

UNIVERZITA KARLOVA
PŘÍRODOVĚDECKÁ FAKULTA
KATEDRA ANTROPOLOGIE A GENETIKY ČLOVĚKA



DIPLOMOVÁ PRÁCE

**Limity v odhadu pohlaví podle kostry vyplývající z populační
specificity klasifikačních funkcí – příklad pohlavního
dimorfizmu lidské tibie**

**Limits in the sex estimation human skeletons resulting
from the population specificity of classification functions
– an example of sexual dimorphism of tibia**

Bc. Anežka Kotěrová

Školitel diplomové práce: Doc. RNDr. Jaroslav Brůžek, Ph.D.
Konzultant diplomové práce: RNDr. Jana Velemínská, Ph.D.

PRAHA 2015

Prohlášení

Prohlašuji, že jsem závěrečnou práci zpracovala samostatně a že jsem uvedla všechny použité informační zdroje a literaturu. Tato práce ani její podstatná část nebyla předložena k získání jiného nebo stejného akademického titulu.

V Praze dne 30. 4. 2015

.....

Poděkování

Ráda bych poděkovala především svému školiteli Doc. RNDr. Jaroslavu Brůžkovi, Ph.D. za trpělivost, cenné rady a připomínky. Dále své konzultantce RNDr. Janě Velemínské, Ph.D. za podnětné připomínky, Mgr. Jánů Dupejovi za obětavou technickou pomoc a statistické zpracování a v neposlední řadě velice děkuji Mgr. Haně Brzobohaté Ph.D. za poskytnutí materiálu. Konečně také své rodině a blízkým za nekonečnou podporu během celého studia.

Obsah

Abstrakt.....	6
Abstract.....	7
Seznam zkratk a vysvětlení pojmů	8
1. Úvod.....	9
2. Metody biologické antropologie a lékařské zobrazovací metody	10
2.1. Nástroje klasifikace v odhadu pohlaví podle kostry	11
2.2. 3D zobrazovací metody v antropologii.....	13
3. Anatomie kosti holenní (<i>Tibia</i>) a forenzní využití	14
3.1. Osifikace a růst tibie	17
4. Odhad pohlaví a forenzní antropologie.....	18
4.1. Pohlavní dimorfismus	19
4.1.1. Pohlavní dimorfismus člověka	20
4.2. Odhad pohlaví na lidské kostře a populační specificita.....	21
4.2.1. Odhad pohlaví podle pánve a lebky	23
4.2.2. Odhad pohlaví pomocí dlouhých kostí.....	26
4.2.3. Odhad pohlaví pomocí holenní kosti.....	27
5. Variabilita tibie a její příčiny	33
5.1. Sekulární trend	36
5.1.1. Vliv sekulárního trendu na skelet	37
6. Cíle a hypotézy	39
7. Materiál z 21. století	40
8. Metody	41
8.1. Výběr metrických rozměrů a jeho kritéria	41
8.2. Vybrané rozměry a jejich definice	42
8.3. Výběr již publikovaných diskriminačních funkcí tibie.....	47
8.4. Diskriminační funkce pro tibii v evropských, afrických, amerických a asijských populacích.....	47
8.5. Výběr rozměrů pro návrh vlastních DF v recentní české populaci.....	49
8.6. Statistické zpracování dat	50
8.6.1. Základní statistické charakteristiky	50

8.6.2. Pohlavní dimorfismus v českém vzorku a jeho porovnání s ostatními soubory	50
9. Výsledky	51
9.1. Intraobservační chyba a její stanovení	51
9.2. Pohlavní dimorfismus tibie v recentní české populaci	52
9.3. Pohlavní dimorfismus tibie mezi populacemi.....	55
9.4. Spolehlivost určení pohlaví vybranými diskriminačními rovnicemi.....	55
9.4.1. Určení pohlaví podle DF publikovaných Brůžkem (1995)	56
9.4.2. Určení pohlaví podle DF publikovaných Kranjoti a Apostolem (2015)	60
9.4.3. Určení pohlaví podle DF publikovaných Işcanem a Miller-Shaivitzem (1984b)	65
9.4.4. Určení pohlaví podle DF publikovaných Steynem a Işcanem (1997).....	67
9.4.5. Určení pohlaví podle DF publikovaných Işcanem et al. (1994).....	69
9.5. Výpočet navržených DF pro recentní českou populaci.....	72
10. Diskuze.....	73
11. Závěr.....	83
12. Přehled použité literatury.....	85
13. Seznam příloh	97

Abstrakt

Pro odhad pohlaví neznámých kosterních pozůstatků navrhuje forenzní antropologie klasifikační techniky, kterými jsou populačně specifické diskriminační či jiné funkce. Toho jsou si jejich autoři většinou vědomi. Ačkoli jsou tyto metody většinou navrženy v populacích, které žily převážně koncem 19. a v průběhu 20. století, přesto bývají považovány za platné v recentních populacích. O jejich praktickém použití v dnešní forenzní praxi rozhoduje neznámá míra spolehlivosti či špatné klasifikace. Kladli jsme si otázku, jaké je skutečné riziko chyb, bude-li přehlížena populační specifická diskriminačních funkcí rozměrů tibie. Cílem práce je podat důkaz o nevhodnosti užívání metod, které jsou ovlivněné populační specificitou a sekulárním trendem. V souboru 30 mužských a 26 ženských CT snímků dospělých jedinců současné české populace jsme na segmenovaných modelech programem Morphome3cs změřili 10 rozměrů, tradičně užívaných k odhadu pohlaví podle tibie. Navíc jsme na tomto souboru navrhli dvě vlastní diskriminační funkce, DF1 s úspěšností odhadu 85,7 % a DF2 s 82,1 %.

Pro účely stanovení chyby při nerespektování populační specificity jsme vybrali publikované klasifikační funkce tibie pro populaci euroamerickou (Işcan a Miller-Shaivitz, 1984b), japonskou (Işcan et al., 1994), portugalskou (Brůžek, 1995), jihoafrickou (Steyn a Işcan, 1997) a pro populace jihoevropské (Kranioti a Apostol, 2014). Tyto funkce jsme aplikovali na rozměry dnešní české populace. Ze srovnání úspěšnosti klasifikace v originálním a spolehlivosti v testovaném vzorku je patrné, že jsou ženy české populace, až na jednu výjimku (DF6 se spolehlivostí odhadu 88,5 %), výrazně nadhodnocovány a diskriminační funkce je většinou určily jako muže (spolehlivost odhadu pohlaví 0–53,9 %). Z výsledku studie vyplývá, že diskriminační funkce tibie, navržené v souborech koster geograficky i časově odlišných populací, jsou pro současnou forenzní praxi nepoužitelné. Hlavním důvodem snížení spolehlivosti klasifikace je nejspíše silný vliv sekulárního trendu včetně vysoké variability celkové velikosti těla.

Klíčová slova:

forenzní antropologie, odhad pohlaví, *tibia*, populační specifická, diskriminační funkční analýza, sekulární trend

Abstract

Forensic anthropology has developed classification techniques for sex estimation of unknown skeletal remains, namely population-specific discriminant functions or other functions. What are their authors usually aware of. These methods were designed for populations that lived mostly in the late 19th and 20th century but they are presented as valid in recent populations. Their level of reliability or misclassification is important for practical use in today's forensic practice, however it is unknown. We addressed the question what the likelihood of errors would be if population specificity of discriminant functions of the *tibia* were disregarded. The purpose of this diploma thesis is to give an evidence about the inappropriateness of using population specific methods and methods affected by secular trend. We measured 10 variables traditionally used for sex assessment of the *tibia* based on a sample of segmented models of 30 male and 26 female CT images from recent adult Czech population. In addition we created two own discriminant function for Czech population, accuracy of DF1 is 85.7 % and accuracy of DF2 is 82.1 %.

To estimate the error rates ignoring population specificity, we selected a published classification function of *tibia* for the European American population (Işcan and Miller-Shaivitz, 1984b), the Japanese population (Işcan et al., 1994), the Portuguese population (Brůžek, 1995), South African population (Steyn and Işcan, 1997) and south European populations (Kranioti and Apostol, 2014). These functions were applied to the dimensions of recent Czech population. Comparing the classification success of the original and our sample shows that females from Czech population are significantly overestimated (reliability 0–53.9 %) and that they were mostly misclassified as a male. There is only one exception (DF6 88.5 %). Our results indicate that the discriminant functions of the *tibia*, developed for skeletal series representing geographically and chronologically diverse populations, are not applicable in current forensic investigations. The decrease in success rate is most probably caused by secular trend including high overall body size variability.

Keywords:

Forensic anthropology, sex determination, *tibia*, population specificity, discriminant function analysis, secular trend

Seznam zkratk a vysvětlení pojmů

ANN	artificiální neurální síť (z anglického „artificial neural network“)
BMI	index tělesné hmotnosti (z anglického „body mass index“)
CT	počítačová tomografie (z anglického „computed tomography“)
CRL	temenokostrční délka zárodka (z anglického „crown-rump length“)
DFA	diskriminační funkční analýza (z anglického „discriminant function analysis“)
DNA	deoxyribonukleová kyselina (z anglického „deoxyribonucleic acid“)
GM	geometrická morfometrie (z anglického „geometric morphometry“)
ISD	index pohlavního dimorfismu (z anglického „index of sexual dimorphism“)
LR	logistická regrese (z anglického „logistic regression“)
MRI	magnetická rezonance (z anglického „magnetic resonance imaging“)
N (n)	počet jedinců
RTG	rentgenové záření
SD	směrodatná odchylka (z anglického „standard deviation“)
SVM	jeden z klasifikačních algoritmů (z anglického „support vector machines“)
2D	dvourozměrné
3D	trojrozměrné
Oblast překrývání	pásma variability, kde leží stejné hodnoty mužských i ženských jedinců (Dobisíková, 1999)
Úspěšnost	procento správné klasifikace pohlaví ve vzorku, na kterém byla metoda zpracována, v anglické literatuře „accuracy“ (Bruzek a Murail, 2006; Chapman et al., 2014)
Spolehlivost	procento správného odhadu pohlaví u testované populace, z anglického „reliability“ (Bruzek a Murail, 2006; Dobisíková a Eliášová, 2012; Santos et al., 2014)

1. Úvod

Odhad pohlaví je jeden z primárních a nejdůležitějších úkonů ve forenzní praxi (Bidmos et al., 2010; Özer et al., 2014). Je součástí biologického profilu, společně s odhadem věku, výšky postavy a původu (Cattaneo, 2007; Spradley et al., 2008). Největší míru pohlavního dimorfismu vykazuje pánevní kost, která je pro odhad pohlaví přednostně využívána. Pokud ji z různých důvodů nemáme k dispozici, tradičně se jako druhá nejpoužívanější část skeletu využívá lebka (Rösing et al., 2007; Cabo et al., 2012; Özer et al., 2014), ačkoli existuje studie, která její upřednostňování zpochybňuje (Spradley a Jantz, 2011). Úkolem antropologa je ovšem odhadnout pohlaví bez ohledu na okolní podmínky, a pokud např. vlivem environmentálních faktorů, aktivity zvířat, či v důsledku hromadného neštěstí nezůstane nic než fragmentární skelety, je nutné umět se vypořádat i s tím (Işcan, 2001; Kranjčič et al., 2009b). V těchto případech je výhodou, že i dlouhé kosti skeletu vykazují značnou míru pohlavního dimorfismu a lze je pro odhad pohlaví využít (Işcan a Steyn, 2013). Především jsou to pak ty robustní, jako je *femur* či *tibia*, které se z tohoto důvodu zachovávají i mnohem častěji (Kranjčič a Apostol, 2015).

Jelikož dlouhé kosti mužů a žen nelze rozlišit podle morfologických znaků, využívají se proto i metrické metody. V literatuře je jednoznačně nejpoužívanějším klasifikačním nástrojem diskriminační funkční analýza (DFA) např. Işcan (2005), Işcan a Steyn (2013), Özer et al. (2014). Tato metoda má mnohé výhody, ale i limity. Jedním z nich je, pokud se jedná o mimopánevní diskriminační funkce, jejich populační specifickou (Brůžek, 1995). Metody navržené v jedné populaci nelze použít pro populaci zcela geograficky odlišnou. Uvádí tak valná většina autorů, která publikuje klasifikační nástroje, ale v literatuře nenalzáme téměř žádné praktické důkazy, že tomu tak skutečně je. Až na vzácné výjimky nenalzáme ani reference, zda se tyto metody vůbec používají. Z rešerše této práce, vyplývá, že ze všech autorů navrhujiících diskriminační funkce, byla testována jen jedna dvojice (Steyn a Işcan, 1997) a to Robinsonem a Bidmosem (2011). Dalším důležitým faktorem, se kterým je nutné počítat, je ovlivnění těchto funkcí sekulárním trendem (Bidmos et al., 2010), který v průběhu času ovlivňuje výšku postavy jedince a celých populací, a tím i délky dlouhých kostí. Některé práce na to upozorňují a zdůrazňují, že je nutné používat metody navržené na recentní populaci a nelze používat klasifikační nástroje odvozené z populací, které již nežijí (např. Dobisíková a Eliášová, 2012). Na druhou stranu existuje mnoho publikací, kde autoři tento fakt nerespektují a pro své metody na odhad pohlaví využívají sbírky již nereprezentující žijící populaci, přesto své metody vydávají za platné.

Dnešní antropologická praxe se poslední dobou potýká s nedostatkem recentních standardů, protože už není tak snadné získat dokumentované osteologické sbírky, které se ke zpracování dosavadních metod používaly. Tyto sbírky jsou tvořeny jedinci, kteří dnes již dávno nežijí a jsou odlišní od dnešních lidí. Vhodné doplnění těchto mezer a řešení do budoucnosti tvoří lékařské zobrazovací techniky, jako je např. CT, která se pro tyto účely ukázala jako vhodná (Grabherr et al., 2009; Ramsthaler et al., 2010) a mnohé práce ji již využily (např. Uysal et al., 2010; Decker et al., 2011).

2. Metody biologické antropologie a lékařské zobrazovací metody

Pro posouzení antropologického materiálu, např. tedy pro odhad pohlaví, lze využít dvou základních metod, a to metrických a vizuálních (Kuželka, 1999; Dobisíková a Eliášová, 2012; Işcan a Steyn, 2013). Někteří autoři metody dělí na metrické a nemetrické (Dangar et al., 2012; Garvin, 2012). V rámci odhadu pohlaví, výběr metod závisí na kosti, kterou pro odhad používáme. Pokud máme k dispozici lebku či pánev, využíváme vizuální metody, zatímco pro dlouhé kosti použijeme metody metrické Kuželka, 1999; Garvin, 2012; Işcan a Steyn, 2013. Vizuální (morfologické) metody charakterizují tvarové, neboli morfologické, odlišnosti a to i velmi jemné (Kuželka, 1999). Vizuálně hodnotí mužské a ženské rysy a jsou založeny na pozorování a popisu znaků, především na lebce a pánvi, jak již bylo řečeno, kde jsou tyto znaky nejlépe vytvořené (Dangar et al., 2012; Garvin, 2012). Rozlišujeme je na metody morfoskopické a morfometrické. Morfoskopie objekty jen popisuje, zatímco morfometrie popisuje tvar kvantitativně, čili její pomocí převádíme vizuální informaci do číselného vyjádření. Pokud se týká morfometrických metod, lze je ještě rozdělit na metody tradiční morfometrie a na geometrickou morfometrii (GM) např. Urbanová a Králík (2009). Geometrická morfometrie je soubor metod pro získávání, zpracovávání a analýzu tvarových proměnných, které ponechávají všechny geometrické informace obsažené v datech (Slice, 2005). Na rozdíl od tradičního přístupu GM jednoznačně odděluje tvar a velikost jako dva nezávislé znaky (Urbanová a Králík, 2009). Tato vizuální inspekce odlišností kosti, závisí čistě jen na schopnostech a zkušenostech pozorovatelů a je méně objektivní než metody metrické, je ale schopna zachytit i jemné nuance, které metrickým metodám unikají (Kuželka, 1999; Dangar et al., 2012; Garvin, 2012; Işcan a Steyn, 2013).

Metrické metody, které jsou základem i pro tuto práci, zaznamenávají odlišnosti ve velikosti celého skeletu či v proporcionalitě jednotlivých kostí a poskytují jednoduchost i zcela objektivní posouzení (Kuželka, 1999; Dobisíková a Eliášová, 2012; Dangar et al., 2012;

Garvin, 2012; Işcan a Steyn, 2013). Metrickými metodami lze přesněji a dříve odhalit změny v souměrnosti kostí a odchylky jejich vývoje (Kučelka, 1999). Tyto metody využívají osteometrii neboli měření na kostře a jejich základem jsou rozměry získané přesně definovaným způsobem (White a Folkens, 2005; Dobisíková a Eliášová, 2012). Jelikož pro každou populaci platí, že jsou muži ve většině případů větší než ženy (Garcia, 2010), jsou antropologové schopni využít například rozměrů dlouhých kostí, při zjišťování pohlaví neznámých ostatků. Pro metrický odhad pohlavního dimorfismu bylo a je využíváno mnoho z kostí celého skeletu. Obecně lze studie zabývající se tímto problémem rozdělit na ty, které vyprodukují diskriminační funkce a na ty, které vytvoří prahovou hodnotu pro jednotlivé měření, anebo koeficient (Dangar et al., 2012; Garvin, 2012). Ke spolehlivým výsledkům můžeme cestou metrických metod dojít v závislosti na adekvátnosti metod, kosti či samotného měření. Metrické metody navíc poskytují údaj o úspěšnosti či spolehlivosti, se kterými může být odhad proveden. Navíc je u nich také jednodušší posoudit inter- a intraobservační opakovatelnost metody. Nicméně překrytí mezi pohlavími a značná populační variabilita vytváří problémy (Işcan a Steyn, 2013), které částečně odstraňuje statistické zpracování dat.

2.1. Nástroje klasifikace v odhadu pohlaví podle kostry

Pro odhad pohlaví v antropologii je možné využít různých statistických nástrojů. Mezi tyto klasifikační algoritmy patří například lineární diskriminační analýza, logistická regrese či zatím nepříliš známé a používané „support vector machines“ (SVM), neuronové sítě (např. ANN) a mnohé další (Santos et al., 2014; Darmawan et al., 2015). Výhodou prvních dvou zmíněných metod klasifikace je jejich snadné ovládání nezávislé na schopnostech uživatele. Na rozdíl od nich je metoda SVM pro uživatele mnohem náročnější (Santos et al., 2014). Princip SVM je založen na tvoření shluků učicích dat podle jednotlivých kategorií. Při učení algoritmu jde o vytvoření shluků, které mají mezi sebou co největší vzdálenost (Cortes a Vapnik, 1995). Pokud bychom využili logistickou regresi pro účely odhadu pohlaví, vybrali bychom regresní model s binární závisle proměnnou, kde závislá proměnná nabývá pouze dvou hodnot, v našem případě tedy muž nebo žena. Jejím cílem je predikovat pravděpodobnost, zda nějaká událost nastane či ne a tato pravděpodobnost je rovna 0 nebo 1. V minulosti nacházela využití především v oblastech medicíny a epidemiologie (Meloun a Militký, 2004). Atrificiální neurální sítě vyjadřují vztah mezi vysvětlující a závislou proměnnou jako matrix obsahující proměnné (Darmawan et al., 2015). V literatuře je však bezesporu nejvíce využívaným nástrojem DFA a to platí i pro odhad pohlaví podle holenní

kosti. Vzhledem k tomuto faktu a zadání této diplomové práce jsme pracovali jen s DFA, a proto tento model více přiblížíme.

Diskriminační funkční analýza (DFA) je statistická metoda, jejíž hlavním cílem je maximalizovat rozdíly mezi danými skupinami (Pietrusewsky, 2008), v našem případě mezi ženami a muži. Patří mezi multivariační statistické klasifikační metody, které nám dovolují současně porovnávat mnoho rozměrů jednoho jedince se stovkami rozměrů jiných osob známého pohlaví. Třídí jedince do skupin dle různých kritérií (Ousley a Jantz, 2012). Tyto rozdíly mezi skupinami určí na základě toho, které kombinace proměnných nejlépe predikují náležitost k dané skupině. Je proto vyžadován soubor rozměrů měřených na kosti, aby bylo možné zjistit, které z nich či jejich kombinací nejlépe klasifikuje pohlaví (Bidmos et al., 2010). Pro dosažení vysokého stupně úspěšnosti odhadu je většinou nutná kombinace rozměrů (Bidmos et al., 2010; Işcan a Steyn, 2013). Obecný vzorec má tento tvar:

$$D = a + b_1 x_1 + b_2 x_2 + \dots + b_m x_m$$

kde D je diskriminační funkce, a je konstanta, b_1 až b_m jsou koeficienty, přičemž m představuje počet proměnných a x je proměnná. Výsledek diskriminační funkce se porovnává s dělicí hodnotou, která rozdělí soubor na dvě skupiny (Statistica, verze 12).

Hlavními předpoklady pro využití DFA je, že sledovaná proměnná v každém vzorku nebo populaci musí mít normální distribuci (Thieme a Schull, 1957; Du Jardin et al., 2009). Dále se musí rovnat rozptyl-kovariančních matic těchto skupin, což znamená, že rozptyl každé proměnné musí být podobný v každé skupině a v poslední řadě, musí být co nejnižší korelace mezi proměnnými (Du Jardin et al., 2009). Klasifikační funkce musí demonstrovat klasifikační úspěšnost lepší, než jsou náhodné nebo předchozí pravděpodobnosti tak, aby byly užitečné. Například klasifikační úspěšnost 50 % pro odhad pohlaví je nesmyslná, neboť už na začátku víme, že pohlaví bude buď ženské nebo mužské (Ousley a Jantz, 2012).

DFA se mezi antropology stala velmi populárním a používaným statistickým modelem pro odhad pohlaví (Işcan, 2005; Işcan a Steyn, 2013; Özer et al., 2014). Ukázala se rovněž jako nejspolehlivější a díky tomu je nejčastěji používanou metrickou metodou (Bidmos et al., 2010). Proti tomuto tvrzení stojí ale výsledky novější studie Santose et al. (2014), podle které pracuje LR o něco lépe a poskytuje lepší klasifikaci než DFA i SVM. Nicméně hlavními výhodami DFA je, že redukuje subjektivní posuzování, stejně tak jako vyžadovanou úroveň odbornosti a zkušenosti pro odhad pohlaví (Fisher, 1940). Navíc poskytuje informace o pohlaví z každé kosti, což je důležité ve forenzních případech a případech přírodních

katastrof (Özer et al., 2014). Rovnice diskriminačních funkcí pro mimopánevní části skeletu jsou ovšem populačně specifické a navíc jsou ovlivňovány sekulárním trendem. Je tedy nutné je pravidelně obnovovat (Bruzek, 1995; Bidmos a Dayal, 2004; Bidmos et al., 2010).

2.2. 3D zobrazovací metody v antropologii

V současné době si mnoho vědeckých pracovníků v oblasti forenzní antropologie uvědomuje vyvstávající problém ohledně nedostatku recentních osteologických sbírek, či populačních standardů (např. Eliopoulos et al., 2007; Grabherr et al., 2009; Ramsthaler et al., 2010; Franklin et al., 2012). Začíná být čím dál větším problémem získat nové soubory kosterních pozůstatků a starší sbírky obnovovat a aktualizovat. Tyto dokumentované sbírky jsou nezbytné jak pro vyvíjení a testování nových metodologií na nezávislých vzorcích, tak pro stanovení jejich chybovosti (Brůžek a Murail, 2006; Rissech a Steadman, 2011). Morfologické a metrické metody pro odhad pohlaví je nutné neustále přizpůsobovat konkrétním populacím, protože pohlavní dimorfismus se mezi populacemi liší a vykazuje sekulární trend (Ramsthaler et al., 2010). Je ovšem pravdou, že i v dnešní době vznikají výjimečně recentní osteologické sbírky, jako například v Portugalsku (Ferreira et al., 2014) a Řecku (Eliopoulos et al., 2007), nebo jsou neustále doplňovány a aktualizovány, jako sbírka z Pretorie (Hess et al., 2013).

Nicméně metrické měření můžeme provádět nejen přímo na kosterním materiálu, ale také nepřímo, na jeho radiologickém zobrazení (Uysal et al., 2010). Pokud radiologické metody využíváme, musíme se snažit měřit tak, abychom co nejvěrněji replikovali měření na osteologickém materiálu, na který nejčastěji používáme osteometrické desky či posuvná měřidla. Studií dokládající rovnost výsledků měření na virtuálních modelech lební báze a suchých kostech je např. Citardi et al. (2001). Nebo opět na lebkách Verhoff et al. (2008). Takto dále aplikovali klasické metrické metody na 2D i 3D digitální materiál mnozí autoři (např. Dedouit et al., 2007a; Robinson et al., 2008; Kranioti et al., 2009a) a udávají, že jejich práce přinesla srovnatelné výsledky. Mezi další práce, které podporují využití počítačové tomografie a virtuálních modelů v antropologii, patří Grabherr et al. (2009) pracující s pánví a lebkou, Decker et al. (2011) využívající 3D virtuální modely pánve a Uysal et al. (2010), který použil CT snímky hrudní kosti a čtvrtého žebra.

Z toho plyne, že doplněním klasických osteologických sbírek dnes mohou být, a jsou, databáze virtuálních skeletů, které vznikají díky medicínským zobrazovacím metodám (Grabherr et al., 2009). Radiologické snímky je možné získat např. z počítačové tomografie (CT), či magnetické rezonance (MRI). Zásadní podmínkou tedy je, aby digitální forenzní

antropologie poskytovala spolehlivé a validní výsledky, jež jsou srovnatelné s klasickými antropologickými metodami (Ramsthaler et al., 2010).

Hlavními výhodami tohoto typu sběru dat je, že není invazivní, dále je možné kostry zkoumat bez nutnosti macerace a i jejich uložení je mnohem jednodušší. Nehrozí poničení skeletů a mohou být tedy zkoumány opakovaně, navíc virtuální antropologie poskytuje přístupnost i ke skrytým strukturám. V neposlední řadě, data mohou být zobrazena přímo na místě a mohou být kdykoli plně reinterpretována (Weber et al., 2001; Dedouit et al., 2007a). Jejich výhodou je mimo jiné i fakt, že CT snímky většinou pochází ze stále žijící populace, na rozdíl od kosterních sbírek, i když recentních. Proto počítačová tomografie nachází velké uplatnění ve forenzních případech (Dedouit et al., 2007a; Dedouit et al., 2007b; Sidler et al., 2007).

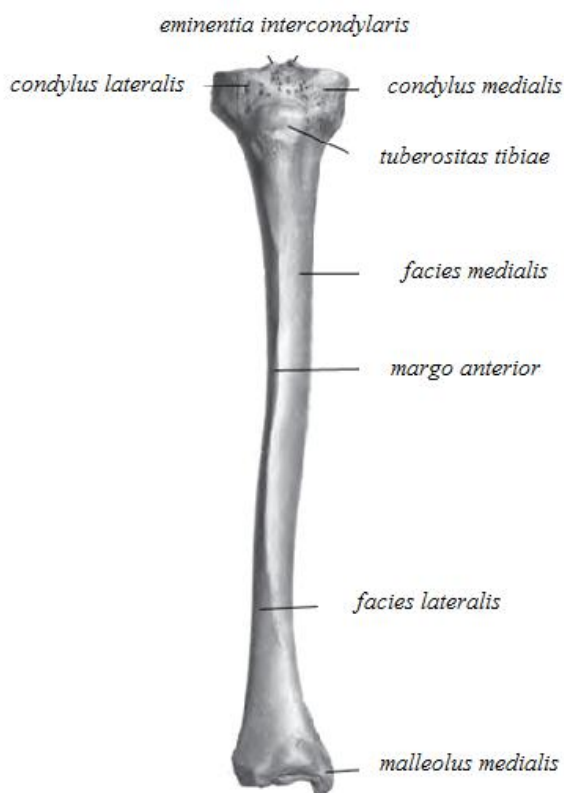
Pokud se týká tibie, nebylo publikováno mnoho prací, které by pracovaly s jejím digitálním zobrazením za účelem odhadu pohlaví. Výjimku tvoří práce využívající geometrickou morfometrii např. Brzobohatá et al. (2015), která se tedy zabývala analýzou tvaru a formy tibie ve vztahu k pohlaví. Robinson et al. (2008) měřil délku a šířku distální části tibie na jejím 3D zobrazení. Porovnával výsledky s klasickým způsobem měření na osteometrické desce a výsledky byly srovnatelné. Odhadem pohlaví se nicméně na základě těchto dvou rozměrů nezabýval. Dále se v literatuře setkáváme s četnými klinickými studiemi, které se zabývají kloubními náhradami kolene a jako materiál pro výzkum pohlavních odlišností, či vytvoření recentních populačně specifických standardů jim často slouží právě CT snímky, nebo MRI (např. Uehara et al., 2002; Kwak et al., 2007; Lim et al., 2013; Liu et al., 2013; Senck et al., 2014).

Závěrem je ale nutné poznamenat, že ačkoli nám moderní lékařské zobrazovací techniky poskytují recentní referenční data a umožňují vyhovět požadavkům populační specificity, v praxi zůstává problémem určení populační afinity jedince a je tedy obtížné rozhodnout, kterou metodu pro odhad jeho pohlaví využít.

3. Anatomie kosti holenní (*Tibia*) a forenzní využití

Tibia (Obr. 1), neboli kost holenní, je druhá nejdelší kost lidského skeletu. Je to robustní kost, která se z tohoto důvodu v bioarcheologii, forenzní antropologii a dalších odvětvích zachovává lépe než většina ostatních kostí (Ruff a Hayes, 1983a; Ahmed, 2013), především pak její proximální část (Holland, 1991). Společně s kostí lýtkovou (*fibula*) ji řadíme mezi kosti bérce, které tvoří zeugopodium dolní končetiny (*ossa membri inferioris liberi*). Její proximální plochá část poskytuje relativně velký povrch pro přenos váhy těla

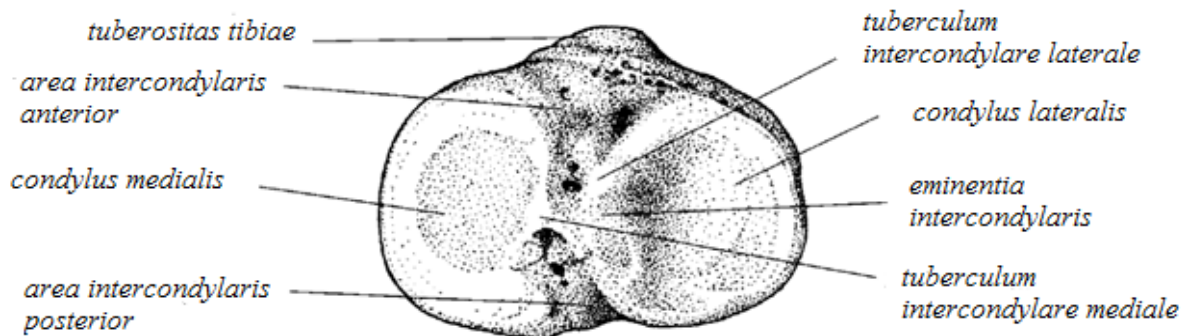
z distálního konce kosti stehenní (*femur*). Je tak hlavní kostí dolní končetiny nesoucí hmotnost těla. Proximálně tedy *tibia* artikuluje s distální částí stehenní kosti a laterálně je s ní spojena *fibula*, a to jak na svém proximálním, tak i distálním konci. Distálně je dále kloubně připojen *talus* (Holland, 1991; White a Folkens, 2005; Čihák, 2011).



Obr. 1. *Tibia* pravá strana (upraveno podle fr.wikipedia.org).

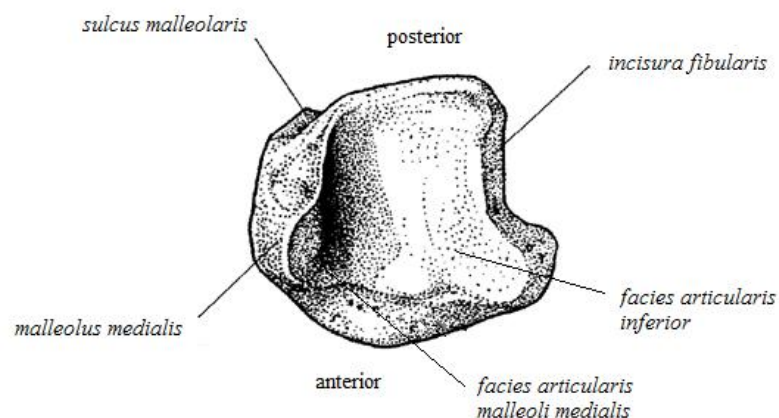
Na kosti holenní rozlišujeme tři hlavní úseky, již zmíněnou proximální část, *corpus tibiae* a distální část. Proximální úsek (Obr. 2) tvoří *condyli medialis et lateralis* nesoucí *facies articulares superiores*, které slouží pro styk s kondyly stehenní kosti. Mediální kloubní ploška je oválná s rovným laterálním okrajem a její delší osa je orientována anteroposteriorně. Laterální artikulační plocha je menší a více zakulacená. Mezi artikulačními fasetami se nachází *eminentia intercondylaris*, vybíhající v *tuberculi intercondylare mediale et laterale*. Anteriorně a posteriorně od *eminentia intercondylaris* se nachází *areae intercondylare anterior et posterior*, jež jsou místem úponů zkřížených vazů kolenního kloubu. K artikulaci tibie a fibuly slouží *facies articularis fibularis*, nacházející se na posteroinferiorním okraji

laterálního kondylu. Anteriorně pod kondyly se nalézá drsnatina, *tuberositas tibiae*, pro úpon *ligamentum patellae* (White a Folkens, 2005; Čihák, 2011). Mnozí autoři se shodují, že proximální část tibiae je značně sexuálně dimorfní a lze ji využít pro forenzní účely, viz níže (Holland, 1991; Kieser et al., 1992; Bruzek, 1995). Jedná se především o rozměry proximálních artikulárních ploch a šířky proximální části kosti. Většina autorů pro měření tibiae využívá rozměrů definovaných podle Martina a Sallera (1957).



Obr. 2. Pohled shora – proximální část pravé tibiae (upraveno podle Black a Scheuer, 2000).

Pokud se týká těla kosti, *corpus tibiae* je na průřezu trojboké a je tvořeno hranami *margo interior*, *margo interosseus* a *margo medialis*. Na posteriorní straně, od *condylus lateralis* šikmo směrem inferomediálním, probíhá *linea musculi solei*, vyvýšená čára začátku *musculus soleus*. Distální konec tibiae (Obr. 3) na vnitřní straně tvoří *malleolus medialis* a na laterální straně pak *incisura fibularis*, zářez pro druhou kost bérce. Pro skloubení s kostí hlezenní, se zespodu nachází *facies articularis inferior* a *facies articularis malleoli medialis* (Čihák, 2011; White a Folkens, 2005; Tatarek a Dean, 2005).

