaru FM do pěti velkých, zřetelně oddělených skupin. Všechny tyto skupiny se skládaly ze zástupců obou pohlaví, aniž by jedno výrazně v některém shluku převládalo (Obr. 12.1 v Přílohách).

Důležitou součástí záměru této práce, kterému jsme se věnovali dále, je ověření spolehlivosti metod odhadu pohlaví podle rozměrů na bazi lební, které byly publikovány dříve.

6.6 Ověření spolehlivosti publikovaných rovnic

Pro ověření spolehlivosti dosud publikovaných metod odhadu pohlaví jsme vybrali celkem osm rovnic lineární diskriminační funkce a binární logistické regrese, přičemž pouze v jednom případě, jsme dosáhli mírně lepších výsledků.

Souhrnné údaje dokládající úspěšnost a spolehlivost testovaných metod včetně míry chyby (Tab. 6.20) jsou přesvědčivé ve smyslu dokládajícím výrazný vliv populační specifity při vytváření klasifikačních funkcí pro odhad pohlaví. Pouze v případě první ověřované diskriminační funkce jsme zaznamenali o 2,3 procenta vyšší úspěšnost, než publikoval autor rovnice. Ve všech dalších případech se jednalo o mizivou úspěšnost s mírou pravděpodobnosti špatné klasifikace mezi 50 a až téměř 67 procenty.

Tab. 6.20. Tabelární přehled výsledných hodnot ověřovaných regresních a diskriminačních funkcí.

Studie	Populace	Proměnné	Úspěšnost %*			Spolehlivost %**			Míra chyby %	Metoda
			♂	♀	♂/♀	♂	♀	♂/♀		
Edwards et al., 2013	švýcarská	šířka, výška a plocha FM	66,0	66,0	66,0	44,0	21,8	33,0	66,9	LR
			77,1	51,9	66,4	59,3	78,2	**68,7**	31,3	DFA
Gapert et al., 2009	britská	šířka a obvod FM	66,0	70,0	68,0	100,0	0,0	50,0	50,0	LR
			69,5	67,1	68,4	0,0	100,0	50,0		DFA
Holland, 1986	Terryho kolekce	šířka a délka FM	-	-	70,0	0,0	100,0	50,0	50,0	LR
Jain et al., 2014	indická	šířka a délka FM	-	-	75,0	100,0	0,0	50,0	50,0	DFA
Raghavendra et al., 2012***	jihoindická	šířka a délka FM	-	-	*88,0*	18,5	65,5	42,0	58,0	LR
Uthman et al., 2012	irácká	šířka, délka, plocha a obvod FM	90,7	73,3	81,8	100,0	0,0	50,0	50,0	DFA

**uvádíme publikovanou úspěšnost, popřípadě výsledky po validaci*

***spolehlivost ověřená aplikování publikované rovnice na náš referenční soubor*

**** Raghavendra s kolegy uvádí pouze prediktabilitu modelu definovanou AUC = 0,880*

Převzali jsme publikované koeficienty proměnných a z výsledných hodnot (Tab. 6.21) vyplynulo, že ani jeden z prezentovaných modelů není vhodný při aplikování na nezávislém souboru, což dokládají nízké hodnoty Nagelkerkeova R^2 i AUC. Za proměnné, které mají na vhodnost modelu vyšší vliv, můžeme považovat pouze délku FM v pořadí druhé testované funkci.

Tab. 6.21 Přehled proměnných, jejich převzatých koeficientů a hodnot statistických ukazatelů u ověřovaných regresních funkcí.

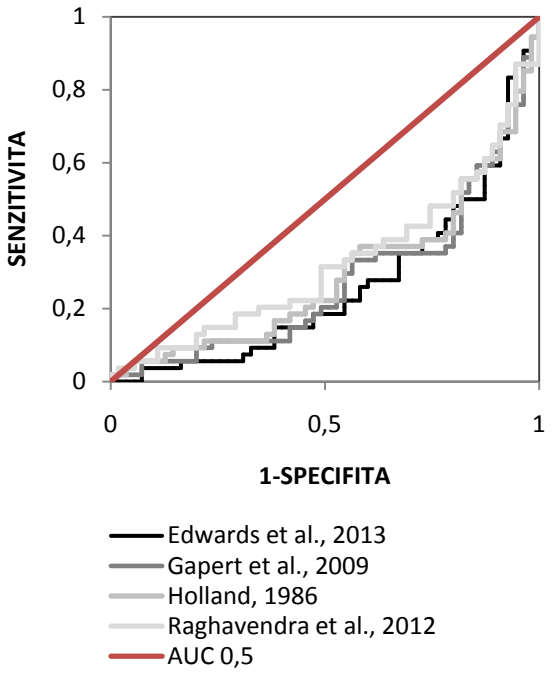
Autor	Proměnná	Koef.	SE	Wald	*p*	Exp (B)	N.* R^2	AUC
Edwards et al., 2013	Konstanta	13,368	6,242	4,586	**0,032**	639217,467	-0,989	0,261
	ba-o	-0,156	0,192	0,661	0,416	0,856		
	fol-fol	-0,249	0,183	1,847	0,174	0,780		
	AFM	0,000	0,006	0,000	1,000	1,000		
Raghavendra et al., 2012	Konstanta	22,142	5,152	18,470	**0,000**	4131886833,492	-4,525	0,324
	ba-o	-0,813	0,180	20,392	**0,000**	0,444		
	fol-fol	0,192	0,153	1,576	0,209	1,212		
Holland, 1986	Konstanta	4,140	15389,463	0,000	1,000	62,803	0,000	0,294
	ba-o	-0,621	408,630	0,000	0,999	0,537		
	fol-fol	-0,046	489,526	0,000	1,000	0,955		
Gapert et al., 2009	Konstanta	3,090	3,245	0,907	0,341	21,977	-0,506	0,276
	fol-fol	-0,047	0,103	0,208	0,648	0,954		
	CFM	-0,012	0,116	0,011	0,915	0,988		

**Nagelkerke*

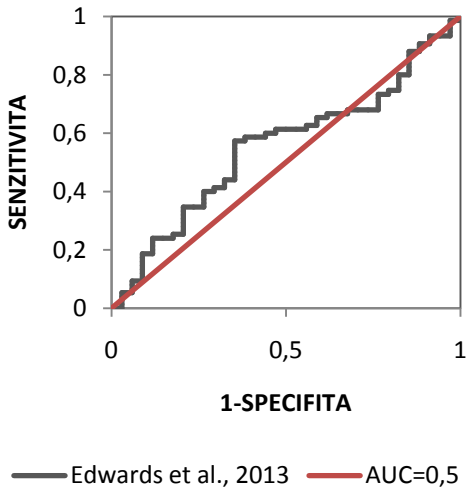
Graf srovnávající ROC křivky čtyř testovaných regresních funkcí (Obr. 6.30) zřetelně ukazuje nevhodnost použitých modelů s velkou mírou nesprávné klasifikace.

Úspěšnost při ověřování publikovaných diskriminačních funkcí byla podobně nízká až na zmíněnou jednu výjimku (Obr. 6.31). Edwardsův (Edwards et al., 2013) model aplikovaný na náš referenční soubor klasifikoval výrazně hůře jedince mužského než ženského pohlaví. Při hodnocení neznámého jedince vzniká téměř 41% pravděpodobnost nesprávné klasifikace mužů jako žen, v opačném případě je míra chyby přes 21 procent.

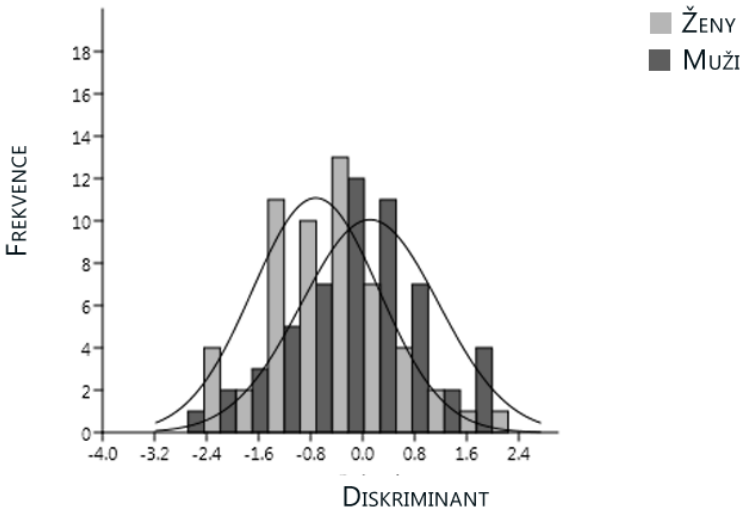
Oblast nejistoty je u této diskriminační funkce (Obr. 6.32) výrazná, dokumentující slabou míru pohlavního dimorfismu. Zároveň naznačuje obtížnou uplatnitelnost v praxi.



Obr. 6.30. Srovnání ROC křivek logistických regresních modelů za využití hodnot pro sestavení rovnic jiných autorů.



Obr. 6.31. ROC křivka zachycující vhodnost převzatého regresního modelu, který jako jediný vykázal mírně vyšší úspěšnost.



Obr. 6.32. Histogram zobrazující klasifikaci pomocí vybrané diskriminační funkce sestavené na základě publikovaných (Edwards et al., 2013) koeficientů.

7 DISKUZE

Můžeme sledovat posun paradigmatu hypotézy funkční matrix od raného epigenetického, sledujícího v makroskopickém měřítku působení mechanických sil na utváření, resorpci a udržování morfologie kosti, k syntetickému paradigmatu z pohledu vyváženého působení epigenetických a genomických činitelů, a to na makroskopické i mikroskopické úrovni, kdy svou úlohu hrají také hormony, ionty a živiny (Moss, 1997a; 1997b; 1997d). Především hormony mají při vývoji jedince vliv na vytváření mezipohlavních rozdílů (Coqueugniot et Minor, 2002; Dawson et al., 2011; Komar et Buikstra, 2008; Lewis, 2007; Saunders, 2008).

Většina studií zabývajících se oblastí FM posuzuje tuto strukturu jako jednolitý útvar, přestože se skládá ze dvou funkčních složek, ventrální a dorsální matrix, jak popisuje Richards a Jabbourová (Richards et Jabbour, 2011). Tyto složky mají na růst FM a jeho výsledné rozměry a tvar rozhodující vliv, i když po uzavření *synchrondrosis intraoccipitalis anterior et posterior* v dětství je již obtížné tyto struktury zakomponovat do analýzy. Je možné pouze sledovat jejich důsledky v podobě interindividuálně odlišného tvaru, velikosti a poměru délky a šířky FM.

