

Západočeská univerzita v Plzni

Fakulta filozofická

Diplomová práce

**Validita a reliabilita odhadu pohlaví podle
digitálních radiogramů proximální epifýzy femuru
– test postupu navržený Kranjoti et al. (2009).**

Kaiserová Radka

Plzeň 2012

Západočeská univerzita v Plzni

Fakulta filozofická

Katedra antropologie

Studijní program Antropologie

Studijní obor Antropologie populací minulosti

Diplomová práce

**Validita a reliabilita odhadu pohlaví podle
digitálních radiogramů proximální epifýzy femuru
– test postupu navržený Kranjčič et al. (2009).**

Kaiserová Radka

Vedoucí práce:

Doc. RNDr. Jaroslav Brůžek, Ph.D.

Katedra antropologie

Fakulta filozofická Západočeské univerzity v Plzni

Konzultant:

RNDr. Miluše Dobisíková

Národní muzeum

Plzeň 2012

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

Plzeň, duben 2012

.....

Poděkování

Ráda bych poděkovala Doc. RNDr. Jaroslavu Brůžkovi, Ph.D. za vedení diplomové práce, za odborné rady, kritiku a připomínky.

Zároveň děkuji své konzultantce RNDr. Miluši Dobisíkové za odborné připomínky a poskytnutí kosterního materiálu. Depozitáři Národního muzea v Horních Počernicích v Praze děkuji za poskytnutí rentgenového zařízení a konkrétně Marku Jantačovi za zrealizování rentgenových snímků. Nakonec děkuji své rodině a přátelům za podporu.

Obsah

| | | |
|----------|--|-----------|
| 1 | ABSTRAKT | 1 |
| 2 | ÚVOD | 2 |
| 3 | CÍLE | 3 |
| 4 | ODHAD POHLAVÍ | 4 |
| | 4.1 Pohlavní dimorfismus..... | 4 |
| | 4.1.1 Pohlavní dimorfismus kostry člověka..... | 6 |
| | 4.2 Odhad pohlaví podle kostry člověka..... | 8 |
| | 4.3 Odhad pohlaví podle stehenní kosti a populační specificita. | 10 |
| | 4.3.1 Současné metody odhadu pohlaví ze stehenní kosti | 12 |
| 5 | METODA KRANIOTI ET AL., 2009 | 15 |
| 6 | MATERIÁL | 17 |
| | 6.1 Charakteristika použitého materiálu | 17 |
| | 6.1.1 Použitý soubor stehenních kostí..... | 17 |
| 7 | METODY | 19 |
| | 7.1 Rentgenové snímky | 19 |
| | 7.1.1 Definice rozměrů na rentgenových snímcích..... | 19 |
| | 7.2 Specializovaný SIS Software | 21 |
| | 7.3 Statistické analýzy | 21 |
| | 7.3.1 Základní popisná statistika | 22 |
| | 7.3.2 Diskriminační analýza..... | 22 |

| | |
|--|-----------|
| 7.3.3 Testování významnosti pohlavních rozdílů..... | 24 |
| 7.3.4 Intra-observační chyba | 25 |
| 7.3.5 Měření distorze rentgenových snímků..... | 25 |
| 7.3.6 Navržené diskriminační funkce..... | 25 |
| 8 VÝSLEDKY | 27 |
| 8.1 Pohlavní dimorfismus stehenní kosti české populace 20. století..... | 27 |
| 8.2 Distorze rentgenových snímků..... | 34 |
| 8.3 Intra-observační chyba | 37 |
| 8.4 Použité diskriminační funkce na české populaci z konce 20. století..... | 40 |
| 8.4.1 Spolehlivost klasifikace jedinců našeho souboru použitím diskriminačních funkcí navržených Kranioti et al 2009 | 40 |
| 8.4.2 Porovnání populační specifity použitých diskriminačních funkcí..... | 44 |
| 8.5 Vlastní navržené diskriminační funkce | 48 |
| 8.5.1 Úspěšnost klasifikace jedinců českého souboru použitím vlastních diskriminačních funkcí..... | 49 |
| 8.6 Spolehlivost klasifikace jedinců české populace použitím specializovaného SIS Softwaru | 50 |
| 9 DISKUZE | 52 |
| 10 ZÁVĚR | 61 |
| 11 LITERATURA | 62 |
| 12 SUMMARY | 69 |

1 ABSRAKT

Identifikování jedince ze spálených, fragmentárních nebo polo-rozložených kosterních pozůstatků je velmi obtížné. V takových případech je nutné vytvořit nové metody odhadu pohlaví. Metoda Kranioti et al. 2009 vytvořená na řecké populaci využívá k odhadu pohlaví podle stehenní kosti rentgenového zobrazení a specializovaného SIS softwaru. My jsme se v této práci rozhodli otestovat spolehlivost a platnost této metody na české populaci z 20. století. Celkem bylo k dispozici 98 stehenních kostí (63 mužských a 35 ženských). Všechny stehenní kosti byly zrentgenovány ze dvou vzdáleností. Populační rozdíly mezi řeckým a českým souborem stehenních kostí byli zjištěny. K odhadu úspěšnosti metody jsme použili diskriminační funkce, které využívají rozměrů proximálního konce stehenní kosti. Nejvyšší úspěšnosti klasifikace jedinců české populace jsme dosáhli použitím vícerozměrné diskriminační funkce a to 91 %. Nejvyšší úspěšnosti klasifikace jedinců při použití jednorozměrné diskriminační funkce jsme dosáhli s rozměrem maximální průměr hlavice stehenní kosti a to 84 %. Pro odhad spolehlivosti testované metody jsme využili SIS software, kdy spolehlivost klasifikace při použití softwaru na české populaci klesla o 20 % v důsledku populační specifity. Závěrem tedy můžeme říci, že testovaná metoda Kranioti et al. 2009 není platná a spolehlivá při použití v české populaci, protože je populačně specifická.

2 ÚVOD

Při nálezů kosterních pozůstatků je důležité zrekonstruovat biologický profil, abychom blíže pochopili populační demografii a rozpoznali identitu jedinců (Bidmos et al., 2010). Biologický profil zahrnuje odhad pohlaví, odhad věku, odhad původu a odhad výšky postavy. Odhad pohlaví podle kosterních pozůstatků je klíčový v identifikaci lidských ostatků (Bidmos et al., 2010; Loth and Iscan, 2000). Pánevní kost, podle současných názorů, podává nejpřesnější klasifikační úroveň odhadu pohlaví podle kosterních pozůstatků (Brůžek, 2002; Black and Ferguson, 2011). Je to kvůli tomu, že pánev nese mnohé morfologické znaky, které odrážejí její funkčnost, jako je například bipediální chůze a porod, u všech lidských populací (Black and Ferguson, 2011). Pokud se pánev v kosterních pozůstatcích nenachází, jako druhým nejlepším diskriminantem pro odhad pohlaví se užívá lebka (Spradley and Jantz, 2011). Pohlavní rozdílnosti na lebce jsou spojeny s původem jedince (Black and Ferguson, 2011). Jelikož nastávají situace, kdy se v kosterním souboru nenachází ani pánev a ani lebka, je nutné odhadnout pohlaví i z jiných částí kostry. Z postkranialního skeletu se nejvíce nabízí stehenní kost, která je nejdelší a nejmohutnější kostí v těle a proto je často dochována (Šlaus et al., 2003). Existuje řada studií, které se zabývají odhadem pohlaví ze stehenní kosti (Iscan a Shihai, 1995; Mall et al., 2000; Özer and Katayama, 2008). Tyto studie používají k odhadu pohlaví metrické metody, nejčastěji diskriminační funkce. Existují signifikantní rozdíly ve velikosti stehenní kosti mezi populacemi, a proto všechny diskriminační funkce jsou populačně specifické (Šlaus et al., 2003.). Novou kreativní metodou odhadu pohlaví ze stehenní kosti je metoda Kranioti et al., 2009. Tato metoda vytvořená na řecké populaci z konce 20. století je založená na využití počítačového softwaru a rentgenových snímcích stehenních kostí. Autorka dosáhla vysoké úspěšnosti klasifikace mužů a žen známého pohlaví (90,9%) než při použití standardních osteometrických metod a povzbuzuje vědce k užívání jejího specifického softwaru.

3 CÍLE

Cílem naší diplomové práce je otestovat platnost a spolehlivost metody Kranioti et al. 2009 odhadu pohlaví podle radiogramů proximálního konce stehenních kostí na české populaci z konce 20. století. Použitím této metody bychom chtěli zdůvodnit její úspěšnost a odhadnout rizika použití v jiné populaci. Jelikož je metoda velice specifická, zvláště pak v oblasti rentgenování kostí, které musí být ve vzdálenosti 54 cm, chceme odhalit rizika aplikace této metody i při užití jiné rentgenové vzdálenosti. Tedy budeme sledovat vliv distorze rentgenových snímků na úspěšnost metody Kranioti et al. 2009.

4 ODHAD POHLAVÍ

Ve všech lidských populacích existují rozdíly mezi dospělými mužskými a ženskými kostrami, ve tvaru i ve velikosti (Buikstra and Ubelaker, 1994). Velikostní disproporce mezi muži a ženami jednoho druhu jsou známé jako pohlavní dimorfismus, který se počítá jako přirozený logaritmus poměru mužské průměrné hodnoty dělené ženskou průměrnou hodnotou znaku (Black and Ferguson, 2011; Plavcan, 2011). Abychom mohli vytvářet metody odhadu pohlaví, je nutné ustanovit pohlavně dimorfní znaky na lidské kostře.

4.1 Pohlavní dimorfismus

Pohlavní dimorfismus neboli dvoutvárnost je výskyt jednoho druhu ve dvou morfologicky odlišných formách. Veškeré dvoupohlavní organismy nesou známky pohlavního dimorfismu. Morfologický pohlavní dimorfismus u člověka je patrný na úrovni chromozomální, gonadální, genitální, psychologické a sociální. Díky tomu se diferenciací mezi muži a ženami všech populací projevuje rozdílnou velikostí, tvarem a chováním. Sexuální dimorfismus může být studován i ve fylogenetickém vývoji člověka, kdy se sledují faktory ovlivňující obecné trendy v poklesu morfologického dimorfismu, například dimorfismus ve velikosti těla nebo ve velikosti špičáků (Plavcan, 2011).

V antropometrii se setkáváme s morfognostickými znaky na lidské kostře (Stloukal a kol., 1999). Jsou to znaky, jejichž podstatou je, že každá část kosti se může vyskytovat v rámci variability v různých, na sebe navazujících tvarových formách. Tyto tvarové formy jsou typické pro jedno či druhé pohlaví a správné určení těchto forem, spolu s dalšími výpočty, je základem pro odhad pohlaví podle kosterních pozůstatků (Stloukal a kol., 1999). Pro pochopení komplexity určitého znaku, je důležité si uvědomit, že každý má svoji evoluční historii a každý znak se u každého jedince může vyvinout jinak, v závislosti na vlivu jeho genů, životního prostředí a jiných aspektů. Vznik pohlavního dimorfismu je výsledkem pohlavního výběru (Plavcan, 2011). Základní

charakteristiky pohlavního výběru jsou boj samců o samice a samičí volba samce (Plavcan, 2011).

Biologická pohlavní diferenciací vytváří základní předpoklady pro pohlavní dimorfismus. Každý jedinec je založen sexuálně bipotenciálně. To znamená, že jak gonády (ovaria a testes), tak vnitřní i vnější pohlavní ústrojí, se diferencují z morfologických základů společných pro obě pohlaví. Rozhodujícím faktorem, který určuje, zda se z nediferencované gonády vyvine varle nebo vaječník je karyotyp plodu (Fingerová, 2007).

Jak bylo řečeno výše, pohlaví jedince je definováno v několika úrovních. Chromozomální nebo genetické pohlaví je určeno splynutím spermií a vajíčka. Při jeho determinaci mají základní úlohu geny, které určují základní diferenciaci samčích a samičích pohlavních žláz (gonád). Tyto geny jsou uloženy na X a Y pohlavních chromozomech. Karyotyp člověka se skládá ze 44 autozomálních chromozomů a ze dvou pohlavních chromozomů X a Y. Mužské pohlaví se vyznačuje genotypem 46, XY a ženské pohlaví genotypem 46, XX. V případě, že se vajíčko, nesoucí vždy X chromozom spojí se spermií nesoucí Y chromozom, vznikne mužské genetické pohlaví. Pokud se vajíčko s X chromozomem spojí se spermií nesoucí také X chromozom vznikne ženské genetické pohlaví. Za hlavní faktor ovlivňující genetické pohlaví je považována specifická část SRY, lokalizována na krátkém raménku Y chromozomu, jejímž produktem je Testis Determining Factor (TDF). Při absenci SRY, která je hlavní determinantou testikulárního vývoje, se indiferentní gonáda vyvíjí ve směru k ženské gonádě, k vaječníku (Geert et al., 2002).

Gonadální pohlaví je definováno typem přítomných gonád. Muži mají mužskou pohlavní žlázu testis a ženy mají ženskou pohlavní žlázu ovarium. Vývoj gonád je pro obě pohlaví stejný až do 6. týdne těhotenství. V závislosti na přítomnosti genu SRY se v 6. - 7. týdnu intrauterinního vývoje začne vyvíjet ze dřevě primitivní gonády varle nebo bez přítomnosti genu SRY v 11. – 12. týdnu se začne vyvíjet vaječník. Sexuální diferenciací gonád se ukončuje ve 14. týdnu těhotenství. Za hlavní faktor ovlivňující gonadální pohlaví je považován hormon testosteron, který je zodpovědný za odlišný vývoj všech vyšších úrovní pohlaví u mužů a u žen (Fingerová, 2007).

Genitální pohlaví je určeno přítomností odvodných pohlavních cest, charakterem zevního genitálu a charakterem jiných anatomických znaků jevících pohlavní dimorfismus. V případě, že se u zárodka vyvíjí ovaria, začnou se vyvíjet tzv. Müllerovy vývody, které později dávají za vznik ženskému pohlavnímu ústrojí – vejcovodům, děloze a horní třetině pochvy. V případě, že se u zárodka vyvíjí testis, vyvíjejí se Wolffovy vývody, které dávají za vznik nadvarlete, chámovodu, semenných váčků a ejakulačního vývodu pod vlivem testosteronu (Fingerová, 2007).

Psychické pohlaví nám udává, jestli se jedinec cítí být mužem či ženou. Sociální pohlaví nebo gender můžeme chápat, jak je jedincovo jednání a chování bráno jeho okolím, zda jako mužské či ženské.

Na všech úrovních pohlaví může docházet k variabilitě působením různých faktorů, jako je mutace genů, nesprávné působení hormonů, životní prostředí a kultura. Právě díky těmto faktorům je odhad pohlaví z kosterních pozůstatků člověka pomocí biologických či archeologických metod komplikovaný.

V souvislosti s vnější manifestací pohlaví rozlišujeme primární a sekundární pohlavní znaky (Lestrel et al., 2010). Primární pohlavní znaky se vyvíjejí již před porodem a jsou to vnější a vnitřní pohlavní orgány mužů a žen. Sekundární pohlavní znaky se plně vyvíjejí až během puberty a jejich vývin je ovlivněn hormonálně. Toto potvrzuje fakt, že mnoho odlišností mezi muži a ženami nemůžeme pozorovat v dětství, ale jsou primárně typické v dospělosti (Frayner a Wolpoff, 1985).

4.1.1 Pohlavní dimorfismus kostry člověka

Rozdíly mezi pohlavím se na lidské kostře projevují v různém stupni pohlavního dimorfismu a to jak ve velikosti, tak i tvarem. Lidská dospělá pánev je uznávaná, jako část kostry pro nejpřesnější odhad pohlaví (Black and Ferguson, 2011; Brůžek and Murail, 2006; Komar and Buikstra, 2008). Je to

díky tomu, že pánev nese mnohočetné morfologické znaky, které odráží její funkce, zahrnující bipediální chůzi, ochranu vnitřních orgánů a porod (Black and Ferguson, 2011). Pohlavní dimorfismus pánve je výsledkem funkční modifikace a evoluční adaptace (Brůžek a Murail, 2006). Mužská pánev je adaptována na bipediální chůzi, zatímco ženská pánev odráží kompromis mezi lokomocí a porodem dětí s velkým mozkem (Brůžek a Murail, 2006). Charakteristická diferenciací pánve je způsobená rozdílným růstem v důsledku rozdílných vlivů funkčních matrix. Mužská pánev je obecně větší, robustnější s masivnějšími úpony svalů. Ženská pánev je oproti tomu gracilní a hladká. Tvar mužského pánevního vchodu je spíše srdcový, zatímco tvar ženského pánevního vchodu je spíše elipsovitý. Dalším viditelným rozdílem v morfologii pánve je acetabulum, které mají muži větší a orientováno laterálně, kdežto ženy mají acetabulum menší a orientováno anterolaterálně (Komar a Buikstra, 2008). Pánev je rozdělená do tří morfologicky funkčních segmentů (Brůžek a Murail, 2006). První je segment sakroiliakální, který nese pohlavně dimorfní znaky jako je *facies auricularis* nebo tvar *incisura ischiadica major* (Brůžek, 2002; Brůžek a Murail, 2006; Čihák, 2001; Novotný, 1979). Například *sulcus prauricularis* jako jiný znak s pohlavním dimorfismem, u mužů buď absentuje, nebo pokud je přítomný, vykazuje jen slabé žláby. Ženský *sulcus preauricularis* je velký s kulatými prohlubněmi (Komar a Buikstra, 2008). Druhý morfologicky funkční segment je ischiopubický. Zde se pohlavní dimorfismus objevuje během puberty vlivem hormonů, které kontrolují transformaci ženské pánve (Brůžek a Murail, 2006). Nejviditelnější pohlavní rozdíl v tomto segmentu je subpubický úhel, kdy muži mají ostrý úhel (*angulus pelvis*) a ženy tupý úhel (*arcus pelvis*). Další známkou pohlavního dimorfismu je poměr délek os *pubis* a os *ischium*, kdy ženy mají výslednou hodnotu poměru vyšší než muži (Brůžek, 2002). Hřeben na rámu ischiopubickém u mužů absentuje a u žen je přítomen (Komar and Buikstra, 2008).

Stejně jako pánev i lebka nese pohlavně dimorfní znaky. Mužská lebka je větší a robustnější než ženská lebka, avšak odlišnosti mezi populacemi jsou značné (Buikstra a Ubelaker, 1994). Pohlavními znaky na lebce jsou *protuberentia occipitalis externa* z laterálního pohledu, kdy ženy mají povrch hladký bez viditelné kostní projekce na rozdíl od mužů (Buikstra a Ubelaker,

1994). Dalším sledovaným rysem na lebce nesoucí pohlavní rozdíl je velikost processus mastoideus, margo supraorbitalis, která je tenčí a ostřejší u žen a vyvinutost glabely, která je viditelnější u mužů (Buikstra a Ubelaker, 1994; Čihák, 2001). Posledním důležitým znakem na lebce člověka, který je nutný uvést je protuberantia mentalis na dolní čelisti, která je robustnější u mužů než u žen (Buikstra a Ubelaker, 1984; Čihák, 2001).

Dlouhé kosti a obratle nesou podobně jako pánev a lebka pohlavně dimorfní znaky. Rozdíly mezi muži a ženami jsou především způsobeny růstem. Muži mají tedy průměrně větší a robustnější kosti s mohutnějšími svalovými úpony než ženy. Pohlavní dimorfismus je ve forenzní antropologii využíván k odhadu pohlaví jedince z kosterních pozůstatků.

4.2 Odhad pohlaví podle kostry člověka

Odhad pohlaví podle lidské kostry je klasifikování jedince jako muže nebo jako ženu na základě morfologicky pohlavně dimorfních znaků. Metody, pomocí nichž odhadujeme pohlaví jedince, se rozdělují na morfoskopické a morfometrické. Morfoskopické metody pracují na základě vizuálního pozorování pohlavních znaků na kostře, které exhibují pohlavní dimorfismus (Bidmos et al., 2010). Morfoskopie znaky popisuje a nevyužívá žádných měřících technik. Znakům je přiřazena hodnota na dané škále podle stupně rozvinutosti. Pro použití metody jsou vytvářeny obrázky nebo detailní popisy tvaru. Morfoskopické metody jsou méně objektivní a vyžadují větší zkušenosti pozorovatele. Tyto metody jsou spíše používány při odhadu pohlaví podle pánve a lebky (Bidmos et al., 2010).

