

Západočeská univerzita v Plzni

Fakulta filozofická

Diplomová práce

2013

Dominika Bláhová

Západočeská univerzita v Plzni
Fakulta filozofická

Diplomová práce

**Simulace úspěšnosti metody odhadu pohlaví podle
dělicího bodu**
Dominika Bláhová

Plzeň 2013

Západočeská univerzita v Plzni

Fakulta filozofická

Katedra antropologie

Studijní program Antropologie

Studijní obor Antropologie populací minulosti

Diplomová práce

**Simulace úspěšnosti metody odhadu pohlaví
podle dělicího bodu**

Dominika Bláhová

Vedoucí práce:

Mgr. Patrik Galeta, Ph.D.

Katedra antropologie

Fakulta filozofická Západočeské univerzity v Plzni

Plzeň 2013

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

Plzeň, červenec 2013

.....

Ráda bych poděkovala panu Mgr. Patriku Galetovi, Ph.D. za odborné rady a trpělivé vedení práce.

OBSAH

| | | |
|----------|--|-----------|
| 1 | ÚVOD | 1 |
| 2 | CÍLE PRÁCE | 4 |
| 3 | TEORETICKÁ VÝCHODISKA | 5 |
| | 3.1 Pohlavní dimorfismus | 5 |
| | 3.2 Odhad pohlaví | 7 |
| | 3.2.1 Morfoskopické metody..... | 10 |
| | 3.2.2 Morfometrické metody | 13 |
| | 3.3 Princip metody navržené J. Albanesem et al. (2005) | 16 |
| | 3.3.1 Předchozí studie..... | 18 |
| 4 | MATERIÁL | 20 |
| 5 | METODY | 21 |
| | 5.1 Postup dle Albanese | 21 |
| | 5.1.1 Generování náhodných rozměrů | 22 |
| | 5.1.2 Vypočtení dělicího bodu | 23 |
| | 5.1.3 Srovnání rozměru s dělicím bodem..... | 23 |
| | 5.1.4 Vyhodnocení úspěšně odhadnutých jedinců | 24 |
| | 5.2 Statistické metody a nástroje | 24 |
| | 5.2.1 Cohenovo d | 25 |
| | 5.2.2 Regresní analýza..... | 27 |
| 6 | VÝZKUMNÁ ČÁST | 29 |
| | 6.1 Simulace metody odhadu pohlaví podle dělicího bodu na základě velikosti souboru | 29 |
| | 6.2 Simulace metody odhadu pohlaví podle dělicího bodu na základě poměru pohlaví | 30 |

| | |
|--|-----------|
| 6.3 Simulace metody odhadu podle dělicího bodu na základě velikosti pohlavního dimorfismu | 32 |
| 6.3.1 Simulace metody podle velikosti pohlavního dimorfismu při změně průměrů rozměrů | 34 |
| 6.3.2 Simulace metody podle velikosti pohlavního dimorfismu při změně směrodatné odchylky | 36 |
| 7 VÝSLEDKY | 38 |
| 7.1 Výsledky podle velikosti souboru | 38 |
| 7.1.1 Výsledky simulace metody na základě velikosti souboru za použití rozměru transversálního průměru hlavice pažní kosti . | 39 |
| 7.1.2 Výsledky simulace metody na základě velikosti souboru za použití rozměru obvodu kloubní hlavice pažní kosti..... | 41 |
| 7.2 Výsledky simulace metody podle poměru pohlaví | 43 |
| 7.3 Výsledky simulace metody podle velikosti pohlavního dimorfismu | 44 |
| 7.3.1 Výsledky simulace metody podle velikosti pohlavního dimorfismu při změně průměrů rozměrů | 45 |
| 7.3.2 Výsledky podle velikosti pohlavního dimorfismu při změně směrodatných odchylek | 48 |
| 8 DISKUZE..... | 51 |
| 9 ZÁVĚR | 57 |
| 10 PŘÍLOHY | 60 |
| 11 SEZNAM POUŽITÉ LITERATURY A PRAMENŮ | 65 |
| 12 RESUMÉ | 72 |

1 ÚVOD

Odhad pohlaví patří mezi základní antropologické metody, díky kterým jsme schopni rekonstruovat demografické složení obyvatelstva minulých populací a přihlížet k dalším demografickým ukazatelům, které jsou závislé na odhadu pohlaví (Bouquet-Appel and Masset 1996; Koningsberg and Frankenberg 1992, 1994, 2002; Murail et al. 1999; Paine and Harpending 1996; Stojanowski et al. 2002; Walrath et al. 2004). Odhad pohlaví je klíčový pro poznání minulých populací.

Pohlaví je z kosterních pozůstatků odhadováno pomocí morfometrických a morfoskopických metod (Bruzek 2002; Bruzek and Murail 2006; Velemínský, Dobisíková, 2000; Ferembach et al. 1980). Morfometrické metody se opírají o měření rozměrů kostí, jedná se o metody kvantitativní. Morfoskopické metody sledují velikost a tvar kosti nebo stupeň vývinu pohlavně dimorfního znaku z kvalitativního hlediska (Walrath et al. 2004; Velemínský, Dobisíková, 2000; van Vark et al. 1996).

Kvantitativní analýzy používají jednorozměrné nebo vícerozměrné metody. Mezi jednorozměrné metody patří srovnání rozdělení mužů a žen (van Vark, 1978). Vícerozměrné metody používají diskriminační analýzy nebo logistickou regresi. Smyslem diskriminační analýzy je klasifikace a následné přiřazení jedince k dané populaci nebo k odhadu pravděpodobnosti, se kterou byl daný jedinec přiřazen k dané populaci (van Vark, van der Sman, 1982). Pomocí diskriminační analýzy získáme diskriminační skóre, kvantitativní veličinu. Na základě srovnání naměřeného skóre s hodnotou dělicího bodu (*sectioning point*) můžeme rozhodnout, jakého pohlaví je jedinec. Pohlaví pomocí dělicího bodu odhadneme tak, že pokud bude naměřený rozměr jedince větší než hodnota dělicího bodu, jedince vyhodnotíme jako muže. Pokud bude naměřený rozměr menší než hodnota dělicího bodu, jedince vyhodnotíme jako ženu (Albanese et al. 2005). Kolem dělicího bodu vzniká oblast překryvu naměřených mužských a

ženských hodnot. Velikost překryvu je úměrná procentu jedinců, u kterých může dojít k chybnému odhadu pohlaví. Čím je oblast překryvu krajních mužských a ženských hodnot menší, tím vyšší spolehlivost odhadu pohlaví získáváme.

Omezením spolehlivosti diskriminační analýzy při odhadu pohlaví je velikost překryvu a populační specifita. Vlivem těchto faktorů se může měnit spolehlivost odhadu pohlaví. Kvůli variabilitě ve velikosti není možné aplikovat diskriminační funkce na libovolné studované populace. Diskriminační funkce tedy nemůžeme použít u jiné populace, než na které byla vytvořena, pokud nemáme vytvořen totožný stupeň pohlavního dimorfismu. Muži mají obecně větší velikost těla než ženy. Ale stupeň pohlavního dimorfismu velikosti se mezi populacemi liší (Bruzek, Murail 2006). Při aplikování diskriminační rovnice, která byla vytvořena pro jednu danou populaci, na jinou populaci může dojít ke změně spolehlivosti výsledků, k chybnému odhadu pohlaví, kdy úspěšnost odhadu jednoho pohlaví může být podhodnocena či nadhodnocena než druhého pohlaví (Bruzek, Murail 2006).

K odstranění problému populační specifity můžeme použít referenční soubory, u kterých známe pohlaví jedinců, nebo u kterých bylo pohlaví jedinců předem určeno pomocí morfologických metod odhadu pohlaví (Bruzek, Murail 2006), a to za předpokladu, že máme možnost získat recentní referenční soubor. Tento postup řeší problémy forenzní antropologie.

Pokud nemáme možnost získat referenční soubor známého pohlaví specifický pro studovanou populaci, můžeme použít iterativní postup (Van Vark et al. 1982) a primární a sekundární diagnózu (Murail *et al.* 1999). Primární diagnóza spočívá ve vytvoření referenčního souboru jedinců na základě odhadu pohlaví pomocí morfoskopických znaků z pánevní kosti (Bruzek, Murail 2006). Sekundární diagnóza pak zpřesňuje odhad pohlaví pomocí vytvoření diskriminační funkce na souboru jedinců odhadnutých v primární diagnóze, kde se použijí nepánevní části kostry. Nevýhodou

metody primární a sekundární diagnózy je postup u odhadu pohlaví jedinců, kteří nemají zachovalou os coxae, kde se použije kritérium posteriorní pravděpodobnosti, tedy princip většiny.

Metoda bez nutnosti zachovalosti nebo dokonce přítomnosti os coxae i problému populační specificity byla navržena Albanesem et al. (2005). Jedná se o jednorozměrnou metodu odhadu pohlaví, tedy o studium jednoho rozměru kosti. Navržená metoda spočívá v diskriminaci mužů a žen na základě naměřeného skóre a jeho srovnáním s dělícím bodem, který dostaneme jako průměr všech naměřených hodnot v souboru. Tato metoda předpokládá, že v souboru jsou zastoupeni muži i ženy, že soubor obsahuje alespoň 40 jedinců a jedno pohlaví početně nepřevyšuje druhé v poměru větším než 1.5:1 (Albanese et al. 2005). Není potřeba mít k dispozici referenční soubor o známém pohlaví jedinců. Tato metoda odhadu pohlaví je specifická pro daný soubor a nevyžaduje velkou skupinu kompletních jedinců, jejichž pohlaví se musí předem určit pomocí morfologických kritérií, ani nevyžaduje referenční soubor známého pohlaví.

Metoda, kterou Albanese et al. (2005) navrhují, by mohla badatelům pomoci ve chvíli, kdy ostatní metody odhadu pohlaví nebudou moci být použitelné kvůli jejich omezení a zároveň rozšíření této metody může sloužit jako teoretický základ pro studium míry a stupně pohlavního dimorfismu na kostech.

2 CÍLE PRÁCE

Cílem práce je simulovat úspěšnost metody odhadu pohlaví dle dělicího bodu, kterou navrhuje John Albanese et al. (2005), na základě kritérií odrážejících míru pohlavního dimorfismu, na základě poměru obou pohlaví v souboru a na základě velikosti souboru.

1. Simulace metody na základě velikosti souboru.

Cílem práce je potvrdit nebo vyvrátit dosavadní výsledky této metody, která předpokládá, že soubor musí čítat alespoň 40 jedinců, a zjistit, jak metoda funguje v malých souborech, které čítají méně než 40 jedinců, a jak se bude měnit spolehlivost metody v závislosti na zvyšující se velikosti souborů.

2. Simulace metody na základě poměru pohlaví.

Cílem je prohloubit informace, které nám dávají dosavadní výsledky navržené metody. Ty říkají, že metoda je velice úspěšná, pokud poměr pohlaví v souboru je menší než 1,5:1. Cílem práce tedy je zjistit, jak je metoda spolehlivá v různých poměrech pohlaví.

3. Simulace metody na základě velikosti pohlavního dimorfismu.

Cílem práce je rozšířit původní originální metodu, kde autoři nesledovali míru pohlavního dimorfismu, přestože míra pohlavního dimorfismu je klíčový parametr úspěšnosti metody. Cílem práce je zjistit, jak je úspěšnost metody ovlivněna mírou pohlavního dimorfismu při změně průměrů rozměrů nebo při změně směrodatné odchylky.

Tato práce si klade za cíl ověřit metodu odhadu pohlaví podle dělicího bodu dle Albanese et al. (2005) a s rozšířením metody o kritérium velikosti pohlavního dimorfismu stanovit doporučení pro užívání této metody.

3 TEORETICKÁ VÝCHODISKA

3.1 Pohlavní dimorfismus

Pohlavní dimorfismus je výraz, který se používá pro vyjádření pohlavní rozdílnosti mezi samcem a samicí. Někdy se používá též termínu sexuální dimorfismus nebo pohlavní dvojtvárnost. Rozdíl je nejen v pohlaví jedince a jeho pohlavních orgánech, ale také v dalších ukazatelích, kterými jsou u živočichů velikost, celkový tvar a uspořádání těla nebo zbarvení. U jednoho biologického druhu tak existují dvě formy. Pohlavní dimorfismus u člověka je možné definovat jako soubor morfologických, fyziologických, psychických, hormonálních a behaviorálních znaků, které odlišují muže a ženy (Fingerová, 2007). Antropologické metody odhadu pohlaví jsou závislé na pohlavním dimorfismu, který se na kostech projevuje (Ferembach et al. 1980, Brůžek, Murail 2006). Nejvýznamnějším pohlavně dimorfním znakem je velikost a celková robustičita těla (Fruyer, Wolpoff, 1985). Pohlavní dimorfismus je ovlivněn jak geneticky, tak životním prostředím jedince a sekundárně je ovlivněn i různorodou činností mužů a žen při prvních dělbách práce. Při zkoumání pohlavního dimorfismu minulých populací ale narážíme na problém, zda genetické a environmentální faktory, které ovlivňují pohlavní dimorfismus dnešního člověka, jsou totožné s faktory, které ovlivňovaly pohlavní dimorfismus u minulých populací a v průběhu lidské evoluce (Fruyer, Wolpoff, 1985). Pohlavní rozdíly na kostře jsou dány variabilitou morfologických znaků.

Pro potřeby této práce uvádím také pohlavní dimorfismus pažní kosti. Pažní kost nese nejvýraznější známky pohlavního dimorfismu ze všech dlouhých kostí vůbec (Íscan et al. 1998, Frutos, 2005, Robinson, Bidmos, 2009, Kranioti, Michalodimitrakis, 2009). Jedná se o znaky metrické, neboť morfologicky můžeme na pažní kosti sledovat pouze celkovou robustičitu a expresi svalových drsnatin. V případě pozorování exprese svalových drsnatin lze těžko rozlišit, zda se v případě robustní pažní kosti jednalo o

velmi robustní ženu či muže, nebo zda se v případě gracilní pažní kosti jednalo o ženu či subtilního muže (Velemínský, 2000). V takovém případě bychom museli znát věk jedince, neboť víme, že s přibývajícím věkem se u žen objevují znaky maskulinity. Naopak u mužů se v rané fázi dospělosti setkáváme s femininními znaky (Ferembach et al., 1980).

Pohlavní dimorfismus je u pažní kosti nápadný například v délce kosti. Většina prací zabývajících se hledáním pohlavních rozdílů na pažní kosti (Černý, 1971, Dittrick, 1986, Kranioti, Michalodimitrakis, 2009, Vance et al. 2011, Charisi et al. 2011, Desai et al. 2012, Milner, Boldsen, 2012) říká, že muži mají v průměru delší pažní kost než ženy. Kvůli statistické nevýznamnosti těchto výsledků se však délka pažní kosti k určování pohlaví používá jen jako podpůrná metoda (Stloukal a kol., 1999, str. 205). Lepší výsledky však ukazuje hlavice pažní kosti. Autoři, kteří se zabývali pohlavními rozdíly na hlavici pažní kosti (Černý, 1971, Dittrick, 1986, Íscan et al. 1998, Steyn, Íscan, 1999, Frutos 2005, Milner, Boldsen, 2012), uvádějí podobné výsledky. Tito autoři sledovali transversální a vertikální průměr pažní kosti. Mezi další znaky na pažní kosti, které nesou známky pohlavního dimorfismu, patří epikondylární šířka pažní kosti (Albanese et al. 2005).

Pohlavní rozdíly rozměrů pažní kosti mají svůj původ v rozlišných činnostech, které jsou typické jenom pro muže, nebo jenom pro ženy. Příkladem může být například jiná fyzická náročnost v házení oštěpem za účelem lovení zvěře u minulých populací a jiná fyzická náročnost na pažní kost u žen, které namáhaly své paže například mletím obilí mlecími kameny (Velemínský, 2000). Paže mužů byly namáhány jiným způsobem než paže žen a to se projevilo jak v celkové rozdílnosti robusticity pažní kosti, tak i v expresi svalových úponů. Exprese svalových úponů je ale specifická pro každého jedince. Podle Černého je celková robusticita pažní kosti mnohem spolehlivější než sledování exprese svalových úponů (Stloukal a kol., 1999, str. 205).

3.2 Odhad pohlaví

Odhad pohlaví patří mezi nejzákladnější osteologické metody používané téměř při každém výzkumu (Bouquet-Appel and Masset 1996; Koningsberg and Frankenberg 1992, 1994, 2002; Murail, Bruzek, Braga 1999; Paine and Harpending 1996; Stojanowski et al. 2002; Walrath and Turner and Bruzek 2004). Spolu s odhadem věku dožití a odhadem výšky postavy patří k základu osteologických metod.

V biologické antropologii se používají k odhadu pohlaví morfologické a morfoskopické metody, které slouží k popisu variability jedinců (Brůžek 2002; Brůžek and Murail 2006; Velemínský, Dobisíková, 2000; Ferembach et al. 1980). Morfometrický přístup je založen na kvantitě získaných dat pomocí měření. Využívají poznatků tzv. osteometrie. Morfoskopický přístup je naopak praktikován jako kvalitativní aspektivní přístup, při kterém se badatel spoléhá především na svůj zrak a hmat, zkoumá, do jaké míry jsou dané znaky vyvinuté, zkoumá charakteristické tvarové odlišnosti (Walrath and Turner and Bruzek 2004; Velemínský, Dobisíková, 2000; van Vark et al. 1996). Morfoskopické metody využívají variability.

Odhad pohlaví se na základě somatické úrovně dá odhadovat u dospělých i nedospělých jedinců. U nedospělých jedinců je však odhad pohlaví velmi obtížný a vede tudíž k nespolehlivým odhadům, neboť se ještě nestihly projevit pohlavní znaky (Čihák, 2001). U dospělých s plně vyvinutou morfologií je pak odhad velice spolehlivý, neboť byl dostatek času, aby mohly působit hormony a rozvíjet robusticitu kostí (Ferembach et al. 1980). Dalším faktorem je u žen adaptování se na porod, díky tomu mají ženské pánve speciální tvar, odlišný od mužských pánví (Brůžek 2002; Brůžek and Murail 2006).

V následujících kapitolách popisují jen nejdůležitější morfoskopické a morfometrické metody, které se běžně používají k odhadu pohlaví, tedy morfometrické a morfoskopické metody odhadu pohlaví z lebky a pánve. Pro

účely této práce ještě přidávám morfoskopické a morfometrické metody odhadu pohlaví z dlouhých kostí, konkrétně z kosti pažní.

Odhad pohlaví z kosterních pozůstatků je problém, který se týká několika odvětví antropologie: paleoantropologie, paleodemografie a forenzní antropologie (Bouquet-Appel and Masset 1996; Koningsberg and Frankenberg 1992, 1994, 2002; Murail, Brůžek, Braga 1999; Paine and Harpending 1996; Stojanowski et al. 2002; Walrath and Turner and Brůžek 2004). Nejvhodnější pro odhad pohlaví z kosterních pozůstatků je tedy kost pánevní, po ní následuje lebka (Ferembach et al. 1980, Spradley, Jantz, 2011).

Existuje řada studií, které se snažily o odhad pohlaví také z kostí postkraniálního skeletu, např. z klíční kosti (Thieme, Schull, 1957, Papaioannou et al. 2012), pažní kosti (Černý, 1966, Vance et al. 2011, Charisi et al. 2011, Desai et al. 2012, Milner, Boldsen, 2012), vřetenní kosti (Berrizbeiti, 1989, Celbis et al. 2006), loketní kosti (Bass, 1987, Celbis et al. 2006), stehenní kosti (Černý, 1966, Dittrick, Suchey, 1996, Steyn, Íscan, 1997, Asala, 2002, Albanese, 2003, Albanese et al. 2008, Milner, Boldsen, 2012), čéšky (Gunn, 1980, Introna et al. 1998, Kemkes-Grottenthaler 2005, Mahfouz et al. 2007), holenní kosti (Holland, 1991, Garcia, 2012) nebo z acetabula na pánevní kosti (Khanpetch, 2012). Pohlaví lze také odhadovat z dalších útvarů na kostech, např. z laterálního úhlu vnitřního zvukovodu (Gonçalves et al. 2011), z úhlu (ramus) dolní čelisti (Loth, Henneberg, 1996, White, Folkens, 2005) nebo z kloubních kondylů týlní kosti (Gapert et al. 2009). Výše jmenované kosti nesou pohlavně dimorfní znaky, avšak k určování pohlaví se jich používá výjimečně až vůbec kvůli nižší spolehlivosti odhadu. Pohlavní rozdíly existují i na dalších kostech, ale nepoužívá se jich kvůli nízké zachovalosti v archeologickém souboru.