Definitivní zformování FM již v dětství mezi pěti až deseti lety života jedince (Coqueugniot et Minor, 2002; Richards et Jabbour, 2011) nenaznačuje, že by tvar či rozměry FM mohly být ovlivněny pubertálním růstovým spurtem, kdy dochází k utváření sekundárních pohlavních znaků, jež patří k důležitým strukturám využívaných antropology k odhadu pohlaví (Dawson et al., 2011). Zároveň by tento fakt v hypotetickém případě nalezení dostatečně spolehlivé metody umožnil odhad pohlaví podle FM i u nedospělých jedinců.

Aplikovatelnost metod odhadu pohlaví podle FM na nedospělých jedincích ve věkovém rozmezí mezi 8 až 18,9 roku testoval Veroni

s kolegy (blíže Dawson et al., 2011) s úspěšností 75,8 procenta, což je ve forenzní praxi nepřípustné, referenční soubor byl navíc příliš malý. Gapert (Gapert et al., 2013) nezjistil žádný statisticky významný rozdíl při klasifikaci jedinců podle věku, což naznačuje, že rozdělování referenčních souborů do podskupin není vhodné ani užitečné.

„[…] nejvíce věcná otázka zůstává nezodpovězená: Proč by se juvenilní kostra měla mezi muži a ženami lišit? Jelikož kostry mužských a ženských prepubertálních jedinců vykazují tu samou funkci, nebyly by očekávané žádné odlišnosti, protože počátek hormonálních změn vázaných na pohlaví ještě nenastoupil,“[12] (Dawson et al., 2011, s.65).

Problémem potenciální využitelnosti metod odhadu pohlaví podle FM popřípadě dalších anatomických struktur spodiny lebeční ve forenzní praxi je také skutečnost, že nejsou k dispozici dostatečně velké (počtem jedinců) a reprezentativní (vyváženým poměrem jedinců mužského a ženského pohlaví) studovatelné soubory (Dawson et al., 2011). To nás vede k otázce, zda jde o vhodný klasifikační model, pokud je vytvořený na archeologické populaci například Saint Bride´s (Gapert et al., 2008; Gapert et al., 2013) z 18. a 19. století. Zmíněná populace, k níž se sbírka vztahuje, již dávno neexistuje. I u dalších případů se jedná o historické sbírky (e. g. Gruber et al., 2009), které neobsahují zástupce moderní, ale minulé živé populace. Několik autorů (Erdil et al., 2010; Gangrade et al., 2013; Manoel et al., 2009; Murshed et al., 2003; Natsis et al., 2013; Osunwoke et Oladipo, 2012; Radhakrishna et al., 2012; Radhakrishnan et al., 2012; Sukumar et al., 2012; Ukoha et al., 2011) přestože se zabývají pouze morfometrickou analýzou s cílem ověřit hypotézu, že v rozměrech oblasti FM nebo týlních kondylů existuje statisticky významný projev pohlavního dimorfismu, vynášejí závěry, že je tato oblast užitečná při

[12] the most pertinent question remains unanswered: Why would the juvenile skeleton be different between males and females? As the skeletons of male and female prepubertal individuals perform the same functions, no differences would be expected as the onset of sex-related hormonal change has not yet taken place.

odhadu pohlaví. Takový přístup nedokáže dostatečně zhodnotit možný přínos sledovaných rozměrů na bazi lební a už vůbec není oprávněný pro doporučení o využitelnosti.

Holland (Holland, 1986) upozornil také na problém reprezentativnosti referenčních souborů, které jsou původem kolekcemi z pitevních místností, a to především vzhledem k převaze jedinců vyššího věku, mužského pohlaví, zástupců nižší socioekonomické skupiny a omezeného geografického regionu. V případě našeho referenčního souboru se jedná o velice diverzifikovanou skupinu jedinců různé populační afinity. Přestože jde o pacienty jedné marseillské nemocnice, jejich původ se váže k velkému geografickému regionu oblasti Středomoří včetně řady jedinců pocházejících ze severu afrického kontinentu. Věkový rozsah od mladých dospělých po staré jedince je mezi skupinami pohlaví vyvážený.

Další otázkou jsou obecné možnosti odhadu pohlaví z lebky. Úspěšnost klasifikace v případě využití lebky obvykle kolísá mezi 80 až 90 procenty (Komar et Buikstra, 2008). Zdaleka nejvyšší spolehlivost poskytuje generalizovaná metoda odhadu pohlaví podle pánve vzhledem k funkčním mezipohlavním rozdílům (Bruzek et Murail, 2006; Murail et al., 2005), ani u té však nemůžeme hovořit o 100% spolehlivosti. Obdobné funkčně odlišné, pohlavně dimorfní znaky však na lebce nenajdeme. Pokud dosahuje úspěšnost morfometrických metod 70 až 80 procent, což je častý jev u studií věnovaných odhadu pohlaví podle lebky i postkraniálních elementů kostry (Dawson et al., 2011), můžeme se domnívat, že se jedná o důsledek velikostních rozdílů mezi muži a ženami.

Problémem je skutečnost, že se autoři různí v užívání některých pojmů nebo je zaměňují. Názorný příklad spočívá v rozdílu *odhadu, předpovědi* (angl. *estimation, evaluation, prediction*) (Kanchan et al., 2013; Raghavendra Babu et al., 2012) a *určení, stanovení* pohlaví (angl.

determination) (Edwards et al., 2013; Gapert et al., 2008; Gapert et al., 2009; Jain et al., 2013; Singh et Talwar, 2013; Uthman et al., 2012). Užití pojmu determinace pohlaví je velice rozšířeným a zažitým jevem. Na pomezí stojí užívání anglického pojmu *assessment* (Dayal et al., 2008; Isaza et al., 2014), které nese význam pro odhad i určení. V této práci se držíme fráze *odhad pohlaví* v kontextu anglického termínu *estimation*, jelikož se vždy jedná o hledání pravděpodobnosti úspěšné či chybné klasifikace (Komar et Buikstra, 2008).

Terminologickým problémem je užívání pojmu *gender*. Tento pojem obecně v humanitních vědách nereprezentuje biologické pohlaví (angl. *sex*), ale jeho sociální konstrukt, který využívají lidé ve společenské interakci (Dawson et al., 2011; Lewis, 2007). Svou roli v tomto případě hrají zvyklosti daného diskurzu především lékařských oborů, což je zřejmě i případ těch autorů, kteří se odhadem nebo určením genderu zabývají (Gangrade et al., 2013; Manoel et al., 2009; Natsis et al., 2013; Sarbada, 2013; Uthman et al., 2012), přestože se skutečně bezpochyby zaměřují na biologické pohlaví. I když je zvykem považovat pojmy gender a pohlaví za synonyma, a ani práce věnované „odhadu genderu“ nevzbuzují pochyby o svém zaměření, považujeme za dobré sjednotit pojmosloví napříč různými vědními obory, které navíc často spolupracují při interdisciplinárním přístupu k řešení problémů.

Přestože je v bioarcheologii i u forenzních případů gender důležitým prvkem, možná snad i důležitějším než samotná biologická podstata pohlaví daného jedince, metodami biologické antropologie ho nelze zjistit. To je otázka spíše pro sociální a kulturní antropologii. Pro seriózní vědecké bádání, které musí předkládat své výstupy k ověření v jasné a srozumitelné formě, však musejí všichni, kdo chtějí přispět k rozšíření odborných poznatků, používat stejné pojmosloví, popřípadě dostatečně osvětlit význam používaných pojmů lišících se od těch běžně užívaných a odbornou veřejností akceptovaných. V antropologické praxi

je vhodnější použití termínu odhad pohlaví, jelikož se stoprocentní jistotou nemůže být určeno nikdy.

Sekulárním trendem rozměrů FM se kromě jiného zabýval také Gruber s kolegy (Gruber et al., 2009) na souboru 111 jedinců datovaných od pozdního pleistocénu až téměř po současnost. Autoři nezjistili žádný významný vztah mezi rozměry FM a pohlavím jedince, jeho výškou ani jeho věkem, stejně tak se nepodařilo zjistit známky sekulárního trendu. Zde je třeba upozornit na fakt, že zkoumaný soubor má reprezentovat středozápadní evropskou populaci. S ohledem na časový rozptyl původu zkoumaných jedinců je velikost souboru přinejmenším nedostačující pro vyvození přesvědčivých závěrů.

Gapert s kolegy (Gapert et Last, 2005) se ve své studii pokoušeli získat rozměry FM z fotografií za využití automatického trasování obrysu FM s pomocným objektem známé velikosti pro určení měřítka při zpracování obrazů. Je třeba podotknout, že tento přístup s sebou nese několik problémů. Mezi ně patří kalibrace fotoaparátu, tedy zjištění zkreslení, které vzniká při zachycení obrazu, nutnost správně zarovnat fotoaparát s osami zkoumané lebky či nasvícení objektu. Vhodnějším přístupem je zachycení kalibrovaným fotoaparátem objekt z více úhlů pro následnou trojrozměrnou fotogrametrickou rekonstrukci, která umožňuje export 3D modelu nebo srovnání natočení objektu podél os a další funkce. Autoři (Gapert et Last, 2005) nicméně navrhují vlastní metodu, která na základě rozsahu hodnot světlosti pixelů ve dvourozměrném obraze vypočítá pozici bodů v trojrozměrném prostoru a následně ortografickou projekcí zobrazí obrys FM bez zkreslení, způsobeného pozicí objektivu fotoaparátu.

Jain s kolegy (Jain et al., 2014) hodnotili úspěšnost a spolehlivost vlastních metod při odhadu pohlaví založených délce, šířce, indexu a ploše FM. Již na počátku se však dopustili chybného kroku, protože jako zdroj pro *a priori* stanovení pohlaví zvolili sledování nemetrických znaků

na lebce. Již v této fázi tedy mohlo dojít kvůli absenci doprovodných záznamů ke špatnému přiřazení pohlaví, což pravděpodobně mohlo ovlivnit následnou analýzu.

Nedostatky definic kraniometrických bodů, postupů získávání rozměrů a možnost vzniku chyby měření se někteří autoři snaží omezit zvýšeným počtem měření jednotlivých rozměrů a jejich následné zprůměrování.

Richards a Jabbourová (Richards et Jabbour, 2011) upozornili na čtyři problémy týkající se získání a nemožnosti porovnávání rozměrů při analýze FM a přilehlých anatomických struktur z obrazových dat (CT, MRI) různými autory. Jedná se o (1) obdobnou hustotu vazů a kosti ve sledovaných oblastech, (2) rozdíly v orientaci vzorků, (3) odlišnosti v definicích kraniometrických bodů nebo jejich výběru a (4) rozdílné metody zpracování snímků, především při detekci okrajů kostěných struktur.