Morfometrické metody jsou založené na měření předem definovaných rozměrů mezi landmarky. Tyto rozměry jsou pohlavně dimorfní. Morfometrické metody využívají měřících nástrojů. Naměřené hodnoty podrobíme matematické operaci, díky které získáme potřebnou informaci. Výsledné extrémní hodnoty na předem dané škále patří opačnému pohlaví. Podle výsledných naměřených hodnot, bližších jednomu nebo druhému konci škály, je jedinci přiřčeno pohlaví. Morfometrické metody jsou více objektivní a při jasném

definování měrných bodů může být pozorovatel méně zkušený. I přes jasné definování bodů je téměř nemožné dosáhnout stoprocentní opakovatelnosti, což může být například způsobeno chybami v technice měření, nebo nepřesnými nástroji. Proto je důležité provádět opakované kontroly měření (Stloukal et al., 2009). Morfometrické analýzy často dosahují vyšší úspěšnosti klasifikace pohlaví jedinců a jsou nejen více objektivní, ale mají i větší statistickou váhu (Kemkes a Göbel, 2006). Tyto metody se nejčastěji používají při odhadu pohlaví z dlouhých kostí. Vedle toho, že morfologické analýzy jsou subjektivní, zde existují faktory, které mohou ovlivňovat universální použitelnost těchto technik, jako jsou rozdíly v úrovních pohlavního dimorfismu mezi populacemi, výsledky populačních odlišností velikosti, tvaru a robustnosti a vlivy různých životních stylů a podmínek (Wilson et al., 2010).

Problémem při odhadování pravděpodobného pohlaví jedince je, že znaky které determinují pohlavní rozdíly, nejsou jednoznačné. Tedy exprese znaků existuje kontinuálně od typicky mužských po typicky ženské (Black a Ferguson, 2011). Metodologické přístupy při odhadu pohlaví se opírají o přesnost a spolehlivost daných metod. Úspěšnost je procentuální zastoupení daných koster v souboru, jejichž pohlaví je správně odhadnuto metodou, která byla na daném souboru vytvořena (Brůžek a Murail, 2006). Spolehlivost je vyhodnocení správnosti metody použitím na nezávislém vzorku (Brůžek a Murail, 2006). Ve forenzních vědách, spolehlivost metodických nástrojů pro odhad pohlaví by měla mít minimální hranici 95 %, ačkoliv tato optimální úroveň velmi záleží na podmínkách analyzovaných pozůstatků (Black and Ferguson, 2011). Základním aspektem u odhadu pohlaví z kosterních pozůstatků je schopnost aplikovat metodu, která byla vyvinutá na jedné populaci na populaci jinou a udržet srovnatelnou úroveň přesnosti odhadu (Wilson et al., 2010). Problémem při použití metod odhadu pohlaví může být fragmentárnost či věkové zastoupení koster nalezeného souboru.

Nejspolehlivější a nejpřesnější částí kostry člověka pro odhad pohlaví je pánev, skrze znaky pohlavního dimorfismu u všech populací. Dokazují to mnohé metody využívající pouze jeden pohlavně odlišný znak nebo kombinaci několika znaků. Mnoho autorů zabývajících se jednorozměrnou metodou

odhadu pohlaví podle pánve využívají acetabula, kde úspěšnost klasifikace pohlaví je mezi 82 – 96 % (Benazzi et al., 2008; Murphy, 2000; Nagesh et al., 2007). Metody, jež využívají mnohočetné znaky, mají klasifikační úspěšnost 79,9 – 100 % (Bytheway et al., 2010; Dixit et al., 2007; Murail et al., 2005; Patriquin et al., 2002; Steyn and Iscan, 2008). Lebka jako diskriminant pro odhad pohlaví je druhá nejčastěji uváděná část kostry ve forenzních publikacích. Pohlavní dimorfismus lebky je úzce spojen s původem, který musíme při hodnocení brát v potaz (Black a Ferguson, 2011). Existuje několik publikací zabývajících se odhadem pohlaví podle lebky, jejich úspěšnost klasifikace pohlaví jedince se pohybuje mezi 72 – 94 % (Dayal et al., 2008; Deshmukh and Devershi, 2006; Franklin et al., 2005; Gonzalez et al., 2011; Kranioti et al., 2008; Walker, 2008). Páneve i lebka jako takové, bývají často velmi fragmentarizovány nebo dokonce nejsou vůbec dochovány. Lebka bývá méně náchylná k poškození dekompozičními procesy díky přítomnosti většího počtu robustních elementů než na pánvi (Black a Ferguson, 2011). Proto mohou existovat metody odhadu pohlaví s vysokou úspěšností klasifikace 64 – 93 %, které k odhadu pohlaví využívají pouze jedné části lebky, například processus mastoideus, mandibula, foramen magnum, protuberentia occipitalis, pars petrosa a další (Galdames et al., 2008; Gapert et al., 2008; Gülekon et al., 2003; Kemkes et al., 2002; Nagaoka et al., 2008; Wahl and Graw, 2007). Avšak slabá zachovalost lebky i pánve může ovlivnit spolehlivost odhadu pohlaví. Přesnost pohlaví u nekompletní lebky nebo pánve může být dosažena v závislosti na proporcionalitě a oblasti, která je dostupná pro odhad a zkušenosti pozorovatele (Black a Ferguson, 2011). Naopak přesnost a spolehlivost odhadu pohlaví u obou částí skeletu stoupá kombinací jednotlivých metod a dimorfně pohlavních znaků. Pokud pánev i lebka v antropologických sbírkách chybí, je nutné se obrátit na jiné části kostry člověka.

4.3 Odhad pohlaví podle stehenní kosti a populační specificita

Pokud pánev a lebka v archeologických souborech kosterních pozůstatků chybí, je obecně přijímané aplikovat vypracované diskriminační

funkce na měření jiných částí kostry (Brůžek and Murail, 2006). Speciální důraz je dáván na dlouhé kosti, zejména pak na stehenní kost, která je největší kostí v těle a proto nejpravděpodobněji zůstává zachována (Šlaus et al., 2003). Pohlavní dimorfismus stehenní kosti je ovlivněn faktem, že muži jsou obecně v průměru větší a robustnější s vyvinutější muskulaturou než ženy (Black and Ferguson, 2011). Pohlavní dimorfismus stehenní kosti, zvláště pak hlavice stehenní kosti, je logicky dán větší absolutní i relativní váhou axiální kostry mužů než žen (Purkait, 2003). Na pohlavní rozdíly ve velikosti i tvaru stehenní kosti má vliv i kloubní spojení s pánví, která je u žen modifikována s ohledem na speciální funkci reprodukce (Purkait, 2003; Purkait et al., 2004). Evoluční kompromis mezi bipediální chůzí a porodem u ženské pánve má vliv i na úhel a délku krčku stehenní kosti (Albanese et al., 2008). Pro odhad pohlaví z dlouhých kostí jsou zvláště vhodné metrické metody (Özer and Katayama, 2008). Diskriminační funkční analýza se projevuje jako nejspolehlivější (Bidmos et al., 2010) a proto je široce využívána ve forenzních případech (Bidmos et al., 2010; Robinson and Bidmos, 2011).

Diskriminační funkční analýza je statistická metoda vyvinutá v roce 1936 R. A. Fisherem (Bidmos et al., 2010). Poprvé byly použity diskriminační rovnice pro odhad pohlaví Gilesem a Elliotem, publikovány v roce 1963 (Robinson and Bidmos, 2011), od té doby bylo vytvořeno mnoho diskriminačních funkcí v různých částech světa (Alunni-Perret et al., 2003; Asala et al., 2004; Mall et al., 2000; Özer and Katayama 2008; Purkait, 2003; Sakaue, 2004; Šlaus et al., 2003). Mnoho z těchto studií úspěšně klasifikovalo pohlaví jedince s hodnotou oscilující kolem 80 % (Özer and Katayama, 2008). Existují významné velikostní rozdíly mezi populacemi, a proto všechny diskriminační funkční rovnice jsou populačně specifické (Šlaus et al., 2003). Tedy diskriminační rovnice vytvořené na jedné populaci nemohou být použity na jiné populaci (Bidmos et al., 2010). Vytvoření diskriminačních funkcí pro všechny minulé a současné populace není možné a ani by nebylo dostačující. Kosterní pozůstatky nalezené na území jedné populace nemusí k této populaci patřit, například díky migraci apod. Diskriminační rovnice jsou ovlivněny i časovými změnami, a proto čas od času vyžadují revizi (Bidmos et al., 2010). Dalším problémem při využití diskriminačních rovnic je přítomnost sekulárního trendu. Sekulární trend je

pomalá a dlouhodobá změna lidské postavy, např. výšky, váhy, změny v období nástupu růstového spurtu nebo menarche. Faktory, které ovlivňují biologické změny ve vývoji kosti, mohou být genetické, environmentální a socio-kulturní (Alunni-Perret et al., 2008; Jantz a Jantz, 1999). Pohlavní dimorfismus se mění v čase, jak ve velikosti a tvaru obecně, tak u jednotlivých kostí.

4.3.1 Současné metody odhadu pohlaví ze stehenní kosti

Odhad pohlaví na dobře zachované dospělé kostře bývá obvykle dost spolehlivý, většina studií vykazuje úspěšnost klasifikace mezi 80 – 96 % na zkoumaných případech (Asala, 2002; Kjellström, 2004). Pro odhad pohlaví z lidských kosterních pozůstatků je obvykle jako první vybírána pánev díky pohlavnímu dimorfismu vztaženému k pánevní morfologii porodního kanálu (Albanese, 2003; Albanese et al., 2008; Özer and Katayama, 2008). Bohužel pánevní kost je vysoce náchylná k poškození, jak tafonomickými faktory, tak technikou odkrývání (Albanese et al., 2008), proto je důležité získat data pro pohlavní dimorfismus jiných částí skeletu při nálezů neúplných lidských koster (Mall et al., 2000). Odhad pohlaví z fragmentárních lidských pozůstatků může být méně spolehlivý než z kompletní kostry, protože mnoho z pohlavně charakteristických znaků může chybět (Kjellström, 2004). V současné době je zde velký nárůst metrických a morfologických analýz pro odhad pohlaví z jiných částí kostry, speciálně z dlouhých kostí (Purkait and Chandra, 2004). Mezi dlouhými kostmi je pravděpodobně stehenní kost jednou z nejčastěji studovaných kostí (Purkait and Chandra, 2004). Pearson a Bell na začátku minulého století (1917 – 1919), jako první zjistili, že rozměry stehenní kosti vykazují pohlavní rozdíly a prezentovali stále často používané škálování znaků muž, muž?, pohlaví, žena?, žena (Kjellström, 2004). Existují studie odhadu pohlaví podle stehenní kosti vytvořené na populaci evropské (Alunni-Perret et al., 2003; Kjellström, 2004; Kranioti et al., 2009; Mall et al., 2000; Rissech et al., 2008; Šlaus et al., 2003), jihoafrické populaci bělochů a černochoů (Asala, 2002; Robinson and Bidmos, 2011; Steyn and Iscan, 1997), indické populaci (Purkait, 2003), japonské populaci (Özer a Katayama, 2008; Sakaue, 2004) a na

populaci čínské (Iscan a Shihai, 1995). Všechny tyto studie zabývající se odhadem pohlaví podle stehenní kosti jsou citovány v antropologických a forenzních časopisech (Mall et al., 2000). Tyto studie mají společné, že šířkové a obvodové rozměry jsou více pohlavně dimorfní, než délkové rozměry a mezi populacemi existují velikostní rozdíly, proto všechny diskriminační funkce jsou populačně specifické (Asala, 2001; Sakae, 2004; Šlaus et al., 2003). Mall et al v roce 2000 zveřejnili studii, ve které měří 6 rozměrů na stehenní kosti (maximální délka, maximální průměr středu těla, bikondylární šířka, vertikální průměr hlavice, obvod hlavice a transverzální průměr hlavice) u současné německé populace. Pomocí diskriminační analýzy nejlépe odhadli pohlaví pomocí transverzálního průměru hlavice 89,6 % (Mall et al., 2000). Asala v roce 2002 prezentoval studii, která odhadovala pohlaví u jihoafrických bělochů a černocho. Pohlaví odhadoval pomocí průměru hlavice, kdy vertikální průměr hlavice měl vyšší úspěšnost u jihoafrických bělochů a transverzální průměr hlavice u jihoafrických černocho. Přesněji byli odhadnuti muži než ženy u obou populací (Asala, 2002). Alunni-Perret testoval odhad pohlaví podle minimálního inferior-superiorního průměru krčku stehenní kosti u francouzské populace ze dvou období. Výsledky ukázaly statisticky signifikantní nárůst průměru krčku stehenní kosti ($p < 0,01$) žen ve zkoumaném vzorku současné francouzské populace (Alunni-Perret et al., 2003). Purkait vytvořil metodu, která také využívá maximálního průměru hlavice stehenní kosti na centrální indické populaci. Naměřené hodnoty ukázaly, že průměr hlavice je nejlepší jednotlivý diskriminant, který dosahuje přesnosti 92,1 % (Purkait, 2003). V roce 2004 použil Purkait svou metodu aby pochopil populační odlišnosti. Aplikoval rovnice diskriminační analýzy vytvořené na populaci Thajců, Číňanů, jihoafrických bělochů a amerických bělochů a černocho na populaci indickou. Porovnání ukázalo, že Indové jsou velmi odlišní od jihoafrických a amerických bělochů a naopak jsou blízcí k Thajcům a Číňanům (Purkait a Chandra, 2004). Jak je vidět z výše uvedeného většina publikací uvádí, že nejlepších výsledků dosahuje proximální konec stehenní kosti. Konkrétně pak průměr hlavice stehenní kosti. Existuje i řada studií, která vychází z distálního konce stehenní kosti, které podávají vysoké spolehlivé výsledky. Například Asala et al. měřili 8 rozměrů na stehenní kosti (5 na proximálním konci a 3 na distálním konci kosti),

keré vykazují pohlavní dimorfismus. Nejúspěšnější pro odhad pohlaví je rozměr vertikální průměr hlavice (83,9 %). U distálního konce stehenní kosti je nejúspěšnější rozměr mediální kondylární šířka (82,7 %). V roce 1995 byl publikován výzkum, který odhadoval pohlaví u čínské, černošské a bělošské populace podle stehenní kosti. Bylo měřeno 6 rozměrů (maximální délka, průměr hlavice, předozadní průměr těla stehenní kosti, transverzální průměr těla stehenní kosti, odvod těla stehenní kosti a distální šířka). Výsledky potvrdili, že všechny mužské rozměry jsou větší než ženské. Nejlepším diskriminantem pro odhad pohlaví u amerických bělochů a černochoů je průměr hlavice (90 %). Pro čínskou populaci je nejvhodnější diskriminantem pro pohlaví distální šířka (94,9 %). Je tedy zřejmé, že pohlavní dimorfismus je na stehenní kosti čínské populace vyjádřen rozdílně, než u jiných moderních populací. Výzkumy potvrzují, že obvodové a šířkové rozměry na stehenní kosti jsou více pohlavně dimorfní, než lineární délkové rozměry, jako je například maximální délka stehenní kosti. Toto zjištění je výhodou při fragmentárnosti či neúplnosti kosterních pozůstatků. Předchozí zmíněné studie silně potvrzují fakt, že populační specificita musí být brána v potaz při vyvíjení nových technik pro demografické analýzy v biologické antropologii a ve forenzních vědách (Iskan a Shihai, 1995).

Práce publikované v posledním desetiletí vykazují nárůst použití zobrazovacích technik pro odhad pohlaví (Benazzi et al., 2008; Biwasaka et al., 2009; Harma et al., 2007). Identifikace jedince pomocí rentgenové technologie byla poprvé představena v roce 1926 Culbertem a Lawem (Kranjoti et al., 2009). Digitální radiografie je alternativní a přesná technika měření, která může být použita na živých lidech a tím vytvořit velmi rychle veliký soubor (Harma et al., 2007) nebo je uplatnit v případech nekompletních (Benazzi et al., 2008), spálených či polorozpadlých lidských pozůstatků (Kranjoti et al., 2009). Provedené výzkumy vykazují dobré výsledky analýzy kosterních pozůstatků z rentgenových snímků a ukazují, že jsou objektivní a snadno opakovatelnou metodou pro odhad pohlaví (Benazzi et al., 2008; Harma et al., 2007; Kranjoti et al., 2009).

5 METODA KRANIOTI ET AL. 2009

Standardní osteometrické techniky, které jsou vyvíjené pro identifikaci jedince, je nutné modifikovat pro specifické případy (např. rozložené nebo spálené pozůstatky). V těchto případech je obrazové zpracování, jako jsou rentgenové snímky výbornou pomocí.

Metoda Kranioti et al. byla vytvořena na levých dospělých stehenních kostech populace krétského původu známého pohlaví, věku a příčiny smrti v roce 2009. Studovaná populace zahrnovala jedince, kteří zemřeli v letech 1968 až 1998. Vytvořená metoda využívá specifického softwaru, který pracuje s rentgenovými snímky. Stehenní kosti byly rentgenovány digitálním rentgenovým přístrojem (TCA 4R PLUS). Rentgenová hlavice přístroje byla vzdálena od rentgenového stolu 54 cm. Stehenní kosti byly položeny anteriorní stranou na rentgenovou podložku, kdy epikondyly musí zůstat v horizontální poloze. Poté se rentgenové snímky vloží do specifického softwaru (SIS-m) navrženého Java softwarem speciálně pro tuto metodu. V softwaru na stehenní kosti vyznačíme 6 landmarků. Software vygeneruje 15 rozměrů, které reprezentují všechny možné kombinace těchto 6 landmarků. Tyto body jsou popsány následovně. Bod A je bod na těle stehenní kosti, který leží pod nižším koncem malého trochanteru. Bod B je bod na těle stehenní kosti, kdy vzdálenost mezi bodem A a B reprezentuje subtrochanterický průměr. Body C a D jsou body na krčku stehenní kosti, kdy se křivka krčku mění v křivku hlavice a vzdálenost mezi těmito body reprezentuje minimální průměr krčku stehenní kosti. Body E a F jsou body na hlavici stehenní kosti, kdy vzdálenost mezi těmito body reprezentuje maximální průměr hlavice stehenní kosti. Všechny rozměry jsou počítány v milimetrech. Kalibrace rentgenových snímků a známé délky je vypočtena korelací mezi milimetry a pixely na rentgenovém snímku. Rozměry na rentgenovém snímku nerepresentují homonymní měření na skutečné kosti, jelikož rentgenové rozměry jsou dvojrozměrné a nejsou shodné s trojrozměrnými provedenými na skutečné kosti. Po vyznačení 6 bodů a tedy změření 15 rozměrů v SIS softwaru, program v procentech vypočítá, jestli stehenní kost patří muži nebo ženě. Úspěšnost klasifikace pohlaví jedince využitím tohoto softwaru byla vyhodnocena na 91,7 %. Následně Kranioti et al.

podrobili stejné rozměry diskriminační analýze, kdy 3 z 15 rozměrů produkovaly přesnost 92,9 %. Podle autorů je tato metoda při měření minimálně 3 rozměrů na proximálním konci stehenní kosti alternativní technikou, kterou lze aplikovat v případech polo-rozložených a spálených pozůstatků nebo při masových katastrofách. Přirozeně, populační specifická musí být brána v potaz. Navržený specifický program poskytuje jednoduchý nástroj pro odhad pohlaví, který může být používán ve forenzních případech, pokud jsou kosti rentgenovány na stejném rentgenovém přístroji, na kterém byla metoda vytvořena (Kranjoti et al, 2009). Autoři vybízejí k použití SIS-m softwaru ve specifických případech, kdy osteometrické metody nemohou být použity bez ohledu na populační specifitu. Rozhodli jsme se testovat platnost a spolehlivost této metody i za předpokladu porušení doporučení autorů k použití stejného rentgenového zařízení.

6 MATERIÁL

6.1 Charakteristika použitého materiálu

Pro ověření spolehlivosti a přesnosti testované metody Kranioti et al. 2009, byl použit český soubor stehenních kostí z 20. století. Soubor 160 stehenních a 160 pažních kostí byl shromážděn mezi lety 1996 – 1998, za účelem zjistit rozdíly mezi populací konce 20. století a populací reprezentovanou sbírkami z 80. let 19. století až z 30. let 20. století (Dobisíková et al., 2000). Kosti byly získány v pitevně Ústavu soudního lékařství Záchraně služby hlavního města Prahy, a jelikož byly kosti odebírány při pitvách ze soudně lékařské indikace, tzn. od lidí, kteří zemřeli z „plného zdraví“, můžeme soubor považovat za náhodný výběr z populace (Dobisíková et al., 2000). U souboru bylo známo pohlaví (100 mužů a 60 žen) a věk (18 – 88 let u obou pohlaví). Kosti byly vypreparovány, zbaveny měkkých tkání a chrupavek a následně odmaštěny (Dobisíková et al., 2000). Každá kost byla označena číslem pitevního protokolu.

