

UNIVERZITA KARLOVA
PŘÍRODOVĚDECKÁ FAKULTA
KATEDRA ANTROPOLOGIE A GENETIKY ČLOVĚKA



**SEKULÁRNÍ TREND, POPULAČNÍ VARIABILITA
A URČENÍ POHLAVÍ PODLE ROZMĚRŮ LIDSKÉHO
FEMURU**

**SECULAR TREND, INTER-POPULATION VARIABILITY
AND SEX ESTIMATION WITH HELP OF VARIABLES OF
HUMAN FEMUR**

Iva Švenkrtová

Školitel diplomové práce: Doc. RNDr. Jaroslav Brůžek, CSc.

Konzultant diplomové práce: RNDr. Miluše Dobisíková

Diplomová práce
Praha, 2010

Prohlášení

Prohlašuji, že jsem diplomovou práci vypracovala samostatně s použitím uvedené literatury.

V Praze dne 28.8.2010

.....

Poděkování

Za vedení této diplomové práce, za cenné rady a připomínky velice děkuji svému školiteli Doc. RNDr. Jaroslavu Brůžkovi, CSc. Zároveň děkuji své konzultantce RNDr. Miluši Dobisíkové za odbornou pomoc a poskytnutí kosterního materiálu. Dále děkuji Mgr. Lucii Bigoni za poskytnutí dat Souboru 1. Nakonec děkuji své rodině za podporu a trpělivost.

Obsah

Abstrakt	6
1. Úvod a cíle	8
2. Odhad pohlaví podle kostry	10
2.1. Pohlavní dimorfismus člověka.....	10
2.1.1. Vliv pohlavních hormonů na diferenciaci jedince.....	11
2.1.2. Pohlavní dimorfismus kostry člověka.....	12
2.2. Odhad pohlaví z kostry člověka - obecně.....	17
2.2.1. Vysvětlení pojmů užívaných ve forenzní antropologii při odhadu pohlaví.....	18
2.2.2. Limitující faktory při odhadu pohlaví.....	19
2.2.3. Odhad pohlaví dle stehenní kosti a populační specifita.....	20
2.2.4. Metody odhadu pohlaví podle rozměrů femuru.....	23
2.3. Sekulární trend ve fyzické antropologii.....	26
2.3.1. Sekulární trend tělesné výšky - obecně.....	26
2.3.2. Sekulární trend tělesné výšky – česká populace.....	27
2.3.3. Vliv sekulárního trendu na rozměry kostry.....	29
3. Materiál	33
3.1. Materiál z první čtvrtiny 20. století.....	33
3.1.1. Charakteristika Pachnerovy kolekce	33
3.1.2. Použitý soubor femurů dospělých osob (Soubor 1).....	34
3.2. Materiál z období konce 20. století.....	34
3.2.1. Novodobá kolekce – obecná charakteristika.....	34
3.2.2. Použitý soubor dospělých femurů (Soubor 2).....	35
4. Metody	36
4.1. Výběr metrických rozměrů.....	36
4.2. Výběr a definice zvolených rozměrů.....	37
4.3. Výběr publikovaných diskriminačních funkcí stehenní kosti k testování jejich reliability.....	40
4.3.1. Diskriminační funkce rozměrů stehenní kosti navržené pro českou populaci.	41
4.3.2. Diskriminační funkce rozměrů stehenní kosti vypočtené v jiných populacích	43
4.4. Výběr rozměrů stehenní kosti k návrhu vlastních diskriminačních funkcí.....	44
4.5. Rozměry stehenní kosti a populačně nespécifická regresivní rovnice.....	45
4.6. Statistické zpracování dat.....	45
4.6.1. Základní statistické charakteristiky.....	46
4.6.2. Porovnání rozdílů vzorku.....	46
4.6.3. Diskriminační funkční analýza.....	47
5. Výsledky	48
5.1. Pohlavní dimorfismus femuru české populace v rozmezí půl století (univariační statistika).....	48
5.2. Metrické porovnání sbírek.....	51
5.3. Úspěšnost určení pohlaví užitých diskriminačních funkcí.....	53
5.3.1. Určení pohlaví souboru 1 podle diskriminačních funkcí publikovaných Iscanem a Shihaiem (1995).....	53
5.3.2. Určení pohlaví Souboru 1 podle diskriminačních funkcí publikovaných Šlausem et al. (2003).....	57
5.3.3. Určení pohlaví Souboru 2 podle diskriminačních funkcí publikovaných	

Šlausem et al. (2003).....	61
5.3.4. Určení pohlaví Souboru 2 podle diskriminačních funkcí publikovaných Černým a Komendou (1980).....	64
5.4. Posouzení odrazu populační variability na spolehlivosti určení pohlaví.....	70
5.5. Populačně nespécifická metoda.....	70
5.6. Spolehlivá diskriminace pohlaví užitých diskriminačních funkcí.....	72
5.6.1. Spolehlivá diskriminace pohlaví Souboru 1 užitím diskriminačních funkcí publikovaných Iscanem a Shihaiem (1995).....	72
5.6.2. Spolehlivá diskriminace pohlaví Souboru 1 užitím diskriminačních funkcí publikovaných Šlausem et al. (2003).....	73
5.6.3. Spolehlivá diskriminace pohlaví Souboru 2 užitím diskriminačních funkcí publikovaných Šlausem et al. (2003)	74
5.6.4. Spolehlivá diskriminace pohlaví Souboru 2 užitím diskriminačních funkcí publikovaných Černým a Komendou (1980).....	75
5.7. Návrh a výpočet vlastních diskriminačních funkcí.....	76
5.8. Přesnost určení pohlaví z vlastních diskriminačních rovnic.....	76
5.9. Posouzení vlivu sekulárního trendu na spolehlivosti určení pohlaví podle femuru.	78
6. Diskuse	79
7. Závěr	88
8. Seznam literatury	89
9. Seznam příloh	96

Abstrakt

Určení pohlaví je jeden z nejdůležitějších úkolů při identifikaci kosterních pozůstatků. Předchozí studie ukázaly, že populační rozdíly ve velikosti a tvaru femuru ovlivňují úspěšnost klasifikace pohlaví z této kosti. Předkládaná diplomová práce testováním diskriminačních funkcí, vytvořených z odlišných populací, populační specifitu femuru potvrdila. K tomu nám posloužily 2 soubory identifikovaných stehenních kostí dospělých jedinců české populace pocházejících z 1. poloviny (78 mužů a 81 žen) a 2. poloviny 20. století (67 mužů a 35 žen). Oba soubory nám dále pomohly odhadnout vliv sekulárního trendu femuru na úspěšnosti klasifikace pohlaví pomocí diskriminačních funkcí vypočtených v české populaci. Výsledky prokázaly existenci sekulárního trendu ve velikosti rozměrů femuru. Pouze rozměry hlavice (svislý průměr-F18, transverzální průměr-F19 a maximální průměr hlavice-MPH) a subtrochanterický předozadní průměr diafýzy (F10) se v průběhu 20. století statisticky významně nezměnily. Sekulární trend výrazně ovlivnil úspěšnost klasifikace pohlaví s katastrofálními důsledky pro jedno pohlaví. U rozměrů, u kterých nebyl sekulární trend prokázán se úspěšnost klasifikace výrazně nezměnila. Správná klasifikace pomocí rozměrů femuru dosahuje 71,4-93,9% a v důsledku sekulárního trendu klesá až o 20%. Uvedené výsledky nás vedly k závěru, že diskriminační funkce vzniklé analýzou české populace 1. poloviny 20. století, nelze aplikovat na současnou českou populaci.

Klíčová slova: forenzní antropologie, určení pohlaví, femur, diskriminační funkce, populační variabilita, sekulární trend

Abstract

Determination sex is one of the most important tasks in the identification of skeletal remains. Previous studies have shown that population differences in size and shape of femora can affect correct sex allocation. This thesis tested the discriminant functions generated from different populations and confirmed population specificity of the femur discriminant functions. Two samples of the identified adult femora for this project was

used. First sample originates from the Czech population living in the 1st 20th century (78 males and 81 females) and second sample originates from the Czech population living in the 2nd 20th century (67 males and 35 females). Both samples also help us estimate the influence of secular trend of the femur variables to the correct sex classification by discriminant functions calculated in the Czech population. The results showed the existence of the secular trend in femora size dimensions. Only the dimensions of the femoral head (vertical head diameter-F18, transverse head diameter-F19 and maximum diameter of the femoral head-MPH) and sagittal subtrochanteric diameter (F10) not changed significantly during the 20th century. The secular trend has negatively influenced the correct sex classification, always for one subpopulation. Only the dimensions in which the secular trend was not confirmed, achieved similar result of the correct sex classification. Correct classification by femoral dimensions reaches 71.4 to 93.9% and due to the secular trend of decline by up to 20%. Those results led us to conclude that the discriminant functions derived from the femora in the Czech population living in the first 20th century, can not be applied to the contemporary Czech population.

Key words: forensic anthropology, sex determination, femur, discriminant functions, population variability, secular trend

1. Úvod a cíle

Určení pohlaví je jedním ze základních úkolů analýzy koster ve forenzní antropologii a bioarcheologii (Krogman a Iscan, 1986). Za nejspolehlivější indikátor pohlaví je považována pánevní kost, která u žen odráží evoluční kompromis mezi adaptací na bipedální chůzi a schopností rodit děti s velkým mozkem, kdežto mužská pánev je plně přizpůsobena co nejefektivnější bipedální chůzi (Brůžek a Murail, 2006; Dobisíková, 1999). Pokud se však pánevní kost nedochová, musíme určit pohlaví z jiných částí kostry. Stehenní kost vykazuje vysoký stupeň pohlavního dimorfismu a lépe se dochovává, proto bylo mnoho studií zaměřeno na určování pohlaví právě z této kosti.

Klasifikace pohlaví podle femuru se nejčastěji opírá o výpočet pomocí diskriminačních funkcí. Na rozdíl od pánevní kosti, která odráží evoluční kompromis napříč populacemi, tato metoda klasifikace pohlaví je populačně specifická (Brůžek a Murail, 2006; Özer a Katayama, 2008; Šlaus et al., 2003).

Doposud poslední metodu určení pohlaví podle stehenní kosti vypracovanou v české populaci publikovali Černý a Komenda v roce 1980. Materiál, který použili, pochází od jedinců zemřelých ve 30. letech 20. století. V souvislosti se sekulárním trendem se v české populaci zvýšila tělesná výška člověka v průběhu let 1870 až 1980 u mužů téměř o 12 cm. U žen se mezi lety 1880 a 1980 tělesná výška zvýšila téměř o 9 cm (Vígnerová et al., 2006). U femuru Američanů pak vlivem sekulárního trendu vzrostla délka a snížila se robusticita (Wescott, 2007). Je nutné se zamyslet, nakolik jsou diskriminační funkce publikované Černým a Komendou (1980) aplikovatelné na dnešní populaci. Na základě této úvahy jsme stanovili cíl diplomové práce.

Cílem předkládané diplomové práce je ověřit vliv sekulárního trendu na úspěšnosti klasifikace pohlaví pomocí diskriminačních funkcí (DF) rozměrů femuru.

Dílní cíle jsou:

1. ověřit hypotézu o populační specifitě DF rozměrů femuru a to užitím vzorku české populace z počátku a konce 20. století.
2. ověřit předpokládanou populační nespecifičnost metody navržené Albanesem et al.

(2008).

3. odhadnout vliv sekulárního trendu na úspěšnosti klasifikace pohlaví pomocí diskriminačních funkcí vypočtených v české populaci.
4. K tomu nám napomůže nejprve porovnání úspěšnosti klasifikace pohlaví užitím diskriminačních funkcí vypočtených Černým a Komendou (1980). Posléze vypočítáme vlastní diskriminační funkce a porovnáme tyto výsledky s přesností funkcí Černého a Komendy (1980).

2. Odhad pohlaví podle kostry

Kosterní pozůstatky v různém stádiu rozkladu jsou často vším, co nám zůstává pro identifikaci jedince a to jak ve forenzní antropologii, tak i v bioantropologii, studující minulé populace. Biologičtí antropologové aplikují své vědomosti o lidské kostře tak, aby dokázali odpovědět na co nejvíce otázek týkající se kosterního materiálu. Analýza kosterních pozůstatků z prehistorických a historických období, tak i ze současnosti je prováděna v populační úrovni, stejně tak jako v úrovni jedince. Primárním úkolem každé analýzy kostry je určení tzv. biologického profilu zahrnující stanovení původu a pohlaví jedince, věku v době úmrtí a výšky postavy (Komar a Buikstra, 2008). Tyto čtyři základní informace mohou být vodítkem při určení totožnosti hledané osoby podle nálezu kostry (Tatarek a Sciulli, 2005). Mnohdy stojíme před úkolem stanovit základní demografické parametry z nekompletních či fragmentovaných koster. Z tohoto důvodu je základním zaměřením výzkumu v biologii skeletu vytvoření kritérií a návrh metod stanovující tyto čtyři základní kameny identifikace z různých částí skeletu. Předpokladem takového výzkumu je existence pohlavního dimorfismu kostry.