Morfometrické i morfoskopické metody se běžně používají v antropologické praxi k odhadu pohlaví i věku (Bruzek 2002; Bruzek and Murail 2006; Velemínský, Dobisíková, 2000; Ferembach et al. 1980). Metody odhadu pohlaví i věku jsou značně limitované zachovalostí kosterního

materiálu (Waldron 1987; Wolker 1988; Stojanowski 2002; Adams and Koningsberg 2004; Bruzek and Murail 2006). Odhad pohlaví z kosterního materiálu je prováděn v rovině somatického pohlaví, nikoliv genetického pohlaví. Toto je dáno tím, že během ontogenetického vývoje každého embrya, které ještě není pohlavně diferencováno, dochází postupně k vývinu znaků, které jsou specifické pro dané pohlaví. Ve vyšším věku pak opět dochází k postupnému slábnutí těchto pohlavních znaků. Řada znaků se samozřejmě mezi muži a ženami výrazně překrývá, takové znaky pak nejsou vhodné pro odhad pohlaví (Ferembach et al. 1980). Pouze extrémní znaky jsou vhodné pro určování maskulinity nebo feminity znaků.

Pažní kost patří mezi dlouhými kostmi k těm, které nejlépe odráží pohlavní rozdíly, nese mnoho známek pohlavního dimorfismu (Černý, 1966, Vance et al. 2011, Charisi et al. 2011, Desai et al. 2012, Milner, Boldsen, 2012). Obecně přijímaným faktem je, že muži mají pažní kost delší než ženy. Zároveň s tím je obecně přijímaným faktem i to, že muži mají pažní kosti robustnější a ženy spíše gracilnější. To je dáno rozdílnou velikostí obou pohlaví. Samostatně se však k odhadu pohlaví pažní kost nikdy nepoužívá, neboť rozdíly metrického hodnocení pažní kosti nejsou statisticky významné (Stloukal a kol., 1999, str. 205). Nejpřesnější pro odhad pohlaví z kosti pažní je tedy obvod hlavice (rozměr H8), šířka epikondylů (rozměr H4) a transversální neboli příčný průměr pažní kosti (rozměr H9). Rozměr H4, šířku epikondylů, můžeme charakterizovat jako projekční vzdálenost od nejvzdálenějšího bodu na epicondylus lateralis k obdobnému bodu na epicondylus medialis. Rozměr H8, obvod hlavice, je obvod hlavice pažní kosti měřený těsně podél hranice chrupavky na její kloubní ploše. Rozměr H9, příčný průměr hlavice pažní kosti, je definován jako přímá vzdálenost nejvíce vyčnívajících bodů do stran na postranních okrajích hranice chrupavky kloubní plochy hlavice (Stloukal a kol., 1999, str. 88). Tyto tři rozměry se k odhadu pohlaví používají celkem běžně pro jejich vysokou míru pohlavního dimorfismu.

Dále se v osteometrii pažní kosti můžeme setkat s měřením indexu robusticity, který je podílem nejmenšího obvodu diafýzy (H7) a největší délky

(H1). Index robusticity pak může být: gracilní, střední nebo robustní. Další možností, jak přispět k pohlavní diagnóze z pažní kosti, může být rozvoj svalových úponů. Rozvoj svalových úponů se však dá hodnotit pouze v případě, že je znám věk jedince. Pozoruhodným rozdílem mezi mužskou a ženou pažní kostí je i častější přítomnost perforace fossa olecrani (Čihák, 2001).

Pažní kostí se zabýval již dříve Černý (1966), při zkoumání souboru jedinců našel velmi malé procento mužských gracilních pažní kostí a ani jednu robustní pažní kost, která by patřila ženě (Stloukal a kol., 1999, str. 205). Podle Černého je celková robusticita pažní kosti velmi důležitá a pro odhadování pohlaví klíčová.

3.2.1 Morfoskopické metody

Morfoskopické metody využívají především vizuálního pozorování v kombinaci s hmatem (van Vark et al. 1996, Velemínský, Dobisíková, 2000, Walrath et al. 2004). Na téměř každé kosti můžeme najít nějaký projev variability, který můžeme zkoumat a zabývat se mírou jeho exprese. Během 20. století badatelé zkoumající formy koster vytvořili několik stupnic pro různé znaky, aby vyjádřili, jak je daný znak vyvinutý, a podle kterého je možné odhadovat pohlaví či věk (Ferembach et al. 1980, Velemínský, Dobisíková, 2000; Bruzek 2002; Walrath et al. 2004). Každá metoda založená na vizuálním pozorování ale nese známky subjektivity. Pozorované znaky na kostře však mohou vypovídat o tvaru, velikosti či robustitě daných kostí nebo daných projevů na kostech. Některé znaky mohou mít kontinuální charakter (Stloukal a kol., 1999, str. 112). Mnoho znaků na lidské kostře nese známky pohlavního dimorfismu, který je dán působením hormonů a tím ovlivňuje podobu, tvar nebo robusticitu kosti. Díky těmto znakům je možné rozlišit kostru muže od kostry ženy pouhým vizuálním porovnáním. Obecně můžeme říct, že mužské kosti můžeme identifikovat na základě jejich robusticity, jsou robustnější než kosti ženské. Toto je však závislé na velmi subjektivním hodnocení pozorovatelů. Podle Ferembachové

jsou tyto metody klasifikace kostí možné pouze tehdy, pokud máme k dispozici nějaký srovnávací soubor se známým pohlavním dimorfismem. Říká, že ženské kosti by pak mohly být snadno zaměnitelné za mužské, pokud by pocházely ze souboru celkově robustního (Ferembach et al., 1980).

Morfologické znaky mají kontinuální charakter, to znamená, že nejsou ve všech fázích života stejné, ale mění se s postupem věku, volně přecházejí a mnohdy jsou hranice mezi jednotlivými vývojovými stupni daného znaku velmi těžko jasně identifikovatelné (Stloukal a kol., 1999, str. 112). Jak již bylo řečeno, chápání pohlaví je binárního charakteru a v různých hierarchických úrovních. Během ontogeneze dochází k vývoji pohlavních znaků, který je dokončen a pro odhad pohlaví ideální po dosažení dospělosti jedince. V té době je exprese pohlavně dimorfních znaků nejlépe viditelná (Čihák, 2001).

U odhadu pohlaví podle vizuálně hodnocených morfologických znaků je vysoké procento chybovosti (Ferembach et al., 1980), lebky mladých mužů nemusí mít plně vyvinuty maskulinní znaky a mohou být klasifikováni jako ženy, naopak u starších žen lze zaznamenat maskulinizaci znaků a mohou pak být mylně označeny za muže. Klasifikace pohlaví z kostí je možná, pokud může být kost srovnána se souborem o známém pohlavním dimorfismu. V jiném případě může např. ženská kost být klasifikována jako mužská, pokud by soubor, ke kterému kost patřila, byl částečně robustní (Ferembach et al., 1980).

Pohlavní rozdíly na lebce byly pozorovány už v 18. století, základ této metodě ale dal až v 2. polovině 19. století Paul Broca. K hlavním pohlavně rozdílným znakům patří rozvoj glabelly, rozvoj nadočnicového oblouku a zevního týlního oblouku a sklon čela. K vedlejším znakům pak Broca řadil velikost temenních a čelních hrbolů, processus mastoideus a další znaky (Stloukal a kol., 1999, str. 171). Podle Dobisíkové je tedy zřejmé, že označením za hlavní a vedlejší znaky Broca poukazuje na váhu daných znaků. (Stloukal a kol., 1999, str. 171). Tyto znaky byly později dalšími

badateli ještě rozšířeny. Např. Ferembachová et al. uvádí 14 znaků pro diagnózu pohlaví podle lebky. Tyto znaky je možné sledovat na pětistupňové škále (od hyperfemininních po hypermaskulinní znaky) a každý ze znaků má svoji váhu. Metoda vychází z výpočtu indexu sexualizace. Jednotlivé znaky na lebce jsou hodnoceny na škále od -2 (hyper-femininní) do +2 (hyper-maskulinní) a každá hodnota je vynásobena váhou znaku. Součet násobků je pak vydělen součtem vah u hodnocených znaků (Ferembach et al., 1980).

Pánev bývá označována za nejlépe vhodnou pro co nejpřesnější odhad pohlaví. Pánev je nejvíce závislá na různých funkčních mechanismech mezi muži a ženami, díky tomu je velice pohlavně dimorfní (Bruzek, Murail 2006). Rozdílné morfoskopické či morfologické detaily mezi mužskou a ženskou pávní jsou dány rozdílnou funkcí v rozmnožovacím procesu. Podobně jako u lebky pomocí pětistupňové škály (od hyperfemininních po hypermaskulinní znaky) navrhli metodu odhadu pohlaví podle pánve Acsádi a Nemeskéri (1970), když každý z 10 znaků má svoji váhu. Index sexualizace se vypočítá obdobně jako v případě Ferembachové metody odhadu pohlaví podle lebky (viz výše).

Další metodou odhadu pohlaví podle pánve je metoda navržená Novotným (1986). Metoda využívá velký sedací zářez. Tuto metodu pak rozšířil Brůžek (1991, 2002) o další znaky, celkově tedy hodnotí znaky na pávní v následujících oblastech: preaurikulární povrch, velký sedací zářez, arc composé, přední okraj kosti pánevní a ischiopubické proporce. Výhodou této metody je redukce subjektivity pozorovatele. Podle autora tato metoda odhadu pohlaví zvyšuje pravděpodobnost přesné diagnózy s izolovanými fragmenty kosti pánevní za předpokladu, že je zjištěno, že kombinace prvků jednoho znaku je typicky mužská nebo ženská (Brůžek, 2002).

Dlouhé kosti se obecně nedoporučují pro odhad pohlaví, pokud je možno odhadovat z pánve či lebky. Stejně tak je obtížné využívat u dlouhých kostí morfologických metod. Používají se spíše jako podpůrné metody, neboť by bylo velmi těžké rozlišit, zda se jedná o muže či robustní

ženu nebo naopak o ženu či velmi drobného muže. Navíc, jak již bylo řečeno, s přibývajícím věkem ženy získávají maskulinní znaky, naopak mladí muži mohou být na základě makroskopického pozorování mylně označeny za ženy, neboť jejich znaky vykazují znaky femininní (Ferembach et al. 1980).

Pažní kost se k odhadování pohlaví používá spíše vzácně, vždy se pro odhad pohlaví dává přednost pánvi, popřípadě lebce. Morfologické znaky na kosti pažní se tedy používají jen jako podpůrné. Z morfologických znaků vhodných pro odhad pohlaví můžeme zmínit například perforaci fossa olecrani, která bývá častější u žen než u mužů, nebo obecně u gracilních jedinců (Čihák, 2001). Dále se používá rozvoj svalových úponů a drsnatin. Vzhledem k tomu, že se u starších jedinců drsnatiny rozvíjejí působením vápenatých solí, není možné tuto metodu používat bez znalosti věku jedince (Stloukal a kol., 1999, str. 205). Kromě rozvoje drsnatin se sleduje i jejich struktura, neboť s přibývajícím věkem se mění.

3.2.2 Morfometrické metody

Morfometrické metody jsou založené na kvantitativním přístupu měření rozměrů kostí. Morfometrické metody využívají tzv. osteometrie. Výhodou těchto měřících metod je jejich nezávislost na subjektivním hodnocení. Tyto metody jsou vhodné na kostech, kde se pomocí morfologických znaků pohlaví určovat dá jen velmi obtížně nebo vůbec. Aby bylo možné srovnávat výsledky měření u různých jedinců z různých populací v různých lokalitách a časových obdobích, musel být vyvinut systém přesně definovaných rozměrů (Stloukal a kol., 1999, str. 40). Nejpoužívanější systém byl navržen Martinem (1914) a v různých úpravách (Knussmann, 1988) je používán dodnes. Systém je založen na jasných definicích rozměrů, kde každý rozměr má své písmeno a číslo, které jasně identifikuje daný znak. Pomocí morfometrických metod lze odhadovat pohlaví téměř z každé kosti, ale ne každá kost nese pohlavně dimorfní znaky. K odhadu pohlaví se kromě aspektivního hodnocení morfologických znaků používá

diskriminační analýza, která využívá morfometrické metody založené na měření rozměrů kostí a nalezení minimální a maximální hodnoty znaku u obou pohlaví a nalezení mezní hodnoty (dělicího bodu) velikosti měřeného znaku. Na základě srovnání hodnoty dělicího bodu s naměřeným skóre jedince můžeme rozhodnout, do které kategorie jedinec patří. Pohlaví pomocí dělicího bodu odhadneme tak, že pokud bude naměřený rozměr jedince větší než hodnota dělicího bodu, jedince vyhodnotíme jako muže. Kolem dělicího bodu vzniká oblast překryvu, kde se mužské a ženské hodnoty daného rozměru překrývají. Velikost překryvu je úměrná procentu jedinců, u kterých může dojít k chybnému odhadu pohlaví. Čím je překryv menší, tím je lepší diskriminace (Van Vark, 1978).

Řada studií (Bruzek, Murail 2006; Van Vark et al. 1982; Bruzek, Murail, Braga 1999) prokázala, že morfometrické metody jsou populačně specifické, proto nemohou být použity napříč populacemi. Populační specifičnost je dána velikostí a mírou pohlavního dimorfismu, geografickými podmínkami. Kvůli variabilitě ve velikosti a velikosti pohlavního dimorfismu je nemožné aplikovat diskriminační funkce na libovolné populace. Muži mají obecně větší velikost těla a větší muskulaturu než ženy. Ale stupeň tohoto pohlavního dimorfismu se mezi populacemi liší (Bruzek, Murail 2006). Pokud bychom použili diskriminační funkci na jinou populaci, než na které byla vytvořena, došlo by ke zkreslení výsledků jejich nadhodnocením, resp. podhodnocením (Bruzek, Murail 2006). Nevýhodou morfometrických metod je, že materiál musí být kompletní, co nejméně poškozený, je nutná přítomnost neporušeného znaku klíčového pro určení pohlaví.

K odstranění problému populační specifičnosti můžeme použít referenční soubory. Referenční soubory jsou takové soubory, u kterých známe pohlaví jedinců nebo u kterých bylo pohlaví jedinců předem určeno pomocí morfologických metod odhadu pohlaví (Bruzek, Murail 2006). Na základě iterativní diskriminační analýzy podle Van Varka (1971) byla vytvořena tzv. primární a sekundární diagnóza (Bruzek, Murail, Braga 1999).

Primární diagnóza spočívá ve vytvoření referenčního souboru jedinců na základě odhadu pohlaví pomocí morfoskopických metod. Autoři tohoto přístupu doporučují pro primární diagnózu používat pouze morfoskopické metody z pánevní kosti (Murail, Bruzek, Braga 1999). K primární diagnóze je vhodné použít os coxae, neboť rozměry na os coxae nejsou populačně specifické. Pohlavní dimorfismus na os coxae je mezi populacemi totožný (Bruzek, Murail 2006). Macaluso používá k odhadu pohlaví z pánevní kosti retabulum jako populačně nespecifický pohlavně dimorfní znak (Macaluso et al. 2010). Populační nespecifita pánevní kosti je dána odlišnou adaptací mužských a ženských pánví, kdy mužské pánve jsou vyšší a užší a adaptované spíše na rychlý pohyb, zatímco ženské pánve jsou nižší a širší a adaptované na porod. Sekundární diagnóza pak spočívá ve vytvoření diskriminační funkce na souboru jedinců, jejichž pohlaví bylo odhadnuto pomocí primární diagnózy (Bruzek, Murail 2006). Při sekundární diagnóze se odhaduje pohlaví z nepánevní části kostry. Sekundární diagnóza tak přispívá k zlepšení spolehlivosti metody odhadu pohlaví podle pánevní kosti z primární metody. Výhodou této metody je vysoká spolehlivost odhadu pohlaví a použití standardů pro zkoumaný soubor.

Nevýhodou této metody je, pokud není zachována pánevní kost. Tím je znemožněn odhad pohlaví jedince v primární diagnóze. V takovém případě autoři metody primární a sekundární diagnózy navrhují použít postup s využitím kritéria posteriorní pravděpodobnosti, principu většiny. Pro každého jedince a každou diskriminační funkci je vypočtena posteriorní pravděpodobnost. Jedinec má stejnou šanci být hodnocen jako muž nebo jako žena. Posteriorní pravděpodobnost nám dává informaci o tom, s jakou pravděpodobností jedinec spadá do jedné z těchto dvou kategorií (Murail, Bruzek, Braga 1999). Pokud byla pravděpodobnost, že jedinec spadá do jedné z těchto dvou kategorií, vyšší než 90 %, jedinec byl s jistotou do kategorie zařazen. Problém nastal ve chvíli, kdy se pravděpodobnost pohybovala kolem 50 %, s výkyvy do obou kategorií. Autoři stanovili vhodnou hranici na 85 % (Murail, Bruzek, Braga 1999). U jedinců bez

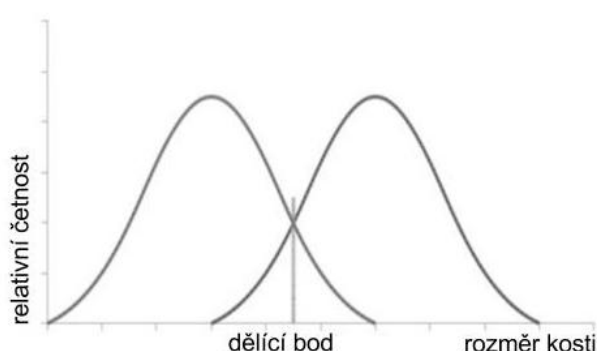
zachovalé pánevní kosti tedy může dojít ke snížení spolehlivosti odhadu pohlaví.

John Albanese et al. (2005) navrhuje metodu odhadu pohlaví, která není závislá na zachovalosti pánevní kosti a zároveň nepodléhá problému populační specifiky. Jedná se o metodu odhadu pohlaví podle dělicího bodu, kterou je podle autorů možné použít k odhadu pohlaví smíšených pozůstatků z kostnic, nebo na vysoce fragmentární pozůstatky. Velkou výhodou této metody je, že není potřeba referenční soubor o známém pohlaví, na jehož základě a jehož srovnáním by bylo odhadováno pohlaví zkoumaného souboru.

3.3 Princip metody navržené J. Albanesem et al. (2005)

Analýzy diskriminačních funkcí se používají široce pro vyvíjení morfometrických metod odhadu pohlaví. Metoda navrhovaná Albanesem et al. (2005) reprezentuje jeden z nejjednodušších modelů oddělení dvou skupin (skupiny mužů a skupiny žen) a přiřazení jedince neznámého pohlaví do jedné z těchto skupin. V případě odhadu pohlaví u souboru o neznámém pohlaví se většinou využívá tzv. referenční soubor. Referenční soubor je soubor jedinců o známém pohlaví, jejichž naměřené údaje a z nich vypočítané dělicí body (mezní hodnoty velikosti měřeného znaku), pak můžeme aplikovat na soubor jedinců o neznámém pohlaví. To však přináší vzhledem k populační specifičnosti, jak již bylo uvedeno výše, riziko nízké spolehlivosti odhadu pohlaví. Autoři této metody navrhuje postup bez potřeby referenčního souboru. Metoda navržená Albanesem et al. (2005) je univerzální metodologií pro rozvoj jednorozměrných metod odhadu pohlaví. Tato metoda je navržena tak, že není potřeba referenčního souboru s předem známým pohlavím jedinců. Proces odhadu pohlaví zahrnuje celkový průměr z měření sebraných ze souboru neznámých jedinců a tento průměr neboli dělicí bod je pak diskriminačním kritériem pro odhad pohlaví jedinců z tohoto daného souboru. Dělicí bod je vypočítán jako průměr mezi průměrem souboru mužů a průměrem souboru žen (nebo celkový průměr

obou souborů, pokud je podsoubor mužů a podsoubor žen stejné velikosti). Tento průměr reprezentuje průnik dvou normálních rozdělání. Protože celkový průměr se rovná průměru mezi průměrem souboru mužů a průměrem souboru žen a zároveň i průniku jejich rozdělání, pokud jsou velikosti obou podsouborů stejné, značí to dobré stanovení dělicího bodu, který nejlépe oddělí soubor mužů a soubor žen (Albanese et al., 2005). Funkce dělicího bodu je naznačena na obr. 1. kolmicí na osu x (rozměr kosti), která odděluje rozdělání mužských a ženských hodnot.



Obr. 1 Grafické znázornění funkce dělicího bodu – převzato a modifikováno dle Albanese et al. (2005).

Hodnoty průměru určují střední bod rozdělání, tedy kde se obě křivky protnou. Hodnoty průměru určuje střední hodnota rozdělání a hodnoty odchylky určují, kde se křivky protnou. Pokud soubory mužů a žen mají stejnou směrodatnou odchylku, střední hodnota mezi průměry souboru mužů a souboru žen a celkový průměr pro celý smíšený soubor je bod, kde se dvě křivky protínají. Pokud se směrodatné odchylky nerovnaj, ale průměry jsou stále stejné, dělicí bod se bude lišit od střední hodnoty mezi průměry a celkovým průměrem (Albanese et al., 2005).