6.1.1 Použitý soubor stehenních kostí

Pro tuto práci bylo použito pouze 98 stehenních kostí, z výše uvedené sbírky, která je uložena v depozitáři Národního muzea v Horních Počernicích v Praze. Použitý soubor obsahuje 63 mužských stehenních kostí, z nichž je 35 levých a 28 pravých. Průměrný věk mužů je 49,5 let (SD = 17,8 let). V souboru se nachází 35 ženských stehenních kostí, z nichž je 24 levých a 11 pravých. Průměrný věk žen je 60,8 let (SD = 23,4 let). Z dostupných údajů byl znám věk, pohlaví a rok, kdy proběhla pitva, tudíž se mohl vypočítat rok narození jedinců. Muži i ženy byli narozeni v rozmezí let 1910 – 1978 (Švenkrťová, 2010). Pro práci byli použiti jen dospělí jedinci a byli vyloučeni jedinci s výraznými patologickými změnami. Pro tuto práci jsme použili jak levých, tak pravých stehenních kostí, jelikož nám nebyla známa pravolevá orientace jedinců.

Funkční lateralita, která se projevuje přednostním užíváním jednoho z párových orgánů, který pracuje rychleji a kvalitněji, není cílem této práce.

7 METODY

7.1 Rentgenové snímky

Stehenní kosti byly rentgenovány v depozitáři Národního muzea v Horních Počernicích v Praze. Rentgenový přístroj COSMOS-2, byl obsluhován rentgenovým laborantem Markem Jantačem, zaměstnancem TM studia Benešov. Rentgenovali jsme pouze proximální konec stehenní kosti. Stehenní kost byla během rentgenování položena anteriorní stranou na desku rentgenového stolu, kdy laterální i mediální epikondyl stehenní kosti se dotýkal desky rentgenového stolu. Ohniskové vzdálenosti mezi rentgenovou hlavou a rentgenovým stolem jsme zvolili dvě. Proximální konec stehenních kostí jsme rentgenovali ze vzdálenosti 54 cm a 100 cm. Ohnisková vzdálenost 54 cm byla dána podle doporučení autorů testované metody Kranioti et al. 2009. Pokud projektujeme rentgenové snímky, vždy nastane zvětšení objektu. Čím větší je vzdálenost mezi objektem a zdrojem rentgenového záření, tím dochází k menšímu zvětšení (zkreslení) objektu (Whitley et al., 2005). Mnoho radiologických výzkumů se provádí se vzdáleností 100 cm mezi rentgenovaným objektem a zdrojem rentgenového záření, která poskytuje akceptovatelné geometrické zkreslení (Whitley et al., 2005). Provedli jsme porovnání měření rozměrů u 54cm a 100cm vzdálenosti a zjistili jsme velikostní nesrovnalosti. Podle těchto závěrů jsme se rozhodli vytvořit rovněž snímky s ohniskovou vzdáleností 100 cm, která byla námi zvolena na základě zkoumání distorze rentgenových snímků. Rentgenové snímky byly uloženy na přenosný disk ve specializovaném digitálním softwaru DICOM (Digital Imaging and Communications in Medicine) VIEWER LITE.

7.1.1 Definice rozměrů na rentgenových snímcích.

Definované body a následné rozměry mezi těmito body jsou převzaté z výchozí publikace Kranioti et al. 2009. Daných bodů je celkem 6 a všechny možné kombinace mezi těmito body dávají celkem 15 rozměrů, které vypočetl

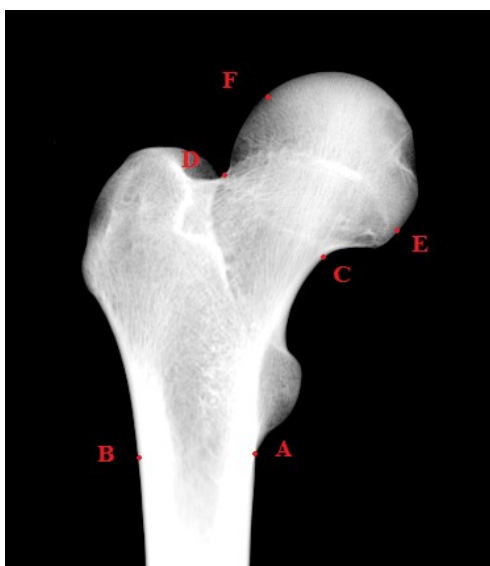
výše uvedený software v milimetrech. Vybrané body, označené velkými latinskými písmeny a ukázány na Obrázku 1. jsou popsány následovně:

A: Bod na těle stehenní kosti, který leží pod dolním koncem malého trochanteru stehenní kosti.

B: Bod na těle stehenní kosti, který leží vertikálně na ose těla stehenní kosti. Vzdálenost mezi body A a B reprezentuje sub-trochanterický průměr stehenní kosti na rentgenovém snímku.

C a D: Vybrané body na krčku stehenní kosti, kde se křivka krčku mění v křivku hlavice. Vzdálenost mezi těmito body reprezentuje minimální průměr krčku stehenní kosti.

E a F: Body na hlavici stehenní kosti, kdy vzdálenost mezi těmito body reprezentuje maximální průměr hlavice stehenní kosti.



Obrázek 1. Vybrané body na proximálním konci stehenní kosti (Zdroj autor).

Rozměry byly objektivně vybrány díky snadnému rozpoznání i ne-profesionálním pozorovatelem a na základě známé významnosti pro pohlavní rozdíly (Kranioti et al., 2009). Je nutné zdůraznit, že i když jsou rozměry A-B, C-D a E-F definované jako subtrochanterický průměr, minimální průměr krčku a maximální průměr hlavice stehenní kosti, nerepresentují homonymní rozměry

na skutečné suché kosti. Rozměry z rentgenových snímků jsou dvojrozměrné na rozdíl od trojrozměrných rozměrů na skutečné kosti.

7.2 Specializovaný SIS Software

Specializovaný SIS software jsem získala přímo od autorky Elen Kranioti na základě korespondence. SIS software byl sestaven tak, aby vypočítal vzdálenosti mezi zaznamenanými body. Nejprve se vloží rentgenový snímek do softwaru, poté se software spustí z příkazového řádku a pomocí levého tlačítka na myši se vyberou definované body. Měření může být jednoduše zrušeno stisknutím pravého tlačítka na myši a uživatel může začít znovu. Po vybrání bodů, uživatel získá data o všech patnácti rozměrech a korespondující pohlaví v textové zprávě. Nutné je před aplikaci SIS softwaru nakalibrovat rentgenový snímek tak, aby pixely rentgenového snímku kosti souhlasily s milimetry na kosti skutečné. Tohoto jsme dosáhli zmenšením velikosti rentgenového snímku, aby naměřené rozměry SIS softwarem mezi danými body byly shodné s naměřenými rozměry softwarem DICOM VIEWER LITE.

7.3 Statistické analýzy

Pro všechny vypočítané statistické hodnoty byl použit program STATISTICA 7 a Microsoft Excel 2007. Grafické a tabulkové souhrny byly vytvářeny v Microsoft Excel 2003.

7.3.1 Základní popisná statistika

Deskriptivní statistika je potřebná k výstižnému a přesnému popisu vlastností pozorovaného frekvenčního rozdělení (Sokal and Rohlf, 1995). Pro vyjádření míry polohy jsem zvolila aritmetický průměr a medián. Aritmetický průměr je výpočtem součtu všech jednotlivých pozorování v souboru a následné vydělení sumou těchto pozorování (Sokal and Rohlf, 1995).

$$\bar{y} = \frac{\sum y}{n}$$

Medián je hodnota proměnné, která má rovný počet pozorování na obou stranách. Medián rozděluje frekvenční rozdělení na dvě poloviny (Sokal and Rohlf, 1995). Pro vyjádření míry variability souboru jsem vybrala směrodatnou odchylku. Měření variability je založeno na odchýlení dat od míry centrální polohy, obvykle od průměru (Agresti and Finley, 1997). Směrodatná odchylka je pak průměrné odchýlení jednotlivých měření od průměru všech těchto měření. Směrodatná odchylka se vypočte jako druhá odmocnina z rozptylu. Rozptyl je průměr umocněné vzdálenosti na druhou od průměru (Agresti and Finley, 1997).

$$s = \sqrt{\frac{\sum (y_i - \bar{y})^2}{n - 1}}$$

7.3.2 Diskriminační analýza

Pro klasifikaci jedinců podle pohlaví jsme použili diskriminační analýzu. Řada autorů, zabývajících se různými populacemi, publikují metody odhadu pohlaví podle dospělé stehenní kosti, které pracují s diskriminační analýzou (Šlaus et al., 2003, Asala et al., 2004, Robinson et al., 2001). Mnoho z těchto studií odhadují pohlaví podle kostry s přesností oscilující kolem hodnoty 80 % (Özer a Katayama, 2008). Diskriminační analýza je statistická metoda vyvinutá v roce 1936 R. A. Fisherem, která umožňuje studovat odlišnosti mezi dvěma

nebo více skupinami. Tato metoda se zabývá odlišnostmi mezi skupinami určením, které kombinace proměnných budou nejlépe predikovat členství ve skupině (Bidmos et al., 2010). Skupiny musejí být striktně odlišitelné, kdy analyzovaná data budou výlučně patřit pouze do jedné nebo do druhé skupiny. Nerovnoměrná velikost skupin ve vzorku je akceptována. Předpokladem pro diskriminační analýzu je normální rozdělení souboru. Vzorec diskriminační funkce u dvou-skupinové analýzy je

$$Df = a + b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_nx_n$$

kdy b je hodnota koeficientu diskriminační funkce, x se rovná hodnotě proměnné, a reprezentuje konstantu diskriminační funkce a n je počet sledovaných proměnných (StatSoft, 2007). Podle výsledné hodnoty diskriminační funkce, kterou porovnáme s dělicím kritériem, klasifikujeme jedince do skupin. V našem případě, pokud je výsledná hodnota vyšší než dělicí kritérium, klasifikujeme jedince jako muže. Je-li výsledná hodnota nižší než dělicí kritérium, klasifikujeme jedince jako ženu. Chyba nastává, pokud je jedinec zařazen do opačné skupiny.

7.3.2.1 Použité diskriminační funkce

Pro odhad spolehlivosti testované metody Kranjoti et al. 2009 jsme naše naměřené rozměry na českém souboru vložili do diskriminačních funkcí vytvořených autory na jedincích řecké populace, kteří zemřeli v letech 1968-1998. Vybrané použité funkce jsou:

$$DF1 = (0,47*AB) + (-0,60*AC) + (-0,26*AD) + (0,75*AE) + (0,31*AF) + (0,67*BC) + (-0,21*BD) + (-0,77*BE) + (-0,19*BF) + 14,76$$

$$DF2 = (0,14*CE) + (0,28*BD) + (-0,16*DF) + (-15,25)$$

$$DF3 = (0,02*AB) + (0,15*CD) + (0,20*EF) + (-14,82)$$

$$DF4 = CD F < 32,155 > M$$

$$DF5 = EF \text{ } F < 45,995 > M$$

Úspěšnost klasifikace pohlaví na základě výše zmíněných diskriminačních funkcí z řecké populace konce 20. století je zobrazena v Tabulce 1.

Tabulka 1. Výsledky úspěšnosti klasifikace pohlaví v řecké populaci z konce 20. století (Kranioti et al. 2009).

| Diskriminační funkce | Muži | | Ženy | | Celkem |
|----------------------|-------|------|-------|-------|--------|
| | N | % | N | % | |
| DF1 | 31/36 | 86,1 | 34/34 | 100,0 | 92,9 |
| DF2 | 32/36 | 88,9 | 33/34 | 97,1 | 92,9 |
| DF3 | 32/36 | 88,9 | 28/34 | 82,4 | 85,7 |
| DF4 | 31/36 | 86,1 | 29/34 | 82,3 | 85,7 |
| DF5 | 29/36 | 80,6 | 27/34 | 79,4 | 80,0 |

7.3.3 Testování významnosti pohlavních rozdílů

Abychom zjistili, zda 15 vybraných rozměrů (AB, AC, AD, AE, AF, BC, BD, BE, BF, CD, CE, CF, DE, DF, EF) proximálního konce stehenní kosti na rentgenových snímcích je pohlavně dimorfní, rozhodli jsme se je testovat. Námi vybraný statistický test ANOVA porovnává průměry rozdílných skupin. Tato metoda byla vyvinuta R. A. Fisherem jako základní aplikace statistik v biologii (Sokal and Rohlf, 1994). Obecná nulová hypotéza zní

$$H_0 = \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_k$$

kdy μ je průměr jednotlivých skupin a k je počet pozorovaných skupin (Zar, 1999). Analyzovali jsme zvlášť rentgenové snímky foceně z 54cm a ze 100cm vzdálenosti. Dále jsme zvlášť pracovali s levými (N=59) a pravými (N=39) stehenními kostmi. Výsledky jsou dané F hodnotou, která vypovídá o kolik je variabilita mezi skupinami větší než variabilita uvnitř skupin.

7.3.4 Intra-observační chyba

Intra-observační chybu jsme hodnotili u měření patnácti rozměrů z rentgenových snímků. Intra-observační chyba je rozdíl mezi opakovaným měřením nebo pozorováním stejným pozorovatelem. Odhaluje míru chyby, kterou vnáší do měření výzkumník. Mezi prvním a druhým měřením uplynul jeden měsíc. Měření bylo opakováno celkem u 20 jedinců, u 5 mužských a 5 ženských rentgenových snímků stehenních kostí, ze dvou rozdílných ohniskových vzdáleností 54 cm a 100 cm. Jedinci byli ze souboru vybráni náhodně. Pro odhad chyby jsme vybrali dvou-výběrový nepárový t-test, kterým jsme zjišťovali signifikantní rozdíly průměrů rozměrů. Nulová hypotéza zní

$$H_0: \mu_1 = \mu_2$$

Obecný vzorec pro t-test je

$$t = \frac{(\bar{y}_2 - \bar{y}_1)}{\sigma_{\bar{y}_2 - \bar{y}_1}}$$

7.3.5 Měření distorze rentgenových snímků

Rentgenování stehenních kostí jsme prováděli ze dvou ohniskových vzdáleností, kdy 54cm vzdálenost byla definována testovanou metodou Kranioti et al., 2009 a 100cm vzdálenost jsme si vybrali sami. Metrovou vzdálenost jsme zvolili, abychom se přiblížili více požadavku radiologie a určili, zda velikost distorze mezi těmito vzdálenostmi je statisticky signifikantní. Pro odhad distorze jsme použili dvou-výběrový t-test (nulová hypotéza a vzorec popsán v kapitole 3.3.3), kterým porovnáváme průměry jednotlivých rozměrů.

7.3.6 Navržené diskriminační funkce

Pro odhad přesnosti metody Kranioti et al. jsme vytvořili vlastní diskriminační funkce. Námi navržené diskriminační funkce jsou identické

s funkcemi testované metody Kranioti et al. 2009 (popsané v kapitole 3.3.2.1). Jsou vypočítány z našeho souboru programem STATISTICA 7.0.

8 VÝSLEDKY

8.1 Pohlavní dimorfismus stehenní kosti české populace 20. století

Deskriptivní statistiku mužských stehenních kostí rentgenovaných ze vzdálenosti 54 cm představuje Tabulka 2. V tabulce je uveden počet mužů, na kterých bylo měření uskutečněno, průměrná hodnota rozměrů, směrodatná odchylka rozměrů zvlášť pro levou a pravou stehenní kost. Hodnoty jsou uvedené v milimetrech. Definice rozměrů jsou uvedené v kapitole 3.1.1.

Tabulka 2. Deskriptivní statistika pro soubor mužských stehenních kostí české populace rentgenovaných z 54cm vzdálenosti.

| Rozměry | Muži (RTG z 54 cm) | | | |
|-----------|--------------------|------|------------|------|
| | Dx (N=28) | | Sin (N=35) | |
| | Průměr | SD | Průměr | SD |
| AB | 35,4 | 2,3 | 34,9 | 3,3 |
| AC | 63,7 | 10,7 | 63,0 | 7,8 |
| AD | 88,7 | 11,0 | 85,6 | 8,4 |
| AE | 82,2 | 10,4 | 79,9 | 10,8 |
| AF | 109,1 | 11,3 | 104,0 | 9,7 |
| BC | 83,4 | 7,9 | 81,7 | 6,7 |
| BD | 94,0 | 9,0 | 89,4 | 6,9 |
| BE | 106,2 | 8,3 | 103,2 | 8,7 |
| BF | 117,1 | 9,7 | 110,7 | 8,1 |
| CD | 39,1 | 3,3 | 39,2 | 3,4 |
| CE | 24,6 | 3,6 | 22,4 | 4,9 |
| CF | 50,9 | 3,2 | 48,6 | 3,7 |
| DE | 53,8 | 5,0 | 53,5 | 3,5 |
| DF | 23,8 | 3,5 | 22,2 | 6,0 |
| EF | 54,9 | 3,8 | 53,3 | 3,1 |

Nejdelší naměřený průměrný rozměr u mužů na levých i pravých stehenních kostech je v průměru rozměr BF, nejkratší je v průměru rozměr DF. Největší směrodatná odchylka u mužů je v průměru přes 10 mm a nejmenší je nad 2 mm. Tento trend je viditelný i u souboru ženských stehenních kostí rentgenovaných ze vzdálenosti 54 cm, jak ukazuje Tabulka 3 a dále u souboru mužských i ženských stehenních kostí rentgenovaných ze 100cm vzdálenosti,

což je viditelné v Tabulkách 5 a 6. Jedinou výjimku představuje nejmenší rozměr CE u rentgenových snímků žen ze 100cm vzdálenosti.

Tabulka 3. Deskriptivní statistika pro soubor ženských stehenních kostí české populace rentgenovaných ze vzdálenosti 54 cm.

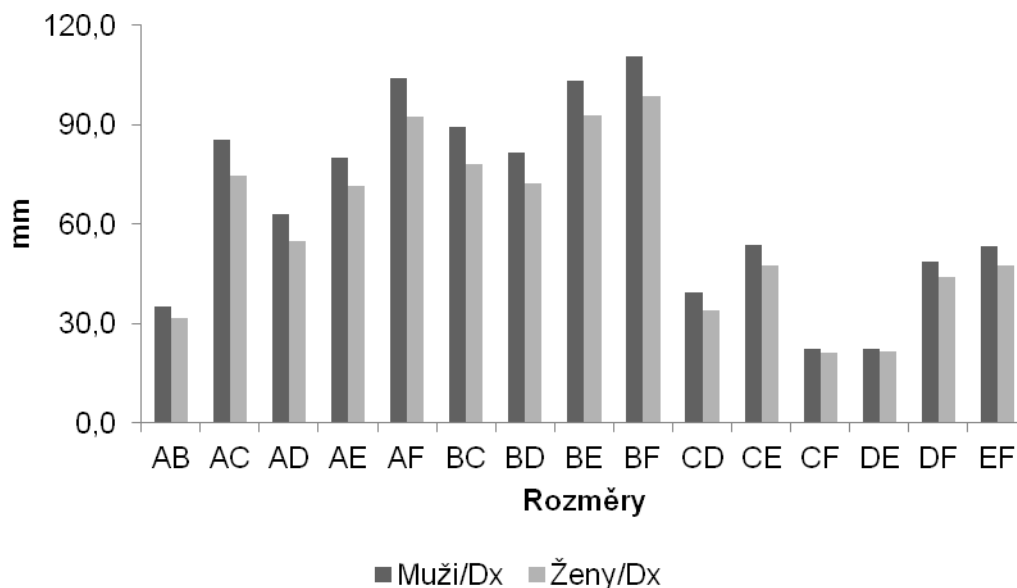
| Ženy (RTG z 54 cm) | | | | |
|---------------------------|-----------|-----|------------|------|
| Rozměry | Dx (N=11) | | Sin (N=24) | |
| | Průměr | SD | Průměr | SD |
| AB | 31,4 | 4,0 | 31,4 | 2,3 |
| AC | 54,0 | 6,6 | 54,7 | 8,1 |
| AD | 74,9 | 6,1 | 74,6 | 7,5 |
| AE | 69,2 | 8,2 | 71,7 | 11,2 |
| AF | 93,1 | 8,5 | 92,3 | 10,4 |
| BC | 72,0 | 7,6 | 72,4 | 6,2 |
| BD | 79,7 | 6,3 | 78,1 | 7,0 |
| BE | 90,9 | 7,5 | 92,8 | 9,2 |
| BF | 100,0 | 7,7 | 98,5 | 9,6 |
| CD | 33,4 | 2,7 | 33,8 | 2,6 |
| CE | 20,2 | 3,5 | 21,6 | 5,0 |
| CF | 44,8 | 3,7 | 43,9 | 3,1 |
| DE | 46,0 | 3,6 | 47,6 | 3,3 |
| DF | 20,1 | 4,0 | 21,1 | 4,1 |
| EF | 48,7 | 3,2 | 47,6 | 3,4 |

Tabulka 3 reprezentuje popisnou statistiku pro soubor ženských stehenních kostí, které jsou rentgenovány ze vzdálenosti 54 cm. V tabulce jsou znázorněny průměrné hodnoty rozměrů a jejich směrodatné odchylky v milimetrech.