Gapert s kolegy (Gapert et Last, 2005) se ve své studii pokoušeli získat rozměry FM z fotografií za využití automatického trasování obrysu FM s pomocným objektem známé velikosti pro určení měřítka při zpracování obrazů. Je třeba podotknout, že tento přístup s sebou nese několik problémů. Mezi ně patří kalibrace fotoaparátu, tedy zjištění zkreslení, které vzniká při zachycení obrazu, nutnost správně zarovnat fotoaparát s osami zkoumané lebky či nasvícení objektu. Vhodnějším přístupem je zachycení kalibrovaným fotoaparátem objekt z více úhlů pro následnou trojrozměrnou fotogrametrickou rekonstrukci, která umožňuje export 3D modelu nebo srovnání natočení objektu podél os a další funkce. Autoři (Gapert et Last, 2005) nicméně navrhují vlastní metodu, která na základě rozsahu hodnot světlosti pixelů ve dvourozměrném obraze vypočítá pozici bodů v trojrozměrném prostoru a následně ortografickou projekcí zobrazí obrys FM bez zkreslení, způsobeného pozicí objektivu fotoaparátu.

Geometrická morfometrie poskytuje mocný statistický nástroj pro zpracování informací o zkoumaných jedincích. K plné využitelnosti je však potřeba standardizace postupů v případě digitalizace landmarků, abychom mohli umožnit spolehlivé srovnání dat (Hallgrimson et al., 2008, s.210).

Například Keen (Keen, 1950, s.71) upozorňuje na *„přítomnost či nepřítomnost kostěnného hřebenu podél horní hranice vnějšího sluchového průchodu“* jako pohlavně dimorfního znaku, na který narazil při studování souboru stovky jedinců z jihoafrické „Cape Coloured“ populace. U mužů je podle Keena tento suprameatální hřeben jasně vyznačený, u žen je přechod mezi *meatus acusticus externus* a vnějším povrchem šupiny spánkové kosti hladký. Důsledky tohoto jevu se projevují v obtížích, které vyvstávají při hledání porionu. Především u žen by mělo být jeho umístění méně přesné, vzhledem k absenci jasně ohraničují hranice horního okraje *meatus acusicus externus.* Keen (Keen, 1950) hovoří o snazším hledání bodu pohmatem oproti vizuálnímu pátrání. U trojrozměrných modelů na základě obrazových dat z CT je situace s hledáním přesné pozice porionu obdobná, ovlivněná navíc segmentací řezů, která může mít vliv na míru pozorovatelnosti suprameatálního hřebene.

Někteří autoři se zabývají kromě rozměrů FM také analýzou vzdáleností dalších bodů na bazi lební, a to konkrétně opistho-mastoideálním trojúhelníkem (Jain et al., 2013), nebo rozměry týlních kondylů (Coskun et Sindel, 2004; Gangrade et al., 2013; Gapert et al., 2009; 2013; Holland, 1986; Jain et al., 2013; Natsis et al., 2013). Týlní kondyly jsme nezahrnuli v naší práci z důvodu nedostatečné identifikovatelnosti kraniometrických bodů v trojrozměrné reprezentaci CT snímků. Zmíněné analýzy se týkaly fyzických lebek, kde není problém vyznačit body pro zachycení délky, šířky či bilaterální vzdálenosti týlních kondylů.

Trendem v analýze tvaru FM je rozřazení do několika kategorií (e. g. Edwards et al., 2013; Makaju, 2013; Murshed et al., 2003; Natsis et al., 2013; Radhakrishnan et al., 2012). Zřejmým problémem takového přístupu je jeho subjektivnost a nemožnost stanovit přesné hranice mezi jednotlivými kategoriemi.

Coqueugniotová a Le Minoreová (Coqueugniot et Minor, 2002) zjistily vedle 58% převahy tvaru přechodného typu u souboru z Lékařské fakulty ve Štrasburku vyrovnaný podíl mezi podlouhlým (oválným) a kulatým tvarem (23, resp. 19 procent). Obdobné hodnoty pozorovaly také u britské kolekce Spitalfields. Oproti tomu v portugalském souboru adolescentů (7 až 16 let) z Coimbry podlouhlý tvar vůbec nefiguroval a rozdělení tvaru na přechodný a kulatý typ bylo 46 a 54 procent (Coqueugniot et Minor, 2002).

Chethan (Chethan et al., 2012) také referoval, že výrazně podlouhlý tvar FM (index I_{33} = 59,2) u Neandertálců bychom mohli považovat za autapomorfní znak. Ale referenční soubor byl malý a podle zjištění jiných autorů (Coqueugniot et Minor, 2002; Richards et Jabbour, 2011) nebyly vzorky pravděpodobně dostatečně reprezentativní vzhledem ke svému nízkému věku.

Doklady o pohlavním dimorfismu FM dostatečně podložila řada autorů (Dawson et al., 2011), což je ve shodě také s našimi výsledky. Minimální sílu diskriminace u DF14 jsme předpokládali již po ověřování předpokladů pro diskriminační analýzu testováním shodnosti průměrů, když nám nezamítnutí nulové hypotézy předpovědělo, že hodnoty pravděpodobně nenesou dostatečnou informaci o mezipohlavních rozdílech. Navzdory tomu, že proměnné zahrnující oblast FM prošly úvodními testy ověření předpokladů pro vícerozměrnou analýzu, výsledky diskriminační analýzy nám ukazují, že tyto rozměry nejsou dostatečně vhodné pro aplikování metod odhadu pohlaví. A to vzhledem k malé

úspěšnosti klasifikace a velké míry chyby, která dosahovala téměř 40 procent.

Mezi nejčastější způsob špatné interpretace statistických testů patří konstatování, že *„statistická významnost znamená teoretickou a praktickou významnost,“* (Hendl, 2012, s.436). Hendl (Hendl, 2012) dále uvádí další běžné omyly při interpretaci, jako považování malé hodnoty *p* za důkaz velkého efektu nebo odmítání publikování statisticky nesignifikantních výsledků, které ale i tak mají hodnotu při testování hypotéz a ověřování dosavadních výsledků vědeckého bádání. Statisticky nevýznamné výsledky mohou mít praktickou významnost a naopak, upřednostnění statistického testování může často vést ke zkoumání problému bez praktického využití.

Problémem diskriminačních funkcí jako statistického nástroje pro odhad pohlaví je, že kritériem odlišení pohlaví je diskriminační prahová hodnota, která odpovídá pravděpodobnosti 0,5. Podle hledané hodnoty menší nebo větší než je dělící bod rozhodneme o pravděpodobném přiřazení do jedné ze skupin. Nicméně oblast překryvu je zásadní, neboť může zahrnovat příliš velkou oblast hodnot a odhad pohlaví pak není spolehlivý, vytváří příliš velikou oblast nejistoty. Především ve forenzní praxi je tedy nutné prahovou hodnotu posunout na 0,95. V případě relativně nízké správnosti u referenčního souboru je tato situace u neznámé či heterogenní populace ještě nižší. Spolehlivost pak může klesnout na úroveň hrubého odhadu nebo „hodu mincí“. Takové postupy nepřinášejí v praxi významný užitek, a to vzhledem k nárokům, které jsou kladeny na spolehlivost metod, jež využívají odborníci ve forenzních případech a které mají sloužit při soudních přelíčeních (Scheuer, 2002).

Gilles a Elliot (Gilles et Elliot, 1963) doporučují pro zachování úspěšnosti při aplikování jimi předložených diskriminačních rovnic na jedincích jiných populací posunout dělící bod v závislosti na hodnotách

průměrných skóre skupin mužů a žen. Takový postup však Calcagno (Calcagno, 1981) rozporuje a nepovažuje ho za adekvátní řešení.

Někteří autoři (Erdil et al., 2010; Shanthi et Lokanadham, 2013; Sukumar et al., 2012; Uthman et al., 2012) dostatečně nereflektují populační specifitu a omezení praktického využití jejich metod ve forenzní antropologii či bioarcheologii. Důkazem toho jsou jejich doporučení pro praktické využití metod odhadu pohlaví založených na lineárních rozměrech FM, byť pouze v případě absence spolehlivějších znaků nebo jako doplňkovou analýzu.

„Pohlavní dimorfismus je populačně specifický, a kromě toho je určení etnického původu z kosterních pozůstatků omezené. Populačně specifické standardy jsou tedy nepoužitelné,“[13] (Bruzek et Murail, 2006, s.238). *„[J]akýkoliv populační standard je platný pouze pro jedince, kteří náleží do této populace […] populačně specifické diskriminační analýzy neumožňují spolehlivé určení pohlaví v archeologickém a právním kontextu. Jejich použití ve skutečnosti může být chybné a zavádějící,“*[14] (Bruzek et Murail, 2006, s.234).

Jaké jsou možnosti a omezení odhadu pohlaví podle *foramen magnum* a dalších anatomických struktur spodiny lebeční? Nesprávná klasifikace u dvou z pěti neznámých jedinců je bezpochyby neúnosná pro forenzní využití a i pro aplikování v bioarcheologickém kontextu by byla taková metoda stěží uplatnitelná. I nejlépe klasifikující rovnice neposkytla dostatečnou míru jistoty pro praktické využití při odhadu pohlaví vzhledem k téměř 25% pravděpodobnosti špatné klasifikace neznámého jedince. Klademe si tedy otázku, jakému účelu slouží početné publikace věnované pohlavnímu dimorfismu oblasti *foramen magnum*. Jelikož

[13] Sexual dimorphism is population-specific, and furthermore, ethnic origin determination is limited on skeletonized remains. Consequently, population specific standards are useless.

[14] any population standard is only valid for individuals who belong to this population […] population-specific discriminant function analyses do not enable reliable sex determination in archaeological and legal contexts. Their application may actually be erroneous and misleading.

určení populační afinity u neznámých jedinců je značně problematické i nejisté a metody odhadu pohlaví založené na výrazně populačně specifických proměnných podávají nespolehlivé výsledky, užití takových postupů v bioarcheologické praxi je omezené na demografické odhady v rámci odkrývaných pohřebišť, ve forenzní praxi snad připadá v úvahu pouze nápomoc při vyšetřování a hledání osob, nikoliv při soudním dokazování.

8 ZÁVĚR

Studium pohlavního dimorfismu na jihofrancouzské populaci na základě 109 CT snímků hlavy ukázalo, že sestavené klasifikační modely byly po validaci metodou *jackknife* schopné správně zařadit maximálně 74,3 procenta jedinců s pravděpodobností nesprávné klasifikace neznámého jedince minimálně 24,8 procenta, a to při prahové hodnotě aposteriorní pravděpodobnosti 0,5. Takové metody odhadu pohlaví jsou v praxi vzhledem k nárokům nepoužitelné. Zvýrazňují to výsledky nejúspěšnější diskriminační funkce DF4 při zvednutí prahu aposteriorní pravděpodobnosti na úroveň 0,05, kdy je model schopný správné klasifikace v průměru pouze u necelých 13 procent jedinců pocházejících z referenčního souboru. Diskriminační funkce společně rovnicemi logistické regrese dále ukázaly, že ve výsledku není mezi těmito dvěma přístupy v případě zvolených proměnných výrazný rozdíl a vykazují obdobnou míru správné klasifikace. Klasifikační modely zahrnující pouze proměnné týkající se izolované oblasti *foramen magnum* (DF8 až DF12, LR9 a LR11) dosáhly markantně horších výsledků než při použití dalších rozměrů lebky, s mírou chyby dosahující až téměř 40 procent.