Jak již bylo řečeno, metoda navržená Albanesem a jeho kolektivem nevyžaduje odhad pohlaví nejprve pomocí morfologických znaků na pávni (popřípadě z lebky), nevyžaduje ani kompletně zachovalé jedince. Pokud je na archeologický soubor jedinců neznámého pohlaví použit statistický přístup, který je popsán výše, můžeme dělicí bod vypočítat stanovením

celkového průměru pro celý soubor. Autoři tento přístup staví na třech předpokladech: soubor jedinců neznámého pohlaví neobsahuje pouze zástupce jednoho pohlaví (např. bitevní pole, hřbitovy u pouze ženských nebo pouze mužských klášterů); rozdělení každého měření pohlaví má určitý počet překrytí, vytvářejících bimodální rozdělení pro každé měření ve smíšeném souboru; nejlepší výpočet dělícího bodu k přiřazení jedince neznámého pohlaví k jednomu ze dvou pohlaví je celkový průměr pohlavně smíšeného souboru (Albanese et al., 2005).

Autoři použili soubory různých velikostí a různých poměrů pohlaví. Jako rozměr zvolili epikondylární šířku pažní kosti. Výsledky jejich práce vykazují úspěšnost metody 83–93 %, pokud je v souboru více než 40 jedinců a pokud poměr pohlaví není menší než 1,5:1 ve zkoumaném souboru.

3.3.1 Předchozí studie

Jednorozměrné i vícerozměrné diskriminační funkce byly použity v řadě předchozích studií (Black, 1978; MacLaughlin and Bruce, 1985; VanVark, 1992), aby se dále mohly rozvíjet populačně specifické metody odhadu pohlaví. Jedna z těchto studií (Black, 1978) stanovila dělící bod jako průměrnou hodnotu mezi průměry souboru mužů a souboru žen k odhadu pohlaví za použití stehenní kosti. V tomto případě ale bylo pohlaví nejprve odhadnuto z pánevní kosti pomocí morfologických znaků na velmi dobře zachovalých jedincích. Dělící bod byl vypočítán na základě naměřených dat hlavice stehenní kosti, který mohl být aplikován na fragmentární a nekompletní pozůstatky. Stejný přístup použili MacLaughlin a Bruce (1985) na souboru za použití průměru středu těla stehenní kosti. Další metoda byla popsána Van Varkem (1992), ale také vyžadovala velký soubor relativně zachovalých jedinců, jejichž pohlaví bylo předem odhadnuto pomocí morfologických znaků. Hlavním problémem tohoto přístupu, který využívá neidentifikované archeologické soubory, je míra shody mezi odhady pohlavního dimorfismu, spíše než míra přesnosti (Black, 1978, Albanese et

al., 2005). Black (1978) tuto metodu vyzkoušel za použití rozměru obvodu hlavice stehenní kosti. Výsledky této metody odhadu pohlaví srovnal s odhadem pohlaví podle morfologických znaků pánevní kosti. Shoda obou odhadů pohlaví byla v 85 % případů (Black, 1978, Albanese et al., 2005).

4 MATERIÁL

Jako materiál jsem používala umělé soubory rozměrů kostí, tedy průměrné hodnoty odvozené z referenčních souborů a vygenerované rozměry pomocí analytických nástrojů v Microsoft Excel 2007. Rozměry, které jsem využívala, byly obvod kloubní hlavice pažní kosti a transverzální průměr hlavice pažní kosti, především kvůli vysokému pohlavnímu dimorfismu. Podle metody, kterou navrhuje J. Albanese a kol., je metoda použitelná na jakýkoliv rozměr na lidském těle, který nese známky pohlavního dimorfismu. J. Albanese a kolektiv navrhuje metodu na příkladu použití epikondylární šířky pažní kosti. Pro simulaci metody odhadu pohlaví podle dělicího bodu jsem si záměrně vybrala rozměry z pažní kosti. Avšak na rozdíl od autorů původní metody, kteří si zvolili epikondylární šířku pažní kosti, dala jsem přednost jiným pohlavně dimorfním znakům, jakými jsou transverzální průměr hlavice pažní kosti a obvod kloubní hlavice pažní kosti. Rozměry jsem zvolila na základě měření Černého z roku 1971. Na základě jeho výzkumu jsem stanovila průměrný rozměr transverzálního průměru hlavice pažní kosti u mužů na 44,2 mm se směrodatnou odchylkou 2,38 a u žen na 38,5 mm se směrodatnou odchylkou 2,20. Průměrný rozměr obvodu kloubní hlavice pažní kosti pak odpovídá u mužů 144,7 mm se směrodatnou odchylkou 7,63 a u žen odpovídá 126,4 mm se směrodatnou odchylkou 6,73 (viz Tabulka č. 1).

Tab. č. 1. Tabulka průměrných rozměrů pažní kosti dle Černého (1971)

| rozměr | pohlaví | průměr (mm) | SD |
|------------------------------|---------|-------------|------|
| transverzální průměr hlavice | M | 44,2 | 2,38 |
| | Ž | 38,5 | 2,2 |
| obvod kloubní hlavice | M | 144,7 | 7,63 |
| | Ž | 126,4 | 6,73 |

5 METODY

V této kapitole popisují metody, které jsem si zvolila. Zabývám se zde výběrem používaných rozměrů k simulaci metody a generováním náhodných rozměrů. Dále popisují metodiku výpočtu dělicího bodu a metodiku srovnávání dělicího bodu s rozměrem, který patří danému jedinci. Dále popisují metodiku vyhodnocování úspěšnosti metody. Pro simulaci metody odhadu pohlaví podle dělicího bodu sleduji postup metody tak, jak jej navrhuje John Albanese et al. (2005). Při výpočtu dělicího bodu, při následném srovnávání rozměrů s dělicím bodem a při vyhodnocování pohlavní diagnostiky následují tento postup.

Na kosti pažní jsem zvolila dva rozměry, se kterými jsem chtěla počítat, kvůli jejich vysokému pohlavnímu dimorfismu. Vybrané rozměry jsou transverzální průměr hlavice pažní kosti a obvod hlavice pažní kosti a délka pažní kosti. Důležité pro vyvarování se chyb a pro lepší pochopení je dané rozměry přesně definovat. Transverzální průměr hlavice (H9) je definován jako přímá vzdálenost obou nejvíce vyčnívajících bodů do stran na postraních okrajích hranice chrupavky kloubní plochy hlavice. Při měření se kost drží kloubní plochou k pozorovateli a oba měrné body jsou v horizontální rovině. Obvod hlavice (H8) se měří těsně podél hranice chrupavky na její kloubní ploše. Tento rozměr se používá k odhadu pohlaví z pažní kosti.

5.1 Postup dle Albanese

V následujících kapitolách popisují postup simulace metody odhadu pohlaví podle dělicího bodu, který následuje metodický postup práce Albanese et al. (2005).

5.1.1 Generování náhodných rozměrů

Abychom mohli simulovat odhad pohlaví podle dělicího bodu, je nutné si nejprve zajistit archeologický soubor jedinců, na kterém by bylo možné změřit dané rozměry, které nás zajímají. Pro odhad pohlaví se vždy vybírají takové rozměry, které mají největší míru pohlavního dimorfismu. Pro ověření navržené metody jsem si zvolila naměřené průměry rozměrů podle Černého z roku 1971 konkrétně transversální průměr hlavice pažní kosti a obvod hlavice pažní kosti a maximální délku pažní kosti (viz Tabulka č. 1). V programu MS Excel 2007 (2003) je nutné nainstalovat doplněk Analytické nástroje, který umožňuje zpracovávat statistická data. Analytické nástroje obsahují kromě jiných statistických nástrojů i Generátor pseudonáhodných čísel, který umožňuje vygenerovat data na základě různých podmínek. V programu MS Excel 2007 tedy na kartě Data budeme mít skupinu Analýza, ve které najdeme příkaz „Analýza dat“. Po kliknutí na „Analýzu dat“ se otevře dialogové okno, kde vybereme z nabídky Generátor pseudonáhodných čísel. Zadáme počet proměnných, v našem případě minimálně 500. Při takovém počtu proměnných jsme ovšem limitováni velikostí listu excelového souboru, proto je nutné generovat po 250 proměnných (maximálně po 256 proměnných, což je maximální počet sloupců na listu v MS Excel 2003). Toto omezení však platí pouze MS Excel 2003. Dále zadáme počet náhodných čísel. Ten v našem případě odpovídá velikosti simulovaných souborů, které jsme zvolili od minimální velikosti souboru o 5 mužích a 5 ženách až po soubor o velikosti 100 mužů a 100 žen, následující soubor je vždy větší o 5 mužů a o 5 žen. Celkem tedy máme 20 různých velikostí souborů. Dále je nutné zadat typ rozložení, vybereme normální rozložení, do parametru střední hodnota vepíšeme průměrnou hodnotu daného rozměru a vepíšeme směrodatnou odchylku, která je vždy uváděna s daným průměrem. Generátor pseudonáhodných čísel pak vygeneruje náhodná data dle námi zadaných kritérií do určené oblasti pro výstup dat.

5.1.2 Vypočtení dělicího bodu

Dělicí bod je mezní hodnota velikosti měřeného znaku, která odděluje mužské a ženské pohlaví. Pomocí generátoru pseudonáhodných čísel v MS Excel jsme vygenerovali soubory mužů a žen dle průměrných rozměrů, které naměřil Černý (1971). Konkrétní data pro rozměry transversálního průměru hlavice pažní kosti u mužů a žen jsou patrné v Tabulce č. 1.

Nejprve vypočítáme průměr rozměrů pro muže, pak si vypočítáme průměr daného rozměru pro ženy. Z obou těchto průměrů vypočítáme celkový průměr. Průměr průměru mužů a průměru žen označujeme jako dělicí bod, tedy jako střední hodnotu, která nám odděluje mužské a ženské hodnoty. Toto však funguje pouze teoreticky a jen pokud by soubor obsahoval stejný počet mužů a stejný počet žen. V případě souboru, kde neznáme pohlaví jedinců, a tudíž nevíme, jaký je v souboru počet mužů a počet žen, však tento přístup nepoužijeme a budeme počítat s celkovým průměrem všech jedinců v naměřeném souboru. Tímto způsobem získáme hodnoty dělicích bodů pro všechny jedince ve všech souborech, které jsme si vygenerovali pomocí generátoru pseudonáhodných čísel.

Libovolný vygenerovaný rozměr pak srovnáme s hodnotou dělicího bodu. Pokud je rozměr větší než hodnota dělicího bodu, daný rozměr ukazuje, že jedince můžeme vyhodnotit jako muže. Pokud je naměřený rozměr menší než hodnota dělicího bodu, daný rozměr ukazuje, že jedince můžeme vyhodnotit jako ženu.

5.1.3 Srovnání rozměru s dělicím bodem

Ke srovnání rozměru s hodnotou dělicího bodu jsem využívala statistické funkce softwaru Microsoft Excel. Pomocí funkce „Countif“ lze snadno srovnávat dvě hodnoty s přihlédnutím ke zvolené podmínce a zároveň funkce přímo spočítá počet srovnávaných hodnot. Tímto způsobem získáme informace o tom, kolik jedinců v souboru bylo metodou odhadnuto správně a kolik jedinců bylo odhadnuto mylně. Jinými slovy na základě

tohoto postupu můžeme stanovit procentuální úspěšnost metody odhadu pohlaví.

5.1.4 Vyhodnocení úspěšně odhadnutých jedinců

Další dílčí část výpočtu sloužila k vyhodnocení úspěšně odhadnutých jedinců. Úspěšně odhadnuté jedince jsem vypočítala procentuálním vyčíslením. Pomocí funkce „Countif“ jsme získali počet správně odhadnutých mužů v souboru původně vygenerovaných mužských rozměrů, resp. správně odhadnutých žen v souboru původně vygenerovaných ženských rozměrů. Daný počet správně odhadnutých mužů jsem vydělila počtem vygenerovaných mužských rozměrů a stejně tak i u žen jsem počet správně odhadnutých žen vydělila počtem vygenerovaných ženských rozměrů v daném souboru. Tím jsem získala procentuální úspěšnost metody v jednotlivých souborech. Každý soubor byl vygenerován v tisíci opakováních. Abych z každé zkoumané kategorie získala konkrétní výstup, použila jsem průměrné hodnoty pro úspěšnost, se kterými jsem dále postupovala.

5.2 Statistické metody a nástroje

Pro získání validních výsledků o úspěšnosti metody v daných kategoriích jsem použila některé statistické nástroje. Z referenčního souboru, kterým mi byly informace získané z výzkumu Černého (1971) viz Tabulka č. 1, jsem použila popisnou statistiku pro uvažované vybrané rozměry pro tuto metodu. Na základě těchto naměřených hodnot, průměrů a směrodatných odchylek jsem generovala soubory mužů a žen pomocí Generátoru pseudonáhodných čísel v rámci „Analýzy dat“ v softwaru Microsoft Excel 2007. Každý soubor byl vygenerován tisíckrát. Jedná se tedy o 1000 náhodných výběrů a tím získáme 1000 výběrových průměrů, u kterých předpokládáme náhodné rozdělení. Výběrový průměr je bodovým odhadem populačního průměru.

Po získání výběrových průměrů a stanovení směrodatných odchylek jsem vypočítala intervaly spolehlivosti. Hodnota výběrového průměru je střed, kolem kterého je umístěn interval spolehlivosti. Nalevo do výběrového průměru je dolní hranice intervalu spolehlivosti, napravo od výběrového průměru leží horní hranice intervalu spolehlivosti. Krátké intervaly spolehlivosti jsou přesnější než dlouhé intervaly spolehlivosti. Délka intervalu závisí na hladině intervalu, kterou je pravděpodobnost, s jakou se odhadovaný populační parametr ocitne v daném intervalu při opakovaném provádění výběru. Proto bylo nutné provádět alespoň tisíc opakování, jinými slovy vygenerovat vždy alespoň tisíc souborů. Nejčastěji se ve statistice používají hladiny 90 %, 95 % a 99 %. Lze stanovit i jinou hladinu významnosti. Já jsem pro celý výzkum simulace metody odhadu pohlaví podle dělicího bodu stanovila hladinu významnosti 95 %. To znamená, že ze 100 vytvořených intervalů jich 95 pokryje hledanou hodnotu parametru (Hendl, 2004).

5.2.1 Cohenovo d

Dále jsem počítala Cohenovo d . Cohenovo d měří míru věcné významnosti, měří míru pohlavního dimorfismu. Ve statistice se Cohenovo d používá k vyjádření efektu neboli míry účinku (anglicky *effect size*). Efekt je míra síly vztahu mezi dvěma proměnnými ve statistické populaci. Tento efekt se počítá z dat popisné statistiky, která vyjadřují předpokládanou velikost vztahu, aniž by bylo jasné, zda existuje souvislost v datech odrážejících skutečný vztah v populaci. Cohenovo d vypočítáme jako vztah:

$$d = \frac{M_1 - M_2}{\sqrt{s^2}}$$

kde

$$\sqrt{s^2} = s$$

kde s^2 je rozptyl společný oběma skupinám. K výpočtu společného rozptylu lze užít nejobecněji vzorce založeného na váženém průměru rozptylů v obou skupinách:

$$s^2 = \frac{n_1 * s_1^2 + n_2 * s_2^2}{n_1 + n_2}$$

Cohenovo d lze použít pro hodnocení efektu mezi dvěma nezávislými skupinami (proměnnými). Nejjednodušší vyjádření je dáno rovnicí, kde rozdíl aritmetických průměrů mezi dvěma skupinami vydělíme směrodatnou odchylkou kontrolní skupiny. V případě, že žádná ze skupin není kontrolní, ve jmenovateli je $SD_{sdílené}$:

$$d = \frac{M_1 - M_2}{SD_{sdílené}}$$

kde $SD_{sdílené}$ získáme vztahem:

$$SD_{sdílené} = \sqrt{\frac{(n_1 - 1) * SD_1^2 + (n_2 - 1) * SD_2^2}{n_1 + n_2 - 2}}$$

Čísel M1-M2 je číslo nezáporné, v případě, že $M_1 - M_2 < 0$, bere se v úvahu absolutní hodnota rozdílu nebo $M_2 - M_1$. Pro efekt Cohenova d se používá následující hodnocení:

$d = 0,2$ malý efekt,

$d = 0,5$ střední efekt,

$d = 0,8$ velký efekt (Cohen, 1992).

Cohenovo d , které měří míru pohlavního dimorfismu, tedy použijeme k výslednému stanovení efektu neboli míry účinku, abychom určili významnost vztahu průměrů naměřených rozměrů mezi dvěma skupinami, mužů a žen.

5.2.2 Regresní analýza

Dále jsem použila regresní analýzu v MS Excel 2007 pro dosažení výsledků u třetího cíle, úspěšnosti metody na základě míry pohlavního dimorfismu. Regresní analýza určuje, jak silná bude závislost úspěšnosti metody na míře pohlavního dimorfismu. Regrese je metoda vhodná k určení průběhu závislosti tak, abychom mohli provádět odhady hodnot závisle proměnné na základě hodnot nezávisle proměnných (Prášilová, Zeipelt, 2001). Závisle proměnnou je úspěšnost, nezávisle proměnnou je míra pohlavního dimorfismu. Pomocí regresní analýzy získáme hodnotu pro korelační koeficient, který vyjadřuje sílu přímé závislosti. Tzn. zvětšuje-li se nezávisle proměnná (míra pohlavního dimorfismu), zvětšuje se i závisle proměnná (úspěšnost). Korelační koeficient r nabývá hodnot od -1 do +1. Kladné hodnoty korelačního koeficientu vyjadřují rostoucí závislost, záporné hodnoty vyjadřují klesající závislost. Čím je r blíže 1, tím silnější je závislost (Prášilová, Zeipelt, 2001). Dále získáme hodnotu pro index determinace, který vyjadřuje, jak silně je úspěšnost metody ovlivněna mírou pohlavního dimorfismu. Upravený index (koeficient) determinace zohledňuje počet odhadovaných parametrů pro regresi s větším množstvím parametrů. Chyba střední hodnoty (střední chyba průměru, *standard error of the mean*) je směrodatná odchylka náhodné veličiny, která zjednodušeně označuje, jak moc se námi získaný průměr náhodného výběru liší od střední hodnoty základního souboru. Regrese umožňuje výpočet lineární regresní analýzy jak jednoduché (s jednou nezávislou proměnnou), tak vícenásobné (s více nezávislými proměnnými). Regresní analýza v MS Excel dále určuje celkový F test pro regresní analýzu, významnost F, která odpovídá hodnotě P, a poslední regresní výstup udává odhady parametrů, otestování jejich statistické významnosti pomocí dílčích t-testů a také intervaly spolehlivosti odhadnutých regresních parametrů pro absolutní i regresní člen (Prášilová, Zeipelt, 2001). Koeficienty odpovídají odhadům parametrů regresního modelu. Chyba střední hodnoty odpovídá hodnotám směrodatných odchylek odhadů parametrů, je mírou spolehlivosti odhadu. Čím je hodnota nižší, tím je užší interval spolehlivosti tohoto parametru. Další sloupce posledního

výstupu fungují jako test významnosti jednotlivých členů regresního modelu. Testuje se zvlášť významnost absolutního a zvlášť významnost regresního členu. „T stat“ je testové kritérium testu významnosti modelu. „Hodnota P“ je vypočítaná pravděpodobnost p , která se používá pro vyhodnocení testu:

$p < 0,05$, pak daný parametr je statisticky významný;

$p > 0,05$, daný parametr je statisticky nevýznamný.

Poslední informací regresní analýzy jsou intervaly spolehlivosti příslušného parametru. Interval spolehlivosti může sloužit jako náhrada za test významnosti. Pokud interval spolehlivosti obsahuje nulu, pak je s danou pravděpodobností možné, že hodnota parametru se rovná nule a tedy je parametr nevýznamný (Drápela, 2007).

6 VÝZKUMNÁ ČÁST

6.1 Simulace metody odhadu pohlaví podle dělicího bodu na základě velikosti souboru

Jedním z předpokladů správného fungování metody tak, jak ji navrhují autoři, je, že velikost souboru musí být alespoň 40 jedinců. Z toho plyne, že metoda je úspěšná pouze pro středně velké až velké soubory jedinců. Ze zkušenosti ale vyplývá, že ne vždy se podaří odhalit tak velké množství jedinců v souboru. Bylo tedy nutné ověřit, jestli je skutečně nutné mít soubor alespoň velikosti 40 jedinců, a zjistit, jak se metoda chová, jak je úspěšná v souborech menších než 40 jedinců.

Bylo potřeba vygenerovat soubory mužů a žen o různých velikostech souborů. Střední hodnota, ze které jsem při generování vycházela, byla opět použita z referenčního souboru Černého (1971). Úspěšnost metody podle velikosti souboru jsem testovala nejprve pomocí rozměru transversálního průměru hlavice pažní kosti. Poté jsem totéž testovala pomocí rozměru obvodu kloubní hlavice pažní kosti. Materiálem mi v případě použití těchto dvou rozměrů byly soubory mužů a žen odstupňované v daném intervalu. Všechny generované soubory měli stejný počet mužů a žen v jednom souboru. Při použití rozměru transversálního průměru hlavice pažní kosti obsahoval nejmenší soubor 10 mužů a 10 žen. Každý další soubor byl vygenerován tak, že obsahoval vždy o 5 mužů a o 5 žen více než předcházející soubor. Takto jsem generovala různé velikosti souboru až do souboru, který obsahoval 100 mužů a 100 žen.