2.1. Pohlavní dimorfismus člověka

Pojem dimorfismus (dvou tvárnost) je jev, kdy se u jednoho druhu vyskytují dvě formy. Termín sexuální dimorfismus je v biologii označován jako rozdílnost samců a samic jednoho druhu lišící se v anatomii, fyziologii a chování. V porovnání s některými primáty, např. s gorilami, lidé vykazují nižší sexuální dimorfismus, nicméně rozdíly mezi muži a ženami jsou patrné v různých úrovních. Pohlavní dimorfismus zahrnuje chromosomální diferenciaci, gonadální diferenciaci, rozdíly primárních a sekundárních pohlavních znaků, rozdíly psychické a rozdíly v chování. Nejčastěji sledovaným a zkoumaným pohlavním dimorfismem ve forenzní antropologii je pohlavní dimorfismus kostry, v užším smyslu dimorfismus jednotlivých částí kostry (Fruyer a Wolpoff, 1985).

Ačkoliv je chromozomové a genetické pohlaví určeno již při fertilizaci druhem spermie, časné období vývoje zárodku je považováno za indiferentní stadium sexuálního vývoje (Moore a Persaud, 2002). Indiferentní gonády se začínají diferencovat v 7. týdnu intrauteriního vývoje (Moore a Persaud, 2002; Rokyta et al., 2000). Vývoj mužského fenotypu vyžaduje přítomnost Y-chromozomu, na jehož krátkém raménku byl lokalizován gen SRY pro testis-determinující faktor, který má determinující vliv na dřeh indiferentních gonád přeměňující se v testis. Nepřítomnost Y-chromozomu dává vývoj ženskému fenotypu, kortex indiferentních gonád se diferencuje v ovarium (Moore a Persaud, 2002). Tento vývoj pokračuje i po narození a většinou teprve při dosažení dospělosti dochází k plnému rozvoji pohlavních znaků jedince.

2.1.1. Vliv pohlavních hormonů na diferenciaci jedince

Na pohlavní diferenciaci mají zásadní vliv pohlavní hormony. Hlavním představitelem mužských pohlavních hormonů je testosteron. Ženské pohlavní hormony představují estrogény a progesteron (Rokyta et al., 2000; Silbernagl a Despopoulos, 2004). Mužské i ženské pohlavní hormony jsou přítomné u obou pohlaví, liší se však jejich koncentrace a vliv na tkáň.

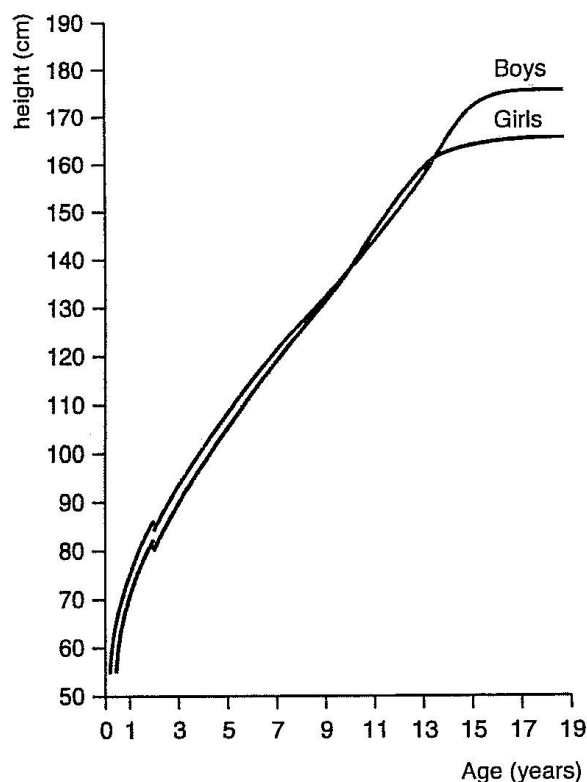
Již ve fetálním období produkují testes mužský pohlavní hormon testosteron, který určuje mužský charakter jedince. Primární ženská pohlavní diferenciacie fetu na hormonech nezávisí (Moore a Persaud, 2002), v nepřítomnosti testosteronu proběhne diferenciacie ženským směrem (Silbernagl a Despopoulos, 2004). Při narození se poměrně vysoké koncentrace pohlavních hormonů postupně do dvou let snižují. Zásadní úloha těchto hormonů v postnatálním období nastává během puberty. Zvýšená hladina pohlavních hormonů v tomto období vede k vytvoření sekundárních pohlavních znaků a pubertálnímu růstovému zrychlení (Šmahel, 2001). Stále se zvyšující koncentrace pohlavních hormonů má ale nakonec vliv na růst opačný. Způsobí uzavření epifyzárních růstových štěrbin a tím ukončení růstu (Hajn, 2001). Za urychlení uzavěru epifyzárních štěrbin jsou zodpovědné především estrogény (Silbernagl a Despopoulos, 2004). Mnohem vyšší koncentrace estrogenů u žen jsou příčinou dřívějšího ukončení růstu oproti mužům (viz dále). V

dospělém věku se hladiny pohlavních hormonů pozvolna opět snižují (Šmahel, 2001).

Účinky pohlavních hormonů mají nezanedbatelný vliv přímo na kostru člověka. Estrogeny způsobují pohlavní rozdíly v lineárním růstu kostí (Silbernagl a Despopoulos, 2004). Anabolický účinek testosteronu zesiluje tvorbu kostí a stimulaci růstu svalové tkáně (Rokyta et al., 2000) je ovlivněn reliéf kostí v oblasti svalových úponů.

2.1.2. Pohlavní dimorfismus kostry člověka

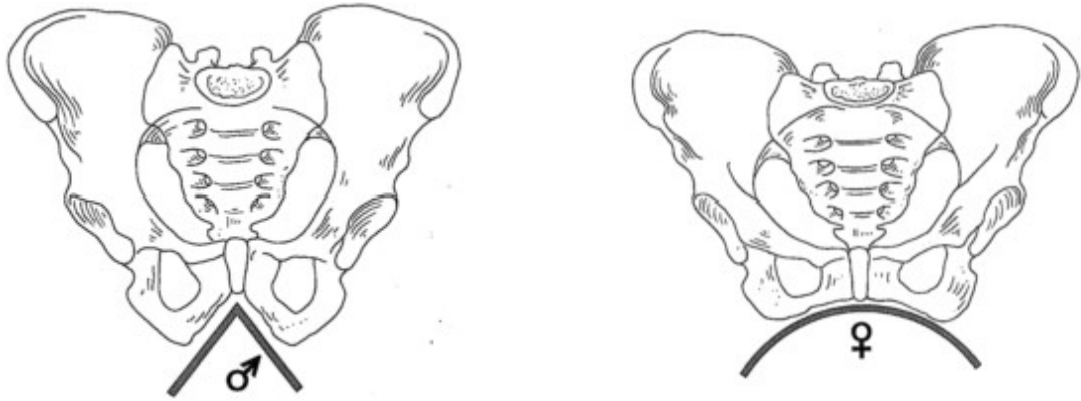
Typickým příkladem pohlavního dimorfismus velikostních rozdílů odrážejících se na kostře člověka je inter-sexuální variabilita růstu. Při narození jsou chlapci všech populací delší a těžší než dívky (Bláha et al., 2007). Následně po narození probíhá u dívek progresivnější skeletální maturace, růst a pubertální akcelerace a tyto vývojové pochody probíhají v nižším věku. V období dětství předbíhají dívky chlapce o 0,5 roku, v pubertě pak o 2 roky (Bláha et al., 2007). Růst je u dívek ovšem ukončen dříve, okolo 16. roku, zatímco chlapci rostou v průměru do 18 let (Šmahel, 2001). Delší prepubertální růstové období a intenzivnější pubertální růstová akcelerace chlapců zapříčiní, že jsou muži ve střední Evropě asi o 13 cm vyšší než dívky (Bláha et al., 2007). Porovnej s grafem 1. Rozdílnost v růstu mezi pohlavím je jedním ze základních faktorů ovlivňujících pohlavní dimorfismus kostry člověka (Knussmann, 1988).



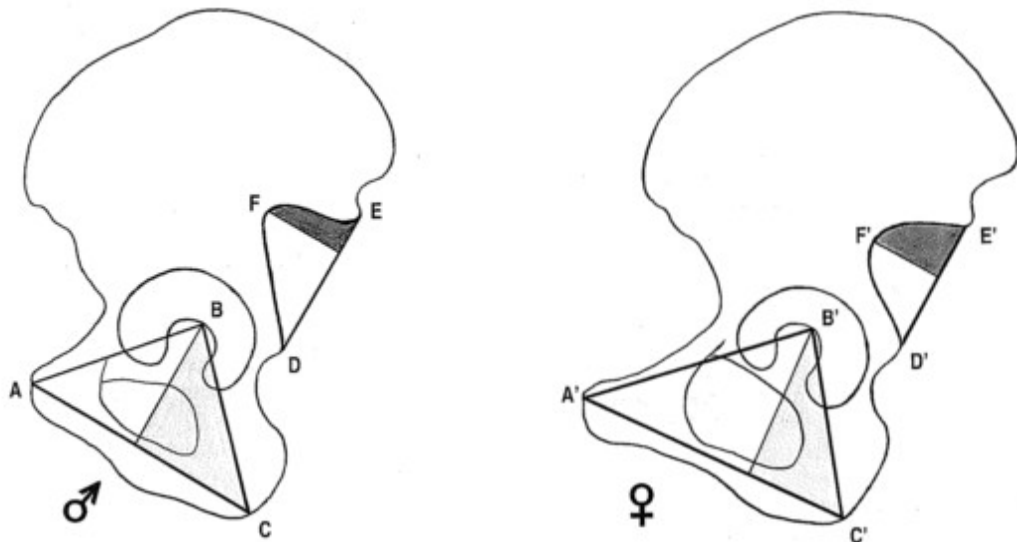
Graf. 1. Intersexuální variabilita tělesné výšky (Bláha et al., 2007). height (cm) – výška v cm, age (years) – věk v letech), Boys – chlapci, Girls – dívky.

V odborné literatuře je pozornost věnována nejen rozdílnosti v růstu komplexně, ale jsou popisovány pohlavní rozdíly též v růstu pánve, které jsou výsledkem rozdílných růstových rychlostí a směrů v jednotlivých oblastech pánve, patrně v důsledku rozdílného vlivu funkční matrix (Šmahel, 2001). Mužská pánev je plně přizpůsobena co nejefektivnější bipedální chůzi, kdežto ženská pánev odráží kompromis mezi adaptací na bipedální chůzi a schopností rodit děti s velkým mozkem (Brůžek a Murail, 2006; Dobisíková, 1999). Strmější postavení kyčelních křídel u mužů v horním funkčním oddíle pánve je výsledkem superiorního růstu, patrně důsledkem většího délkového růstu trupu a silnějšího rozvoje svalstva trupu mužů. U žen růstem kyčelního hřebene převážně jen v laterálním směru činí pánev rozloženější a nižší. V dolním funkčním úseku pánve větší laterální růst sedací kosti spolu s větším růstem horní větve stydké kosti na mediálním konci zajišťuje větší expanzi malé pánve a větší biacetabulární šířku u žen než u mužů. Intersexuální rozdíl ve tvaru incisura isciadica major je pod vlivem vertikálního růstu kyčelního hřebene, většího u mužů, čímž je posunuto nejhlubší místo incisury superiorněji.

Medio-inferiorní růst spina iliaca posterior inferior a posun spina ischiadica méně laterálně způsobuje větší prohloubení incisury u mužů (Šmahel, 2001). Uvedené rozdíly v růstu pánve v důsledku rozdílného vlivu funkční matrix způsobí charakteristickou pohlavní diferenciaci lidské pánve, které je dosaženo převážně v pubertě (Obr. 1). Dospělá mužská pánev je oproti ženské pánvi obecně masivnější, s hrubým povrchem a nálevkovitým tvarem (Dobisíková, 1999). Muži mají strmější sklon pánevních křídel v důsledku superiorního růstu (Šmahel, 2001), křídla samotná jsou prohloubená, větší a silnější, s výrazně vyznačenými místy svalových úponů (Hajn, 1998). Ženské pánve jsou spíše gracilnější, s hladkým povrchem (Dobisíková, 1999), křídla kyčelních kostí plochá, menší a vychýlená laterálněji (Hajn, 1998). Ostatní charakteristické pohlavní rozdíly pánve jsou soustředěny v ischiopubickém segmentu. Nejvíce zdůrazňované rozdíly v tomto segmentu jsou subpubický úhel (Brůžek a Murail, 2006; Čihák, 2001; Dobisíková, 1999; Hajn, 1998; Šmahel, 2001), poměr délek kosti stydké a sedací (Brůžek a Murail, 2006; Šmahel, 2001), tvar dolního ramene kosti stydké (Čihák, 2001; Dobisíková, 1999; Hajn, 1998) a tvar incisura ischiadica major (Brůžek a Murail, 2006; Čihák, 2001; Dobisíková, 1999; Hajn, 1998; Šmahel, 2001). Subpubický úhel u mužů je ostrý s hodnotami okolo 70-75 stupni (Dobisíková, 1999). Naopak u žen dosahuje subpubický úhel 90 až 95 stupňů (Dobisíková, 1999), úhel mezi dolními rameny stydkých kostí je tedy tupější (porovnej Obr. 1). U žen je relativně delší kost stydká oproti kosti sedací (Brůžek, 2002; Brůžek a Murail, 2006; Šmahel, 2001), dolní rameno kosti stydké je štíhlé a plynule zakřivené (Čihák, 2001; Dobisíková, 1999; Hajn, 1998). U mužů je naopak charakteristický spíše obrácený poměr délek kosti stydké a sedací, se silným dolním ramenem kosti stydké a náhlým vytočením v crista phalica (Dobisíková, 1999; Hajn, 1998). Typický tvar incisura ischiadica major u mužů je hlubší, asymetrický, připomínající obrácené písmeno J. Typický ženský tvar incisura ischiadica major je mělký, vykrojený v pravidelném oblouku a připomínající široce rozevřené písmeno V (Brůžek, 2002; Čihák, 2001; Hajn, 1998; Novotný, 1986), jak je patrné z obrázku 2. Výše popsané základní pohlavní rozdíly na pánvi vzniklé adaptací a přizpůsobením se ženské pánve pro porod se odráží i v jiných oblastech skeletu (Knussmann, 1988).