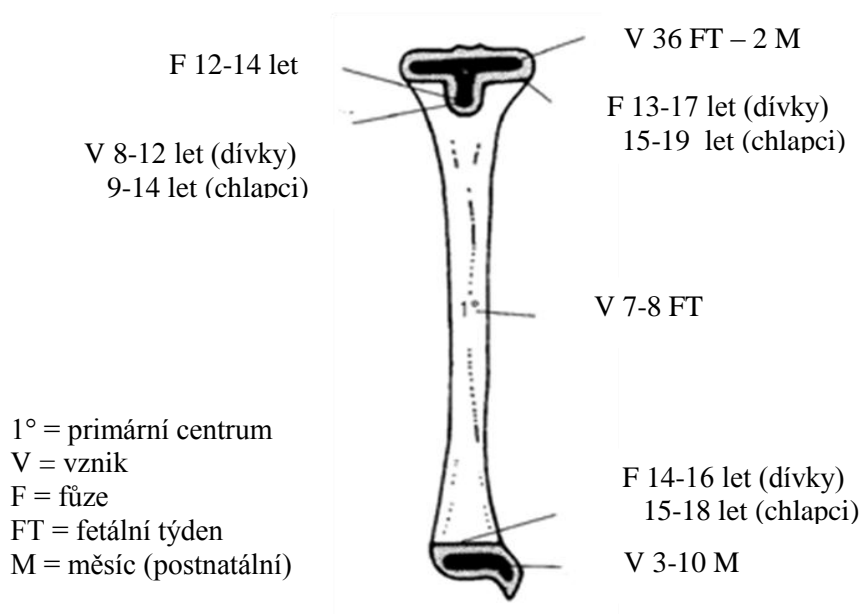


Obr. 3. Pohled zdola – distální část pravé tibiae (upraveno podle Black a Scheuer, 2000).

3.1. Osifikace a růst tibie

Uprostřed délky budoucí diafýzy se perichondriální osifikací vytvoří kostěný plášť, od kterého během enchondrální osifikace z kambiové vrstvy penetrují cévy do chrupavky (Čihák, 2011). Umístění a úhel vstupu těchto cév je vysoce variabilní, dokonce i u jedné osoby se může na levé a pravé končetině lišit. Této variability je možné využít ve forenzních případech. Jak je uvedeno, kritickou periodou vývoje celé dolní končetiny je třetí týden po fertilizaci, během vytváření kardiovaskulárního systému. (Tatarek a Dean, 2005).

Osifikace tibie (viz Obr. 4) probíhá ze tří center, které se nachází v diafýze a v obou epifýzách, stejně jako u většiny ostatních dlouhých kostí. Primární osifikační centrum holenní kosti se nachází v diafýze a začíná osifikovat koncem 7. fetálního týdne (Čihák, 2011), O’Rahilly et al. (1957) uvádí 8. týden, při délce embrya 23–31 mm CRL. Také v proximální epifýze se osifikační centrum objevuje před narozením (od 36. týdne *in utero*) podle Čiháka (2011), Dobisíkové s Eliášovou (2012) i Blacka a Scheuera (2000). Poslední zmiňovaní autoři uvádí maximální horní hranice až 2. měsíc po narození. Jinak je tomu u distální epifýzy, která začíná osifikovat až v prvním roce života. Často dále vzniká samostatné jádro v *tuberositas tibiae*, a to kolem 12. roku života, výjimečně pak v oblasti vnitřního kotníku (Čihák, 2011). Ke kompletnímu spojení celé kosti, u dívek zpravidla o něco dříve, dochází mezi 15. (Black a Scheuer, 2000) až 23. rokem života (Dobisíková a Eliášová, 2012), kdy jako poslední přirůstá proximální epifýza.



Obr. 4. Osifikace tibie (upraveno podle Black a Scheuer, 2000).

Stejně jako u ostatních bipifyzárních kostí, i růst diafýzy tibie do délky zajišťují růstové ploténky, na růstu do šířky se pak podílí periostální apozice a endostální resorpce. Růst epifýz je uskutečňován histologickou remodelací a periostální apozicí. Celkový vzhled dospělé tibie dotváří V-princip růstu v oblasti metafýz. Růstové chrupavky se na růstu tibie do délky nepodílí stejnou měrou. Proximální zajišťuje 55 % z celkové délky, zatímco distální jen 45 % a je tedy růstově méně aktivní. Z tohoto důvodu *foramen nutricium* směřuje distálně (Šmahel, 2001).

4. Odhad pohlaví a forenzní antropologie

Vzhledem k celosvětové přítomnosti nejen kriminální činnosti vedoucí také k velkému počtu neidentifikovaných obětí, dochází k velkému rozvoji forenzních věd, forenzní antropologie nevyjímaje (Bidmos et al., 2010). Je vyvíjen tlak nejen na to co nejrychleji identifikovat oběti, ale také na to, identifikovat je za každých podmínek. To znamená, že by si forenzní antropologové měli umět poradit i s ostatky různého stupně poškození a zachování (Cattaneo, 2007). Relativně málo poškozená těla obětí, pokud je zachovalý obličej, či otisky prstů, nebývá obtížné identifikovat. V opačných případech se identifikace stává více komplexní a časově náročnější (Kranioti et al., 2009a).

V současné době obrovského rozvoje molekulárně genetických metod (Parsons a Weedn, 1997) by se mohlo zdát, že se antropologické metody ve forenzních vědách budou vytrácet. Avšak stále nabízejí mnoho výhod, jako je časová a finanční nenáročnost, možnost pracovat přímo v terénu a šetrná práce s materiálem. Tyto klady antropologických metod mohou moderní metody postrádat, čímž může být jejich využití omezeno (Dobisíková a Eliášová, 2012). Jedná se např. o kvalitativní problémy, jako je kontaminace vzorku DNA osobami provádějícími výzkum, kontaminace mezi kosterními ostatky a těly v masových hrobech, vliv jiných látek (inhibitory v půdě) a další (Rösing et al., 2007). Důkaz o tom, že antropologické metody zaujímají důležité místo ve forenzní antropologii i v dnešní době podávají i nejnovější publikace (Pedretti et al., 2015). Z další recentní publikace vyplývá, že v archeologickém materiálu můžeme dokonce lepších výsledků dosáhnout s morfologickými metodami než s DNA analýzou (Ščesnaitě-Jerdiakova et al., 2014).

Jedna z prvních definic forenzní antropologie pochází od Stewarta z roku 1979, který ji definoval jako obor fyzické antropologie, jejímž cílem je identifikovat více či méně skeletalizované lidské pozůstatky. Identifikace má poskytnout názory ohledně pohlaví, věku, původu, výšky a dalších charakteristik, které jedince charakterizují (Stewart, 1979). V dnešní době už ale není její znění plně vyhovující. Jedna z nejnovějších definic pak říká, že forenzní

antropologie je vědecká disciplína soustředící se na život, smrt a období po smrti daného jedince, odrážející se především v kosterních pozůstatcích, a na fyzický a forenzní kontext, ve kterém jsou umístěny (Dirkmaat et al., 2008).

Ve forenzní antropologii je pro prvotní analýzu ostatků důležité sestavení tzv. biologického profilu, jinými slovy vytvoření osteobiografie, která slouží k identifikaci jedince (např. Komar a Buikstra, 2008; Spradley et al., 2008; Ramsthaler et al., 2010; Dirkmaat, 2012). Při hledání identity ostatků je účelem omezit seznam potenciálních shod, redukovat množství DNA, které bude porovnáváno. Jedná se o popis jedince, založený na charakteristikách skeletu (Cattaneo, 2007). Zahrnuje pohlaví, věk, stanovení původu a výšky postavy (např. Cattaneo, 2007; Spradley et al., 2008; Işcan a Steyn, 2013). Pro bližší identifikaci se můžou přidat další atributy jako je hmotnost, zhojená traumata, odontologické zásahy, patologie a jiné anomálie. Je důležité si uvědomit, že se vždy jedná o odhad a ne určení, vždy se potýkáme s pravděpodobnostmi úspěchu odhadu a chybami (Komar a Buikstra, 2008; Cattaneo, 2007; Dirkmaat et al., 2012). Pohlaví, jako jediné ze čtyř hlavních komponent biologického profilu, poskytuje jen dvě alternativy bez žádných přechodů mezi nimi, a to pohlaví mužské a ženské (Thieme a Schull, 1957; Rösing et al., 2007; Cabo et al., 2012). Determinace a zachování této bimodality je dána vrozenou vlastností lidského geneticko-reprodukčního mechanismu (Thieme a Schull, 1957). Ale jak zmíním později, toto tvrzení není tak jednoznačné vzhledem ke kontinuálním přechodům pohlavně odlišných znaků na kosterních pozůstatcích.

4.1. Pohlavní dimorfismus

Termín sexuální dimorfismus (nebo také pohlavní dvojtvárnost) vyjadřuje vzhledové rozdíly mezi jedinci opačného pohlaví stejného druhu. Sexuální dimorfismus může být u některých živočichů zřetelný pouze v pohlavních orgánech, zatímco jiní, včetně člověka, jej projevují i v ostatních znacích. Jedná se o rozdílné barvy, tvary, velikost, strukturu, ale i fyziologii a chování daného druhu (Ralls a Mesnick, 2002).

Jde o fenomén rozšířený napříč celou živočišnou říší (Shine, 1989) a nejspíše existuje několik důvodů jeho výskytu. Na původu a zachování pohlavního dimorfismu se zajisté podílí pohlavní výběr. Z této hypotézy vychází další, která vidí důvod jeho vývoje v odlišné ekologické adaptaci. Jak uvedl Slatkin (1984), vývoj pohlavního dimorfismu může být zapříčiněn i jen čistě působením ekologických sil. Shine mimo pohlavního výběru zmiňuje jako druhé možné vysvětlení evoluce pohlavního dimorfismu divergenci intraspecifické niky (Shine, 1989).

4.1.1. Pohlavní dimorfismus člověka

Pohlavní dimorfismus se na skeletu primátů a člověka může objevovat v různých oblastech. Je to tvar a velikost kostí, ale i zubů, které se mohou mezi pohlavími i jedinci všeobecně lišit, dále pak robusticita (Fruyer a Wolpoff, 1985; White a Folkens, 2005) a vůbec pak celková velikost těla (Plavcan, 2011).

Mezi primáty se míra pohlavního dimorfismu značně liší (Thieme a Schull, 1957; White a Folkens, 2005). Například pohlavní dimorfismus ve velikosti a tvaru těla goril a orangutanů je tak markantní, že jsme schopni určovat pohlaví těchto primátů jen na základě velikostních charakteristik kostry (Smith a Jungers, 1997; White a Folkens, 2005). Pomocí velikosti caninů je možno dosáhnout téměř stejně kvalitních výsledků i u šimpanzů. Podobně jako tito primáti i člověk, a to jak současné populace a nedávní předkové, tak i fosilní populace, vykazují určitou míru pohlavního dimorfismu. V porovnání s nimi je ale dimorfismus nižší jak ve velikosti těla, tak i špičáků. Nicméně i přes to rozdíly na skeletech mužů a žen nacházíme, a je jich tedy možné pro stanovení pohlaví využít (White a Folkens, 2005). Především se jedná o biologické rysy kosterního systému, které se mezi pohlavími liší z funkčních důvodů, jako je biomechanická funkce kloubních spojení pro výkonnější lokomoci.

Na pohlavní dimorfismus člověka můžeme nahlížet ze dvou perspektiv, proximální či ultimální. Proximální příčina pokládá sexuální dimorfismus za odpověď na nutriční stres, nebo na celkové zlepšení prostředí během růstu jedince. Zatímco na ultimální úrovni jde o genetickou adaptaci na různé ekologické, sociální a ekonomické faktory a taktéž zahrnuje selekci jako primární objasňující mechanismus. Lidský pohlavní dimorfismus se netýká pouze anatomických odlišností, ale nabývá také behaviorálních a fyziologických rozměrů. Všeobecně bývají muži vyšší než ženy, mají robustnější kranialní a faciální rysy, větší muskulaturu a fyzickou sílu a jsou proto i rychlejší (Fruyer a Wolpoff, 1985; White a Folkens, 2005). Můžeme jej vyjádřit jako velikostní rozdíl mezi muži a ženami, vypočítaný jako přirozený logaritmus poměru mužské průměrné hodnoty k ženské průměrné hodnotě (Dawson et al., 2011).

Premisou pohlavního dimorfismu je znalost pohlaví. Na samotné pohlaví lze nahlížet hned z několika hledisek a úrovní. Můžeme tak rozlišit pohlaví chromozomální (genetické), gonadální (vnitřní pohlavní orgány), genitální (vnější pohlavní orgány), somatické (tělesné znaky) a psychosociální (individuální vnímání) např. Dobisíková a Eliášová (2012). K určení chromozomálního pohlaví dochází právě v okamžiku fertilizace vajíčka v závislosti na tom, který chromozom, X nebo Y, si spermie nese. Pokud dojde k normální pohlavní diferenciaci,

vzhled vnitřních i vnějších pohlavních orgánů souhlasí s chromozomálním pohlavím. Počátek vývoje gonád, který je pozorovatelný již v 5. týdnu *in utero*, označujeme jako tzv. indiferentní stádium sexuálního vývoje. To znamená, že vzhled gonád obou pohlaví je totožný. Mužské či ženské rysy lze pozorovat nejdříve od 7. embryonálního týdne, kdy se další vývoj odvíjí od přítomnosti, či nepřítomnosti chromozomu Y. Pokud je přítomný gen produkující sex-determinující faktor Y (SRY), známý také jako testis-determinující faktor (TDF), gonády se během 6.–8. týdne *in utero* díky jeho vlivu vyvinou v mužská *testes*. Jestliže tento gen přítomný není, tzn. embrya mají chromozomový komplex XX, z indiferentních gonád se okolo 7. intrauterinního týdne vyvinou ovaria. Zevní pohlavní orgány lze rozlišit přibližně od 12. týdne *in utero* (Gilbert-Barness a Debich-Spicer, 2004; Moore a Persaud, 2002). Ve forenzní antropologii se nejčastěji pracuje v rovině somatické, někdy i genetické či gonadální (Dobisíková a Eliášová, 2012). Musíme si být ale vědomi, že se somatické pohlaví nemusí vždy shodovat s genetickým (Dobisíková, 1999). Jak bude řečeno později, somatické pohlavní rozdíly na kostře jsou zcela dotvořené až u dospělého jedince s dokončeným růstem (Dobisíková a Eliášová, 2012).

4.2. Odhad pohlaví na lidské kostře a populační specifická

V této kapitole nejprve krátce zmíníme, kde nachází odhad pohlaví své využití, jak je to s odhadem na nedospělých skeletech, které části jsou pro účely odhadu pohlaví preferovány a v neposlední řadě se budeme zabývat limity odhadu pohlaví a krátce populační specifickou. Poslední zmiňovaná, populační specifická, se nadále prolíná celou diplomovou prací a kapitola 6 populační specifickou a její vliv na metody odhadu pohlaví podle kostry shrnuje.

Stanovení pohlaví nachází veliký význam nejen z hlediska soudního lékařství, forenzní medicíny, forenzní antropologie, ale také z pohledu paleoantropologického či paleodemografického (Ferembach et al., 1979; Uysal et al., 2005; Dangar et al., 2012; Garcia, 2010) a také se uplatňuje v bioarcheologii (Thieme a Schull, 1957; Ščesnaitě-Jerdiakova et al., 2014). Odhad pohlaví je hned dalším krokem forenzní analýzy po stanovení druhové příslušnosti neznámých ostatků (Scheuer, 2002; Bidmos et al., 2010). Jeho primární určení je důležité především kvůli dalším demografickým údajům, které se od jeho znalosti odvíjí, jako například věk v době úmrtí (Bidmos et al., 2010; Özer et al., 2014). Je nutno si uvědomit, že ne vždy se vnější pohlavní znaky shodují s pohlavím daným chromozomálně např. Dobisíková a Eliášová (2012). Pokud se týká identifikace pohlaví na nedospělém kosterním materiálu, ta je velice obtížná (Thieme a Schull, 1957). Kostra totiž nabývá pro

odhad pohlaví nezbytné diferenciaci teprve poté, co jedinec plně dospěje, jelikož až během dospívání se jako výsledek hormonálních změn objevují sekundární pohlavní charakteristiky. Poté lze dosáhnout nejlepších výsledků. Tedy úspěšnost správného určení pohlaví se liší podle dožitého věku jedince, jehož pohlaví určujeme (Dawson et al., 2011; White a Folkens, 2005). Z těchto důvodů je pro odhad pohlaví jedinců, kteří nenesou známky výrazné sexualizace, vhodnější využít DNA analýzu (Ščesnaitě-Jerdiakova et al., 2014). Dále úspěšnost odhadu ovlivňuje ale také stupeň fragmentace kosterních pozůstatků a biologická variabilita (Saukko a Knight, 2004).

Jestliže má antropolog k dispozici celý skelet dospělého jedince, neměl by pro něj být problém jeho pohlaví odhadnout (Thieme a Schull, 1957). Například Krogman uvádí, že se 100% spolehlivostí odhadne neznámé pohlaví kompletně zachovalých ostatků, samotná pánev pak poskytuje spolehlivost 95 %, lebka 92 % a samotné dlouhé kosti 80 % (Krogman, 1986). K jiným závěrům došla Spradley, jejíž výsledky staví spolehlivost odhadu pohlaví podle lebky až za dlouhé kosti, viz níže (Spradley et al., 2011). Avšak forenzní vyšetřování se setkává častěji s případy, kdy jsou nalézány spíše fragmentární pozůstatky jedinců, což může být výsledkem působení environmentálních podmínek, aktivitou karnivorů či mrchožroutů, nebo jsou to případy například leteckých havárií. Proto se odhad pohlaví stává mnohem složitějším, než je tomu v případech nálezu celého skeletu (Işcan, 2001; Kranioti et al., 2009b). V těchto situacích je užitečné a hlavně žádoucí umět k odhadu pohlaví využít jednotlivé kosti (Uysal et al., 2010) jakékoli části skeletu, a to pokud možno i jen fragmentární.

Pro odhad pohlaví dospělých jedinců v ideálním případě, tedy v případě, že jsou tyto části zachovány, využijeme bezesporu pánev, anebo lebku např. (Novotný et al., 1993; Özer et al., 2014). Důvodem je jejich značný pohlavní dimorfismus, který se vyskytuje napříč všemi populacemi. Nicméně úspěšnost a spolehlivost určení pohlaví závisí na daném kosterním souboru, jenž je k dispozici, a použité metodě. Pokud je potřeba určit neznámé pohlaví ve forenzním prostředí, je vyžadováno, aby úspěšnost metody zavedené pro determinaci pohlaví měla minimální práh 95 %, ovšem vždy závisí na stavu ostatků. Distribuce diagnostických skeletálních rysů, jichž dimorfismus využívá, je kontinuální s krajními znaky typicky mužskými a na druhé straně s typicky ženskými. Ovšem ne všichni muži jsou striktně velcí a robustní, stejně tak jako všechny ženy nejsou malé a gracilní. Pohlaví se v blízkosti centra distribuce překrývají, a tak je obtížné je klasifikovat (Rösing et al., 2007; Cabo et al., 2012). Je tedy nutné se obrátit na části skeletu, jejichž pohlavní dimorfismus je extrémní.

I přes to, že se pohlavní dimorfismus vyskytuje u všech populací, není mezi nimi vyjádřen jednotně. Například mezi Afroameričany i Američany je vysoký stupeň pohlavního

dimorfismu, naopak populace jižní Asie vykazují mnohem menší rozdíly mezi muži a ženami (White a Folkens, 2005). Chyby, které se během identifikace pohlaví občas stávají, jsou způsobeny právě variacemi mezi populacemi. Abychom se vyhnuli těmto potížím s interpopulačními rozdíly, je nutné se seznámit se skeletálním pohlavním dimorfismem populace, ze které daný nález pochází (Dawson et al., 2011; Cabo et. al., 2012; Tatarek a Sciulli, 2005; White a Folkens, 2005). Na kostře se tedy pohlaví neprojevuje striktně binárně, navíc je pohlavní diagnóza ovlivňována environmentálními podmínkami, věkovými rozdíly, patologickými změnami a především interpopulační variabilitou. Je důležité si také uvědomit, že různé populace stejného původu mohou vykazovat odlišnou manifestaci pohlavního dimorfismu, který se mění v čase (viz kapitola 5). Tedy kromě věku, který je jistě kontinuální biologickou proměnnou, která nemá žádné ostré přechody, bychom to prakticky mohli říci i o pohlaví. Je to z důvodu překryvů znaků na kostře mezi pohlavími a etniky (Novotný et al., 1993).

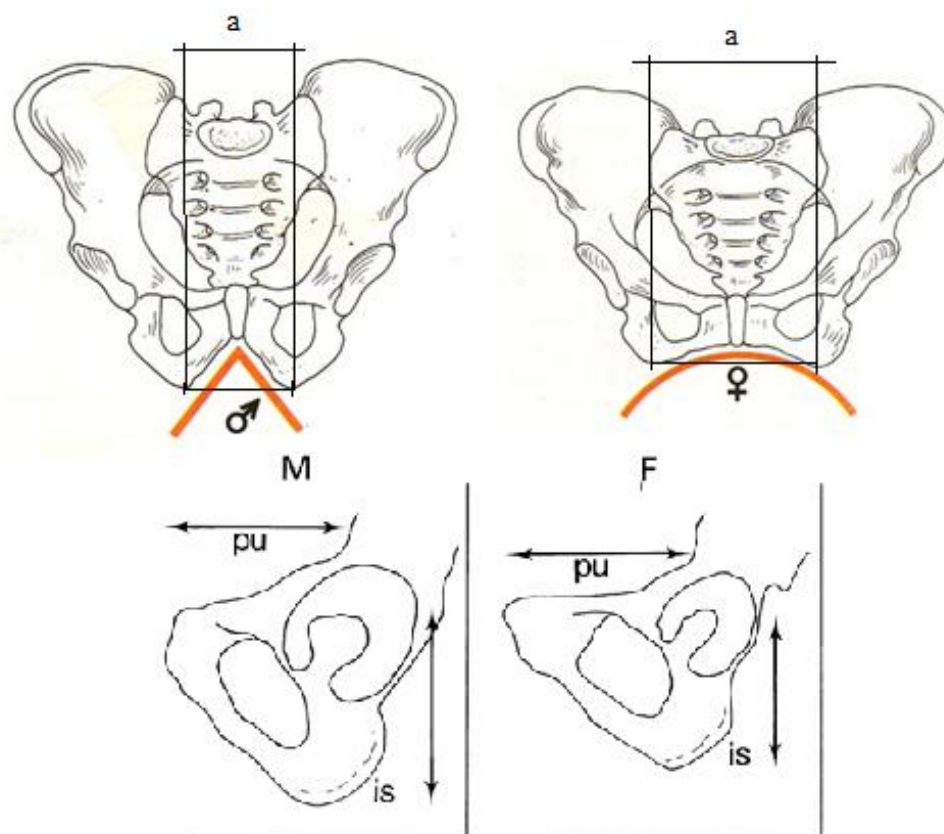
Právě na míře pohlavního dimorfismu vlastní dané populaci závisí schopnost určovat pohlaví (Ahmed, 2013). Z těchto důvodů může stejná metoda dosahovat různé míry spolehlivosti v různých populacích, které se liší stupněm pohlavního dimorfismu. Proto je zásadní podmínkou úspěšné identifikace pohlaví kosterních pozůstatků, jak bylo řečeno výše, informace o jejich původu, aby mohly být dostupné vyšetřovací metody odpovídajícím způsobem upraveny (Rösing et al., 2007). V současné době může ovšem samotný původ představovat problém. Je to z důvodu globalizace a toku populací, které použití specifických národních a regionálních populačních standardů komplikují. Antropolog nemůže automaticky předpokládat, že nalezený skelet skutečně původem pochází z populace dané geografické oblasti, kde byl nalezen (Brůžek a Murail, 2006). Proto je ve forenzní praxi nutné na tuto měnící se strukturu populace reagovat. Například Spradley et al. poukazují na situaci ve Spojených státech, kde je nutné se v kontextu forenzní antropologie vyrovnat s rostoucím počtem Američanů hispánského původu. Metody navržené pro Euroameričany totiž při aplikaci na populaci hispánského původu poskytují špatný odhad pohlaví (Spradley et al., 2008), s čímž se snaží vyrovnat studie Tise et al. (2013), která pro tuto populaci navrhuje populačně specifické metody.

4.2.1. Odhad pohlaví podle pánve a lebky

Na základě prací Genovése (1959) a Novotného (1981) dělí Brůžek a Murail pánev na tři morfofunkční segmenty, a to sakroiliakální, ischiopubický a acetabulární. Součástí sakroiliakálního segmentu je *incisura major*, nejdůležitější struktura projevující mezipohlavní

rozdíl, která roste s věkem. Pohlavní dimorfismus segmentu, jenž spojuje kost sedací a stydkou (ischiopubický), je patrný až od puberty, kde vzniká vlivem hormonální kontroly transformace pánve u žen. Posledním segmentem je segment acetabulární, ve kterém se potkávají všechny tři dílčí kosti pánve (Bruzek a Murail, 2006). Za příčiny intersexuálních rozdílů pánve považujeme jak faktory genetické, tak i exogenní. Více rozdílů mezi pohlavími se nachází v dolním funkčním úseku pánve, jak uvádí Šmahel (2001). Jedná se o výrazný laterální posun sedacích hrbolů a větší růst horní větve stydké kosti v symfýze u žen, což způsobuje větší expanzi malé pánve a větší biacetabulární šířku. Dále se pak ženská pánev vyznačuje větším subpubickým úhlem, který vzniká právě v důsledku růstu sedacích hrbolů laterálně a laterálnějším růstem ischiopubického ramu, viz Obr. 5. Největší šířka vstupu do malé pánve je u žen oproti mužům spíše níže a dál od kosti křížové (Šmahel, 2001). Mužská i ženská pánev poskytuje podporu vnitřním orgánům a oporu kloubu nesoucí váhu při pohybu. Mužská pánev je plně adaptována na bipedální lokomoci, zatímco ženy ji mají lehce modifikovanou v důsledku porodní funkce, během které je nanejvýš důležité zajištění bezpečného průchodu hlavičky dítěte s velkým mozkem (Bruzek, 2002; Scheuer, 2002; Bruzek a Murail, 2006; Özer et al., 2014).

Tyto skutečnosti jsou platné pro lidský druh, tedy pro všechny populace na světě, neboli vztah mezi reprodukcí a lokomocí není populačně specifický. Z tohoto důvodu představuje pánev, jakožto i izolovaná pánevní kost, část skeletu, která je nejúspěšnějším a nejspolehlivějším indikátorem pohlaví a metody, které ji využívají, jsou za určitých podmínek populačně nespecifické (Ferembach et al., 1979; Bruzek, 2002; Bruzek a Murail, 2006). Určitý vliv na míru vyjádření sexuálního dimorfismu však mají vnější podmínky. Vlivem vysoké zátěže působící během dospívání, může být způsobeno oslabení ženských znaků na pánvi (Dobisíková a Eliášová, 2012). Pro pánev bylo navrženo několik nemetrických metod, které se stále pro odhad pohlaví využívají. Některými z nich jsou například dodnes používaná metoda Phenice (1969) k odhadu pohlaví podle stydké kosti, metoda Evropského doporučení Ferembachové et al. (1979) a Brůžka (2002) pro izolovanou pánevní kost.



Obr. 5. Nahore: mužská a ženská pánev (upraveno podle Čihák, 2001), a – laterální posun sedacích hrbolů u žen, oranžová křivka znázorňuje větší subpubický úhel u žen. Dole: proporce ischiopubického segmentu (Brůžek, 2002), M – muž, F – žena, znázornění většího růstu horní větve stydké kosti žen.

Pohlavní rozdíly se mnohem více odráží na kostěné pánvi, než na lebce, avšak pánev se velmi často nezachovává, nebo je příliš poškozená. Oproti tomu je lebka více rezistentní, avšak pohlavní rozdíly nejsou až tak jednoznačné a znaky na lebce jsou oproti pánvi populačně závislé. Nicméně do značné míry pohlavní dimorfismus projevuje (Novotný et al., 1993). Pro odhad pohlaví podle lebky bývají tradičně využívány spíše vizuální metody, které jsou založené na sledování a popisu morfologických znaků, než metody metrické. I zde platí, že mužské lebky jsou větší než ženské, jejichž mozková kapacita je přibližně o 200 cm³ menší. Dále jsou ženské lebky kulatější a mohou mít gracilnější faciální část (Krogman, 1986). Podle Işcana (2005) se na lebce nachází nejvíce zachovávaná část skeletu, a tou je skalní kost, součást *os temporale*. Proto se i na tuto kost soustředí pozornost ohledně pohlavního dimorfismu, např. se jí zabývá Norén et al. (2005).

Nicméně ne vždy je možné odhadnout pohlaví z kompletní pánve či lebky. Proto se pozornost obrací i na ostatní části skeletu, jež je možné pro tyto účely využít (např. Black, 1978; Albanese et al., 2008; Dangar et al., 2012). Důležitou roli hrají dlouhé kosti (Işcan

a Miller-Shaivitz, 1984a). Ostatní kosti skeletu neprojevují morfologické rozdíly tak výrazně, jako pánev nebo lebka, proto bývají využívány metrické metody či metody geometrické morfometrie. Rozměry těchto kostí jsou ovšem populačně specifické. Navíc metrické rozdíly mohou být ovlivněny sekulárním trendem (viz kapitola 5.1.). Velkou roli proto tedy hraje referenční soubor.

4.2.2. Odhad pohlaví pomocí dlouhých kostí

Dlouhé kosti, stejně tak jako pánev a lebka, také nesou pohlavně dimorfní znaky. Se zajímavými výsledky přišla v roce 2011 Spradley, která testovala hypotézu, zda lebka skutečně poskytuje lepší odhad pohlaví než postkraniální skelet (mimo pánev). Její výsledky jsou v rozporu se zažitou představou, při porovnání výsledků multivariační analýzy lebky a postkraniálního skeletu, dávají dlouhé kosti jasně lepší výsledky (Spradley a Jantz, 2011).

Pro odhad pohlaví z postkraniálního skeletu bylo publikováno již mnoho studií (viz níže), zabývající se téměř všemi kostmi. Většina z nich je založena na velikostních rozdílech mezi muži a ženami. Protože všeobecně platí, že dlouhé kosti žen jsou kratší, štíhlejší a mají méně výrazný reliéf (Ferembach et al., 1979; Garcia, 2010). Velmi dobré výsledky přináší velké dlouhé kosti, jako je *femur* nebo *humerus* (Işcan a Steyn, 2013). Ale na rozdíl od kostí horní končetiny, které mají tenčí kortikální vrstvu, menší objem a jsou tedy více ovlivňovány drsnými taxonomickými podmínkami, robustní kosti dolní končetiny jsou více rezistentní. Jedná se o *femur* (Kranioti a Apostol, 2015) a *tibii* (Ahmed, 2013; Kranioti a Apostol, 2015). Mnoho autorů se ve své práci zabývá právě stehenní kostí, protože je to nejrobustnější část skeletu a předpokladem je tedy její větší rezistence vůči poškození a dekompozici (Šlaus, 1997; Albanese et al., 2008). Navrhli diskriminační funkce například pro populaci americkou (Işcan a Miller-Shaivitz, 1984c), čínskou (Işcan a Shihai, 1995), chorvatskou (Šlaus et al., 2003), německou (Mall et al., 2000), dále pro Jihoafričany evropského původu (Steyn a Işcan, 1997) i pro původní Jihoafričany (Asala et al., 2004), dosažená úspěšnost DF je uvedena v Tab. 1. Odhad pohlaví pomocí populačně nespécifické regresivní rovnice pro rozměry femuru a pánve navrhl na severoamerické populaci Albanese et al. (2008). Diskriminační funkce odhadu pohlaví podle *femuru* pro současnou českou populaci navrhla Švenkrťová (2010). Pokud se týká kosti pažní, i na tu bylo publikováno několik studií např. diskriminační funkce pro čínskou (1), japonskou (2) a thajskou (3) populaci navrhli Işcan et al. (1998) a indickou populaci Patil et al. (2011).

Tab. 1. Nejvyšší dosažená úspěšnost navržených vícerozměrných DF pro *femur* a *humerus*.

* – vypočtena průměrná hodnota.

Autor	Úspěšnost klasifikace
<i>Femur</i>	
Işcan a Miller-Shaivitz, 1984c	91,9 %
Işcan a Shihai, 1995	94,7 %
Šlaus et al., 2003	94,4 %
Mall et al., 2000	91,7 %
Steyn a Işcan, 1997	88,6 %
Asala, 2004	85,1 %
Švenkrťová, 2010	*91,5 %
<i>Humerus</i>	
Işcan et al., 1998:	
1	81,8 %
2	92,4 %
3	97,1 %
Patil et al., 2011	88,0 %

4.2.3. Odhad pohlaví pomocí holenní kosti

Jak již bylo řečeno, *tibia* je jednou z hlavních částí skeletu nesoucí hmotnost těla. Ruff a Hayes (1983b) uvedli, že jelikož jsou proximální a distální části tibie vystaveny velké zátěži během života a tato zátěž může být pohlavně vázaná, předpokládá se, že jsou pohlavně dimorfní. Tomuto tvrzení odpovídají i výsledky četných publikací, které považují především šířku proximální části, za vysoce pohlavně dimorfní (např. Işcan a Miller-Shaivitz, 1984b; Holland, 1991; Işcan et al., 1994; Steyn a Işcan, 1997; Gonzalez-Reimers et al., 2000; Šlaus a Tomičić, 2005). Současně se tito autoři také shodují, že šířkové rozměry konců a obvodové parametry dlouhých kostí více přispívají k rozdílu mezi pohlavími než délka kosti. Işcan a Miller-Shaivitz si to vysvětlují tím, že rozměry udávající délku kosti a rozměry na těle kosti se zdají být více environmentálně a původem ovlivňovány než na pohlaví závislé. Podle nich ovšem záleží na struktuře osteologické sbírky (Işcan a Miller-Shaivitz, 1986). Naopak Gonzales-Reimers et al. uvádí, že to může být vysvětleno větším vývojem muskulatury u mužů. Například také v oblasti *foraman nutricium* začíná mnoho svalů (Gonzalez-Reimers et al., 2000), dalo by se tedy předpokládat, že rozměry M8a, M9a (definované Martinem

a Sallerem, 1957) měřené na jeho úrovni a obvodový parametr (M10a) v této oblasti budou také vykazovat větší míru pohlavního dimorfismu. Navíc jde o dobře identifikovatelnou strukturu, nacházející se v oblasti relativně rezistentní vůči tafonomickým vlivům (Garcia, 2010). Předpoklad pohlavního dimorfismu této oblasti potvrzují například Miller-Shaivitz a Işcan (1983), v jejichž studii obvod na úrovni *foramen nutricium* společně s anteroposteriorním a transverzálním rozměrem dosáhl lepších diskriminačních výsledků než délka kosti. Jiná práce taktéž považuje obvod v úrovni *foramen nutricium* jako dobrý indikátor pohlaví, ovšem vždy v kombinaci s dalšími rozměry (Garcia, 2010).