Při použití rozměru obvodu kloubního hlavice pažní kosti byl postup velmi podobný. Generovala jsem soubory mužů a žen v poměru pohlaví 1:1. Každý soubor tedy obsahoval stejný počet mužů a žen a vždy následující soubor byl o 5 mužů a o 5 žen větší než předcházející soubor. V tomto případě jsem ovšem začínala na nižší velikosti souboru. Nejmenší soubor

čítal celkem 10 jedinců, 5 mužů a 5 žen. Velikost souborů jsem navyšovala až do velikosti souboru čítajícího 100 mužů a 100 žen, stejně jako tomu bylo v předchozím případě.

Nejprve jsem spočítala průměrné hodnoty pro průměr a vypočítala jsem směrodatnou odchylku pro výsledky každého souboru. Pro každou jinou míru pohlavního dimorfismu jsem generovala 1000 náhodných souborů. V každém souboru jsem pomocí funkce „Countif“ vypočítala počet hodnot, které byly správně odhadnuty pro dané pohlaví. Úspěšnost jednoho souboru jsem určila jako procentuální zastoupení počtu správně odhadnutých jedinců v souboru. Výsledná úspěšnost byla vypočítána jako průměr jednotlivých výsledků úspěšnosti z každého souboru. Na základě takto získané celkové úspěšnosti směrodatné odchylky jsem vypočítala intervaly spolehlivosti na 95% hladině významnosti. Velikost souboru je jedním ze základních ukazatelů úspěšnosti metody. Původní metoda předpokládá lepší výsledky při vyšších velikostech souborů, konkrétně autoři metody říkají, že velikost souboru musí mít více než 40 jedinců, aby metoda přinášela spolehlivé a úspěšné výsledky.

6.2 Simulace metody odhadu pohlaví podle dělicího bodu na základě poměru pohlaví

Poměr pohlaví je další z faktorů, které musí ovlivňovat úspěšnost navrhované metody. Je zřejmé, že ke správnímu fungování metody musí být přítomny obě pohlaví, tedy jak muži, tak ženy. Sami autoři vylučují použití metody na souborech z míst, kde se dá předpokládat, že by v souboru mohli být jen muži, nebo jen ženy. Příkladem mohou být hřbitovy u ryze mužských nebo ryze ženských klášterů nebo lidské kosterní pozůstatky na bitevních polích. V takových případech není možné metodu aplikovat. Poměr pohlaví vyjadřuje to, jak jsou v souboru zastoupeni muži a jak ženy. Čím více by v souboru převažovalo jedno pohlaví nad druhým, metoda by nedosahovala vysoké úspěšnosti. My však dopředu poměr pohlaví v souboru znát nemůžeme. Tato metoda je vyvinuta právě pro odhadování pohlaví

z neznámých kosterních pozůstatků. Nicméně je důležité nepoužívat tuto metodu v souborech, kde budeme předpokládat naprostou převahu jednoho či druhého pohlaví. Vzhledem k tomu, že poměr pohlaví neznáme před samotnou analýzou odhadu pohlaví jedinců v souboru, je dobré si poměr pohlaví ověřit z výsledků, které jsme touto metodou v praxi získali. Může to být dobré ověření získaných výsledků.

Dalším z cílů této práce bylo ověřit a následně rozšířit výsledky původní metody na základě poměru pohlaví. Autoři tvrdí, že metoda bude dávat spolehlivé výsledky, pokud poměr pohlaví ve zkoumaném souboru bude menší než 1:1,5. Díky výsledkům simulace metody na základě velikosti souboru, kde byl použit poměr pohlaví 1:1, jsme zjistili, že v tomto poměru metoda funguje spolehlivě od vyšších velikostí souborů. Cílem práce bylo zjistit, jak metoda funguje i ve vyšších poměrech pohlaví než je 1:1,5.

Pro ověření metody na základě poměru pohlaví bylo potřeba vygenerovat soubory mužů a žen s různým poměrem pohlaví. Generovala jsem tedy soubory mužů a žen, kde se poměr pohlaví v následujícím souboru vždy lišil o jednu desetinu než poměr pohlaví předcházejícího souboru. Pro větší statistickou významnost jsem vždy pro daný poměr pohlaví generovala 1000 souborů. A to vše v závislosti i na velikosti souborů. Na základě výsledků původní metody, kdy autoři tvrdili, že minimální počet jedinců v souboru má být 40 jedinců, jsem si při generování souborů pro ověření metody na základě poměru pohlaví stanovila jako základní velikost souboru nad 40 jedinců. Například při poměru pohlaví 1:1,2 nejmenší soubor obsahoval 20 mužů tak, aby při generování počtu žen v poměru 1:1,2 byl celkový počet jedinců v souboru vyšší než 40 jedinců. V tomto případě jsem tedy vygenerovala 24 žen. Počet mužů jsem pak vždy zvýšila o dalších 10 mužů a k nim vždy v daném poměru vygenerovala příslušný počet žen. Jako maximum jsem si stanovila počet mužů 100 a k nim příslušný počet vygenerovaných žen v daném poměru. Lépe to vyjadřuje tabulka č. 2.

Tabulka č. 2. Vygenerované velikosti souborů žen v daném poměru

| poměr pohlaví | 1:1,1 | 1:1,2 | 1:1,3 | 1:1,4 | 1:1,5 | 1:1,6 | 1:1,7 | 1:1,8 | 1:1,9 | 1:2 |
|---------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-----|
| M | F | F | F | F | F | F | F | F | F | F |
| 20 | 22 | 24 | 26 | 28 | 30 | 32 | 34 | 36 | 38 | 40 |
| 30 | 33 | 36 | 39 | 42 | 45 | 48 | 51 | 54 | 57 | 60 |
| 40 | 44 | 48 | 52 | 56 | 60 | 64 | 68 | 72 | 76 | 80 |
| 50 | 55 | 60 | 65 | 70 | 75 | 80 | 85 | 90 | 95 | 100 |
| 60 | 66 | 72 | 78 | 84 | 90 | 96 | 102 | 108 | 114 | 120 |
| 70 | 77 | 84 | 91 | 98 | 105 | 112 | 119 | 126 | 133 | 140 |
| 80 | 88 | 96 | 104 | 112 | 120 | 128 | 136 | 144 | 152 | 160 |
| 90 | 99 | 108 | 117 | 126 | 135 | 144 | 153 | 162 | 171 | 180 |
| 100 | 110 | 120 | 130 | 140 | 150 | 160 | 170 | 180 | 190 | 200 |

6.3 Simulace metody odhadu podle dělicího bodu na základě velikosti pohlavního dimorfismu

Dalším cílem této práce bylo simulovat metodu odhadu pohlaví podle dělicího bodu na základě dalšího parametru, který snad nejsilněji ovlivňuje odhad pohlaví. Tímto parametrem je míra pohlavního dimorfismu, neboli parametr toho, jak moc se liší muži od žen, jak velký je rozdíl mezi muži a ženami. Jinými slovy, jak se daný rozměr naměřený na kostrách mužů a na kostrách žen od sebe liší.

Metodu na základě velikosti pohlavního dimorfismu jsem simulovala na rozměru transversálního průměru hlavice pažní kosti. Tento rozměr patří sám o sobě mezi rozměry na lidském těle s vůbec největší mírou pohlavního dimorfismu. Rozdíl mezi průměrným rozměrem transversálního průměru u mužů a téhož rozměru u žen činí 1,15. To znamená, že muži mají tento rozměr v průměru o 1,15 větší než ženy. Tento koeficient 1,15 jsem určila jako střed, kolem kterého jsem pak generovala soubory mužů a žen s větším či menším koeficientem pohlavního dimorfismu. Nejprve jsem tedy generovala soubory mužů a žen s různou mírou pohlavního dimorfismu, kdy jsem měnila průměry. V druhé fázi jsem generovala soubory mužů a žen s různou mírou pohlavního dimorfismu, kdy jsem měnila směrodatnou

odchylku. Nebyla uvažovaná změna obou parametrů najednou, tedy změna průměrů i směrodatných odchylek najednou, protože by míra pohlavního dimorfismu zůstávala stále stejná.

Tento postup se však ukázal jako chybný, neboť výběrové statistiky generovaných souborů neodpovídaly potřebám metody. Přestože jsem vybírala náhodné rozměry z populace s požadovaným průměrem i směrodatnou odchylkou, výběrové hodnoty byly jiné. Bylo tedy nutné zvolit novou metodiku pro simulaci metody podle míry pohlavního dimorfismu. Nejprve jsem tedy vygenerovala velké množství souborů se vstupními hodnotami odvozenými od Černého (1971), viz tabulka č. 1 na str. 20. Tyto soubory pak byly setříděny do skupin podle hodnot průměrů a hodnot směrodatných odchylek. Pro simulaci vlivu průměru a směrodatné odchylky bylo nutné tedy vygenerovat větší množství souborů, které pak bylo nutné roztrždit do skupin podle hodnot průměru a směrodatné odchylky nebo provést větší regresní korelační analýzu, která bude prezentovat závislost úspěšnosti na rozdílu průměru mezi muži a ženami a na hodnotách směrodatných odchylek.

Nutno dodat, že při simulaci metody odhadu pohlaví podle dělicího bodu na základě velikosti pohlavního dimorfismu, jsem neuvažovala totéž vyzkoušet i na druhém rozměru, kterým byl obvod hlavice pažní kosti. Neboť rozměr transversální průměr hlavice pažní kosti a rozměr obvod hlavice pažní kosti vyjadřují stejnou míru pohlavního dimorfismu, proto by tento další výzkum byl redundantní a mohl by sloužit pouze jako ověření téhož.

Na závěr jsem počítala Cohenovo d , které měří míru pohlavního dimorfismu pomocí vztahu, kde rozdíl aritmetických průměrů mezi dvěma skupinami vydělíme směrodatnou odchylkou. Cohenovo d je dobrý ukazatel míry pohlavního dimorfismu.

Dále jsem použila v programu MS Excel regresní analýzu pro dosažení výsledků úspěšnosti metody na základě míry pohlavního

dimorfismu. Regresní analýza určuje, jak silná bude závislost úspěšnosti metody na míře pohlavního dimorfismu.

6.3.1 Simulace metody podle velikosti pohlavního dimorfismu při změně průměrů rozměrů

Cílem bylo simulovat metodu odhadu pohlaví na základě velikosti pohlavního dimorfismu s tím, že změním průměry jednotlivých rozměrů. Zvolila jsem si opět jako rozměr transverzální průměr hlavice pažní kosti, který sám o sobě nese známky vysoké míry pohlavního dimorfismu. Jak již bylo řečeno, rozdíl mezi mužským a ženským rozměrem transverzálního průměru hlavice pažní kosti činí 1,148. Tento rozdíl jsem zaokrouhlila kvůli snadnějšímu výpočtu na 1,15 a výpočet určila jako střed, kolem kterého jsem generovala soubory mužů a žen s jinou mírou pohlavního dimorfismu. V generovaných souborech bylo vždy zastoupeno 40 mužů a 40 žen. Jak již bylo popsáno výše, generované soubory, u kterých byl změněn průměr, měly výběrové statistiky jiné, než bylo potřeba pro simulaci této metody, proto bylo vygenerováno větší množství souborů, které pak byly roztrženy do skupin podle hodnot průměrů dle tabulky č. 3. Původně bylo vygenerováno 2000 souborů, které byly roztrženy do skupin podle hodnot průměru. Z tabulky je patrné, jak byly jednotlivé velikosti pohlavního dimorfismu zastoupeny. Vzhledem k nízkým počtům souborů v odlehlých hodnotách jsem uvažovala pouze hodnoty nejbližší skutečné míře pohlavního dimorfismu.

Tabulka č. 3. Míra dimorfismu mezi muži a ženami při různých průměrech

| Míra dimorfismu při různých průměrech | | | | | | | | | | | |
|---------------------------------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| Velikost pohlavního dimorfismu | 1,11 | 1,12 | 1,13 | 1,14 | 1,15 | 1,16 | 1,17 | 1,18 | 1,19 | 1,20 | 1,21 |
| Počet souborů | 25 | 82 | 241 | 493 | 520 | 403 | 166 | 56 | 11 | 2 | 1 |

Pro každou velikost pohlavního dimorfismu, přilehlou skutečné hodnotě pohlavního dimorfismu 1,15, jsem vygenerovala další soubory tak,

aby jednotlivé míry pohlavního dimorfismu byly rovnoměrně zastoupeny. Pro každou míru pohlavního dimorfismu jsem vygenerovala 500 souborů, u kterých byla vypočítána procentuální úspěšnost odhadu pohlaví.

Nejprve jsem spočítala průměrné hodnoty pro průměr a vypočítala jsem směrodatnou odchylku pro výsledky každého souboru. Pro každou jinou míru pohlavního dimorfismu jsem generovala 500 náhodných souborů. V každém souboru jsem pomocí funkce „Countif“ vypočítala počet hodnot, které byly správně odhadnuty pro dané pohlaví. Úspěšnost jednoho souboru jsem určila jako procentuální zastoupení počtu správně odhadnutých jedinců v souboru. Výsledná úspěšnost byla vypočítána jako průměr jednotlivých výsledků úspěšnosti z každého souboru. Na základě takto získané celkové úspěšnosti směrodatné odchylky jsem vypočítala intervaly spolehlivosti na 95% hladině významnosti.

Dále jsem vypočítala Cohenovo d z hodnot průměrů pro muže a ženy a z hodnot směrodatných odchylek dle vzorců uvedených v kapitole 5 Metody a dále regresní analýzu, která určuje sílu závislosti dvou proměnných, úspěšnosti metody a míry pohlavního dimorfismu, která se v tomto případě měnila na základě rozdílných průměrů rozměrů mezi muži a ženami.

6.3.2 Simulace metody podle velikosti pohlavního dimorfismu při změně směrodatné odchylky

Dalším cílem bylo simulovat metodu odhadu pohlaví na základě velikosti pohlavního dimorfismu s tím, že změním směrodatné odchylky u jednotlivých rozměrů, zatímco průměry zůstanou stejné. Rozdíl v míře pohlavního dimorfismu u mužů a žen na základě rozměru transversálního průměru hlavice pažní kosti u směrodatných odchylek je 1,08. Tento malý rozdíl oproti rozdílu v průměrech je způsoben zaokrouhlováním. Koeficient 1,08 jsem označila jako střed, kolem kterého jsem generovala soubory s vyšší či nižší mírou pohlavního dimorfismu, jak lze vidět v tabulce č. 4.

Také v tomto případě bylo nutné změnit metodiku pro simulaci odhadu pohlaví, neboť po vygenerování souborů nebyly výběrové statistiky souborů vlivem náhody vhodné pro tuto simulaci. Proto jsem opět vygenerovala větší množství souborů, které jsem pak roztřídila podle hodnot směrodatných odchylek do skupin. Vzhledem k nerovnoměrnému zastoupení souborů jsem musela vygenerovat další soubory tak, aby pro každou míru pohlavního dimorfismu bylo 500 generovaných souborů.

Tabulka č. 4. Míra dimorfismu mezi muži a ženami při různých směrodatných odchylkách

| Míra dimorfismu při různých směrodatných odchylkách | | | | | | | | | | | | | | | |
|---|-----|-----|-----|-----|-----|------|------|-----|-----|------|-----|-----|-----|-----|-----|
| Velikost pohlavního dimorfismu | 0,5 | 0,6 | 0,7 | 0,8 | 0,9 | 1,0 | 1,1 | 1,2 | 1,3 | 1,40 | 1,5 | 1,6 | 1,7 | 1,8 | 1,9 |
| Počet souborů | 2 | 13 | 58 | 250 | 696 | 1078 | 1065 | 861 | 539 | 246 | 131 | 37 | 13 | 9 | 2 |

Také v tomto případě jsem nejprve spočítala průměrné hodnoty pro průměr a vypočítala jsem směrodatnou odchylku pro výsledky každého souboru. Pro každou jinou míru pohlavního dimorfismu jsem generovala 500 náhodných souborů. V každém souboru jsem pomocí funkce „Countif“ vypočítala počet hodnot, které byly správně odhadnuty pro dané pohlaví. Úspěšnost jednoho souboru jsem určila jako procentuální zastoupení počtu správně odhadnutých jedinců v souboru. Výsledná úspěšnost byla

vypočítána jako průměr jednotlivých výsledků úspěšnosti z každého souboru. Na základě takto získané celkové úspěšnosti směrodatné odchylky jsem vypočítala intervaly spolehlivosti na 95% hladině významnosti.

Stejně jako v předchozím problému jsem dále vypočítala Cohenovo d z hodnot průměrů pro muže a ženy a z hodnot směrodatných odchylek dle vzorců uvedených v kapitole 5 Metody a dále regresní analýzu, která určuje sílu závislosti dvou proměnných, úspěšnosti metody a míry pohlavního dimorfismu, která se v tomto případě měnila na základě rozdílných směrodatných odchylek u rozměrů mezi muži a ženami.

7 VÝSLEDKY

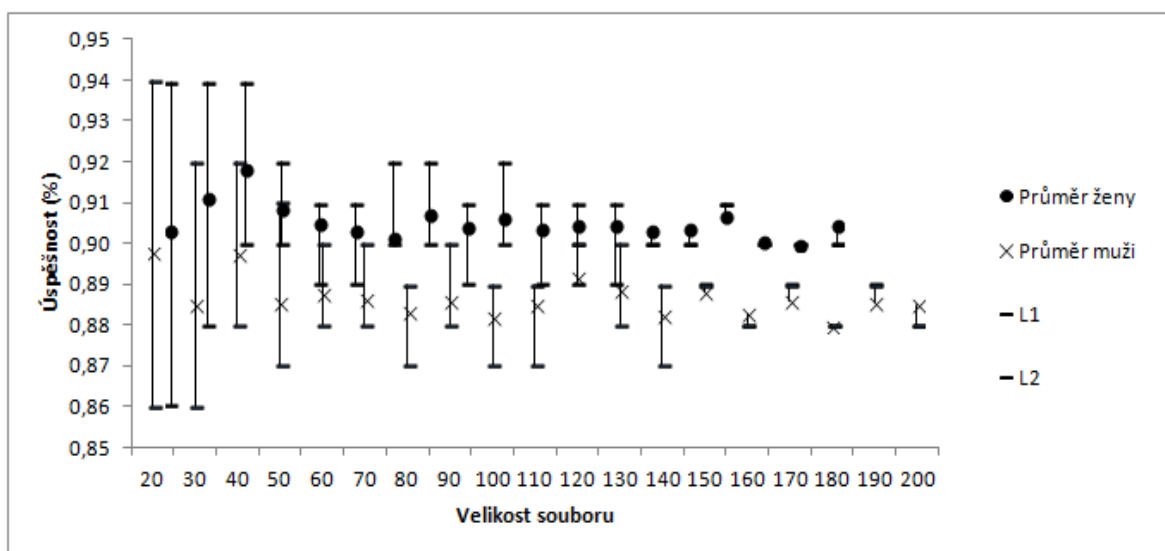
V následujících kapitolách uvádím výsledky práce simulace metody odhadu pohlaví podle dělicího bodu na základě kritérií, kterými jsou velikost souboru, poměr pohlaví a míra pohlavního dimorfismu. V zásadě jsem při simulování metody na základě velikosti souboru a poměru pohlaví potvrdila výsledky práce Johna Albanese et al. (2005). Původní metoda byla rozšířena o simulaci metody odhadu pohlaví na základě míry pohlavního dimorfismu. Což je poslední částí výzkumu. Jak jsme předpokládali, potvrdilo se, že míra pohlavního dimorfismu ovlivňuje úspěšnost metody a čím větší je rozdíl mezi naměřenými hodnotami pro muže a pro ženy, tím úspěšnější metoda je.

7.1 Výsledky podle velikosti souboru

Jedním z předpokladů správného fungování metody bylo, že velikost souboru musí být alespoň 40 jedinců. Testovala jsem, zda je tento předpoklad správný, a jak metoda funguje, pokud je v souboru méně než 40 jedinců. V praxi se často stává, že soubory čítají i méně jedinců. Pro ověření této metody na základě velikosti souboru jsem zvolila dva rozměry na lidském těle. Prvním rozměrem byl transversální průměr hlavice pažní kosti, druhým rozměrem byl obvod kloubní hlavice pažní kosti. Výsledky obou těchto výzkumů jsou si v zásadě podobné. Při použití rozměru transversálního průměru hlavice pažní kosti i při použití rozměru obvodu kloubní hlavice pažní kosti se potvrdilo, že čím je větší počet jedinců v souboru, tím spolehlivěji metoda funguje. Zároveň v obou případech byly počítány intervaly spolehlivosti pro 95% pravděpodobnost pro jednotlivé průměry jednotlivých velikostí souborů, zvláště pro muže a zvláště pro ženy. V obou případech je patrné, že u malých velikostí souborů jsou intervaly spolehlivosti velmi široké a se zvětšující se velikostí souborů se zužují.