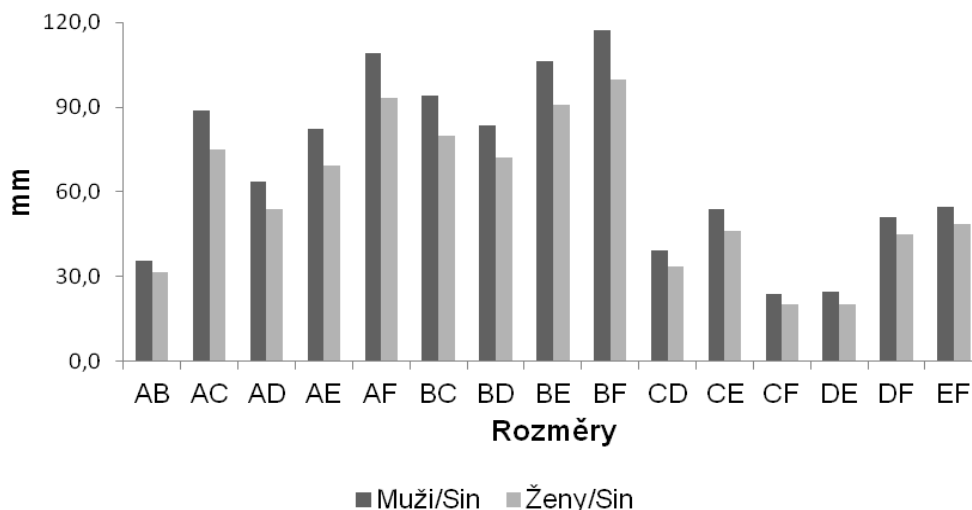
Výsledky statistického testu ANOVA, v Tabulce 4, nám ukazují odlišnosti u rozměrů mužů a žen, jejichž rentgeny jsou pořizovány ze vzdálenosti 54 cm. Jak můžeme vidět v Grafu 1 a 2 všechny ženské naměřené rozměry na levých i pravých stehenních kostech jsou v průměru menší než mužské rozměry. Statisticky významné rozdíly ($p < 0,05$) jsou u všech mužských a ženských rozměrů, kromě rozměrů CE ($p = 0,55$) a DF ($p = 0,44$) u levých stehenních kostí. Všechny rozměry na pravých stehenních kostech vykazují statisticky významné rozdíly. U 11 rozměrů z celkových 15 je variabilita mezi pohlavími větší u levých stehenních kostí.

Tabulka 4. Výsledné hodnoty ANOVA testu pro odlišnosti rozměrů mezi muži a ženami české populace.

| Rozměry | RTG z 54 cm | | | |
|-----------|-------------|------|------------|------|
| | Dx (N=39) | | Sin (N=59) | |
| | F | P | F | P |
| AB | 15,77 | 0,00 | 20,39 | 0,00 |
| AC | 7,82 | 0,01 | 15,86 | 0,00 |
| AD | 15,37 | 0,00 | 26,90 | 0,00 |
| AE | 13,64 | 0,00 | 8,03 | 0,01 |
| AF | 17,85 | 0,00 | 19,37 | 0,00 |
| BC | 16,75 | 0,00 | 29,61 | 0,00 |
| BD | 23,01 | 0,00 | 37,91 | 0,00 |
| BE | 28,03 | 0,00 | 19,30 | 0,00 |
| BF | 27,28 | 0,00 | 28,09 | 0,00 |
| CD | 25,96 | 0,00 | 43,97 | 0,00 |
| CE | 12,06 | 0,00 | 0,37 | 0,55 |
| CF | 26,36 | 0,00 | 26,44 | 0,00 |
| DE | 21,48 | 0,00 | 44,03 | 0,00 |
| DF | 8,05 | 0,01 | 0,59 | 0,44 |
| EF | 22,66 | 0,00 | 45,22 | 0,00 |



Graf 1. Rozdíly průměrných hodnot rozměrů pravých mužských a ženských stehenních kostí české populace z rentgenové vzdálenosti 54 cm.



Graf 2. Rozdíly průměrných hodnot rozměrů levých mužských a ženských stehenních kostí české populace rentgenovaných ze vzdálenosti 54 cm.

Popisná statistika mužských stehenních kostí rentgenované ze vzdálenosti 100 cm je zobrazena v Tabulce 5. Tabulka obsahuje průměrné hodnoty a směrodatnou odchylku pro všechny rozměry v milimetrech. Výsledné průměrné hodnoty jsou ve všech případech větší (v jednom případě stejné) u pravých stehenních kostí. Tento jev můžeme sledovat i u mužských stehenních kostí rentgenovaných ze vzdálenosti 54 cm, ne tak u ženských stehenních kostí. Naopak u žen rentgenovaných ze 100cm vzdálenosti je 12 z 15 rozměrů větších na levých stehenních kostech, jak je zřejmé z Tabulky 6. Ženské stehenní kosti rentgenované z 54cm vzdálenosti nevykazují žádný trend.

Tabulka 5. Deskriptivní statistika pro soubor mužských stehenních kostí české populace rentgenovaných z 100cm vzdálenosti.

| Rozměry | Muži (RTG ze 100 cm) | | | |
|-----------|-----------------------------|------|------------|-----|
| | Dx (N=28) | | Sin (N=36) | |
| | Průměr | SD | Průměr | SD |
| AB | 34,0 | 2,1 | 33,8 | 2,8 |
| AC | 63,4 | 10,8 | 62,7 | 6,9 |
| AD | 87,5 | 11,0 | 84,9 | 7,7 |
| AE | 77,5 | 9,5 | 74,6 | 8,6 |
| AF | 105,0 | 10,4 | 101,4 | 8,5 |
| BC | 81,4 | 8,0 | 80,8 | 5,6 |
| BD | 91,9 | 9,4 | 89,4 | 6,4 |
| BE | 99,8 | 7,0 | 97,0 | 6,6 |
| BF | 111,8 | 8,8 | 107,5 | 7,3 |
| CD | 37,5 | 2,9 | 37,5 | 3,4 |
| CE | 20,5 | 3,7 | 18,7 | 3,6 |
| CF | 48,3 | 2,9 | 46,4 | 3,3 |
| DE | 50,4 | 3,5 | 50,2 | 3,4 |
| DF | 20,1 | 3,0 | 18,4 | 4,2 |
| EF | 52,9 | 4,2 | 52,7 | 2,8 |

Tabulka 6. Deskriptivní statistika pro soubor ženských stehenních kostí české populace rentgenovaných ze vzdálenosti 100 cm.

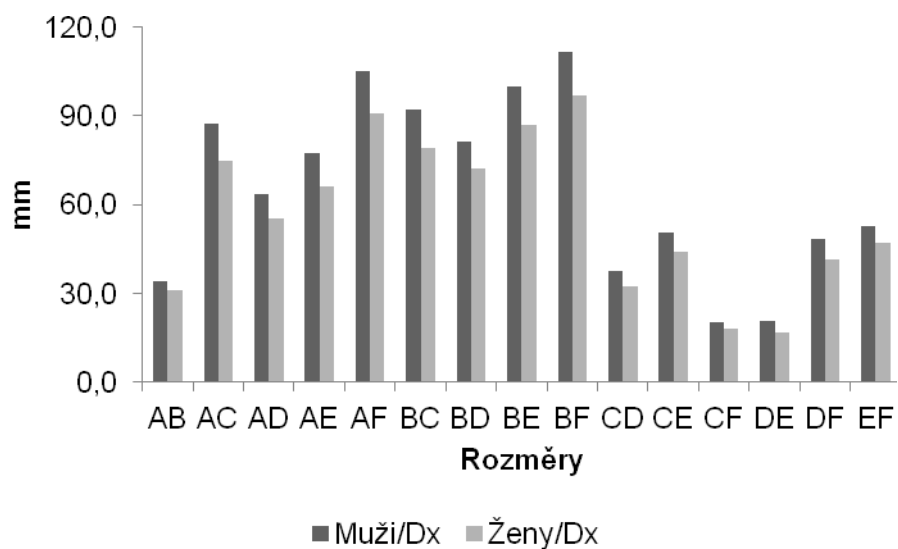
| Rozměry | Ženy (RTG ze 100 cm) | | | |
|-----------|-----------------------------|-----|------------|------|
| | Dx (N=11) | | Sin (N=24) | |
| | Průměr | SD | Průměr | SD |
| AB | 30,0 | 3,5 | 30,9 | 2,4 |
| AC | 53,3 | 5,5 | 55,3 | 7,9 |
| AD | 72,9 | 8,1 | 74,9 | 7,3 |
| AE | 65,3 | 7,7 | 66,1 | 10,2 |
| AF | 90,0 | 8,3 | 90,9 | 10,7 |
| BC | 69,4 | 3,9 | 72,1 | 6,2 |
| BD | 78,7 | 4,2 | 79,1 | 6,4 |
| BE | 83,5 | 6,9 | 87,0 | 8,5 |
| BF | 95,2 | 6,6 | 96,9 | 9,9 |
| CD | 32,0 | 2,5 | 32,4 | 2,4 |
| CE | 17,5 | 2,3 | 16,9 | 3,7 |
| CF | 42,5 | 4,2 | 41,7 | 4,5 |
| DE | 43,8 | 4,2 | 43,9 | 3,2 |
| DF | 17,2 | 2,8 | 17,9 | 4,6 |
| EF | 48,4 | 5,3 | 47,1 | 3,0 |

Tabulka 6 ukazuje výsledky popisné statistiky, tedy průměr a směrodatnou odchylku, pro ženské stehenní kosti rentgenované ze 100cm vzdálenosti. Všechny průměrné rozměry žen jsou menší než mužské rozměry.

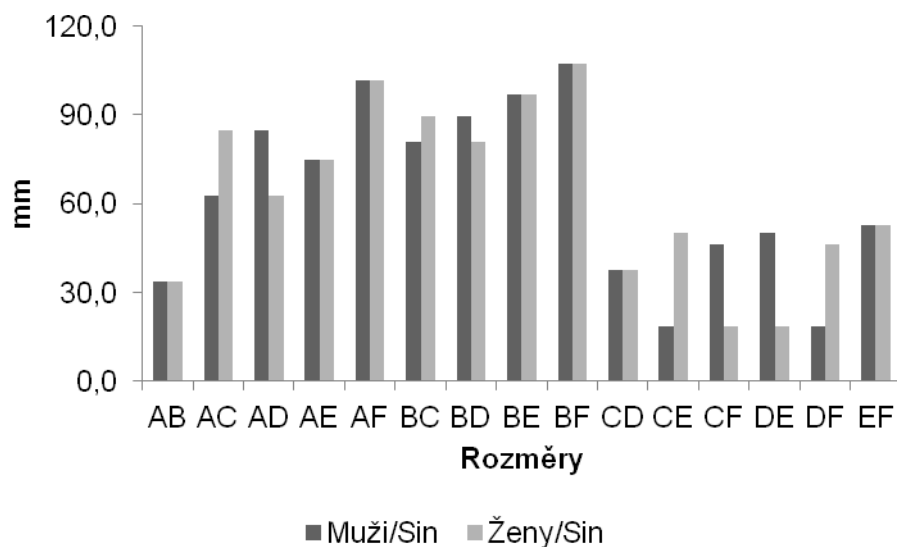
Výsledné hodnoty testu ANOVA pro rozdíly rozměrů mezi mužskými a ženskými stehenními kostmi rentgenovanými ze 100cm vzdálenosti ukazuje Tabulka 7. Výsledky ukazují, že všechny naměřené průměrné rozměry jsou statisticky odlišné na hladině významnosti $p < 0,05$. Výjimku tvoří rozměry CE ($p=0,07$) a DF ($p=0,69$) u levých stehenních kostí. Grafické znázornění velikostních rozdílů mezi muži a ženami jsou zobrazeny v Grafu 3 pro pravé stehenní kosti a v Grafu 4 pro levé stehenní kosti. V tomto souboru není viditelná převaha větší variability mezi pohlavím u levé ani pravé strany jako u souboru rentgenovaného z 54cm vzdálenosti, jak je zmíněno výše.

Tabulka 7. Výsledné hodnoty ANOVA testu pro odlišnosti rozměrů mezi muži a ženami české populace.

| Rozměry | RTG ze 100 cm | | | |
|-----------|---------------|------|------------|------|
| | Dx (N=39) | | Sin (N=59) | |
| | F | P | F | P |
| AB | 18,71 | 0,00 | 16,52 | 0,00 |
| AC | 8,65 | 0,01 | 14,59 | 0,00 |
| AD | 16,04 | 0,00 | 25,11 | 0,00 |
| AE | 14,44 | 0,00 | 11,85 | 0,00 |
| AF | 18,27 | 0,00 | 17,51 | 0,00 |
| BC | 22,26 | 0,00 | 32,02 | 0,00 |
| BD | 19,85 | 0,00 | 36,19 | 0,00 |
| BE | 43,24 | 0,00 | 25,84 | 0,00 |
| BF | 31,97 | 0,00 | 22,30 | 0,00 |
| CD | 30,53 | 0,00 | 40,37 | 0,00 |
| CE | 6,32 | 0,02 | 3,53 | 0,07 |
| CF | 24,17 | 0,00 | 21,47 | 0,00 |
| DE | 25,08 | 0,00 | 52,45 | 0,00 |
| DF | 7,43 | 0,01 | 0,16 | 0,69 |
| EF | 7,93 | 0,01 | 54,13 | 0,00 |



Graf 3. Rozdíly průměrných hodnot rozměrů pravých mužských a ženských stehenních kostí české populace z rentgenové vzdálenosti 100 cm.



Graf 4. Rozdíly průměrných hodnot rozměrů levých mužských a ženských stehenních kostí české populace rentgenovaných ze vzdálenosti 100 cm.

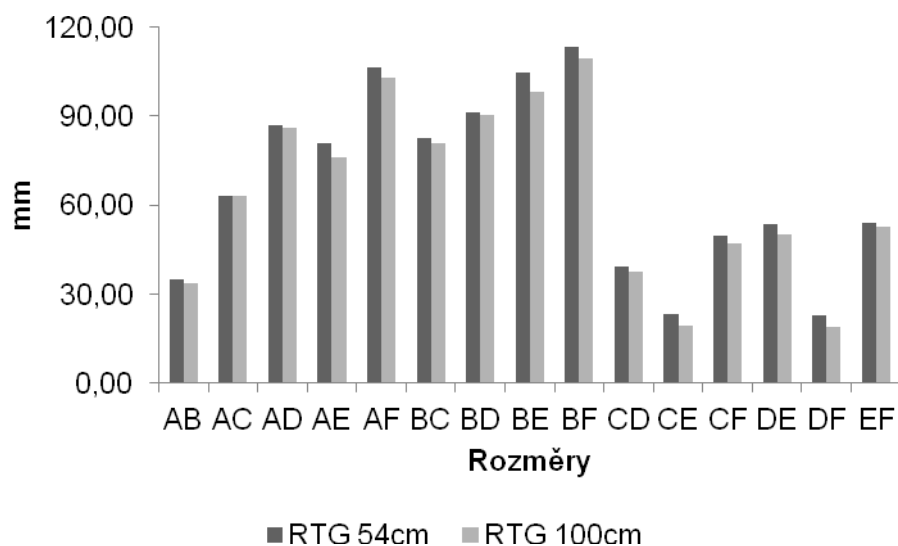
8.2 Distorze rentgenových snímků

Distorzi rentgenových snímků jsme zjišťovali pomocí t testu, který hodnotil průměrné rozměry naměřené na stehenních kostech ze dvou vzdáleností a to 54 cm a 100 cm. Výsledné hodnoty pro mužské stehenní kosti jsou zobrazeny v tabulce 8 a obrazové znázornění rozdílů v Grafu 5. Hodnoty rozměrů mužů naměřené ze vzdálenosti 54 cm jsou v průměru o 2,65 mm větší než rozměry naměřené ze 100cm vzdálenosti. Největší rozdíl mezi rozměry u rentgenových snímků z 54cm vzdálenosti a ze 100cm vzdálenosti činí 6,31 mm. Testovaná hypotéza zní, že průměrné hodnoty naměřených rozměrů se nebudou lišit. Výsledné p hodnoty testu ukazují, že 9 rozměrů z celkových 15 jsou statisticky významně rozdílné ($p < 0,05$).

V Tabulce 9 jsou ukázány a v Grafu 6 znázorněny výsledné hodnoty rozdílnosti dvou měření a to pro rentgenové snímky ženských stehenních kostí z 54cm a 100cm vzdálenosti. Průměrný rozdíl mezi rozměry naměřenými ze dvou vzdáleností je -2,32. Tedy rozměry naměřené ze vzdálenosti 54 cm jsou v průměru o 2,32 mm menší než rozměry naměřené ze 100cm vzdálenosti. Největší rozdíl mezi dvěma vzdálenostmi rentgenování je 6,27 mm, U 7 rozměrů z 15 je statisticky významný rozdíl mezi dvěma měřeními ($p < 0,05$). Distorze rentgenových snímků způsobená rozdílnou vzdáleností hlavice od rentgenového stolu během rentgenování je přítomna.

Tabulka 8. Rozdílné hodnoty rozměrů českého souboru měřených z rentgenových snímků mužských stehenních kostí ze vzdálenosti 54 cm a 100 cm.

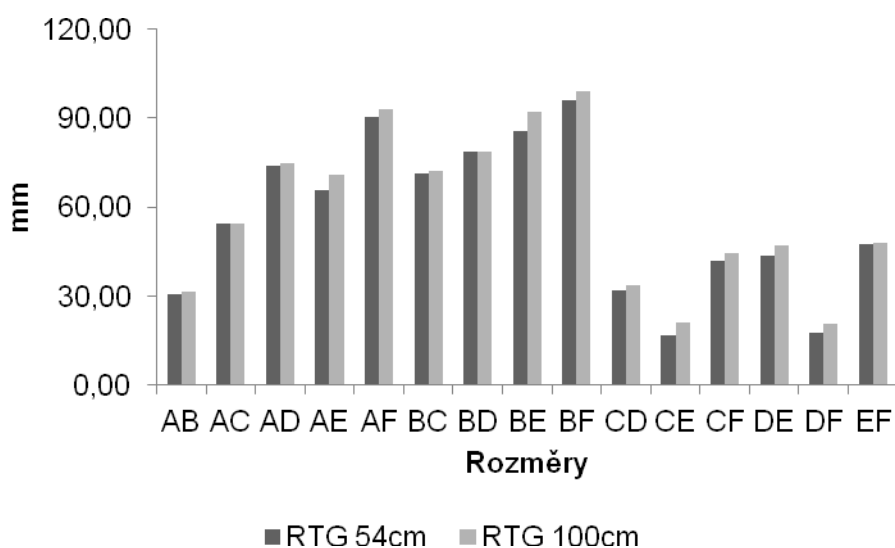
| Muži | | | | |
|-------------|-----------|------------|--------|------|
| Rozměry | Průměr | | t test | |
| | RTG 54 cm | RTG 100 cm | t | p |
| AB | 35,15 | 33,90 | 2,59 | 0,01 |
| AC | 63,30 | 62,98 | 0,20 | 0,84 |
| AD | 86,98 | 86,09 | 0,53 | 0,60 |
| AE | 80,92 | 75,90 | 2,86 | 0,01 |
| AF | 106,23 | 103,03 | 1,78 | 0,08 |
| BC | 82,46 | 81,06 | 1,12 | 0,26 |
| BD | 91,46 | 90,49 | 0,68 | 0,50 |
| BE | 104,51 | 98,20 | 4,56 | 0,00 |
| BF | 113,54 | 109,40 | 2,64 | 0,01 |
| CD | 39,16 | 37,51 | 2,87 | 0,00 |
| CE | 23,37 | 19,50 | 5,28 | 0,00 |
| CF | 49,65 | 47,25 | 3,88 | 0,00 |
| DE | 53,64 | 50,33 | 4,86 | 0,00 |
| DF | 22,90 | 19,13 | 4,72 | 0,00 |
| EF | 54,02 | 52,79 | 1,99 | 0,05 |



Graf 5. Rozdíly v průměrných hodnotách českých mužských rozměrů stehenní kosti pro rentgenovou vzdálenost 54 cm a 100 cm.