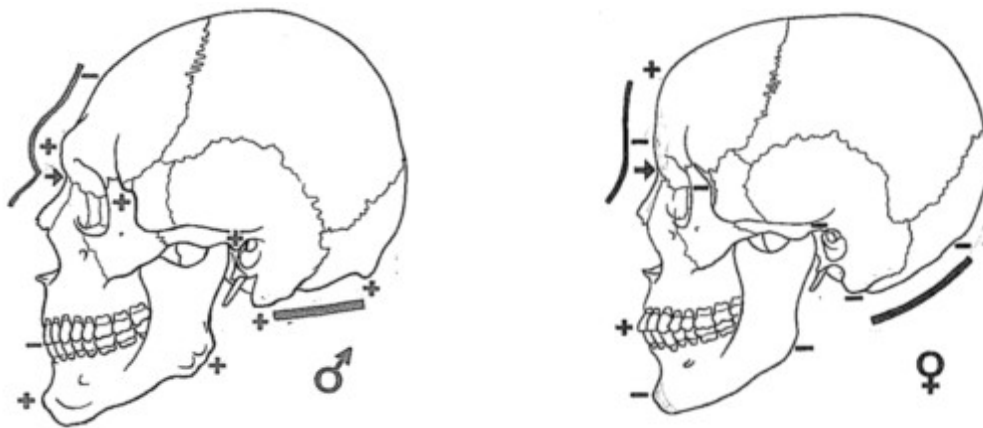
Obr. 1. Mužská a ženská pánev (Čihák, 2001).



Obr. 2. Pohlavní rozdíly na pánvi: tvar incisura ischiadica major a rozdílné proporce v oblasti os ischii a horního ramene kosti stydké (Čihák, 2001).

Oproti pánevní kosti existuje v základní stavbě krania mezi pohlavími jen minimum rozdílů (Šmahel, 2001). Lebka je ovšem nejsledovanější částí skeletu ve fyzické antropologii a proto i na ní bylo objeveno mnoho intersexuálních rozdílů (Dobisíková, 1999). Mužská lebka je obecně větší, těžší a robustnější než lebka žen (Dobisíková, 1999; Fetter et al., 1967; Hajn, 1998; Šmahel, 2001). Svalové úpony jsou silněji vyznačeny u mužů. S tím souvisí značný rozvoj struktur jako je protuberentia occipitalis externa s výrazně modelovanou okcipitální krajinou, processus mastoideus nebo na úhlu mandibuly

silně vyznačená tuberositas masseterica. Obrys brady je u mužů hranatý (Dobisíková, 1999; Fetter et al., 1967; Hajn, 1998). Mezi hlavní pohlavně rozdílné znaky (Broca, 1875), které jsou výrazněji vytvořené u mužů, nutno uvést rozvoj glabelly a nadočnicových oblouků. Ženská lebka naopak mívá pouze slabě vyznačené svalové úpony, protuberetia occipitalis externa, tuberositas masseterica a processus mastoideus jsou méně výrazné. Glabella žen je plochá, nadočnicové oblouky nejsou patrné a brada má zaoblený tvar (Dobisíková, 1999; Fetter et al., 1967; Hajn, 1998). Tubera frontalia a parietalia jsou u žen silně vyznačena oproti mužům, u kterých většinou chybí. K významným pohlavním rozdílům na lebce patří profil čela (Broca, 1875). Ženy mají strmé postavení čela, kdežto mužské čelo se plynule ohýbá dozadu (porovnej s Obr. 3).



Obr. 3. Mužská a ženská lebka s vyznačenými charakteristickými pohlavními rozdíly (Čihák, 2001).

Pohlavní dimorfismus kostry člověka je ovlivněn též tím, že jsou muži ve všech populacích v průměru větší než ženy a mají silně vyvinutou svalovinu, což se projevuje přímo na kostře. Kostí mužů jsou tedy obecně větších rozměrů, s výrazněji vyvinutým reliéfem (Knussmann, 1988). Konkrétně páteř mužů je delší a robustnější, trnové výběžky více prominují, svalové úpony jsou vyvinutější a bederní lordóza menší než u žen (Allbrook, 1955; Fischer a Volck, 1970). Tělo mužské hrudní kosti je alespoň dvakrát tak dlouhé jako rukověť, u žen délka rukověti nepřevyšuje polovinu délky těla. Ženská hrudní kost je tedy relativně kratší a rukověť relativně delší (Dobisíková, 1999). Klíční kost u žen je gracilnější a méně zakřivená oproti mužské klíční kosti (Dobisíková, 1999). Mužská

lopatka je mohutnější, se silnou mediální hranou a výrazným reliéfem svalových úponů. Akromion u mužů bývá obdélníkový, ženy mívají gracilnější lopatku s trojúhelníkovým akromionem. Dlouhé kosti jsou všeobecně delší, robustnější, reliéf kostí v místě svalových úponů výrazněji vytvořený u mužů (Dobisíková, 1999).

Na základě těchto pohlavních rozdílů jsou založeny metody určování pohlaví ze skeletu.

2.2. Odhad pohlaví z kostry člověka - obecně

Určování pohlaví z kostry člověka vychází z výše popsaného pohlavního dimorfismu, který je plně rozvinut v období dospělosti. Je tedy velice složité určit pohlaví u infantilních a juvenilních koster (Dobisíková, 1999; Komar a Buiksra, 2008).

Při odhadu pohlaví se využívá morfologických a metrických metod. Morfologické hodnocení je zaměřeno na aspektivním sledování znaků, které se mezi pohlavím liší. Každý hodnocený znak má přisouzenou váhu znaku (Iskan a Helmer, 1993) podle četnosti výskytu znaku u daného pohlaví a četnosti výskytu u pohlaví opačného. Podle stupně rozvoje hodnotíme dále pohlavní znak jako hypermaskulinní, maskulinní, indiferentní, femininní a hyperfemininní (Dobisíková, 1999). Tato metoda je více subjektivní a závisí na zkušenostech vyšetřovatele. Nejvíce je tato metoda využívána při určování pohlaví podle pánve a lebky.

Metrické hodnocení je založeno na měření definovaných rozměrů. Na základě maximální a minimální hodnoty znaku u každého pohlaví je zjištěna optimální mezní hodnota měřeného znaku. Tato metoda je tedy více objektivní a je hojně využívána při určování pohlaví z dlouhých kostí.

2.2.1. Vysvětlení pojmů užívaných ve forenzní antropologii při odhadu pohlaví

Rozsah pohlavního dimorfismu u lidí obvykle odpovídá normálnímu rozložení s plynulými přechody mezi muži a ženami. **Zóna překrývání** je pásmo variability, kde nalézáme stejné hodnoty jak u mužských, tak ženských jedinců (Dobisíková, 1999).

Přesnost (accuracy) je procento koster správné klasifikace vzorku, na kterém byla metoda vytvořena (Brůžek a Murail, 2006). Komar a Buikstra (2008) uvádí: **přesnost (accuracy)** je určena ve vztahu k dokumentaci.

Spolehlivost (reliability) hodnotí testování metody na nezávislé populaci (Brůžek a Murail, 2006). Dle Komar a Buikstra (2008) **spolehlivost (reliability/precision)** odráží intraobservační shodu při opakovaných zkouškách. Ferrante a Cameriere (2009) rozlišují pro „přesnost“ dva anglické termíny accuracy a precision. „Accuracy“ znamená stupeň shody měření, „precision“ (též reliability - v češtině spolehlivost) udává do jaké míry poskytne další měření stejné nebo podobné výsledky. Spolehlivost (reliability/precision) definuje dvěma pojmy – **opakovatelnost (repeatability)**, hodnotící dvě měření stejným pozorovatelem a **reprodukovatelnost (reproducibility)**, srovnávající stejné měření různými pozorovateli.

Z výše popsaných definic různými autory a po prostudování dostupné literatury zabývající se určováním pohlaví uvádím pro srozumitelnost popis pojmů, ve smyslu použitého v následujícím textu.

Přesnost (accuracy) udává správnou klasifikaci pohlaví, které bylo dosaženo u originálního vzorku, tak jak ji autoři publikovali.

Pojmu spolehlivost jsem se snažila z nejednoznačné definice vyhnout. Místo tohoto pojmu uvádím úspěšnost klasifikace pohlaví. **Úspěšnost** klasifikace udává správnou klasifikaci pohlaví, které bylo dosaženo u testovaného vzorku.

Spolehlivá diskriminace (klasifikace) udává správnou klasifikaci jedinců nacházející se mimo zónu překrývání.

2.2.2. Limitující faktory při odhadu pohlaví

Při odhadu pohlaví jsme odkázáni a limitováni dostupností kosterního materiálu. Ačkoliv pánev představuje nejvíce pohlavně dimorfickou část skeletu a poskytuje tedy největší přesnost při klasifikaci pohlaví, často je špatně dochovaná nebo chybí úplně. Proto jsme odkázáni na ostatní dochované kosterní pozůstatky.

Dalším limitujícím faktorem pro odhad pohlaví z kostry člověka nutno uvést věk. Jak již bylo zmíněno výše, je velice složité určit věk u nedospělých jedinců, u kterých se ještě plně nemohl rozvinout pohlavní dimorfismus. S postupujícím věkem se sexuální rozdíly opět zmírňují a sblížují. Například typicky ženské znaky se po menopauze vytrácejí a směřují k maskulinitě (Dobisíková, 1999).

V posledních letech, s rozvojem výpočetní techniky, se morfometrické metody opírají o výpočet diskriminační funkční analýzy, často kombinující více morfologických znaků. Ať už metrické metody hodnotí pomocí mezní hodnoty vypočtené z minimálních a maximálních hodnot znaku, nebo pomocí diskriminační funkční analýzy, vždy je dělicí hodnota pouze imaginární hranice. Stupeň překrytí se mění s množstvím proměnných, včetně vlivu původu jedince, prostředí ve kterém žije, kvalitou výživy a množstvím a typem vykonávané aktivity (Tatarek a Sciulli, 2005). Pásmo překrytí může dosáhnout až 85% (Brůžek a Murail, 2006), což je jednoznačně limitem tohoto přístupu. Použitím více rozměrů lze redukovat rozsah zóny překrytí, avšak nelze tuto zónu eliminovat úplně (Brůžek a Murail, 2006).

Přesnost určení pohlaví ze skeletu dosahuje často vysokých hodnot. Pouze pánev však vykazuje pohlavní rozdíly, které odrážejí rozdílnou funkci v tomto segmentu a jsou platné u všech populací (Brůžek a Murail, 2006; Murail et al., 1999). Pohlavní dimorfismus lebky se liší mezi populacemi, a určení pohlaví tedy nedosahuje takové úspěšnosti klasifikace jako při stanovení pohlaví z pánve (Brůžek a Murail, 2006; Komar a Buiksra, 2008). Problém populační specificity se týká i určování pohlaví z dlouhých kostí (Steyn a Iscan, 1997; Safont et al., 2000), což je jednoznačně velký problém při nalezení skeletu bez známého původu. Murail et al. (1999) doporučuje primární diagnózu stanovit z pánevní kosti, která není populačně specifická. Posléze sekundární diagnózu stanovit z ostatních částí kostry, které jsou populačně specifické.

V rámci jedné populace vlivem sekulárního trendu dochází ke změnám pohlavního dimorfismu (Brůžek a Murail, 2006). Tento limitující faktor pohlavní diagnózy bude podrobněji popsán v kapitole 2.3.