7.1.1 Výsledky simulace metody na základě velikosti souboru za použití rozměru transversálního průměru hlavice pažní kosti

Ze simulace vyplývá, jak ukazuje graf č. 1, že úspěšnost metody na základě velikosti souboru odpovídá 90% úspěšnosti. U mužů metoda dosahuje úspěšnosti 89 % se směrodatnou odchylkou 0,005, zatímco u žen 91 % se směrodatnou odchylkou 0,004. V grafu č. 1 můžeme vidět úspěšnost metody pro muže a ženy, včetně intervalů spolehlivosti.



Graf č. 1. Závislost úspěšnosti metody na velikosti souboru

V tabulce č. 5 můžeme vidět vypočítané průměry hodnot pro rozměr transversální průměr hlavice pro muže i ženy, dále směrodatné odchylky a intervaly spolehlivosti. Intervaly spolehlivosti jsou velmi široké u menších souborů, u velikosti souboru 20 jedinců je interval spolehlivosti nejširší. Stejně tak je interval spolehlivosti velmi široký u velikostí souborů o 30 a 40 jedincích. Můžeme říct, že od velikosti 50 jedinců se interval spolehlivosti ustálil a již nekolísá v tak velkém rozpětí. Nutno dodat, že interval spolehlivosti byl počítán na 95% hladině úspěšnosti. Čili můžeme říct, že hodnoty se budou v těchto jednotlivých intervalech spolehlivosti pohybovat s 95% pravděpodobností. Intervaly spolehlivosti se zužují se vzrůstající

velikostí souborů. To znamená, že se zvyšující se velikostí souboru úspěšnost metody dosahuje lepších výsledků.

Tabulka č. 5 – Intervaly spolehlivosti pro průměr hlavice

| n | Muži | | | | Ženy | | | |
|---------|--------|------|------|------|--------|------|------|------|
| | Průměr | SD | L1 | L2 | Průměr | SD | L1 | L2 |
| 10+10 | 0,90 | 0,08 | 0,86 | 0,94 | 0,90 | 0,09 | 0,86 | 0,94 |
| 15+15 | 0,89 | 0,07 | 0,86 | 0,92 | 0,91 | 0,07 | 0,88 | 0,94 |
| 20+20 | 0,90 | 0,06 | 0,88 | 0,92 | 0,92 | 0,05 | 0,90 | 0,94 |
| 25+25 | 0,89 | 0,06 | 0,87 | 0,91 | 0,91 | 0,05 | 0,90 | 0,92 |
| 30+30 | 0,89 | 0,05 | 0,88 | 0,90 | 0,90 | 0,05 | 0,89 | 0,91 |
| 35+35 | 0,89 | 0,05 | 0,88 | 0,90 | 0,90 | 0,05 | 0,89 | 0,91 |
| 40+40 | 0,88 | 0,05 | 0,87 | 0,89 | 0,90 | 0,04 | 0,90 | 0,92 |
| 45+45 | 0,89 | 0,04 | 0,88 | 0,90 | 0,91 | 0,04 | 0,90 | 0,92 |
| 50+50 | 0,88 | 0,04 | 0,87 | 0,89 | 0,90 | 0,04 | 0,89 | 0,91 |
| 55+55 | 0,88 | 0,04 | 0,87 | 0,89 | 0,91 | 0,04 | 0,90 | 0,92 |
| 60+60 | 0,89 | 0,04 | 0,90 | 0,90 | 0,90 | 0,04 | 0,89 | 0,91 |
| 65+65 | 0,89 | 0,04 | 0,88 | 0,90 | 0,90 | 0,03 | 0,89 | 0,91 |
| 70+70 | 0,88 | 0,04 | 0,87 | 0,89 | 0,90 | 0,03 | 0,89 | 0,91 |
| 75+75 | 0,89 | 0,03 | 0,89 | 0,89 | 0,90 | 0,03 | 0,90 | 0,90 |
| 80+80 | 0,88 | 0,03 | 0,88 | 0,88 | 0,90 | 0,03 | 0,90 | 0,90 |
| 85+85 | 0,89 | 0,03 | 0,89 | 0,89 | 0,91 | 0,03 | 0,91 | 0,91 |
| 90+90 | 0,88 | 0,03 | 0,80 | 0,88 | 0,90 | 0,03 | 0,90 | 0,90 |
| 95+95 | 0,89 | 0,03 | 0,89 | 0,89 | 0,90 | 0,03 | 0,90 | 0,90 |
| 100+100 | 0,88 | 0,03 | 0,88 | 0,88 | 0,90 | 0,03 | 0,90 | 0,90 |

Jinými slovy jsme tímto potvrdili hypotézu autorů, kteří tvrdí, že velikost souboru by měla být alespoň 40 jedinců, aby metoda mohla správně fungovat. Na grafu č. 1 je znázorněno, jak se intervaly spolehlivosti zužují se zvyšujícím se počtem jedinců v souboru. Pro muže i ženy je u malých souborů interval spolehlivosti na 95% hladině významnosti velmi široký. Z toho plyne, že úspěšnost této metody v tak malých souborech může velmi kolísat.

7.1.2 Výsledky simulace metody na základě velikosti souboru za použití rozměru obvodu kloubní hlavice pažní kosti

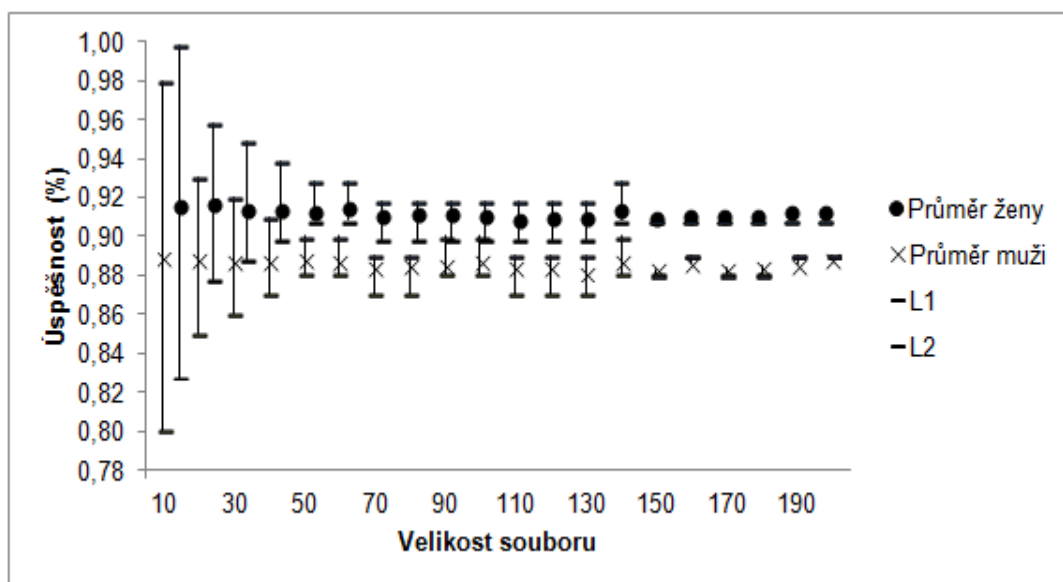
Obdobné výsledky jako v kapitole 5.1.1 jsem získala i při použití druhého rozměru, kterým byl obvod kloubní hlavice pažní kosti. V průměru se úspěšnost metody pohybovala u mužů kolem 89 %, zatímco u žen dosahovala lepších výsledků, tedy kolem 91 %. Tyto průměry však byly zpřesněny výpočtem intervalů spolehlivosti. Používala jsem interval spolehlivosti na 95% hladině významnosti.

Tabulka č. 6. Intervaly spolehlivosti pro obvod kloubní hlavice

| n | Muži | | | | Ženy | | | |
|-----|--------|------|------|------|--------|------|------|------|
| | Průměr | SD | L1 | L2 | Průměr | SD | L1 | L2 |
| 10 | 0,89 | 0,13 | 0,80 | 0,98 | 0,92 | 0,12 | 0,83 | 1,00 |
| 20 | 0,89 | 0,09 | 0,85 | 0,93 | 0,92 | 0,08 | 0,88 | 0,96 |
| 30 | 0,89 | 0,07 | 0,86 | 0,92 | 0,92 | 0,07 | 0,89 | 0,95 |
| 40 | 0,89 | 0,06 | 0,87 | 0,91 | 0,92 | 0,06 | 0,90 | 0,94 |
| 50 | 0,89 | 0,05 | 0,88 | 0,90 | 0,92 | 0,05 | 0,91 | 0,93 |
| 60 | 0,89 | 0,05 | 0,88 | 0,90 | 0,92 | 0,05 | 0,91 | 0,93 |
| 70 | 0,88 | 0,05 | 0,87 | 0,89 | 0,91 | 0,04 | 0,90 | 0,92 |
| 80 | 0,88 | 0,04 | 0,87 | 0,89 | 0,91 | 0,04 | 0,90 | 0,92 |
| 90 | 0,89 | 0,04 | 0,88 | 0,90 | 0,91 | 0,04 | 0,90 | 0,92 |
| 100 | 0,89 | 0,04 | 0,88 | 0,90 | 0,91 | 0,04 | 0,90 | 0,92 |
| 110 | 0,88 | 0,04 | 0,87 | 0,89 | 0,91 | 0,04 | 0,90 | 0,92 |
| 120 | 0,88 | 0,04 | 0,87 | 0,89 | 0,91 | 0,03 | 0,90 | 0,92 |
| 130 | 0,88 | 0,03 | 0,87 | 0,89 | 0,91 | 0,03 | 0,90 | 0,92 |
| 140 | 0,89 | 0,03 | 0,88 | 0,90 | 0,92 | 0,03 | 0,91 | 0,93 |
| 150 | 0,88 | 0,03 | 0,88 | 0,88 | 0,91 | 0,03 | 0,91 | 0,91 |
| 160 | 0,89 | 0,03 | 0,89 | 0,89 | 0,91 | 0,03 | 0,91 | 0,91 |
| 170 | 0,88 | 0,03 | 0,88 | 0,88 | 0,91 | 0,03 | 0,91 | 0,91 |
| 180 | 0,88 | 0,03 | 0,88 | 0,88 | 0,91 | 0,03 | 0,91 | 0,91 |
| 190 | 0,89 | 0,03 | 0,89 | 0,89 | 0,91 | 0,03 | 0,91 | 0,91 |
| 200 | 0,89 | 0,03 | 0,89 | 0,89 | 0,91 | 0,03 | 0,91 | 0,91 |

V tabulce č. 6 jsou číselně znázorněny intervaly spolehlivosti metody na základě velikosti souboru za použití rozměru obvodu kloubní hlavice pažní kosti. Opět jako v případě použití rozměru transverzálního průměru hlavice pažní kosti je patrné, že u malých velikostí souborů jsou intervaly spolehlivosti velmi široké. Úspěšnost metody bude tedy v těchto velikostech

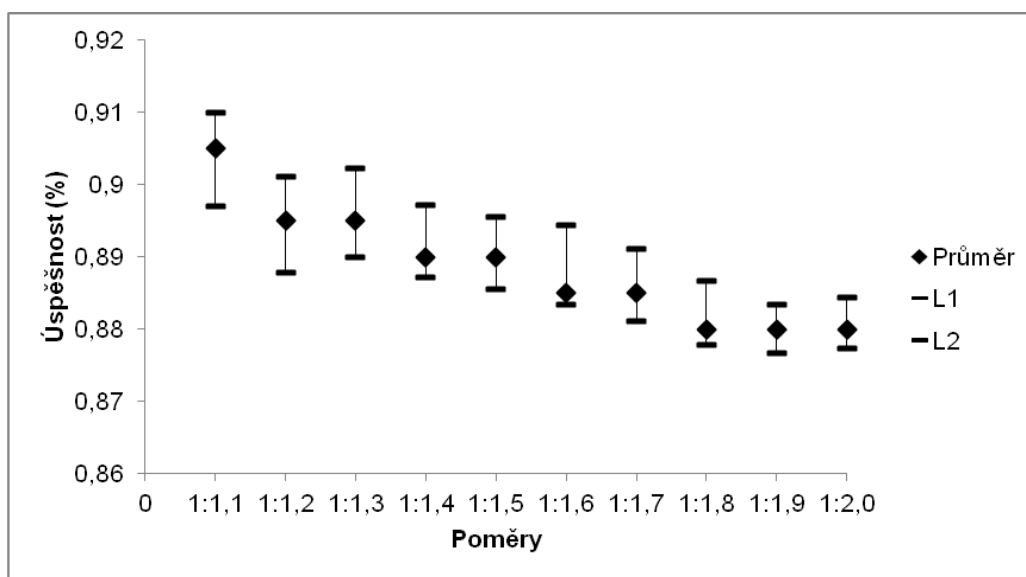
souborů velmi kolísat a metoda nebude muset vždy poskytovat výborné výsledky. Totéž je zpracováno i graficky. V grafu č. 2, kde je znázorněna závislost úspěšnosti na jednotlivých velikostech souborů i s intervaly spolehlivosti pro průměry u mužů a žen.



Graf č. 2. Závislost velikosti souboru na úspěšnosti při použití rozměru obvod kloubní hlavice pažní kosti pro muže a ženy

7.2 Výsledky simulace metody podle poměru pohlaví

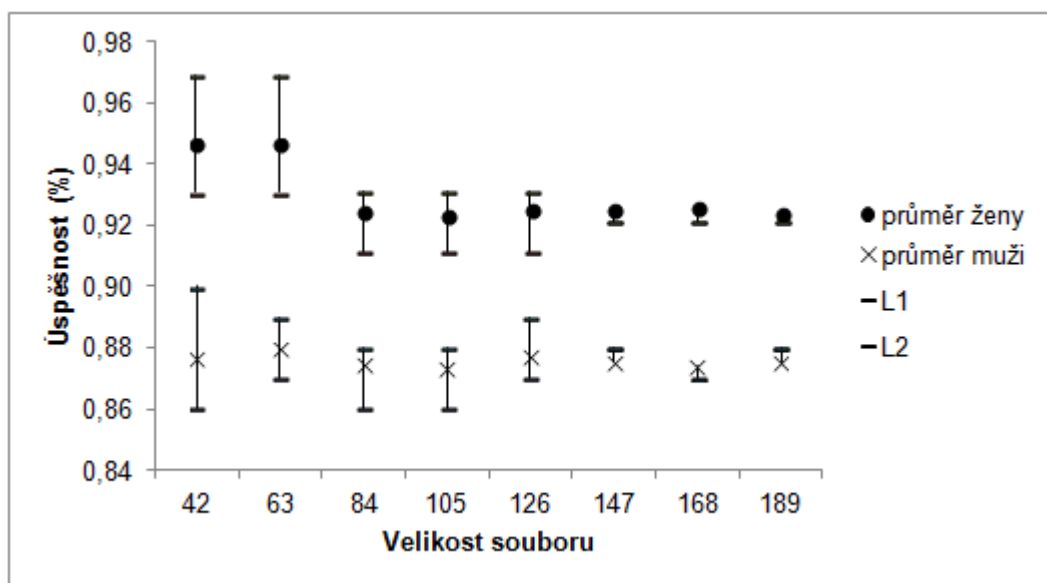
Na základě spočítaných dat můžeme říct, že se zvětšujícím se poměrem pohlaví úspěšnost metody klesá (graf č. 3). Největší úspěšnost je zaznamenána pro poměr pohlaví 1:1,1. Jedná se ovšem o celkovou průměrnou úspěšnost v daných poměrech.



Graf č. 3. Závislost úspěšnosti metody na poměru pohlaví

Pro každou velikost poměru pohlaví jsem vypočítala intervaly spolehlivosti s 95% pravděpodobností, a to pro jednotlivé velikosti souborů v daném poměru. Jako příklad uvádím i grafy pro vyjádření závislosti úspěšnosti metody na velikosti souboru při poměru pohlaví 1:1,1 (viz graf č. 4). Graf č. 4 vyjadřuje téměř konsistentní přibližně 88% úspěšnost pro muže a v průměru 92% úspěšnost pro ženy při poměru pohlaví 1:1,1. Konkrétní data včetně směrodatných odchylek a intervalů spolehlivosti je možné vidět v tabulce č. 7 v Příloze. V ostatních poměrech je úspěšnost metody odhadu pohlaví nižší. Konkrétní výsledky lze vidět v tabulkách č. 8-16 (viz Příloha), které znázorňují číselné vyjádření intervalů spolehlivosti v jednotlivých poměrech. Tabulky obsahují i počet jedinců n , který je

vyjádřením součtu mužů a k nim vygenerovaného počtu žen v daném poměru.



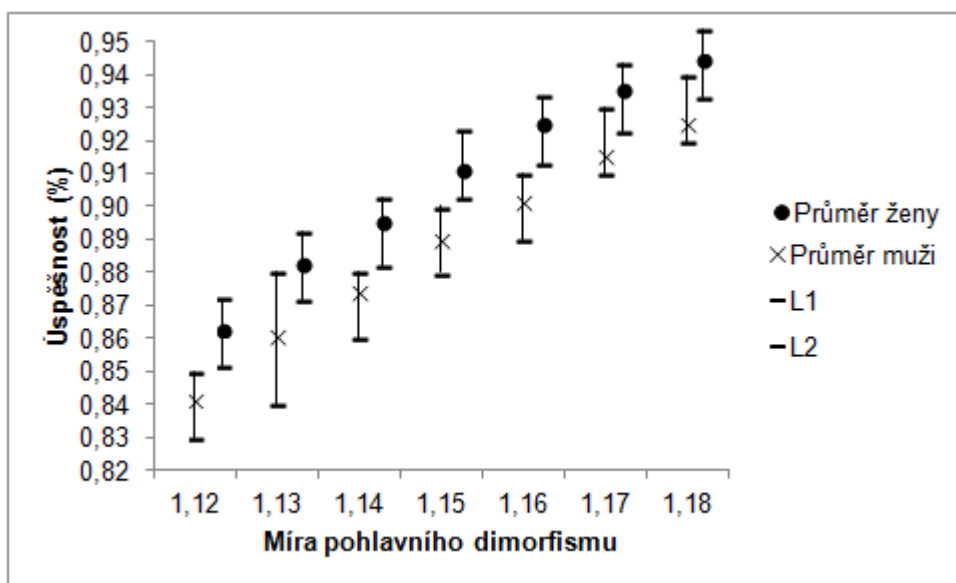
Graf č. 4. Závislost úspěšnosti metody na velikosti souboru při poměru mužů a žen 1:1,1

7.3 Výsledky simulace metody podle velikosti pohlavního dimorfismu

Míra pohlavního dimorfismu je hlavním ukazatelem úspěšnosti metody. Pohlavní dimorfismus vyjadřuje to, o kolik jsou rozměry mužů větší než rozměry žen. Předpokládali jsme, že čím větší bude tento rozdíl, tím spolehlivější výsledky dostaneme za předpokladu, že se jedná o normální rozdělení. Pak bude docházet k velmi malému překryvu hodnot, které bychom mohli zaměnit a špatně je vyhodnotit. Výsledky simulace metody odhadu pohlaví podle dělicího bodu na základě velikosti pohlavního dimorfismu naše předpoklady dokazují. Spolehlivost metody se zvyšuje se zvyšující se mírou pohlavního dimorfismu.

7.3.1 Výsledky simulace metody podle velikosti pohlavního dimorfismu při změně průměrů rozměrů

Úspěšnost metody odhadu pohlaví na základě různé míry pohlavního dimorfismu při změně průměrů potvrzuje předpoklad, že metoda bude tím úspěšnější, čím bude větší míra pohlavního dimorfismu. Z grafu č. 5 je patrné, že skutečné velikosti pohlavního dimorfismu s koeficientem 1,15 odpovídá v průměru 90% úspěšnost odhadu pohlaví pro muže a ženy. Nejvyšší úspěšnost je zaznamenána u velikosti pohlavního dimorfismu s koeficientem 1,18, průměrná úspěšnost pro muže a ženy je 93 %. Totéž je patrné i z tabulky č. 17 v Příloze.



Graf č. 5. Závislost úspěšnosti metody na míře pohlavního dimorfismu při změně průměrů

Cohenovo d vykazuje v tomto případě střední efekt dle tabulky č. 17. Nejvyšší míra závislosti s hodnotou 0,5 (střední efekt) se vyskytuje u míry pohlavního dimorfismu o velikosti 1,13-1,17.

Tab. č. 17. Cohenovo *d*

| Míra | Muži | | Ženy | | Cohenovo <i>d</i> | |
|------|--------|------|--------|------|-----------------------|----------|
| | Průměr | SD | Průměr | SD | SD _{sdílené} | <i>d</i> |
| 1,12 | 0,84 | 0,04 | 0,86 | 0,04 | 0,04 | 0,4 |
| 1,13 | 0,86 | 0,05 | 0,88 | 0,04 | 0,04 | 0,5 |
| 1,14 | 0,87 | 0,04 | 0,89 | 0,04 | 0,04 | 0,5 |
| 1,15 | 0,89 | 0,04 | 0,91 | 0,04 | 0,04 | 0,5 |
| 1,16 | 0,90 | 0,04 | 0,92 | 0,04 | 0,04 | 0,5 |
| 1,17 | 0,92 | 0,04 | 0,93 | 0,03 | 0,04 | 0,5 |
| 1,18 | 0,93 | 0,04 | 0,94 | 0,03 | 0,04 | 0,4 |

Pro přesnější výsledek než udává Cohenovo *d*, jsem dále počítala regresní analýzu pro určení průběhu závislosti úspěšnosti metody na míře pohlavního dimorfismu. Korelační koeficient, který měří sílu přímé závislosti dvou proměnných, je 0,99. Korelační koeficient nabývá hodnoty těsně se blížící 1, to znamená, že závislost je rostoucí a velmi těsná. Dle indexu determinace je úspěšnost metody ovlivněna z 99 %, viz tabulka č. 18.