Jelikož se v této práci zabýváme výhradně metrickými metodami odhadu pohlaví, konkrétně diskriminační analýzou, budeme se nadále zabývat tímto klasifikačním nástrojem. Avšak jak jsme již zmínili, někteří autoři pro odhad pohlaví podle tibie využívají i např. geometrickou morfometrii (Brzobohatá et al., 2015; Costello, 2015; McGuire, 2015). Stejně tak jako i pro *femur* a ostatní dlouhé kosti, i pro tibií byly navrženy diskriminační funkce pro mnohé populace napříč celým světem. Navrženy byly diskriminační funkce i pro populace minulosti. Příkladem může být třeba Gonzalez-Reimers et al. (2000), kteří navrhovali funkce pro prehispanšskou populaci Kanárských ostrovů, Özer et al. (2014) pro starověkou anatolskou tureckou populaci, nebo Šlaus a Tomičić (2005) pro středověkou chorvatskou populaci. Pokud se přesuneme více do přítomnosti, pro severoamerickou populaci navrhovali DF (Işcan a Miller-Shaivitz, 1984a; Işcan a Miller-Shaivitz, 1984b), pro jihoafrickou (Kieser et al., 1992; Steyn a Işcan, 1997), japonskou (Işcan et al., 1994; Sakaue, 2004), portugalskou (Bruzek, 1995), chorvatskou (Šlaus et al., 2013), španělskou, italskou a řeckou (Kranioti a Apostol, 2015). Úspěchem odhadu pohlaví podle tibie neznámé populace se zabývali v recentní studii Kranioti a Apostol. Účelem bylo usnadnit odhad pohlaví v případech, kdy není známa národnost jedince, ale předpokladem je jeho původ v dané geografické oblasti. Autoři použili smíšený vzorek *tibií* populací jižní Evropy, k dispozici měli konkrétně populaci španělskou, italskou a řeckou. Pomocí diskriminační analýzy dosáhli 87,6% úspěšnosti odhadu pohlaví (Kranioti a Apostol, 2015). Jednou z dalších publikací zabývajících se odhadem pohlaví podle tibie je práce Hollanda (1991), která ale namísto diskriminační analýzy pro odhad pohlaví využívá lineární regresní rovnice, které jsme v této práci netestovali.

Všichni uvedení autoři uvádí, že je nutné, aby měla každá populace své vlastní standardy a diskriminační funkce, tedy že nelze aplikovat navržené funkce na jinou populaci. Kromě populační specificity je však dalším limitujícím faktorem sekulární trend, v jehož důsledku je možné používat pouze recentní data na stejnou recentní populaci (Işcan a Steyn, 2013). Sekulárními změnami se budeme zabývat především v kapitole 5.1. Na druhou stranu se

ale setkáváme s případy, kdy byly metody současnosti, či nedávné minulosti bez opatrnosti použity v bioarcheologii (Brůžek a Murail, 2006), jako se tomu stalo např. ve studii Götherstrom et al. (1997). Zde byly specifické diskriminační funkce odvozené z rozměrů dlouhých kostí dolní končetiny navržené pro Američany žijící převážně v 19. století (Işcan a Miller-Shaivitz, 1984c) aplikovány na neolitickou švédskou populaci.

Na základě analýzy literatury, která se problematikou odhadu pohlaví podle tibie zabývá, byla zpracována syntetická tabulka (Tab. 2). Uvádí podrobný přehled autorů, kteří se zabývali odhadem pohlaví podle tibie, a jejich publikací. Zahrnuty byly mimo jiné údaje o použitých osteologických sbírkách. Konkrétně které populace je tvoří, dále podle dostupných informací dobové zasazení těchto populací (rozmezí období narození či úmrtí) a v neposlední řadě uvádíme také informace o samotném osteologickém materiálu, tedy zda autoři pracovali se suchými či virtuálními kostmi a jestli byly použité kosti z levé či pravé strany. Nakonec jsme zde uvedli i kompletní výčet rozměrů používaných v těchto publikacích. Podle kritérií uvedených v metodologii, jsme vybrali některé z autorů a ty jsme následně podrobili analýze za účelem stanovení chyby při nerespektování populační specifity.

Některé další informace ke sbírkám a především pak k samotným diskriminačním funkcím uvádí Tab. 3. Do ní jsme zařadili jen ty autory a jimi navržené DF, které využívají více než jednu proměnnou, jak vysvětlujeme v metodologii. Některé z nich jsme pak na základě námi daných kritérií vybrali pro účely této práce. V tabulce jsou zahrnuty údaje o velikosti jednotlivých souborů, sloužících pro vytvoření DF, o celkovém počtu jednotlivými autory měřených rozměrů a dále pak o proměnných použitých v konkrétních diskriminačních funkcích. Také jsme zjišťovali, zda byly navržené funkce testovány jinými autory. Jak je z tabulky patrné, spolehlivost navržené metody byla testována pouze v případě publikace Steyn a Işcan (1997) autory Robinson a Bidmos (2011). Mimo uvedené jsme připojili i úspěšnosti klasifikace jednotlivých diskriminačních funkcí. DF vybrané pro naši analýzu jsou v tabulce zvýrazněny.

Tab. 2. Výběr autorů a jejich publikací s vybranými informacemi a charakteristikami.

* – narození, ** – úmrtí

¹ – definice podle Trotter and Gleser (1952), ² – definice podle Işcan a Miller (1984b), ³ – definice podle Holland (1991), ⁴ – definice podle Sakaue (2004), ⁵ – použit průměr, Martin – definice podle Martin a Saller (1957), I – Hunt a Albanese, 2005, II – de la Cova (2011), III – Dayal et al. (2009), IV – Işcan et al. (1994), V – Bocquet et al. (1978), VI – L'Abbé et al. (2005; Pretoria sbírka je neustále aktualizována), VII – nenalezeno, VIII Šlaus et al. (2013), IX – Del Rio Muñoz (2000), X – Kranioti a Apostol (2015), XI – Kranioti et al. (2008).

Reference	Işcan a Miller-Shaivitz, 1984a	Işcan a Miller-Shaivitz, 1984b	Holland, 1991	Kieser et al., 1992	Işcan et al., 1994	Brůžek, 1995
Auťori	Işcan a Miller-Shaivitz	Işcan a Miller-Shaivitz	Holland	Kieser, Moggi-Cecchi, Groeneveld	Işcan, Yoshino, Kato	Brůžek
Populace	severoamerická (Terryho sbírka) ^I	severoamerická (Terryho sbírka) ^I	severoamerická (Hamann-Toddova sbírka) ^{II}	jihoafrická (Dartova sbírka) ^{III}	japonská (Jikei Medical university) ^{IV}	portugalská (sbírka univerzity v Coimbre) ^V
Období	Euroameričané	Euroameričané	Euro a Afroameričané	Jihoafričané	Japonci	Portugalci
Model kosti	*1828–1943	*1828–1943	*1825–1910	*1827–1980	** 1960–1970	*1820–1920, **1910–1936
Lateralita	suchá kost	suchá kost	suchá kost	suchá kost	suchá kost	suchá kost
Rozměry	neuveđeno	levá	levá	neuveđeno	neuveđeno	neuveđeno
	délka tibie ¹	délka tibie ¹	biartikulární šířka (BB) ³	biartikulární šířka (BB) ³	délka tibie ¹	Martin 2
	Martin 8a	Martin 3	Martin 3a	Martin 3a	Martin 3	biartikulární šířka (BB) ³
	Martin 9a	Martin 8a	Martin 4a	Martin 4a	Martin 8a	Martin 3a
	Martin 10a	Martin 9a	Martin 3b	Martin 3b	Martin 9a	Martin 3b
		Martin 10a	Martin 4b	Martin 4b	Martin 10a	Martin 4a
		Martin 10b			šířka dist. č. (DŠ) ²	Martin 4b
		šířka dist. č. (DŠ) ²				Martin 8a
						Martin 9a

Tab. 2 – pokračování

Reference	Steyn a Işcan, 1997	Sakaue, 2004	Šlaus et al., 2013	Kranioti a Apostol, 2015	Kranioti a Apostol, 2015	Kranioti a Apostol, 2015
Autoři	Steyn a Işcan	Sakaue	Šlaus, Bedić, Strinović, Petrovečki	Kranioti a Apostol	Kranioti a Apostol	Kranioti a Apostol
Populace	jihoafrická (Dartova a Pretoria sbírka) ^{III,VI}	japonská (sbírky univerzity Tokio a Chiba) ^{VII}	chorvatská ^{VIII} (oddělení Forezní medicíny Záhřeb)	španělská (odděl. Forezní medicíny Madrid) ^{IX}	italská (hřbitov Flaminio Řím) ^X	řecká (krétská sbírka) ^{XI}
Období	Jihoafričané	Japonci	Chorvaté	Španělé	Italové	Řekové
Model kosti	*1827–1980; **1943–2012		**1991–1995	**1975–1985	**1970–1990	*1867–1956; **1968–1998
Lateralita	neuveveno	pravá	levá	levá	obě ⁵	levá
Rozměry	Martin 2	Martin 1a	délka tibie ¹	Martin 1a	Martin 1a	Martin 1a
	Martin 3	Martin 3	Martin 3	Martin 3	Martin 3	Martin 3
	Marin 6	Martin 3a	Martin 6	Martin 6	Martin 6	Martin 6
	Martin 8a	Martin 3b	Martin 8a			
	Martin 9a	Martin 4a	Martin 9a			
	Martin 10a	Martin 4b	Martin 10a			
	Martin 10b	Martin 6				
		Martin 7				
		max. dist. artik. šířka ⁴				
		min. dist. artik. šířka ⁴				
		dist. artik. šířka ⁴				
		průřez ve středu délky ⁴				

Tab. 3. Přehled autorů a navržených diskriminačních funkcí, které používají více než jeden rozměr.

Autor	Počet měřených rozměrů tibiae	Velikost souboru (M/Ž)	Diskriminační funkční analýza (DFA) a úspěšnost klasifikace			Test
			DFA	Proměnné	Úspěšnost klasifikace	
Işcan, Miller-Shaivitz (1984a)	4	40/39	IS1	délka ¹ , M10a	78,5 %	ne
			IS2	délka ¹ , M10a, M8a	78,5 %	
Işcan, Miller-Shaivitz (1984b)	7	40/39	IS3	M3, M10a	86,1 %	ne
			IS4	délka ¹ , M8a, M3, DŠ ² , M10a, M10b	86,1 %	
			IS5 (DF9)	M3, M6	84,8 %	
Işcan, Yoshino, Kato (1994)	7	44/34	IY1	M3, M10a	87,3 %	ne
			IY2 (DF11)	M3, DŠ ²	87,2 %	
Brůžek (1995)	8	46/49	Br1	M2, M3a, M3b, M4b, M8a, M9a	88,4 %	ne
			Br2 (DF3)	M3b, M4b	85,3 %	
			Br3 (DF1)	BB, M3a, M3b, M4b	84,2 %	
			Br4 (DF2)	BB, M3a, M3b, M4a, M4b	84,2 %	
			Br6 (DF4)	M8a, M9a	79,0 %	
Steyn, Işcan (1997)	7	56/50	SI1	M3, M8a, M9a, M10b, M6	90,6 %	ano
			SI2 (DF10)	M3, M6	90,6 %	
Šlaus et al. (2013)	6	109/71	ŠI1	M3, M6, M8a, M9a, M10a	91,1 %	ne
Kranioti, Apostol (Šp) (2015)	3	47/58	KA1	M1a, M3	93,8 %	ne
			KA2 (DF5)	M3, M6	93,5 %	
Kranioti, Apostol (It) (2015)	3	81/109	KA3	M1a, M3, M6	88,2 %	ne
			KA4 (DF6)	M3, M6	88,2 %	
Kranioti, Apostol (Ř) (2015)	3	85/72	KA5	M1a, M6	88,5 %	ne
			KA6 (DF7)	M3, M6	87,8 %	
Kranioti, Apostol (smíšený) (2015)	3	213/239	KA7	M1a, M3, M6	87,8 %	ne
			KA8 (DF8)	M3, M6	85,9 %	

Úspěšnosti klasifikace jsou průměrné hodnoty zaokrouhlené na jedno desetinné místo.

Zvýrazněná pole vyznačují DF vybrané pro naše testování. BB – biartikulární šifra, DŠ – šifra distální části, It – Itálie, M – definice podle Martina a Sallera (1957), R – Recko,

Šp – Španělsko,

¹ – definice podle Trotter a Gleaser (1952), ² – definice podle Işcan a Miller (1984).

5. Variabilita tibie a její příčiny

Poté co kost projde změnami tvaru doprovázející její růst (viz Obr 6) a dosáhne adultního vzhledu a velikosti (Šmahel, 2001), nezůstává i během dalšího života jedince zcela neměnná a má schopnost modelace a remodelace (White a Folkens, 2005; Carlson a Marchi, 2014). Faktorů, které mohou ovlivňovat variabilitu a vlastnosti kosti je více, ať už patří mezi nemechanické či mechanické faktory. Ovlivnění způsobené věkem, pohlavím, zdravím, stravou a hormony řadíme mezi nemechanické faktory, zatímco míru a typ aktivity mezi mechanické (Carlson a Marchi, 2014). Některé tyto faktory, jako je stav výživy, míra fyzické aktivity, ale i původ, jak bude zmíněno níže, je nutné při odhadu pohlaví zohlednit (Işcan a Miller-Shaivitz, 1984b). Mimo výše uvedených, se v samostatné podkapitole budeme věnovat sekulárnímu trendu a jeho vlivu na skelet, který nesporně ovlivnil a ovlivňuje celé populace.

Věk je nezvratný fyziologický proces a jako faktor působící na organismus jej nemůžeme ovlivnit. Pokud nebudeme brát v úvahu patologické změny, které se často s narůstajícím věkem váží, byly prokázány i jiné s věkem spojované změny. Brogdon uvádí, že se mužské kostry, na rozdíl od ženských, se s věkem stávají více robustní, těžší a vyvíjí více prominentní připojení pro svaly a šlachy. S postupem dalšího stárnutí byla u mužů prokázána větší tendence ke vzniku degenerativních hyperostotických změn (Brogdon, 2005). Věkové změny, ve smyslu zvětšení rozměrů, na humeru potvrzují výsledky i jedné starší studie (Pfeiffer, 1980), která současně zjistila, že se více projevují na pravé straně, což dává do souvislosti s dominantní stranovou asymetrií. Tyto věkové změny mohou ovlivnit tvarové rozdíly mezi muži a ženami (Kranioti et al., 2009a) a měli bychom je tedy při interpretaci výsledku odhadu pohlaví brát v úvahu. Tedy míra sexualizace nemusí být v průběhu života neměnná, což může působit potíže při určování pohlaví (Işcan a Steyn, 2013).

Pokud se týká variability, za kterou stojí pohlaví, pohlavní dimorfismus se mírně projevuje ve velikosti těla, což se reflektuje jako relativně menší kosti a dentice u žen. Velikostní variabilitu doprovází variabilita tvarová (White a Folkens, 2005). Samotné pohlavně specifické modely růstu ovlivňují transversální velikost tibie, ale nemají vliv na mechanické vlastnosti na tkáňové úrovni. To znamená, že ovlivňují velikost a tvar holenní kosti. Ženské tibie jsou navíc v porovnání s muži menší ve vztahu k velikosti těla. To by mohlo být důvodem větší akumulace poškození pod intenzivním zatížením, což může přispívat k větší incidenci stresových fraktur u žen, jak bylo vyzpozorováno mezi ženskými vojenskými rekruty

Tommasini et al. (2007). Těchto tvarových rozdílů na tibii mezi pohlavími společně s velikostí lze podle Brzobohaté et al. (2015) využít pro odhad pohlaví.

Anatomie tibie je úzce adaptovaná na různé mechanické požadavky, které jsou odvozené od různého stupně namáhání, jemuž je tato kost vystavena přenášením váhy těla a dalším běžným užitím (Capozza et al., 2010). Pokud tedy dochází k nadměrnému mechanickému působení, jaké může zapříčinit například obezita jedince nebo výrazná tělesná aktivita, kost se pod těmito vlivy může modifikovat. Jedna z nejnovějších studií se zabývá mezipopulačními odlišnostmi v působení fyzické aktivity na skelet a na myším modelu je prokázala (Wallace et al., 2015).

Prvním případem je obezita jedince. Jak bude zmíněno níže, trendem současné doby je nárůst obezity. Proto se některé publikace zabývají právě jejím vlivem na kosterní soustavu a ten také prokázala. Obezita skutečně ovlivňuje kostní morfologii a může mít vliv na sekulární trend, tedy i na metrické standardy. Navíc může ovlivňovat muže a ženy rozdílně, a je tedy možné, že má vliv i na metrické metody, používané pro odhad pohlaví. Signifikantní rozdíly mezi zdravým a obézním vzorkem populace se potvrdily pro velikost a tvar těla kostí dolní končetiny a mediální kondyl femuru, avšak studie neprokázala pohlavní dimorfismus těchto změn (Harrington a Wescott, 2015).

Za druhé je to vliv tělesné aktivity, který také patří mezi mechanické faktory ovlivňující skelet. Jako příklad uvádím studii, která tento vliv na strukturu tibie potvrzuje pro běžce na dlouhé vzdálenosti. Zároveň uvádí, že důsledkem redukovaného efektu těchto fyzických vlivů na kost u žen během jejich fertilního období, může být endokrinní pozadí (Feldman et al., 2012).

Jak bylo zmíněno na začátku kapitoly, za variabilitou tibie může stát i původ jedince. Geograficky různé populace se liší v mnoha kosterních a dentálních charakteristikách (White a Folkens, 2005; Frelat a Mittereocker, 2011). Rozdíly mezi dospělými populacemi ve velikosti končetin jsou vysvětlovány adaptacemi na rozdílné klima (Frelat a Mittereocker, 2011). S tímto zjištěním přišel již Allen, který jev pozoroval na zvířatech. Došel k poznání, že zvířata žijící v chladném podnebí mají relativně kratší končetiny než jim podobní druhy a poddruhy v teplejších podmínkách. Důvodem je redukce ztráty tepla. (Allen, 1877). Allenovo pravidlo, jak se pojmenování tohoto jevu ustálilo, lze aplikovat i na lidské populace. Dobrým, i když extrémním, příkladem mohou být Inuité s podsaditým tělem a relativně krátkými končetinami k velikosti těla konzervující teplo a východoafrické populace z oblasti Nilu, např. Masajové, kteří mají naopak relativně dlouhé končetiny umožňující větší rozptyl tepla (Roberts, 1978). Podle Frelat a Mittereocker (2011), je ovšem méně známo o ostatních

aspektech tvaru kostí končetin a jejich populačně specifickém profilu růstu. Délka končetin a relativní proximální šířka jsou pravděpodobně determinovány geneticky i environmentálně. Na příkladu geograficky odlišných populací autoři prokázali rozdíly, objevující se se začátkem puberty. U africké populace se začíná projevovat vyšší růstová rychlost oproti evropské populaci, vedoucí následně k celkově delším adultním kostem s relativně užšími proximálními částmi vzhledem k tělům kostí. Oproti tomu, krurální index (poměr mezi délkou bérce a stehna) je u Afričanů vyšší už od narození až do dospělosti, tedy je prenatalního původu, a indikuje tak genetickou determinaci těchto rozdílů (Frelat a Mittereocker, 2011).

V poslední řadě bych jako možnou příčinu variability uvedla lateralitu. Z recentní publikace Auerbacha a Ruffa (2006) vyplývá, že stranová asymetrie končetin existuje. Větší projev asymetrie prokázali u horní končetiny, nicméně je patrný i u končetiny dolní.



Obr. 6. Vývojová stádia levé tibie.

Zleva doprava – novorozenec, 1,6 roku, 6 let, 10 let, 12 let a 18 let (White a Folkens, 2005).

5.1. Sekulární trend

Většina evropských populací žila v první polovině 19. století v nepříznivých životních podmínkách, jako je chudoba, malnutrice, všeobecná sociální deprese, dětská práce a podobně. Pod vlivem těchto podmínek došlo k následným pozitivním a negativním změnám (Wieringen, 1979).

Naopak od poloviny 19. století, tedy přinejmenším posledních 150 let, došlo k změně a zároveň k postupnému zvětšování výšky postavy. Znamená to, že se generace dětí stávají v průměru vyššími, než jsou jejich biologičtí rodiče, a to v průběhu přibližně šesti generací. Sekulární trend bývá právě nejvíce spojován s tímto tělesným parametrem. Důvodem je to, že se na vzrůstu dospělého člověka odráží nejvíce a to dokonce po celém světě u mnohých populací. Jedná se o trend především industrializovaných zemí (Cole, 2003; Danubio a Sanna, 2008). Kromě toho, že jsou dnešní lidé v průměru vyšší než minulé generace, Šmahel (2001) uvádí, že jejich pubertální spurt je kratší a intenzivnější, zvětšil se intersexuální rozdíl ve finální výšce dospělého člověka a zmenšují se např. hodnoty BMI.

Obecně tedy můžeme říci, že růst dospělého člověka je obrazem životních podmínek v dětství (Cole, 2003). Nejen procesy růstu ale i maturace jedince jsou poddajné vůči environmentálním podmínkám, ve kterých děti a dospívající vyrůstají (Malina, 2004). Záleží na kvalitě prostředí dané společnosti a na příjmu dané rodiny, jež je obecně ovlivněn vzděláním rodičů. Tyto faktory tvoří velké mezery mezi sociálními skupinami z opačných konců spektra. Právě data o fyzickém růstu dětí nám proto mohou poskytnout informace o změnách ekonomických podmínek společnosti v čase a o rozsahu sociálních nerovností v rámci této společnosti (Cardoso a Caninas, 2010). Základem pozitivního sekulárního trendu je celkové zlepšení kvality prostředí a nutriční faktory. Pokud mluvíme o zlepšení kvality prostředí, je tím myšlena redukce infekčních a parazitických nemocí, redukce neonatální a předškolní mortality, hygiena a v neposlední řadě lepší životní podmínky (Šmahel, 2001; Malina, 2004). Kromě environmentálních faktorů se na biologických změnách podílí i genetická složka, je např. uvažován příznivý účinek exogamie. Je ovšem velmi obtížné environmentální a genetické faktory od sebe odlišit (Meadows Jantz a Jantz, 1999; Šmahel, 2001).

Nárůst výšky se ke konci 20. století zpomalil (Vignerová et al., 2006), a to zřetelněji u dívek, zatímco hmotnost kontinuálně narůstá rychlejším tempem jako součást celosvětově rozšířené epidemie obezity. Ta má počátek u dospělých jedinců v 60. letech 20. století, u adolescentů a dětí pak v letech 80. Je to výsledek nerovnováhy mezi výdejem a příjmem

energie. Tato zvyšující se prevalence nadváhy a obezity pokračuje dodnes (Cole, 2003; Malina, 2004).

Oproti pozitivnímu trendu výšky postavy došlo během toho samého období k prudkému poklesu průměrného věku prvního menarche u dívek (Cole, 2003; Malina, 2004; Danubio a Sanna, 2008) v rámci posunu období pohlavního dozrávání zaznamenaném i celostátním antropologickým výzkumem (Vignerová et al., 2006). První menarche u dívek se v průměru objevuje jeden rok po vrcholu růstové rychlosti, což znamená, že dívky téměř dosáhnou své finální výšky ještě předtím, než se stanou fertillní. Pokud se tedy hranice průměrného věku prvního menarche snižuje, lze z toho vyvodit, že dívky své adultní velikosti postavy dosáhnou dříve. Na počátku nového milénia Cole uvedl, že se počátek menarche ustálil na 13. roce života v mnoha evropských zemích (Cole, 2000; Cole, 2003). Nicméně Švecová ve své diplomové práci z roku 2013 uvádí, že střední věk menarche pražských dívek klesl dokonce na 12,4 let (Švecová, 2013).

5.1.1. Vliv sekulárního trendu na skelet

Dlouhé kosti sledují stejný trend jako výška postavy, kdy 2. polovina 19. století představuje minimum, tedy minimální výšku, respektive délku kosti. Následoval nárůst na začátku 20. století, který posléze pokračoval jako sekulární nárůst v 60. a 70. letech (Meadows Jantz a Jantz, 1999). V České republice se např. tělesná výška mezi lety 1870–1980 zvýšila u mužů v průměru o 12 cm a u žen o 9 cm (Vignerová et al., 2006). V literatuře se ale téměř nesetkáme s výzkumy vlivu sekulárního trendu na dlouhé kosti. Výjimku tvoří studie Meadows a Jantz, která v období let 1850–1970 u souboru Euroameričanů a Afroameričanů zaznamenala nárůst délky tibie o 14,1 %, což odpovídá 52 mm (Meadows a Jantz, 1995). I další studie stejných autorů, se zaměřila na dlouhé kosti v rámci sledování sekulárních změn výšky postavy a zjistila, že *femur*, *tibia* i *fibula* jsou pozitivně alometrické s výškou postavy. To znamená, že rostou proporcionálně, jejich délka se tedy se zvětšující velikostí těla prodlužuje (Meadows Jantz a Jantz, 1999). Přičemž ještě distální kosti dolní končetiny podléhají větší změně než proximální. *Tibia* a *fibula* jsou tedy více pozitivně alometrické než *femur* ve vztahu k postavě (Meadows a Jantz, 1995). Oproti dlouhým kostem horní končetiny, které jsou izometrické, tedy jejich růstová rychlost je stejná, je růst dolní končetiny výraznější. Z toho také vyplývá, že standardy pro kosti horní končetiny mohou být aplikovány v různém časovém období. Dalším poznatkem stejných autorů je i to, že je sekulární trend mužů silnější než u žen (Meadows a Jantz, 1995; Meadows Jantz a Jantz, 1999).

Jak by tedy kapitoly 5.1 a 5.1.1 měly nastínit, je nezbytné antropometrické standardy, především pro dolní končetiny, neustále aktualizovat. Je zřejmé, že zvětšující se výška těla odpovídá pak i změnám rozměrů kostí dolních končetin, tedy i tibie. Důsledkem je pak vliv i na výsledky diskriminační funkční analýzy.

6. Cíle a hypotézy

Z teoretického úvodu vyplývá, že pro odhad pohlaví, v našem případě podle tibie, je produkováno velké množství metod, především se jedná o výsledky diskriminační funkční analýzy, která je pro tyto účely nejčastěji používána. Z poznatků, které byly prostudovány a sumarizovány ve formě literární rešerže, vidíme, že většina těchto metod je platná pouze v populacích, které sloužily k jejich vytvoření. Toho jsou si vědomi někteří autoři metod (viz výše) ale i mnoho dalších (např. Bruzek a Murail, 2006; Spradley et al., 2008; Dobisíková a Eliášová, 2012; Işcan a Steyn, 2013). S výjimkou jedné studie nebyl proveden žádný test spolehlivosti navrhovaných metod. Navíc existuje všeobecně velmi málo referencí, dokládajících použití daných metod v praxi. Značná část navrhovaných a publikovaných postupů se opírá o soubory kostí známého pohlaví jedinců z 19. století – 1. poloviny 20. století a neměly by být použity v dnešním kontextu, ačkoli to publikace předpokládají.

V návaznosti na nedostatek referencí o využitelnosti metod a v literatuře chybějících důkazů o nevhodnosti jejich použití a naopak doporučení k využívání, jsme si stanovili cíle a formulovali následující hypotézy.

Hlavním cílem diplomové práce je zjistit, jaké je reálné riziko vzniku chyby a jaká její velikost při nerespektování populační specifity diskriminačních funkcí na příkladu tibie.

Za tímto účelem jsme formulovali tři hypotézy vycházející z literatury, které odpovídají všeobecně známým, avšak nerespektovaným faktům:

H₁: v dnešních populacích lze používat populačně specifické klasifikační techniky navržené pro populace, které již nežijí.

H₂: spolehlivost odhadu pohlaví se v geograficky zcela odlišné populaci snižuje.

H₃: sekulární trend ovlivňuje spolehlivost klasifikačních technik.

Dílními cíli práce pak bylo:

1. Na vzorku české populace naměřit rozměry potřebné pro vybrané testované DF
2. Otestovat spolehlivost predikce pohlaví vybraných publikovaných DF a porovnat je s udávanou úspěšností a odhadnout tak míru rizika chyb
3. Ověřit uvedené hypotézy
4. Zjistit míru pohlavního dimorfismu v recentní české populaci
5. Navrhnout vlastní diskriminační funkce pro tibií v české populaci.

7. Materiál z 21. století

Pro účely výzkumu omezení v odhadu pohlaví vyplývající z populační specifity jsme použili novodobý soubor CT skenů holenních kostí dospělých jedinců recentní české populace. Z těchto skenů byly pro účely disertační práce Mgr. Hany Brzobohaté Ph.D. vytvořeny trojrozměrné povrchové modely (Brzobohatá, 2014). Tyto segmentované modely byly podkladem i pro tuto diplomovou práci. V porovnání s materiálem, který používali autoři, jejichž DF jsme testovali, jsme byli jediní, kteří pracovali s virtuálním materiálem.

Modely holenních kostí jsou výstupem CT angiografického vyšetření (provedeného mezi roky 2010 a 2013) na Radiagnostické klinice Fakultní nemocnice Královské Vinohrady. Z celkového počtu 56 kostí patří 30 mužům, 26 ženám (viz Tab. 4) a všechny jsou anonymizované. Věkové rozmezí mužů je 31–68 let (narození mezi roky 1943–1980) s průměrným věkem v době vyšetření 56,1 let. Rozmezí věků žen je 33–91 let (narozeny mezi roky 1920–1978) a jejich průměrný věk je 69,0. Ve všech případech se jedná o levostranné tibie, neprojevující patologie. Tabulka 4 dále uvádí směrodatnou odchylku a počty jedinců v jednotlivých věkových kategoriích.

Tab. 4. Složení recentní populace.

Pohlaví	Celkový počet jedinců	Průměrný věk (v letech)	SD	30–40 let	41–60 let	61 a více let
Muži	30	56,1	10,1	3	13	14
Ženy	26	69,0	11,6	1	3	22

Pro otestování věkového rozložení mezi muži a ženami byl použit Shapiro-Wilkův test. Protože jsme neprokázali normální distribuci v mužském souboru, pro zjištění zda je věkové složení souboru mužů a žen stejné jsme využili neparametrický Mann-Whitneyův test. Nulovou hypotézu o rovnosti věkového rozložení mezi muži a ženami jsme na 5% hladině významnosti zamítli. Tyto dvě skupiny se mezi sebou signifikantně liší.

8. Metody

8.1. Výběr metrických rozměrů a jeho kritéria

Za posledních 30. let autoři publikací na odhad pohlaví podle *tibie* nejčastěji používali následující délkové a obvodové parametry, definované v další kapitole. Na proximální části kosti je to pět rozměrů (M3, M3a, M4a, M3b a M4b), v oblasti těla kosti na úrovni *foramen nutricium* se jedná o dva délkové rozměry (M8a, M9a) a dva obvodové rozměry (M10a, M10b). Měřili samozřejmě i délku tibie, a to jak maximální (M1a), tak i fyziologickou (M2).

Výběr rozměrů byl uzpůsoben několika kritériím. Zprv jsme vycházeli z rozměrů, které byly použity v publikovaných diskriminačních funkcích, viz níže, abychom tyto funkce mohli dosazením příslušných rozměrů testovat. Jedním z dalších hlavních kritérií také bylo vybrat rozměry nejvíce projevující pohlavní dimorfismus, takže byl kladen důraz především na rozměry v oblasti kolenního kloubu. Jelikož tato práce jako jediná ze srovnávaných nepracuje se suchými kostmi, dále jsme museli brát ohledy na možnosti měření rozměrů používaných v klasické osteometrii na virtuálních modelech. Vzhledem k tomu jsme vynechali jakékoli obvodové parametry tibie, z důvodu náročnosti jejich reprodukovatelnosti ve virtuálním prostředí. V poslední řadě bylo zohledněno, že rozměry udávající délku kosti odráží velikost těla jedince, a proto jsme vybírali diskriminační funkce neobsahující tento rozměr. Nicméně i tyto rozměry udávající délku kosti jsme měřili, a to se záměrem je porovnat s hodnotami stejných rozměrů jiných populací.

Měření probíhalo v prostředí programu Morphome3cs (v. 2.0), který byl vyvinut na Matematicko-fyzikální fakultě Karlovy Univerzity v Praze. Samotné měření bylo prováděno tak, že jsme na místa, odpovídající místům dotyku osteometrických nástrojů v souladu s definicemi, nanasly landmarky pomocí 3D landmark editoru. Podrobněji jsme jednotlivé postupy rozeepsali u jednotlivých rozměrů. Program umožňuje různé natáčení a rotace s objekty což výrazně usnadňuje simulaci různých poloh kosti, podle toho, kterou potřebujeme. Po nanesení landmarků nám program vypočítal vzdálenost mezi vybranými body, a tak jsme získali hodnotu rozměru, se kterou jsme dále pracovali.

8.2. Vybrané rozměry a jejich definice

Na základě výše uvedených kritérií jsme vybrali 10 rozměrů na holenní kosti, které vyhověly požadavkům, a dva rozměry udávající délku. U jednotlivých rozměrů jsou kromě definic uvedeny i měřicí nástroje, které využívá klasická osteometrie. V této práci, jelikož jsme pracovali s virtuálními modely tibií, byly nanášeny nejprve landmarky, mezi kterými byly následně programem Morphome3cs změřeny vzdálenosti, čímž jsme získali metrický rozměr. Pozice kam byly landmarky nanášeny jsou popsány u jednotlivých rozměrů a dále je znázorňují obrázky 7 až 9.

Na proximální část bylo umístěno celkem 14 landmarků (1–12, 27 a 28), na těle kosti v úrovni *foramen nutricium* 4 (13–16) a na distální části 6 landmarků (17–22). Dále byl pro jeden z rozměrů (M6) vygenerován bod 23 ve středu vzdálenosti mezi landmarkem 18 a 20. Pro další z rozměrů (M3) na proximální části bylo nutné nejprve vytvořit mediální rovinu (definovanou body 24–26) viz níže.

Rozměry označené písmenem M (Martin), kterých je většina, definovali Martin a Saller (1957), v ostatních případech je autor definice uveden v závorce za názvem rozměru.

1. Největší délka tibie (M1a)

Je definována jako vzdálenost mezi nejvíce vyčnívajícím bodem na *eminentia intercondylaris* a vrcholem *malleolus medialis*. Kost leží na osteometrické desce zadní stranou, tak aby podélná osa kosti ležela rovnoběžně s měřicí deskou a hrot mediálního kotníku nedotýkal krátké svislé stěny. Pohyblivá destička se přikládá k mezihrbolkové vyvýšenině.

Náš postup spočíval v tom, že jsme nejdříve nanесли landmark na nejvíce vyčnívajícím bodem na *eminentia intercondylaris* (landmark číslo 9) a nejvíce distální bod na vnitřním kotníku (landmark číslo 22) viz obrázek 7 a 9. Jejich vzdálenost odpovídá rozměru M1a.

2. Kondylo-astragální délka tibie, fyziologická délka (M2)

Vzdálenost mezi středem *facies articularis superior* mediálního kondylu a bází *malleolus medialis* tam, kde se kloubně pojí s kostí hlezenní. Rozměr je měřen pomocí dotykového měřidla.

Na virtuálním modelu jsme měřili tento rozměr jako vzdálenost mezi landmarkem umístěným ve středu artikulární plochy mediálního kondylu (landmark 10) a středem *facies articularis inferior* (landmark 21) viz obrázek 7 a 9.