Stanovenou nulovou hypotézu, že se průměry sledovaných proměnných *foramen magnum* neliší, můžeme na základě provedené analýzy na 5% hladině významnosti zamítnout ve všech případech, vyjma šířko-výškového (I3) a výško-délkového indexu lebky (I2). U všech ostatních proměnných jsme zachytili statisticky významné rozdíly v projevu pohlavního dimorfismu, alternativní hypotézu tedy nezamítáme.

Ověřením diskriminačních funkcí a rovnic logistické regrese jiných autorů (Edwards et al., 2013; Gapert et al., 2008; Holland, 1986; Jain et al., 2014; Raghavendra Babu et al., 2012; Uthman et al., 2012) jsme získali představu o spolehlivosti těchto publikovaných metod, které pouze v jednom případě u diskriminační funkce Edwardse a kolegů (Edwards et

al., 2013) překročily 50% úspěšnost. I tak se ale ukázaly limity rovnice v podobě míry chyby 31,3 procenta.

Můžeme tedy konstatovat, že klasifikační modely založené na oblasti *foramen magnum* nejsou použitelné pro forenzní praxi s požadavkem na alespoň 95% spolehlivost metod. Omezené možnosti skýtají pouze hrubé demografické odhady v oblasti bioarcheologie.

9 SEZNAM POUŽITÉ LITERATURY A PRAMENŮ

Abdel Fatah EE, Shirley NR, Jantz RL, Mahfouz MR. 2014. Improving sex estimation from crania using a novel three-dimensional quantitative method. Journal of Forensic Sciences. 59(3):590-600.

Abrámoff M, Magalhaes PJ, Ram SJ. 2004. Image Processing with ImageJ. Biophotonics International. 11:35-42.

Acton S, Ray N, editors. 2009. Biomedical Image Analysis: Segmentation. 107 s.

Agresti A. Finlay, B. Statistical Methods for the Social Sciences. New Jersey: Prentice Hall. 706 s.

Bello SM, Thomann A, Signoli M, Dutour O, Andrews P. 2006. Age and Sex Bias in the reconstruction of Past Population Structures. American Journal of Physical Anthropology. 129:24-38.

Bhadoria SN, Aggarwal P, Dethe CG, Vig R. 2012. Comparison of Segmentation Tools for Multiple Modalities in Medical Imaging. Journal of Advances in Information Technology. 3(4).

Bilkfelner W. 2014. Applied Medical Image Processing . A Basic Course. Boca Raton: Taylor & Francis. 423 s.

Bland JM, Altman DG. 1986. Statistical Methods for Assessing Agreement Between Two Methods of Clinical Measurement. Lancet. I:307-310.

Bookstein FL. 1991. Morphometric Tools for Landmark Data. Cambridge: Cambridge University Press. 435 s.

Bruzek J, Murail P. 2006. Methodology and reliability of Sex Determination From the Skeleton. In: Forensic Anthropology and Medicine: Complementary Sciences From Recovery to Cause of Death. Schmitt A, Cunha E, Pinheiro J, editoři. Totowa: Human Press.

Brůžek J. 2014. Osobní sdělení.

Buikstra JE, Ubelaker DH. 1994. Standards for Data Collection from Human Skeletal Remains: Proceedins of a Seminar at The Field Museum of Natural History. Fayetteville: Arkansas Archeological Survey Research Series. 202 s.

Burdan F, Szumilio J, Walocha J, Klepacz L, Madej B, Dworzański W, Klepacz R, Dworzańska A, Czekajska-Chehab E, Drop A. 2012. Morphology of the foramen magnum in young Eastern European adults. Folia Morphologia. 71(4):205-216.

Calcagno JM. 1981. Applicability of Discriminant Analysis. Journal of Human Evolution. 10:189-198.

Cignoni P, Corsini M, Ranzuglia G. 2008. MeshLab: an Open-Source 3D Mesh Processing System. ERCIM News 2008.(73).

Coqueugniot H, Minor J-ML. 2002. Fermeture des synchondroses intra-occipitales : implication dans la configuration du foramen magnum. C R Palevol. 1:35-42.

Coskun N, Sindel M. 2004. The Morphometric Analysis of Inferior Clivus and Foramen Magnum and its Importance in Surgical Approaches. Annals of Medical Sciences. 13(1-2):36-39.

Cui Y, Zhang J. 2013. Stature Estimation From Foramen Magnum Region in Chinese Population. Journal Of Forensic Sciences. 58(5):1127-1133.

Čihák R. 2011. Anatomie I. Praha: Grada Publisher. 552 s.

Damiani D, Borelli NS, Melo HJF, Lima RS, Nobeschi L. 2012. Morphometry and Spatial Correlation of the Foramen Magnum and Spinal Cord Through the Magnetic Resonance in Normal Young Adults – Anatomical and Clinical Aspects. Journal of Morphological Science. 29(2):87-90.

Dawson C, Ross D, Mallett X. 2011. Sex Determination. In: Forensic Anthropology: 2000 to 2010. Black SM, Ferguson E, editoři. Boca Raton: Taylor & Francis. s. 61-94.

Dayal MR, Spocter MA, Bidmos MA. 2008. An Assessment of Sex Using the Skull of Black South Africans by Discriminant Function Analysis. Homo : internationale Zeitschrift fur die vergleichende Forschung am Menschen. 59(3):209-221.

Dryden IL, Mardia KV. 1998. Statistical Shape Analysis. Chichester. Wiley. 4 336 s.

Dutailly B, Coqueugniot H, Desbarats P, Gueorguieva S, Synave R. 2009. 3D Surface Reconstruction Using HMH Algorithm. ICIP 2009, 16th IEEE International Conference on Image Processing. 2505-2508

Edwards K, Viner MD, Schweitzer W, Thali MJ. 2013. Sex Determination from the Foramen Magnum. Journal of Forensic Radiology and Imaging. 1(4):186-192.

Erdil FH, Sabanciogullari V, Çimen M, Işik O. 2010. Morphometric Analysis of the Foramen Magnum by Computed Tomography. Erciyes Medical Journal. 32(3):167-170.

Ferembach D, Schwidetsky I, Stloukal M. 1980. Recommendations for Age and Sex Diagnoses of Skeletons. Journal of Human Evolution. 9:517-549.

Galdames ICS, Russo PP, Matamala DAZ, Smith RL. 2009. Sexual Dimorphism in the Foramen Magnum Dimensions. International Journal of Morphology. 27(1):21-23.

Gangrade P, Saini R, Yadav R, Vyas A. 2013. Evaluation of New Morphometric Parameters for Sex Determination of Human Skull. Journal of Medical and Health Sciences. 2(3):81-84.

Gapert R, Black S, Last J. 2008. Sex Determination from the Foramen Magnum - Discriminant Function Analysis in an Eighteenth and Nineteenth Century British Sample. International Journal of Legal Medicine. 123(1):25-33.

Gapert R, Black S, Last J. 2009. Sex Determination from the Occipital Condyle: Discriminant Function Analysis in an Eighteenth and Nineteenth Century British Sample. American Journal of Physical Anthropology. 138(4):384-394.

Gapert R, Black S, Last J. 2013. Test of Age-Related Variation in the Craniometry of the Adult Human Foramen Magnum Region: Implications for Sex Determination Methods. Forensic Science, Medicine and Pathology. 9(4):478-488.

Gapert R, Last J. 2005. The Adult Human Occipital Bone: Measurement Variance and Observer Error. Proceedings of the Fifth Annual Conference of the British Association for Biological Anthropology and Osteoarchaeology.

Garson JG. 1885. The Frankfort Craniometric Agreement, with Critical Remarks Thereon. The Journal of the Anthropological Institute of Great Britain and Ireland. 14:64-83.

Giles E. 1966. Statistical Techniques for Sex and Race Determination. Some Comments in Defense. American Journal of Physical Anthropology. 25(1):85-86.

Gilles E, Elliot O. 1963. Sex determination by Discriminant Function Analysis of Crania. American Journal of Physical Anthropology. 21(1):53-68.

Gordon CC, Buikstra JE. 1981. Soil pH, Bone Preservation, and Sampling Bias at Mortuary Sites. American Antiquity. 46(3):566-571.

Gruber P, Henneberg M, Boni T, Ruhli FJ. 2009. Variability of Human Foramen Magnum Size. Anatomical Record. 292(11):1713-1719.

Günay Y, Altinkök M. 2000. The Value of the Size of Foramen Magnum in Sex Determination. Journal of Clinical Forensic Medicine. 7(3):147-149.

Guyomarc'h P, Santos F, Dutailly B, Coqueugniot H. 2013. Facial Soft Tissue Depths in French Adults: Variability, Specificity and Estimation. Forensic Science International. 231(1-3):411 e411-410.

Haines AJ, Crampton JS. 2000. Improvements to the Method of Fourier Shape Analysis as Applied in Morphometric Studies. Palaeontology. 43(4):765-783.

Hallgrimson B, Zelditch ML, Parsons TE, Kristensen E, Young NM, Boyd SK. 2008. Morphometrics and Biological Anthropology in the Postgenomic Age. In: Biological anthropology of the human skeleton. Katzenberg MA, Saunders SR, editoři. Hoboken: John Wiley & Sons. s. 207-236.

Hammer Ø, Harper DAT, Ryan PD. 2001. PAST: Paleontological Statistics Software Package for Education and Data Analysis. Palaeontologia Electronica. 4(1):9.

Hendl J. 2012. Přehled statistických metod : analýza a metaanalýza dat. Praha: Portál. 736 s.

Herbák P. 2013. Analýza hlavních komponent. In: Statistické myšlení a nástroje analýzy dat. Praha: Informatorium. s. 349-376.

Holland TD. 1986. Sex Determination of Fragmentary Crania by Analysis of the Cranial Base. American Journal of Physical Anthropology. 70(2):203-208.

Howells WW. 1977. Cranial Variation in Man: A Study of Multivariate Analysis of Patterns of Difference Among Recent Human Populations. Papers of the Peabody Museum of Archaeology and Ethnology. 67. 259 s.

Chánová P. 2012. Uživatelské srovnání různých klasifikačních nástrojů multivariační statistické analýzy aplikovaných ve forenzní antropologii k odhadu pohlaví podle kostry. [Diplomová práce]. Plzeň: Západočeská univerzita v Plzni. 112 s.