Tabulka 9. Rozdílné hodnoty rozměrů českého souboru měřených z rentgenových snímků ženských stehenních kostí ze vzdálenosti 54 cm a 100 cm.

| Ženy | | | | |
|-------------|-----------|------------|--------|------|
| Rozměry | Průměr | | t test | |
| | RTG 54 cm | RTG 100 cm | t | P |
| AB | 30,71 | 31,33 | -0,90 | 0,37 |
| AC | 54,53 | 54,54 | -0,01 | 1,00 |
| AD | 73,99 | 74,91 | -0,53 | 0,60 |
| AE | 65,63 | 70,98 | -2,28 | 0,03 |
| AF | 90,25 | 92,88 | -1,13 | 0,26 |
| BC | 71,30 | 72,14 | -0,57 | 0,57 |
| BD | 78,90 | 78,73 | 0,11 | 0,91 |
| BE | 85,81 | 92,08 | -3,13 | 0,00 |
| BF | 96,09 | 99,10 | -1,41 | 0,16 |
| CD | 32,17 | 33,73 | -2,61 | 0,01 |
| CE | 16,99 | 21,12 | -4,35 | 0,00 |
| CF | 41,70 | 44,37 | -2,95 | 0,00 |
| DE | 43,86 | 47,00 | -3,77 | 0,00 |
| DF | 17,57 | 20,84 | -3,42 | 0,00 |
| EF | 47,43 | 48,00 | -0,66 | 0,51 |



Graf 6. Rozdíly v průměrných hodnotách českých ženských rozměrů stehenní kosti pro rentgenovou vzdálenost 54 cm a 100 cm.

8.3 Intra-observační chyba

Opakované měření rozměrů pro odhad intra-observační chyby jsme prováděli na 5 ženských a 5 mužských stehenních kostech zvláště pro rentgenovou vzdálenost 54 cm a 100 cm. Zjistili jsme, že u mužských stehenních kostí rentgenovaných z 54cm vzdálenosti je průměrný rozdíl mezi prvním a druhým měřením 0,19 mm. U všech rozměrů nebyl větší rozdíl než 2,5 mm. Mezi těmito dvěma měřeními neexistuje statisticky významný rozdíl ($p > 0,05$), jak ukazuje Tabulka 10.

U ženských stehenních kostí rentgenovaných ze vzdálenosti 54 cm je průměrný rozdíl mezi dvěma měřeními 1,93 mm, jak najdeme v Tabulce 11. U všech rozměrů, vyjma rozměru AB a AD, jsme během prvního měření naměřili v průměru o 1,93 mm větší rozměry než při druhém měření. Největší rozdíl mezi prvním a druhým měřením je 5,3 mm. U tohoto souboru není statisticky významný rozdíl mezi prvním a druhým měřením ($p > 0,05$).

Tabulka 10. Popisná statistika pro odhad intra-observační chyby pro mužské stehenní kosi české populace rentgenované ze vzdálenosti 54 cm.

| Muži (N=5) RTG 54 cm | | | | | | |
|----------------------|----------|-----|----------|-----|-------|------|
| | Měření 1 | | Měření 2 | | t | P |
| | Průměr | SD | Průměr | SD | | |
| AB | 34,7 | 2,5 | 34,7 | 2,2 | -0,01 | 0,99 |
| AC | 62,4 | 3,6 | 64,2 | 8,4 | -0,46 | 0,66 |
| AD | 85,4 | 4,9 | 87,1 | 8,2 | -0,40 | 0,70 |
| AE | 79,1 | 2,8 | 78,9 | 6,6 | 0,09 | 0,93 |
| AF | 104,7 | 3,1 | 106,1 | 7,9 | -0,37 | 0,72 |
| BC | 81,7 | 3,6 | 82,5 | 6,2 | -0,26 | 0,80 |
| BD | 90,9 | 4,6 | 91,9 | 6,2 | -0,29 | 0,78 |
| BE | 103,1 | 3,8 | 101,1 | 4,9 | 0,70 | 0,50 |
| BF | 113,2 | 2,4 | 112,1 | 7,3 | 0,31 | 0,76 |
| CD | 37,5 | 3,1 | 37,0 | 2,4 | 0,33 | 0,75 |
| CE | 22,7 | 3,8 | 20,7 | 2,7 | 0,94 | 0,38 |
| CF | 48,4 | 1,5 | 48,0 | 1,7 | 0,47 | 0,65 |
| DE | 52,3 | 3,8 | 49,9 | 4,1 | 0,95 | 0,37 |
| DF | 22,3 | 3,3 | 21,5 | 2,7 | 0,46 | 0,66 |
| EF | 52,7 | 1,8 | 52,5 | 2,4 | 0,12 | 0,91 |

Tabulka 11. Popisná statistika pro odhad intra-observační chyby pro ženské stehenní kosti české populace rentgenované ze vzdálenosti 54 cm.

| Ženy (N=5) RTG 54 cm | | | | | | |
|----------------------|----------|-----|----------|-----|-------|------|
| | Měření 1 | | Měření 2 | | t | P |
| | Průměr | SD | Průměr | SD | | |
| AB | 31,3 | 5,2 | 31,6 | 4,9 | -0,08 | 0,94 |
| AC | 53,9 | 6,1 | 51,7 | 3,7 | 0,69 | 0,51 |
| AD | 72,7 | 4,9 | 72,7 | 3,9 | -0,01 | 0,99 |
| AE | 69,4 | 6,4 | 65,0 | 3,5 | 1,35 | 0,22 |
| AF | 90,7 | 6,8 | 88,9 | 5,1 | 0,48 | 0,65 |
| BC | 72,1 | 9,3 | 68,9 | 4,4 | 0,70 | 0,50 |
| BD | 76,8 | 7,3 | 76,2 | 4,0 | 0,16 | 0,88 |
| BE | 92,0 | 7,5 | 86,7 | 5,7 | 1,26 | 0,24 |
| BF | 98,2 | 9,3 | 95,1 | 5,2 | 0,65 | 0,54 |
| CD | 34,3 | 4,2 | 33,3 | 3,7 | 0,41 | 0,69 |
| CE | 21,3 | 3,8 | 20,0 | 2,2 | 0,67 | 0,52 |
| CF | 43,1 | 3,0 | 42,5 | 3,1 | 0,30 | 0,77 |
| DE | 49,6 | 3,2 | 47,0 | 4,5 | 1,09 | 0,31 |
| DF | 22,0 | 2,8 | 19,2 | 2,2 | 1,74 | 0,12 |
| EF | 48,8 | 5,1 | 48,5 | 4,9 | 0,12 | 0,91 |

Tabulka 12 ukazuje podobný trend u mužů pro rentgenovou vzdálenost 100 cm. Mezi opakovaným měřením mužských stehenních kostí rentgenovaných ve vzdálenosti 100 cm je průměrný rozdíl -0,95 mm. U všech rozměrů, kromě rozměru AB jsme naměřili během prvního měření o 0,95 mm menší rozměry než při měření druhém. Největší rozdíl mezi prvním a druhým měřením je 3,46 mm. Ani v tomto souboru není statisticky významný rozdíl mezi prvním a druhým měřením ($p > 0,05$).

Jak ukazuje Tabulka 13, u ženských stehenních kostí, které jsme rentgenovali ze 100cm vzdálenosti je průměrný rozdíl mezi prvním a druhým měřením 4,01 mm. Stejně jako u mužů i u žen jsme všechny rozměry vyjma rozměru AB během prvního měření naměřili v průměru o 4 mm menší než během druhého měření. Objevili se zde extrémní hodnoty největšího rozdílu mezi prvním a druhým měřením a to kolem 8 mm a to u rozměrů AE, AF a BF (nejvyšší 8,40 mm). I přes tyto extrémní hodnoty není mezi prvním a druhým měřením statisticky významný rozdíl ($p > 0,05$).

Tabulka 12. Popisná statistika pro odhad intra-observační chyby u mužských stehenních kostí české populace rentgenované ze vzdálenosti 54 cm.

| Muži (N=5) RTG 100 cm | | | | | | |
|------------------------------|----------|------|----------|------|-------|------|
| | Měření 1 | | Měření 2 | | t | P |
| | Průměr | SD | Průměr | SD | | |
| AB | 33,4 | 2,0 | 33,0 | 1,9 | 0,27 | 0,79 |
| AC | 62,8 | 13,0 | 63,6 | 13,4 | -0,09 | 0,93 |
| AD | 84,3 | 12,1 | 85,5 | 12,9 | -0,15 | 0,88 |
| AE | 76,4 | 12,7 | 77,1 | 12,7 | -0,08 | 0,93 |
| AF | 101,6 | 12,9 | 104,6 | 14,2 | -0,35 | 0,73 |
| BC | 81,0 | 8,9 | 79,6 | 7,8 | 0,26 | 0,80 |
| BD | 88,4 | 10,1 | 90,5 | 11,0 | -0,32 | 0,76 |
| BE | 98,2 | 8,5 | 99,1 | 8,8 | -0,16 | 0,88 |
| BF | 108,1 | 11,7 | 111,5 | 12,9 | -0,44 | 0,67 |
| CD | 36,4 | 1,7 | 36,6 | 2,5 | -0,16 | 0,87 |
| CE | 19,4 | 4,6 | 19,8 | 3,9 | -0,14 | 0,89 |
| CF | 46,5 | 3,9 | 47,3 | 2,6 | -0,36 | 0,73 |
| DE | 49,6 | 3,7 | 49,8 | 2,7 | -0,10 | 0,93 |
| DF | 20,1 | 5,5 | 21,4 | 2,8 | -0,49 | 0,64 |
| EF | 52,0 | 2,0 | 52,8 | 2,5 | -0,58 | 0,58 |

Tabulka 13. Popisná statistika pro odhad intra-observační chyby u mužských stehenních kostí české populace rentgenované ze vzdálenosti 54 cm.

| Ženy (N=5) RTG 100 cm | | | | | | |
|------------------------------|----------|-----|----------|------|-------|------|
| | Měření 1 | | Měření 2 | | t | P |
| | Průměr | SD | Průměr | SD | | |
| AB | 32,8 | 3,2 | 32,6 | 3,3 | 0,11 | 0,92 |
| AC | 46,6 | 4,5 | 51,8 | 7,7 | -1,29 | 0,23 |
| AD | 66,2 | 4,6 | 72,4 | 8,7 | -1,41 | 0,20 |
| AE | 54,7 | 6,1 | 61,9 | 11,3 | -1,27 | 0,24 |
| AF | 79,4 | 6,8 | 87,8 | 11,8 | -1,38 | 0,21 |
| BC | 67,7 | 3,5 | 71,5 | 7,3 | -1,04 | 0,33 |
| BD | 73,1 | 4,5 | 79,1 | 9,3 | -1,30 | 0,23 |
| BE | 79,9 | 5,1 | 85,3 | 9,9 | -1,09 | 0,31 |
| BF | 87,8 | 6,8 | 95,9 | 12,8 | -1,25 | 0,25 |
| CD | 31,5 | 1,6 | 32,2 | 1,6 | -0,72 | 0,49 |
| CE | 14,1 | 2,5 | 16,8 | 3,6 | -1,37 | 0,21 |
| CF | 40,0 | 2,4 | 41,9 | 3,0 | -1,11 | 0,30 |
| DE | 41,9 | 2,4 | 43,9 | 2,5 | -1,25 | 0,25 |
| DF | 14,7 | 3,4 | 16,8 | 4,2 | -0,89 | 0,40 |
| EF | 46,4 | 2,8 | 46,9 | 2,7 | -0,30 | 0,77 |

8.4 Použité diskriminační funkce na české populaci z konce 20. století

Na základě použití diskriminačních funkcí vytvořených Kranioti et al. 2009 na řecké populaci ze stejného období, tedy z konce 20. století, jsme testovali spolehlivost klasifikace pohlaví jedinců našeho souboru. Porovnáním úspěšnosti klasifikace řeckého souboru a našeho souboru můžeme odhalit populační specifickou metodu odhadu pohlaví podle stehenní kosti.

8.4.1 Spolehlivost klasifikace jedinců našeho souboru použitím diskriminačních funkcí navržených Kranioti et al. 2009

Souhrnné výsledky klasifikace české populace mužů a žen použitím diskriminačních funkcí navržených na populaci řecké jsou v Tabulce 14. V této tabulce můžeme vidět, že použitím DF1 (definice diskriminačních funkcí viz kapitola 3.3.2.1) jsme dosáhli na našem souboru českých stehenních kostí nespolehlivější klasifikaci pohlaví 71,43 %. Na původním řeckém souboru dosáhla přesnost klasifikace DF1 92,9 %. Spolehlivost klasifikace použitím této diskriminační funkce klesá o více jak 20 %. DF2 a DF3 na našem českém souboru podhodnocují klasifikaci mužů a nadhodnocují klasifikaci žen. DF2 dosáhla přesnosti klasifikace mužů a žen původního řeckého souboru 92,9 %, DF3 poté 85,7 %. Spolehlivost klasifikace mužů a žen použitím DF2 i DF3 tedy klesá o téměř 60 %.

Tabulka 14. Spolehlivost odhadu pohlaví použitím diskriminačních funkcí navržených Kranioti et al. 2009 na českém souboru.

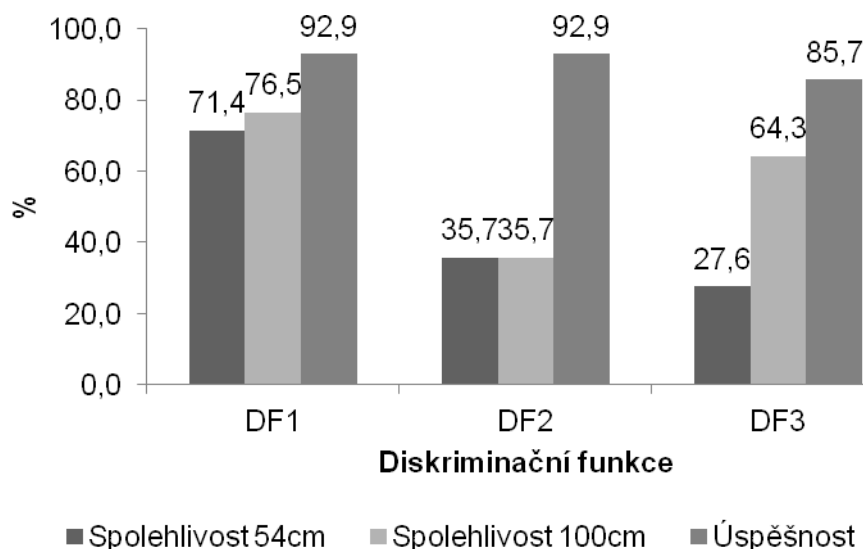
| RTG z 54 cm | Muži (N=63) | | Ženy (N=35) | | Celkem (N=98) | |
|----------------|--------------------------|-------|--------------------------|--------|--------------------------|-------|
| | Správně klasifikováno | % | Správně klasifikováno | % | Správně klasifikováno | % |
| DF1 | 43 | 68,25 | 27 | 77,14 | 70 | 71,43 |
| DF2 | 0 | 0,00 | 35 | 100,00 | 35 | 35,71 |
| DF3 | 1 | 1,56 | 26 | 74,29 | 27 | 27,55 |

Diskriminační funkce navržené Kranioti et al. 2009 vycházejí z rozměrů naměřených na rentgenových snímcích, které byly zhotoveny ze vzdálenosti 54 cm. My jsme tyto diskriminační funkce použili i na rentgenové snímky fotografované ze vzdálenosti 100 cm. Souhrnné výsledky pro soubor kostí české populace při 100cm vzdálenosti rentgenových snímků jsou v Tabulce 15. Stejně jako u RTG snímků ze vzdálenosti 54 cm DF1 nejspolehlivěji klasifikovala jedince české populace a to ze 76,53 %. Spolehlivost klasifikace mužů a žen tedy klesla o 16 % oproti původnímu řeckému souboru, na kterém byly diskriminační funkce vytvořeny. DF2 na našem českém souboru podhodnotila muže, tedy všechny muže klasifikovala jako ženy. DF3 naopak podhodnotila ženy, kdy všechny ženy klasifikovala jako muže. Spolehlivost klasifikace jedinců užitím DF2 klesla o 57 % a DF3 o 21,41 %.

Tabulka 15. Spolehlivost odhadu pohlaví použitím diskriminačních funkcí navržených Kranioti et al. 2009 na českém souboru.

| RTG ze 100 cm | Muži (N=63) | | Ženy (N=35) | | Celkem (N=98) | |
|------------------|--------------------------|--------|--------------------------|--------|--------------------------|-------|
| | Správně klasifikováno | % | Správně klasifikováno | % | Správně klasifikováno | % |
| DF1 | 50 | 79,37 | 25 | 71,43 | 75 | 76,53 |
| DF2 | 0 | 0,00 | 35 | 100,00 | 35 | 35,71 |
| DF3 | 63 | 100,00 | 0 | 0,00 | 63 | 64,29 |

V grafu 7 můžeme vidět souhrnné zobrazení celkové spolehlivosti klasifikace českého souboru rentgenů ze vzdálenosti 54 cm i 100 cm a úspěšnost klasifikace jedinců řeckého souboru.



Graf 7. Rozdílné výsledky spolehlivosti klasifikace jedinců českého souboru z 54cm i 100cm rentgenové vzdálenosti a úspěšnosti klasifikace jedinců řecké populace za použití diskriminačních funkcí navržených Kranioti et al. 2009.

VTtabulce 16 jsou uvedeny výsledky spolehlivosti klasifikace českých jedinců při použití diskriminační funkce s rozměrem minimální průměr krčku stehenní kosti (CD) a maximální průměru hlavice stehenní kosti (EF) navržené na řecké populaci.

Tabulka 16. Spolehlivost odhadu pohlaví použitím diskriminačních funkcí navržených Kranioti et al. 2009 na českém souboru.

| RTG z 54 cm | Muži (N=63) | | Ženy (N=35) | | Celkem (N=98) | |
|----------------|--------------------------|-------|--------------------------|-------|--------------------------|-------|
| | Správně klasifikováno | % | Správně klasifikováno | % | Správně klasifikováno | % |
| DF4 | 62 | 98,41 | 10 | 28,57 | 72 | 73,74 |
| DF5 | 62 | 98,41 | 11 | 31,43 | 73 | 74,49 |

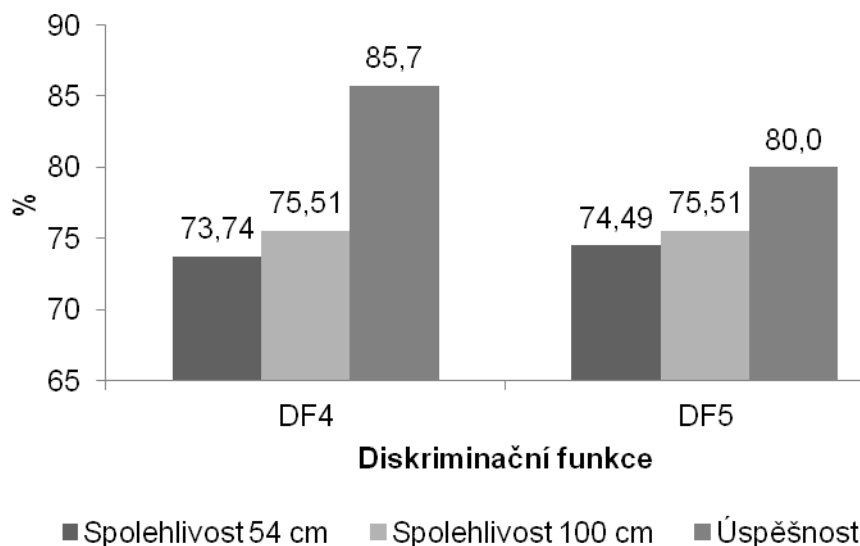
Úspěšnost klasifikace jedinců řeckého souboru použitím DF4 je 85,7 %. Úspěšnost klasifikace použitím diskriminační funkce s jedním rozměrem minimální průměr krčku stehenní kosti (CD) na českém souboru tedy klesla o 12 %. Pro DF5 je úspěšnost klasifikace původního řeckého souboru 80 % pro český soubor je úspěšnost klasifikace jedinců 74,5 %. Úspěšnost klasifikace klesla při použití na českém souboru o 5,5 %. Při použití DF5 s rozměrem

maximální průměr hlavice stehenní kosti úspěšnost klasifikace klesla nejméně ze všech použitých funkcí.