2.2.3. Odhad pohlaví dle stehenní kosti a populační specifita

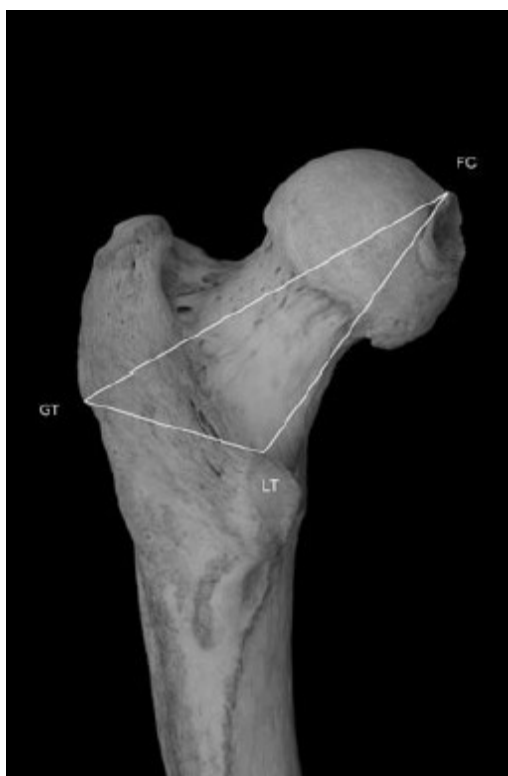
Kompletní pánev není vždy zachována, proto je nutné stanovit pohlaví z jiných částí kostry. Velká pozornost na toto téma je věnována dlouhým kostem, zvláště pro jejich nejvyšší pravděpodobnost dochování. Femur, jako nejmohutnější kost lidské kostry, se často dochová i ve velmi nepříznivých podmínkách a je proto asi nejsledovanější kostí postkraniálního skeletu.

Mezi faktory, tvořící femur pohlavně rozdílný, patří relativně a absolutně větší váha axiálního skeletu u mužů než u žen. Většina této váhy je přenášena přímo na femur, což se nutně musí projevit na jeho stavbě (Özer a Katayama, 2008). Morfoskopicky jsou tedy mužské femury mnohem robustnější než ženské a s mohutněji vyvinutými svalovými úpony na kosti (Dobisíková, 1999). Další faktor odrážející evoluční kompromis u žen mezi maximálním rozměrem porodních cest, tak aby úspěšně prošla velká hlavička novorozeněte a co nejefektivnější adaptací na bipedální chůzi, je patrný nejen v oblasti pánve, ale také v oblasti femuru (Knussmann, 1988).

Data týkající se pohlavního potenciálu stehenní kosti, dostupná v literatuře, jsou zaměřena na morfometrické metody určení. Existuje řada rovnic a diskriminačních funkcí pro pohlavní diagnostiku femuru, které jsou vypracované na nepřeberném množství rozměrů. Ze studií provedených na femuru různých populací vyplývá, že ve většině populací šířkové a obvodové rozměry znázorňují větší pohlavní dimorfismus než rozměry délkové. Studie dále zdůrazňují existenci velikostních rozdílů mezi populacemi, tzn. že všechny vytvořené diskriminační funkce jsou populačně specifické (Brůžek a Murail, 2006; Özer a Katayama 2008; Šlaus et al., 2003). Proto je nezbytně nutné stanovit diskriminační funkce u každé populace vytvořené na základě souboru dat známého pohlaví a původu. Právě úspěšnost klasifikace pohlaví je ovlivněna populační specificitou.

I přes vytvoření diskriminačních funkcí u všech populací neexistuje žádná garance, že objevené skeletizované tělo v jedné zemi patří k lokální populační skupině žijící v této oblasti. Dokonce sexuální dimorfismus jedné populace se mění v čase. Sekulární trend nezpůsobuje jen změny ve velikosti a výšce mezi generacemi, ale také modifikuje individuální velikost kosti, proto populačně specifické standardy, vytvořené na souboru pocházejícím z minulosti, nemohou být aplikovány na moderní populaci stejného původu (Brůžek a Murail, 2006).

Jak již bylo uvedeno výše, evoluční kompromis mezi adaptací na bipedální chůzi a schopností reprodukce u žen je patrný i v oblasti stehenní kosti, především v její horní části. Z této úvahy vycházeli Albanese et al. (2008), kteří použili nové proměnné s tradičními rozměry femuru a pánve tak, aby vytvořili dvě rovnice, které nejsou populačně specifické. Mezi použitými standardními rozměry patřila výška a šířka kosti kyčelní a maximální průměr hlavice femuru. Nově vytvořené rozměry byly stanoveny tak, aby zachytily pohlavní dimorfismus v oblasti horní části femuru vzniklý na základě evolučního kompromisu. Rozměr od trochanteru major k fovea capitis, rozměr od trochanteru major k trochanteru minor a třetí rozměr od trochanteru minor k fovea capitis vytvoří imaginární trojúhelník (Obr. 4), ze kterého lze vypočítat úhly, které neodráží velikost kosti a nejsou populačně specifické (Albanese et al., 2008). Dvě regresní rovnice byly vytvořeny z dat získaných z Terryho kolekce. Následně byly tyto rovnice testovány použitím dat z Grantovo kolekce. Na základě dat z Terryho kolekce pomocí rovnice vytvořené z rozměrů femuru bylo správně určeno 89,4% jedinců, z rovnice obsahující rozměry z femuru a pánve dosáhla přesnost určení 95%. Testováním na Grantovo kolekci bylo správně určeno dokonce 95% jedinců, respektive 97%.



Obr. 4. Měřené rozměry v proximální části femuru (Albanese et al., 2008).

GT - trochanter major femoris, LT - trochanter minor femoris, FC - fovea capitis femoris

S rozvojem zobrazovacích technik se vyskytly nové možnosti jak zkoumat pohlavní dimorfismus femuru. Rentgenové snímky nebo skeny z počítačové tomografie nabízejí alternativní přístupy k tradičním antropologickým metodám (Ramsthaler et al., 2010). Na základě těchto snímků můžeme měřit současnou žijící populaci, čímž můžeme analyzovat větší počet individuí v krátkém časovém období (Harma a Karakas, 2007). Další alternativou k tradičnímu měření kostí bych chtěla zmínit 3D zobrazení. Například pomocí microsribu analyzovali Stevens a Vidarsdóttir (2008) morfologické změny distální části femuru a proximální části tibie.

2.2.4. Metody odhadu pohlaví podle rozměrů femuru

Řada studií, zabývajících se určováním pohlaví z rozměrů femuru, byla publikována v antropologické a forenzní literatuře. Steyn a Iscan (1997) studovali femur a tibií u jihoafrických bělochů, femurem jihoafrických černochů se zase zabývali Asala et al. (2004). V roce 2001 Asala publikoval studii porovnávající rozměry hlavice femuru jak jihoafrických černochů, tak jihoafrických bělochů. Průměrné rozměry hlavice femuru v obou populacích byly signifikantně větší u mužů než u žen. Tyto hodnoty byly větší u bělochů než u černochů, což indikuje existenci etnických rozdílů u těchto rozměrů. Porovnáním těchto studií zjistíme, ještě další zajímavou rozdílnost mezi oběma populacemi. Proximální epifýza femuru identifikuje pohlaví u jihoafrických černochů úspěšněji než distální epifýza femuru (Asala et al., 2004), naopak u jihoafrických bělochů byla nejúspěšnějším rozměrem distální šířka (Steyn a Iscan, 1997).

Současnou čínskou populací se zabývali Iscan a Shihai (1995), jejichž závěry se shodují s výsledky u jihoafrických bělochů. Distální šířka femuru totiž indikovala pohlaví s vyšší přesností (94,9%), než použitím kombinace rozměrů distální šířky, maximální délky femuru a předozadního průměru středu diafýzy (92,3%). Zkoumáním starověké japonské populace Özer a Katayama (2008) dosáhli nejlepších výsledků analyzováním jednoho rozměru též z distální šířky femuru (93%). Pochopením populační variability aplikovali Purkait a Chandra (2004) diskriminační rovnice odvozené od Thajců, Číňanů, jihoafrických bělochů, amerických černochů a bělochů na indickou populaci. Srovnání ukázalo, že Indové mají velmi rozdílné rozměry femuru od jihoafrických a amerických bělochů. Naopak podobnost byla shledána s Thajci a Číňany. Nejlepším rozlišujícím rozměrem však byl maximální průměr hlavice femuru, což se neshoduje s výsledky Özer a Katayama (2008), kde byla distální šířka nejúspěšnějším rozměrem.

Také na evropských populacích byla vytvořena řada studií, podporujících populačně specifické rozdíly. Současnou německou populací studovali Mall et al., kteří v roce 2000 publikovali, že nejvyšších hodnot, tj. 89,6% správně klasifikovaných jedinců, bylo dosaženo použitím transversálního rozměru hlavice femuru. Kombinací rozměru v oblasti středu diafýzy a obvodu hlavice femuru bylo správně určených 91,7% jedinců. Šlaus et al. (2003) vytvořili na souboru dat současné chorvatské populace diskriminační rovnice, na

základě nichž dosahovala přesnost určení pohlaví ze všech měřených rozměrů 94,4%. Stejného výsledku bylo dosaženo funkcí s maximálním průměr hlavice a s epikondylární šířkou femuru a stejně tak, pokud byl použit pouze maximální průměr hlavice femuru. Ženy byly nejlépe určeny funkcí s použitými maximálního průměr hlavice a epikondylární šířky (96,7%), zatímco muži největší přesnosti určení získali pouze z maximálního průměr hlavice femuru (94,2%). Za povšimnutí též stojí největší rozdíl v přesnosti určení použitím funkce, která je vypočítána z epikondylární šířky a subtrochanterického transverzálního rozměru. Klasifikace žen pomocí této funkce dosahuje stejně vysoké přesnosti určení jako funkce s maximálním průměrem hlavice a epikondylární šířkou femuru, tj. 96,7%, zatímco u mužů touto funkcí klasifikujeme s nejnižší přesností ze všech vypočtených funkcí (90,4%).

Naopak studiem současné francouzské populace Alunni-Perret et al. (2008) zjistili, že epikondylární šířka byla nejpresnějším rozměrem použitý samostatně při určování pohlaví (95,4%).

Českou populaci zkoumal v druhé polovině 20. století Černý a Komenda. Jejich studie, publikovaná v roce 1980, byla provedena na, v České republice ojedinělém, souboru kosterního materiálu. Tento materiál pocházel z rozmezí let 1880-1963 a zahrnoval tedy jedince narozené jak v 19. tak 20. století. Národnostně byli zastoupeni převážně Češi, částečně Němci, pocházející ze slabší sociální vrstvy. Pro identifikaci pohlaví byly zkoumány kosti humeru a femuru. Nejlepších výsledků z jednoho rozměru bylo dosaženo jak u humeru, tak u femuru z hlavice kosti. Nejvyšší úspěšnost určení ženského pohlaví ze stehenní kosti byla stanovena z transverzálního rozměru hlavice femuru (88,7%) , kdežto u mužů k nejlepším výsledkům patřil vertikální rozměr hlavice femuru (88%). Při klasifikaci z třech rozměrů femuru maximální přesnost určení ženského pohlaví byla 91,1%, respektive mužského 87,8%. Při použití všech rozměrů humeru i femuru dosaženo 94,7% správně klasifikovaných žen a 90,8% mužů. Výsledky hodnocení ukázaly, že zvyšování počtu rozměrů, používaných pro sexuální diagnózu, nepřispívá ke zvyšování přesnosti diagnózy nijak výrazně a že všestranně optimální variantu sexuální identifikace je možno založit na menším počtu sledovaných rozměrů (Černý a Komenda, 1980).

Jak vyplývá z výše uvedeného, nejčastěji používanými a nejvíce diskutovanými rozměry femuru jsou průměr hlavice a distální šířka. Autoři shodně zdůrazňují populační

specifitu femuru. Ačkoliv u každé zkoumané populace je dosaženo nejvyšší přesnosti z jiné části kosti, výsledky shodně naznačují, že šířkové a obvodové rozměry dlouhých kostí jsou často více pohlavně dimorfické než lineární rozměry, jako je délka (Iscan a Shihai, 1995; Özer a Katayama, 2008; Steyn a Iscan, 1997). Autoři se dále shodují, že mužský vzorek je více variabilní než ženský (Černý a Komenda, 1980; Stojanowski a Seidemann, 1999).

Užitečnou alternativou k multivariačním technikám pro jedince, kteří jsou špatně dochováni, může posloužit krček femuru (Stojanowski a Seidemann, 1999). Seidemann et al. (1998) publikovali použití super-inferiorního rozměru krčku femuru při určení pohlaví s přesností určení 90% a výše. Studie byly vytvořeny na vzorku kavkazské populace a afrických Američanech. Stojanowski a Seidemann v roce 1999 publikovali vyhodnocení super-inferiorního rozměru krčku femuru na moderní populaci s nižší úspěšností určení. Snížení přesnosti určení je výsledkem zvýšení průměrných rozměrů u mužů afrických Američanů a všech žen ve vzorku (bělošská populace i Afroameričané). Vytvořili nové diskriminační funkce z moderních dat, také s nižšími hodnotami správného stanovení pohlaví (82%-85% dle použité populace).

Původní výsledek založený na vzorku jedinců narozených před rokem 1900 ukazoval vysokou přesnost super-inferiorního rozměru krčku femuru při určení pohlaví. Avšak sekulární zvětšení krčku femuru u žen v posledních letech účinně snížilo rozdílnou distribuci tohoto rozměru mezi muži a ženami. Následkem tohoto je celkové snížení přesnosti této techniky (Stojanowski a Seidemann, 1999). Tyto výsledky potvrdila i studie vypracovaná na Francouzích narozených po roce 1910 (Alunni-Perret et al., 2003).