Tab. č. 18. Regresní statistika

| <i>Regresní statistika</i> | |
|---------------------------------------|-------------|
| Korelační koeficient | 0,995177151 |
| Index determinace | 0,990377562 |
| Upravený (adjusted) index determinace | 0,988453075 |
| Chyba stř. hodnoty | 0,003156894 |
| Pozorování | 7 |

V tabulce č. 19 je uveden další regresní výstup, kterým jsou odhady parametrů, otestování jejich statistické významnosti pomocí dílčích t-testů a také intervaly spolehlivosti odhadnutých regresních parametrů.

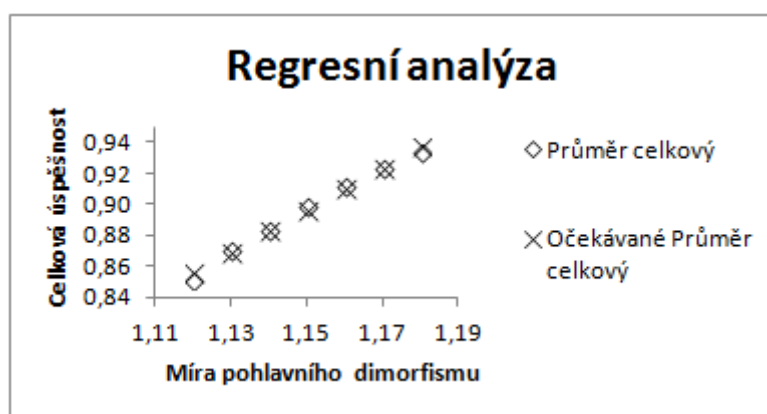
Tab. č. 19. Hodnoty pro úspěšnost a míru pohlavního dimorfismu

| | <i>Koeficienty</i> | <i>Chyba stř. hodnoty</i> | <i>t Stat</i> | <i>Hodnota P</i> | <i>Dolní 95%</i> | <i>Horní 95%</i> |
|-----------|--------------------|---------------------------|---------------|------------------|------------------|------------------|
| Úspěšnost | -0,660120 | 0,068619 | -9,620067 | 0,000206 | -0,836510 | -0,483729 |
| Míra | 1,353393 | 0,059660 | 22,685212 | 0,000003 | 1,200033 | 1,506753 |

Regresní analýzou jsme zjistili, že model přímky má tvar:

$$\text{úspěšnost (Y)} = -0,6601 + 1,3534 * \text{míra}$$

Hodnota P pro úspěšnost i míru pohlavního dimorfismu je menší než 0,05, proto můžeme konstatovat, že oba parametry jsou statisticky významné. Interval spolehlivosti je u parametru úspěšnosti (-0,84; -0,48), s 95% pravděpodobností neobsahuje hodnotu nula, proto můžeme říct, že parametr je významný, obdobně u parametru míry je interval spolehlivosti (1,2; -1,5) a je tedy významný. Chyba střední hodnoty vykazuje u obou parametrů velmi nízkou hodnotu variability, stanovení těchto parametrů je tedy velmi spolehlivé s úzkým intervalem spolehlivosti.



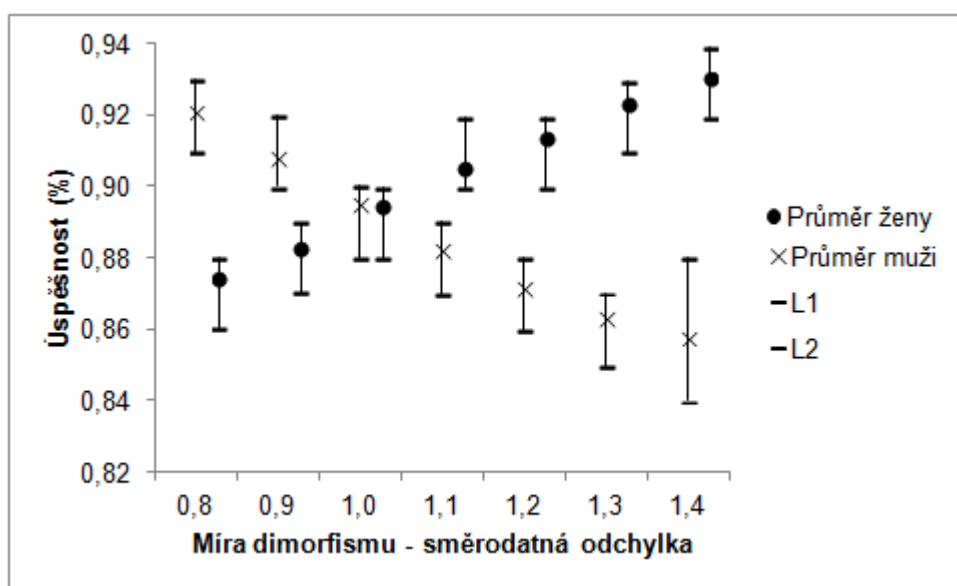
Graf č. 6. Regresní analýza pro simulaci metody na základě různých průměrů rozměrů

Výstupem regresní analýzy pro závislost úspěšnosti metody na míře pohlavního dimorfismu při změně průměrů rozměrů je také graf č. 6, na kterém je tato závislost zobrazena jako téměř lineární a rostoucí. S rostoucí mírou pohlavního dimorfismu se úspěšnost metody zvyšuje.

7.3.2 Výsledky podle velikosti pohlavního dimorfismu při změně směrodatných odchylek

Druhým úkolem při zjišťování úspěšnosti metody na základě velikosti pohlavního dimorfismu bylo vygenerovat soubory mužů a žen tak, aby se měnila velikost pohlavního dimorfismu při změně směrodatné odchylky.

Z grafu č. 7 je patrné, že úspěšnost odhadu mužů a žen podle tohoto kritéria je reverzní. Se zvyšující se mírou pohlavního dimorfismu roste u žen úspěšnost metody, u mužů je to naopak, úspěšnost klesá. Totéž je patrné i z tabulky č. 20 v Příloze.



Graf č. 7. Závislost úspěšnosti metody na míře pohlavního dimorfismu u mužů a žen při změně směrodatné odchylky

Dále jsem počítala regresní analýzu pro určení průběhu závislosti úspěšnosti metody na míře pohlavního dimorfismu. Korelační koeficient, který měří sílu přímé závislosti dvou proměnných, je 0,78. Korelační koeficient nabývá kladné hodnoty, to znamená, že závislost je rostoucí a těsná. Dle indexu determinace je úspěšnost metody ovlivněna pouze z 62 %, viz tabulka č. 22.

Tab. č. 22. Regresní statistika

| <i>Regresní statistika</i> | |
|---------------------------------------|-----------|
| Korelační koeficient | 0,7859250 |
| Index determinace | 0,6176782 |
| Upravený (adjusted) index determinace | 0,5412138 |
| Chyba stř. hodnoty | 0,0010339 |
| Pozorování | 7 |

V tabulce č. 23 je uveden další regresní výstup, kterým jsou odhady parametrů, otestování jejich statistické významnosti pomocí dílčích t-testů a také intervaly spolehlivosti odhadnutých regresních parametrů.

Tab. č. 23. Hodnoty pro úspěšnost a míru pohlavního dimorfismu

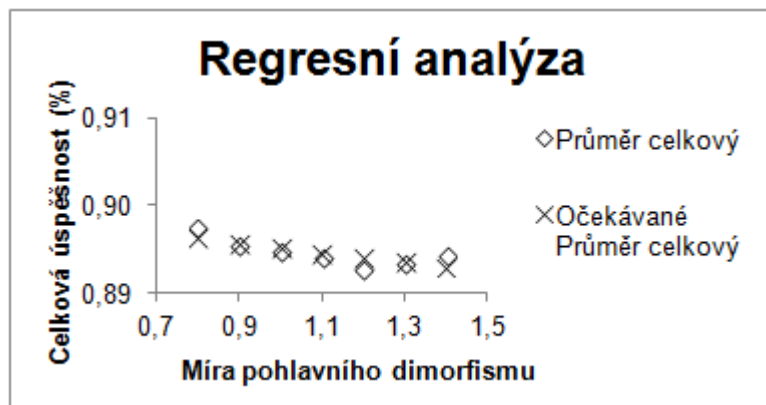
| | <i>Koeficienty</i> | <i>Chyba stř. hodnoty</i> | <i>t Stat</i> | <i>Hodnota P</i> | <i>Dolní 95%</i> | <i>Horní 95%</i> |
|-----------|--------------------|---------------------------|---------------|------------------|------------------|------------------|
| Úspěšnost | 0,900720 | 0,002185 | 412,300545 | 1,5930E-12 | 0,895104 | 0,906335 |
| Míra | -0,005554 | 0,001954 | -2,8421804 | 0,036154 | -0,010576 | -0,000531 |

Regresní analýzou jsme zjistili, že model přímky má tvar:

$$\text{úspěšnost (Y)} = 0,9007 + (-0,0055 * \text{míra})$$

Hodnota P pro úspěšnost i míru pohlavního dimorfismu je menší než 0,05, proto můžeme konstatovat, že oba parametry jsou statisticky významné. Interval spolehlivosti je u parametru úspěšnosti (0,89; 0,91), s 95% pravděpodobností neobsahuje hodnotu nula, proto můžeme říct, že parametr je významný, obdobně u parametru míry je interval spolehlivosti (-0,01; -0,001) a je tedy významný. Chyba střední hodnoty vykazuje u obou parametrů velmi nízkou hodnotu variability, stanovení těchto parametrů je tedy velmi spolehlivé s úzkým intervalem spolehlivosti.

V grafu č. 8 jsou zobrazeny výsledky regresní analýzy pro simulaci metody na základě různých směrodatných odchylek. Graf ukazuje, že úspěšnost metody v tomto případě je velmi nízká pod hranicí 90 % a má spíše konzistentní charakter.



Graf č. 8. Regresní analýza pro simulaci metody na základě různých směrodatných odchylek

8 DISKUZE

Pro potřeby této práce, jejímž cílem je simulace metody odhadu pohlaví podle dělicího bodu navržené Albanesem a jeho kolegy, není úplně nezbytné mít k dispozici skutečný kosterní soubor, vzhledem k tomu, že se jedná o teoretickou práci. Málokterý soubor by plnil všechny naše požadavky, vycházející z cílů práce, tedy ověřit spolehlivost metody odhadu pohlaví podle dělicího bodu v závislosti na různě velkých souborech nebo na základě poměrového zastoupení mužů a žen v souboru. Nakonec bychom museli mít k dispozici několik různých souborů pro naše potřeby ověření metody. Navíc vstupní data, která jsem použila k vytvoření jednotlivých souborů, jsou převzata ze skutečných kosterních souborů. Proto jsou tyto vygenerované soubory velmi blízké reálným kosterním souborům.

Pro simulaci úspěšnosti metody odhadu pohlaví podle dělicího bodu jsem si vybrala rozměry pažní kosti po vzoru původní Albanesovy metody (Albanese et al. 2005). Pažní kost výborně odráží fyzickou náročnost života minulých populací. Existuje rozdíl mezi robusticitou pažní kosti u mužů a u žen v důsledku odlišných činností, které muži a ženy vykonávali, resp. vykonávají (Velemínský, 2000). Odlišné činnosti souvisí i s dělbu práce, takže pažní kosti mužů a žen byly jinak namáhané, a tudíž je možné sledovat větší robusticitu jednotlivých znaků u mužů. Problém samozřejmě nastává ve chvíli, kdy nejsme schopni rozeznat na základě například transversální šířky hlavice pažní kosti, zda-li jde o robustní ženu či muže, nebo zda-li jde o gracilního muže či ženu. V takovém případě by bylo vhodné zvolit ještě další rozměr, který by domněnku vyvrátil, nebo potvrdil (Van Vark et al. 1982), nebo doplnit tvrzení o další metodu odhadu pohlaví. U minulých populací, pokud budeme předpokládat tradiční dělbu práce, kdy muži byli lovci a jejich pažní kosti byly namáhány házením oštěpů nebo roztloukáním věcí kameny, a ženy namáhaly své paže podstatně menší fyzickou silou, bychom neměli mít problémy jasně odlišit mužské a ženské pažní kosti na základě metody dělicího bodu.

Právě v případě simulace metody na základě pohlavního dimorfismu, kdy se měnily průměry nebo směrodatné odchylky, abychom tak zjistili, jak pohlavní dimorfismus ovlivňuje úspěšnost odhadu pohlaví podle dělicího bodu, byl problém, že při určitých mírách pohlavního dimorfismu by mohl rozdíl mezi muži a ženami být tak nízký, že bychom nebyli schopni rozeznat muže od žen. Bylo by tomu tak právě v případě velmi nízké míry pohlavního dimorfismu. Jinými slovy, nedokázali bychom rozlišit muže a ženu v případě, kdy by rozdíl mezi mužem a ženou byl velmi nízký. To je i důvod, proč jsem neuvažovala o mnohem širším spektru různých mír pohlavního dimorfismu, ale určila jsem skutečnou míru pohlavního dimorfismu jako střed a generovala jsem soubory na škále velmi blízké skutečnosti.

Přínos této konkrétní metody vidím především v tom, že se snaží najít řešení ve chvíli, kdy všechny tradiční metody odhadu pohlaví selhaly. Ve chvíli, kdy se jedná o velmi špatně zachovalé pozůstatky, že není možné odhadovat pohlaví ani z pánve, ani z lebky nebo kdy mnoho kostí není přítomno. Důležité ale určitě je zvolit si pro tuto metodu takový rozměr, který velmi dobře odráží pohlavní dimorfismus a zároveň je přítomný u většiny jedinců ve zkoumaném souboru. Samozřejmě se nejedná o metodu, kterou bychom měli volit na první na místě. Pokud nám to kosterní pozůstatky dovolují, vždy bychom měli dát přesnost osvědčeným metodám odhadu pohlaví z pánve, pak metodám odhadu pohlaví z lebky, přestože jejich spolehlivost je nižší než u pánve a takto postupovat (Ferembach et al. 1980). Jedná se tedy o metodu, která nám může dát spolehlivé výsledky odhadu pohlaví, když už není možné použít jinou spolehlivější metodu odhadu pohlaví. Samozřejmě i tato metoda má své limity právě ve zvolení si vhodného rozměru, který musí mít všichni jedinci ze souboru (Albanese et al., 2005), a dále je metoda limitována tím, že velikost souboru musí být větší než 40 jedinců, poměr pohlaví by měl být co nejmenší a velikost pohlavního dimorfismu by měla být naopak co největší. Metoda je velmi spolehlivá u souborů, které čítají minimálně 40 jedinců (Albanese et al., 2005). Od této velikosti souboru je úspěšnost více méně konstantní. Drobné

výkyvy mohou být způsobeny náhodou. Ve statistice platí, že čím je větší soubor, tím méně má šanci se projevit náhoda.

U velikosti souboru 20 jedinců je interval spolehlivosti velmi široký. Obdobně tomu je i u intervalu spolehlivosti u velikostí souborů o 30 a 40 jedincích. Interval spolehlivosti ale zužuje od velikosti souboru nad 40 jedinců. To znamená, že se jedná o spolehlivější odhad pohlaví u souborů, které čítají více než 40 jedinců. V případě, kdy soubor není dostatečně velký nebo nespĺňuje podmínku úspěšnosti, bych doporučovala metodu kombinovat s jinou metodou odhadu pohlaví. Další možností by bylo snížit hladinu úspěšnosti a zkusit metodu testovat například jen v 90% intervalu spolehlivosti, namísto 95% intervalu spolehlivosti. Samozřejmě tím snižujeme celkovou úspěšnost metody.

Výsledky kritéria poměru pohlaví mezi muži a ženami dosahují nejvyššího úspěchu v poměru 1:1,1, kdy spolehlivost přesahuje hranici 90 % úspěšnosti. Se zvyšujícím se poměrem pohlaví úspěšnost mírně klesá, ale intervaly spolehlivosti jsou stále stejně široké i mezi ostatními zkoumanými poměry pohlaví.

U velikosti pohlavního dimorfismu při různých průměrech měřených rozměrů dochází k úspěšnosti odhadu pohlaví až 93% úspěšnosti u míry pohlavního dimorfismu o velikosti 1,18. Rozdíl mezi rozměrem muže a ženy s touto mírou pohlavního dimorfismu je velký, ale přesto reálný. To dokazuje, jak velký vliv má pohlavní dimorfismus na úspěšnost metody. Pro standardní míru pohlavního dimorfismu o velikosti 1,15 jsou výsledky průměrné a dosahují 90% úspěšnosti metody odhadu pohlaví. Toto kritérium bylo zvoleno jako nadstavba k ověření původní navrhované metody od Albanese et al. (2005). Čím větší je míra pohlavního dimorfismu, tím větší je i úspěšnost metody. Výsledky tohoto kritéria tedy dokazují, že je nutné vybrat si co nejvíce pohlavně dimorfní znak, abychom dosáhli co nejlepších výsledků.

U velikosti pohlavního dimorfismu při změně směrodatné odchylky a zachování původních průměrů rozměrů je možné, že se odchylka mění i vlivem generátoru pseudonáhodných čísel a to by mohlo mít špatný vliv na přesnost výsledků.

Výsledky této metody mohou být tolik pozitivní také díky tomu, že jsem zvolila rozměry na kostře, které velmi dobře odrážejí míru pohlavního dimorfismu. V případě že bych zvolila rozměry s menší mírou pohlavního dimorfismu, mohly by výsledky dosahovat mnohem nižší úspěšnosti. Stejně tak se domnívám, že při zvolení rozměru, který by ještě lépe odrážel pohlavní dimorfismus, mohly by výsledky dosahovat vyšší úspěšnosti. Zajímavé by bylo rozšířit metodu o další vybrané rozměry, které více či méně odrážejí pohlavní dimorfismus člověka. Jak již bylo řečeno, metodu je vhodné používat až jako poslední možnost, kdy nezbývá žádná jiná metoda odhadu pohlaví. Výsledky této analýzy také mohou být úspěšné díky tomu, že jsem si vybrala k analýze pažní kost, čili kost, která velmi dobře odráží pohlavní dimorfismus, a také díky tomu, že jsem na pažní kosti zvolila velmi pohlavně dimorfní znaky. Ale v praxi si člověk nevybírání, musí počítat pouze s tím, co se dochovalo a je měřitelné. A ne vždy bude možné použít metodu na vysoce pohlavně dimorfní znaky a díky tomu nebude metoda dosahovat takové úspěšnosti jako ve výsledcích mé práce nebo i ve výsledcích práce původních autorů.

Autoři původní navrhované metody vůbec nediskutují použitelnost této či nějaké podobné metody na dětské kostry. Dětské kostry by podle mého názoru neměly být opomíjené, neboť nám dávají mnoho informací o zkoumané populaci. Avšak se domnívám, že tato není nejvhodnější pro použití na dětské kostry, neboť metoda využívá pohlavně dimorfních znaků na kostře, které ještě nemusejí být plně vyvinuty. Navíc jsou dětské kostry mnohem variabilnější než kostry dospělců. Například rozměr celková délka pažní kosti by byl velmi špatně srovnatelný, neboť právě délka pažní kosti (H1) se velmi mění v době růstu a každý jedinec roste individuálním tempem. Proto se domnívám, že by bylo vhodné tuto metodu používat pouze na soubory, které obsahují jen dospělé jedince. A pokud je nezbytné

odhadovat pohlaví z dětských koster, dát raději přednost morfoskopickým metodám.

Autoři původní originální metody uvádějí, že úspěšnost této metody se pohybuje mezi 88–100 % pro poměr pohlaví až 1,9:1 a mezi 90–100 % pro poměr pohlaví 1,5:1 (Albanese et al., 2005). To je celkem vysoká spolehlivost pro odhad pohlaví bez referenčního souboru. Pro srovnání můžeme ukázat výsledky metody primární a sekundární diagnózy odhadu pohlavní, která podle autorů dosahuje 95% spolehlivosti s chybou 2 % (Murail, Brůžek, Braga 1999). Morfoskopické metody vykazují poněkud nižší spolehlivost při použití pouze jednoho rozměru, např. samotný sulcus preauricularis dovoluje správný odhad pohlaví v 80 % všech případů, tvar incisura ischiadica major 70 % a arc composé 60 % (Ferembach et al. 1980). Dále můžeme uvést např. Phenicovu metodu odhadu pohlaví využívající 3 znaky na stydké kosti, jejíž spolehlivost je nestabilní a pohybuje se mezi 50–96 % (Brůžek 2002; McLaughlin end Bruce, 1990). Výsledky této metody Albanese et al. (2005) se zdají být velmi uspokojivé vzhledem k úspěšnosti dalších tradičních metod odhadu pohlaví, neboť výsledky dosahují úspěšnosti při velikosti souboru až 90 %, přestože v závislosti na poměru pohlaví má metoda výsledky horší a celková úspěšnost je kolem 88 %. Úspěšnost dalšího dílčího kritéria rozšířené metody Albanese et al. (2005) na základě velikosti pohlavního dimorfismu při změně průměrů měřených rozměrů dokazují výsledky s 93 % úspěšnosti u mužů a 96 % úspěšnosti u žen.