Chethan P, Prakash KG, Murlimanju BV, Prashanth KU, Prabhu LV, Saralaya VV, Krishnamurthy A, Somesh MS, Kumar CG. 2012. Morphological Analysis and Morphometry of the Foramen Magnum: an Anatomical Investigation. Turkish Neurosurgery. 22(4):416-419.

İlgüy D, İlgüy M, Ersan N, Dölekoğlu S, Fisekçioğlu E. 2014. Measurements of the Foramen Magnum and Mandible in Relation to Sex Using CBCT. Journal of Forensic Sciences. 59(3):601-605.

Isaza J, Diaz CA, Bedoya JF, Monsalve T, Botella MC. 2014. Assessment Of Sex from Endocranial Cavity Using Volume-Rendered CT Scans in a Sample from Medellin, Colombia. Forensic Science International. 234:186 e181-110.

Jain D, Jasuja OP, Nath S. 2014. Evaluation of Foramen Magnum in Sex Determination From Human Crania by Using Discriminant Function Analysis. Mednifico Journal. 2(2):88-92.

Jain D, Jasuja OP, Nath S. 2013. Sex Determination of Human Crania Using Mastoid Triangle and Opisthion-Bimastoid Triangle. Journal of Forensic and Legal Medicine. 20(4):255-259.

Jasjit SS, Wilson D, Laxminarayan S, editoři. 2005. Handbook of Biomedical Image Analysis. New York: Kluwer Academic/Plenum Publishers. 816 s.

Kalthur SG, Padmashali S, Gupta C, Dsouza AS. 2014. Anatomic Study of the Occipital Condyle and its Surgical Implications in Transcondylar Approach. Journal of Craniovertebral Junction & Spine. 5(2):71-77.

Kanchan T, Gupta A, Kewal K. 2013. Craniometric Analysis of Foramen Magnum for Estimation of Sex. International Journal of Medical, Pharmaceutical Science and Engineering. 7(7):1-3.

Kanodia G, Parihar V, Yadav YR, Bhatele PR, Sharma D. 2012. Morphometric Analysis of Posterior Fossa And Foramen Magnum. Journal of Neurosciences in Rural Practice. 3(3):261-266.

Keen JA. 1950. A Study of the Differences Between Male and Female Skulls. American Journal of Physical Anthropology. 8(1):65-80.

Klepinger LL. 2006. Fundamentals of Forensic Anthropology. New Jersey: John Wiley & Sons. 185 s.

Komar DA, Buikstra JE. 2008. Forensic Anthropology: Contemporary Theory and Practice. Oxford: Oxford University Press. s. 353.

Lele S, Richtsmeier JT. 1991. Euclidean Distance Matrix Analysis: A Coordinate-Free System Approach for Comparing Biological Shapes Using Landmark Data. American Journal of Physical Anthropology. 86:415-427.

Lewis ML. 2007. The Bioarchaeology of Children. Perspectives from Biological and Forensic Anthropology. Cambridge: Cambridge University Press. 255 s.

Lingea. 2014. Lexicon 5 Anglický slovník Platinum [počítačový program]. Verze 5.0.0.0. Brno: Lingea. Dostupné na: < www.lingea.com >.

Lorensen WE, Cline HE. 1987. Marching Cubes: A High Resoluion 3D Surface Construction Algorithm.

Makaju S. 2013. Study of Morphometric Evaluation of Dimension and Shape of *Foramen Magnum*: A Study on Computerized Tomographic in Nepalese Population.

Manoel C, Prado FB, Caria PHF, Groppo FC. 2009. Morphometric Analysis of the Foramen Magnum in Human Skulls of Brazilian Individuals: its Relation to Gender. Brazilian Journal of Morphological Science. 26 (2):104-108.

Martin R. 1928. Lehrbuch der Anthropologie in systematischer Darstellung mit besonderer Berücksichtigung der anthropologischen Methoden. Zweiter Band: Kraniologie, Osteologie. Jena: Gustav Fisher. 579-1182 s.

Microsoft. 2007. Office Excel [počítačový program]. Verze 2007. Dostupné na: < www.microsoft.com >.

Mitteroecker P, Gunz P, Bookstein F. 2005. Semilandmarks in Three Dimensions. In: Modern Morphometrics in Physical Anthropology. Slice DE, editor. New York: Kluwer Academic/Plenum Publishers. s. 73-98.

Moench T, Adler S, Preim B. 2010. Staircase-Aware Smoothing of Medical Surface Meshes. Proceedings of the 2nd Eurographics Conference on Visual Computing for Biology and Medicine. Eurographics Association.

Moss ML. 1997a. The Functional Matrix Hypothesis Revisited. 1. The role of mechanotransduction. American Journal of Orthodontics and Dentofacial Orthopedics. 112(1):8-11.

Moss ML. 1997b. The Functional Matrix Hypothesis Revisited. 2. The role of an osseous connected cellular network. American Journal of Orthodontics and Dentofacial Orthopedics. 112(2):221-226.

Moss ML. 1997c. The Functional Matrix Hypothesis Revisited. 3. The genomic thesis. American Journal of Orthodontics and Dentofacial Orthopedics. 112(3):338-342.

Moss ML. 1997d. The Functional Matrix Hypothesis Revisited. 4. The epigenetic antithesis and resolving synthesis. American Journal of Orthodontics and Dentofacial Orthopedics. 112(4):410-417.

Murail P, Brůžek J, Houët F, Cunha E. 2005. DSP: A Tool for Probabilistic Sex Diagnosis Using Worldwide Variability in Hip-bone Measurements. Bulletins et Mémoires de la Société d'Anthropologie de Paris. 17(3-4):167-176.

Murshed KA, Cicekcibasi AE, Tuncer I. 2003. Morphometric Evaluation of the Foramen Magnum and Variations in its Shape: A Study on Computerized Tomographic Images of Normal Adults. Turkish Journal of Medical Science. 33:301-306.

Nassef TM. 2012. New Segmentation Approach to Extract Human Mandible Bones Based on Actual Computed Tomography Data. American Journal of Biomedical Engineering. 2(5):197-201.

Natsis K, Piagkou M, Skotsimara G, Piagkos G, Skandalakis P. 2013. A Morphometric Anatomical and Comparative Study of the Foramen Magnum Region in a Greek Population. Surgical and Radiologic Anatomy : SRA. 35(10):925-934.

Nikita E. 2014. Age-associated Variation and Sexual Dimorphism in Adult Cranial Morphology: Implications in Anthropological Studies. International Journal of Osteoarchaeology. 24(5):557-569.

Osunwoke E, Oladipo G. 2012. Morphometric Analysis of the Foramen Magnum and Jugular Foramen in Adult Skulls in Southern Nigerian Population. American Journal of Scientific and Industrial Research. 3(6):446-448.

Ousley SD, Jantz RL. 2012. Fordisc 3 and Statistical Methods for Estimating Sex and Ancestry. In: A Comparison to Forensic Anthropology. Dirkmaat DC, editor. 1 ed: Blackwell Publishing. s. 311-321.

Pecáková I. 2013a. Diskriminační analýza. In: Statistické myšlení a nástroje analýzy dat. Praha: Informatorium. s. 681-710.

Pecáková I. 2013b. Logistická regrese. In: Statistické myšlení a nástroje analýzy dat. Praha: Informatorium. s. 711-728.

Pelikan J, Krajicek V, Dupej J, Hraska A, Hrivik M, Kavalik J, Kis J, Krcah M, Kratochvíl J, Zámečník T, Antl M, Masařík T, Harasim J, Cséfalvay S, Dajčár M, Hencz A, Mosko J, Sabol V, Zajíček P. 2011. Morphome3cs [počítačový program]. Verze 2. Dostupné na: < cgg.mff.cuni.cz/trac/morpho/ >.

Pietrusewsky M. 2008. Metric Analysis of Skeletal Remains: Methods and Applications. In: Biological anthropology of the human skeleton. Katzenberg MA, Saunders SR, editoři. Hoboken: John Wiley & Sons. s. 487-532.

Radhakrishna SK, Shivarama CH, Ramakrishna A, Bhagya B. 2012. Morphometric Analysis of Foramen Magnum for Sex Determination in South Indian Population. Nitte University Journal of Health Science. 2(1):20-22.

Radhakrishnan P, Chandhi G, Sandeep K, D´souza AS. 2012. A Morphometric Analysis of the Foramen Magnum and Variations in its Shape: A Computerized Tomographic Study. Novel Science International Journal of Medical Science. 1(9-10):281-285.

Raghavendra Babu YP, Kanchan T, Attiku Y, Dixit PN, Kotian MS. 2012. Sex Estimation From Foramen Magnum Dimensions in an Indian Population. Journal of Forensic and Legal Medicine. 19(3):162-167.

Rathnayaka K, Sahama T, Schuetz MA, Schmutz B. 2011. Effects of CT Image Segmentation Methods on the Accuracy of Long Bone 3D Reconstructions. Medical Engineering & Physics. 33(2):226-233.

Richard AH, Parks CL, Monson KL. 2014. Accuracy of Standard Craniometric Measurements Using Multiple Data Formats. Forensic Science International. 242:177-185.

Richards GD, Jabbour RS. 2011. Foramen Magnum Ontogeny in *Homo sapiens:* A Functional Matrix Perspective. Anatomical Record. 294(2):199-216.

Sadler TW. Langmanova lékařská embryologie. Praha: Grada. 399 s.

Sahillioglu Y. 2008. Marching Rhombic Dodecahedra. Dostupné na: < www.cise.ufl.edu/-ysahili/vis/ysf_propo.pdf >.

Saini V, Srivastava R, Shamal SN, Singh TB, Kumar V, Kumar P, Tripathi SK. 2013. Temporal Variations in Basicranium Dimorphism of North Indians. International Journal of Legal Medicine. 128(4):699-707.

Saitou N, N. M. 1987. The Neighbor-joining Method: A New Method for Reconstructing Phylogenetic Trees. Molecular Biology and Evolution. 4(4):406-425.

Salas M, Maddock S. 2009. A 3D MRI Skull Segmentation Method Based on Deformable Models. Dostupné na: < www.dcs.shef.ac.uk/intranet/research/public/resmes/CS0910.pdf >.

Santos F, Guyomarc'h P, Bruzek J. 2014. Statistical Sex Determination from Craniometrics: Comparison of Linear Discriminant Analysis, Logistic Regression, and Support Vector Machines. Forensic Science International. 245C:204 e201-204 e208.

Sarbada M. 2013. Study of Morphometric Evaluation of Dimension and Shape of the Human Foramen Magnum: A Study on computerized Tomographic in Nepalese Population: Kathmandu University. 70 s.