Diskriminační funkce 4 a 5 navržené Kranioti et al. 2009 na řecké populaci jsme aplikovali i na soubor českých stehenních kostí rentgenovaných ze vzdálenosti 100 cm. Výsledky úspěšnosti odhadu pohlaví můžeme vidět v Tabulce 17. Použitím DF4 s rozměrem minimální průměr krčku stehenní kosti (CD) klesla úspěšnost klasifikace české populace o necelých 10 % u DF5 s rozměrem maximální průměr hlavice stehenní kosti (EF) klesla úspěšnost klasifikace české populace o 4,5 %.

Tabulka 17. Spolehlivost odhadu pohlaví použitím diskriminačních funkcí navržených Kranioti et al. 2009 na českém souboru.

| RTG ze 100 cm | Muži (N=63) | | Ženy (N=35) | | Celkem (N=98) | |
|---------------|-----------------------|-------|-----------------------|-------|-----------------------|-------|
| | Správně klasifikováno | % | Správně klasifikováno | % | Správně klasifikováno | % |
| DF4 | 59 | 93,65 | 15 | 42,86 | 74 | 75,51 |
| DF5 | 62 | 98,41 | 12 | 34,29 | 74 | 75,51 |



Graf 8. Porovnání rozdílů mezi spolehlivostí klasifikace české populace rentgenované ze vzdálenosti 54 cm i 100 cm a úspěšností klasifikace řecké populace.

Jak můžeme vidět v Grafu 8 použitím DF4 a DF5 na české populaci jak pro rentgenové snímky z 54cm vzdálenosti tak pro snímky ze 100cm

vzdálenosti byli úspěšně klasifikováni muži (úspěšnost přes 95 %), kdežto ženy byly použitím těchto funkcí podhodnoceny (v průměru 30% úspěšnost).

8.4.2 Porovnání populační specifity použitých diskriminačních funkcí

Jak je zřejmé z výše uvedených výsledků, použitím diskriminačních funkcí vytvořených na řecké populaci na populaci českou dochází k výraznému nadhodnocování či podhodnocování jednoho z pohlaví. U souboru rentgenových snímků vytvořených ze vzdálenosti 54 cm DF2 a DF3 klasifikují téměř všechny muže (vyjma jednoho) jako ženy. DF3 ovšem klasifikuje správně pouze 26 žen z celkových 35. Můžeme tedy říci, že mužské stehenní kosti české populace jsou odlišné od mužských stehenních kostí řecké populace a jsou více podobné řeckým ženským stehenním kostem. Z toho vznikla systematická chyba klasifikování mužů. Při použití DF1 k systematické chybě nedošlo avšak správná klasifikace mužů a žen klesla pod 80 %. Použitím DF4 a DF5 úspěšnost klasifikace mužů oscilovala kolem 95 %, avšak použitím těchto funkcí byly ženy podhodnoceny. Můžeme tedy říci, že rozměry minimální průměr krčku stehenní kosti a maximální průměr hlavice stehenní kosti mužů české populace jsou podobné s rozměry mužů řecké populace, toto však neplatí pro rozměry na ženských stehenních kostech. Rozdíly mezi stehenními kostmi české a řecké populace jsou viditelné v Tabulce 18 pro rentgenovou vzdálenost 54 cm a v Tabulce 19 pro rentgenovou vzdálenost 100 cm u české populace a vzdálenost 54 cm u řecké populace.

Tabulka 18. Rozdíly mezi rozměry řecké a české populace z rentgenů ze vzdálenosti 54cm.

| Rozměry 54 cm | Muži | | Ženy | |
|------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| | Řecká populace | Česká populace | Řecká populace | Česká populace |
| AB | 34,15 | 34,94 | 31,65 | 31,43 |
| AC | 74,91 | 85,56 | 63,88 | 74,55 |
| AD | 54,44 | 63,01 | 45,19 | 54,65 |
| AE | 64,43 | 79,91 | 54,64 | 71,65 |
| AF | 86,57 | 103,97 | 75,98 | 92,30 |
| BC | 79,79 | 89,42 | 69,84 | 78,13 |
| BD | 73,70 | 81,71 | 64,18 | 72,36 |
| BE | 87,72 | 103,16 | 77,30 | 92,80 |
| BF | 92,59 | 110,73 | 82,93 | 98,45 |
| CD | 34,41 | 39,21 | 29,90 | 33,79 |
| CE | 45,73 | 53,55 | 39,86 | 47,58 |
| CF | 12,92 | 22,19 | 13,18 | 21,11 |
| DE | 16,22 | 22,36 | 14,84 | 21,57 |
| DF | 40,95 | 48,65 | 37,44 | 43,90 |
| EF | 48,57 | 53,31 | 43,42 | 47,59 |

Výsledky ukazují, že průměrné rozměry mužů řecké populace jsou v průměru menší o necelých 10 mm než průměrné rozměry českých mužů. Největší rozdíl mezi řeckou a českou populací mužů vykazuje rozměr EF a to přes 18 mm. Nejmenší rozdíl mezi řeckým a českým rozměrem mužů je necelý 1 mm a to u subtrochanterického průměru těla stehenní kosti (AB). Podobné výsledky můžeme nalézt i u ženských stehenních kostí, kdy průměrný rozdíl mezi českou a řeckou populací je -9,18 mm, tedy řecké ženské stehenní kosti jsou o necelých 10 mm menší než české. Největší průměrný rozdíl nalezneme u rozměru AE a to 17 mm, nejmenší rozdíl mezi řeckými a českými stehenními kosti žen je 0,22 mm u subtrochanterického průměru těla (AB) stehenní kosti stejně jako u mužů, kdy však české stehenní kosti jsou pro tento rozměr (AB) menší než řecké ženské stehenní kosti.

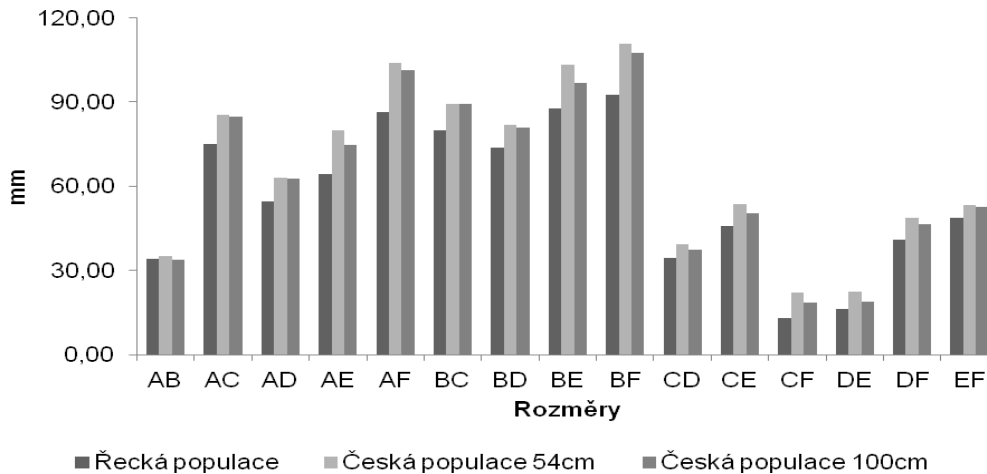
V Tabulce 19 jsou ukázány výsledné hodnoty pro mužské a ženské stehenní kosti rentgenované pro českou populaci ze 100cm vzdálenosti a pro řeckou populaci z 54cm vzdálenosti. Vlivem distorze rentgenových snímků, kdy z větší rentgenové vzdálenosti jsou měřené rozměry menší, se rozdíly mezi řeckou a českou populací zmenšili oproti rentgenům z 54cm vzdálenosti.

Průměrný rozdíl klesl na -7,26 u mužských i ženských stehenních kostí. Řecká populace má průměrně o více jak 7 mm menší rozměry než česká. Shodně pro muže i ženy vykazuje subtrochanterický průměr těla stehenní kosti (AB) nejmenší rozdíly mezi řeckou a českou populací. Česká populace má jediný tento rozměr AB větší než populace řecká, u ostatních rozměrů jsou vždy řecké stehenní kosti menší než české stehenní kosti. Největší průměrný rozdíl u mužských stehenních kostí vykazuje rozměr BF, u ženských stehenních kostí rozměr AF.

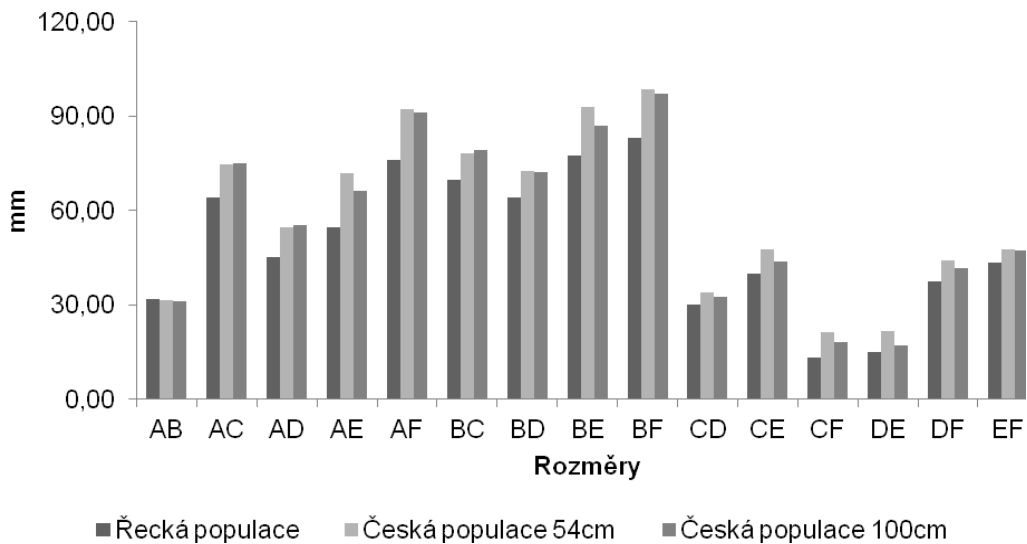
Tabulka 19. Rozdíly mezi rozměry řecké populace rentgenované ze vzdálenosti 54 cm a české populace rentgenované ze vzdálenosti 100 cm.

| Rozměry | Muži | | Ženy | |
|---------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| | Řecká populace | Česká populace | Řecká populace | Česká populace |
| AB | 34,15 | 33,83 | 31,65 | 30,93 |
| AC | 74,91 | 84,93 | 63,88 | 74,92 |
| AD | 54,44 | 62,66 | 45,19 | 55,25 |
| AE | 64,43 | 74,63 | 54,64 | 66,14 |
| AF | 86,57 | 101,43 | 75,98 | 90,95 |
| BC | 79,79 | 89,36 | 69,84 | 79,15 |
| BD | 73,70 | 80,80 | 64,18 | 72,08 |
| BE | 87,72 | 96,95 | 77,30 | 86,96 |
| BF | 92,59 | 107,48 | 82,93 | 96,88 |
| CD | 34,41 | 37,48 | 29,90 | 32,40 |
| CE | 45,73 | 50,24 | 39,86 | 43,87 |
| CF | 12,92 | 18,39 | 13,18 | 17,93 |
| DE | 16,22 | 18,71 | 14,84 | 16,90 |
| DF | 40,95 | 46,40 | 37,44 | 41,68 |
| EF | 48,57 | 52,67 | 43,42 | 47,08 |

Rozdílné rozměry mezi českou populací mužů na rentgenových snímcích ze vzdálenosti 54 cm, 100 cm a řeckou populací mužů jsou vyobrazeny v Grafu 9 a pro ženské stehenní kosti jsou tyto rozdíly zobrazeny v Grafu 10.



Graf 9. Rozdíly průměrných mužských rozměrů českých a řeckých stehenních kostí.



Graf 10. Rozdíly průměrných ženských rozměrů českých a řeckých stehenních kostí.

Při použití diskriminačních funkcí Kranioti et al. 2009 na rentgenových snímcích vytvořených ze vzdálenosti 100 cm docházíme k podobným výsledkům u DF1 a DF2. Kdy u DF1 nedochází k žádné systematické chybě ale správná klasifikace mužů a žen klesla pod 80 %. DF2 klasifikuje všechny jedince jako ženy, tedy dochází k systematické chybě při klasifikování mužů. Zajímavě se objevují rozdílné výsledky u DF3, kdy všichni jedinci byli klasifikováni jako muži, tedy dochází k systémové chybě při klasifikování žen. Tento jev můžeme vysvětlit vlivem distorze rentgenových snímků, která je

v našem případě statisticky významná u rozměrů použitých v DF3($p < 0,05$), jak ukazují výsledky v kapitole 4.2.

Diskriminační funkce Kranioti et al. 2009 byly navrženy pro levé stehenní kosti. My jsme je aplikovali jak na levé, tak na pravé stehenní kosti. Výsledné hodnoty klasifikace jedinců nevykazovaly žádné rozdíly s ohledem na pravou či levou stranu kosti.

8.5 Vlastní navržené diskriminační funkce

Námi navržené rovnice diskriminační funkce se shodují s diskriminačními funkcemi Kranioti et al. 2009. Použité rozměry byly vybrány tak, abychom mohli porovnat úspěšnost klasifikace jedinců našeho souboru a souboru z řecké populace. Navržené diskriminační funkce, jejich rozměry, koeficienty a konstanty jsou v Tabulce 20 pro rentgenové snímky ze vzdálenosti 54 cm a v Tabulce 21 pro snímky rentgenované ze vzdálenosti 100 cm. Jedinci, kteří měli výslednou diskriminační hodnotu menší než 0, byli klasifikováni jako ženy. Jedinci s výslednou diskriminační hodnotou větší než 0 byli klasifikováni jako muži.

Tabulka 20. Vlastní navržené diskriminační funkce pro RTG ze 54cm vzdálenosti.

| DF/Rozměr | AB | BD | BF | CD | CE | EF | Konstanta |
|-----------|-------|-------|--------|-------|-------|-------|-----------|
| DF1 | 0,295 | 0,216 | -0,097 | 0,158 | 0,217 | 0,240 | -40,711 |
| DF2 | 0,199 | | | 0,299 | | 0,270 | -31,254 |
| DF3 | | | | 0,580 | | | -21,108 |
| DF4 | | | | | | 0,518 | -26,399 |

Tabulka 21. Vlastní navržené diskriminační funkce pro RTG ze vzdálenosti 100cm.

| DF/Rozměr | AB | BD | CD | DE | EF | Konstanta |
|-----------|-------|-------|-------|-------|--------|-----------|
| DF1 | 0,388 | 0,141 | | 0,529 | -0,213 | -38,661 |
| DF2 | 0,260 | | 0,442 | | 0,113 | -29,499 |
| DF3 | | | 0,617 | | | -21,538 |
| DF4 | | | | | 0,409 | -20,516 |

Rozměry pro DF1 byly vybrány programem STATISTICA. Rozměry pro DF2, DF3 a DF4 se shodují s rozměry vybranými Kranioti et al. 2009

8.5.1 Úspěšnost klasifikace jedinců českého souboru použitím vlastních diskriminačních funkcí

Úspěšnost klasifikace mužů a žen užitím diskriminačních funkcí vypočtených podle rozměrů z rentgenových snímků fotografovaných ze vzdálenosti 54 cm je zobrazena v Tabulce 22. Úspěšnost klasifikace neklesla pod 75 %. Nejvyšší úspěšnost klasifikace mužů 88,88 % byla dosažena použitím DF1, která se skládá z 5 rozměrů. Nejnižší celková klasifikační úspěšnost 76,19 % byla u mužů dosažena aplikováním DF3 s rozměrem CD, který reprezentuje minimální průměr krčku stehenní kosti na RTG snímku. Celková nejvyšší úspěšnost a nejvyšší úspěšnost u žen 90,81 %, byla získána aplikací DF1 s 5 rozměry stejně jako u mužských stehenních kostí. Nejnižší klasifikační úspěšnost u žen, stejně jako u mužů, byla dosažena použitím DF3 (80,61 %). Diskriminační funkce DF2 o třech rozměrech měla druhou nejvyšší klasifikaci u obou pohlaví, u mužů 85,71 % u žen dokonce 87,76 %. DF4 s jedním rozměrem EF, který reprezentuje maximální průměr hlavice stehenní kosti, dosahovala u obou pohlaví vysokou klasifikační úspěšnost.

Tabulka 22. Úspěšnost odhadu pohlaví jedinců použitím vlastních diskriminačních funkcí.

| RTG z 54 cm | Muži (N=63) | | Ženy (N=35) | | Celkem (N=98) | |
|----------------|--------------------------|-------|--------------------------|-------|--------------------------|-------|
| | Správně klasifikováno | % | Správně klasifikováno | % | Správně klasifikováno | % |
| DF1 | 56 | 88,88 | 31 | 88,57 | 89 | 90,81 |
| DF2 | 54 | 85,71 | 32 | 91,43 | 86 | 87,76 |
| DF3 | 48 | 76,19 | 31 | 88,57 | 79 | 80,61 |
| DF4 | 52 | 82,54 | 30 | 85,71 | 82 | 83,67 |

Diskriminační funkce vypočtené podle rozměrů stehenních kostí u rentgenových snímků pořízených ze vzdálenosti 100 cm mají konzistentnější výsledky úspěšnosti klasifikace jedinců. Nejnižší úspěšnost klasifikace byla 82,54 %. U mužů byla nejvyšší úspěšnost 85,71 % dosažena použitím DF1 o

čtyřech rozměrech. Nejnižší úspěšnost klasifikace mužů byla získána použitím DF3 s rozměrem minimální průměr krčku stehenní kosti (CD) a to 82,54 %. Stejnou úspěšnost klasifikace získala i DF4 s rozměrem maximální průměr hlavice stehenní kosti (EF). U žen byla nejvyšší úspěšnost klasifikace 88,57 % shodně dosažena použitím DF2 o třech rozměrech a DF3 s jedním rozměrem CD. Nejnižší klasifikační úspěšnost 82,65 % byla získána s DF4 s jedním rozměrem EF. Rozdíly mezi jednotlivými diskriminačními funkcemi u obou pohlaví činí necelé 4 %.

Tabulka 23. Úspěšnost odhadu pohlaví jedinců použitím vlastních diskriminačních funkcí.

| RTG z 100 cm | Muži (N=63) | | Ženy (N=35) | | Celkem (N=98) | |
|-----------------|--------------------------|-------|--------------------------|-------|--------------------------|-------|
| | Správně klasifikováno | % | Správně klasifikováno | % | Správně klasifikováno | % |
| DF1 | 54 | 85,71 | 30 | 85,71 | 84 | 85,71 |
| DF2 | 53 | 84,13 | 31 | 88,57 | 84 | 85,71 |
| DF3 | 52 | 82,54 | 31 | 88,57 | 83 | 84,69 |
| DF4 | 52 | 82,54 | 29 | 82,86 | 81 | 82,65 |

U obou souborů rentgenových snímků (z 54cm i ze 100cm vzdálenosti) byli muži i ženy neúspěšněji klasifikováni použitím diskriminačních funkcí o více neznámých. Nejmenší úspěšnosti u žen dosahovala diskriminační funkce s rozměrem EF, u mužů to pak byla obecně diskriminační funkce o jedné neznámé.