3. Největší šířka proximální části tibie (M3)

Rožměř M3 je definován jako vzdálenost mezi do stran nejvíce vyčnívajícími body mediálního a laterálního kondylu. Při měření na osteometrické desce na ní kost leží zadní stranou, laterální stranou se dotýká podélné svislé stěny a pohyblivou destičku přikládáme k mediálnímu kloubnímu hrbole. Při silné torzi kost pootočíme tak, aby se skutečně jednalo o největší rožměř.

Pro změření tohoto rožměřu byly nejdřívě umístěny tři landmarky (24 – 26) pro vytvoření mediální roviny a dále pak dva landmarky (27, 28) na nejvíce vystupující místa na proximální části kosti vzhledem k mediální rovině (Obr. 7). Body 27 a 28 jsou na tečné rovině, která je rovnoběžná s rovinou definovanou body 24, 25 a 26.

4. Biartikulární šířka, BB – „biarticular breadth“ (Holland, 1991)

Biartikulární šířku Holland definoval jako maximální šířku proximálního artikulačního povrchu, měřenou od laterálního okraje laterálního kondylu k mediálnímu okraji mediálního kondylu. Tento rožměř není totožný s rožměřem M3. Posuvné měřidlo se dotýká pouze artikulační plochy kondylů.

Jak je vidět na obrázku 7, v našem případě byl rožměř měřen jako vzdálenost mezi dvěma nejvíce do stran vyčnívajícími body na artikulačním povrchu, kam jsme umístili landmarky 11 a 12.

5. Šířka horní mediální kloubní plochy (M3a)

Rožměřu M3a odpovídá horizontální vzdálenosti *tuberculum intercondylare mediale* od středu postranních okrajů mediální kloubní plochy. V klasické osteometrii je měřen posuvným měřidlem s pohyblivými rameny kolmo na rožměř M4a.

Landmarky v případě tohoto rožměřu byly umístěny na střed *tuberculum intercondylare mediale* (landmark 1) a na postranní okraj mediální plochy (landmark 2). Spojením těchto dvou landmarků a landmarků určujících rožměř M4a liniemi, jsme mohli kontrolovat a korigovat, aby byly rožměřy na sebe navzájem kolmé (Obr. 7).

6. Šířka horní laterální kloubní plochy (M3b)

Horizontální vzdálenost *tuberculum intercondylare laterale* od středu postranních okrajů laterální kloubní plochy. Měřen je posuvným měřidlem s pohyblivými rameny kolmo na rožměř M4b.

Postup měření obdobný jako v předchozím případě, mezi landmarky 5 a 6 (Obr. 7).

7. Hloubka horní mediální kloubní plochy (M4a)

Tento rozměr je definován jako největší sagitální vzdálenost předního od zadního okraje proximální mediální kloubní plochy, měřený posuvným měřidlem.

My jsme postupovali tak, že jsme landmarky nanесли na nejvzdálenější body mediální kloubní plochy v sagitálním směru (landmarky 3 a 4). Propojením linií mezi landmarky lze odvodit rozměr v horizontálním směru (Obr. 7).

8. Hloubka horní laterální kloubní plochy (M4b)

Největší sagitální vzdálenost předního a zadního okraje proximální laterální kloubní plochy, měřená posuvným měřidlem.

Postup měření obdobný jako v předchozím případě, mezi landmarky 7 a 8 (Obr. 7).

9. Největší šířka distální části tibie (M6)

Vzdálenost nejvíce postranně vyčnívajícího bodu na *malleolus medialis* od laterální plochy distální části. Na osteometrické desce leží kost svojí laterální stranou na podélné svíslé desce, tak aby se dotýkala oběma výběžky ohraničující *incisura fibularis*. Pohyblivou destičku přikládáme k mediálnímu kotníku. Možné měřit i posuvným měřidlem.

Tento rozměr (Obr. 9) jsme měřili následovně. Nejprve jsme umístili landmarky na nejvíce vyčnívající body na výběžcích lýtkového zářezu (landmarky 18 a 20), mezi kterými jsme si nechali programem Morphome3cs určit bod na středu jejich vzdálenosti (landmark 23). Dále jsme další landmark umístili na nejvzdálenější bod na protější straně mediálního kotníku (17). Vzdálenost bodů 23 a 17 odpovídá rozměru M6.

10. Distální šířka, DŠ (Işcan a Miller-Shaivitz, 1984b)

Autoři definovali tento rozměr jako největší vzdálenost mezi *malleolus medialis* a středem *incisura fibularis*. Pro jeho měření využívají posuvné měřidlo.

V tomto případě jsme umístila jeden landmark (číslo 19) do středu lýtkového zářezu a druhý (17) na nejvzdálenější místo mediálního kotníku na protější straně, viz Obr. 9.

11. Sagitální průměr na úrovni *foramen nutricium* (M8a)

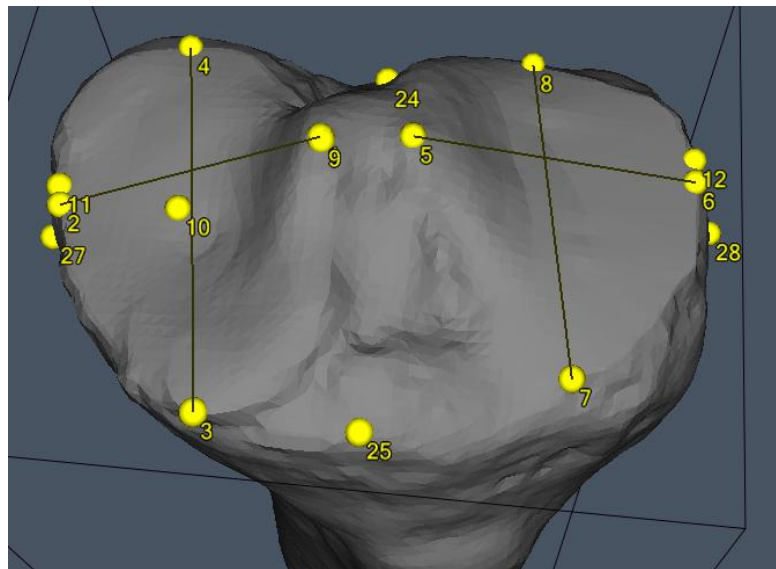
Přímá vzdálenost mezi *margo anterior* a *facies posterior*, měřená posuvným měřidlem na úrovni *foramen nutricium* odpovídá rozměru M8a.

My jsme umístili jeden landmark (13) na *margo anterior* na úrovni *foramen nutricium*, druhý pak ve stejné úrovni v sagitálním směru na *facies posterior* (15), viz Obr. 8. Jejich vzájemná vzdálenost odpovídá rozměru M8a.

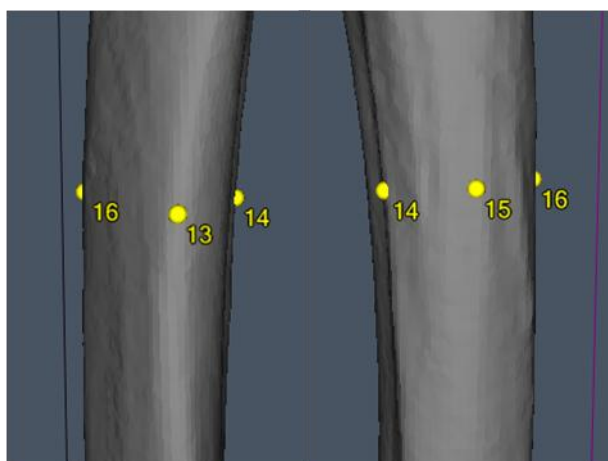
12. Transverzální průměr na úrovni *foramen nutricium* (M9a)

Rozměr M9a je definován jako přímá vzdálenost mezi *margo medialis* a *margo interosseus* na úrovni *foramen nutricium*, měřená posuvným měřidlem.

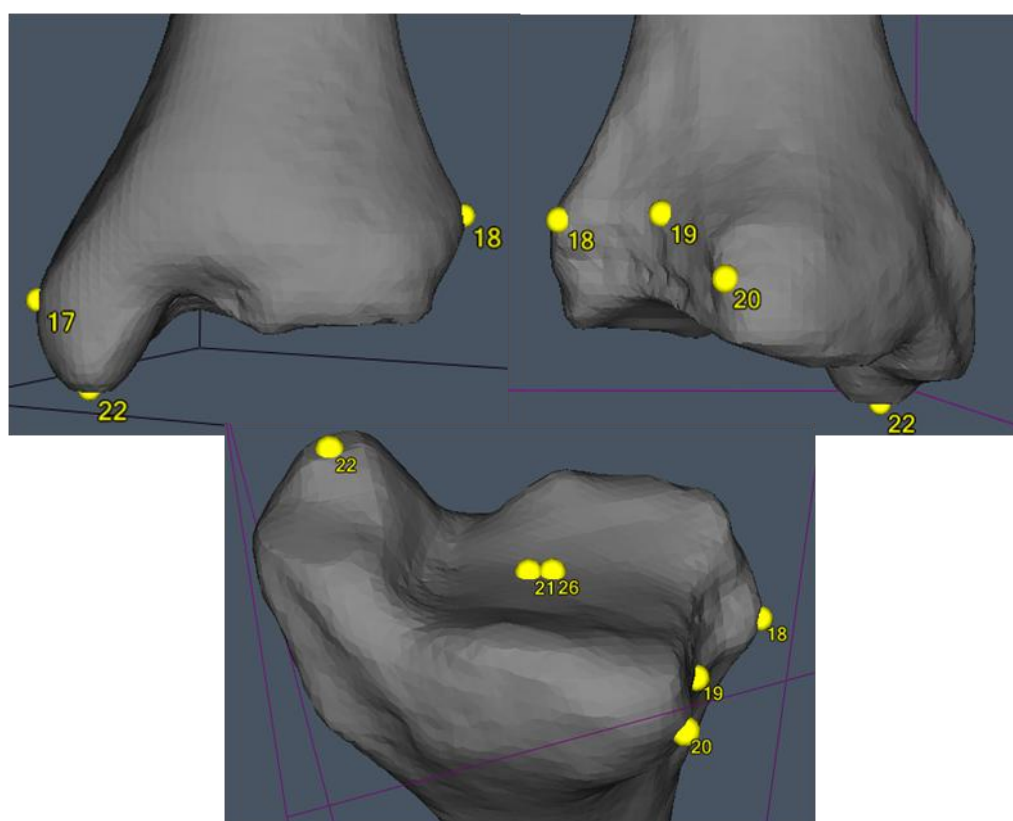
My jsme nejprve umístili jeden landmark na *margo interosseus* (14) v úrovni *foramen nutricium* a druhý pak na *margo medialis* (16) ve stejné úrovni (Obr. 8) tak, aby vzdálenost mezi nimi byla co největší.



Obr. 7. Proximální část tibiae s landmarky 1–12 a 24, 25, 27 a 28 (anteriorní pohled), program Morphome3cs.



Obr. 8. Tělo holenní kosti s landmarky 13–16 (zleva – anteriorní a posteriorní pohled), program Morphome3cs.



Obr. 9. Distální část tibie s landmarky 17–22 a 26 (zleva – anteriorní, laterální a kaudální pohled) v programu Morphome3cs.

8.3. Výběr již publikovaných diskriminačních funkcí tibie

Po prostudování literatury jsme vybrali diskriminační funkce navržené jak pro evropské, tak i pro neevropské populace z různého časového období. Záměrně jsme vybrali i diskriminační funkce navržené pro populace od našeho souboru více odlišné. Výběr DF byl zaprvé proveden s ohledem na kritéria a limity výběru metrických rozměrů. Dále jsme nebrali v potaz jednorozměrné diskriminační funkce, neboť z jednoho rozměru nelze spolehlivě určit pohlaví, z důvodu překrývání projevů pohlavního dimorfismu u žen a mužů (Sjøvold, 1988; Garcia, 2010). Vybrané funkce tedy obsahují dvě a více proměnných.

Požadavky splnilo 11 diskriminačních funkcí, které uvádíme níže, společně s jejich dělicími hodnotami a dosaženým úspěchem klasifikace. Jako první uvádíme diskriminační funkce navržené v evropských populacích, dále pak v populaci euroamerické, jihoafrické a na konec v populaci japonské.

8.4. Diskriminační funkce pro tibii v evropských, afrických, amerických a asijských populacích

Pro portugalskou populaci vytvořil diskriminační funkce pro holenní kost Brůžek (1995). Je to populace, jejíž období narození spadá mezi počátek 19. a počátek 20. století. Od naší populace se obdobím narození liší o celé jedno století. Geograficky tuto populaci řadíme mezi jihoevropské populace, které zde ještě mají i další zastoupení. Rozměry označené M pochází od Martina a Sallera, rozměr označený BB definoval Holland (1991). Celkem byly vybrány 4 diskriminační funkce (DF1–DF4).

1. **DF1** = $(0,3209 \cdot BB) + (-0,2450 \cdot M3a) + (0,1736 \cdot M3b) + (0,4658 \cdot M4b) - 36,9645$

Dělicí hodnota: $\check{Z} < -0,0632 < M$

Úspěšnost klasifikace 84,2 % (83,7 % pro ženy a 84,8 % pro muže)

2. **DF2** = $(0,2968 \cdot BB) + (-0,2355 \cdot M3a) + (0,1661 \cdot M3b) + (0,0622 \cdot M4a) + (0,4492 \cdot M4b) - 37,4846$

Dělicí hodnota: $\check{Z} < -0,0632 < M$

Úspěšnost klasifikace 84,2 % (83,7 % pro ženy a 84,8 % pro muže)

3. **DF3** = (0,2831*M3b) + (0,5654* M4b) – 29,2358

Dělicí hodnota: $\check{Z} < -0,0632 < M$

Úspěšnost klasifikace 85,3 % (87,8 % pro ženy a 82,6 % pro muže)

4. **DF4** = (0,3654*M8a) + (0,4289*M9a) – 21,6400

Dělicí hodnota: $\check{Z} < -0,7499 < M$

Úspěšnost klasifikace 79,0 % (77,6 % pro ženy a 80,4 % pro muže)

Kranioti a Apostol (2015) navrhli diskriminační funkce také pro populace jižní Evropy. Pracovali s recentními osteologickými sbírkami ze Španělska, Itálie a Řecka. Tyto populace navíc ještě sloučili do jedné a navrhli diskriminační funkce i pro středomořskou geografickou oblast Evropy. Období úmrtí všech těchto jihoevropských populací spadá do druhé poloviny 20. století. Tyto populace jsou nám z hlediska období bližší než předchozí populace portugalská. Funkce uvádím v tomto pořadí – DF navržené na španělské (DF5), italské (DF6), řecké (DF7) a smíšené (DF8) populaci.

5. **DF5** = (0,2980*M3) + (0,0066*M6) – 21,8219

Dělicí hodnota: $\check{Z} < 0 < M$

Úspěšnost klasifikace 93,5 % (92,0 % pro ženy a 95,2 % pro muže)

6. **DF6** = (0,1379*M3) + (0,1460*M6) – 19,1636

Dělicí hodnota: $\check{Z} < 0 < M$

Úspěšnost klasifikace 88,2 % (91,4 % pro ženy a 80,4 % pro muže)

7. **DF7** = (0,1724*M3) + (0,1527*M6) – 18,9237

Dělicí hodnota: $\check{Z} < 0 < M$

Úspěšnost klasifikace 87,8 % (85,9 % pro ženy a 89,4 % pro muže)

8. **DF8** = (0,2255*M3) + (0,0543*M6) – 18,7601

Dělicí hodnota: $\check{Z} < 0 < M$

Úspěšnost klasifikace 85,9 % (87,6 % pro ženy a 84,1 % pro muže)

Z diskriminačních funkcí Işcana a Miller-Shaivitze (1984b) navržených v americké populaci, vyhovovala všem kritériím jen jedna diskriminační funkce (DF9). Jedná se o euroamerickou populaci, jež je nám sice geograficky vzdálená, ale část období narození těchto jedinců se překrývá s obdobím narození naší populace.

$$9. \text{DF9} = (0,2346 * T3) + (0,0977 * D\check{S}) - 21,3592$$

Dělicí hodnota: $\check{Z} < 0 < M$

Úspěšnost klasifikace 84,8 % (84,6 % pro ženy a 85,0 % pro muže)

Dále jsme vybrali diskriminační funkci navrženou i pro zástupce afrického kontinentu (DF10), konkrétně pro jihoafrickou populaci, kterou vytvořili Steyn s Işcanem (1997). Široké rozmezí let narození této populace zahrnuje v celé šíři i období narození v naší populaci, avšak sahá i o celé jedno století dále do historie.

$$10. \text{DF10} = (0,1237 * M3) + (0,2218 * M6) - 19,7713$$

Dělicí hodnota: $\check{Z} < -0,0963 < M$

Úspěšnost klasifikace 90,6 % (92,0 % pro ženy a 89,3 % pro muže)

Jako poslední bychom rádi testovali diskriminační funkci (DF11) vytvořenou na japonské populaci, zástupci z asijského kontinentu. Jejimi autory je Işcan et al. (1994). Populace, kterou měli autoři k dispozici, žila především ve 20. století a zemřela v 2. polovině tohoto století. Považujeme ji také za recentní.

$$11. \text{DF11} = (0,1529167 * M3) + (0,2284790 * D\check{S}) - 20,5825$$

Dělicí hodnota: $\check{Z} < -0,15 < M$

Úspěšnost klasifikace 87,2 % (79,4 % pro ženy a 93,2 % pro muže)

8.5. Výběr rozměrů pro návrh vlastních DF v recentní české populaci

Pro návrh vlastních diskriminačních funkcí jsme vybírali nejvíce pohlavně dimorfní rozměry na tibii. Jak bylo v literatuře několikrát potvrzeno, proximální část je oblastí projevující pohlavní dimorfismus nejmarkantněji. Z tohoto důvodu jsme upřednostnili rozměry

v oblasti kolenního kloubu, jako rozměr BB, M3, M3a, M3b, M4a, M4b a posledním vybraným rozměrem je M6, který použila většina testovaných autorů v kombinaci s rozměrem M3. Samotný návrh DF, podle kombinací dvou a více rozměrů, které poskytují největší úspěšnost klasifikace, probíhal v programu Statistica.

8.6. Statistické zpracování dat

Základní statistické charakteristiky, výpočet indexu pohlavního dimorfismu a aplikace českých rozměrů do vybraných již publikovaných diskriminačních funkcí byly provedeny v programu Excel (2007). Na všeskeré další statistické zpracování byl použit program Statistica (verze 12). Především nás zajímalo, zda je míra pohlavního dimorfismu v rámci české populace signifikantní a jestli jsou rozdíly mezi českou populací a srovnávanými populacemi signifikantní. Tento program byl využit i pro navržení vlastních diskriminačních funkcí.

8.6.1. Základní statistické charakteristiky

Mezi základními popisnými statistikami jsme v první řadě počítali průměr. Průměr je nejpoužívanější mírou polohy, počítaný jako součet všech hodnot vydělený jejich počtem. Dále nás zajímala největší a nejmenší hodnota uspořádaného seznamu, tedy maximum, respektive minimum. Nakonec jsme počítali směrodatnou odchylku, jako odmocninu z rozptylu. Směrodatná odchylka má stejný rozměr jako naměřené hodnoty a jejich průměr. Zpracováno podle Zvára (1999, 2003) a Tvrdlík (2010).

8.6.2. Pohlavní dimorfismus v českém vzorku a jeho porovnání s ostatními soubory

Abychom zhodnotili, zda existuje rozdíl mezi mužskými a ženskými rozměry tibie v recentní české populaci, použili jsme t-test pro nezávislé vzorky dle skupin (muž, žena). Využití t-testu (nezávislý dvouvýběrový t-test) předpokládá normální rozdělení. Nulová hypotéza předpokládá rovnost populačních průměrů rozměrů žen a mužů (Zvára, 1999). Tuto hypotézu jsme zamítali na 5% a 1% hladině významnosti.

Následně jsme pohlavní dimorfismus vyjádřili pomocí jednoduchého indexu pohlavního dimorfismu ISD, který je počítán podle vzorce (Humphries a Ross, 2011):

$$ISD = \left(\frac{\bar{x}_m}{\bar{x}_z} - 1 \right) * 100$$

kde \bar{x}_m je průměrná mužská hodnota rozměru a \bar{x}_z průměrná hodnota rozměru žen. Tento index jsme spočítali pro všech dvanáct rozměrů.

ISD jsme použili i pro porovnání pohlavního dimorfismu mezi českou populací a populacemi užitých vybranými autory. Pro porovnání pohlavního dimorfismu mezi vzorky ve svých publikacích ISD použili např. Humphries a Ross (2011), či v diplomové práci Mesteková (2012). Jelikož každý autor měřil jiné kombinace a množství rozměrů, porovnání s českými hodnotami probíhalo pro každou populaci zvlášť. Následně jsme tuto dvojici indexů (české a srovnávané populace) podrobili t-testu za účelem potvrzení či vyvrácení nulové hypotézy. Nulovou hypotézu předpokládající rovnost stupňů pohlavních dimorfismů ve srovnávaných populacích jsme zamítali na 5% hladině významnosti. Normální rozdělení ve vzorku jsme pro vybrané populace nemohli otestovat, jelikož jsme měli z publikací dostupné jen průměrné hodnoty rozměrů a SD, nicméně bylo zjištěno již autory. Usuzujeme na to podle jimi použitých statistických metod, které normální rozdělení vyžadují (analýza rozptylu, F-test, t-test). Analýza rozptylu porovnává variabilitu mezi průměry v jednotlivých výběrech s celkovou variabilitou jednotlivých pozorování uvnitř výběrů. F-test testuje shodu rozptylů v obou výběrech a t-test viz výše (Zvára, 1999).

9. Výsledky

9.1. Intraobservační chyba a její stanovení

Landmarky byly naneseny na sedm libovolně vybraných kostí sedmkrát za sebou, přičemž tato opakování měla mezi sebou nejméně jeden den odstup. Umístění každého landmarku je dáno třemi souřadnicemi a na základě toho, jak se tyto souřadnice liší mezi sedmi opakováními, program Morphome3cs vypočetl intraobservační chybu. Průměrná hodnota chyby činí 0,45 mm. Nejmenší chyba byla naměřena u landmarku číslo 5 (0,18 mm) a naopak nejvyšší u landmarku číslo 16 (0,68 mm).

9.2. Pohlavní dimorfismus tibie v recentní české populaci

Tabulka číslo 5 uvádí výsledky univariační statistiky. Počítali jsme průměrné hodnoty, směrodatné odchylky a také minimální a maximální hodnoty rozměrů pro obě pohlaví zvlášť. Pro všechny rozměry byl použit stejný počet jedinců.

Z výsledků t-testu pro nezávislé vzorky, který byl proveden za účelem zjištění odlišnosti mužských a ženských rozměrů v české populaci plyne, že se muži a ženy signifikantně liší ve všech rozměrech, jediný rozměr DŠ leží na 5% hladině významnosti. Ostatní rozměry jsou u mužů větší než u žen na 1% hladině významnosti a byla tak zamítnuta nulová hypotéza o rovnosti populačních průměrů rozměrů mužů a žen. Výsledky t-testu jsou prezentovány v tabulce 6.

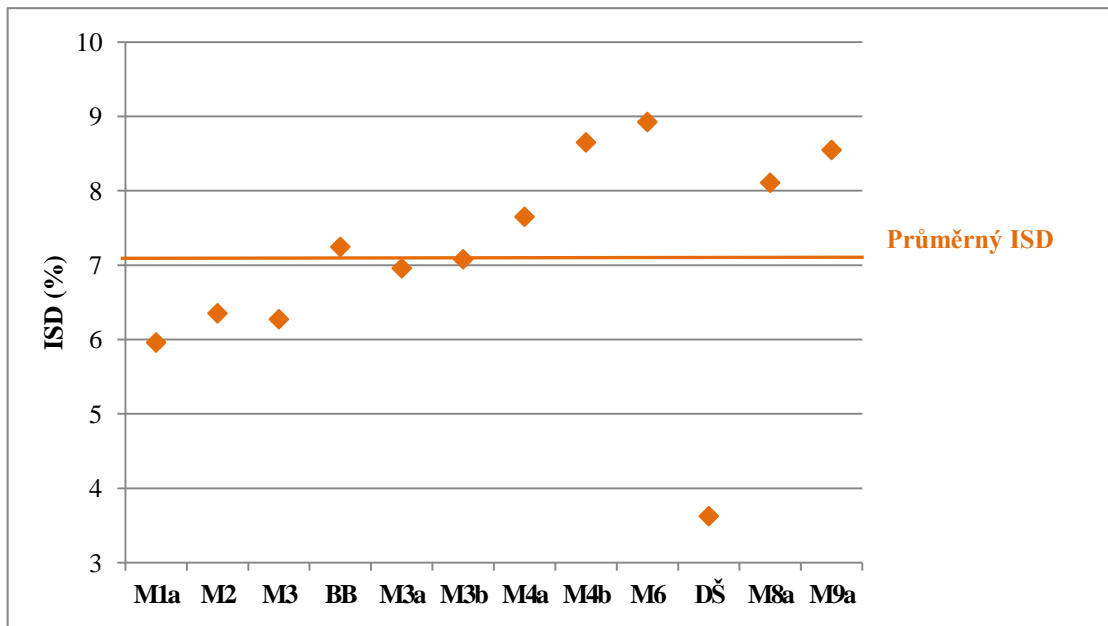
Velikost pohlavního dimorfismu v České republice jsme dále vyjádřili pomocí ISD, jehož výsledky v grafické podobě zaznamenává graf 1. Na ose x leží jednotlivých 12 rozměrů a na ose y pak hodnoty ISD. Průměrná hodnota indexu pohlavního dimorfismu, která je v grafu vyznačena, vyšla 7,11 % (s rozmezím 3,62–8,92 %). Nejnižší stupeň pohlavního dimorfismu byl zaznamenán u rozměru DŠ, což se shoduje s výsledky t-testu, který neprokázal signifikantní rozdíly mezi mužskými a ženskými hodnotami tohoto rozměru. Naopak mezi rozměry vykazující nejvyšší pohlavní dimorfismus patří rozměr M6 a dále pak rozměry M4b a M9a.

Tab. 5. Základní statistické charakteristiky recentního českého souboru. Rozměry udávané v mm, N – počet jedinců, SD – směrodatná odchylka, Min – minimální hodnota, Max – maximální hodnota.

Rozměr (mm)	Muži – statistické charakteristiky N=30				Ženy – statistické charakteristiky N=26			
	Průměr	SD	Min	Max	Průměr	SD	Min	Max
M1a	395,13	26,65	333,99	454,75	372,91	26,71	316,78	446,64
M2	370,38	25,46	311,20	422,77	348,26	25,34	293,32	415,96
M3	81,67	4,01	72,51	90,02	76,85	5,29	69,92	92,10
BB	77,72	3,99	69,48	85,72	72,47	4,75	64,57	84,20
M3a	34,13	2,21	30,15	39,71	31,91	2,39	27,66	36,49
M3b	34,04	2,91	29,05	40,43	31,79	2,41	28,43	39,20
M4a	49,40	3,24	41,44	55,32	45,89	3,74	40,69	56,22
M4b	39,57	3,43	31,69	45,61	36,42	2,61	32,13	42,11
M6	54,93	3,52	48,91	63,74	50,43	2,56	43,16	56,91
DŠ	50,04	2,93	45,25	55,59	48,29	3,50	41,42	56,40
M8a	37,74	3,95	30,20	46,37	34,91	3,19	29,69	43,22
M9a	28,32	2,18	24,91	33,32	26,09	2,29	23,19	32,62

Tab. 6. Pohlavní rozdíly tibie v české populaci. Průměrné hodnoty udávány v mm, N – počet jedinců, SD – směrodatná odchylka, signif. – signifikance. Pohlavní rozdíly testovány na 1% a 5% hladině významnosti.

Rozměr (mm)	Muži (N=30)		Ženy (N=26)		T test
	Průměr	SD	Průměr	SD	signif.
M1a	395,13	26,65	372,91	26,71	0,004
M2	370,38	25,46	348,26	25,34	0,002
M3	81,67	4,01	76,85	5,29	0,000
BB	77,72	3,99	72,47	4,75	0,000
M3a	34,13	2,21	31,91	2,39	0,001
M3b	34,04	2,91	31,79	2,41	0,003
M4a	49,40	3,24	45,89	3,74	0,001
M4b	39,57	3,43	36,42	2,61	0,000
M6	54,93	3,52	50,43	2,56	0,000
DŠ	50,04	2,93	48,29	3,50	0,050
M8a	37,74	3,95	34,91	3,19	0,006
M9a	28,32	2,18	26,09	2,29	0,001



Graf 1. Pohlavní dimorfismus v české populaci pro každý rozměr (M1a, M2, M3, BB, M3a, M3b, M4a, M4b, M6, DŠ, M8a a M9a) vyjádřený indexem pohlavního dimorfismu (ISD).

9.3. Pohlavní dimorfismus tibie mezi populacemi

Zajímalo nás, jak se stupeň pohlavního dimorfismu v české populaci liší od ostatních populací. Z původních publikací jsme měli k dispozici jen průměrné hodnoty rozměrů, ale přesto bylo možné pro každou populaci vypočítat indexy pohlavního dimorfismu, které jsme následně porovnávali s indexy vypočtenými v české populaci. Protože každý autor měřil jiné rozměry i různý počet, srovnávali jsme s českou populací každou populaci zvlášť. Grafické znázornění těchto výsledků, je připojené v přílohách, za seznamem bibliografie, jedná se o grafy 1–7. V každém grafu je kromě hodnot indexů všech měřených rozměrů uvedena a vyznačena průměrná hodnota indexu pohlavního dimorfismu v obou srovnávaných populacích.

Průměrná hodnota osmi indexů pohlavního dimorfismu (pro M2, BB, M3a, M3b, M4a, M4b, M8a a M9a) rozměrů užitých Brůžkem (1995) pro portugalskou populaci činí 11,11 %. Nejvíce se mezi pohlavími liší rozměr M4b a naopak nejméně M3a. Ve španělské populaci je pak průměrný ISD o něco vyšší, konkrétně 13,04 %, což je průměrná hodnota indexu tří rozměrů (M1a, M3 a M6), mezi nimiž vykazuje největší pohlavní dimorfismus M3. Italská (11,22 %) i řecká (11,11 %) populace, u obou se jedná o průměr ISD ze tří rozměrů, vykazují o něco nižší pohlavní dimorfismus. U obou nejvyšší hodnoty ISD dosáhl rozměr M6. Velmi podobné ISD jsme zaznamenali v euroamerické (11,43 %), jihoafrické (12 %) a japonské (11,97 %) populaci, kde se jedná o průměry ISD ze čtyř, pěti, resp. čtyř rozměrů. Nejvíce pohlavně dimorfní u první z nich je rozměr M8a, u druhé rozměr M3 a u třetí M9a.

Za pomoci t-testu jsme mezi českou a srovnávanými populacemi zjistili signifikantní rozdíly v míře pohlavního dimorfismu. Jedinou výjimku tvoří řecká populace, která také projevuje větší pohlavní dimorfismus, ovšem nejedná se o statisticky významné rozdíly. Nulovou hypotézu jsme, tedy až na tuto výjimku, zamítli. Z výsledků vyplývá, že česká populace projevuje signifikantně menší pohlavní dimorfismus tibie.

9.4. Spolehlivost určení pohlaví vybranými diskriminačními rovnicemi

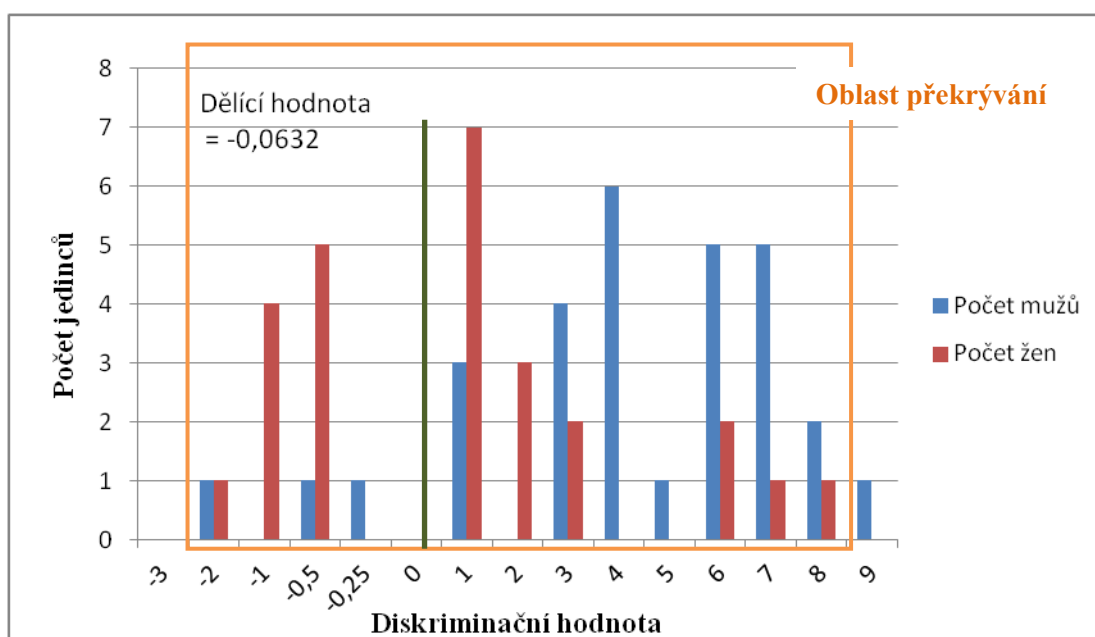
V následujících podkapitolách budou zhodnoceny výsledky všech testovaných diskriminačních funkcí podle jejich autorů. Výsledky spolehlivosti klasifikace každé DF prezentují histogramy s uvedenou dělicí hodnotou a oblastí překrývání. Na závěr každé této dílčí kapitoly je zařazen srovnávací graf znázorňující udávanou úspěšnost klasifikace

referenčního souboru a spolehlivost testovaného vzorku. Kromě toho je zde také umístěna pro každou populaci tabulka, která nese informace o rozdílech v mm mezi průměrnými hodnotami rozměrů české a srovnávané populace. V příloze je pak uvedena souhrnná tabulka (Tab. 1) průměrných hodnot jednotlivými autory použitých rozměrů, které byly pro tyto výpočty použity. Celkové procentuální porovnání úspěšnosti a spolehlivosti všech testovaných DF je uvedeno na úplném konci kapitoly 9.4 v souhrnné tabulce 12 a 13.