Saunders SR. 2008. Juvenile Skeletons and Growth-related Studies. In: Biological anthropology of the human skeleton. Katzenberg MA, Saunders SR, editoři. Hoboken: John Wiley & Sons. s. 117-147.

Shanthi C, Lokanadham S. 2013. Morphometric Study on Foramen Magnum of Human Skulls. Medicine Science | International Medical Journal. 2(4):792-798

Scherf H, Tilgner R. 2009. A New High-Resolution Computed Tomography (CT Segmentation Method for Trabecular Bone Architectural Analysis. American Journal of Physical Anthropology. 140(1):39-51.

Scheuer L. 2002. Application of Osteology to Forensic Medicine. Clinical Anatomy. 15(4):297-312.

Schindelin J, Arganda-Carreras I, Frise E, Kaynig V, Longair M, Pietzsch T, Preibisch S, Rueden C, Saalfeld S, Schmid B, Tinevez J-Y, White DJ, Hartenstein V, Eliceiri K, Tomancak P, Cardona A. 2012. Fiji: an Open-Source Platform for Biological-Image Analysis. Nature Methods. 9(7):676-682.

Singh G, Talwar I. 2013. Morphometric analysis of foramen magnum in human skull for sex determination. Human Biology Review. 2(1):29-41.

Sladek V, Berner M, Galeta P, Friedl L, Kudrnova S. 2010. Technical note: The Effect of Midshaft Location on the Error Ranges of Femoral and Tibial Cross-Sectional Parameters. American Journal of Physical Anthropology. 141(2):325-332.

Slice DE. 2005. Modern Morphometrics in Physical Anthropology. New York: Kluwer Academic/Plenum Publishers. 383 s.

Spoor FC, Zonneveld FW, Macho G, A. 1993. Linear Measurements of Cortical Bone and Dental Enamel by Computed Tomography: Applications and Problems. American Journal of Physical Anthropology. 91(4):469-484.

Standring S, editor. 2008. Gray´s Anatomy: The Anatomical Basis of Clinicl Practice. Elsevier. 1559 s.

StatSoft. 2014. Statistica [počítačový program]. Verze 12. Dostupné na: < www.statsoft.cz >.

Stull KE, Tise ML, Ali Z, Fowler DR. 2014. Accuracy and Reliability of Measurements Obtained from Computed Tomography 3D Volume Rendered Images. Forensic Science International. 238:133-140.

Sugano N. 2001. Effects of CT Threshold Value to Make a Surface Bone Model on Accuracy of Shape-Based Registration in CT-Based Navigation System for Hip Surgery. International Congress Series. Elsevier. 1230. 319-324.

Sukumar S, Yadav S, Manju HB. 2012. 3D reconstruction Computer Tomography of Foramen Magnum and Frontonasal Junction for Sex determination in South Indian Population. International Journal of Pharma and Bio Sciences. 3(4):(B) 615-619.

Ukoha U, Egwu OA, Okafor IJ, Anyabolu AE, Ndukwe GU, Okpala I. 2011. Sexual Dimorphism in the Foramen Magnum of Nigerian Adult. International Journal of Biological and Medical Research. 2(4):878-881.

Uthman AT, Al-Rawi NH, Al-Timimi JF. 2012. Evaluation of Foramen Magnum in Gender Determination Using Helical CT Scanning. Dento Maxillo Facial Radiology. 41(3):197-202.

van Vark GN. 1984. On the Determination of Hominid Affinities. In: Multivariate Statistical Methods in Physical Anthropology. van Vark GN, Howells WW, editoři. Dordrecht: D. Reidel Publishing Company. s. 323-350.

Vollmer J, Mencl R, Müller H. 1999. Improved Laplacian Smoothing of Noisy Surface Meshes. Eurographics. 18(3):1-8.

Waldron T. 1987. The Relative Survival of the Human Skeleton: Implications for Palaepathology. In: Death, Decay and Reconstruction Approaches to Archaeology and Forensic Science. Boddington A, Garland AN, Janaway RC, editoři. Manchester: Manchester University Press. s. 55-64.

Walker P, Johnson JR, Lambert PM. 1988. Age and Sex Biases in the Preservation of Human Skeletal Remains. American Journal of Physical Anthropology. 76:183-188.

Walrath DE, Turner P, Brůžek J. 2004. Reliability Test of the Visual Assessment of Cranial Traits for Sex Determination. American Journal of Physical Anthropology. 125:132-137.

Wescott DJ, Jantz RL. 2005. Assessing Craniofacial Secular Change in American Blacks and Whites Using Geometric Morphometry. In: Modern morphometrics in physical anthropology. Slice DE, editor. New York: Kluwer Academic/Plenum Publishers. s. 231-246.

Zaiontz C. 2015. Real Statistics Resource Pack [počítačový program]. Verze 3.0. Dostupné na: < www.real-statistics.com >.

Zelditch ML, Swiderski DL, Sheets HD, Fink WL. 2004. Geometric Morphometrics for Biologists: A Primer. Amsterodam: Elsevier Academic Press. 444 s.

10 RESUMÉ

Estimation of sex is one of the most important parts of a procedure for the analysis of human skeletal remains in forensic and bioarchaeological context. It is achievable thanks to the morphologic and morphoscopic expression of sexual dimorphism. The degree of its expression is variable and depends on many factors. Sexual dimorphism of the human skeleton showed statistically significant difference of almost any selected linear variables, due to differences in the absolute size between the sexes. Statistical classification methods such as discriminant analysis, logistic regression and other are included in software products enabling fast data analysis. The combination of these two factors causes almost chaotic flood of publications that are presenting methods of sex estimation with varying degrees of accuracy as well as proposals for their practical applicability.

This study of sexual dimorphism based on 109 CT head scans of the southern French population with defined 13 variables (length, breadth, circumference and area of *foramen magnum*, length, breadth and height of skull, length of skull base, four indices and shape of *foramen magnum* outline) showed that classification models we constructed were able to correctly classify a maximum of 74.3 percent of individuals with a probability of misclassifying an unknown individual at least 24.8 percent, while threshold of posterior probability is 0.5. Such methods of sex estimation are unusable in practice. The most successful discriminant function we build was able to correctly classify on average only less than 13 percent of individuals originating from the reference population. Error rate of other used functions was up to almost 40 percent.

By verifying available discriminant functions and logistic regression equations of other authors we may got the idea about the general reliability of published methods that only in one case exceeded 50% success rate to 68%.

We found that variables chosen for the analysis are sexually dimorphic at least at statistically significant level of 0,05. Nevertheless we must conclude that the classification models based on *foramen magnum* region are not applicable to forensic practice with the requirement of at least 95% of reliability. Limited opportunities provide only rough estimates of demographics in bioarchaeology.

11 SEZNAM OBRÁZKŮ A TABULEK

Obr. 2.1. *Foramen magnum* zvýrazněný na lebce v pohledu zespodu a shora bez lebeční klenby (upraveno z www.spina.pro). 4
Obr. 2.2. Podélný řez kraniovertebrálním spojením (převzato z Čihák, 2011:111). 5
Obr. 2.3. Rozdělení *foramen magnum* na dorsální (modře) a ventrální (zeleně) část zobrazené na nedospělé týlní kosti. Dělící linie prochází mezi párovou *synchrondrosis intraoccipitalis anterior* (upraveno z www.spina.pro). 8
Obr. 2.4. Červeně vyznačená oblast překryvu odkazuje k zóně nejistoty při klasifikaci. 25
Obr. 5.1. Zjednodušený geometrický model a trojrozměrný model lebky s umístěnými kraniometrickými body a vyznačenými rovinami: FH – frankfurtská horizontála; SR – sagitální rovina (upravený výstup z Morphome3cs). 47
Obr. 5.2. Kraniometrické body umístěné na trojrozměrném modelu lebky v perspektivním pohledu zpředu, zespodu, zleva a zezadu (upravený výstup z Morphome3cs).. 49
Obr. 5.3. Obrys FM šesti jedinců (MeshLab). 49
Obr. 6.1. Graf znázorňující MAD mezi oběma měřeními jednotlivých proměnných. 60
Obr. 6.2. Bland-Altmanův graf zachycující rozdíl mezi prvním a druhým zkušebním měřením délky baze lební. 60
Obr. 6.3. Bland-Altmanův graf zachycující rozdíl mezi prvním a druhým zkušebním měřením výšky lebky. 60
Obr. 6.4. Bland-Altmanův graf zachycující rozdíl mezi prvním a druhým zkušebním měřením délky lebky. 61
Obr. 6.5. Bland-Altmanův graf zachycující rozdíl mezi prvním a druhým zkušebním měřením šířky lebky. 61
Obr. 6.6. Bland-Altmanův graf zachycující rozdíl mezi prvním a druhým zkušebním měřením délky FM. 61
Obr. 6.7. Bland-Altmanův graf zachycující rozdíl mezi prvním a druhým zkušebním měřením šířky FM. 61
Obr. 6.8. Graf znázorňující váhu vlivu jednotlivých proměnných na PC1 u PCA1 65
Obr. 6.9. Graf znázorňující váhu vlivu jednotlivých proměnných na PC1 u PCA2. 65
Obr. 6.10. Graf znázorňující váhu vlivu jednotlivých proměnných na PC1 u PCA2. 66
Obr. 6.11. Graf znázorňující váhu vlivu jednotlivých proměnných na PC2 u PCA1. 67
Obr. 6.12. Graf znázorňující váhu vlivu jednotlivých proměnných na PC2 u PCA2. 67
Obr. 6.13. Graf znázorňující váhu vlivu jednotlivých proměnných na PC2 u PCA3. 68
Obr. 6.14. Suťový graf vlivu projevu hlavních komponent na variabilitu u PCA1. 69
Obr. 6.15. Suťový graf vlivu projevu hlavních komponent na variabilitu u PCA2. 69
Obr. 6.16. Suťový graf vlivu projevu hlavních komponent na variabilitu u PCA3. 69
Obr. 6.17. Bodový graf prvních dvou hlavních komponent u analýzy PCA1. 70
Obr. 6.18. Bodový graf prvních dvou hlavních komponent u analýzy PCA2. 71
Obr. 6.19. Bodový graf prvních dvou hlavních komponent u analýzy PCA3. 71
Obr. 6.20. Rozložení hodnot diskriminačního skóre podle skupin pohlaví u DF4. 73