Albanese et al. (2005) poukazují na to, že přestože jsou použity geograficky specifické metody za použití identifikovaného forenzního souboru, nejsou tyto metody bezpodmínečně použitelné v archeologických souborech ze stejné lokality, ani v případě, že je prokázána biokulturní kontinuita mezi živou populací a archeologickým souborem (Albanese et al., 2005, Frutos, 2003). Navíc metody, které poskytují vysokou přesnost rozdělení, dokonce když jsou specifické pro jeden daný soubor, závisí na poměrně kompletních a velmi dobře zachovaných kosterních pozůstatcích.

Výhodou metody odhadu pohlaví podle Albenese et al. (2005) je možnost vybrat si kterýkoliv z pohlavně dimorfních znaků na kostře a pomocí toho znaku stanovit dělící bod a odhadnout pohlaví jedinců. Samozřejmě je nutné vybrat takový pohlavně dimorfní rozměr, který nejlépe vystihuje rozdíl mezi muži a ženami. Na základě výsledků kritéria pohlavního dimorfismu je patrné, že spolehlivost metody klesne, pokud si vybereme málo dimorfní rozměr. Nemyslím si, že by tato metoda měla nutně kompletně nahradit stávající metody odhadu pohlaví nebo být používána, když je možné se spolehnout na již prozkoumané a osvědčené metody. Nicméně se tato metoda odhadu pohlaví jeví jako vhodný doplněk k ostatním metodám a jako výborná a vysoce spolehlivá alternativa, která může být použita jak pro kompletně dochované jedince spolu s osvědčenými metodami odhadu pohlaví, tak i pro fragmentární a velmi málo zachovalé a smíšené pozůstatky nebo v případech, kdy není možné provést nejprve odhad z pánevní kosti.

Metoda také přináší pohled na pohlavní dimorfismus jako klíčový parametr k úspěšnosti nejen této, ale i všech dalších metod odhadu pohlaví, které jsou na pohlavním dimorfismu závislé. Práce byla z části zaměřena na ověření dosavadních úspěchů metody dle Albenese et al. (2005) a z části podává informace o úspěšnosti metody při různých mírách pohlavního dimorfismu. Míra pohlavního dimorfismu byla testována jak na základě změny průměrů měřených rozměrů, tak na základě změny směrodatné odchylky. Oba postupy ukazují, že čím větší je pohlavní dimorfismus, tím úspěšnější metoda je.

9 ZÁVĚR

Odhad pohlaví je jedna za základních antropologických metod, která spolu s odhadem věku slouží k lepšímu demografickému obrazu o minulých populacích (Bouquet-Appel and Masset 1996; Koningsberg and Frankenberg 1992, 1994, 2002; Murail, Bruzek, Braga 1999; Paine and Harpending 1996; Stojanowski et al. 2002; Walrath and Turner and Bruzek 2004). Odhad pohlaví je limitován možnostmi, které mohou poskytovat kosterní pozůstatky, především co se týče zachovalosti (Waldron 1987; Wolker 1988; Stojanowski 2002; Adams and Koningsberg 2004; Bruzek and Murail 2006).

Cílem práce bylo ověřit metodu odhadu pohlaví podle dělicího bodu, kterou navrhuje John Albanese et al. (2005). Metoda je použitelná na vysoce fragmentární, špatně zachovalé pozůstatky, dále smíšené pozůstatky, jakými jsou například kostnice. Dále je použitelná na různé pohlavně dimorfní znaky a není potřeba referenčního souboru o známém pohlaví pro srovnání. Výhodou této metody je, že pokud je poškozený nebo úplně chybějící nějaký důležitý znak na kosti, podle kterého se odhaduje pohlaví, můžeme si vybrat kterýkoliv jiný znak, který odráží pohlavní dimorfismus muže a ženy, a tento rozměr použít pro analýzu. Jedná se tedy o metodu, která je použitelná ve chvíli, kdy všechny ostatní metody selhaly, například kvůli špatné zachovalosti, kvůli poškozenému klíčovému znaku k odhadu pohlaví nebo kvůli tomu, že daná část kostry úplně chybí. Metoda využívá dělicího bodu, který je vypočítán jako průměr vybraného pohlavně dimorfního rozměru, který byl naměřen na celém souboru. Tento průměr je pak srovnán s jednotlivými naměřenými rozměry. Pokud je porovnávaný rozměr větší než hodnota dělicího bodu, jedince, kterému rozměr náleží, vyhodnotíme jako muže. Je-li porovnávaný rozměr menší než hodnota dělicího bodu, jedince, kterému daný rozměr náleží, vyhodnotíme jako ženu (Albanese et al., 2005).

Cílem práce bylo simulovat metody odhadu pohlaví podle dělicího bodu na základě stanovených kritérií, kterými byla velikost souboru, poměr pohlaví a míra pohlavního dimorfismu. V případě simulace metody na základě velikosti souboru a poměru pohlaví se potvrdily výsledky práce autorů původní metody. Metoda je velmi spolehlivá u souborů, které čítají minimálně 40 jedinců, přesně jak tvrdili i autoři původní metody. Nicméně od této velikosti souboru je úspěšnost více méně konstantní. Drobné výkyvy mohou být dány náhodou. Výsledky testování metody odhadu pohlaví na základě velikosti souboru vykazují 90% úspěšnost, a to jak při použití rozměru transversálního průměru hlavice pažní kosti, tak při použití rozměru obvodu kloubní hlavice pažní kosti.

Úspěšnost metody v případě simulace odhadu pohlaví na základě poměru pohlaví klesá se zvyšujícím se poměrem pohlaví. Největší úspěšnost byla zaznamenána při poměru pohlaví 1,1:1. Od poměru 1,4:1 úspěšnost klesá.

Dalším cílem práce bylo prohloubit dosavadní poznatky i fungování navržené metody. Původní metoda autorů byla rozšířena o další kritérium, kterým byla míra pohlavního dimorfismu, které se autoři vůbec nevěnovali. Výsledky ukazují, že čím větší je míra pohlavního dimorfismu, to znamená, čím větší jsou rozdíly mezi muži a ženami, tím spolehlivěji metoda funguje. Toto bylo testováno pomocí různých rozdílů v průměrech naměřených rozměrů a pomocí různých rozdílů směrodatných odchylek generovaných souborů. Oba dva postupy potvrdily naši hypotézu a to, že s rostoucí mírou pohlavního dimorfismu, roste úspěšnost metody. Výsledky pro odhad pohlaví na základě míry pohlavního dimorfismu při různých průměrech naměřených rozměrů dosahují 93% úspěšnosti. Pro nejběžnější míru pohlavního dimorfismu, která odpovídá koeficientu 1,15, byla úspěšnost 90 %. Korelační koeficient, který měří sílu přímé závislosti dvou proměnných, je 0,99, nabývá hodnoty těsně se blížící 1, to znamená, že závislost je rostoucí a velmi těsná. Dle indexu determinace je úspěšnost metody ovlivněna z 99 %. Výsledky pro odhad pohlaví na základě míry pohlavního dimorfismu při různých směrodatných odchylkách rozměrů

dosahují průměrné úspěšnosti 90 %. Se zvyšující se mírou pohlavního dimorfismu roste u žen úspěšnost metody, u mužů je to naopak, úspěšnost klesá. Korelační koeficient odpovídá hodnotě 0,78, nabývá tedy kladné hodnoty, to znamená, že závislost je rostoucí a těsná. Průměr je však ovlivněn mírou pohlavního dimorfismu pouze z 62 %. Regresní analýzou jsme zjistili, že hodnota P pro úspěšnost i míru pohlavního dimorfismu je v případě různých průměrů i různých směrodatných odchylek menší než 0,05, proto můžeme konstatovat, že výsledek je statisticky významný.

Nutno dodat, že metoda je velice vhodná pro smíšené pozůstatky, které můžeme najít například v kostnicích, a pro velmi špatně zachovalé kosterní pozůstatky, kdy klasické metody odhadu pohlaví nemohou být použity právě kvůli zachovalosti nebo v případě, kdy není zachována pánevní kost k primárnímu odhadu pohlaví. V tom vidím velkou výhodou metody odhadu pohlaví podle dělicího bodu tak, jak ji navrhuje John Albanese s kolegy, neboť ne vždy se antropolog ve své praxi setká s velmi dobře zachovalými pozůstatky. Tato metoda mu umožňuje zvolit si jakýkoliv pohlavně dimorfní znak, který použije k odhadu pohlaví.

Metoda navržená Albanesem et al. (2005) nemá za cíl podle mého názoru nahrazovat dosavadní metody odhadu pohlaví, ale pouze pomáhat ve chvíli, kdy klasické metody selhávají, právě například z důvodu chybějící klíčové části kostry k odhadu pohlaví nebo z důvodu toho, že daná část kostry je značně poškozena. Metodu bych určitě doporučovala vyzkoušet i na reálném souboru, ale pokud to bude možné, vždy v kombinaci s nějakou osvědčenou metodou odhadu pohlaví. Vzhledem k tomu, že původní výsledky metody dle Albanese et al. (2005) i výsledky této práce ukazují celkem vysokou spolehlivost úspěšnosti metody, tedy vždy v průměru kolem 90 % úspěšnosti, doporučila bych používat tuto metodu tak, jak navrhuje původní autoři, teda v případě smíšených pozůstatků typu kostnic, velmi špatně zachovalých koster či na kostrách bez zachovalé pánevní kosti.

10 PŘÍLOHY

Zde uvádím tabulky č. 7-16, které vyjadřují číselné vyjádření intervalu spolehlivosti pro jednotlivé velikosti souborů pro simulaci metody odhadu pohlaví na základě poměru pohlaví v souboru jedinců.

Tabulka č. 7. Číselné vyjádření intervalu spolehlivosti pro poměr 1:1,1

| n | Males | | | | Females | | | |
|-----|-------|------|------|------|---------|------|------|------|
| | mean | SD | L1 | L2 | mean | SD | L1 | L2 |
| 42 | 0,88 | 0,06 | 0,86 | 0,90 | 0,95 | 0,07 | 0,93 | 0,97 |
| 63 | 0,88 | 0,05 | 0,87 | 0,89 | 0,95 | 0,07 | 0,93 | 0,97 |
| 84 | 0,87 | 0,04 | 0,86 | 0,88 | 0,92 | 0,04 | 0,91 | 0,93 |
| 105 | 0,87 | 0,04 | 0,86 | 0,88 | 0,92 | 0,04 | 0,91 | 0,93 |
| 126 | 0,88 | 0,04 | 0,87 | 0,89 | 0,92 | 0,03 | 0,96 | 0,93 |
| 147 | 0,88 | 0,03 | 0,88 | 0,88 | 0,92 | 0,03 | 0,92 | 0,92 |
| 168 | 0,87 | 0,03 | 0,87 | 0,87 | 0,92 | 0,03 | 0,92 | 0,92 |
| 189 | 0,88 | 0,03 | 0,88 | 0,88 | 0,92 | 0,03 | 0,92 | 0,92 |

Tabulka č. 8. Číselné vyjádření intervalu spolehlivosti pro poměr 1:1,2

| n | Males | | | | Females | | | |
|-----|-------|------|------|------|---------|------|------|------|
| | mean | SD | L1 | L2 | mean | SD | L1 | L2 |
| 44 | 0,87 | 0,06 | 0,85 | 0,89 | 0,94 | 0,05 | 0,92 | 0,96 |
| 66 | 0,86 | 0,05 | 0,85 | 0,87 | 0,93 | 0,04 | 0,92 | 0,94 |
| 88 | 0,86 | 0,05 | 0,85 | 0,87 | 0,93 | 0,04 | 0,92 | 0,94 |
| 110 | 0,86 | 0,04 | 0,85 | 0,87 | 0,93 | 0,03 | 0,92 | 0,94 |
| 132 | 0,86 | 0,03 | 0,85 | 0,87 | 0,93 | 0,03 | 0,92 | 0,94 |
| 154 | 0,86 | 0,03 | 0,86 | 0,86 | 0,93 | 0,03 | 0,93 | 0,93 |
| 176 | 0,86 | 0,03 | 0,86 | 0,86 | 0,93 | 0,03 | 0,93 | 0,93 |
| 198 | 0,86 | 0,03 | 0,86 | 0,86 | 0,93 | 0,02 | 0,93 | 0,93 |
| 220 | 0,83 | 0,03 | 0,83 | 0,83 | 0,93 | 0,02 | 0,93 | 0,93 |

Tabulka č. 9. Číselné vyjádření intervalu spolehlivosti pro poměr 1:1,3

| n | Males | | | | Females | | | |
|-----|-------|------|------|------|---------|------|------|------|
| | mean | SD | L1 | L2 | mean | SD | L1 | L2 |
| 46 | 0,86 | 0,06 | 0,84 | 0,88 | 0,94 | 0,05 | 0,93 | 0,95 |
| 69 | 0,85 | 0,05 | 0,84 | 0,86 | 0,93 | 0,04 | 0,92 | 0,94 |
| 92 | 0,86 | 0,04 | 0,85 | 0,87 | 0,94 | 0,03 | 0,93 | 0,95 |
| 115 | 0,85 | 0,04 | 0,85 | 0,87 | 0,94 | 0,03 | 0,93 | 0,95 |
| 138 | 0,85 | 0,03 | 0,84 | 0,86 | 0,94 | 0,03 | 0,93 | 0,95 |
| 161 | 0,85 | 0,03 | 0,85 | 0,85 | 0,94 | 0,03 | 0,94 | 0,94 |
| 184 | 0,85 | 0,03 | 0,85 | 0,85 | 0,94 | 0,03 | 0,94 | 0,94 |
| 207 | 0,85 | 0,03 | 0,85 | 0,85 | 0,94 | 0,02 | 0,94 | 0,94 |
| 230 | 0,85 | 0,03 | 0,85 | 0,85 | 0,94 | 0,02 | 0,94 | 0,94 |

Tabulka č. 10. Číselné vyjádření intervalu spolehlivosti pro poměr 1:1,4

| n | Males | | | | Females | | | |
|-----|-------|------|------|------|---------|------|------|------|
| | mean | SD | L1 | L2 | mean | SD | L1 | L2 |
| 48 | 0,85 | 0,06 | 0,83 | 0,87 | 0,95 | 0,05 | 0,94 | 0,96 |
| 72 | 0,84 | 0,05 | 0,83 | 0,85 | 0,94 | 0,04 | 0,93 | 0,95 |
| 96 | 0,84 | 0,04 | 0,83 | 0,85 | 0,95 | 0,03 | 0,94 | 0,96 |
| 120 | 0,84 | 0,03 | 0,83 | 0,85 | 0,95 | 0,03 | 0,94 | 0,96 |
| 144 | 0,84 | 0,03 | 0,84 | 0,84 | 0,94 | 0,03 | 0,94 | 0,94 |
| 168 | 0,84 | 0,03 | 0,84 | 0,84 | 0,94 | 0,03 | 0,94 | 0,94 |
| 192 | 0,84 | 0,03 | 0,84 | 0,84 | 0,94 | 0,02 | 0,94 | 0,94 |
| 216 | 0,84 | 0,03 | 0,84 | 0,84 | 0,94 | 0,02 | 0,94 | 0,94 |
| 240 | 0,84 | 0,03 | 0,84 | 0,84 | 0,94 | 0,02 | 0,94 | 0,94 |

Tabulka č. 11. Číselné vyjádření intervalu spolehlivosti pro poměr 1:1,5

| n | Males | | | | Females | | | |
|-----|-------|------|------|------|---------|------|------|------|
| | mean | SD | L1 | L2 | mean | SD | L1 | L2 |
| 50 | 0,84 | 0,06 | 0,82 | 0,86 | 0,95 | 0,05 | 0,94 | 0,96 |
| 75 | 0,83 | 0,05 | 0,82 | 0,84 | 0,95 | 0,04 | 0,94 | 0,96 |
| 100 | 0,83 | 0,04 | 0,82 | 0,84 | 0,95 | 0,03 | 0,94 | 0,96 |
| 125 | 0,83 | 0,04 | 0,82 | 0,84 | 0,95 | 0,03 | 0,94 | 0,96 |
| 150 | 0,83 | 0,03 | 0,83 | 0,83 | 0,95 | 0,03 | 0,95 | 0,95 |
| 175 | 0,83 | 0,03 | 0,83 | 0,83 | 0,95 | 0,02 | 0,95 | 0,95 |
| 200 | 0,83 | 0,03 | 0,83 | 0,83 | 0,95 | 0,03 | 0,95 | 0,95 |
| 225 | 0,83 | 0,03 | 0,83 | 0,83 | 0,95 | 0,02 | 0,95 | 0,95 |
| 250 | 0,83 | 0,02 | 0,83 | 0,83 | 0,95 | 0,02 | 0,95 | 0,95 |

Tabulka č. 12. Číselné vyjádření intervalu spolehlivosti pro poměr 1:1,6

| n | Males | | | | Females | | | |
|-----|-------|------|------|------|---------|------|------|------|
| | mean | SD | L1 | L2 | mean | SD | L1 | L2 |
| 52 | 0,83 | 0,06 | 0,81 | 0,85 | 0,95 | 0,04 | 0,94 | 0,96 |
| 78 | 0,83 | 0,05 | 0,82 | 0,84 | 0,95 | 0,04 | 0,94 | 0,96 |
| 104 | 0,82 | 0,04 | 0,81 | 0,83 | 0,95 | 0,03 | 0,94 | 0,96 |
| 130 | 0,82 | 0,04 | 0,81 | 0,83 | 0,95 | 0,03 | 0,94 | 0,96 |
| 156 | 0,84 | 0,03 | 0,84 | 0,84 | 0,98 | 0,03 | 0,98 | 0,98 |
| 182 | 0,82 | 0,03 | 0,82 | 0,82 | 0,95 | 0,02 | 0,95 | 0,95 |
| 208 | 0,82 | 0,03 | 0,82 | 0,82 | 0,95 | 0,02 | 0,95 | 0,95 |
| 234 | 0,82 | 0,03 | 0,81 | 0,83 | 0,95 | 0,02 | 0,95 | 0,95 |
| 260 | 0,82 | 0,03 | 0,82 | 0,82 | 0,95 | 0,02 | 0,95 | 0,95 |

Tabulka č. 13. Číselné vyjádření intervalu spolehlivosti pro poměr 1:1,7

| n | Males | | | | Females | | | |
|-----|-------|------|------|------|---------|------|------|------|
| | mean | SD | L1 | L2 | mean | SD | L1 | L2 |
| 54 | 0,82 | 0,06 | 0,80 | 0,84 | 0,96 | 0,04 | 0,95 | 0,97 |
| 81 | 0,81 | 0,04 | 0,80 | 0,82 | 0,96 | 0,03 | 0,95 | 0,97 |
| 108 | 0,81 | 0,04 | 0,80 | 0,82 | 0,96 | 0,03 | 0,95 | 0,97 |
| 135 | 0,81 | 0,03 | 0,80 | 0,82 | 0,96 | 0,03 | 0,95 | 0,97 |
| 162 | 0,81 | 0,03 | 0,81 | 0,81 | 0,96 | 0,02 | 0,96 | 0,96 |
| 189 | 0,82 | 0,03 | 0,82 | 0,82 | 0,96 | 0,02 | 0,96 | 0,96 |
| 216 | 0,81 | 0,03 | 0,81 | 0,81 | 0,96 | 0,02 | 0,96 | 0,96 |
| 243 | 0,81 | 0,03 | 0,81 | 0,81 | 0,96 | 0,02 | 0,96 | 0,96 |
| 270 | 0,81 | 0,02 | 0,81 | 0,81 | 0,96 | 0,02 | 0,96 | 0,96 |

Tabulka č. 14. Číselné vyjádření intervalu spolehlivosti pro poměr 1:1,8

| n | Males | | | | Females | | | |
|-----|-------|------|------|------|---------|------|------|------|
| | mean | SD | L1 | L2 | mean | SD | L1 | L2 |
| 56 | 0,81 | 0,05 | 0,80 | 0,82 | 0,96 | 0,04 | 0,95 | 0,97 |
| 84 | 0,81 | 0,04 | 0,80 | 0,82 | 0,96 | 0,03 | 0,95 | 0,97 |
| 112 | 0,81 | 0,04 | 0,80 | 0,82 | 0,96 | 0,03 | 0,95 | 0,97 |
| 140 | 0,80 | 0,03 | 0,79 | 0,81 | 0,96 | 0,03 | 0,95 | 0,97 |
| 168 | 0,81 | 0,03 | 0,81 | 0,81 | 0,96 | 0,02 | 0,96 | 0,96 |
| 196 | 0,80 | 0,03 | 0,80 | 0,80 | 0,96 | 0,02 | 0,96 | 0,96 |
| 224 | 0,80 | 0,03 | 0,80 | 0,80 | 0,96 | 0,02 | 0,96 | 0,96 |
| 252 | 0,80 | 0,03 | 0,80 | 0,80 | 0,96 | 0,02 | 0,96 | 0,96 |
| 280 | 0,80 | 0,02 | 0,80 | 0,80 | 0,96 | 0,02 | 0,96 | 0,96 |