9.4.1. Určení pohlaví podle DF publikovaných Brůžkem (1995)

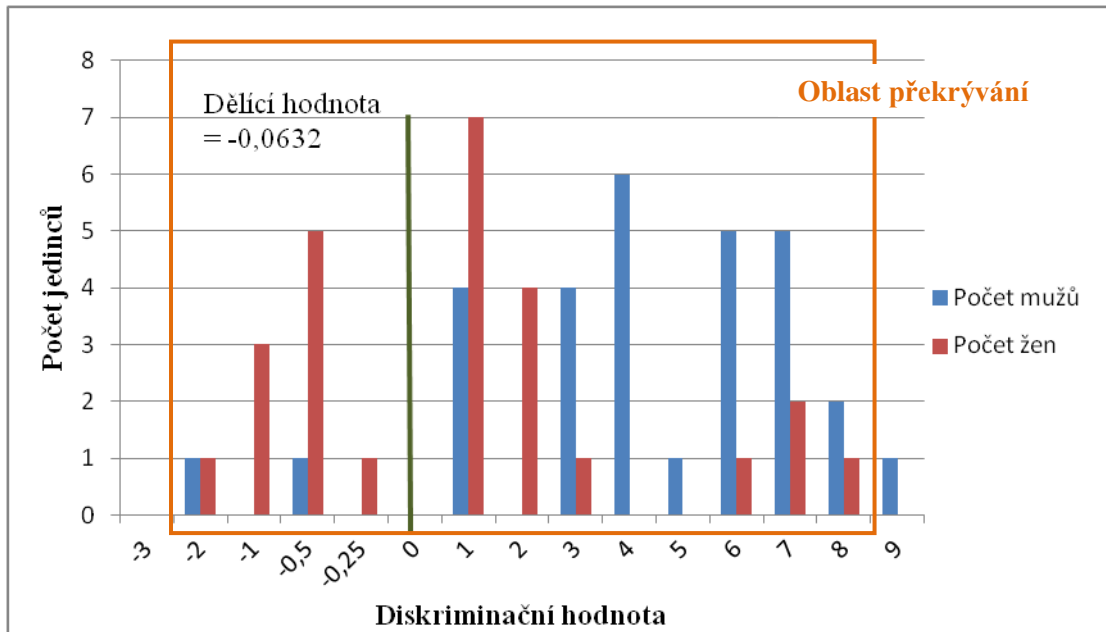
Jako první jsme testovali diskriminační funkce pro portugalskou populaci navržené Brůžkem (1995). Originální populace je v porovnání s naším recentním vzorkem o jedno století starší a čítá 46 mužů a 49 žen. Testovali jsme čtyři diskriminační funkce DF1–DF4. Užitím těchto funkcí v našem souboru byli muži správně určeni v 83,3–100 % případů, ale ženy byly nadhodnocovány a funkce je určovaly spíše jako muže. Jejich správná klasifikace se pohybovala mezi 0–53,9 %.

První testovanou funkcí byla DF1, která používá čtyři proměnné (BB, M3a, M3b a M4b). Výsledky analýzy prezentuje graf 2 a vidíme, že většina mužů byla klasifikována správně a jen tři z celkového počtu 30, byli určeni jako ženy. Ženy byly správně klasifikovány mnohem hůře, větší polovina z nich, konkrétně 16 žen z celkového počtu 26, byla určena jako muž.



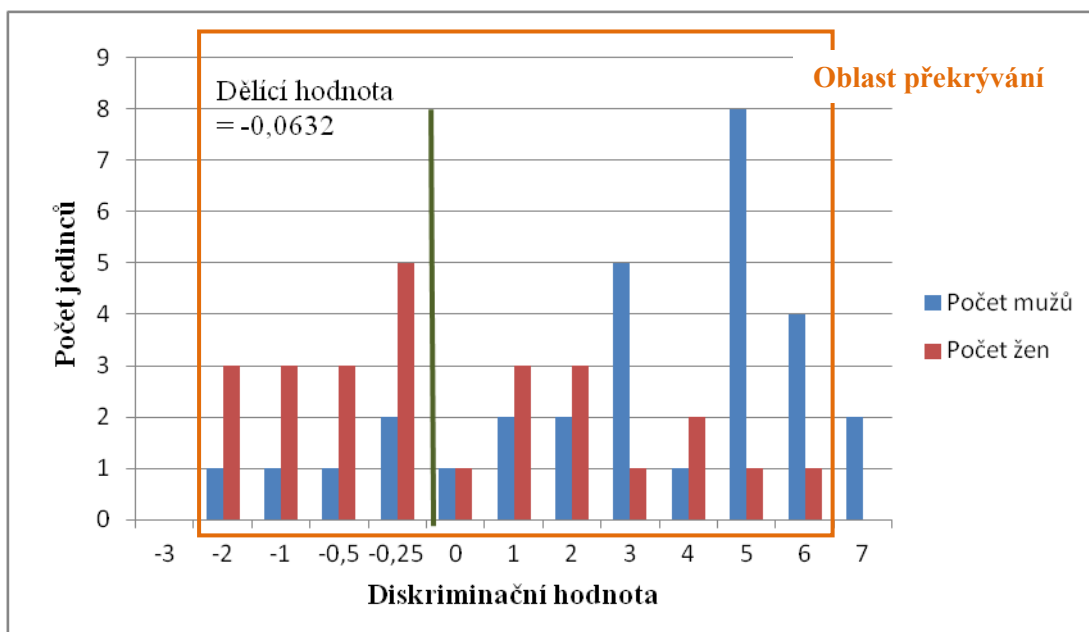
Graf 2. Výsledky DFA užitím DF1 se čtyřmi proměnnými (BB, M3a, M3b a M4b), navržené Brůžkem (1995). Originální vzorek – portugalská populace. $DF1 = (0,3209 * BB) + (-0,2450 * M3a) + (0,1736 * M3b) + (0,4658 * M4b) - 36,9645$.

Výsledky druhé testované funkce DF2 o pěti proměnných (BB, M3a, M3b, M4a a M4b) znázorňuje graf 3. Zde diskriminační hodnoty podhodnotily jen dva muže, kteří tedy nebyli určeni jako muži, ale opět nadhodnotily ženy, které byly z větší poloviny (16 žen) určeny jako muži.



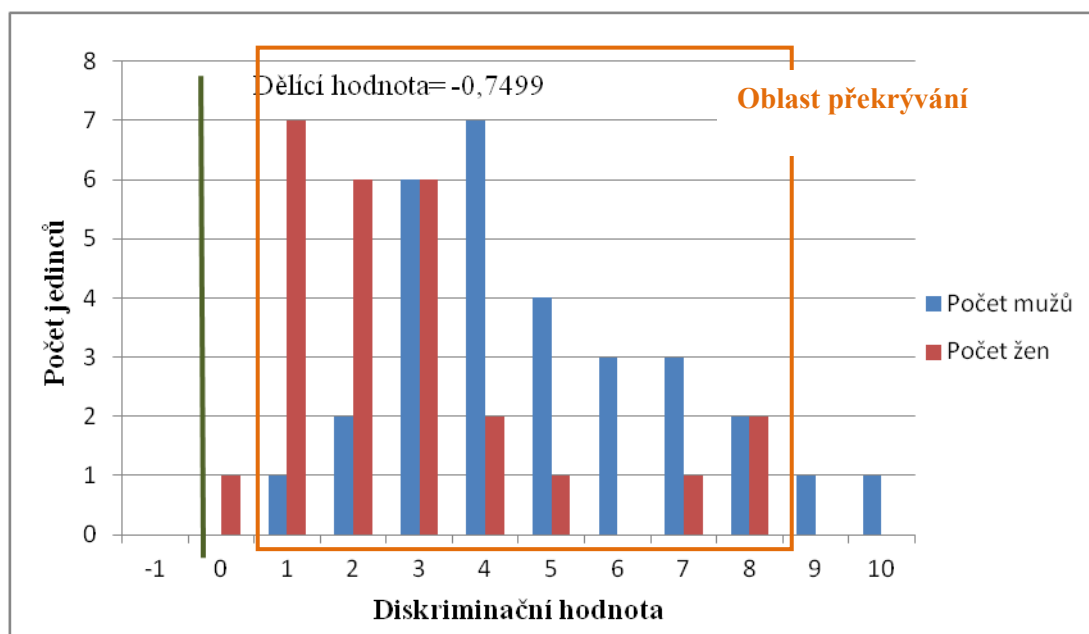
Graf 3. Výsledky DFA užitím DF2 o pěti proměnných (BB, M3a, M3b, M4a a M4b). Navržena Brůžkem (1995), originální vzorek – portugalská populace. $DF2 = (0,2968 * BB) + (-0,2355 * M3a) + (0,1661 * M3b) + (0,0622 * M4a) + (0,4492 * M4b) - 37,4846$.

Jako třetí diskriminační funkci jsme testovali DF3 o dvou proměnných (M3b a M4b). Tato diskriminační funkce oddělila muže a ženy z testovaných funkcí tohoto autora nejlépe (graf 4), přesto správně určila jen lehce nad polovinu žen (14) a podhodnotila pět mužů.



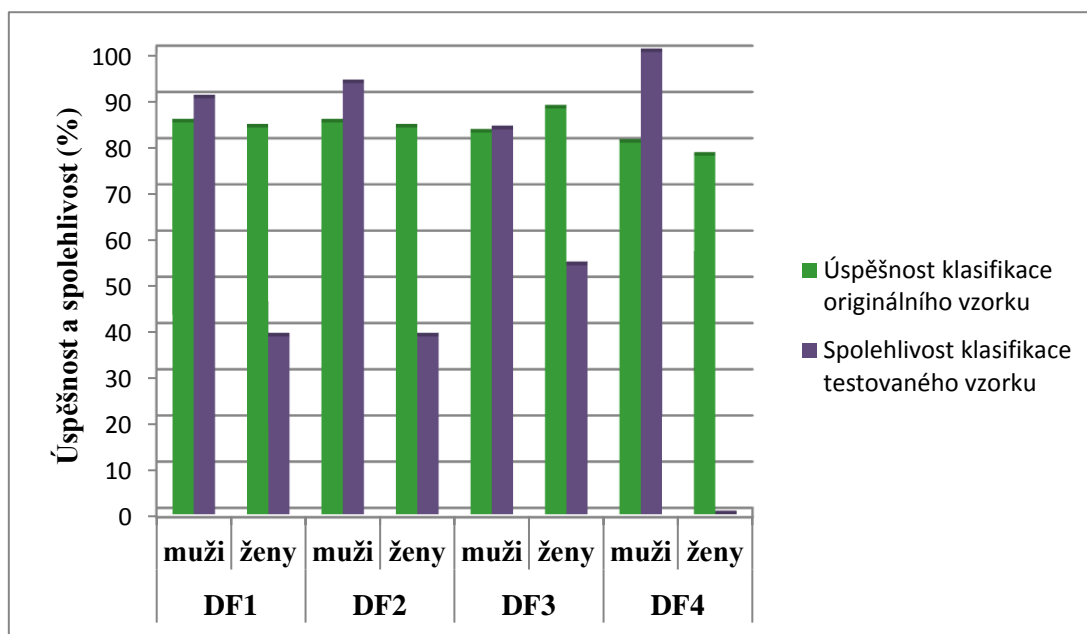
Graf 4. Výsledky DFA užitím DF3 o dvou proměnných (M3b a M4b). Navržena Brůžkem (1995), originální vzorek – portugalská populace. $DF3 = (0,2831 * M3b) + (0,5654 * M4b) - 29,2358$.

Poslední testovanou diskriminační funkcí je DF4 o dvou proměnných (M8a a M9a). Tato funkce nadhodnocuje české ženy až tak, že ani jedna nebyla určena správně. Naopak všichni muži jsou větší než dělicí hodnota a tedy správně klasifikováni, jak lze odečíst z grafu 5.



Graf 5. Výsledky DFA užitím DF4, navržené Brůžkem (1995), o dvou proměnných (M8a a M9a). Originální vzorek – portugalská populace. $DF4 = (0,3654 * M8a) + (0,4289 * M9a) - 21,6400$.

Následující graf (graf 6) porovnává úspěšnost oddělení pohlaví originálního vzorku a spolehlivost oddělení testované české populace. Jak je vidět, muži byli klasifikováni ještě o něco lépe, než je udávaná úspěšnost originálního vzorku. Procentuální hodnoty jsou uvedeny v tabulce 12. Na druhou stranu spolehlivost určení žen je velmi nízká, v případě DF1 a DF2 lehce pod 40 %, DF3 dosáhla necelých 54 % a nejhůře klasifikovala DF4, která neurčila ani jednu ženu, jako ženu.



Graf 6. Porovnání úspěšnost klasifikace pohlaví vzorku portugalské populace a spolehlivosti klasifikace dosažením hodnot vzorku české populace. Diskriminační rovnice DF1–DF4 navržené Brůžkem (1995).

Tabulka 7 udává vypočtený rozdíl mezi průměrnými hodnotami proměnných změřených v naší populaci a hodnotami naměřených autorem v populaci portugalské. Česká populace je ve všech osmi rozměrech (M2, BB, M3a, M3b, M4a, M4b, M8a, M9a) větší než srovnávaná portugalská populace.

Tab. 7. Rozdíl v mm mezi průměrnými hodnotami rozměrů recentní české populace a portugalské populace užitě Brůžkem (1995).

Kladné hodnoty označují pro českou populaci pozitivní rozdíl. M – muži, Ž – ženy.

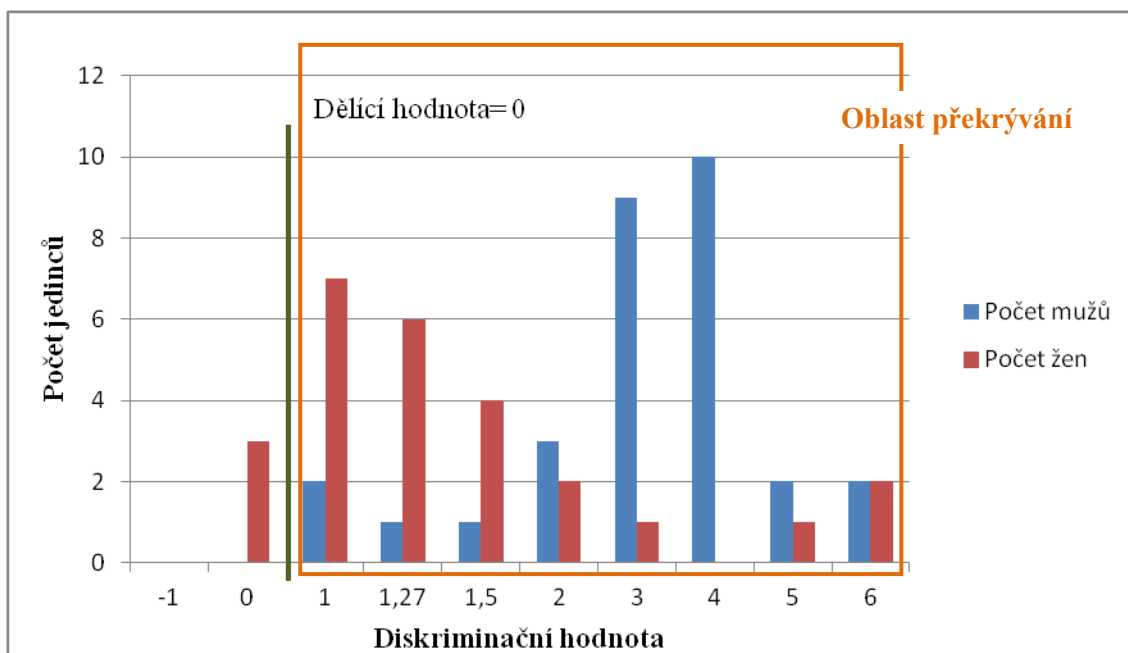
Brůžek (1995)	M	Ž
T2	16,01	22,63
BB	5,90	7,10
T3a	2,90	3,00
T3b	2,40	3,70
T4a	3,60	4,30
T4b	0,35	2,35
T8a	4,47	4,92
T9a	3,51	4,20

Shrňme-li výsledky diskriminačních funkcí navržených pro portugalskou populaci aplikovaných na českou populaci, vidíme, že jsou pro odhad pohlaví v recentní české populaci zcela nevhodné. Jejich použitím dochází k velkému riziku chyby především u žen. Celkové riziko chyby je pak až 50 %.

9.4.2. Určení pohlaví podle DF publikovaných Kranioři a Apostolem (2015)

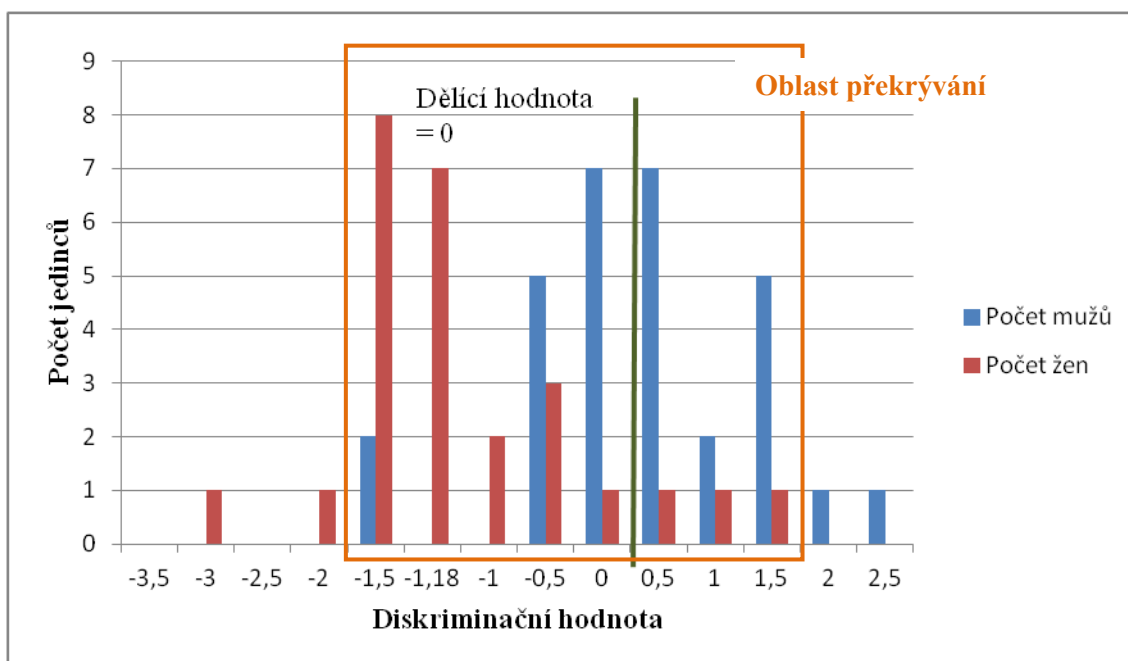
Dalšími autory, kteří vytvořili diskriminační funkce pro evropské populace, jsou Kranioři a Apostol (2015). Pracovali se španělskou (N=47 mužů, N=58 žen), italskou (N=81 mužů, N=109 žen) a řeckou (N=85 mužů, N=72 žen) populací, jejichž období úmrtí spadá do druhé poloviny až třetí čtvrtiny 20. století. Mimo diskriminačních funkcí pro tyto tři populace (DF5–DF7), navrhli klasifikační funkce i pro smíšený vzorek (N=213 mužů, N=239 žen) DF8. Pro všechny z populací a smíšený vzorek byla vybrána DF obsahující dvě proměnné, a to rozměr T3 a T6. Spolehlivost klasifikace mužů tří ze čtyř DF činí 100 %, v DF pro italskou populaci bylo správně klasifikováno jen 55,3 % mužů, pokud se týká žen, spolehlivost ve třech případech nepřekročila 12% hranici, zatímco diskriminační funkcí vytvořenou pro italskou populaci bylo dosaženo 88,5 %. Tyto výsledky dokumentují grafy 7–10.

První uvádíme výsledky diskriminační funkce DF5 navržené pro španělskou populaci, která zahrnuje dvě proměnné (M3 a M6). Jak je zřetelné z grafu 7, všechny diskriminační hodnoty mužů vyšly větší než dělicí hodnota, a ti byli tedy správně klasifikováni. Na druhou stranu, dělicí hodnota správně oddělila jen tři ženy.



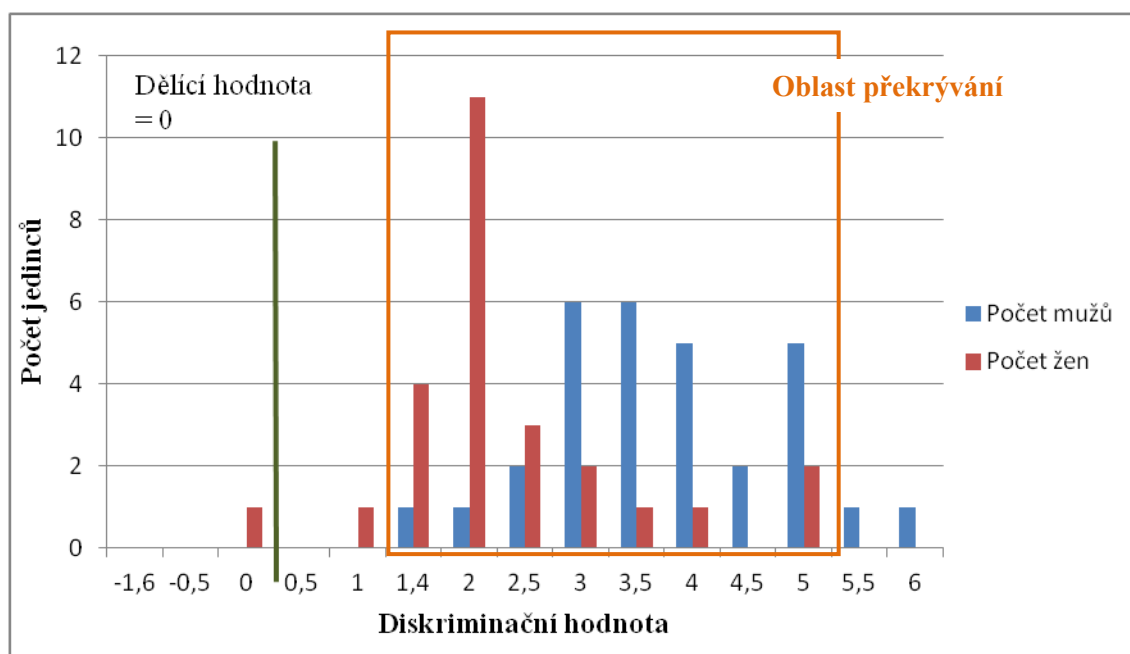
Graf 7. Výsledky DFA užitím DF5, navržené Kranioti a Apostolem (2015), o dvou proměnných (M3 a M6). Originální vzorek – španělská populace. $DF5 = (0,2980 * M3) + (0,0066 * M6) - 21,8219$.

Výsledky pro DF6 navrženou v italské populaci uvádí graf 8. Diskriminační funkce o dvou proměnných (M3 a M6) zde správně klasifikovala největší procento žen. Jen tři ženy byly určeny jako muži, naopak výrazně podhodnotila muže a necelou polovinu (14 jedinců) zařadila mezi ženy.



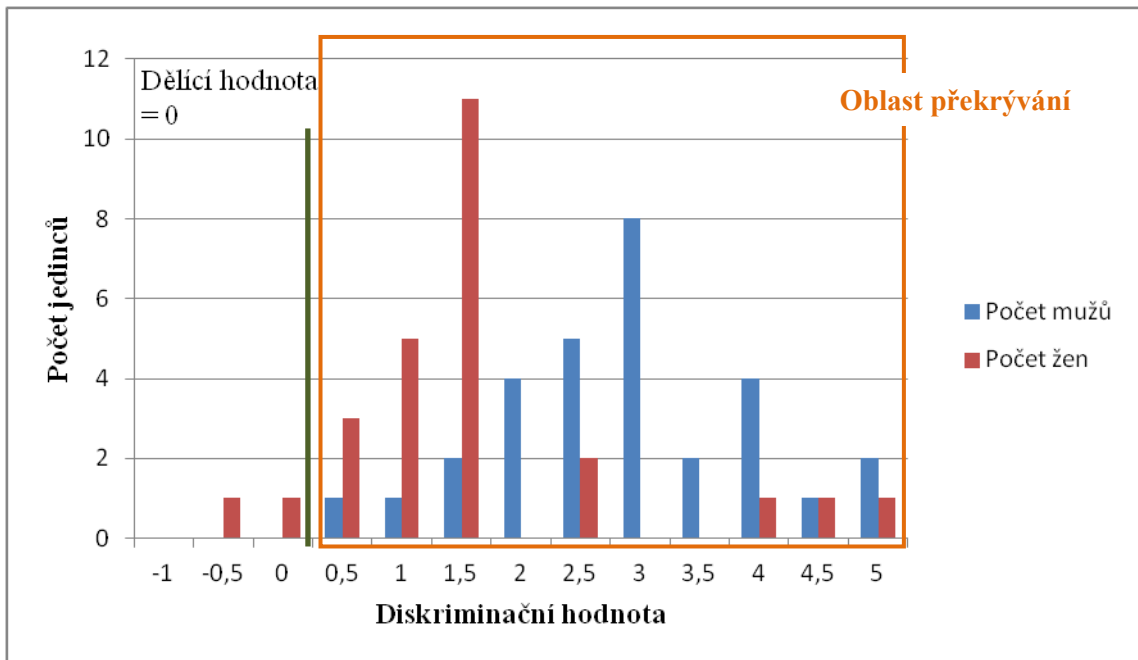
Graf 8. Výsledky DFA užitím DF6, navržené Kranioti a Apostolem (2015), o dvou proměnných (M3 a M6). Originální vzorek – italská populace. $DF6 = (0,1379 * M3) + (0,1460 * M6) - 19,1636$.

Předposlední klasifikační funkcí, která byla vytvořena z řecké populace, je DF7, také se dvěma proměnnými (M3 a M6). Její spolehlivost prezentuje graf 9. Všichni muži byli dělicí hodnotou určení správně a mimo jedné, byly všechny ženy klasifikovány jako muži.



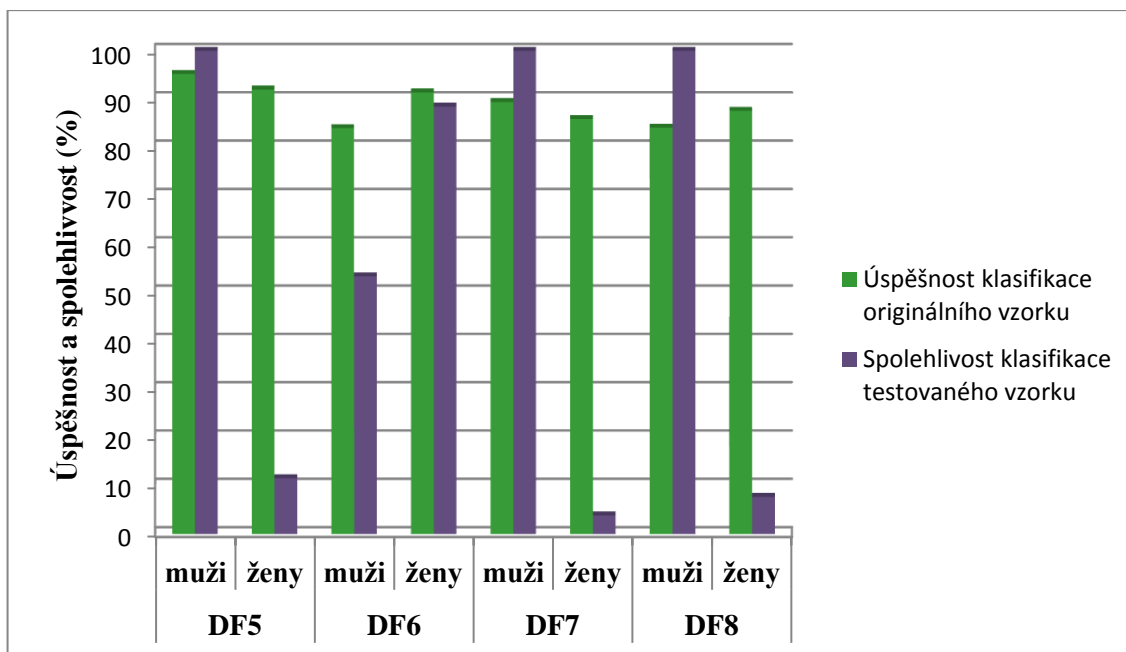
Graf 9. Výsledky DFA užitím DF7, navržené Kranioti a Apostolem (2015), o dvou proměnných (M3 a M6). Originální vzorek – řecká populace. $DF7 = (0,1724 * M3) + (0,1527 * M6) - 18,9237$.

Jako poslední testovanou diskriminační funkci autorů Kranioti a Apostol uvádím DF8, která byla vytvořena na smíšeném vzorku jihoevropských populací. Jako předchozí testované DF i tato je tvořena dvěma proměnnými (M3 a M6). Výsledky ukazuje graf 10, ze kterého je patrné, že všichni muži, oproti ženám, které byly správně klasifikovány jen dvě, byli určeni správně.



Graf 10. Výsledky DFA užitím DF8, navržené Kranioti a Apostolem (2015), o dvou proměnných (M3 a M6). Originální vzorek – smíšená populace. $DF8 = (0,2255 * M3) + (0,0543 * M6) - 18,7601$.

Na závěr výsledků této dvojice autorů připojuji graf 11 porovnávající udávanou úspěšnost s naší spolehlivostí DF5–DF8. Kromě DF6 jsme v našem vzorku dosáhli vyšší spolehlivosti určení mužů, než autoři v originálním vzorku. U DF6 pozorujeme propad z původní 84% úspěšnosti odhadu na přibližně 55 %. Naopak je tomu u žen, kde jsme s DF6 překročili 88% hranici správného určení, u zbývajících funkcí je zřetelný výrazný pokles ve správnosti určení.



Graf 11. Porovnání úspěšnosti klasifikace pohlaví vzorků španělské, italské, řecké a smíšené populace se spolehlivostí klasifikace dosazením vzorku české populace. Diskriminační rovnice DF5–DF8 navrhli Kranioti a Apostol (2015).

V následující tabulce 8 vidíme hodnoty rozdílů průměrných hodnot rozměrů v naší populaci a populacích užitých autory. Ve všech třech rozměrech (M1a, M3 a M6) je české populace větší než srovnávané jihoevropské populace.

Tab. 8. Rozdíl v mm mezi průměrnými hodnotami rozměrů recentní české populace a populací španělskou, italskou a řeckou, užitými Kranioti a Apostolem (2015). Kladné hodnoty označují pro českou populaci pozitivní rozdíl. M – muži, Ž – ženy, Šp – Španělsko, It – Itálie, Ř – Řecko.

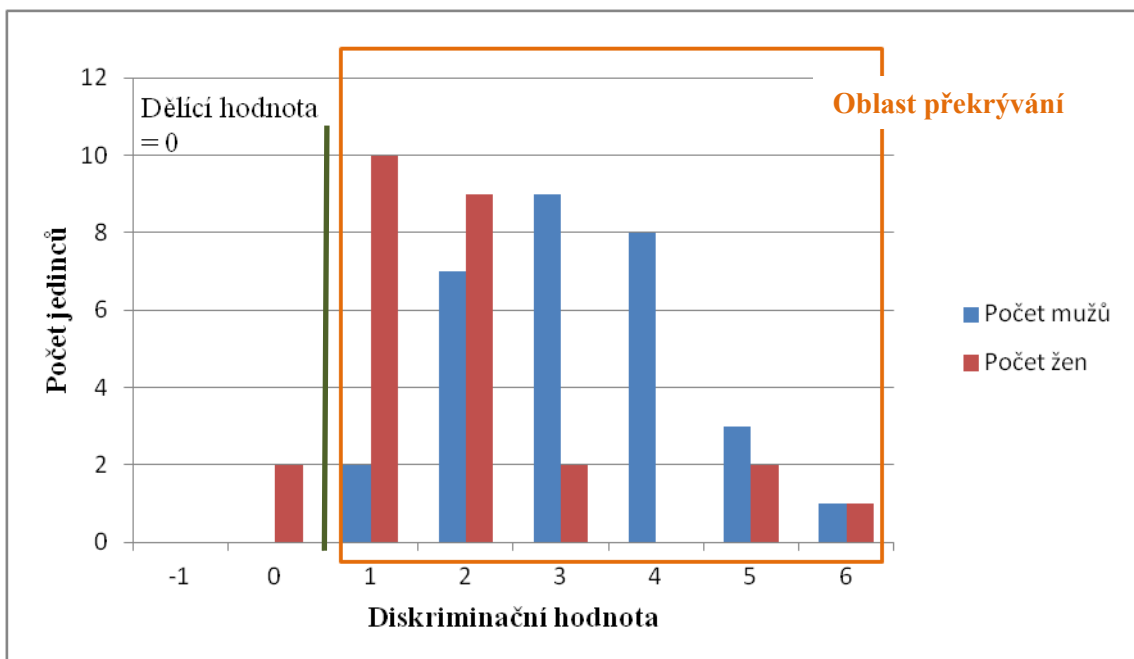
Kranioti a Apostol (2015)	M (Šp)	Ž (Šp)	M (It)	Ž (It)	M (Ř)	Ž (Ř)
M1a	35,70	51,19	29,25	40,25	33,55	40,67
M3	4,74	9,57	4,61	7,83	6,38	8,38
M6	1,42	3,10	8,07	8,60	9,79	9,96

Diskriminační funkce Kranioti a Apostola (2015) také nelze pro odhad pohlaví v české populaci použít. Jejich užitím bychom se dopustili značné chyby odhadu. Riziko vzniku chyby je u všech DF větší než 50 %, u DF6 dokonce 64 %.

9.4.3. Určení pohlaví podle DF publikovaných Işcanem a Miller-Shaivitzem (1984b)

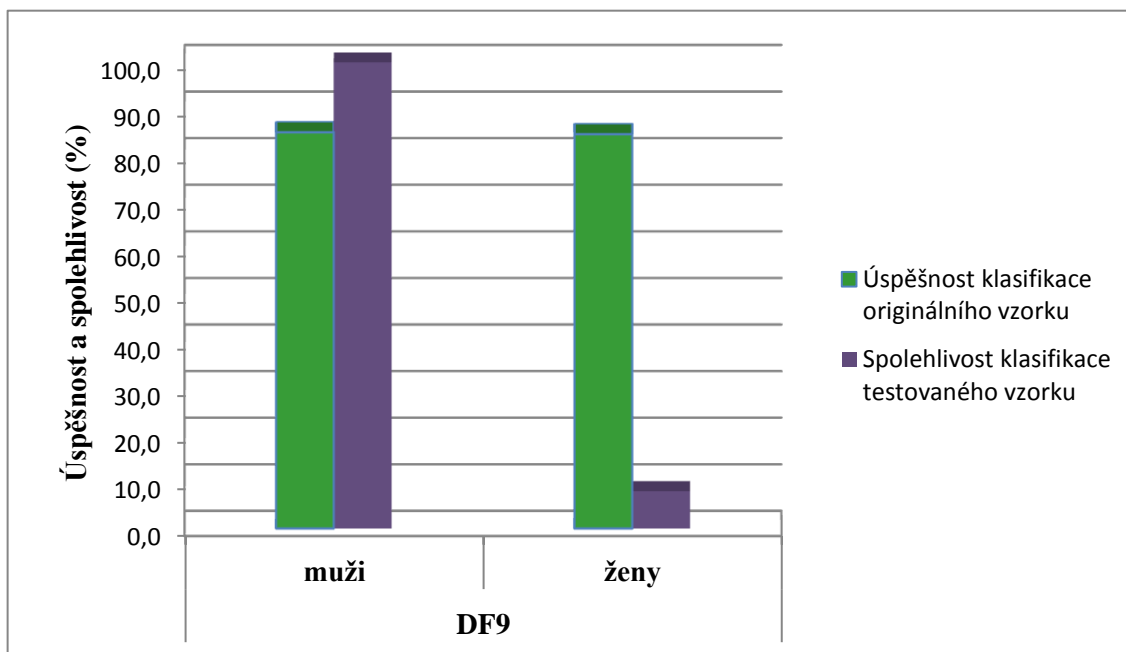
Nyní se přesouváme od diskriminačních funkcí navržených v evropských populacích ke klasifikačním funkcím v euroamerické populaci (N=40 mužů, N=39 žen). Funkce pro tuto populaci navrhovali Işcan a Miller-Shaivitz (1984b) a my jsme vybrali jednu z nich, DF9 o dvou proměnných (M3 a DŠ). Období narození vzorku, který sloužil pro vytvoření DF9 spadá mezi 20. léta 19. století a 1. polovinu 20. století.