Obr. 6.21. Rozložení hodnot diskriminačního skóre podle skupin pohlaví u DF1. 74
Obr. 6.22. Rozložení hodnot diskriminačního skóre podle skupin pohlaví u DF2. 75
Obr. 6.23. Rozložení hodnot diskriminačního skóre podle skupin pohlaví u DF3. 75
Obr. 6.24. Krabicový graf úspěšnosti diskriminačních funkcí. 77
Obr. 6.25. Graf ilustrující úspěšnost diskriminačních funkcí po validaci. 78
Obr. 6.26. Graf zobrazující průměrnou míru chyby. 79
Obr. 6.27. Graf s ROC křivkou zobrazující srovnání predikčních schopností LR1 a DF1. 81
Obr. 6.28. Graf s ROC křivkou zobrazující srovnání predikčních schopností LR9 a DF9. 81
Obr. 6.29. Graf s ROC křivkou zobrazující srovnání predikčních schopností LR11 a DF11. 81
Obr. 6.30. Srovnání ROC křivek logistických regresních modelů za využití hodnot pro sestavení rovnic jiných autorů. 86
Obr. 6.31. ROC křivka zachycující vhodnost převzatého regresního modelu, který jako jediný vykázal mírně vyšší úspěšnost. 86
Obr. 6.32. Histogram zobrazující klasifikaci pomocí vybrané diskriminační funkce sestavené na základě publikovaných (Edwards et al., 2013) koeficientů. 87
Obr. 12.1. Výsledky shlukové analýzy ukazují pět odlišených skupin bez výrazné preference pohlaví (výstup z PAST). 122

Tab. 2.1. Přehled údajů týkajících se vybraných publikovaných klasifikačních modelů. 32
Tab. 4.1. Tabulka zobrazující věkové složení souboru. 40
Tab. 5.1. Přehled použitých kraniometrických bodů a jejich definic. 43
Tab. 5.2. Definice proměnných použitých pro analýzu. 44
Tab. 6.1. Tabulka výsledků Shapiro-Wilkova testu normálního rozdělení. 57
Tab. 6.2. Tabulka výsledků jednorozměrné analýzy rozptylu, Levenova a Kruskal-Wallisova testu. 58
Tab. 6.3. Souhrnná statistika měřených hodnot všech proměnných u skupiny mužů. 58
Tab. 6.4. Souhrnná statistika měřených hodnot všech proměnných u skupiny žen. 59
Tab. 6.5. Přehled základních výsledků testování inter-observační chyby u zvolených proměnných. 59
Tab. 6.6. Korelační matice dvojic proměnných použitých při analýze hlavních komponent. 62
Tab. 6.7. Tabulka znázorňuje poměr variability vysvětlený hlavními komponentami PCA1 63
Tab. 6.8. Tabulka váženého vlivu proměnných na prvních pět hlavních komponent PCA1 63
Tab. 6.9. Tabulka znázorňuje poměr variability vysvětlený hlavními komponentami PCA2 63
Tab. 6.10. Tabulka váženého vlivu proměnných na první čtyři hlavní komponenty PCA2. 63
Tab. 6.11. Tabulka znázorňuje poměr variability vysvětlený hlavními komponentami PCA3 64
Tab. 6.12. Tabulka váženého vlivu proměnných na první dvě hlavní komponenty PCA3 64
Tab. 6.13. Přehled hodnot úspěšné klasifikace podle p=0,5 a p=0,95, výsledků po validaci, míry pravděpodobnosti chybné klasifikace neznámého jedince a Wilkova kritéria. 72
Tab. 6.14. Souhrnná statistika úspěšnosti diskriminačních funkcí. 77
Tab. 6.15. Přehled úspěšnosti DF_t včetně míry pravděpodobnosti chybné klasifikace. 79

Tab. 6.16. Přehled proměnných a hodnot statistických ukazatelů spjatých s regresní funkcí LR1. 82
Tab. 6.17. Přehled proměnných a hodnot statistických ukazatelů spjatých s regresní funkcí LR9. 82
Tab. 6.18. Přehled proměnných a hodnot statistických ukazatelů spjatých s regresní funkcí LR11. 82
Tab. 6.19. Tabelární přehled úspěšnosti regresních funkcí včetně míry pravděpodobnosti chybné klasifikace. 83
Tab. 6.20. Tabelární přehled výsledných hodnot ověřovaných regresních a diskriminačních funkcí. 84
Tab. 6.21 Přehled proměnných, jejich převzatých koeficientů a hodnot statistických ukazatelů u ověřovaných regresních funkcí. 85
Tab. 12.1. Přehled proměnných a jejich definic, které autoři používají při analýzách oblasti FM a přilehlých anatomických struktur. 116
Tab. 12.2. Koeficienty všech původních diskriminačních funkcí vytvořených na referenčním souboru. 121

12 PŘÍLOHY

Tab. 12.1. Přehled proměnných a jejich definic, které autoři používají při analýzách oblasti FM a přilehlých anatomických struktur.

Autor	Proměnná	Definice
Edwards et al., 2013	Délka FM	Max. anteroposteriorní rozměr
	Šířka FM	Max. transverzální rozměr kolmý k anteroposteriorní ose
	Plocha FM	Funkce programu pro výpočet plochy
	Tvar FM	Vejcovitý, oválný, kulatý, tetragonální, pentagonální, hexagonální, nepravidelný A
Gapert et al., 2008	Délka FM	Max. anteroposteriorní rozměr podél střední čáry
	Šířka FM	Největší rozměr kolmý na délku
	Obvod FM	Kalibrované papírové pásmo
	Plocha FM	$délka\ FM \times šířka\ FM \times \pi \times \frac{1}{4}$ $\pi\left(\frac{délka\ FM + šířka\ FM^2}{4}\right)$ πr^2
Gapert et al., 2009	Délka CO	Max. unilaterální rozměr mezi nejvíce anteriorním a nejvíce posteriorním bodem na CO
	Šířka CO	Max. unilaterální rozměr mezi okraji CO v nejširší části, přibližně kolmo na podélnou osu CO
	Max. bikondylární šíře	Bilaterální vzdálenost mezi nejvíce laterálními okraji co
	Min. bikondylární rozměr	Bilaterální vzdálenost mezi nejvíce mediálními okraji co
	Max. bikondylární rozměr	Maximální bilaterální rozměr mezi mediálními okraji co
	Vzdálenost canales nervi hypoglossi	Bilaterální rozměr mezi mediální stěnou externího otvoru *canalis nervi hypoglossi*
Burdan et al., 2012	Délka FM	Rozměr basion-opisthion
	Šířka FM	Maximální šíře FM
	Plocha FM	Funkce programu pro výpočet plochy
	Ds-ba	Posteriorní aspekt *dorsum sellae*-basion
	Tvar FM	Kruhový pro I33 [0,9;1,1], oválný ostatní hodnoty I33
Jain, 2013	Asterion-mastoidale:sn	
	Asterion-porion:sn	
	Porion-mastoidale:sn	
	Asterion-mastoidale:dx	
	Asterion-porion:dx	
	Porion-mastoidale:dx	
	Bimastoidale (mastoidale:sin-mastoidale:dx)	
	Mastoidale-opisthion:sn	
	Mastoidale-opisthion:dx	

	Úhel opisthion-mastoidale:sn-mastoidale:dx Úhel mastoidale:sn-mastoidale:dx-opisthion Úhel mastoidale:dx-opisthion-mastoidale:sn	Úhly měřené úhloměrem z nákresu na papíru: vzdálenost bimastoidale jako základna, vzdálenost mastoidale-opisthion:sn jako oblouk kružítkem, vzdálenost mastoidale-opisthion:dx k protětí prvního oblouku a určení opisthionu
	Plocha trojúhelníku opisthion-bimastoidale	$\sqrt{s(s-a)(s-b)(s-c)}$
Isaza et al., 2014	Minimální šířka *clivus*	Vzdálenost nejlaterálnějších bodů *clivus* při *synchondrosis sphenooccipitalis* v *norma verticalis*
	Maximální šířka *clivus*	Vzdálenost nejlaterálnějších bodů *clivus* při okraji fm v *norma verticalis*
	Délka FM	Max. anteroposteriorní rozměr v *norma verticalis*
	Šířka FM	Transversální rozměr nejvíce laterálních bodů v *norma verticalis*
Gangrade et al . 2013	Délka CO	Axiální délka *condylus occipitalis*
	Interkondylární vzdálenost	Bilaterální vzdálenost nejvíce anteriorních bodů CO
Galdames et al., 2009	Délka FM	Max. anteroposteriorní rozměr
	Šířka FM	Max. transversální rozměr
Radhakrishnan et al., 2012	Délka FM	Basion-opisthion
	Šířka FM	Max.transversální rozměr FM
	Plocha FM	Automatický výpočet v programu
	Index FM	Poměr délka FM/šířka FM
	Tvar FM	Oválný, hexagonální, pntagonální, tetragonální, kruhový, trigonální, nepravidelný
Uthman et al., 2012	Délka FM	Max. anteroposteriorní rozměr
	Šířka FM	Max. transverzální rozměr
	Obvod FM	Automatický výpočet programem
	Plocha FM	Automatický výpočet programem
Shanthi et Lokanadham, 2013	Délka FM	Vzdálenost basion-opisthion
	Šířka FM	Max. transversální rozměr v kolmé ose k midsagitální rovině
Raghavendra et al., 2012	Délka FM	Vzdálenost basion-opisthion
	Šířka FM	Rozměr mezi nejlaterálnějšími okraji v oblasti nejvyššího laterálního zakřivení
	Plocha FM	$\pi\left(\frac{délka\ FM + šířka\ FM^2}{4}\right)$ $délka\ FM \times šířka\ FM \times \pi \times \frac{1}{4}$
Osunwoke et al., 2012	Délka FM	Vzdálenost basion-opisthion
	Šířka FM	Vzdálenost nejlaterálnějších okrajů s nejvýraznější konkavitou
	Délka *foramen jugulare*	Vzdálenost mezi anteriorní a posteriorním koncem