Tabulka č. 15. Číselné vyjádření intervalu spolehlivosti pro poměr 1:1,9

| n | Males | | | | Females | | | |
|-----|-------|------|------|------|---------|------|------|------|
| | mean | SD | L1 | L2 | mean | SD | L1 | L2 |
| 58 | 0,80 | 0,05 | 0,79 | 0,81 | 0,96 | 0,04 | 0,95 | 0,97 |
| 87 | 0,80 | 0,04 | 0,79 | 0,81 | 0,96 | 0,03 | 0,95 | 0,97 |
| 116 | 0,80 | 0,04 | 0,79 | 0,81 | 0,96 | 0,03 | 0,95 | 0,97 |
| 145 | 0,80 | 0,03 | 0,80 | 0,80 | 0,96 | 0,03 | 0,96 | 0,96 |
| 174 | 0,80 | 0,03 | 0,80 | 0,80 | 0,96 | 0,02 | 0,96 | 0,96 |
| 203 | 0,80 | 0,03 | 0,80 | 0,80 | 0,96 | 0,02 | 0,96 | 0,96 |
| 232 | 0,80 | 0,03 | 0,80 | 0,80 | 0,96 | 0,02 | 0,96 | 0,96 |
| 261 | 0,80 | 0,03 | 0,80 | 0,80 | 0,96 | 0,02 | 0,96 | 0,96 |
| 290 | 0,80 | 0,02 | 0,80 | 0,80 | 0,96 | 0,02 | 0,96 | 0,96 |

Tabulka č. 16. Číselné vyjádření intervalu spolehlivosti pro poměr 1:2

| n | Males | | | | Females | | | |
|-----|-------|-------|------|------|---------|------|------|------|
| | mean | SD | L1 | L2 | mean | SD | L1 | L2 |
| 60 | 0,79 | 0,05 | 0,78 | 0,80 | 0,97 | 0,04 | 0,96 | 0,98 |
| 75 | 0,79 | 0,05 | 0,78 | 0,80 | 0,96 | 0,04 | 0,96 | 0,98 |
| 90 | 0,82 | 0,04 | 0,81 | 0,83 | 0,97 | 0,03 | 0,96 | 0,98 |
| 105 | 0,79 | 0,04 | 0,78 | 0,80 | 0,97 | 0,03 | 0,96 | 0,98 |
| 120 | 0,79 | 0,04 | 0,78 | 0,80 | 0,97 | 0,03 | 0,96 | 0,98 |
| 135 | 0,79 | 0,03 | 0,78 | 0,80 | 0,97 | 0,03 | 0,96 | 0,98 |
| 150 | 0,79 | 0,03 | 0,79 | 0,79 | 0,97 | 0,03 | 0,97 | 0,97 |
| 165 | 0,79 | 0,03 | 0,79 | 0,79 | 0,97 | 0,02 | 0,97 | 0,97 |
| 180 | 0,79 | 0,03 | 0,79 | 0,79 | 0,97 | 0,02 | 0,97 | 0,97 |
| 195 | 0,79 | 0,030 | 0,79 | 0,79 | 0,97 | 0,02 | 0,97 | 0,97 |
| 210 | 0,79 | 0,03 | 0,79 | 0,79 | 0,97 | 0,02 | 0,97 | 0,97 |
| 225 | 0,84 | 0,03 | 0,79 | 0,79 | 0,97 | 0,02 | 0,97 | 0,97 |
| 240 | 0,79 | 0,02 | 0,79 | 0,79 | 0,97 | 0,02 | 0,97 | 0,97 |
| 255 | 0,79 | 0,03 | 0,79 | 0,79 | 0,97 | 0,02 | 0,97 | 0,97 |
| 270 | 0,79 | 0,02 | 0,79 | 0,79 | 0,97 | 0,02 | 0,97 | 0,97 |
| 285 | 0,79 | 0,02 | 0,79 | 0,79 | 0,97 | 0,02 | 0,97 | 0,97 |
| 300 | 0,79 | 0,02 | 0,79 | 0,79 | 0,97 | 0,02 | 0,97 | 0,97 |

Tabulka č. 20. Číselné vyjádření intervalu spolehlivosti pro různé velikosti pohlavního dimorfismu (podle průměrů rozměrů)

| Míra (průměr) | Muži | | | | Ženy | | | |
|------------------|--------|------|------|------|--------|------|------|------|
| | Průměr | SD | L1 | L2 | Průměr | SD | L1 | L2 |
| 1,12 | 0,84 | 0,04 | 0,83 | 0,85 | 0,86 | 0,04 | 0,85 | 0,87 |
| 1,13 | 0,86 | 0,05 | 0,84 | 0,88 | 0,88 | 0,04 | 0,87 | 0,89 |
| 1,14 | 0,87 | 0,04 | 0,86 | 0,88 | 0,89 | 0,04 | 0,88 | 0,90 |
| 1,15 | 0,89 | 0,04 | 0,88 | 0,90 | 0,91 | 0,04 | 0,90 | 0,92 |
| 1,16 | 0,90 | 0,04 | 0,89 | 0,91 | 0,92 | 0,04 | 0,91 | 0,93 |
| 1,17 | 0,92 | 0,04 | 0,91 | 0,93 | 0,93 | 0,03 | 0,92 | 0,94 |
| 1,18 | 0,93 | 0,04 | 0,92 | 0,94 | 0,94 | 0,03 | 0,93 | 0,95 |

Tabulka č. 21. Číselné vyjádření intervalů spolehlivosti pro různé velikosti pohlavního dimorfismu (podle směrodatné odchylky)

| Míra (SD) | Muži | | | | Ženy | | | |
|--------------|--------|------|------|------|--------|------|------|------|
| | Průměr | SD | L1 | L2 | Průměr | SD | L1 | L2 |
| 0,8 | 0,92 | 0,04 | 0,91 | 0,93 | 0,87 | 0,04 | 0,86 | 0,88 |
| 0,9 | 0,91 | 0,04 | 0,90 | 0,92 | 0,88 | 0,04 | 0,87 | 0,89 |
| 1,0 | 0,89 | 0,04 | 0,88 | 0,90 | 0,89 | 0,04 | 0,88 | 0,90 |
| 1,1 | 0,88 | 0,04 | 0,87 | 0,89 | 0,91 | 0,04 | 0,90 | 0,92 |
| 1,2 | 0,87 | 0,04 | 0,86 | 0,88 | 0,91 | 0,04 | 0,90 | 0,92 |
| 1,3 | 0,86 | 0,04 | 0,85 | 0,87 | 0,92 | 0,04 | 0,91 | 0,93 |
| 1,4 | 0,86 | 0,05 | 0,84 | 0,88 | 0,93 | 0,04 | 0,92 | 0,94 |

11 SEZNAM POUŽITÉ LITERATURY A PRAMENŮ

Afifi, AA, Clark, V. 1990. Computer-aided multivariate analysis. New York: Van Nostrand Reinhold.

Akman, SD, Karakas, P, Bozkir MG. (2006). The Morphometric Measurements of Humerus Segments. Turk J Med Sci 36: 81-85.

Albanese, J. (2003). A Metric Method for Sex Determination Using the Hipbone and Femur. The Journal of Forensic Sciences 48:263-273.

Albanese, J, Cardoso, HFV, Saunders, SROV. (2005). Universal methodology for developing univariate sample-specific sex determination methods: an example using the epicondylar breadth of the humerus. J Arch Sci 32:143-152.

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.

Asala, SA. (2002). The efficiency of the demarking point of the femoral head as a sex determining parameter. Forensic Sci Int 127, Issue 1: 114-118.

Ascádi, G, Nemeskéri, J. (1970). History of Human Life Span and Mortality. Budapest: Akademiai Kiadó.

Berrizbeitia, EL. (1989). Sex determination with the head of radius. J Forensic Sci 34(5): 1206-1213.

Black, TK. (1978): A New Method for Assessing the Sex of Fragmentary Skeletal Remains: Femoral Shaft Circumference. In: Am J Phys Anthropol 48: 227 - 232.

Bräuer, G. (1988). Osteometrie in anthropologie. In: Knussmann R, editor. Anthropologie. Handbuch der vergleichenden Biologie der Menschen.

Band I. Wesen und Methoden der Anthropologie. Stuttgart, Jena, New York: Gustav Fischer Verlag.

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

Brůžek, J, Likovský, J, Černý, V. (2002). Současné metody biologické antropologie a jejich využití při hodnocení kostry přisuzované českému knížeti Spytihněvovi I. *Archeologické rozhledy* LIV:439-456.

Brůžek, J, Murail, P. (2006). Methodology and reliability of sex determination from the skeleton. In: Schmitt A, Cunha E, Pinheiro J, editors. *Forensic anthropology and medicine: complementary sciences from recovery to cause of death*. Totowa, N.J.: Humana Press, s. 225-242.

Celbis, O, Agritmis, H. (2006). Estimation of stature and determination of sex from radial and ulnar bone lengths in a Turkish corpse sample. *For Sci Int* 158: 135-139.

Cohen, J. (1992). Statistical power analysis. *Current Directions in Psychological Science* 1 (3): 98-101.

Čihák, R. (2001). *Anatomie 1*. Druhé upravené a doplněné vydání. Praha, s. 222.

Černý, M. (1971): Určování pohlaví podle postkraniálního skeletu. In: Vlček, E. (ed): *Symposium o určování stáří a pohlaví jedince na základě studia kostry*. Národní muzeum v Praze, s. 46 - 62.

Černý, M, Komenda, S. (1980): Sexual diagnosis by the measurement of humerus and femur. In: *Sborník prací Ped F UP Olomouc - Biologie* 2, s. 147 -167.

Desai, SD, Shaik, HS. (2012). A morphometric study of humerus segments. *Journal of Pharmaceutical Sciences and Research* 4 (10): 1943-1945.

Dittrick, J, Suchey, JM. (1986). Sex Determination of Prehistoric Central California Skeletal Remains Using Discriminant Analysis of the Femur and Humerus. *Am J Phys Anthropol* 70:3-9.

Dobisíková, M. (1999a): Určování pohlaví. In: Stloukal, Milan et al., *Antropologie: Příručka pro studium kostry*. Praha: Národní muzeum, s. 168-234.

Ferembach, D, Schwidetzky, I, Stloukal, M (1980). Recommendations for age and sex diagnoses od skeleton. *J Hum Evol* 9:517-549.

Fingerová, M. (2007). Sexuální dimorfismus člověka. Diplomová práce. Přírodovědecká fakulta Masarykovy Univerzity Ústav antropologie.

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

Frutos, LR. (2003). Brief communication: sex determination accuracy of the minimum supero-inferior femoral neck diameter in a contemporary rural Guatemalan population. *Am J Phys Anthropol* 122:123-126.

Frutos, LR. (2005). Metric determination of sex from the humerus in a Guatemalan forensic sample. *Forensic Science International* 147 : 153–157.

Gapert, R, Black, S, Last, J. (2009). Sex determination from the occipital condyle: Discriminant function analysis in an eighteenth and nineteenth century british sample. *Am J Phys Anthropol* 138(4): 384-394.

Garcia, S. (2012). Is the circumference at the nutrient foramen of the Tibia of value to sex determination on human osteological collections? Testing a new method. *International Journal of Osteoarchaeology* 22: 361-365.

Gonçalves, D, Campanacho, V, Cardoso, HF. (2011). Reliability of the lateral angle of the internal auditory canal for sex determination of subadult skeletal remains. *J Forensic Leg Med* 18(3): 121-124.

Gunn, MC, McWilliams, KR. (1980). A method for estimating sex of the human skeleton from the volume of the patella, talus, or calcaneus. *HOMO* 31:189–198.

Holland, TD. (1991). Sex assessment using the proximal tibia. *Am J Phys Anthropol* 85: 221-227.

Holman, DJ, Bennet, KA. (1991). Determination of sex from arm bone measurements. *Am J Phys Anthropol* 84:421-426.

Charisi, D, Eliopoulos, C, Vanna, V, Koiliias, CG, Manolis, SK. (2011). Sexual dimorphism of the arm bones in a modern greek population. *J Forensic Sci* 56(1): 10-18.

Introna, F, DiVella, G, Campobasso, CP. (1998). Sex determination by discriminant analysis of patella measurements. *Forensic Science International* 95, Issue 1: 39-45.

Íscan, MY, Loth, SR, King, CA, Shihai, D, Yoshino, M. (1998). Sexual dimorphism in the humerus: A comparative analysis of Chinese, Japanese and Thais. *Forensic Science International* 98:17–29.

Kemkes-Grottenthaler, A. (2005). Sex determination by discriminant analysis: an evaluation of the reliability of patella measurements. *Forensic Science International* 147, Issue 2: 129-133.

Khanpetch, P, Prasitwattanseree, S, Case, DT, Mahakkanukrauh, P. (2012). Determination of sex from the metacarpals in a Thai population. *Forensic Sci Int* 217(1-3): 229.e1-8.

Knussmann, R. (1988): *Antropologie: Handbuch der vergleichenden Biologie des Menschen* (4. Auflage des Lehrbuchs der Antropologie begründet von Rudolf Martin), Band I. Jena, New York, Stuttgart: Gustav Fischer.

Kranioti, EF, Michalodimitrakis, M. (2009). Sexual dimorphism of the humerus in contemporary cretans - A population-specific study and a review of the literature. *Journal of Forensic Sciences* 54: 996-1000.

Loth, SR, Henneberg, M. (1996). Mandibular Ramus Flexure: A New Morphologic Indicator of Sexual Dimorphism in the Human Skeleton. *Am J Phys Anthropol* 99: 473-485.

Maat, GJR, Mastwijk, RW, Van der Velde, EA. (1997). On the reliability of non-metrical morphological sex determination of the skull compared with that of the pelvis in the low countries. *International Journal of osteoarchaeology* 7:575-580.

Mahfouz, M, Badawi, A, Merkl, B, Abdel EE (2007). Patella sex determination by 3D statistical shape models and nonlinear classifiers. *Forensic Science International* 173, Issue 2: 161-170.

Martin, R, Saller, K. (1956). *Lehrbuch der Anthropologie in systematischer Darstellung*. Stuttgart - Jena: Gustav Fischer Verlag.

Macaluso, PJ Jr. (2010). Sex determination from the acetabulum: Test of a possible non-population-specific discriminant function equation. *J Forensic Leg Med* 17(6): 348-351.

MacLaughlin SM, Bruce MF. (1990). The accuracy of sex identification in European skeletal remains using the Phenice characters. *J Forensic Sci* 35:1384–1392.

Milner, GR, Boldsen, JL. (2012). Humeral and femoral head diameters in recent white american skeletons. *Journal of Forensic Sciences* 57: 35-40.

Papaioannou, VA, Kranioti, EF, Joveneaux, P, Nathena, D, Michalodimitrakis, M. (2012). Sexual dimorphism of the scapula and the clavicle in a contemporary Greek population: applications in forensic identification. *Forensic Sci Int*: 217 (1-3): 231: 1-7.

Plavcan, JM. (2001). Sexual Dimorphism in Primate Evolution. *Yearbook of Physical Anthropology* 44: 25–53.

Prášilová, M, Zeipelt, R. (1999). *Cvičení ze statistiky I*. Praha. Credit.

Prášilová, M, Zeipelt, R. (2001). *Cvičení ze statistiky II*. Praha. Credit.

Robinson, MS, Bidmos, MA. (2009). The skull and humerus in the determination of sex: Reliability of diskriminant function equations. *Forensic Science International* 186: 86.e1–86.e5.

Rogers, TL. (2009). Sex Determination of Adolescent Skeletons Using the Distal Humerus. *Am J Phys Anthropol* 140: 143–148.

Spradley, MK, Jantz, RL. (2011). Sex Estimation in Forensic Anthropology: Skull Versus Postcranial Elements. *Journal of Forensic Sciences* 56, Issue 2: 289–296.

Steyn, M, Íscan, MY. (1997). Sex determination from the femur and tibia in South African whites. *Forensic Sci Int* 90 (1-2): 111-119.

Steyn, M, Íscan, MY. (1999). Osteometric variation in the humerus: sexual dimorphism in South Africans. *Forensic Science International* 106: 77–85.

Stloukal, M. (1991). *Antropologie: Příručka pro studium kostry*. Praha: Národní muzeum.

Thieme, FP, Schull WJ. (1957). Sex determination from the skeleton. *Human Biol* 20: 242-273.

Vance, VL, Steyn, M, L'Abbé, EN. (2011). Nonmetric sex determination from the distal and posterior humerus in black and white South Africans. *Journal of Forensic Sciences* 56 (3): 710-714.

van Vark, GN. (1971). Eine Methode zur Geschlechtsbestimmung prähistorischer Individuen auf Grund von Skeletüberresten. *Homo* 22: 76-83.

van Vark, GN, van der Sman, PGM. (1982). New discrimination and classification techniques in anthropological practise. *Z. Morph. Anthropol.*73: 21-36.

van Vark, GN, Amesz-Voorhoeve, WHM, Cuijpers, AGFM. (1996). Sex-diagnosis of human cremated skeletal material by means of mathematical-statistical and data-analytical methods. *HOMO* 47: 305-338.

Velemínský, P, Dobisíková, M. (2000). Projevy nespecifické zátěže na kostrách našich předků. *Archeologické rozhledy LII*: 483-506.

Walkenbach, J. (2004). *Excel 2003 power programming with VBA*. Indianapolis, IN: Wiley Pub.

Walrath, DE, Turner, P, Brůžek, J. (2004). Reability Test of the Visual Assessments of Cranial Traits for Sex Determination. *Am J Phys Anthropol* 125: 132-137.

White, TD, Folkens, PA. (2000). *Human Osteology*. San Diego: Academic Press.

White, TD, Folkens, PA. (2005). *The Human Bone Manual*. Academic Press.

Zar, JH. (1999). *Biostatistical analysis*. Upper Saddle River, N.J.: Prentice Hall.

Elektronické zdroje:

Drápela, K. (2007). Statistické metody. Návod k použití statistických programů. In: www.mendelu.cz. [online]. 4.7.2007 [cit 20.7.2013]. Dostupné z: http://user.mendelu.cz/drapela/Statisticke_metody/Navody_k_pouziti_statistickyh_programu/Excel/.

12 RESUMÉ

Sex determination is a basic anthropological method through which we can reconstruct demography of past populations and take into account other demographic indicators, which are dependent on an estimate of sex. Together with an estimate of age is one of the fundamental questions of anthropologists. Estimation of sex and its accuracy is limited to skeletal remains and preservation. A morphometric and morphological methods are used for sex estimation. They have an advantages and disadvantages. In both cases depend on the preservation of skeletal material.

John Albanese et al. presented in 2005 a new methodology for developing sample-specific metric sex determination methods using unidentified individuals (Albanese et al., 2005). John Albanese et al. (2005) propose a universal sex determination method, published by the example using the epicondylar breadth of the humerus. A sectioning point is defined as the total average measured dimensions collected from a set of unknown individuals. If size is greater than the sectioning point, then the individual is classified as a man, if size is less than the sectioning point, then the individual is classified as a woman. The method is applicable to highly fragmentary, poorly preserved remains, the remains of a mixed type of ossuaries. This method is applicable to a variety of sexually dimorphic characters, such as long bone length, diameter and midshaft of long bones, width of epicondyle of long bones and other sexually dimorphic features of the skeleton. The method is universal and can be applied to an unidentified individual according to authors. There is no need to have a reference file. This method is specific for a file. It was developed from a sample of individuals of unknown sex and does not require a large group of relatively complete individuals whose sex must be determined using morphological methods, nor does it require a reference set of known sex.

It is assumed that the sample should number about 40 individuals or more and that one sex does not outnumber the other at ratio of greater than about 1,5:1.

I focus to simulate the success of the sex determination method according to sectioning point, as proposed by John Albanese and colleagues. The method is based on criteria like degree of sexual dimorphism, sex ratio and a size of the file. The aim is to confirm or refute the results of this method, which assumes that the file must count at least 40 individuals. The aim of the thesis is to determine how the method works for small files, which consist of fewer than 40 individuals.

The second aim is to improve the information that we gave from results of proposed method. The results of the proposed method says that the method is very successful, if the sex ratio in the population is less than 1.5:1. The aim therefore is to find work as a reliable method of sex ratios in the other.

The third aim is to extend the original method. The authors did not reflex a degree of sexual dimorphism, although the degree of sexual dimorphism is a key parameter in the success of this method. The aim is to determine how sexual dimorphism affects the success of the method.

I confirmed the results of the authors. Sample sizes must number 40 individuals or more. If number of individuals in sample is less than 40 individuals, then the success of method is not good. The success decreases with increasing sex ratio. The greatest success was observed at a ratio of 1:1,1. This corresponds to 90% success of method. It was confirmed that if we have high degree of sexual dimorphism, then the method will achieve greater success.