Na následujícím grafu 12 vidíme, že spolehlivost klasifikace podle DF9 je v naší populaci 100% u mužů, ale jen 7,7% u žen (pouze dvě ženy klasifikovány správně).



Graf 12. Výsledky DFA užitím DF9 o dvou proměnných (M3 a DŠ), navržené Işcanem a Miller-Shaivitzem (1984b). Originální vzorek – euroamerická populace. $DF9 = (0,2346 * M3) + (0,0977 * DŠ) - 21,3592$.

Graf 13 porovnává spolehlivost klasifikace testovaného vzorku s úspěšností v originálním euroamerickém vzorku. Klasifikační funkce DF9 určila muže z testovaného vzorku bezchybně, tedy ještě lépe než tomu bylo ve vzorku originálním. Ženy ale výrazně podhodnotila, spolehlivost v našem vzorku není ani 10% a je několikanásobně nižší, než v původní populaci.



Graf 13. Porovnání úspěšnost klasifikace pohlaví vzorku euroamerické populace se spolehlivostí klasifikace dosazením vzorku české populace. Diskriminační rovnici DF9 navrhli Işcan a Miller-Shaivitz (1984b).

Vypočtený rozdíl mezi průměrnými hodnotami rozměrů v euroamerické populaci užitých autory od průměrných hodnot naměřených v české populaci udává tabulka 9. Česká populace má ve všech čtyřech rozměrech (M3, DS, M8a, M9a) vyšší průměrné hodnoty.

Tab. 9. Rozdíl v mm mezi průměrnými hodnotami rozměrů recentní české populace a euroamerickou populací užitou Işcanem a Miller-Shaivitzem (1984b). Kladné hodnoty označují pro českou populaci pozitivní rozdíl. M – muži, Ž – ženy.

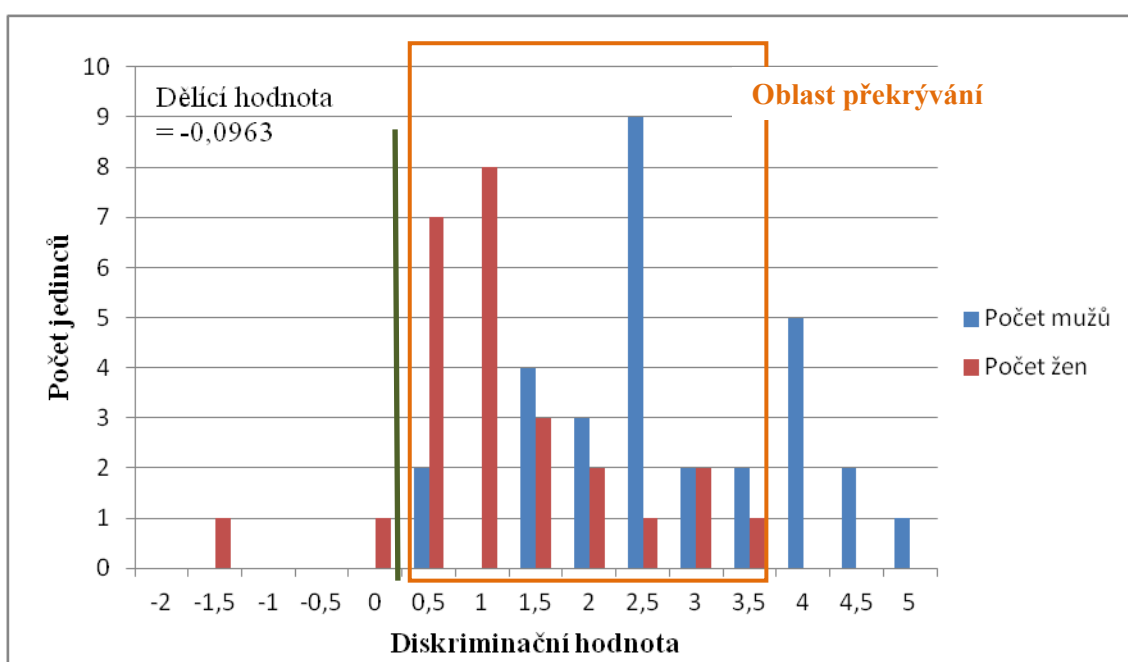
Işcan a Miller-Shaivitz (1984b)	M	Ž
M3	6,17	8,44
DŠ	2,24	4,73
M8a	3,14	4,32
M9a	3,51	2,42

Z výsledků jasně vyplývá, že je použití diskriminační rovnice navržené na euroamerické populaci pro recentní českou populaci nevhodné. Jejím použitím riskujeme chybu téměř 50 %.

9.4.4. Určení pohlaví podle DF publikovaných Steynem a Işcanem (1997)

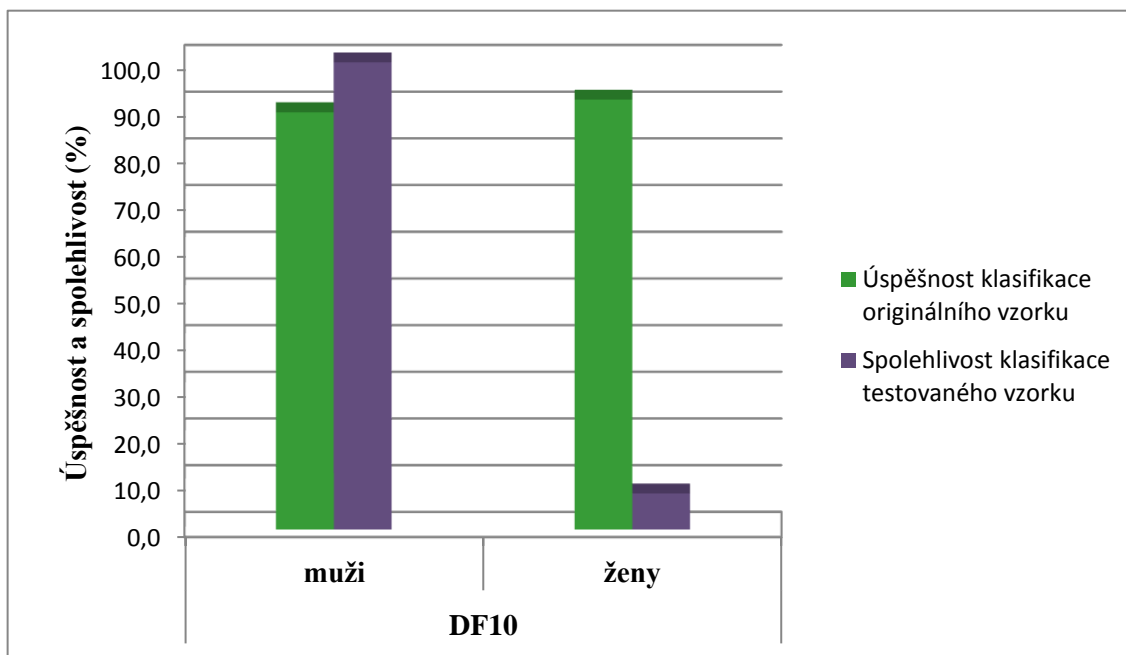
Dále jsme testovali DF10 vypočtenou pro další neevropskou, konkrétně jihoafrickou, populaci. Původní soubor se skládal 56 mužů a 50 žen. Autory této diskriminační funkce jsou Steyn a Işcan (1997). Období narození této populace se překrývá naším, ale z poloviny zasahuje i do 19. století.

Výsledky DF10 o dvou proměnných (M3 a M6) ukazuje graf 14. Užitím této funkce byli všichni muži klasifikováni dobře, ovšem pouze dvě ženy byly dělicí hodnotou určeny jako ženy a spolehlivost jejich klasifikace činí jen 7,7 %.



Graf 14. Výsledky DFA užitím DF10 o dvou proměnných (M3 a M6), navržené Steynem a Işcanem (1997). Originální vzorek – jihoafrická populace. $DF10 = (0,1237 * M3) + (0,2218 * M6) - 19,7713$.

Ze srovnání, zobrazeného v grafu 15, publikované úspěšnosti odhadu pohlaví mezi Jihoafričany a námi zjištěné spolehlivosti aplikováním českého vzorku vyplývá, že muži byli klasifikováni nepatrně lépe v našem vzorku a ženy výrazně lépe ve vzorku originálním.



Graf 15. Porovnání úspěšnost klasifikace pohlaví vzorku jihoafrické populace se spolehlivostí klasifikace dosažením vzorku české populace. Diskriminační rovnici DF10 navrhli Steyn a Işcan (1997).

V tabulce 10, která udává vypočtené rozdíly průměrných hodnot rozměrů změřených v jihoafrické populaci od průměrných hodnot v české populaci, můžeme vidět, že je srovnávaná populace větší v rozměru M2, v ostatních čtyřech (M3, M6, M8a a M9a) nikoli.

Tab. 10. Rozdíl v mm mezi průměrnými hodnotami rozměrů recentní české populace a jihoafrické populace užití Steynem a Işcanem (1997). Záporné hodnoty označují pro českou populaci negativní rozdíl. M – muži, Ž – ženy.

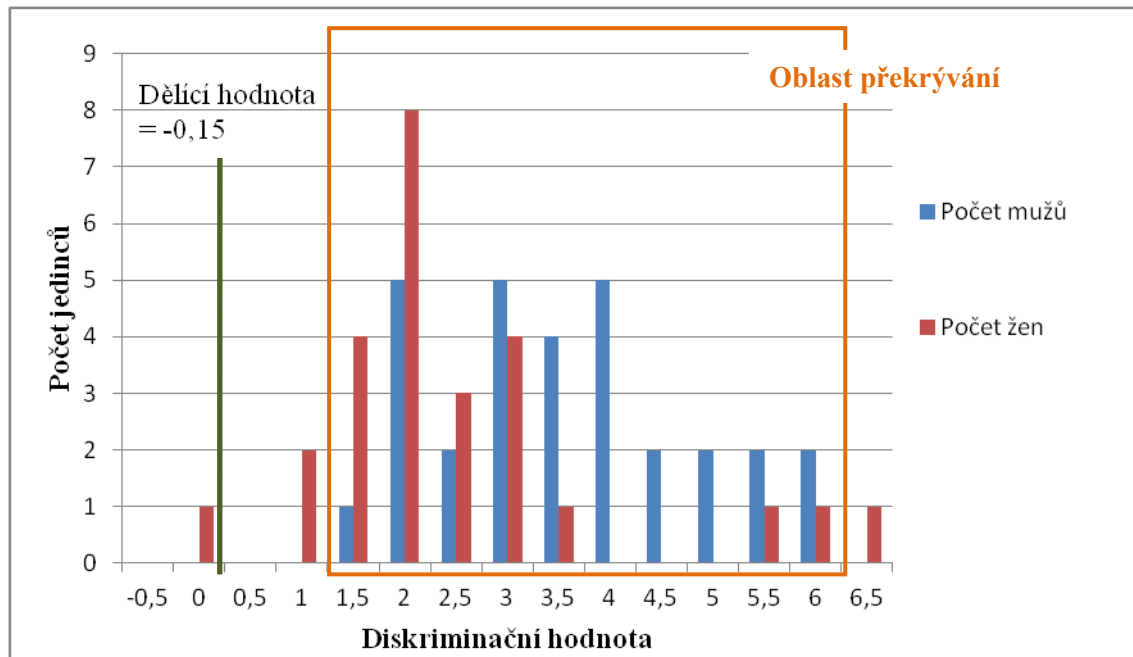
Steyn a Işcan (1997)	M	Ž
M2	-6,28	-0,50
M3	2,54	7,01
M6	4,72	6,07
M8a	0,83	2,31
M9a	2,27	2,89

Riziko chybného odhadu pohlaví použitím DF10 na českou populaci se ani zde příliš neliší a dosahuje téměř 50 %. Tato funkce je pro českou populaci zcela nevhodná.

9.4.5. Určení pohlaví podle DF publikovaných Işcanem et al. (1994)

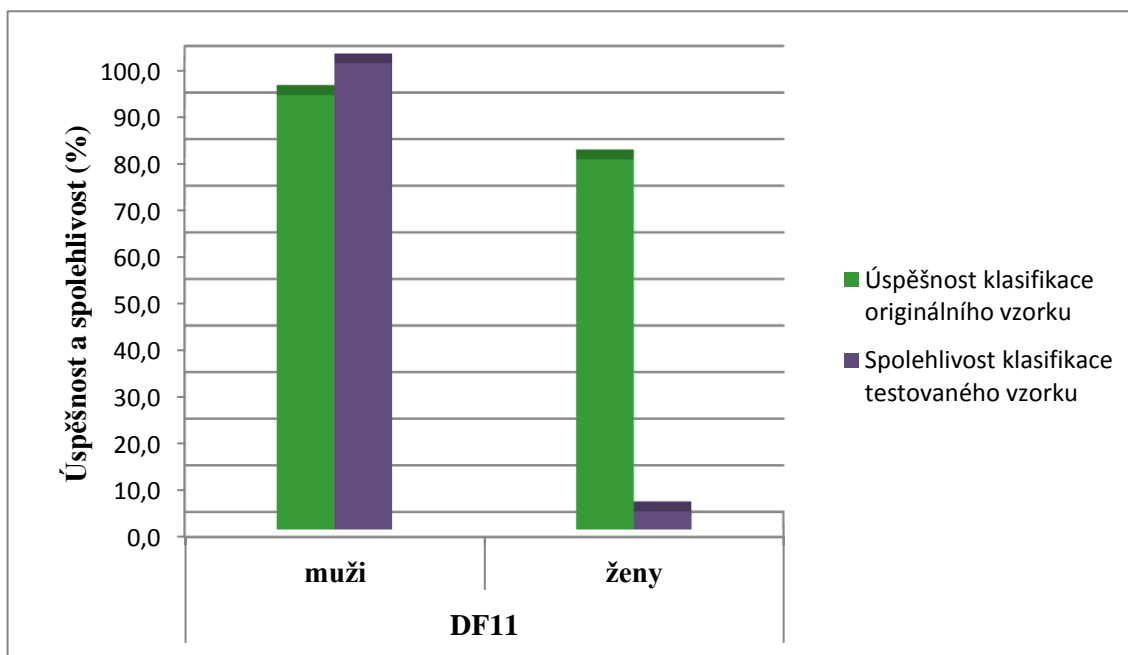
Jako poslední jsme otestovali DF11 navrženou Işcanem et al. (1994) o dvou proměnných (M3 a DŠ). Originální soubor pro vypočtení této funkce tvořil vzorek japonské (N=44 mužů, N=34 žen) populace. Jedinci, kteří ji tvoří, zemřeli mezi roky 1960–1970.

Užitím této funkce se podařilo správně klasifikovat 100 % mužů, ale jen jednu ženu (3,9 %), výsledky prezentuje graf 16.



Graf 16. Výsledky DFA užitím DF11 o dvou proměnných (M3 a DŠ), navržené Işcanem et al. (1994). Originální vzorek – japonská populace. $DF11 = (0,1529167 * M3) + (0,2284790 * DŠ) - 20,5825$.

I funkce DF11 aplikací na náš vzorek správně klasifikuje více mužů, než v originálním vzorku a téměř mizivé procento žen v porovnání s udávanou úspěšností viz graf 17.



Graf 17. Porovnání úspěšnost klasifikace pohlaví vzorku japonské populace se spolehlivostí klasifikace dosazením vzorku české populace. Diskriminační rovnici DF11 navrhli Işcan et al.(1994).

Tabulka 11 prezentuje výsledné rozdíly průměrných hodnot rozměrů v české a japonské populaci. Všechny čtyři rozměry (M3, DŠ, M8a a M9a) vykazují větší průměrné hodnoty v české populaci.

Tab. 11. Rozdíl v mm mezi průměrnými hodnotami recentní české populace a japonské populace užití Işcanem et al. (1994). Kladné hodnoty označují pro českou populaci pozitivní rozdíl. M – muži, Ž – ženy.

Işcan et al. (1994)	M	Ž
M3	8,17	11,05
DŠ	4,74	7,79
M8a	4,44	4,61
M9a	3,72	4,59

Ani poslední DF není výjimkou, pokud se týče rizika vzniku chyby. Diskriminační funkce navržené na japonské populaci aplikací na rozměry české populace způsobují skoro 50% riziko chybného odhadu pohlaví.

Tab. 12. Souhrnná tabulka uvádějící porovnání úspěšnosti a spolehlivosti klasifikace pohlaví diskriminačními funkcemi DF1–DF11 vzorků lýtkových kostí originálních a testovaných. Zaokrouhлено na 1 desetinné místo.

Diskriminační funkce	Úspěšnost oddělení pohlaví originálního vzorku (%)		Spolehlivost klasifikace testovaného vzorku (%)	
	muži	ženy	muži	ženy
DF1	84,8	83,7	90,0	38,5
DF2	84,8	83,7	93,3	38,5
DF3	82,6	87,8	83,3	53,9
DF4	80,4	77,6	100,0	0,0
DF5	95,2	92,0	100,0	11,5
DF6	84,0	91,4	55,3	88,5
DF7	89,4	85,9	100,0	3,9
DF8	84,1	87,6	100,0	7,7
DF9	85,0	84,6	100,0	7,7
DF10	89,3	92,0	100,0	7,7
DF11	93,2	79,4	100,0	3,9

Tab. 13. Procentuální rozdíl udávané úspěšnosti a spolehlivosti odhadu pohlaví podle tibia jednotlivých DF. Červeně zvýrazněné hodnoty vyznačují, o kolik procent byla lepší spolehlivost klasifikace v našem vzorku, naopak nevyznačené hodnoty, o kolik procent horší byla klasifikace.

Rozdíl mezi úspěšností a spolehlivostí odhadu pohlaví (%)											
DF	DF1	DF2	DF3	DF4	DF5	DF6	DF7	DF8	DF9	DF10	DF11
Muži	5,2	8,5	0,7	19,6	4,8	28,7	10,6	15,9	15	10,7	6,8
Ženy	45,2	45,2	33,9	77,6	80,5	2,9	82	79,9	76,9	84,3	75,5

9.5. Výpočet navržených DF pro recentní českou populaci

Z rozměrů změřených v české populaci jsme navrhli dvě diskriminační funkce na odhad pohlaví podle tibie. Využívali jsme rozměrů na proximální části kosti, která je v dostupné literatuře považována za část s největším projevem pohlavního dimorfismu a dále pak šířky distální části. Největší diskriminační sílu (úspěšnost klasifikace 85,7 %) měla kombinace sedmi rozměrů (BB, M3, M3a, M3b, M4a, M4b a M6), kterou jsme označili jako DF1. V našem vzorku klasifikuje muže s 83,3% úspěšností a ženy s 88,5% úspěšností. Tato DF obsahuje proměnné jak z proximální části, tak i z distální. Druhou navrženou funkcí je DF2, která dosáhla menšího úspěchu klasifikace (úspěšnost odhadu pohlaví 82,1 %), ale zahrnuje proměnné jen z proximální části kosti. Tato funkce klasifikuje muže s úspěšností 80,0 % a ženy s úspěšností 84,6 %. Hodnoty koeficientů, konstant, dělicích bodů a úspěšnost klasifikace udává tabulka 14. Diskriminační hodnota větší než nula odpovídá mužům, menší než nula odpovídá ženám.

Tab. 14. Navržené diskriminační funkce v české populaci. DF – diskriminační funkce, Konst. – konstanta, klas. – klasifikace.

DF	Proměnné – koeficienty							Konst.	Dělicí bod	Úspěch klas.
	BB	M3	M3a	M3b	M4a	M4b	M6			
1	0,576	-0,434	0,005	-0,162	0,056	0,169	0,395	-33,724	0	85,7 %
2	0,199		0,102	-0,105	0,011	0,163		-21,565	0	82,1 %

10. Diskuze

Rozměry tradičně užívané pro odhad pohlaví podle tibie pomocí metrických metod, náš výběr a měření ve virtuálním prostředí

Na základě publikovaných údajů jsme zjistili, že autoři zabývající se odhadem pohlaví podle tibie, nejčastěji používají rozměry definované Martinem a Sallerem (1957). Nachází se mezi nimi ale i takoví, kteří si pro své účely definovali své vlastní rozměry. Nejčastěji se setkáváme s rozměry měřenými na proximální části tibie, které mezi populacemi projevují největší stupeň pohlavního dimorfismu, což ale zcela neplatí pro český soubor, jak vyplývá z výsledků ISD. Jedná se především o největší šířku proximální tibie M3, kterou měřili (Işcan a Miller-Shaivitz, 1984b; Işcan et al., 1994; Steyn a Işcan, 1997; Sakaue, 2004, Šlaus et al., 2013; Kranioti a Apostol, 2015). Dále to byly rozměry proximálních plošek, jako šířka horní mediální (M3a) a laterální (M3b) kloubní plochy a dále hloubka horní mediální (M4a) a laterální (M4b) kloubní plochy (Holland, 1991; Kieser et al., 1992; Brůžek, 1995; Sakaue, 2004). Někteří autoři užívali rozměru definovaného Hollandem (1991), a to biartikulární šířky BB (Holland, 1991; Kieser et al., 1992; Brůžek, 1995). Kromě rozměrů na proximální části se hojně setkáváme s rozměry na těle kosti, a to jak s délkovými, tak obvodovými. Z délkových jsou to sagitální průměr na úrovni *foramen nutricium* M8a a transverzální průměr na úrovni *foramen nutricium* M9a (Işcan a Miller-Shaivitz, 1984a, 1984b; Işcan et al., 1994; Brůžek, 1995; Steyn a Işcan, 1997; Šlaus et al., 2013). Mezi obvodové rozměry, se kterými se v literatuře setkáváme, patří obvod těla kosti na úrovni *foramen nutricium* M10a (Işcan a Miller-Shaivitz, 1984a, 1984b; Işcan et al., 1994; Steyn a Işcan, 1997; Šlaus et al., 2013) a nejmenší obvod těla kosti M10b (Işcan a Miller-Shaivitz, 1984b; Işcan et al., 1994; Steyn a Işcan, 1997). Na distální části tibie se měří největší šířka (M6), která je častěji užívaným rozměrem (Steyn a Işcan, 1997; Sakaue, 2004; Šlaus et al., 2013; Kranioti a Apostol, 2015), než který užívali Işcan a jeho kolegové ve svých publikacích (Işcan a Miller-Shaivitz, 1984b; Işcan et al., 1994). Ti měřili distální šířku podle definice v práci Işcan a Miller-Shaivitz (1984b). V této práci jsme ji označili zkratkou DŠ. K tradičně využívaným rozměrům přidal jeden z autorů (Sakaue, 2004) ojediněle se vyskytující rozměry na distální části kosti, konkrétně maximální a minimální šířku distální artikulační plochy měřenou v antero-posteriorním směru, a maximální šířku distální kloubní plochy bez *malleolus medialis*. Téměř všichni autoři na svém vzorku měřili také délku kosti, avšak využívali pro to celkem tři jinak definovaných rozměrů. Işcan a Šlaus s kolegy využívali rozměru definovaného podle Trottera and Glesera (1952), námi označený jako „délka tibie“ (Işcan a Miller-Shaivitz, 1984a, 1984b;

Işcan et al., 1994; Šlaus et al., 2013). Tento rozměr je shodný s rozměrem M1 převzatým Martinem a Sallerem (1957). Fyziologickou délku tibie (M2), definovanou Martinem a Sallerem (1957), měřili Brůžek (1995) a Steyn s Işcanem (1997) a dále jsme se setkali s největší délkou tibie (T1a), kterou ve svých souborech měřili Sakaue (2004) a Kranioti s Apostolem (2015).

Mezi zmíněnými autory jsme vybírali takové, jejichž užití rozměry a navržené DF vyhovovali všem našim kritériím, uvedeným v metodách. V konečném výsledku jsme zvolili deset rozměrů, které jsme potřebovali do vybraných DF. Jsou to rozměry BB, M3, M3a, M3b, M4a, M4b, M6, DŠ, M8a a M9a. Kromě již zmíněných jsme navíc změřili rozměry M1a a M2 pro možnost srovnání s ostatními populacemi. Jak již bylo řečeno v metodologii, délkové rozměry jsme vynechali z toho důvodu, že odrážejí výšku postavy.

Byli jsme jedinými jak mezi srovnávanými autory, tak i v nám známé literatuře, kteří v odhadu pohlaví pomocí metrických metod pracovali s virtuálními modely kostí. V mnohém přináší práce v tomto prostředí usnadnění. Odpadá např. manipulace s fyzickými kostmi, dále máme neomezenou možnost opakovaného zkoumání a podobně (Weber et al., 2001; Dedouit et al., 2007a). Rovněž již není potřeba nákladného osteometrického náčiní. Avšak nese s sebou i jisté potíže. Např. měření některých rozměrů bylo obtížnější v tomto prostředí zrealizovat (M3 a M6) a abychom je změřili stejným způsobem, jakým to dělá klasická osteometrie, museli jsme pro to prostředí programu Morphome3cs upravit. Rozměr M3, který udává maximální šířku proximální části, klasická osteometrie měří na osteometrické desce tak, že kost leží na desce svou zadní stranou, laterálně se dotýká stěny desky a k mediální straně se přikládá pohyblivá destička. V našem případě jsme nejprve pomocí tří landmarků, dvou na proximální části z anteriorní a posteriorní strany, a jedním na *facies articularis inferior*, definovali mediální rovinu. Dále jsme umístili na nejširší místa této části dva landmarky, každý na jednu stranu, při pohledu na kost ve fyziologickém postavení. Tyto dva landmarky leží na tečné rovině, kolmé na mediální rovinu. Program Morphome3cs následně vypočítal vzdálenost mezi těmito dvěma body. Rozměr M6 udává šířku distální části tibie a Martin se Sallerem jej definovali jako vzdálenost nejvíce postranně vyčnívajícího bodu na *malleolus medialis* od laterální plochy distální části kosti, která leží na podélné svíslé desce, tak aby se dotýkala oběma výběžky ohraničující *incisura fibularis*. Následně pohyblivou destičku přikládáme k mediálnímu kotníku. My jsme umístili dva landmarky na výběžky ohraničující *incisura fibularis* a jeden na nejvíce postranně vyčnívající bod na *malleolus medialis*. Nechali jsme programem vypočítat bod ležící ve střední vzdálenosti mezi landmarky na výběžcích ohraničujících *incisura fibularis* a šířku distální části jsme počítali právě jako vzdálenost mezi

tímto bodem a landmarkem na *malleolus medialis*. Měření ostatních rozměrů se v podstatě výrazně nelišilo a nebyly žádné další komplikace. Nicméně by bylo zajímavé kromě intraobservační chyby, stanovit i interobservační chybu, abychom mohli porovnat nuance různých badatelů. Samozřejmě je potřeba důkladně nastudovat definice rozměrů a mít k dispozici vhodný program.

Na závěr tohoto oddílu bychom chtěli zdůraznit, že rozměry měřené přímo na suchých kostech jsou rovnocenné těm získaným z virtuálního prostředí. Prokázala to řada autorů, především na lebkách (např. Verhoff et al.; 2008) a mnoho dalších tento novější způsob získávání a využití dat podporuje (Grabherr et al., 2009; Ramsthaler et al., 2010; Uysal et al., 2010; Decker et al., 2011).

Metrické rozdíly v českém souboru, porovnání s ostatními soubory a pohlavní dimorfismus v těchto souborech

Pohlavní dimorfismus v rámci českého souboru jsme na naměřených hodnotách testovali t-testem a pak jsme jej vyjádřili ISD. Z výsledků t-testu plyne, že jsou muži ve všech měřených rozměrech signifikantně větší než ženy. Nulovou hypotézu jsme zamítali na 1% a 5% hladině významnosti. Výjimku tvoří rozměr DŠ, udávající šířku distální části tibiae, jehož p hodnota leží na 5% hladině významnosti. Nízká odlišnost tohoto rozměru mezi pohlavími byla překvapující nejen vzhledem k tomu, že druhý, trochu jinak měřený (viz kapitola 8.2), rozměr udávající distální šířku kosti (M6) vyšel statisticky významně odlišný mezi pohlavími, ale také proto, že je tento rozměr v kombinaci s jinými také pro odhad pohlaví užíván (Işcan a Miller-Shaivitz, 1984b; Işcan et al., 1994). Ovšem jak uvádíme níže, i v euroamerické populaci, ve které byl rozměr využit, dosahuje rozměr DŠ nejnižšího ISD. Příčinou prvního by mohlo jednak být, že je pohlavní dimorfismus tohoto rozměru především ve velikosti výběžků ohraničujících *incisura fibularis* v laterálním směru. Nebo by to mohlo být způsobeno naší chybou měření, a proto by bylo vhodné znát intraobservační chybu měření. Ve druhém případě bychom spíše mohli uvažovat o rozdílném stupni pohlavního dimorfismu tohoto rozměru mezi populacemi. Dále jsme z průměrných hodnot rozměrů pro každý z nich vypočetli index pohlavního dimorfismu. ISD potvrdil, že rozměr DŠ v naší populaci vykazuje nejmenší míru pohlavního dimorfismu, konkrétně se jeho hodnota v tomto případě rovná u mužů liší o 3,62 % od žen. Naopak a velmi překvapivě nejvyšších hodnot ISD dosáhl rozměr M6 (8,92 %), o něco méně pak rozměry M4b (8,65 %) a M9a (8,55 %). Tyto rozměry tedy v české populaci projevují největší pohlavní dimorfismus. Očekávali jsme větší hodnoty ISD u rozměrů

na proximální části kosti, která se tedy v našem vzorku neprokázala jako nejvíce pohlavně dimorfní. Hodnoty indexů těchto rozměrů se pohybují mezi 6,27 % (M3) – 8,65 % (M4b). Na druhou stranu jsme neočekávali jedny z nejvyšších hodnot u rozměrů na těle kosti, zmiňovaný rozměr M9a (8,55 %) a M8a (8,11 %), ačkoli se v literatuře s podobnými výsledky také setkáváme (Işcan a Miller-Shaivitz, 1983). Naše výsledky v tomto případě podporují některé studie, jejichž výsledky dokazují, že oblast okolo *foramen nutricium* by mohla být pro odhad pohlaví vhodná (Miller-Shaivitz a Işcan, 1983), její užitečnost především v archeologickém kontextu dokládá studie Garcia (2010).

Díky uvedeným průměrným hodnotám rozměrů v testovaných publikacích jsme mohli vypočítat ISD i pro srovnávané populace a následně je porovnat s českým vzorkem. Mezi rozměry užitými v portugalské populaci pohlaví nejvíce rozlišoval rozměr M4b (ISD=15,12 %), dále pak M9a (13,34 %) a M3b (12,72 %). Jedná se o výrazně vyšší hodnoty indexu, než kterých jsme dosáhli v naší populaci. Ve španělské populaci nejlépe diskriminoval rozměr M3 (14,34 %), v italské a řecké pak rozměr M6 (12,02 %, resp. 11,54 %). U euroamerické populace se jako nejvíce odlišný rozměr ukázal M8a (ISD=13,11 %). I v japonské populaci nejlépe odlišuje rozměr na těle kosti a sice M9a (ISD=14,42 %) a to výrazně lépe, než zbylé rozměry. A konečně Jihoafričané, v této populaci mezi muži a ženami nejlépe rozlišují rozměry M3 (ISD=13,30 %), M6 (13,19 %) a M8a (13,22 %). Když bychom výsledky shrnuli, mezi těmito populacemi se nejvíce mezi muži a ženami odlišují rozměry na proximální části kosti a na těle kosti, pokud je šířka distální části měřena rozměrem M6, pak se i tento rozměr ukazuje jako velmi pohlavně odlišný, což je v souladu s výsledky v české populaci.

Následně jsme srovnávali vždy ISD rozměrů, jakých bylo v publikacích jednotlivými autory užito. Podle výsledků můžeme říci, že český vzorek ve všech případech vykazoval nejmenší míru pohlavního dimorfismu na tibiai. Tyto rozdíly t-test prokázal jako signifikantní na 5% hladině významnosti, ve všech případech, až na rozdíly mezi českou a řeckou populací. Jelikož řada autorů (např. Citaridi et al., 2001; Verhoff et al.; 2008) prokázala, že rozměry měřené na CT, či všeobecně ve virtuálním prostředí, jsou ekvivalentní rozměrům na suché kosti a tento fakt je obecně akceptován, není možné přisoudit rozdíly ve stupni pohlavního dimorfismu mezi naším souborem a srovnávanými populacemi způsobu získání dat. Může to být důkazem toho, že je v každé populaci jiná míra pohlavního dimorfismu, což následně ovlivňuje výsledky klasifikace. Dále by to však mohlo být způsobeno i věkovým složením naší populace, k dispozici jsme měli spíše starší jedince, především pak ženy (věkový průměr žen 69 let, mužů 56 let). Na druhou stranu, jak je uvedeno v Tab. 2 v přílohách, věkový průměr

naší populace se od ostatních srovnávaných populací, alespoň od těch, ze kterých jsou údaje dostupné, příliš neliší. Celkové srovnání však není vzhledem k neúplnosti údajů možné. V naší populaci jsme zjistili statisticky významné rozdíly ve věkovém rozložení mezi muži a ženami. To by mohlo mít na výsledky ISD vliv, ale opět nemáme možnost to srovnat s ostatními populacemi. Nicméně jak uvádí některé publikace, během stárnutí jedince dochází ke změnám na kosti (Ruff a Hayes, 1983b; Brogdon, 2005) a ty se týkají i tvaru proximální části tibie (Stevens a Viðarsdóttir, 2008), která se pro odhad pohlaví podle této kosti přednostně využívá, a je potenciálním zdrojem odchylek.

Výběr DF a jeho důvody

Výběr diskriminačních funkcí probíhal nejen v souladu s výběrem rozměrů, ale i na základě určitých kritérií, uvedených v metodách. Jedním z kritérií byla eliminace funkcí jen o jedné proměnné. Mezi autory uvedenými v souhrnné tabulce 2 jen jeden publikoval diskriminační funkce pro tibií jen o jedné proměnné (Sakaue, 2004), zatímco ostatní publikovali kromě toho i vícerozměrné DF (Işcan a Miller-Shaivitz, 1984a, 1984b; Işcan et al., 1994; Brůžek, 1995; Steyn a Işcan, 1997; Šlaus et al., 2013; Kranioti a Apostol, 2015). Nikdo nepublikoval výhradně vícerozměrné funkce. Mezi všemi srovnávanými autory bylo největší úspěšnosti odhadu s více proměnnými DF dosaženo autory Kranioti a Apostol (2015) užitím DF o dvou proměnných (M1a a M3), a tato úspěšnost činila 93,8 %. Jen o dvě desetiny horší byla úspěšnost funkce stejných autorů užitím funkce o rozměrech M3 a M6. Obě tyto úspěšné DF byly navrženy na španělské populaci. Další diskriminační funkce, jejichž úspěšnost překročila 90% hranici a proto je i uvádíme, jsou DF Šlause et al. (2013) kombinující pět proměnných (M3, M6, M8a, M9a, M10a) a dosažené úspěšnosti 91,1 % a Steyna a Işcana (1997), kteří dosáhli nejvyšší úspěšnosti 90,6 % užitím funkcí o pěti (M3, M8a, M9a, M10b, M6) nebo dvou proměnných (M3 a M6). Tyto výsledky jsou srovnatelné s úspěšností diskriminačních funkcí navržených pro *femur* (viz Tab. 1). Je důležité ale podotknout, že každá populace může vykazovat jiný stupeň pohlavního dimorfismu, čili srovnávání úspěšností oddělení pohlaví by mohlo být zavádějící.