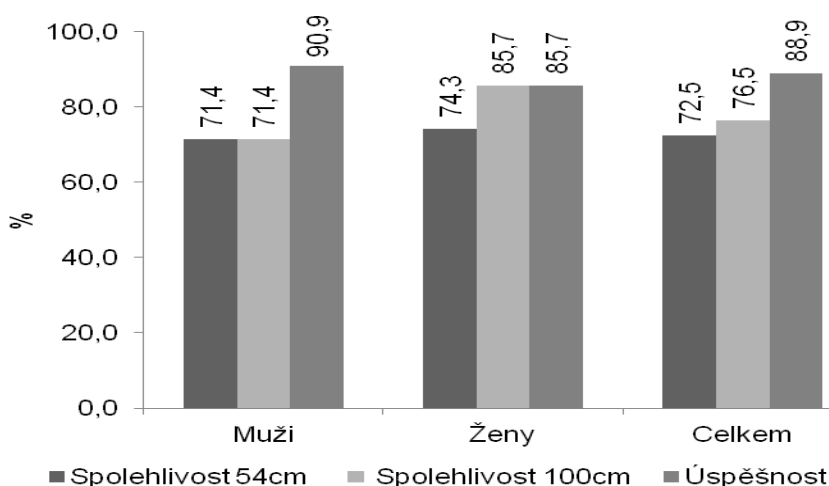
8.6 Spolehlivost klasifikace jedinců české populace použitím specializovaného SIS Softwaru

Výsledky spolehlivé klasifikace pohlaví jedinců české populace použitím specializovaného softwaru vytvořeného Kranioti et al. 2009 jsou uvedeny v Tabulce 24 a zobrazeny v Grafu 11. Autoři testované metody proklamují použitím softwaru úspěšnost klasifikace mužů 90,9 % a klasifikaci žen 85,7 % u souboru řecké populace. Klasifikace mužů našeho souboru stehenních kostí u

obou rentgenových vzdáleností dosáhla 71,43 %. Úspěšnost klasifikace mužů tedy klesla o necelých 20 %. Ženy byly správně klasifikovány ze 74,29 % u rentgenových snímků z 54cm vzdálenosti. Úspěšnost klasifikace žen klesla u české populace o více jak 11 %. Úspěšnost klasifikace žen podle stehenní kosti rentgenované ze vzdálenosti 100 cm dosáhla stejné úspěšnosti klasifikace 85,71 % jako u žen řecké populace.

Tabulka 24. Spolehlivost klasifikace mužů a žen použitím specializovaného softwaru SIS.

| | Muži (N=63) | | Ženy (N=35) | | Celkem (N=98) | |
|---------------|-----------------------|-------|-----------------------|-------|-----------------------|-------|
| | Správně klasifikováno | % | Správně klasifikováno | % | Správně klasifikováno | % |
| RTG z 54 cm | 45 | 71,43 | 26 | 74,29 | 71 | 72,45 |
| RTG ze 100 cm | 45 | 71,43 | 30 | 85,71 | 75 | 76,53 |



Graf 11. Výsledné hodnoty klasifikace jedinců řecké a české populace použitím SIS softwaru.

9 DISKUZE

V této práci jsme se snažili zjistit, zda metoda odhadu pohlaví podle rentgenových snímků proximálního konce stehenní kosti Kranioti et al. 2009 je platná a spolehlivá při použití na české populaci. Testovali jsme diskriminační funkce navržené metody a spolehlivost užití specializovaného softwaru. Podle našich výsledků můžeme potvrdit, že diskriminační funkce vytvořené na stehenní kosti jsou populačně specifické. Dále, že úspěšnost klasifikace pohlaví jedinců pomocí specializovaného softwaru klesá při použití jiného rentgenového zařízení.

Pohlavní dimorfismus stehenní kosti byl velmi dobře prostudovaný v řadě populací se zajímavými a rozdílnými výsledky (Asala, 2002; Atilla et al., 2007; Iscan a Shihai, 1995; Mall et al., 2008; Purkait and Chandra, 2004; Sakaue, 2004; Šlaus et al., 2003). Některé metody používají rozměry na celé kosti (Mall et al., 2000; Özer and Katayama, 2008; Purkait and Chandra, 2004; Robinson and Bidmos, 2011), některé vyvíjí techniky odhadu pohlaví pro nekompletní stehenní kost (Alunni-Perret et al., 2003; Asala et al., 2004). Studie, kterou provedli Purkait a Chandra na francouzské populaci ukazují, že konce stehenní kosti vykazují vyšší klasifikační úspěšnost (91,9-93,5 % průměr hlavice a 90,3 % epikondylární šířka) než tělo stehenní kosti, což je zřejmě dáno množstvím svalových úponů. Šlaus et al. ve své studii z roku 2003 píše, že šířkové rozměry stehenní kosti jsou více pohlavně dimorfní než ty délkové, což je způsobeno rozdílnou kostní remodelací mezi muži a ženami, která vede k většímu vývoji kortikální kosti během dospívání a zůstává nezměněna do dospělosti. Tento odlišný vývoj kortikální kosti primárně ovlivňuje především šířkové a obvodové rozměry (Šlaus et al., 2003). Asala et al. publikovali na jihoafrické populaci černochů, že proximální konec stehenní kosti, respektive vertikální průměr hlavice, je neúspěšnější rozměr pro odhad pohlaví. Naproti tomu, Steyn a Iscan zjistili, že u jihoafrických bělochů je nejvíce pohlavně dimorfní distální šířka stehenní kosti, což ukazuje na populační specifičnost metod odhadu pohlaví podle stehenní kosti. Celkově je ale proximální konec stehenní kosti úspěšnější v odhadu pohlaví než distální konec stehenní kosti (Asala et al., 2004). Výsledky těchto studií ukazují, že proximální konec stehenní kosti nese pohlavně dimorfní znaky, které mohou být důsledkem přenesením váhy těla na dolní končetiny a kloubní spojení s pánví.

Jedním z cílů této práce bylo prokázat, že proximální část stehenních kostí české populace je pohlavně dimorfní. Metoda je založena na lineárních rozměrech, které jsou brány z rentgenových snímků stehenní kosti. Problémem při vytvoření rentgenových snímků byla specifická vzdálenost 54 cm, která byla zvolena autory testované metody bez udání důvodů. Po zrentgenování kostí z této nestandardní vzdálenosti jsme zjistili značné rozdíly v naměřených rozměrech, než pokud jsme použili vzdálenost jinou, blížíci se více požadavkům telerengenometrie. Proto jsme se rozhodli akceptovat vzdálenost 54 cm, jež je dána autory a dále použít testovanou metodu i na námi vybranou vzdálenosti 100 cm. Tuto vzdálenost jsme zvolili s respektem ke standardním vzdálenostem rentgenování kostí. Celkem jsme měli k dispozici 15 rozměrů mezi 6 body na proximálním konci stehenní kosti. Výsledky ukázali, že všechny mužské naměřené rozměry jsou větší než ženské bez ohledu na stranu nebo vzdálenost při rentgenování. Použitím statistického testu ANOVA jsme zjistili, že všechny rozměry jsou pohlavně signifikantně rozdílné, vyjma rozměrů CE a DF u levých stehenních kostí shodně u obou rentgenových vzdáleností 54 cm a 100 cm. Tyto rozměry měří příčnou vzdálenost mezi body na krčku stehenní kosti a body na hlavici stehenní kosti. Podobně rozměr DF nevykazoval statisticky významné pohlavní rozdíly ani u souboru řeckých stehenních kostí a rozměr CE vykazoval statisticky významný rozdíl mezi muži a ženami, ale s vysokou P hodnotou. Tyto výsledky mohou odrážet to, že úhel sklonu hlavice k tělu stehenní kosti není na rentgenovém snímku zachycený, dochází ke zkreslení rentgenového snímku a tím i k možnému chybnému statisticky nevýznamnému výsledku těchto rozměrů. Proč jsou tyto výsledky patrné pouze na levých stehenních kostech ne tak na pravých zůstává otázkou pro stranovou lateralitu. Podle výše zmíněných výsledků můžeme usuzovat o pohlavních odlišnostech stehenní kosti mužů a žen české populace 20. století.

Jelikož jsme si na rozdíl od testované metody Kranioti et al. 2009 zvolili pro náš výzkum dvě rentgenové vzdálenosti a to 54 cm a 100 cm, testovali jsme, zda je přítomna statisticky významná distorze rentgenových snímků mezi těmito vzdálenostmi. Výsledky prokázaly rozdíly mezi naměřenými rozměry u mužské i ženské populace. U mužských stehenních kostí byly statisticky signifikantně rozdílné rozměry AB, AE, BE, BF, CD, CE, CF, DE a DF, tedy 9 rozměrů z celkových 15. V průměru byly u mužů všechny rozměry měřené z 54 cm vzdálenosti o necelé 2,65 mm větší než rozměry měřené ze vzdálenosti 100

cm. U ženských stehenních kostí je statisticky signifikantně rozdílných 7 rozměrů z 15 a to rozměry AE, BE, CD, CE, CF, DE a DF. Všechny rozměry naměřené ze vzdálenosti 54 cm byly v průměru o 2,32 mm větší než ze vzdálenosti 100 cm. Jsou zde viditelné konzistentní rozdíly mezi délkou rozměrů naměřených na rentgenových snímcích ze vzdálenosti 54 cm a 100 cm u mužů i žen přibližně 2,5 mm. Tyto výsledky jsou celkem logické, protože z větší rentgenové vzdálenosti jsou rentgenované předměty menší. Čím blíže jsou objekty ke zdroji rentgenování, tím větší nastává zvětšení a zkreslení. Je tedy logické, použít co největší možnou vzdálenost během rentgenování, pokud nehledáme na kosti detailní stopy například po traumatech apod. Vliv distorze rentgenových snímků stehenních kostí české populace je statisticky významný u většiny rozměrů, a proto následující výsledky budou tímto zkreslením ovlivněny.

Rozměry měřené na rentgenových snímcích stehenních kostí jsou definované v kapitole 3.1.1. Podle autorů bylo 6 bodů vybráno díky jejich jednoduchému rozpoznání i neprofesionálním pozorovatelem a forma těchto proměnných je známá významností pohlavních rozdílů. Pohlavní rozdíly těchto bodů, respektive rozměrů mezi těmito body jsme již na české populaci prokázali a jsou prokázány i na jiných populacích ač na skutečné stehenní kosti a ne z jejich rentgenových snímků (Alunni-Perret et al., 2003; Asala, 2000; Mall et al., 2000; Šaus et al., 2003; Robinson and Bidmos, 2011). Abychom otestovali, zda je jednoduché definované rozměry opakovaně změřit a zda do měření nevnášíme chybu, náhodně jsme ze souboru vybrali 5 mužských a 5 ženských stehenních kostí pro obě rentgenové vzdálenosti a znovu jsme je změřili. Rozdíly mezi prvním a druhým měřením u všech opakovaných měření nejsou statisticky významné, tedy můžeme potvrdit, že výzkum není zkreslený chybou pozorovatele a že dané body jsou snadno rozpoznatelné.

Testovaná metoda Kranjoti et al. 2009, podobně jako většina současných metod odhadu pohlaví podle stehenní kosti (Asala et al., 2004; Özer and Katayama, 2008; Steyn and Iscan, 1997; Stojanowski and Seidemann, 1999; Šlaus et al., 2003; Robinson and Bidmos, 2011) vkládá naměřené rozměry do diskriminačních funkcí, pomocí kterých klasifikuje jedince jako muže nebo ženu. Celkem autoři vytvořili pět diskriminačních funkcí pro

rozměry z rentgenových snímků stehenní kosti řecké populace 20. století, které my jsme aplikovali na českou populaci 20. století, abychom otestovali spolehlivost dané metody. Jelikož řecká populace je narozena v rozmezí let 1867-1956 a česká populace v letech 1910-1978 můžeme zde očekávat možný vliv sekulárního trendu. Sekulární trend je více výrazný na dolních končetinách v porovnání s horními končetinami, podobně tak je výraznější na distálních koncích končetiny v porovnání s proximálními (Kranioti et al., 2009). Proto stehenní kost projevuje vyšší odolnost proti krátkodobým sekulárním změnám než například kost holenní (Kranioti et al., 2009). Díky tomu můžeme očekávat použitelnost těchto diskriminačních rovnic na náš soubor českých stehenních kostí. První tři diskriminační funkce využívají více rozměrů, poslední dvě diskriminační funkce jsou jednorozměrné. První diskriminační funkce využívá 9 rozměrů (AB-BF) a na původní řecké populaci dosáhla celkové úspěšnosti 93 %. Muži byli správně klasifikováni na 86 % a ženy na 100 %. Použitím stejné diskriminační funkce na českém souboru stehenních kostí rentgenovaných z 54cm vzdálenosti jsme dosáhli úspěšnosti celkové klasifikace 71,43 %. Muži byli správně klasifikováni na 68,25 % a ženy na 77,14 %. Použitím stejné diskriminační funkce s nejvíce proměnnými na českém souboru stehenních kostí rentgenovaných ze vzdálenosti 100 cm jsme dosáhli celkové úspěšnosti 76,53 %. Muži byli správně klasifikováni na 79,37 % a ženy na 71,43 %. Použitím DF1 jsme získali nejspolehlivější klasifikaci pohlaví jedinců české populace. To může být vysvětleno mnohorozměrnou analýzou, která poskytuje přesnější a spolehlivější odhady pohlaví než analýzy jednorozměrné (Spradley and Jantz, 2011). Zajímavý výsledek nám ukazuje rozdíl v úspěšnosti klasifikace mezi souborem českých stehenních kostí rentgenovaných z 54cm a 100cm vzdálenosti. Kdy úspěšněji jsme klasifikovali mužské jedince ze 100cm rentgenové vzdálenosti, i když testovaná metoda Kranioti et al. 2009 byla vytvořena na 54cm rentgenové vzdálenosti. Toto je důsledek vlivu rozdílů mezi českou a řeckou populací a distorze rentgenových snímků. Kdy distorzi rentgenových snímků jsme již diskutovali a rozdíl mezi řeckou populací a českou populací je patrný dle výsledků. Pokud jsme rentgenovali stehenní kosti ze vzdálenosti 54 cm průměrné velikostní rozdíly u všech rozměrů mezi řeckými a českými stehenními kostmi byl téměř -9,5 mm, jinak řečeno rozměry na řeckých stehenních kostech jsou v průměru o 9,5 mm menší než rozměry českých stehenních kostí. Pokud jsme populační porovnání provedli na rentgenových snímcích ze 100cm vzdálenosti, průměrný rozdíl mezi řeckými a

českými stehenními kostmi byl -7,3 mm. Což se odráží na našich výsledcích úspěšnosti klasifikace českých jedinců použitím DF1 navržené na jedincích řecké populace. Kdy muži z větší vzdálenosti (rentgenové snímky ze vzdálenosti 100 cm) byli klasifikováni úspěšněji (úspěšnost klasifikace stoupla o 11 %) a to je následkem menšího zkreslení RTG snímků a přiblížení se menším rozměrům řecké populace. Můžeme tedy říci, že úspěšnost klasifikace českých jedinců použitím DF1 klesla v průměru o přibližně 18% a důvodem jsou populační rozdíly mezi českým a řeckým souborem. Tento závěr můžeme potvrdit výsledky DF2 a DF3, které byly navržené pro 3 rozměry, kdy DF2 klasifikovala všechny jedince jako ženy a systematicky podhodnotila muže a DF3 klasifikovala téměř všechny jedince jako muže a systematicky podhodnotila ženy. Použitím DF4, která počítá pouze s jedním rozměrem a to s minimálním průměrem krčku stehenní kosti (CD) a DF5, která počítá s rozměrem maximální průměr hlavice stehenní kosti (EF) jsme dosáhli celkové úspěšnosti v průměru přes 70%, kdy klasifikace mužů byla okolo 95% a klasifikace žen se pohybovala kolem 30%. Z těchto výsledků můžeme usoudit, že soubor českých mužů má podobné rozměry CD (minimální průměr krčku) a EF (maximální průměr hlavice) jako soubor řeckých mužů. Ač jsou tyto rozměry pohlavně dimorfní, což ukazují předešlé studie (Asala et al., 2004; Alunni-Perret et al., 2003; Purkait, 2003; Šlaus et al., 2003), pokud použijeme rovnice připsané na jedné populaci, nemůžeme je použít na populaci odlišné (Purkait and Chandra et al., 2004; Šlaus et al., 2003).

Porovnáním úspěšnosti klasifikace pomocí DF navržených na jedincích řecké populace a DF navržených na jedincích české populace jsme zjistili že DF s více jak třemi rozměry jsou v klasifikaci nejúspěšnější. Pokud zvolíme DF2 se třemi rozměry a to subtrochanterický průměr těla, minimální průměr krčku a maximální průměr hlavice stehenní kosti (AB, CD, EF) získáme konzistentní výsledky klasifikace u všech třech souborů (řecká populace, česká populace s RTG z 54 cm a česká populace s RTG ze 100 cm), které přesahují 85% úspěšnost. Pokud porovnáme tyto výsledky s dostupnými studii, zjistíme četné zastoupení diskriminačních funkcí pro odhad pohlaví podle horizontálních rozměrů na těle stehenní kosti a průměrů hlavice stehenní kosti. Tyto diskriminační funkce poté podávají vysokou klasifikační úroveň odhadu pohlaví. Například Purkait a Chandra dosáhli nejvyšší klasifikační úrovně za použití jednoho rozměru 93.5 % s rozměrem maximální průměr hlavice u indické

populace. Pokud použili k odhadu pohlaví subtrochanterický průměr, úspěšně klasifikovali 75,8 % jedinců. Nejvyšší úspěšnosti klasifikace podobně jako v českém i řeckém souboru, dosáhli kombinací více rozměrů stehenní kosti 99,2 % (Purkait and Chandra, 2004). Pokud porovnáme výsledky úspěšnosti klasifikace DF3 s minimálním průměrem krčku stehenní kosti (CD), zjistíme velmi podobné výsledky mezi řeckou a českou populací z 54cm i 100cm vzdálenosti RTG snímků a to kolem hodnoty 84 %. Stojanowski a Seidemann v roce 1999 publikovali studii, kde dosáhli úspěšnosti klasifikace jedinců pomocí supero-inferiorního průměru krčku stehenní kosti 83 % u bělochů, 97 % u afrických Američanů a 85 % u ostatních ras zahrnutých do studie (Stijanowski and Seidemann, 1999). Asala et al. dosáhli klasifikační úspěšnosti diskriminační funkce s rozměrem vertikální průměr krčku stehenní kosti 78,2 % jihoafrických bělochů (Asala et al., 2004). Jak je vidět z výše uvedeného, průměr krčku stehenní kosti je pohlavně rozdílný, použitelný v různých populacích a vykazuje vysokou klasifikační úspěšnost okolo 80 %. Tento rozměr může být spolehlivým indikátorem pro odhad pohlaví u fragmentárních kostí. Při porovnání úspěšnosti DF4 s rozměrem maximální průměr hlavice stehenní kosti (EF) zjistíme velmi konzistentní výsledky klasifikace s úspěšností kolem hodnoty 83 % u řecké i české populace obou vzdáleností RTG snímků. V porovnání s ostatními studii je průměr hlavice stehenní kosti jedním z nejpoužívanějších a nejpřesnějších rozměrů při odhadu pohlaví podle stehenní kosti. Šlaus et al. dosáhli použitím rozměru maximální průměr stehenní kosti úspěšnosti klasifikace 86 % na jihoamerických běloších (Šlaus et al., 2003). Purkait dosáhl úspěšnosti klasifikace na indické populaci použitím maximálního vertikálního i horizontálního průměru hlavice 92 % (Purkait, 2003). Sakaue při použití DF s medio-laterálním průměrem hlavice získal 97% úspěšnost klasifikace a použitím sagitálního průměru hlavice dosáhnul 95% úspěšnosti (Sakaue, 2004). Můžeme tedy vidět, že jednorozměrné diskriminační funkce pracující s průměrem hlavice stehenní kosti mají klasifikační úspěšnost 90 %. Nutné je ale upozornit na to, že rozměry používané v naší práci jsou z rentgenových snímků, zatímco porovnávané studie pracují s rozměry na suché kosti. Navíc všechny zde zmiňované diskriminační funkce jsou populačně specifické.