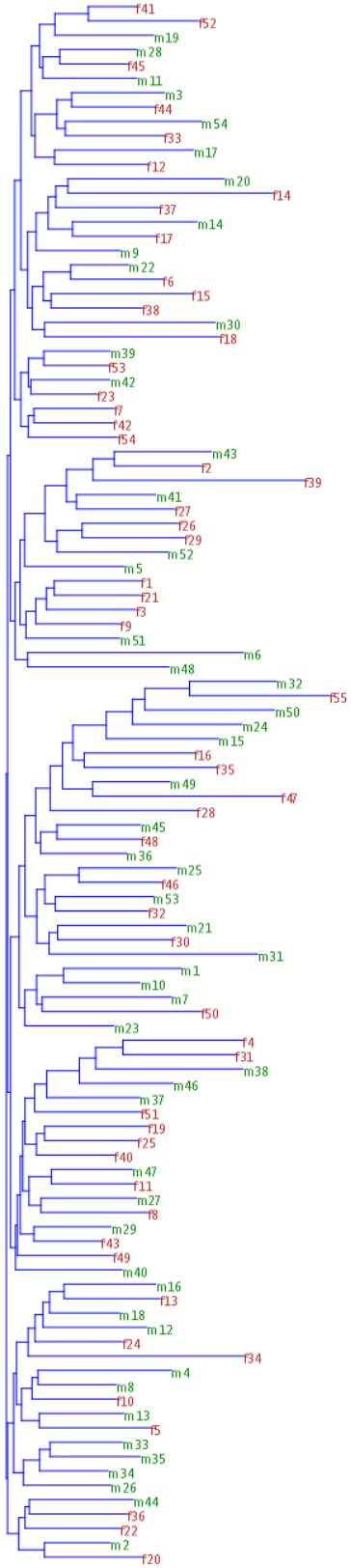
	Šířka *foramen jugulare*	Transversální rozměr mezi mediálním a laterálním okrajem
Natsis et al., 2013	Délka FM	Vzdálenost basion-opisthion
	Šířka FM	Vzdálenost nejlaterálnějších okrajů s nejvýraznější konkavitou
	Tvar FM	Dva půlkruhy, hruškovitý, vejcovitý, rhomboid, oválný, kruhový, nepravidelný
	Min. šířka CO	Min. unilaterální rozměr mezi okraji *fac. articularis* CO v nejužší části, v přibližně kolmé ose k délce CO
	Max. šířka CO	Max. unilaterální rozměr mezi okraji *fac. articularis* CO v nejširší části, v přibližně kolmé ose k délce co
	Délka OC	Max. unilaterální rozměr nejanteriornějšího po nejposteriornější rozměr
	Anteriorní interkondylární rozměr	Bilaterální vzdálenost nejanteriornějších okrajů CO
	Posteriorní interkondylární rozměr	Bilaterální vzdálenost nejposteriornějších okrajů CO
	Tvar CO bilaterálně	Oválný, ledvinovitý, ve tvaru S, ve tvaru 8, trojúhelník, kruhovitý, dvoudílný, deformovaný
	Protruze CO do FM	
	Existence anomálií	
	Existence kostěného septa v *canalis nervi hypoglossi*	
Murshed et al., 2003	Délka FM	Basion-opisthion
	Šířka FM	Max. transversální rozměr
	Plocha FM	Automatický výpočet programem
	Tvar FM	Oválný, vejcovitý, kruhový, tetragonální, pentagonální, hexagonální, nepravidelný A, nepravidelný B
Manoel et al., 2009	Délka FM	Vzdálenost basion-opisthion
	Šířka FM	Vzdálenost nejlaterálnějších okrajů s nejvýraznější konkavitou
Kanodia et al., 2012	Délka FM	Max. anteroposteriorní rozměr
	Šířka FM	Max. transversální rozměr
	Plocha FM	πr^2
	Délka FM	Max. anteroposteriorní rozměr
	Šířka FM	Max. transversální rozměr
	Plocha FM	πr^2
Chethan et al., 2011	Délka FM	Vzdálenost basion-opisthion
	Šířka FM	Vzdálenost nejlaterálnějších okrajů s nejvýraznější konkavitou
	Index FM	Délka FM/šířka FM
Günay et Altinkök 2000	Délka FM	Vzdálenost basion-opisthion
	Šířka FM	Vzdálenost nejlaterálnějších okrajů s nejvýraznější konkavitou
	Plocha FM	πr^2
Gruber et al.,	Délka FM	Vzdálenost basion-opisthion
	Šířka FM	Max. transversální rozměr

Gapert et al., 2013	Délka FM	Max. anteroposteriorní rozměr podél střední čáry
	Šířka FM	Největší rozměr kolmý na délku
	Obvod FM	Obvod měřený kalibrovaným papírovým pásmem
	Plocha FM	$délka\ FM \times šířka\ FM \times \pi \times \frac{1}{4}$ $\pi\left(\frac{délka\ FM + šířka\ FM}{4}^2\right)$ πr^2
	Délka CO	Max. unilaterální anteroposteriorní rozměr
	Šířka CO	Max. unilaterální rozměr mezi okraji *fac. articularis* CO v nejširší části, v přibližně kolmé ose k délce CO
	Max. bikondylární šíře	Bilaterální vzdálenost mezi nejlaterálnějšími okraji CO
	Min. bikondylární rozměr	Bilaterální vzdálenost mezi nejvíce mediálními okraji CO
	Max. bikondylární rozměr	Maximální bilaterální rozměr mezi mediálními okraji CO
	Vzdálenost *canales nervi hypoglossi*	Bilaterální rozměr mezi mediální stěnou externího otvoru *canalis nervi hypoglossi*
Ukoha et al., 2011	Délka FM	Max. anteroposteriorní rozměr
	Šířka FM	Max. transversální rozměr v přibližně kolmé ose k délce fFM v nejširším úseku FM
	Obvod FM	$2\pi r$
Sukumar et al., 2012	Délka FM	Anteroposteriorní rozměr
	Šířka FM	Transversální rozměr
Singh et Talwar, 2013	Délka FM	Max. anteroposteriorní rozměr podél střední čáry
	Šířka FM	Největší rozměr kolmý na délku
	Plocha FM	$délka\ FM \times šířka\ FM \times \pi \times \frac{1}{4}$ $\pi\left(\frac{délka\ FM + šířka\ FM}{4}^2\right)$ πr^2
	Bikondylární rozsah	Bilaterální vzdálenost mezi nejvíce mediálními okraji CO
	Min. bikondylární rozměr	Min bilaterální rozměr mezi mediálními okraji *fac. articularis* CO
	Max. bikondylární rozměr	Max. bilaterální rozměr mezi mediálními okraji *fac. articularis* CO
	Vzdálenost *canales nervi hypoglossi*	Bilaterální rozměr mezi mediální stěnou externího otvoru *canalis nervi hypoglossi*
Makaju, 2013	Délka FM	Vzdálenost basion-opisthion
	Délka FM:sn	Anteroposteriorní rozměr 5 mm laterálně vlevo od centra anteriorního a posteriorního okraje
	Délka FM:dx	Anteroposteriorní rozměr 5mm laterálně vpravo od centra anteriorního a posteriorního okraje
	Šířka FM	Transversální rozměr z centra laterálního okraje

	Šířka FM:a	Transversální rozměr 5 mm anteriorně od centra laterálního okraje
	Šířka FM:p	Transversální rozměr 5 mm posteriorně od centra laterálního okraje
	Plocha FM	Vypočítaná automaticky po trasování okraje kosti
	Tvar FM	Oválný, kruhový, štít, diamant, pentagonální, hexagonální, heptagonální, tetragonální, nepravidelný, unikátní
Erdil et al., 2010	Délka FM	Basion-opisthion
	Šířka FM	Max. Transversální rozměr v nejširší vzdálenosti mezi incisurami
	Index FM	Šířka FM/délka FM
Kanchan et al., 2013	Délka FM	Vzdálenost basion-opisthion
	Šířka FM	Vzdálenost nejlaterálnějších okrajů s nejvýraznější konkavitou
	Plocha FM	$\pi\left(\frac{délka\ FM + šířka\ FM^2}{4}\right)$
		$délka\ FM \times šířka\ FM \times \pi \times \frac{1}{4}$
Cui et Zhang, 2013	Plocha FM	$délka\ FM \times šířka\ FM \times \pi \times \frac{1}{4}$
Radhakrishna et al., 2012	Délka FM	Ba-o v midsagitální rovině
	Šířka FM	Max. rozměr v transversální rovině
	Tvar	Oval, round, tetragonal, pentagonal
Ilguy et al., 2014	Délka FM	Max. anterposteriorní rozměr
	Šířka FM	Max. transversální rozměr
	Obvod FM	Manuální označení obrysu 18 body
	6 rozměrů mandibuly	
Jain et al., 2014	Délka FM	Vzdálenost basion-opisthion v midsagitální rovině
	Šířka FM	Vzdálenost nejlaterálnějších bodů okraje FM
	Index FM	(šířka FM/délka FM) * 100
	Plocha FM	$\pi\left(\frac{délka\ FM + šířka\ FM^2}{4}\right)$
		$délka\ FM \times šířka\ FM \times \pi \times \frac{1}{4}$
Coqueugniot et Le Minor, 2002	Tvar FM - index	Podlouhlý: I33 ≤ 70, přechodný: 70 < I33 < 85, kruhový: I33 ≥ 85).
Holland, 1986	Délka CO	Max. délka levého CO měřena podél dlouhé osy CO z okrajů kloubních ploch
	Šířka CO	Max. šířka levého CO měřena mezi okraji kloubních ploch CO, podél osy kolmé na osu podélnou CO
	Min. bikondylární vzdálenost	Min. vzdálenost mezi mediálními okraji kloubních ploch co
	Bikondylární šíře	Max. vzdálenost mezi laterálními okraji kloubních ploch co
	Max. vnitřní bikondylární vzdálenost	Max. vzdálenost mezi mediálními okraji kloubních ploch co (interkondylární šíře)
	Délka FM	Max. vnitřní délka FM podél midsagittální roviny
	Šířka FM	Max. vnitřní šířka FM kolmá na midsagittální rovinu
	Délka basilárního výběžku	Max. délka basilárního výběžku od basionu ke středu basilárního švu
	Vzdálenost postkondylárních otvorů	Vzdálenost mezi centry postkondylárních otvorů

Tab. 12.2. Koeficienty 14 původních diskriminačních funkcí vytvořených na referenčním souboru.

Proměnná	DF1	DF2	DF3	DF4	DF5	DF6	DF7	DF8	DF9	DF10	DF11	DF12	DF13	DF14
Konstanta	62,518	-30,635	37,317	37,265	29,310	25,247	-32,647	-15,611	-2,482	-0,742	-15,830	6,722	-0,227	35,460
n-ba	0,090	0,074	-0,070	-0,069	-0,105	-0,207	-	-	-	-	-	-	-	-
ba-v	0,769	0,025	-0,032	-0,032	-	-	0,100	-	-	-	-	-	-	-
n-op	-0,778	0,053	-0,052	-0,052	-0,059	-	-	-	-	-	-	-	-	-
eu-eu	0,368	0,068	-0,070	-0,070	-	-	0,077	-	-	-	-	-	-	-
ba-o	2,276	0,098	-0,056	-0,043	-0,055	-0,148	0,111	0,058	0,135	-	0,190	-	-	-
fol-fol	-2,345	0,163	-0,164	-0,154	-0,195	-0,103	0,125	0,209	0,183	-	0,299	-	-	-
CFM	-0,200	-0,141	0,007	-	-	-	-	0,071	-0,204	-0,131	-	0,070	-0,076	-
AFM	0,011	0,008	-	-	-	-	-	-	0,016	0,018	-	-0,014	0,029	-
l3	-0,187	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,045	-0,383
l33	0,905	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,034	0,014	0,045
l1	-0,771	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0,105	-0,701
l2	-1,131	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,096	0,698



Obr. 12.1. Výsledky shlukové analýzy ukazují pět odlišených skupin bez výrazné preference pohlaví (výstup z PAST).