2.3. Sekulární trend ve fyzické antropologii

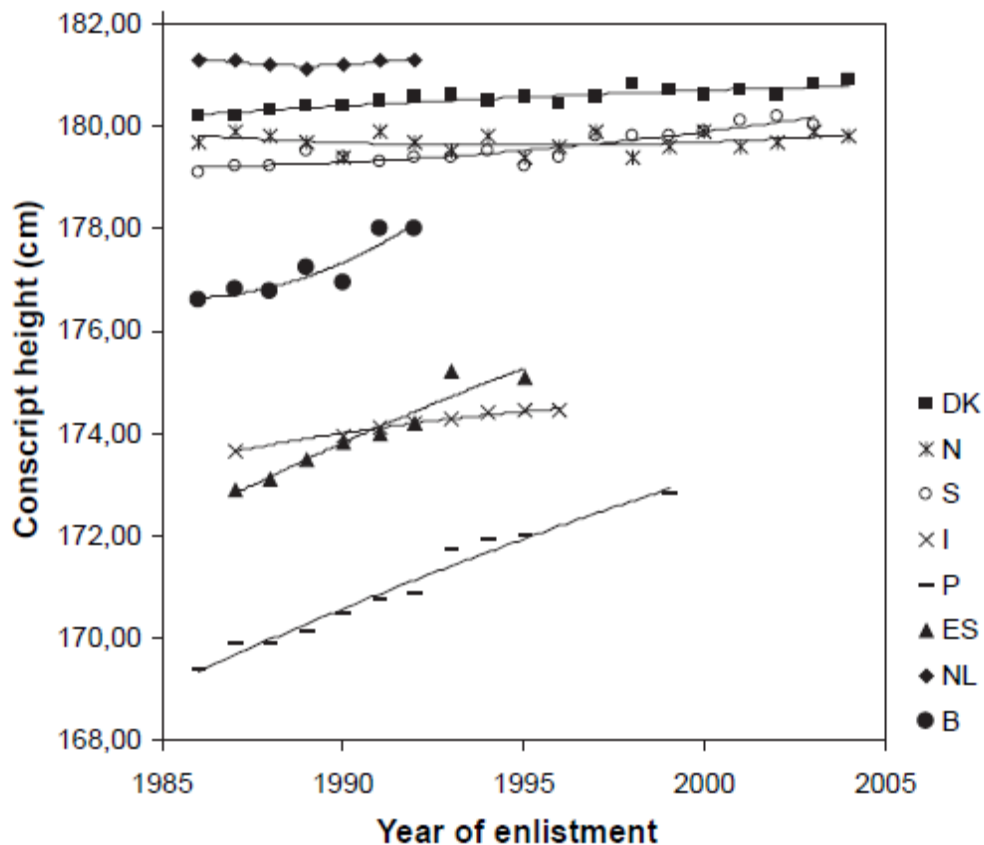
Sekulární změna označuje něco, co probíhá pomalu, ale neustále. Termín sekulární trend je ve fyzické antropologii používán ve smyslu dlouhodobé změny sledovaných parametrů tělesného vývoje a zrání organismu. V posledních 100-200 letech se změnila postava, tělesná váha a doba nástupu pubertálního růstového spurtu a menarché (Bláha et al., 2007). V moderním světě hovoříme o tzv. pozitivním sekulárním trendu, kdy se zvyšuje tělesná výška je dosahována v nižším věku a spolu se zvyšováním tělesné výšky se zvyšuje tělesná hmotnost, mění se doba menarché a pubertální růstový spurt je intenzivnější a nastupuje v mladším věku, aj. Za negativní sekulární trend je označován takový, který není ve shodě s obecným vývojem, zaznamenaným za příznivých podmínek (Šmahel, 2001). Například v Jihoafrické republice se v důsledku strádání průměrná tělesná výška zmenšila (Prokopec, 1999).

Sekulární změny jsou výsledkem vzájemného vztahu genetické výbavy jedince a faktorů vnějšího prostředí (Vignerová et al., 2006). Právě v průběhu poslední doby, v důsledku průmyslové revoluce, byly příznivě ovlivněny faktory zevního prostředí a mohl se tak plně rozvinout genetický potenciál jedince.

2.3.1. Sekulární trend tělesné výšky - obecně

Nejčastěji sledovaným znakem, pozorovaným v důsledku pozitivního sekulárního trendu, je tělesná výška jedince. Od 19. století je jasně zdokumentován sekulární trend ve zvyšování výšky dospělé populace ve většině evropských zemí, a to v rozmezí 10-30 mm za desetiletí (Cole, 2000). V letech 1960 až 1990 se zvýšení tělesné výšky v Evropě pohybovalo mezi 3 a 7 cm, s největším nárůstem v jižní Evropě (Schmidt et al., 1995). Zkoumáním branců v Evropě po roce 1990 nebylo zjištěno zvýšení tělesné výšky u skandinávských zemí a Nizozemska. Průměrná tělesná výška v těchto státech dosáhla 171-181 cm. V Belgii, Španělsku a Portugalsku sekulární trend ve zvyšování tělesné výšky pokračoval ve stejném tempu jako v období let 1960 až 1990, tedy okolo 2-3 cm za

desetiletí. U Itálie se tělesná výška po roce 1990 ještě zvýšila, ale jen o 5 mm za 7 let. Od roku 1994 však nedošlo ke zvýšení tělesné výšky a hladina dosáhla 174 cm - Graf 2 (Larnkjaer et al., 2006). V poslední době se tedy hovoří o vyhasínání sekulárního trendu, kdy se v některých zemích již tělesná výška nezvyšuje nebo jen velmi nepatrně.

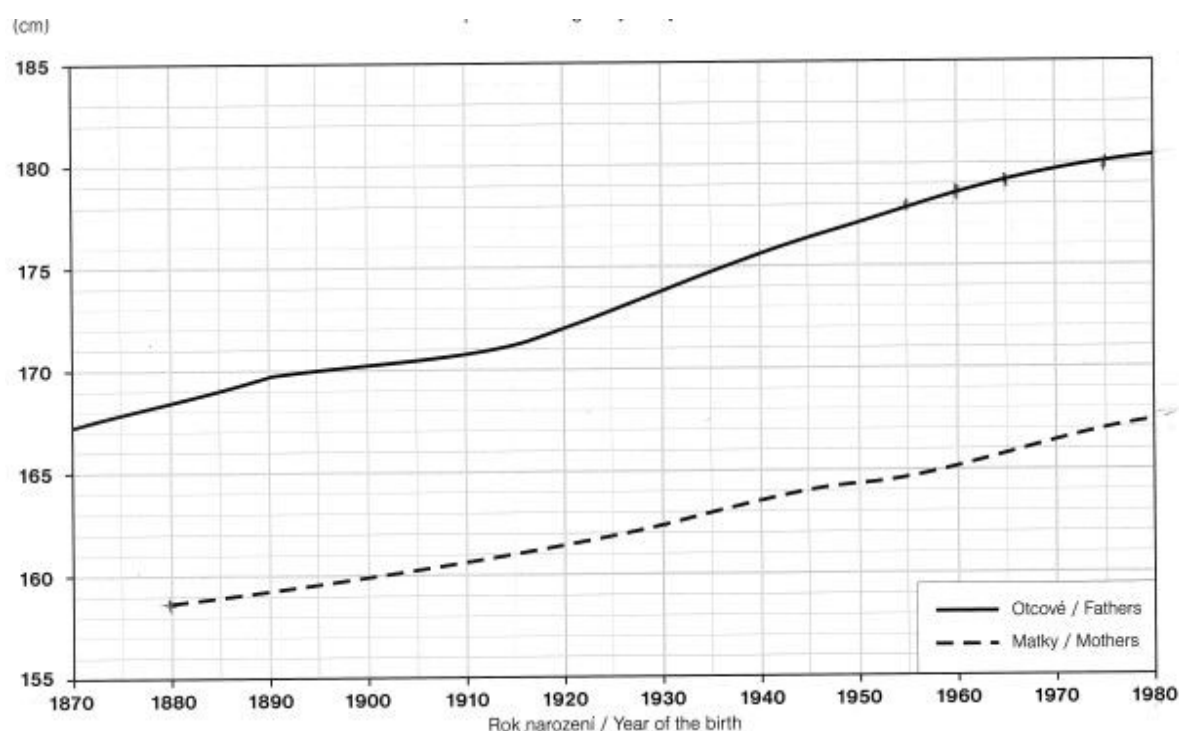


Graf 2. Průměrná výška branců osmi evropských států v závislosti na roku odvodu (Larnkjaer et al., 2006).
 B-Belgie, DK-Dánsko, ES-Španělsko, I-Itálie, N-Norsko, NL-Nizozemsko, P-Portugalsko, S-Švédsko

2.3.2. Sekulární trend tělesné výšky – česká populace

Na základě celostátních výzkumů z let 1895, 1951, 1961, 1971, 1981, 1991 a 2001 byla provedena analýza sekulárního trendu tělesné výšky dětí a dospívajících v České republice. K tomuto souboru byla přidána data o průměrné tělesné výšce českých a

moravských chlapců z let 1800-1809 (Vignerová et al., 2006). Tento ojedinělý soubor dat poskytl možnost analyzovat sekulární trend nejen dětí a dospívajících, ale i jejich rodičů. Součástí celostátních antropologických výzkumů byly totiž dotazníky pro rodiče, kde uváděli svou výšku a hmotnost. Do souboru byly zahrnuty údaje o tělesné výšce 324 155 mužů a 334 043 žen. V rozmezí let 1870-1980 se průměrná tělesná výška u mužů zvýšila téměř o 12 cm. (tj. ze 168,4 cm na 180,3 cm). Tělesná výška žen, zkoumaná v období 1880-1980, se zvýšila téměř o 9 cm (tj. ze 158,7 cm na 167,4 cm)-viz Graf 3. Průměrná výška později narozených rodičů odpovídá výšce 18-ti letých měřených v roce 2001, což je 180,1 cm pro muže a 167,2 cm pro ženy (Vignerová et al., 2006).



Graf 3. Průměrná tělesná výška rodičů zkoumaných dětí podle roku narození (Vignerová et al., 2006).

Z uvedeného vyplývá, že průměrná tělesná výška dospělých jedinců České populace se již od roku 1980 dále nezvyšovala a i v naší zemi můžeme hovořit o vyhasínání sekulárního trendu. Kovářová a kol. v závěrečné zprávě grantu o sekulárním trendu z roku 2002 uvádějí, že se průměrná tělesná výška mužů za posledních 100 let zvýšila o 11,6 cm a u žen o 7,5cm, což potvrzuje vyhasínání sekulárního trendu v České republice.

2.3.3. Vliv sekulárního trendu na rozměry kostry

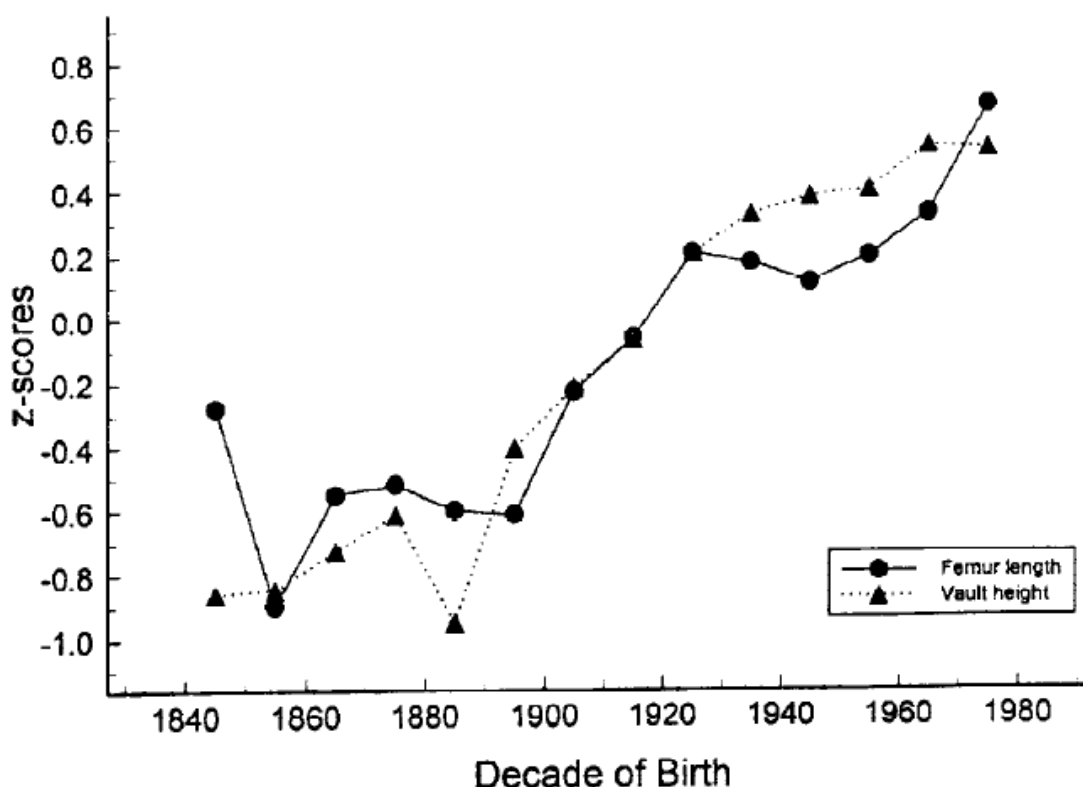
Zatímco sekulární změny ve výšce jsou v antropologické literatuře zmiňovány, málo pozornosti je věnováno změnám v délkách a proporcích kostí (Meadows Jantz a Jantz, 1999). Asi nejvíce studovanou skupinou na toto téma jsou američtí černoši a běloši (Jantz a Meadows Jantz, 2000; Martin a Danforth, 2009; Meadows Jantz a Jantz, 1999; Wescott a Jantz, 2005; Wescott, 2007).