Alunni-Perret et al. v roce 2003 použili metodu odhadu pohlaví podle průměru krčku stehenní kosti na moderní francouzské populaci narozené po

roce 1900 a porovnávali své výsledky s francouzskou populací narozenou před rokem 1900. Výsledky ukázaly významný nárůst průměru krčku stehenní kosti u moderní francouzské populace. Podobně porovnávali metodu odhadu pohlaví s moderní mexickou populací, kdy výsledky neprokázaly žádný významný rozdíl u mužského průměru krčku stehenní kosti, ale ukázaly statisticky významný rozdíl v průměru ženského krčku stehenní kosti, s nárůstem průměru u francouzské populace. Pohlavní dimorfismus je vyjádřen rozdílně podle toho, zda je populace současná nebo minulá a s ohledem na populační typy, postkraniální znaky se významně odlišují mezi rozsáhlými geografickými skupinami moderních lidí (Alluni-Perret et al., 2003). Můžeme tedy říci, že populační rozdíly jsou natolik důležité, že vyžadují specifické skupinové standardy (Alluni-Perret et al., 2003). Dalšími, kdo testovali populační specifitu odhadu pohlaví podle stehenní kosti využitím diskriminačních funkcí, jsou Purkait a Chandra. Tito autoři aplikovali diskriminační funkce vytvořené na populaci jihoafrických bělochů, amerických černochů, Thajců a Číňanů na populaci indickou. Výsledky ukázaly, že indická populace je velmi odlišná od populace jihoafrických bělochů a černochů a blíže má k Thajcům a Číňanům, ale nejsou identické. Tato studie znovu potvrdila fakt, že osteometrické metody odhadu pohlaví jsou vysoce populačně specifické (Purkait and Chandra, 2004). Metoda Kranioti et al. za použití diskriminačních funkcí na rentgenových snímcích není reliabilní a to z důvodů populační specifity, kterou autoři ve své práci zmiňují. Pokud jsme po vzoru autorů vytvořili podobné diskriminační funkce na našem souboru rentgenových snímků českých stehenní kostí, úspěšnost klasifikace se pohybovala od 80-90 %. Konzistentnější výsledky úspěšnosti odhadu pohlaví českých jedinců poskytovaly diskriminační funkce vytvořené na rentgenových snímcích stehenních kostí ze vzdálenosti 100 cm a to oscilující kolem hodnoty 85 %. Tento výsledek je také ovlivněn distorzí rentgenových snímků, kdy z větší vzdálenosti rentgenované diverzní objekty si budou více podobné než ty rentgenované z menší vzdálenosti. Použitím vlastních diskriminačních funkcí navržených na české populaci konce 20. století a porovnáním s jinými publikacemi jsme potvrdili fakt, že vícerozměrné analýzy jsou úspěšnější při klasifikaci pohlaví než jednorozměrné. Dále musíme zdůraznit, že námi vytvořené diskriminační funkce jsou použitelné jen na soubor stehenních kostí, ze stejného období a geografického území, za podobných environmentálních podmínek.

Hlavní bod metody Kranioti et al. je vývoj vysoce specifického SIS-m softwaru (Sex Identification Software) pro odhad pohlaví z rentgenových snímků stehenních kostí. Tento software podle autorů představuje jednoduchý nástroj pro rychlý odhad pohlaví z kosterních pozůstatků. Úspěšnost klasifikace pohlaví jedinců řecké populace použitím SIS softwaru dosáhla 88,9 % u obou pohlaví. Úspěšnost klasifikace mužů byla vyšší (90,9 %) než u žen (85,7 %). Autoři doporučují SIS software k použití při odhadu pohlaví ze stehenní kosti, pokud rentgenové snímky jsou vytvořeny za stejných podmínek a na stejném rentgenovém zařízení jako v testované metodě. Autoři nemohou za daných podmínek předpokládat užití jejich softwaru. Využití zobrazovacích metod ve forenzních vědách není příliš obvyklé, jelikož je poměrně drahé. Proto, pokud uijeme při odhadu pohlaví rentgenového přístroje a budeme chtít využít vytvořeného softwaru, nemůžou autoři očekávat, že specifikované rentgenové zařízení je běžné a dostupné. Za předpokladu porušení podmínek stejného rentgenového přístroje pro použití SIS software, jsme se rozhodli otestovat spolehlivost klasifikace pohlaví na jedincích české populace.

Měřicí verze softwaru byla designována tak, že pokud vložíme rentgenový snímek do softwaru, je nám umožněno použitím levého tlačítka myše vybrat 6 bodů, které mají stejné definice jako body, které jsme použili při diskriminačních funkcích, tedy je otestována jejich odlišnost pro pohlaví. Software vypočte rozměry mezi vybranými body a ukáže posteriorní pravděpodobnost odpovídajícího pohlaví. Potom co je rentgenový snímek vložen do softwaru, nastane zvětšení obrázku, tedy všechny kosti jsou identifikované jako mužské. Opravu tohoto zvětšení jsme provedli kalibrováním velikosti náhodně vybraných deseti rentgenových snímků. Rentgenové snímky jsme zmenšovali, až jsme našli takové, které měly softwarem naměřené rozměry co nejbližší těm, které jsme naměřili na samotných rentgenových snímcích. Toto zmenšení jsme poté systematicky aplikovali na všechny rentgenové snímky. Kalibrace byla provedena zvlášť pro stehenní kosti rentgenované ze vzdálenosti 54 cm a zvlášť pro stehenní kosti rentgenované ze 100cm vzdálenosti. Tuto kalibraci museli provádět i sami autoři za použití speciálního rentgenového zařízení.

Úspěšnost klasifikace českých mužských stehenních kostí rentgenovaných z 54cm i 100cm vzdálenosti klesla obdobně jako u diskriminačních funkcí o 20%. Ženy byly klasifikovány spolehlivěji. U

rentgenových snímků z 54cm vzdálenosti klesla úspěšnost klasifikace žen o 11 % u rentgenových snímků ze 100cm vzdálenosti byla úspěšnost klasifikace stejná jako u žen řecké populace. Výsledky ukazují, že české ženské stehenní kosti rentgenované ze vzdálenosti 100 cm jsou nejpodobnější ženským stehenní kostem řecké populace. Z výše uvedených výsledků můžeme usuzovat, že specializovaný software pracuje na podobném principu, jako diskriminační funkce, tedy že vyvinutý software tyto rovnice obsahuje. Potom tedy můžeme diskutovat, že nižší úspěšnost klasifikace nemusí být způsobena rozdílným rentgenovým zařízením ale populační specificitou výpočtů naměřených rozměrů SIS softwarem. K odhalení vnitřního naprogramování softwaru by pomohly přístupové kódy k softwaru, které jsme bohužel nezískali. Jelikož kalibrace rentgenových snímků musí proběhnout za použití jakéhokoliv rentgenového zařízení, není podle mého názoru váha úspěšnosti na použitém zařízení. Tuto hypotézu by bylo vhodné otestovat, zda existuje signifikantní rozdíl mezi užitím autory specifikovaného rentgenového zařízení a odlišným rentgenovým zařízením. Tedy proklamovaný software neposkytuje spolehlivé klasifikování jedinců české populace a můžeme předpokládat, že za podmínek populační specificity nemůže být použit jinde než na řecké populaci 20. století.

10 ZÁVĚR

V předkládané diplomové práci byla za použití sbírky stehenních kostí české populace z konce 20. století testována platnost a spolehlivost metody odhadu pohlaví podle rentgenových snímků proximálního konce stehenní kosti navržená Kranioti et al. v roce 2009 na řecké populaci z 20. století. Použitím navržených diskriminačních funkcí a specifického softwaru jsme se snažili otestovat spolehlivost klasifikace pohlaví jedinců české populace, použitím vlastních diskriminačních funkcí jsme se snažili otestovat úspěšnost klasifikace podle vybraných rozměrů a odhalit populační specifitu předkládané metody.

Z výsledku je zřejmé, že vybrané rozměry na stehenní kosti jsou pohlavně dimorfní. Muži mají statisticky významně větší rozměry proximálního konce stehenní kosti než ženy. Potvrdili jsme, že diskriminační funkce navržené Kranioti et al. jsou populačně specifické a metoda odhadu pohlaví není spolehlivá pro soubor českých stehenních kostí. Existují velikostní rozdíly mezi řeckými a českými stehenními kostmi, kdy řecké stehenní kosti jsou statisticky signifikantně menší. Vlastní navržené diskriminační funkce klasifikovali úspěšně pohlaví jedinců v českém souboru (85 %). Vliv distorze rentgenových snímků při užití dvou vzdáleností (54 cm a 100 cm) je statisticky významný. Specifický software pro odhad pohlaví vyvinutý autory nelze spolehlivě použít na soubor českých stehenních kostí, což nemusí být způsobeno rozdílným rentgenovým zařízením, ale je způsobeno populační specifitou funkce softwaru. Závěrem můžeme říci, že metoda Kranioti et al. 2009 není spolehlivě použitelná na jiném souboru, než na kterém byla vytvořena, protože je populačně specifická.

11 LITERATURA

Agresti A, Finley B. 1997. Statistical methods for the social sciences. New Jersey: Prentice Hall.

Albanese J. 2003. A metric method for sex determination using the hip bone and the femur. *J Forensic Sci* 48:263-273.

Albanese J, Eklics G, Tuck A. 2008. A metric method for sex determination using the proximal femur and fragmentary hipbone. *J Forensic Sci* 53:1283-1288.

Alunni-Perret V, Staccini P, Quatrehomme G. 2003. Reexamination of a measurement of sexual determination using the supero-inferior femoral neck diameter in a modern European population. *J Forensic Sci* 48:517-520.

Alunni-Perret V, Staccini P, Quatrehomme G. 2008. Sex determination from distal part of the femur in a French contemporary population. *Forensic Sci Int* 175:113-117.

Asala SA. 2001. Sex determination from the head of the femur of South African whites and blacks. *Forensic Sci Int* 117:15-22.

Asala SA. 2002. The efficiency of the demarking point of the femoral head as a sex determining parameter. *Forensic Sci Int* 127:114-118.

Asala SA, Bidmos MA, Dayal MR. 2004. Discriminant function sexing of fragmentary femur of South African blacks. *Forensic Sci Int* 145:25-29.

Atilla B, Oznur A, Caglar O, Tokgozoglu M, Alpaslan M. 2007. Osteometry of the femora in Turkish individuals: a morphometric study in 114 cadaveric femora as an anatomic basis of femoral component design. *Acta Orthop Traumatol Turc* 41:64-68.

Benazzi S, Meastri C, Parisini S, Vecchi F, Gruppioni G. 2008. Sex assessment from the acetabular rim by means of image analysis. *Forensic Sci Int* 180: 58.e1-58.e3.

Bidmos MA, Gibbon VE, Štrkalj G. 2010. Recent advances in sex identification of human skeletal remains in South Africa. *S Afr J Sci* 106:238-243.

Biwasaka H, Aoki Y, Tanijiri T, Sato K, Fujita S, Yoshioka K, Tomabechi M. 2009. Analyse of sexual dimorphism of contemporary Japanese using reconstructed three-dimensional CT images – Curvature of the best-fit circle of the greater sciatic notch. *Leg Med* 11:260-262.

Black S, Ferguson E. 2011. *Forensic anthropology 2000 to 2010*. CRC Press.

Brůžek J. 2002. A method for visual determination of sex, using the human hip bone. *Am J Phys Anthropol* 117:157-168.

Brůžek J, Murail P. 2006. Methodology and reliability of sex determination from skeleton. In: Schmitt A et al. *Forensic Anthropology and Medicine: Complementary Science from Recovery to Cause of Death*. Totowa:Humana Press Inc.:225-242.

Buikstra JE, Ubelaker DH. 1994. *Standards for data collection from human skeletal remains*. Arkansas.

Bytheway JA, Ross AH. 2010. A geometric morphometric approach to sex determination of the human adult os coxa. *J Forensic Sci* 55:859-864.

Čihák R. 2001. *Anatomie 1: Grada*.

Dayal MR, Spocter MA, Bidmos MA. 2008. An assessment of sex using the skull of black South African by discriminant function analysis. *Homo* 59:209-221.

Deshmukh AG, Devershi DB. 2006. Comparison of cranial sex determination by univariate and multivariate analysis. *J Anat Soc India* 55:48-51.

Dixit SG, Kakar S, Agarwal S, Choudhry R. 2007. Sexing of human hip bones of Indian origin by discriminant function analysis. *J For Leg Med* 14:429-435.

Dobisíková M, Velemínský P, Zocová J. 2000. Změnili jsme se během tohoto století? In: Smolenice 1999. Zborník referátov a posterov z antropologických dní s medzinárodnou účasťou 25. – 26. 10. 1999. Bratislava:SAV29:32.

Dobisíková M, Velemínský P, Zocová, Beran M. 2000. Výpočet délky těla z délky dlouhých kostí. In: Smolenice 1999. Zborník referátov a posterov z antropologických dní s medzinárodnou účasťou 25. – 26. 10. 1999. Bratislava:SAV33:37.

Fingerová M. 2007. Sexuální dimorfismus člověka. Masarykova Univerzita.

Franklin D, Freedman L, Milne N. 2005. Sexual dimorphism and discriminant function sexing in indigenous South African crania. *Homo* 55:213-228.

Franklin D, Freedman L, Milne N, Oxnard CE. 2007. Geometric morphometric study of population variation in indigenous Southern African crania. *Am J Hum Biol* 19:20-23.

Fruyer DW, Wolpoff MH. 1985. Sexual Dimorphism. *Ann Rev Anthropol* 14:429-473.

Galdames ICS, Matamala DAZ, Smith RL. 2008. Sex determination using mastoid process measurements in Brazilian skulls. *Int J Morphol* 26:941-944.

Gapert R, Black S, Last J. 2008. Sex determination from the foramen magnum: discriminant function analysis in an eighteenth and nineteenth century British sample. *Int J Legal Med* 123:25-33.

Geert JV, Rissman EF, Simerly RB, Yang LY, Scordalakes EM, Auger CJ, Swain A, Lovell-Bedge R, Burgoyne PS, Arnold AP. 2002. A model system for study of sex chromosome effects on sexually dimorphic neural and behavioral traits. *J Neurosci* 22:9005-9014.

González PN, Bernal V, Perez SI. 2011. Analysis of sexual dimorphism of craniofacial traits using geometric morphometric techniques. *Int J Osteoarcheol* 21:82-91.

González PN, Bernal V, Perez SI, Barrientos G. 2007. Analysis of dimorphic structures of the human pelvis: its implication for sex estimation in sample without reference collections. *J Archeol Sci* 34:1-11.

Gülekon IN, Turgut HB. 2003. The external occipital protuberance: Can it be used as a criterion in the determination of sex? *J Forensic Sci* 48:513-516.

Harma A, Karakas HM. 2007. Determination sex from the femur in Anatolian Caucasians: A digital radiological study. *J Forensic Leg Med* 14:190-194.

Iscan MY, Shihai D. 1995. Sexual dimorphism in the Chinese femur. *For Sci Int.* 74:79-87.

Jantz RL, Jantz LM. 2000. Secular change in craniofacial morphology. *Am J Hum Biol* 12:327-338.

Kemkes-Grottenthaler A, Löbig F, Stock F. 2002. Mandibular ramus flexure and gonial eversion as morphologic indicators of sex. *Homo* 53/2:97-111.

Kemkes-Grottenthaler A, Göbel T. 2006. Metric assessment of the „Mastoid Triangle“ for sex determination: A validation study. *J Forensic Sci* 51:985-989.

Kjellström A. 2004. Evaluations of sex assessment using weighted traits on incomplete skeletal remains. *Int J Osteoarcheol* 14:360-373.

Komar DA, Buikstra JE. 2008. *Forensic Anthropology: contemporary theory and practice*. New York: Oxford University Press, Inc.

Kranioti EF, Vorniotakis N, Galiatsou Ch, İscan MY, Michalodimitrakis M. 2009. Sex identification and software development using digital femoral head radiographs. *Forensic Sci Int* 189:113.e1-113.e7.

Lestrel PE, Cesar RM, Takahashi O, Kanazawa E. 2005. Sexual dimorphism in the Japanese Cranial Base: A fourier-wavelet representation. *Am J Phys Anthropol* 128:608-622.

Lestrel PE, Kanazawa E, Wolfe ChA. 2011. Sexual dimorphism using elliptical Fourier analysis: shape differences in the craniofacial complex. *Anthropol Sci* 1-17.

Mall G, Graw M, Gehring KD, Hubig M. 2000. Determination of sex femora. *Forensic Sci Int* 113:315-321.

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* 17:167-176.

Murphy AMC. 2000. The acetabulum: ex assessment of prehistoric New Zealand Polynesian innominates. *Forensic Sci Int* 109:39-43.

Nagaoka T, Shizushima A, Sawada J, Tomo S, Hoshino K, Sato H, Hirata K. 2008. Sex determination using mastoid process measurements: standards for Japanese human skeletons of mediavel and early modern periods. *Anthropol Sci* 116:105-113.

Nagesh KR, Tanchan T, Bastia BK. 2007. Sexual dimorphism of acetabulum-pubis index in South-Indian population. *Leg Med* 9:305-308.

Novotný V. 1986. Sex determination of the pelvis bone: A system approach. *Antropologie* 24:197-206.

Özer I, Katayama K. 2008. Sex determination using the femur in a ancient Japanese population. *Coll Antropol* 1:67-72.

Patriqiun ML, Steyn M, Loth SR. 2002. Metric assessment of race from pelvis in South Africans. *Forensic Sci Int* 127:104-113.

Plavcan JM. 2011. Understanding dimorphism as a function of changes in male and female traits. *Evol Anthropol* 20:143-155.

Purkait R. 2003. Sex determination from femoral head measurements: a new approach. *Legal Medicine* 5:347-350.

Purkait R, Chandra H. 2004. A study of sexual variation in Indian femur. *Forensic Sci Int* 146:25-33.

Rissech C, Schaefer M, Malgosa A. 2008. Development of the femur – Implications for age and sex determination. *Forensic Sci Int* 180:1-9.

Robinson MS, Bidmos MA. 2011. The skull and humerus in the determination of sex: Reliability of discriminant function equations. *Forensic Sci Int* 186:86.e1-86.e5.

Sakaue K. 2004. Sexual determination of long bones in recent Japanese. *Anthropological science* 112:75-81.

Sokal RR, Rohlf FJ. 1995. *Biometry: The principles and practice of statistics in biological research*. New York: W.H.Freeman

Steyn M, İşcan MY. 1997. Sex determination from the femur and tibia in South African whites. *Forensic Sci Int* 90:111-119.

Steyn M, İşcan MY. 2008. Metric sex determination from the pelvis in modern Greeks. *Forensic Sci Int* 179:861.e1-86.e6.

Stojanowski ChM, Seidemann RM. 1999. A reevaluation of the sex prediction accuracy of the minimum supero-inferior femoral neck diameter for modern individuals. *J Forensic Sci* 44:1215-1218.

Spradley MK, Jantz R. 2011. Sex estimation in forensic anthropology: Skull versus postcranial elements. *J Forensic Sci* 54:289-296.

StatSoft I. 2007. STATISTICA 7.0 (data analysis software system) www.statsoft.com.

Stloukal M, Dobisíková M, Kuželka V, Stloukal M, Stránská P, Velemínský P, Vyyhnálek L, Zvára K. 1999. *Antropologie. Příručka pro studium kostry*. Praha: Národní muzeum.

Šlaus M, Strinović D, Škavić J, Petrovečki V. 2003. Discriminant function sexing of fragmentary and complete femora: Standards for contemporary Croatia. *J Forensic Sci* 48:509-512.

Švenkrtová I. 2010. Sekulární tren, populační variabilita a určení pohlaví podle rozměrů lidského femuru. Univerzita Karlova.

Wahl J, Graw M. 2001. Metric sex differentiation of the pars petrosa ossis temporalis. *Int J Legal Med* 114:214-223.

Walker PL. 2008. Sexing skulls using discriminant function analysis of visually assessed traits. *Am J Phys Anthropol* 136:39-50.

Whitley AS, Sloane C, Hoadley G, Moore AD, Alsop CW. 2005. Clark's positioning in radiography. London.

Wilson LAB, Cardoso HFV, Humphrey LT. 2010. On the reliability of a geometric morphometric approach to sex determination: A blind test of six criteria of the juvenile ilium. *Forensic Sci Int* 206:35-42.

12 SUMMARY

Sex assessment is one of the first and most important steps in identification of individual from skeletal remains. The hip bone is the most reliable indicator of sex assessment because the pattern of sexual dimorphism is common to the whole human race. Second reliable part of skeleton is skull, which is closely associated with ancestry, therefore, ancestral origin must be considered when assessing sex. When hip bones and skull are missing, it is commonly accepted to apply discriminant function analysis elaborated on measurements of other elements of the skeleton. The most frequented one is femora, because it is the longest and heaviest bone of the human skeleton. Femora is frequently well preserve in human fragmentary remains. Previous studies have demonstrated that populations differ from each other in size and proportion and that these differences can affect metric assessment sex.

The aim of our study is to test reliability and validity methods of sex assessment from digital radiogram the proximal end of femora, which has been developed by Kranioti et al. 2009 on the Greek population. We used 93 of adult femora (63 males, 35 female) from Czech population from 20th century. We tested reliability of five discriminant function developed on Greek population. Results show us that proximal end of femora using a combination of nine variables achieved overall accuracy 76 %. Level of accuracy dramatically decreased using the discriminant functions with three or one variables developed on Greek population and applied on Czech population. Results confirm that population differences between Greek and Czech population is presented and discriminant functions are population specific. Discriminant function developed on Czech population achieved high overall accuracy 85 % and results confirm that chosen variables are sexual differ. We tested a reliability of specific SIS software created authors. This software has to be easy and reliably tools for sex assessment. Our results show SIS software is population specific and in can't be used in Czech femora.