Jak již bylo řečeno, my jsme záměrně nevolili diskriminační funkce zahrnující jen jednu proměnnou, a to na základě toho, že mezi mužskými a ženskými dimorfními znaky existují přesahy v jejich projevu. Tedy užití jednoho rozměru pro odhad pohlaví by bylo velice riskantní. Dále byl výběr DF podřízen vybraným a měřeným rozměrům. Nakonec jsme vybrali jedenáct diskriminačních funkcí jak pro recentní, ale i starší, evropské i neevropské populace.

Některé DF v určitých populacích jsme vybrali s vědomím, že se buď jedná o populace nám původem nepřilíši blízké a tedy ve výsledcích DF se zřejmě projeví populační variabilita, anebo dnes již dávno nežijící, tudíž se kromě geografické vzdálenosti odrazí i sekulární trend. Důvodem byla snaha dokázat tvrzení o populační variabilitě, se kterým se v literatuře, na rozdíl od jeho jasných důkazů, hojně setkáváme. Dále se pozastavujeme nad metodami, jež jsou navrženy na osteologickém materiálu, pocházejícím z dané populace, avšak již dávno ne aktuálním a jsou považovány za platné. Výsledky rešerše této práce poukazují na mizivé důkazy o použitelnosti těchto metod, protože jedinou výjimkou je práce Robinsona a Bidmose (2011), která testuje DF navržené Steynem a Işcanem (1997) pro jihoafrickou populaci. Z výsledků jejich práce je patrné, že ačkoli potvrdili platnost navržených diskriminačních funkcí pro *femur*, u DF publikovaných pro tibii, autoři nedosáhli udávané úspěšnosti. Vysvětlují to obtížemi s reprodukovatelností rozměru udávajícího šířku distální části (Robinson a Bidmos, 2011).

Do konečného výběru diskriminačních funkcí jsme zařadili čtyři DF, o dvou až pěti proměnných, navržené na portugalské populaci začátku 19. až začátku 20. století (Brůžek, 1995). Dále čtyři DF o dvou proměnných, vypočtené na španělské, italské, řecké a smíšené populaci, žijící převážně ve 20. století (Kranioti a Apostol, 2015). Kromě diskriminačních funkcí navržených na evropských recentních souborech a souboru 19. století, jsme sáhli i po jedné DF publikované na severoamerické populaci Euroameričanů 19. – 20. století, která zahrnuje dvě proměnné (Işcan a Miller-Shaivitz, 1984b). Ze stejného období pochází i soubor Jihoafričanů, na kterých byla publikována námi vybraná desátá DF, taktéž o dvou proměnných (Steyn a Işcan, 1997). Poslední funkcí, kterou jsme pro testování vybrali, je DF o dvou proměnných navržená na japonském souboru z 20. století (Işcan et al., 1994). Většina publikovaných diskriminačních funkcí o více než jedné proměnné, které vyhovují našim požadavkům na rozměry, kombinuje proximální (M3) a distální (M6 či DŠ) šířku kosti (Işcan a Miller-Shaivitz, 1984b; Işcan et al., 1994; Steyn a Işcan, 1997; Kranioti a Apostol, 2015). Výjimkou jsou DF pro portugalskou populaci, kde tři ze čtyř námi vybraných funkcí využívají rozměry jen na proximální části a čtvrtá DF o dvou proměnných zahrnuje jen rozměry na těle kosti. Z praktického hlediska je v bioarcheologii i forenzní antropologii vhodnější preferovat DF, kombinující rozměry např. jen na proximální části kosti, protože tato část je robustní a zachovává se častěji než celá tibia, kterou bychom pro výpočet takovýchto DF nutně potřebovali.

Pro českou populaci bohužel nebyly nikdy publikovány diskriminační funkce využívající tibii, jako tomu bylo u stehenní a pažní kosti. Pro *femur* a *humerus* byly DF

navržené na materiálu ze začátku 20. století (Černý a Komenda, 1980), a pro *femur* ještě i na recentním souboru (Švenkrťová, 2010). Proto nebylo možné udělat takové porovnání, jaké bylo možné v případě femuru, a ani jsme nemohli posoudit případný vliv sekulárního trendu na spolehlivost odhadu pohlaví, jaký na stehenních kostech potvrdila Švenkrťová. Toto srovnání je možné provést, pokud bychom naměřili tibie z dokumentované Pachnerovy sbírky a vytvořili na nich vlastní DF, avšak předpokládáme podobné výsledky, jaké byly již získány na stehenních kostech.

Porovnání výsledků spolehlivosti a úspěšnosti klasifikačních metod, vliv populační variability a sekulárního trendu

Hlavním cílem této práce bylo především porovnat udávanou úspěšnost se zjištěnou spolehlivostí diskriminačních funkcí pro tibií. Diskriminační funkce, které jsme testovali, byly navrženy buď v populacích, o kterých je všeobecně známo, že jsou menší než česká populace, nebo žily převážně v předminulém století, či na začátku století minulého.

Diskriminační funkce 1–4 navrhl Brůžek (1995). Úspěšnost oddělení pohlaví prvních dvou DF v originálním vzorku činí u mužů 84,8 % a 83,7 % u žen. Úspěšnost DF3 je u mužů o něco nižší (82,6 %) a u žen se naopak zvýšila na 87,8 %. Poslední ze čtyř diskriminačních hodnot stejného autora má nejmenší diskriminační sílu, muže klasifikovala s 80,4% úspěšností a ženy správně klasifikovala jen ze 77,6 %. Spolehlivost těchto funkcí aplikovaných na náš soubor byla následující. DF1 klasifikovala muže s 90% spolehlivostí, zatímco ženy jen s 38,5%. Podobně dopadla i DF2, která správně klasifikovala 93,3 % mužů, procento správně klasifikovaných žen je stejné jako u první funkce. Spolehlivost DF3 se od udávané úspěšnosti v případě mužů lišila jen nepatrně, bylo dosaženo 83,3 %, u žen jsme opět zaznamenali pokles, konkrétně na 53,9 %, nebyl ovšem tak veliký, jako v případech prvních dvou funkcí. U DF4 jsme zaznamenali největší extrém v rámci výsledků testování funkcí tohoto autora, kdy tato funkce správně klasifikovala 100 % mužů, ale ani jednu ženu. Všichni jedinci ženského pohlaví byli v tomto případě klasifikováni jako muži. Výsledkem je, že DF1–DF4 nadhodnocovaly ženy našeho souboru zřejmě v důsledku působení jak sekulárního trendu, jelikož je originální populace o celé století starší, tak bude mít jistě vliv i populační variabilita, neboť podle všeobecně známého faktu jsou jihoevropané spíše menšími národy.

Dále jsme porovnávali DF5–DF8 pro jihoevropské populace (Kranjoti a Apostol, 2015). Udávaná úspěšnost DF5 v originálním vzorku byla jedna z nejvyšších, mezi muži 95,2 % a mezi ženami 92 %. Diskriminační síla DF6 byla o něco nižší, úspěšnost odhadu mezi muži

byla 84,0 %, u žen jako v minulém případě také překročila 90% hranici (91,4 %). Pokud se týká DF7 u obou pohlaví úspěšnost zůstala pod 90% hranicí, u mužů konkrétně 89,4 % a u žen 85,9 %. Kromě populačně specifických standardů se autoři pokusili vytvořit robustnější klasifikační metodu sloučením tří jihoevropských populací se snahou vytvořit nástroj vhodný pro případy, kdy neznáme národnost jedince, ale je velmi pravděpodobné, že pochází z této části Evropy. Takovýto soubor byl tedy použit pro navržení DF8, jejíž úspěšnost, jak se ukázalo, nebyla nikterak vysoká. Mezi muži bylo správně klasifikováno 84,1 % a mezi ženami 87,6 %. Nyní spolehlivost DF5–DF8 zjištěná jejich aplikací na recentní českou populaci. DF5 v našem vzorku správně klasifikovala 100% a pouze 11,5%. Podobně dopadly i DF7 a DF8, obě správně klasifikovaly 100 % mužů a jen 3,9 %, respektive 7,7 % žen. Jelikož se jedná o recentní jihoevropské populace, můžeme z těchto výsledků soudit, že užití těchto funkcí limituje především populační variabilita. Odlišné výsledky jsme dostali aplikací DF6, která naopak podhodnotila muže (55,3 % správné klasifikace) a spolehlivost odhadu žen (88,5 %) se příliš nelišila od úspěšnosti v původním souboru. Pokud porovnáme průměrné hodnoty rozměrů naměřených v této a mezi zbývajícimi dvěma populacemi (Přílohy Tab. 1) s hodnotami naší populace zjistíme, že česká populace je ve všech rozměrech větší a tyto tři populace se v rozdílech mezi našimi a jejich hodnotami příliš neliší. Vysvětlením výrazně odlišných výsledků DF6 od DF7 a DF8 by nejspíše mohla být distribuce rozměrů.

V našem pořadí devátou diskriminační funkci navrhli Işcan s Miller-Shaivitzem (1984b) na souboru euroamerického původu, kde správně klasifikovala 85 % jedinců mužského pohlaví a 84,6 % ženského. Výsledky i pro tuto DF dopadly jako u většiny předchozích, čili 100% klasifikace mužů a 7,7% klasifikace žen. V případě nespolehlivosti této funkce se jistě jedná především o vliv sekulárního trendu, vzhledem k období, ze kterého použitá sbírka pochází.

Předposlední testovanou funkcí je funkce DF10 na jihoafrickém souboru (Steyn a Işcan, 1997). V originálním vzorku bylo správně klasifikováno 89,3 % mužů a 92,0% žen. V našem případě opět velmi podobné závěry, muži byli ve všech případech klasifikováni správně a ženy jen ze 7,7 %. Zde bude mít opět vzhledem k charakteru sbírky do jisté míry vliv kombinace sekulárního trendu a populační specifity.

Poslední funkcí je DF11 odvozená z japonské populace (Işcan et al., 1994). Úspěšnost klasifikace v mužském vzorku činila 93,2 % a v ženském 79,4 %. Dosazením našeho vzorku do DF11 jsme dosáhli 100 % správné klasifikace mužů a pouze 3,9 % u žen. Vzhledem k tomu, že se jedná o poměrně recentní japonskou populaci, v tomto případě usuzujeme hlavně na populační variabilitu.

Úspěšnost klasifikace DF různého původu v testovacím českém souboru tedy opakovaně prokázala na jedné straně téměř absolutně správné určení mužů a naopak selhání klasifikace ženských jedinců. Původní dělicí hodnota mnohdy zcela míjí distribuci obou pohlaví. Souvisí to především s velikostí rozměrů a jejich rozdíly mezi referenčním a testovacím souborem. Z hlediska potencionálního použití při nerespektování populační specificity obdržíme buď nesprávné, či až zavádějící výsledky. Tedy úspěšnost a spolehlivost diskriminačních funkcí může ovlivňovat více faktorů. Záleží na variabilitě jednotlivých populací (White a Folkens, 2005), čili na rozptylu hodnot rozměrů i na míře pohlavního dimorfismu v použitém materiálu (Rösing et al., 2007). Hlavním limitem použití publikovaných metod pro odhad pohlaví využitím metrických dat pro tibii, ale stejně tak to platí pro všechny ostatní dlouhé kosti končetin, je jejich populační specifická (např. Bidmos a Dayal, 2004; Bidmos et al., 2010; Kranioti a Apostol, 2015). Důkaz vyplývá z rozporu porovnání výsledků spolehlivosti a úspěšnosti klasifikačních metod. S populační specificitou souvisí i v poslední době rozmáhající se trend globalizace (L'Abbé a Steyn, 2012). Je to fenomén, který může v důsledku populační specificity výrazně ovlivnit výsledky klasifikačních metod, ať už nadhodnocením žen, či podhodnocením mužů. To z toho důvodu, že jedinec, jehož pohlaví chceme odhadovat, nemusí nutně původem pocházet z oblasti, ve které byly jeho ostatky nalezeny (např. Brůžek a Murail, 2006; Spradley et al., 2008). S problémem globalizace se potýkají např. i metody odhadu původu jedince (Işcan a Steyn, 2013). Dalším limitem ovlivňující DF je sekulární trend. Ze studií sledující populační růst (např. Krawczynski et al., 2003; Simsek et al., 2005; Zhen-Wang a Cheng-Ye, 2005; Padez, 2007) je patrné, že k sekulárnímu trendu dochází napříč celým světem a není možné jej při výběru metod pro odhad pohlaví, nebo při jejich tvoření, přehlížet. Dle výsledků studií dvojice autorů Meadows a Jantz se navíc ještě zdá, že je sekulární trend mužů silnější než u žen (Meadows a Jantz, 1995; Meadows Jantz a Jantz, 1999).

Pokud je tedy každá DF specifická pro každý populační soubor, navrhuje pro odhad pohlaví vytvoření spíše regionálních standardů, namísto vytváření standardů a klasifikačních metod pro každou populaci zvlášť. Na základě takovýchto standardů by mohla vzniknout robustní metoda, která by byla méně citlivá na mezipopulační variace a populační specificitu. Důraz by při tom měl být kladen na referenční soubor, tvořený recentními daty. Pro Evropu by bylo možné navrhnout např. jihoevropský, severoevropský, západoevropský či středoevropský regionální standard. Tento přístup, pokud by se podařilo takové metody vytvořit, by do jisté míry mohl vyřešit již zmíněný problém globalizace a migrace lidí současnosti a populační afinity identifikovaného jedince.

Sekulární změny, variace mezi geograficky odlišnými populacemi a pohlavní dimorfismus jsou důležité faktory které je nutno brát v úvahu při odhadu pohlaví ze skeletu. DFA pro všechny kosti jsou ovlivňovány populační specificitou, s výjimkou pánve. Platí to i v rámci populací napříč časem, protože biologické a environmentální pozadí se neustále vyvíjí (Brůžek et al., 2012). Výsledky testovaných DF a tedy i této diplomové práce podávají v literatuře chybějící důkaz o tom, že nelze používat populačně specifické metody na zcela odlišné populace, dále že nelze přehlížet vliv sekulárního trendu na tyto metody, s čím souvisí i to, že pro odhad pohlaví v současnosti nejsou vhodné metody navržené na již historickém materiálu (např. Gonzales et al., 2011).

11. Závěr

V této diplomové práci jsme se zabývali omezeními diskriminačních funkcí v odhadu pohlaví na základě populační specificity. Zajímalo nás skutečné riziko vzniku chyby při nerespektování populační specificity. Na vzorku recentní české populace, čítající 30 mužů a 26 žen, jsme pro tyto účely změřili 10 rozměrů užívaných v klasické osteometrii a 2 rozměry vyjadřující délku kosti pro porovnání s ostatními populacemi. Dále jsme pak vybrali 11 diskriminačních funkcí publikovaných na různých evropských i neevropských populacích. Ve výběru byly funkce navrhnuté jak pro recentní, tak i pro starší populace. Tyto funkce jsme následně aplikovali na rozměry recentní české populace s cílem porovnat udávanou úspěšnost s námi zjištěnou spolehlivostí. Mimo tohoto cíle, nás dále zajímal pohlavní dimorfismus naměřených rozměrů v českém vzorku, který jsme porovnávali pomocí indexu pohlavního dimorfismu s ostatními populacemi. A nakonec jsme si dali za cíl navrhnout a vytvořit vlastní diskriminační funkce pro českou populaci. Z naší studie vyplývá:

- 1) V recentní české populaci se mužské rozměry signifikantně liší od ženských. Na 1% hladině významnosti jsme zamítli nulovou hypotézu o rovnosti populačních průměrů.
- 2) V české populaci je míra pohlavního dimorfismu signifikantně menší než ve srovnávaných populacích, statisticky nevýznamné se rozdíly ukázaly jen mezi naší a řeckou populací.
- 3) Ženy byly diskriminačními funkcemi výrazně nadhodnocovány a klasifikovány jako muži (spolehlivost odhadu pohlaví žen se pohybovala od 0–54 %). Výjimku tvoří DF6 se spolehlivostí odhadu pohlaví žen 88,5 % ale jen 55,3 % u mužů.
- 4) Z porovnání udávané úspěšnosti a námi zjištěné spolehlivosti, vyplývá silná populační specificita klasifikačních nástrojů tibií. Spolehlivost je snižována ve zcela geograficky odlišných populacích.
- 5) K takto nízké spolehlivosti DF přispívá vzhledem ke stáří některých souborů i sekulární trend.
- 6) Riziko vzniku chyby při nerespektování populační specificity je vysoké a pro celý soubor bez ohledu na pohlaví dosahuje až 64 %. Takto vysoká chybovost je nepřijatelná nejen pro forenzní antropologii.
- 7) Dle výsledků se zdá, že klasifikace žen je zatížena chybou výrazněji, ať už z důvodu sekulárního trendu, geografické variability či to může být v důsledku odlišné míry pohlavního dimorfismu.

- 8) Navrhli jsme dvě DF pro českou populaci, DF1 s úspěšností klasifikace pohlaví 85,7 % a DF2 s úspěšností 82,1 %

Z výsledků je zřejmé, že diskriminační funkce tibie nelze použít mimo soubor, kde byly navrženy. To zpochybňuje jejich použití jak ve forenzním kontextu, tak i v bioarcheologii.

12. Přehled použité literatury

- Ahmed AA. 2013.** Estimation of sex from the lower limb measurements of Sudanese adults. *Forensic Sci Int* 229:169.e1–169.e7.
- 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.
- Allen JA. 1877.** The influence of Physical conditions in the genesis of species. *Radical Review* 1:108–140.
- Asala SA, Bidmos MA, Dayal MR. 2004.** Discriminant function sexing of fragmentary femur of South African blacks. *Forensic Sci Int* 145:25–9.
- Bidmos MA, Dayal MR. 2004.** Further evidence to show population specificity of discriminant function equations for sex determination using the talus of South African blacks. *J Forensic Sci* 49:1165–1170.
- Bidmos MA, Gibbon VE, Štrkalj G. 2010.** Recent advances in sex identification of human skeletal remains in South Africa. *S Afr J Sci* 106:1–6.
- Black TK. 1978.** A new method for assessing the sex of fragmentary skeletal remains: femoral shaft circumference. *Am J Phys Anthropol* 48:227–32.
- Black S, Scheuer L. 2000.** *Developmental juvenile osteology*. London: Academic Press.
- Bocquet JP, Neto MAM, Da Rocha Tavares MA, De Morais Xavier MH. 1978.** Estimation de l'âge au décès des squelettes d'adultes par regressions multiples. *Contrib Estud Antropol Port* 10:7–163.
- Brogdon BG. 2005.** Radiology of the Lower extremity. In: Rich J, Dean DE, Powers RH, editors. *Forensic Medicine of the Lower Extremity: Human Identification and Trauma Analysis of the Thigh, Leg and Foot*. Totowa: Humana Press.
- Brůžek J. 1995.** Diagnose sexuelle à l'aide de l'analyse discriminante appliquée au tibia. *Antropol Port* 13:93–106.
- Brůžek J. 2002.** A method for visual determination of sex, using the human hip bone. *Am J Phys Anthropol* 117:157–168.
- Brůžek J, Guyomarch P, Velemínská J, Švenkrťová I, Chaumoitre K, Mesteková Š, Dobisíková M. 2012.** Impact of secular trends on the reliability of sex assessment methods from the skeleton: contribution of the virtual anthropology. *Slov Antropol* 15:1–4.
- 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: Humana Press Inc.

- Brzobohatá H. 2014.** Tvarová variabilita proximální a distální části lidské kosti holenní. Disertační práce. Praha.
- Brzobohatá H, Krajiček V, Horák Z, Velemínská J. 2015.** Sex Classification Using the Three-Dimensional Tibia Form or Shape Including Population Specificity Approach. *J Forensic Sci* 60:29–40.
- Cabo LL, Brewster CP, Azpiazu JL. 2012.** Sexual dimorphism: interpreting sex markers. In: Dirkmaat DC, editor. *A Companion to Forensic Anthropology*. Malden: Wiley-Blackwell.
- Capozza RF, Feldman S, Mortarino P, Reina PS, Schiessl H, Rittweger J, Ferretti JL. 2010.** Structural analysis of the human tibia by tomographic (pQCT) serial scans. *J Anat* 216:470–81.
- Cardoso HF, Caninas M. 2010.** Secular trends in social class differences of height, weight and BMI of boys from two schools in Lisbon, Portugal (1910–2000). *Econ Hum Biol* 8:111–120.
- Carlson KJ, Marchi DM. 2014.** Reconstructing mobility – environmental, behavioral, and morphological determinants. New York: Springer Press.
- Cattaneo C. 2007.** Forensic anthropology: developments of a classical discipline in the new millenium. *Forensic Sci Int* 165:185–193.
- Chapman T, Lefevre P, Semal P, Moiseev F, Sholukha V, Louryan S, Rooze M, Van Sint Jan S. 2014.** Sex determination using the Probabilistic Sex Diagnosis (DSP: Diagnose Sexuelle Probabiliste) tool in a virtual environment. *Forensic Sci Int* 234:189.e1–189.e8.
- Citardi MJ, Herrmann B, Hollenbeak CS, Stack BC, Cooper M, Bucholz RD. 2001.** Comparison of scientific calipers and computer-enabled CT review for the measurement of skull base and craniomaxillofacial dimensions. *Skull Base* 11:5- 11.
- Cole TJ. 2000.** Secular trends in growth. *Proc Nutr Soc* 59:317–324.
- Cole TJ. 2003.** The secular trend in human physical growth: a biological view. *Econ Hum Biol* 1:161–168.
- Cortes C, Vapnik V. 1995.** Support-vector network. *Mach Learn* 20:273–297.
- Costello AK. 2015.** An Analysis of Sexual Dimorphism Using Geometric Morphometrics of the Femur and Tibia; The Use of GM in Assessing Sex of Fragmented Remains. In: *The 84th Annual Meeting of the American Association of Physical Anthropologists*, St Louis. (abstrakt)
- Černý M, Komenda S. 1980.** Sexual diagnosis by the measurements of humerus and femur. In: *Sborník prací pedagogické fakulty Univerzity Palackého v Olomouci-Biologie 2*. Praha: Státní pedagogické nakladatelství.
- Čihák R. 2011.** *Anatomie I*. Praha: Grada Publishing.

- Dangar KP, Pandya AM, Rathod SP, Tank KC, Akbari VJ, Solanki SV. 2012.** Sexual dimorphism of proximal epiphyseal breadth of tibia. *Int J Biol Med Res* 3:1331–4.
- Danubio ME, Sanna E. 2008.** Secular changes in human biological variables in Western countries: an updated review and synthesis. *J Anthropol Sci* 86: 91–112.
- Darmawan MF, Yusuf SM, Kadir MRA, Haron H. 2015.** Comparison on three classification techniques for sex estimation from the bone length of Asian children below 19 years old: An analysis using different group of ages. *Forensic Sci Int* 247:130.e1–130.e11.
- Dawson C, Ross D, Mallett X. 2011.** Sexual dimorphism. In: Black S, Ferguson E, editors. *Forensic Anthropology: 2000 to 2010*. Boca Raton: CRC Press.
- Dayal MR, Kegley ADT, Štrkalj G, Bidmos MA, Kuykendall KL. 2009.** The history and composition of the Raymond A. Dart Collection of Human Skeletons at the University of the Witwatersrand, Johannesburg, South Africa. *Am J Phys Anthropol* 140:324–335.
- De la Cova C. 2011.** Race, health, and disease in 19th-century-born males. *Am J Phys Anthropol* 144:526–537.
- Decker SJ, Davy-Jow SL, Ford JM, Hilbelink DR. 2011.** Virtual determination of sex: metric and nonmetric traits of the adult pelvis from 3D computed tomography models. *J Forensic Sci* 56:1107–1114.
- Dedouit F, Telmon N, Costagliola R, Otal P, Joffre F, Rougé D. 2007a.** Virtual anthropology and forensic identification: report of one case. *Forensic Sci Int* 173:182–187.
- Dedouit F, Telmon N, Costagliola R, Otal P, Florence LL, Joffre F, Rougé D. 2007b.** New identification possibilities with postmortem multislice computed tomography. *Int J Legal Med* 121:507–510.
- Del Rio Muñoz PA. 2000.** Estudio antropológico-forense, antropométrico y morfológico, de la colección de la escuela de Medicina Legal de Madrid. Dissertation. Madrid.
- Dirkmaat DC, Cabo LL, Ousley SD, Symes S. 2008.** New perspectives in forensic anthropology. *Yearbook of Physical Anthropology* 51:33–52.
- Dirkmaat DC (editor). 2012.** *A Companion to Forensic Anthropology*. Malden: Wiley-Blackwell.
- Dobisíková M. 1999.** Určování pohlaví. In: Stloukal M et al. *Antropologie. Příručka pro studium kostry*. Praha: Národní muzeum.
- Dobisíková M, Eliášová H. 2012.** Forenzní antropologie. In: Štefan J, Hladík J. *Soudní lékařství a jeho moderní trendy*. Praha: Grada Publishing.
- Du Jardin P, Ponsaille J, Alunni-Perret V, Quatrehomme G. 2009.** A comparison between neural network and other metric methods to determine sex from the upper femur in a modern French population. *Forensic Sci Int* 127:e1–127.e6.

- Eliopoulos C, Lagia A, Manolis S. 2007.** A modern, documented human skeletal collection from Greece. *Homo* 58:221–228.
- Feldman S, Capozza RF, Mortarino PA, Reina PS, Ferretti JL, Rittweger J, Cointry GR. 2012.** Site and sex effects on tibia structure in distance runners and untrained people. *Med Sci Sports Exerc* 44:1580–1588.
- Ferembach D, Schwidetzky I, Stloukal M. 1979.** Recommandations pour déterminer l'âge et le sexe sur le squelette. *Bull et Mém de la Soc d'anthrop de Paris* 6:7–45.
- Ferreira MT, Vicente R, Navega D, Gonçalves D, Curate F, Cunha E. 2014.** A new forensic collection housed at the University of Coimbra, Portugal: The 21st century identified skeletal collection. *Forensic Sci Int* 245:202–e1.
- Fisher RA. 1940.** The precision of discriminant functions. *Ann Eugen* 10:422–429.
- Franklin D, Cardini A, Flavel A, Kuliukas A. 2012.** The application of traditional and geometric morphometric analyses for forensic quantification of sexual dimorphism: preliminary investigations in a Western Australian population. *Int J Legal Med* 126:549–558.
- Frayer DW, Wolpoff MH. 1985.** Sexual dimorphism. *Ann Rev Anthropol* 14:429–473.
- Frelat MA, Mitteroecker M. 2011.** Postnatal ontogeny of tibia and femur form in two human populations: a multivariate morphometric analysis. *Am J Hum Biol* 23:796–804.
- Garcia S. 2010.** Is the circumference at the nutrient foramen of the tibia of value to sex determination on human osteological collections? Testing a new method. *Int J Osteoarchaeol* 22:361–365.
- Garvin HM. 2012.** Adult sex determination: Methods and application. In: Dirkmaat DC, editor. *A Companion to Forensic Anthropology*. Malden: Wiley-Blackwell.
- Genovés S. 1959.** L'estimation des différences sexuelles dans l'os coxal: différences métriques et différences morphologiques. *Bull Mem Soc Anthropol Paris* 10:3–95.
- Gilbert-Barness E, Debich-Spicer D. 2004.** *Embryo & Fetal pathology*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Gonzales-Reimers E, Velasco-Vázquez J, Arnay-de-la- Rosa M, Santolaria Fernandez F. 2000.** Sex determination by discriminant function analysis of the right tibia in the prehistoric population of the Canary Islands. *Forensic Sci Int* 108:165–172.
- Gonzalez PN, Bernal V, Perez SI. 2011.** Analysis of sexual dimorphism of craniofacial traits using geometric morphometric techniques. *Int J Osteoarch* 21:82–91.
- Götherstrom A, Liden K, Ahlström T, Köllersjö M, Brown TA. 1997.** Osteology, DNA, and sex identification: Morphological and molecular sex identification of five Neolithic individuals from Ajvide, Gotland. *Int J Osteoarchaeol* 7:71–81.

- Grabherr S, Cooper C, Ulrich-Bochsler S, Uldin T, Ross S, Oesterhelweg L, Bolliger S, Christe A, Schnyder P, Mangin P, Thali MJ. 2009.** Estimation of sex and age of “virtual skeletons” – a feasibility study. *Eur Radiol* 19:419–429.
- Harrington KI, Wescott DJ. 2015.** Size and Shape Differences in the Distal Femur and Proximal Tibia between Normal Weight and Obese American Whites. *J Forensic Sci* 60:32–38.
- Hess CA, Cooper MJ, Smith MJ, Trueman CN, Schutkowski H. 2013.** Lead exposure in adult males in urban Transvaal Province, South Africa during the apartheid era. *PLoS One* 8:e58146.
- Holland TD. 1991.** Sex assessment using the proximal tibia. *Am J Phys Anthropol* 85:221–227.
- Humphries AL, Ross AH. 2011.** Craniofacial sexual dimorphism in two Portuguese skeletal samples. *Anthropologie* 49:13–20.
- Hunt DR, Albanese J. 2005.** The History and Demographic Composition of the Robert J. Terry Anatomical Collection. *Am J Phys Anthropol* 127: 406–417.
- Işcan MY. 2001.** Global forensic anthropology in the 21st century. *Forensic Sci Int* 117:1–6.
- Işcan MY. 2005.** Forensic anthropology of sex and body size. *Forensic Sci. Int* 147:107–112.
- Işcan MY, Loth SR, King CA, Shihai D, Yoshino M. 1998.** Sexual dimorphism in the humerus: a comparative analysis of Chinese, Japanese, and Thais. *Forensic Sci Int* 98:17–29.
- Işcan MY, Miller-Shaivitz P. 1984a.** Determination of sex from the tibia. *Am J Phys Anthropol* 64:53–57.
- Işcan MY, Miller-Shaivitz P. 1984b.** Discriminant function sexing of the tibia, *J Forensic Sci* 29:1087–1093.
- Işcan MY, Miller-Shaivitz P. 1984c.** Determination of sex from the femur in Blacks and Whites. *Coll Anthropol* 8:169–177.
- Işcan MY, Miller-Shaivitz P. 1986.** Sexual dimorphism in the femur and tibia. In: Reichs KJ, editor. *Forensic osteology. Advances in the identification of human remains.* Springfield: Charles C. Thomas 101–11.
- Işcan MY, Shihai D. 1995.** Sexual dimorphism in the Chinese femur. *Forensic Sci Int* 74:79–87.
- Işcan MY, Steyn M. 2013.** *The human skeleton in forensic medicine.* Springfield: Charles C Thomas.
- Işcan MY, Yoshino M, Kato S. 1994.** Sex determination from the tibia: standards from contemporary Japan. *J Forensic Sci* 39:785–792.

- Kieser JA, Moggi-Cecchi J, Groeneveld HT. 1992.** Sex allocation of skeletal material by analysis of the proximal tibia. *Forensic Sci Int* 56:29–36.
- Komar DA, Buikstra JE. 2008.** *Forensic anthropology: Contemporary theory and practice.* New York: Oxford University Press, Inc.
- Kranioti EF, Apostol MA. 2015.** Sexual dimorphism of the tibia in contemporary Greeks, Italians, and Spanish: forensic implications. *Int J Legal Med* 129:357–63.
- Kranioti EF, Bastir M, Sánchez-Meseguer A, Rosas A. 2009b.** A geometric-morphometric study of the cretan humerus for sex identification. *Forensic Sci Int* 189:111.e1–111.e8.
- Kranioti EF, Işcan MY, Michalodimitraki M. 2008.** Craniometric analysis of the modern Cretan population. *Forensic Sci Int* 180:110.e1–110.e5.
- Kranioti EF, Vorniotakis N, Galiatsou C, Işcan MY, Michalodimitrakis M. 2009a.** Sex identification and software development using digital femoral head radiographs. *Forensic Sci Int* 189:113.e1–113.e7.
- Krawczynski M, Walkowiak J, Krzyzaniak A. 2003.** Secular changes in body height and weight in children and adolescents in Poznan, Poland, between 1880 and 2000. *Acta Pædiatr* 92:277–282.
- Krogman WM, Işcan MY. 1986.** *The human skeleton in forensic medicine.* Springfield: Charles C. Thomas. (cit. Işcan a Steyn, 2013)
- Kuželka V. 1999.** Osteometrie. In: Stloukal M et al. *Antropologie. Příručka pro studium kostry.* Praha: Národní muzeum.
- Kwak DS, Surendran S, Pengatteeeri YH, Park SE, Choi KN, Gopinathan P, Han SH, Han CW. 2007.** Morphometry of the proximal tibia to design the tibial component of total knee arthroplasty for the Korean population. *Knee* 14:295–300.
- L'Abbé EN, Loots M, Meiring JH. 2005.** The Pretoria bone collection: a modern South African skeletal sample. *Homo* 56:197–205.
- L'Abbé EN, Steyn M. 2012.** The Establishment and Advancement of Forensic Anthropology in South Africa. In: Dirkmaat DC, editor. *A Companion to Forensic Anthropology.* Malden: Wiley-Blackwell.
- Lim HC, Bae JH, Yoon JY, Kim SJ, Kim JG, Lee JM. 2013.** Gender differences of the morphology of the distal femur and proximal tibia in a Korean population. *Knee* 20:26–30.
- Liu Z, Yuan G, Zhang W, Shen Y, Deng L. 2013.** Anthropometry of the Proximal Tibia of Patients With Knee Arthritis in Shanghai. *J Arthroplasty* 28:778–783.
- Malina RM. 2004.** Secular Trends in Growth, Maturation and Physical Performance: A Review. *Przegl Antropol – Anthropol Rev* 67:3–31.
- Mall G, Graw M, Gehring KD, Hubig M. 2000.** Determination of sex from femora. *Forensic Sci Int* 113:315–21.