Americká krania se v posledních 150-ti letech významně změnila. Nejvíce znatelnou změnou je zvýšení lebeční výšky, bazální délky, celkové délky a zúžení klenby a obličejové části lebky (Jantz a Meadows Jantz, 2000). Výsledky Wescotta a Jantze (2004) jasně ukázaly, že sekulární změny u lebek Američanů jsou především koncentrovány na bázi a zadní část lebky. Byly zjištěny změny v relativním pohybu basionu směrem kaudálním a dorsálním, tedy dolů a dozadu, lambda se přemístila směrem anterosuperiorním a metopion mírně směrem superiorním a posteriorním. Výše zmíněné skutečnosti souvisí se snížením šířky báze a zvýšení kraniální kapacity v důsledku zlepšení podmínek pro růst v dětství.

Martin a Danforth (2009) zkoumali mandibulu americké populace žijící na začátku a konci 20. století. U obou pohlaví bylo zjištěno statisticky významné snížení šířky těla mandibuly a bigoniální délky. Celkově se dolní čelist stává delší, užší a gracilnější.

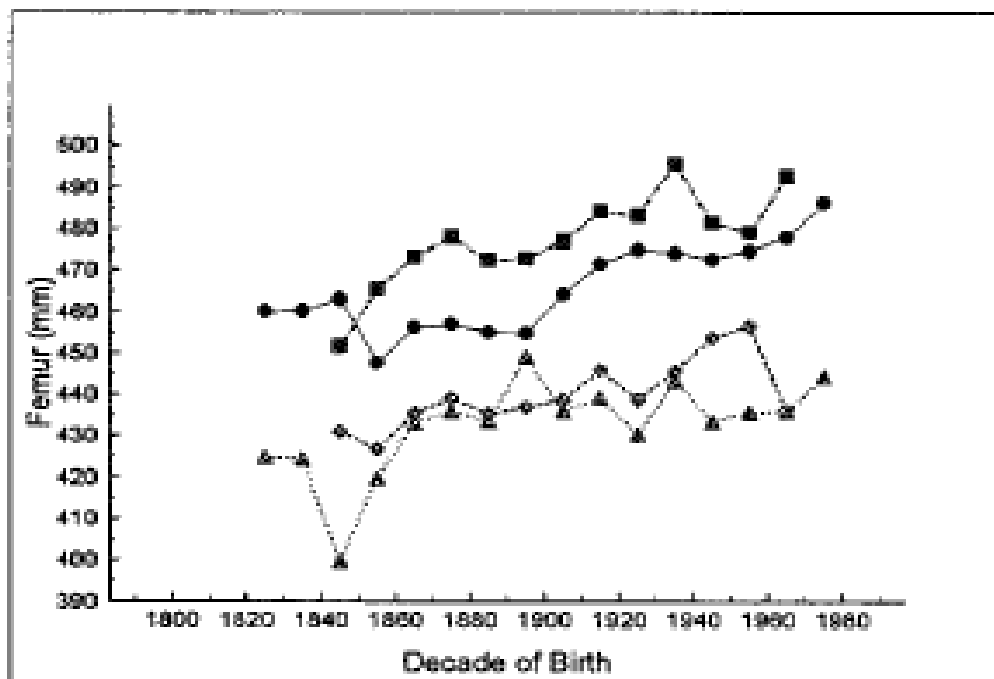
Kosti dolních končetin se se zvyšující se výškou postavy proporcionálně zvětšují (Meadows Jantz a Jantz; 1999). Mají podobný trend jako změny ve výšce klenby, což značí, že výška klenby i délka kostí jsou ovlivněny stejnými silami (Graf 4). Časové změny v krátké periodě jsou pravděpodobně ovlivněny především environmentálními faktory, zatímco změny v průběhu dlouhého období jsou ovlivněny jak genetickými, tak environmentálními faktory (Jantz a Meadows Jantz, 2000).

Růstová křivka lebeční klenby je závislá na růstu nervových struktur. Jelikož je ve třech letech objem mozku ze 75% kompletní, existuje jen relativně krátká doba, během níž může být růst ovlivněn. Naopak růstová křivka obličeje zachovává obecný model růstu typický pro rozměry těla. Stejně tak dlouhé kosti a výška postavy sleduje obecnou růstovou křivku, zatímco výška klenby sleduje růstovou křivku nervových struktur (Jantz a Meadows Jantz, 2000).



Graf 4. Porovnání Z-skóre výšky basion-bregma a délky femuru k desetiletí narození (Jantz a Meadows Jantz, 2000). Femur length-délka femuru, Vault height-výška klenby.

Sekulární změny u dlouhých kostí amerických bělochů a černochů (Graf 5) zkoumali Meadows Jantz a Jantz (1999). Výsledky ukázaly, že délka kostí v průběhu 150-ti let se zvýšila. Výraznější sekulární změny byly pozorovány u mužů než u žen, a byly více vyjádřené u dolních končetin oproti horním. Větší sekulární změny u mužů mohou odrážet rozdíly mezi pohlavím v senzitivě k enviromentálním změnám (Meadows Jantz a Jantz, 1999). Toto tvrzení však vyvrací práce Gustafssona et. al. (2007), kteří zkoumáním tělesné výšky u švédské populace nepotvrdili u mužů větší senzitivitu k enviromentálním změnám. Znaky sekulárních změn začínajících v 19. století se zdají být velmi komplexní a jdoucí napříč socioekonomickými podmínkami (Meadows Jantz a Jantz, 1999).



Graf 5. Znázornění délky femuru v závislosti na roku narození (Meadows Jantz a Jantz, 1999).
Kruh-muži běloši, trojúhelník-ženy bělošky, čtverec-muži černoši, diamant-ženy černošky.

U femuru v posledních 150-ti letech vzrostla délka, snížila se robusticita a změnil se tvar středu diafýzy. Z relativního kruhu došlo k prodloužení ve směru anteroposteriorním v důsledku snížení mediolaterálního rozměru. Naopak rozměr hlavičky femuru, anteroposteriorní rozměr ve středu diafýzy a tvar v oblasti subtrochanterické části femuru se v průběhu času signifikantně nezměnil. Zvýšení délky femuru je odrazem zlepšení výživy a zdravotní péče, naopak sekulární změny v oblasti středu diafýzy by mohly být spojeny se snížením fyzické aktivity, respektive mobility. Výsledky ukázaly, že změny v oblasti anteroposteriorního rozměru středu diafýzy souvisejí se změnami v délce femuru a výškou postavy, naopak změny v mediolaterálním rozměru souvisejí především s rozměrem hlavičky femuru, který odráží tělesnou stavbu. Anteroposteriorní rozměr středu diafýzy bez signifikantních změn je dán vyváženým působením zvýšené délky femuru a změnami v důsledku snížení aktivity. Signifikantní negativní sekulární trend v mediolaterálním rozměru středu diafýzy, naopak odráží snížení aktivity kombinované s relativně konstantní tělesnou stavbou. Obecně, morfologie femuru moderních Američanů odráží kombinaci změn v tělesné výšce, stavbě a pohybové aktivitě, které se změnily v

průběhu posledních sto padesáti let (Wescott, 2007). Z výše uvedeného vyplývá, že vlivem sekulárního trendu došlo ke změnám rozměrů jak kraniálního, tak postkraniálního skeletu. Tyto změny jsou zřejmě jedním z faktorů populační specifity metod odhadu pohlaví podle kostry.. Vliv sekulárního trendu na rozměrech femuru v české populaci a jeho ovlivnění úspěšnosti odhadu pohlaví publikovaných metod, nebylo dosud studováno.

3. Materiál

Pro ověření populační specificity metrických metod při určování pohlaví podle rozměrů lidského femuru a posouzení vlivu sekulárního trendu na úspěšnost pohlavní diagnózy se naše práce opírá o dva soubory stehenních kostí, které pocházejí z Čech a je mezi nimi časový odstup zhruba půl století.

3.1. Materiál z první čtvrtiny 20. století

3.1.1. Charakteristika Pachnerovy kolekce

Profesor Pachner, v první polovině minulého století pomocná vědecká síla v Anatomickém ústavu 1. lékařské fakulty Univerzity Karlovy v Praze, se zabýval pohlavními rozdíly na lidské pánvi (Pachner, 1937). Proto bylo pod jeho vedením vypreparováno v letech 1934-1935 100 ženských a 115 mužských postkraniálních skeletů. Materiál pocházel z obyvatelstva Čech, a to většinou z vrstev sociálně slabých. Soubor zahrnoval individua nejrůznějšího stáří. Nejčastěji zastoupený věk u žen byl v kategorii 66-70 let a u mužů v kategorii 56-60 let (Pachner, 1937).

Díky zkoumání pohlavních rozdílů na lidské pánvi tak vznikla ojedinělá sbírka poskraniálních skeletů, označovaná pamětníky antropologie jako „Pachnerova sbírka“. Její podstatná část je uložena v osteologickém depozitáři na Přírodovědecké fakultě UK v Praze. Část kosterního materiálu, zejména dlouhé kosti dolních končetin, obratle a žebra, jsou uložena v Anatomickém ústavu 1. lékařské fakulty UK v Praze (Fialová, 2004).

Postupně zřejmě docházelo k „rozšíření“ Pachnerovy sbírky, neboť dnes se na katedře antropologie nachází 154 ženských a 141 mužských neúplných identifikovaných koster, které jsou popsány jednotným způsobem a evidentně tvoří jeden celek (Fialová, 2004).

Obrovskou výhodou této sbírky je fakt, že kosti jsou identifikované. Na každé z nich je identifikační číslo, jméno, věk, pohlaví, výška postavy a rok, kdy proběhla pitva. Lucie

Fialová (2004) v souvislosti se svou diplomovou prací sbírku inventarizovala a vytvořila databázi postkraniálních skeletů.

Tato v Čechách i ve světě ojedinělá sbírka poskytla studijní materiál pro Černého a Komendu (1980, 1982), kteří zkoumali metody odhadu pohlaví a tělesné výšky pomocí rozměrů humeru a femuru. Také Fialová (2004) využila tento materiál pro svou diplomovou práci hodnotící asymetrii dlouhých kostí.

3.1.2. Použitý soubor femurů dospělých osob (Soubor 1)

Data, která jsem použila, pocházejí z Pachnerovy kolekce popsané výše. Celkem 159 suchých a macerovaných femurů bez chrupavky (78 mužských a 81 ženských) bylo měřeno Lucií Fialovou. U kostí byl znám věk, pohlaví, výška postavy a rok, kdy proběhla pitva, takže se z údajů dal dopočítat rok narození. Kosti pocházely od osob narozených jak před rokem 1900, tak po tomto datu. Ženy byly narozeny v rozmezí let 1849-1921 a muži v rozmezí let 1853-1915. Průměrný věk žen byl 53,7 let (SD=20,035), průměrný věk mužů činil 51,9 let (SD=16,478). Tělesná výška u žen dosahovala v průměru 155,2 cm (SD=7,522) a u mužů 167,9 cm (SD=8,165). Získané naměřené rozměry levých femurů, poskytnuté Lucií Fialovou-Bigoni, jsem použila pro analýzu pohlavní diagnostiky a sekulárního trendu. Kosti byly měřeny pouze u dospělých jedinců.

3.2. Materiál z období konce 20. století

3.2.1. Novodobá kolekce – obecná charakteristika

Další ojedinělá sbírka velkého významu vznikla za podpory Grantové agentury ČR pod číslem 206/96/0246. Kosti byly získány v pitevně Ústavu soudního lékařství Záchrané služby hlavního města Prahy. Jelikož se pitvy prováděly ze soudně lékařské

indikace, můžeme soubor považovat za náhodný výběr z populace. Shromáždováním dlouhých kostí v letech 1996-1998 vznikl soubor obsahující 160 stehenních a 160 pažních kostí - 107 mužských a 53 ženských jedinců (Dobisíková, Velemínský, Zocová, 2000).

Tento soubor dat byl použit pro analýzu sekulárního trendu porovnáním metrických charakteristik publikovaných Černým a Komendou (Dobisíková, Velemínský, Zocová, 2000) a pro výpočet délky těla z dlouhých kostí (Dobisíková et al., 2000).

3.2.2. Použitý soubor dospělých femurů (Soubor 2)

Pro svoji práci jsem použila výše popsanou sbírku kostí, která je k dnešnímu dni uložena v depozitáři Národního muzea v Horních Počernicích. K dispozici jsem však měla pouze 102 femurů, 67 mužských a 35 ženských kostí, zbavených měkkých tkání a chrupavek. U kostí byl znám věk, pohlaví, výška postavy a rok, kdy proběhla pitva, takže z údajů lze dopočítat rok narození. Ženy byly narozeny v rozmezí let 1910-1978 a muži v rozmezí let 1910-1978. Průměrný věk žen činil 58,1 let ($SD=21,904$) a průměrný věk mužů byl 50,5 let ($SD=17,346$). Průměrná tělesná výška žen dosahovala 164,8 cm ($SD=4,647$), průměrná tělesná výška mužů byla 174,8 cm ($SD=6,010$). Pro analýzu pohlavní diagnostiky a sekulárního trendu byly použity stehenní kosti pouze od dospělých jedinců bez výrazných patologických změn. Od každého jedince byl dostupný pouze jeden femur, častěji z levé dolní končetiny.

4. Metody

4.1. Výběr metrických rozměrů

Porovnáním publikací zabývajících se určováním pohlaví podle stehenní kosti člověka zjistíme, že autoři používají mnoho rozličných rozměrů této kosti. Mezi nejčastěji se v literatuře objevované rozměry patří epikondilární rozměr (F21), rozměry hlavice (F18, F19, MPH), největší délka (F1), předozadní (F6a) a transversální (F7a) průměr středu diafýzy. Při výběru rozměrů stehenní kosti, které jsem chtěla měřit já, jsem tedy za prvé zohlednila četnost používaných rozměrů v literatuře.

Za druhé jsem se snažila vybrat rozměry, které nejlépe vyjadřují sekulární trend. Délkové rozměry femuru, jako je největší délka (F1), délka v přirozeném postavení (F2) či trochanterická délka (F3), odrážejí tělesnou výšku člověka, proto jsou vhodnými rozměry pro sledování sekulárního trendu. Nedošlo však pouze k celkovému prodloužení kosti, ale změny, jak uvádí Wescott (2007), proběhly i ve tvaru středu diafýzy, proto se moje pozornost zaměřila na předozadní (F6a) a transversální (F7a) průměr středu diafýzy stehenní kosti.

Jelikož chci posoudit populační specifitu diskriminačních funkcí, musím vybrat rozměry, které budu používat pro porovnání již vypočtených funkcí v jiných populacích. Na základě vybraných funkcí, jsem tedy stanovila rozměry pro mé měření. Jsou to maximální průměr hlavice (MPH), subtrochanterický transversální (F9) a předozadní průměr diafýzy (F10) a epikondylární šířka (F21) pro užití diskriminačních funkcí publikované Šlausem et al. (2003). Dále jsou to délka v přirozeném postavení (F2), obvod středu těla (F8), transversální průměr hlavice (F19) a obvod hlavice (F20) pro výpočet diskriminačních funkcí Černého a Komendy (1980). Výběr doplňuje největší délka (F1), předozadní průměr středu diafýzy (F6a), obvod středu těla (F8), maximální průměr hlavice (MPH) a epikondylární šířka (F21) k výpočtu funkcí, jež publikovali Iscan a Shihai (1995).

Alternativní metodu určení pohlaví, která přináší vysokou přesnost určení a podle autorů není populačně specifická, vytvořili Albanese et al. (2008) užitím tří netradičních rozměrů (rozměr od trochanter major k fovea capitis, rozměr od trochanter major k

trochanter minor a rozměr od trochanter minor k fovea capitis) v kombinaci s maximálním průměrem hlavice femuru (MPH). Pro ověření hypotézy o platnosti tohoto tvrzení použiji výše uvedené rozměry.

Dalším vodítkem k výběru rozměrů se stala práce publikovaná Černým a Komendou (1980), kteří vypočetli diskriminační funkce na české populaci. Použili následující rozměry: největší délka (F1), délka v přirozeném postavení (F2), předozadní (F6a) a transverzální průměr středu diafýzy (F7a), obvod středu diafýzy (F8), předozadní průměr hlavice (F18), transverzální průměr hlavice (F19) a obvod hlavice femuru (F20).

Při výběru rozměrů jsem dále zohlednila rozměry měřené Fialovou (2004), které byly použity u měření femurů Pachnerovy kolekce. Byla mi poskytnuta data s těmito rozměry stehenní kosti: největší délka (F1), délka v přirozeném postavení (F2), předozadní (F6a) a transverzální průměr středu diafýzy (F7a), horní transverzální (F7b) a předozadní průměr těla (F7c), dolní transverzální (F7d) a předozadní průměr těla (F7e), obvod středu těla (F8), subtrochanterický transverzální (F9) a předozadní průměr diafýzy (F10), horní šířka epifýzy (F13), svislý (F18) a transverzální průměr hlavice (F19) a epikondylární šířka (F21). Vyloučila jsem horní transverzální (F7b) a předozadní průměr těla (F7c) a dolní transverzální (F7d) a předozadní průměr těla (F7e), protože jsou dle mého názoru nejednoznačně definované a jinými autory nebyly použity.

Z výše zmíněných úvah vznikl soubor rozměrů pro mé měření novodobé kolekce. Jelikož délkové rozměry jako je největší délka (F1), délka v přirozeném postavení (F2) a trochanterická délka (F3) mají obdobnou vykazující hodnotu, rozhodla jsem se, že trochanterickou délku pro nadbytečnost a nemožnost užití v již publikovaných funkcích vyloučím ze svého výběru rozměrů. Z důvodů obdobných jsem vynechala i horní šířku epifýzy (F13).

Pro přehlednost a úplnost na závěr shrnuji výběr patnácti metrických rozměrů pro měření novodobé kolekce v následujícím přehledu současně s uvedením jejich definic.

4.2. Výběr a definice zvolených rozměrů

V této části uvádím definice zvolených rozměrů, tak jak je uvádějí Martin a Saller

(1957). Zkratky rozměrů v závorkách udávají běžně v antropologii používané symboly, místo písmene M však bylo použito F udávající zkratku kosti, ze které daný rozměr pochází. U rozměrů, které nejsou citovány ve výše zmíněné publikaci, uvádím citační zdroj za definicí.

1. Největší délka femuru (F1)

Vzdálenost mezi nejvyšším bodem caput ossis femoris a nejnižším bodem na condylus medialis. Kost se na osteometrickou desku pokládá zadní stranou tak, aby se condylus medialis dotýkal krátké svislé stěny. Pohyblivá destička se přikládá ke caput ossis femoris, mírným posunem hlavice zjišťujeme největší vzdálenost mezi body.

Měřidlo: osteometrická deska

2. Délka femuru v přirozeném postavení (F2)

Vzdálenost od nejvyššího bodu caput ossis femoris k rovině procházející spodní plochou obou kondylů. Kost se na osteometrickou desku pokládá zadní stranou tak, aby se spodní plocha kondylů dotýkala krátké svislé stěny. Pohyblivá destička se přikládá k nejvyššímu bodu caput ossis femoris.

Měřidlo: osteometrická deska

3. Předozadní průměr středu diafýzy (F6a)

Vzdálenost přední a zadní strany diafýzy femuru přesně v jejím středu. Měrný bod určujeme rozpůlením délky diafýzy a označujeme ho tužkou (Aleksejev, 1966).

Měřidlo: posuvné měřidlo

4. Transverzální průměr středu diafýzy (F7a)

Vzdálenost obou bočních stran diafýzy femuru přesně v jejím středu. Měrný bod nalezneme ve stejné úrovni jako u rozměru F6a. Tyto rozměry jsou na sebe kolmé.

Měřidlo: posuvné měřidlo

5. Obvod středu diafýzy (F8)

Obvod diafýzy femuru měřený v jejím středu. V případě nepřiměřeného rozvoje linea aspera v místě měření, posouvá se toto místo asi o 10 mm výše.

Měřidlo: pásové měřidlo

6. Subtrochanterický transverzální průměr diafýzy (F9)

Transverzální průměr horní části diafýzy v místě jejího největšího rozšíření. Pokud nelze místo největšího rozšíření určit, měříme 20 až 50 mm pod bazí trochanter minor femoris. Osa rozměru je rovnoběžná s osou krčku. Polohu ramen měřidla kontrolujeme

pohledem shora.

Měřidlo: posuvné měřidlo

7. Subtrochanterický předozadní průměr diafýzy (F10)

Předozadní průměr horního konce diafýzy ve stejné úrovni jako u rozměru F9 a ve směru kolmém na tento rozměr.

Měřidlo: posuvné měřidlo

8. Svislý průměr hlavice (F18)

Přímá vertikální vzdálenost koncových bodů roviny, která protíná hlavici femuru v místě jejího největšího rozšíření a je kolmá na osu krčku. Při měření držíme kost tak, aby fovea capitis femoris byla obrácená směrem k pozorovateli a osa krčku femuru ležela horizontálně.

Měřidlo: posuvné měřidlo

9. Transverzální průměr hlavice (F19)

Vzdálenost od sebe nejvzdálenějších bodů na hlavici femuru ve stejné rovině jako u rozměru F18, měřená kolmo na vertikální průměr hlavice.

Měřidlo: posuvné měřidlo

10. Maximální průměr hlavice (MPH)

Maximální rozměr hlavice měřené na hranicích artikulačního povrchu (Šlaus et al., 2003). Použita byla vyšší hodnota z rozměrů F18 a F19.

Měřidlo: posuvné měřidlo

11. Obvod hlavice (F20)

Obvod hlavice měřený v těch místech, kde měříme průměry, tj. F18, F19.

Měřidlo: pásové měřidlo

12. Epikondylární šířka (F21)

Projektivní vzdálenost od sebe nejvíce do stran vystupujících bodů na mediálním a laterálním epikondylu femuru, měřená kolmo na osu diafýzy. Kost musí ležet zadní stranou na osteometrické desce tak, aby osa diafýzy byla rovnoběžná s podélnou svislou stěnou desky a aby se laterální epikondyl této stěny dotýkal. Pohyblivá destička se přikládá k druhému epikondylu.

Měřidlo: osteometrická deska

13. Rozměr od trochanter major k fovea capitis (GT-FC)

Vzdálenost od nejlaterálnějšího bodu na trochanter major femoris k hornímu okraji

fovea capitis femoris. Pevné rameno posuvného měřidla umístíme na nejlaterálnější místo trochanter major a pohyblivé rameno přiložíme k hornímu okraji na fovea capitis (Albanese et al. 2008).

Měřidlo: posuvné měřidlo

14. Rozměr od trochanter major k trochanter minor (GT-LT)

Vzdálenost od nejlaterálnějšího bodu na trochanter major k hornímu okraji trochanter minor. Pevné rameno posuvného měřidla umístíme na nejlaterálnější místo trochanter major a pohyblivé rameno přiložíme k nejproximálnějšímu bodu baze trochanter minor (Albanese et al. 2008).

Měřidlo: posuvné měřidlo

15. Rozměr od trochanter minor k fovea capitis (LT-FC)

Vzdálenost od horního okraje trochanter minor k hornímu okraji fovea capitis. Body podrobněji popsány viz výše (Albanese et al. 2008).

Měřidlo: posuvné měřidlo

4.3. Výběr publikovaných diskriminačních funkcí stehenní kosti k testování jejich reliability

Existuje celá řada prací zabývajících se tématem určování pohlaví podle rozměrů stehenní kosti člověka (Mall et al., 2000; Özer a Katayama, 2008; Steyn a Iscan, 1997). Publikovány byly diskriminační funkce vytvořené z analýzy koster různého původu i data, jaké však použít pro testování jejich spolehlivosti, byla otázka, kterou jsme si nutně museli položit. Mohli bychom mechanicky aplikovat jednu funkci za druhou, ale to nebylo naším cílem. Cílem bylo obsáhnout co nejlépe a nejprůhledněji populační variabilitu. Naše úvahy se proto soustředily na výběr diskriminačních funkcí vypočtených jak ze značně vzdálené, tak blízké populace našemu souboru 1 a 2.

Fakt, že na spolehlivost diskriminačních funkcí má vliv nejen samotná populace, ale i doba, ze které daná populace pochází (Alunni-Perret et al., 2003), byla dalším kritériem pro výběr vhodných funkcí. Aplikovat jsme tedy chtěli diskriminační funkce získané z

populace z obdobného období jako jsou naše soubory, zároveň však diskriminační funkce získané z populace pocházející z období odlišného.

Vytvořili jsme čtyři skupiny diskriminačních funkcí k posouzení jejich reliability definované výše zmíněnými parametry, tedy blízkost a vzdálenost populace a stejné a odlišné období populace vzhledem k našim sbírkám.