- Martin R, Saller K. 1957.** Lehrbuch der Anthropologie in systematischen darstellung mit besonderer berücksichtigung der anthropologischen methoden. Band I. Stuttgart: Gustav Fischer Verlag.
- McGuire K. 2015.** 3D Geometric Morphometric Analysis of the Tibial Plateau for Sex Determination. In: The 84th Annual Meeting of the American Association of Physical Anthropologists, St Louis. (abstrakt)
- Meadows L, Jantz RL. 1995.** Allometric secular change in the long bones from the 1800s to the present. *J Forensic Sci* 40:762–767.
- Meadows Jantz L, Jantz RL. 1999.** Secular change in long bone length and proportion in the United States, 1800–1970. *Am J Phys Anthropol* 110:57–67.
- Meloun M, Militký J. 2004.** Statistická analýza experimentálních dat. Praha: Academia.
- Mesteková Š. 2012.** Digitální forenzní antropologie a pohlavní dimorfismus pánve recentní populace: implikace pro metody odhadu pohlaví. Diplomová práce. Praha.
- Miller-Shaivitz P, Işcan MY. 1983.** Sex determination from the circumference of the tibia. *Am J Phys Anthropol* 60: 227–227. (abstrakt)
- Moore KL, Persaud TVN. 2002.** Zrození člověka: Embryologie s klinickým zaměřením. Praha: ISV nakladatelství.
- Morphome3cs** [software]. 2.0 version. Praha: Kabinet software a výuky matematiky, Matematicko-fyzikální fakulta UK.
- Norén A, Lynnerup N, Czarnetzki A, Graw M. 2005.** Lateral angle: A method for sexing using the petrous bone. *Am J Phys Anthropol* 128: 318–323.
- Novotný V. 1981.** Pohlavní rozdíly a identifikace pohlaví pánevní kosti. Kandidátská disertační práce. Brno: Lékařská fakulta Univerzity Jana E. Purkyně v Brně.
- Novotný V, Işcan MY, Loth SR. 1993.** Morphologic and osteometric assesment of age, sex and race from the skull. In: Işcan MY, Helmer RP, editors. *Forensic analyses of the skull*. New York: Wiley-Liss, Inc.
- O’Rahilly R, Gray DJ, Gardner E. 1957.** Chondrification in the hands and feet of staged human embryos. *Contr Embryol* 36:183–192.
- Ousley D, Jantz RL. 2012.** Fordisc 3 and statistical methods for estimating sex and ancestry. In: Dirkmaat DC, editor. *A Companion to Forensic Anthropology*. Malden: Wiley-Blackwell.
- Özer BK, Özer I, Sağır M, Güleç E. 2014.** Sex determination using the tibia in an ancient anatolian population. *Med Archaeol Archaeom* 14:329–336.
- Padez C. 2007.** Secular Trend in Portugal. *J Hum Ecol* 22:15–22.

- Parsons TJ, Weedn VW. 1997.** Preservation and recovery of DNA in postmortem specimen and trace samples. In: Haglund D, Sorg MH, editors. *Forensic taphonomy: The postmortem fate of human remains*. Boca Raton: CRC Press.
- Patil G, Kolagi S, Ramadurg U. 2011.** Sexual Dimorphism in the Humerus: A Study on South Indians. *J Clin Diagn Res* 5:538–541.
- Pedretti M, Fornaro S, Roas L, Bugelli V, Spinetti I, Giaconi C, Caramella D, Minozzi S, Caccianiga M, Papi L, Domenici R. 2015.** The Relevance of a Multidisciplinary Approach in the Identification of Skeletal Remains: A Case Report. In: *The 67th Annual Scientific Meeting of American Academy of Forensic Science, Orlando*. (abstrakt)
- Pfeiffer S. 1980.** Age ganges in the external dimensions of the adult bone. *Am J Phys Anthropol* 52:529–532.
- Phenice T. 1969.** A newly developed visual method of sexing the os pubis. *Am J Physic Anthropol* 30:297–302.
- Pietrusewsky M. 2008.** Metric analysis of skeletal remains: Methods and applications. In: Katzenberg MA, Saunders SR, editors. *Biological Anthropology of the Human Skeleton*. New Jersey: John Wiley & Sons, Inc.
- Plavcan JM. 2011.** Understanding dimorphism as a function of changes in male and female traits. *Evolutionary Anthropology* 20:143–155.
- Ralls K, Mesnick S. 2002.** Sexual dimorphism. In: Perrin WF, Würsig B, Thewissen JGM, editors. *Encyclopedia of marine mammals*. San Diego: Academic Press.
- Ramsthaler F, Kettner M, Gehl A, Verhoff MA. 2010.** Digital forensic osteology: Morphological sexing of skeletal remains using volume-rendered cranial CT scans. *Forensic Sci Int* 195:148–152.
- Rissech C, Steadman DW. 2011.** The demographic, socio-economic and temporal contextualisation of the Universitat Autònoma de Barcelona collection of identified human skeletons (UAB collection). *Int J Osteoarchaeol* 21:313–322.
- Roberts DF. 1978.** *Climate and human variability*. Cummings, Menlo Park, CA. (cit. Stanford et al., 2013)
- Robinson C, Eisma R, Morgan B, Jeffery A, Graham EA, Black S, Ruttly GN. 2008.** Anthropological measurement of lower limb and foot bones using multi-detector computed tomography. *J Forensic Sci* 53:1289–1294.
- Robinson MS, Bidmos MA. 2011.** An assessment of the accuracy of discriminant function equations for sex determination of the femur and tibia from a South African population. *Forensic Sci Int* 206: 212.e1–212.e5.
- Rösing FW, Graw M, Marré B, Ritz-Timme S, Rotschild MA, Rotzsch K, Schmeling A, Schroder I, Geserick G. 2007.** Recommendations for the forensic diagnosis of sex and age from skeletons. *Homo* 58:75–89.

- Ruff CB, Hayes WC. 1983a.** Cross-Sectional geometry of Pecos Pueblo Femora and Tibiae – A Biomechanical investigation: I. Method nad General patterns of Variation. *Am J Phys Anthropol* 60:359–81.
- Ruff CB, Hayes WC. 1983b.** Cross-Sectional geometry of Pecos Pueblo Femora and Tibiae – A Biomechanical investigation: II. Sex, age and side differences. *Am J Phys Anthropol* 60:383–400.
- Sakaue K. 2004.** Sexual determination of long bones in recent Japanese. *Anthropol Sci* 112:75–81.
- Santos F, Guyomarc'h P, Brůžek J. 2014.** Statistical sex determination from craniometrics: Comparison of linear discriminant analysis, logistic regression, and support vector machines. *Forensic Sci Int* 245:204.e1–204.e8.
- Saukko P, Knight B. 2004.** The establishment of identity of human remains. In: Knight's forensic pathology. London: Hodder Arnold.
- Scheuer L. 2002.** Application of osteology to forensic medicine. *Clin Anat* 15:297–312.
- Senck S, Gusenbauer C, Frelat M, McGlynn G, Weber GW, Kastner J. 2014.** Covariation between shape and bone microstructure in the proximal tibia in humans. *Proceedings of Conference on Industrial Computed Tomography*. pp:321–328.
- Shine R. 1989.** Ecological causes for the evolution of sexual dimorphism: A review of the evidence. *Quart Rev Biol* 64:419–461.
- Sidler M, Jackowski C, Dirnhofer R, Vock P, Thali M. 2007.** Use of multislice computed tomography in disaster victim identification – advantages and limitations. *Forensic Sci Int* 169:118–128.
- Simsek F, Ulukol B, Gulnar SB. 2005.** The secular trends in height and weight of Turkish school children during 1993–2003. *Child Care Health Dev* 31:441–447.
- Sjøvold T. 1988.** Geschlechtsdiagnose am Skelett. In: Martin R, Knussmann R, editor. *Anthropologie, Handbuch des vergleichenden Biologie des Menschen*. Stuttgart: Gustav Fischer Verlag.
- Slatkin M. 1984.** Ecological causes of sexual dimorphism. *Evolution* 38: 622–630.
- Slice D. 2005.** *Modern morphometrics in physical anthropology*. New York: Kluwer Academic/Plenum Publisher.
- Smith RJ, Jungers WL. 1997.** Body mass in comparative primatology. *J Hum Evol* 32:523–559.
- Spradley MK, Jantz RL, Robinson A, Peccerelli F. 2008.** Demographic Change and Forensic Identification: Problems in Metric Identification of Hispanic Skeletons. *J Forensic Sci* 53:21–28.

- Spradley MK, Jantz RL. 2011.** Sex Estimation in Forensic anthropology: Skull Versus Postcranial Elements. *J Forensic Sci* 56:289–296.
- Stanford C, Allen JS, Antón SC. 2013.** Biological anthropology. New Jersey: Pearson.
- Statistica** [software]. 12 verze (staženo z www.statsoft.cz)
- Stevens SD, Viðarsdóttir US. 2008.** Morphological changes in the shape of the non-pathological bony knee joint with age: a morphometric analysis of the distal femur and proximal tibia in three populations of known age at death. *Int J Osteoarchaeol* 18:352–371.
- Stewart TD. 1979.** Essentials of forensic anthropology. Springfield: Charles C Thomas. (cit. Işcan a Steyn, 2013)
- Steyn M, Işcan MY. 1997.** Sex determination from the femur and tibia in South African whites. *Forensic Sci Int* 90:111–119.
- Ščesnaite-Jerdiakova A, Pliss L, Gerhards G, Petersone Gordina E, Gustina A, Pole I, Zole E, Kimsis J, Jansone I, Ranka R. 2014.** Morphological characterisation and molecular sex determination of human remains from the 15th – 17th centuries in Latvia. *Proc Latvian Acad Sci* 20–25.
- Šlaus M. 1997.** Discriminant function sexing of fragmentary and complete femora from medieval sites in continental Croatia. *Opusc Archaeol* 21:167–175.
- Šlaus M, Bedić Ž, Strinović D, Petrovečki V. 2013.** Sex determination by discriminant function analysis of the tibia for contemporary Croats. *Forensic Sci Int*. 226:302e1–e4.
- Šlaus M, Strinović D, Škavić J, Petrovečki V. 2003.** Discriminant function sexing of fragmentary and complete femora: Standards for contemporary Croatia. *J Forensic Sci* 48:509–512.
- Šlaus M, Tomičić Ž. 2005.** Discriminant function sexing of fragmentary and complete tibiae from medieval Croatian sites. *Forensic Sci Int* 147:147–152.
- Šmahel Z. 2001.** Principy, teorie a metody auxologie. Praha: Karolinum.
- Švecová M. 2013.** Vybrane auxologicke aspekty menarche. Diplomová práce. Praha.
- Švenkrťová I. 2010.** Sekulární trend, populační variabilita a určení pohlaví podle rozměrů lidského femuru. Diplomová práce. Praha.
- Tatarek NE, Dean DE. 2005.** Forensically significant skeletal anatomy. In: Rich J, Dean DE, Powers RH, editors. *Forensic Medicine of the Lower Extremity: Human Identification and Trauma Analysis of the Thigh, Leg and Foot*. Totowa: Humana Press.
- Tatarek NE, Sciulli PW. 2005.** Anthropological analysis of the lower extremity. In: Rich J, Dean DE, Powers RH, editors. *Forensic Medicine of the Lower Extremity: Human Identification and Trauma Analysis of the Thigh, Leg and Foot*. Totowa: Humana Press.

- Thieme FP, Schull WJ. 1957.** Sex determination from the skeleton. *Hum Biol* 29:242–273.
- Tise LM, Spradley MK, Anderson BE. 2013.** Postcranial Sex Estimation of Individuals Considered Hispanic. *J Forensic Sci* 58:S9–S14.
- Tommasini SM, Nasser P, Jepsen KH. 2007.** Sexual dimorphism affects tibia size and shape but not tissue-level mechanical properties. *Bone* 40:498–505.
- Trotter M, Gleser GC. 1952.** Estimation of stature from long bones of American Whites and Negroes. *Am J Phys Anthropol* 10:463–514.
- Tvrđík J. 2010.** *Základy pravděpodobnosti a statistiky*. Ostravská univerzita.
- Uehara K, Kadoya Y, Kobayashi A, Ohashi H, Yamano Y. 2002.** Anthropometry of the proximal tibia to design a total knee prosthesis for the Japanese population. *J Arthroplasty* 17:1028–1032.
- Urbanová P, Králík M. 2009.** Kvantitativní popis tvaru pomocí metod geometrické morfometrie. In: Malina J, Svoboda J, editoři. *Čas lovců: Aktualizované dějiny paleolitu. Panoráma biologické a sociokulturní antropologie 32*. Brno: Masarykova univerzita.
- Uysal Ramadan S, Gokharman D, Kacar M, Tuncbilek I, Kosar U. 2005.** Estimation of sex by 3D CT measurements of the foramen magnum. *J Forensic Sci* 50:1310–1314.
- Uysal Ramadan S, Türkmen N, Dolgun NA, Gökharman D, Menezes RG, Kacar M, Koşar U. 2010.** Sex determination from measurements of the sternum and fourth rib using multislice computed tomography of the chest. *Forensic Sci Int* 197:120.e1–120.e5.
- van Wieringen JC. 1979.** Secular growth changes and environment - An analysis of development in the Netherlands, 1850-1978. *Coll Antropol* 3:35–48.
- Verhoff MA, Ramsthaler F, Krähahn J, Deml U, Gille RJ, Grabherr S, Thali MJ, Kreutz K. 2008.** Digital forensic osteology—possibilities in cooperation with the Virtopsy project. *Forensic Sci Int* 174:152–156.
- Vignerová J, Riedlová J, Bláha P, Kobzová J, Krejčovský L, Brabec M, Hrušková M. 2006.** 6. celostátní antropologický výzkum dětí a mládeže 2001. Česká republika. Souhrnné výsledky. Praha: Přírodovědecká fakulta Univerzity Karlovy v Praze a Státní zdravotní ústav.
- Wallace IJ, Judex S, Demes B. 2015.** Skeletal effects of physical activity differ between populations. In: The 84th Annual Meeting of the American Association of Physical Anthropologists, St Louis. (abstrakt)
- Weber GW, Schäfer K, Prossinger H. 2001.** Virtual anthropology: The digital evolution in anthropological sciences. *J Physiol Anthropol Appl Human Sci* 20:69–80.
- White TD, Folkens PA. 2005.** *The human bone manual*. San Diego: Academic Press.
- Zhen-Wang B, Cheng-Ye J. 2005.** Secular growth changes in body height and weight in children and adolescents in Shandong, China between 1939 and 2000. *Ann Hum Biol* 32:650–65.

Zvara K. 1999. Statistika v antropologii. In: Stloukal M et al. Antropologie. Příručka pro studium kostry. Praha: Národní muzeum.

Zvara K. 2003. Biostatistika. Praha: Nakladatelství Karolinum.

13. Seznam příloh

Tabulka 1 – Průměrné hodnoty rozměrů mužů a žen všech testovaných populací, hodnoty získané z odpovídajících publikací

Tabulka 2 – Průměrné věkové hodnoty mužů a žen srovnávaných populací uvedené v letech, hodnoty získané z odpovídajících publikací

Graf 1 – Výsledek porovnání ISD recentní české a portugalské populace (Brůžek, 1995)

Graf 2 – Výsledek porovnání ISD recentní české a španělské populace
(Kranioti a Apostol, 2015)

Graf 3 – Výsledek porovnání ISD recentní české a italské populace (Kranioti a Apostol, 2015)

Graf 4 – Výsledek porovnání ISD recentní české a řecké populace (Kranioti a Apostol, 2015)

Graf 5 – Výsledek porovnání ISD recentní české a euroamerické populace
(Işcan a Miller-Shaivitz, 1984b)

Graf 6 – Výsledek porovnání ISD recentní české a jihoafrické populace (Steyn a Işcan, 1997)

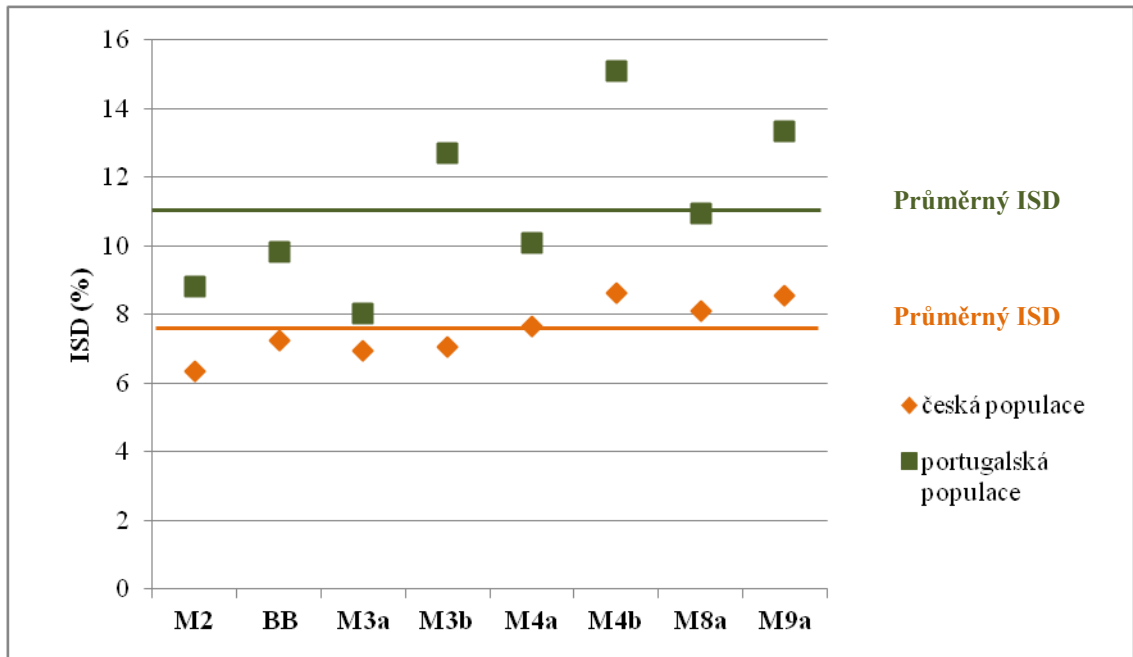
Graf 7 – Výsledek porovnání ISD recentní české a japonské populace (Işcan et al., 1994)

Tab. 1. Průměrné hodnoty rozměrů užitých v publikacích srovnávaných s naším vzorkem. Uvedené rozměry jsou měřené v mm.

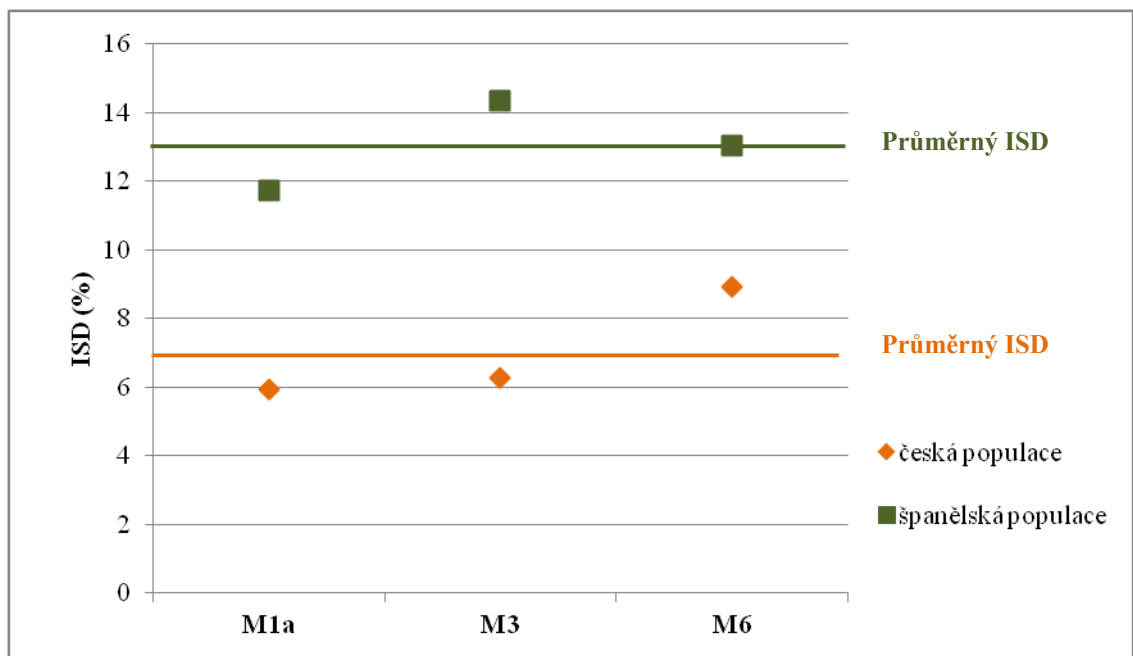
Autor	Brůžek, 1995		Kranioti a Apostol (Řekové), 2015		Kranioti a Apostol (Španělé), 2015		Kranioti a Apostol (Italové), 2015		Kranioti a Apostol (smíšená populace), 2015		Işcan a Miller-Shaivitz, 1984b		Steyn a Işcan, 1997		Işcan, Yoshino a Kato, 1994	
	muži	ženy	muži	ženy	muži	ženy	muži	ženy	muži	ženy	muži	ženy	muži	ženy	muži	ženy
M1a			361,58	332,24	359,43	321,72	365,88	332,66	362,74	329,88						
M2	354,37	325,63											376,66	348,76		
M3			75,29	68,47	76,93	67,28	77,06	69,02	76,31	68,45	75,50	68,41	79,13	69,84	73,50	65,80
BB	71,80	65,38														
M3a	31,21	28,89														
M3b	31,64	28,07														
M4a	45,76	41,56														
M4b	39,22	34,07														
M6			45,14	40,47	53,51	47,33	46,86	41,83	47,64	42,71			50,21	44,36		
DŠ											47,80	43,56			45,30	40,50
M8a	33,27	29,99									34,60	30,59	36,91	32,60	33,30	30,30
M9a	24,81	21,89									26,63	23,67	26,05	23,20	24,60	21,50

Tab. 2. Průměrné věkové hodnoty mužů a žen srovnávaných populací uvedené v letech. Autoři Kranioti a Apostol (2015) uvádí pouze průměrné hodnoty pro muže a ženy dohromady, Işcan a Miller-Shaivitz (1984b) a Brůžek (1995) tyto hodnoty neuvádí.

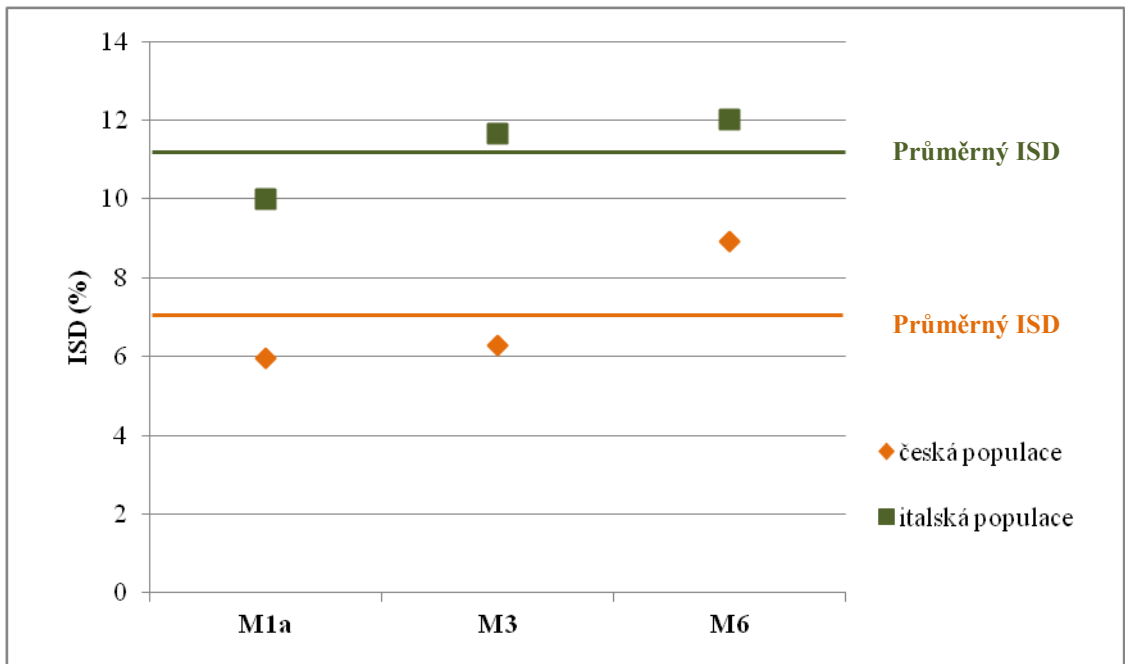
Autor	Průměrný věk (v letech)	
	muži	ženy
Işcan a Miller-Shaivitz, 1984b	neuveďeno	
Işcan et al., 1994	56	52
Brůžek, 1995	neuveďeno	
Işcan a Steyn, 1997	66	67
Kranioti a Apostol, 2015		
španělská populace	64	
italská populace	71	
řecká populace	70	



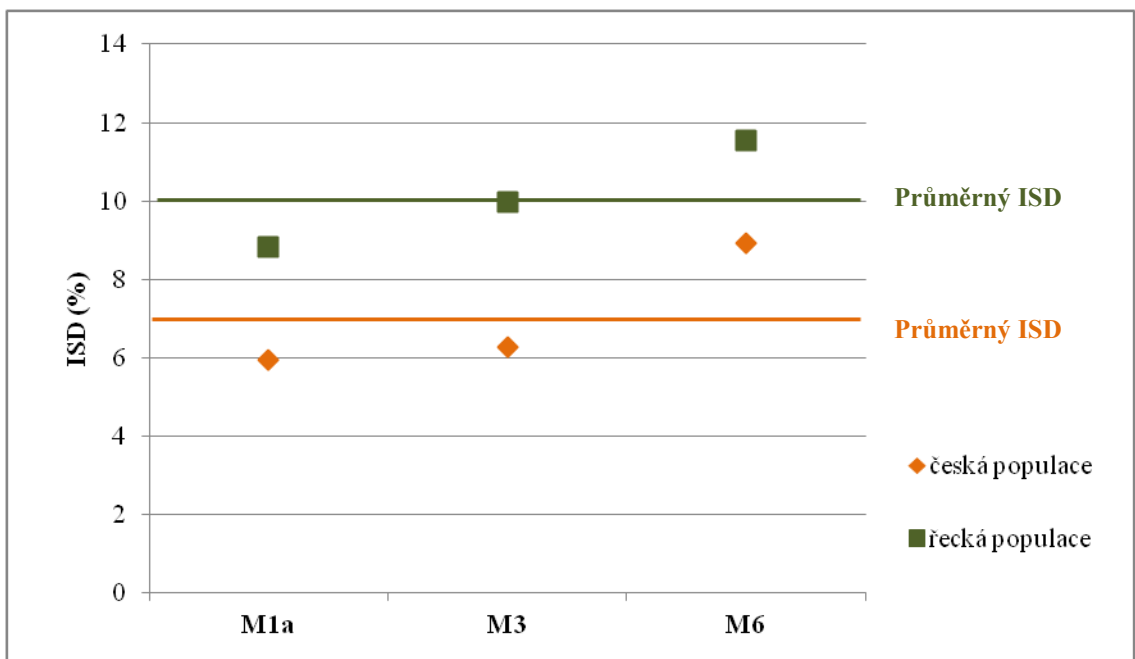
Graf 1. Porovnání pohlavního dimorfismu *tibiae* vyjádřeným indexem pohlavního dimorfismu (ISD). Srovnání recentní české populace a portugalské populace (Brůžek, 1995).



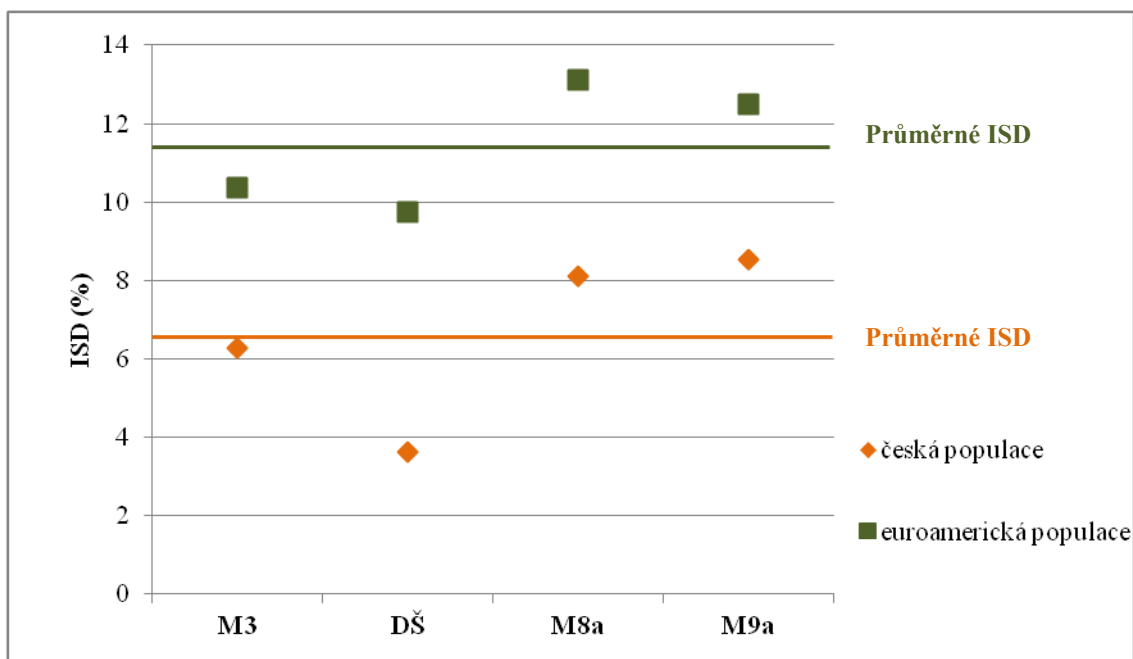
Graf 2. Porovnání pohlavního dimorfismu *tibiae* vyjádřeným indexem pohlavního dimorfismu (ISD). Srovnání recentní české populace a španělské populace (Kranioti a Apostol, 2015).



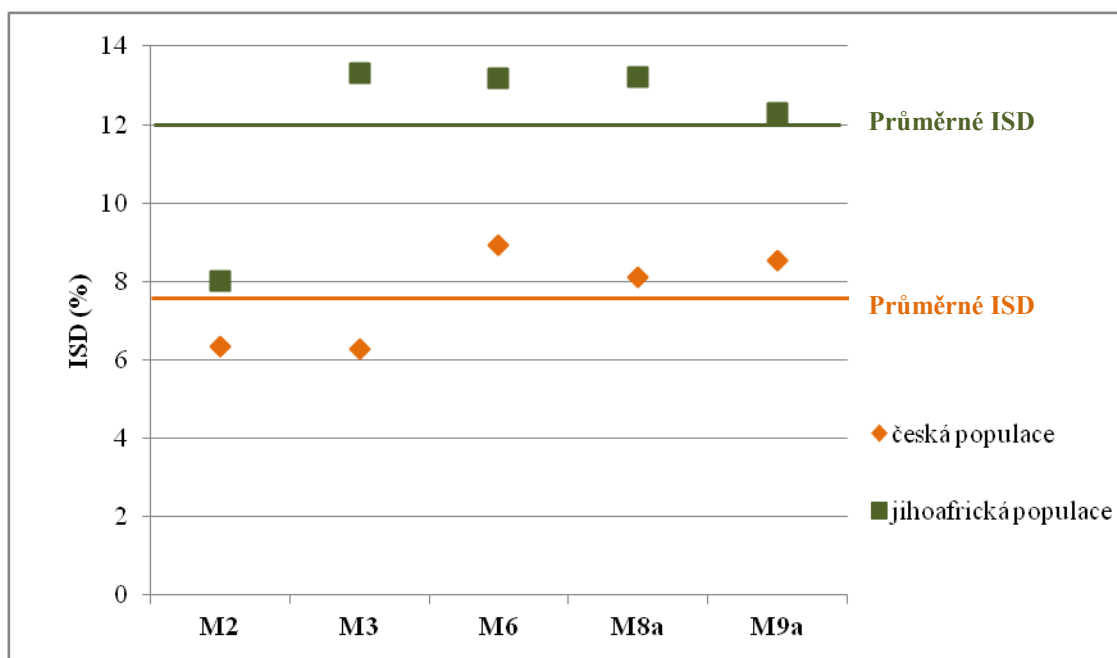
Graf 3. Porovnání pohlavního dimorfismu *tibie* vyjádřeným indexem pohlavního dimorfismu (ISD). Srovnání recentní české populace a italské populace (Kranioti a Apostol, 2015).



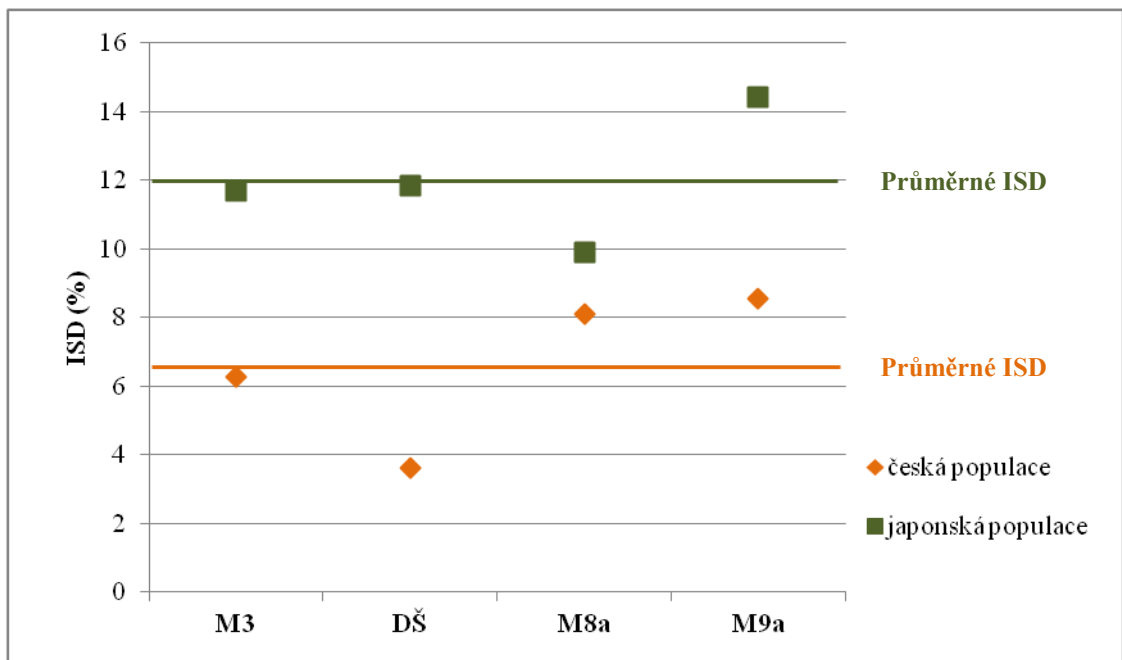
Graf 4. Porovnání pohlavního dimorfismu *tibie* vyjádřeným indexem pohlavního dimorfismu (ISD). Srovnání recentní české populace a řecké populace (Kranioti a Apostol, 2015).



Graf 5. Porovnání pohlavního dimorfismu *tibie* vyjádřeným indexem pohlavního dimorfismu (ISD). Srovnání recentní české populace a euroamerické populace (Işcan a Shaivitz, 1984b).



Graf 6. Porovnání pohlavního dimorfismu *tibie* vyjádřeným indexem pohlavního dimorfismu (ISD). Srovnání recentní české populace a jihoafrické populace (Steyn a Işcan, 1997).



Graf 7. Porovnání pohlavního dimorfismu *tibie* vyjádřeným indexem pohlavního dimorfismu (ISD). Srovnání recentní české populace a japonské populace (Işcan et al., 1994).