1) Diskriminační funkce získané ze stehenních kostí stejné populace z různého období než je náš soubor 2 (tedy z odlišného období než je 2. polovina 20. století)

2) Diskriminační funkce vypracované na femurech značně vzdálené populace ze stejného období jako je náš soubor 1 (tedy období 1. poloviny 20. století)

3) Diskriminační funkce vzniklé z rozměrů stehenních kostí blízké populace z odlišného období než je náš soubor 1 (tedy odlišné od období z 1. poloviny 20. století)

4) Diskriminační funkce vytvořené z kolekce femurů pocházejících od blízké populace ze stejného období jako je náš soubor 2 (tedy období 2. poloviny 20. století)

4.3.1. Diskriminační funkce rozměrů stehenní kosti navržené pro českou populaci

Sexuální diagnózou pomocí diskriminační funkční analýzy vypracované na české populaci se zabývali Černý a Komenda, kteří své výsledky publikovali v roce 1980. Použili materiál pocházející od lidí, kteří se narodili jak v 19. století, tak ve 20. století. Nejobsáhlejší část těchto lidí zemřela v období let 1933-1939 (Černý a Komenda, 1980), proto splňují parametry definované ve čtvrtém bodě. Z jejich práce jsem použila diskriminační funkce s ohledem na výsledky hodnocení pohlavní diagnózy, které ukázaly, že zvýšení počtu rozměrů, nepřispívá ke zvýšení určení pohlaví nijak výrazně a že všestranně optimální variantu sexuální identifikace lze založit na menším počtu sledovaných rozměrů (Černý a Komenda, 1980). Pro posouzení vlivu sekulárního trendu na spolehlivost určení pohlaví použiji pro jednoduchost i diskriminační funkce o jedné proměnné.

Vybrané diskriminační funkce:

- 1) $DF1 = 46,418 - (7,559 \cdot F19) - (0,384 \cdot F8) - (0,210 \cdot F2)$
- 2) $DF2 = 44,493 - (2,160 \cdot F20) - (0,386 \cdot F8) - (0,237 \cdot F2)$
- 3) $DF3 = 29,444 - (0,678 \cdot F1)$
- 4) $DF4 = 30,625 - (0,711 \cdot F2)$
- 5) $DF5 = 14,042 - (5,167 \cdot F6a)$
- 6) $DF6 = 11,710 - (4,320 \cdot F7a)$
- 7) $DF7 = 20,930 - (2,474 \cdot F8)$
- 8) $DF8 = 36,483 - (7,986 \cdot F18)$
- 9) $DF9 = 40,498 - (8,964 \cdot F19)$
- 10) $DF10 = 37,871 - (2,638 \cdot F20)$

Dělicí hodnota: M (muži) < 0 < Ž (ženy); čísla s indexem F odpovídají definicím rozměrů (Martin a Saller, 1957), které jsou měřeny v cm.

Přesnost klasifikace pohlaví získaná na vzorku původní populace dokládá tabulka 1.

Číslo funkce	Přesnost klasifikace			
	MUŽI		ŽENY	
	N	%	N	%
DF1	289/333	86,8	194/226	85,8
DF2	278/321	86,6	185/215	86
DF3	273/355	76,9	211/264	79,9
DF4	271/354	76,6	212/264	80,3
DF5	254/380	66,8	212/268	79,1
DF6	230/380	60,5	207/268	77,2
DF7	282/378	74,6	208/265	78,5
DF8	300/341	88	191/226	84,5
DF9	298/359	83	212/239	88,7
DF10	293/344	85,2	193/226	85,4

Tab. 1. Přesnost klasifikace pohlaví české populace, tak jak je publikovali Černý a Komenda (1980). DF1 = diskriminační funkce 1 o třech neznámých (F2, F8, F19), DF2 = diskriminační funkce o třech neznámých (F2, F8, F20), DF3 = diskriminační funkce o jedné neznámé (F1), DF4 = diskriminační funkce o jedné neznámé (F2), DF5 = diskriminační funkce o jedné neznámé (F6a), DF6 = diskriminační funkce o jedné neznámé (F7a), DF7 = diskriminační funkce o jedné neznámé (F8), DF8 = diskriminační funkce o jedné neznámé (F18), DF9 = diskriminační funkce o jedné neznámé (F19), DF10 = diskriminační funkce o jedné neznámé (F20). N = počet správně určených jedinců / celkový počet jedinců

4.3.2. Diskriminační funkce rozměrů stehenní kosti vypočtené v jiných populacích

Pro vzorek populace splňující parametry v druhém bodě byla použita práce publikovaná Iscanem a Shihaiem v roce 1995. Diskriminační funkce vytvořené na vzorku stehenních kostí čínské populace pocházely od lidí, kteří zemřeli ve 30. letech 20. století. Jedná se tedy o populaci značně geograficky vzdálenou, pocházející ze stejného období jako je náš soubor 1. Při výběru konkrétních funkcí, jsem se zaměřila na ty, které obsahují více než jednu proměnnou.

Vybrané diskriminační funkce:

$$1) DF11 = (0,203 \cdot F21) + (0,010 \cdot F1) + (0,089 \cdot F6a) - 21,986$$

$$\text{Dělicí hodnota: } \check{Z} < 0,04 < M$$

$$2) DF12 = (0,088 \cdot F8) + (0,240 \cdot MPH) - 17,496$$

$$\text{Dělicí hodnota: } \check{Z} < 0,03 < M$$

$$3) DF13 = (0,021 \cdot F8) + (0,246 \cdot F21) - 20,216$$

$$\text{Dělicí hodnota: } \check{Z} < 0,03 < M$$

Čísla s indexem F odpovídají definicím rozměrů (Martin a Saller, 1957), které jsou měřeny v mm; hodnoty koeficientů zaokrouhleny na tři desetinná místa.

Přesnost klasifikace pohlaví získaná na vzorku původní populace dokládá tabulka 2.

Číslo funkce	Přesnost klasifikace					
	MUŽI		ŽENY		Celkem	
	N _s /N	%	N _s /N	%	N _s /N	%
DF11	36/39	92,3	36/39	92,3	72/78	92,3
DF12	35/43	81,4	34/39	87,2	70/82	84,2
DF13	35/37	94,6	37/39	94,9	72/76	94,7

Tab. 2. Přesnost klasifikace pohlaví čínské populace pocházející ze 30. let 20. století, tak jak je publikovali Iscan a Shihai (1995). DF11 = diskriminační funkce o třech neznámých (F1, F6a, F21), DF12 = diskriminační funkce o dvou neznámých (F8, MPH), DF13 = diskriminační funkce o dvou neznámých (F8, F21).

N_s/N = počet správně určených jedinců / celkový počet jedinců

Šlaus et al. (2003) publikovali diskriminační funkce, které byly vytvořeny užitím rozměrů stehenních kostí pocházejících od obětí chorvatsko-srbské války v roce 1991. Použity tedy byly kosti pocházející od moderní chorvatské populace, což je populace splňující parametry pro výběr jak ve druhém, tak ve třetím bodě. Tato populace byla tedy naší populaci geograficky blízká, pocházela z jiného období, než je náš soubor 1 a zároveň se období shodovalo s naším souborem 2. Opět v tomto případě méně rozměrů ve funkci dosahovalo obdobných výsledků klasifikace jedinců, proto jsem použila diskriminační funkce o dvou proměnných.

Vybrané diskriminační funkce:

$$1) DF14 = (0,854 * MPH) + (0,370 * F21) - 68,797$$

$$2) DF15 = (0,631 * F21) + (0,122 * F9) - 54,890$$

$$3) DF16 = (0,625 * F21) + (0,071 * F10) - 52,533$$

Dělicí hodnota: $M < 0 < \bar{Z}$; čísla s indexem F odpovídají definicím rozměrů (Martin a Saller, 1957), které jsou měřeny v mm; hodnoty koeficientů zaokrouhleny na tři desetinná místa.

Přesnost klasifikace pohlaví získaná na vzorku původní populace dokládá tabulka 3.

Číslo funkce	Přesnost klasifikace					
	MUŽI		ŽENY		Celkem	
	N_s/N	%	N_s/N	%	N_s/N	%
DF14	96/104	92,3	88/91	96,7	184/195	94,4
DF15	94/104	90,4	88/91	96,7	182/195	93,3
DF16	95/104	91,3	84/91	92,3	179/195	91,8

Tab. 3. Přesnost klasifikace pohlaví novodobé chorvatské populace žijící na konci 20. století, tak jak je publikoval Šlaus et al. (2003). DF14 = diskriminační funkce o dvou neznámých (MPH, F21), DF15 = diskriminační funkce o dvou neznámých (F9, F21), DF16 = diskriminační funkce o dvou neznámých (F10 a F21). N_s/N = počet správně určených jedinců / celkový počet jedinců

4.4. Výběr rozměrů stehenní kosti k návrhu vlastních diskriminačních funkcí

Pro posouzení vlivu sekulárního trendu na spolehlivosti diskriminačních funkcí vypočtených v české populaci bylo nutné vybrat takové rozměry pro návrh vlastních diskriminačních funkcí, které bych mohla porovnat s výsledky pohlavní diagnózy z funkcí

vytvořených na základě měření kostí pocházejících od české populace z odlišného období než je náš soubor 2. Vybrala jsem rozměry femuru, které použili ve svých analýzách Černý a Komenda (1980). Pro návrh vlastních diskriminačních funkcí tedy změřím největší délku (F1), délku v přirozeném postavení (F2), předozadní průměr středu diafýzy (F6a), transverzální průměr středu diafýzy (F7a), obvod středu těla (F8), svislý průměr hlavice (F18), transverzální průměr hlavice (F19) a obvod hlavice (F20). Definice rozměrů viz kapitola 4.2.

4.5. Rozměry stehenní kosti a populačně nespécifická regresivní rovnice

Pro ověření hypotézy o platnosti populační nespécifčnosti metody navržené Albanesem et al. (2008) budu měřit v souboru 2 maximální průměr hlavice (MPH), rozměr od trochanter major k fovea capitis, rozměr od trochanter major k trochanter minor a rozměr od trochanter minor k fovea capitis. Poslední tři jmenované rozměry vytvářejí imaginární trojúhelník, ze kterého lze vypočítat úhly nezávislé na velikosti a zároveň bez ztráty informace o pohlavním dimorfismu (Albanese et al., 2008).

Na stránkách <http://www.uwindsor.ca/users/a/albanese/Main.nsf/> je dostupný program pro výpočet regresivní rovnice (Albanese et al., 2008), jehož jsem využila pro mé výpočty. Je-li výsledná hodnota vyšší než 0,5, klasifikuje program jedince jako muže, je-li hodnota nižší klasifikována je žena (Albanese et al., 2008).

4.6. Statistické zpracování dat

Všechna statistická zpracování dat byla provedena v programu SPSS verze 18.

4.6.1. Základní statistické charakteristiky

Pro stanovení základní charakteristiky souborů byly vypočítány základní statistické ukazatele – průměr, směrodatná odchylka, minimum a maximum.

Počet pozorování – počet jednotlivých naměřených rozměrů na kostech - bude označen písmenem N. Nejpoužívanější mírou polohy (charakterizuje úroveň naměřených hodnot) pro kvantitativní znaky je aritmetický průměr, který je roven součtu všech pozorování dělenému jejich počtem. Obecný vzorec je:

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

kde konkrétně x_i jsou naměřené hodnoty a n je počet rozměrů.

Nejmenší hodnota uspořádaného seznamu se nazývá minimum, největší hodnota uspořádaného seznamu je maximum (Zvára, 2003).

Pro posouzení míry variability byla použita směrodatná odchylka., která je vypočítána jako druhá odmocnina z rozptylu (vyjádřený jako průměrný čtverec odchylky od průměru).

$$s_x^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$$

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

4.6.2. Porovnání rozdílů vzorku

Pro porovnání rozdílů mezi muži a ženami v jednotlivých souborech a pro porovnání rozdílnosti rozměrů mezi souborem 1 a 2 jsme použili nezávislý dvouvýběrový t-test. Nulová hypotéza tvrdí, že oba populační průměry rozměru jsou stejné. Nulovou hypotézu zamítáme na 5%, 1% a 0,1% hladině významnosti testu.

$$t = \frac{\bar{x} - \bar{y}}{s} \cdot \sqrt{\frac{m \cdot n}{m + n}}$$

Pokud nebyl splněn předpoklad o normálním rozdělení, použili jsme Mannův-Whitneyův test, který testuje nulovou hypotézu, že spojité rozdělení je v obou populacích totožné (Zvára, 1999).

4.6.3. Diskriminační funkční analýza

Pro klasifikaci jedinců podle pohlaví byla použita diskriminační funkční analýza. Tuto metodu použili všichni autoři, se kterými jsem porovnávala své výsledky. Diskriminační funkční analýza je statistická metoda, která se snaží nalézt kombinaci p sledovaných proměnných tak, aby co nejlépe separovala jednotlivce dvou či více souborů s co nejmenší vnitroskupinovou variabilitou a co největší meziskupinovou variabilitou. Obecný vzorec má tvar:

$$d = b_0 + b_1x_1 + \dots + b_px_p$$

kde p značí počet sledovaných proměnných, b udává hodnotu koeficientu DF a x je hodnota proměnné. Porovnáním výsledku DF s dělicí hodnotou klasifikujeme pohlaví. Výsledek větší než tato hodnota udává muže, je-li hodnota menší než dělicí hodnota klasifikujeme jedince jako ženu. Při užití této metody by měl být splněn předpoklad o normálním rozdělení hodnot a zamítnutí nulové hypotézy shody kovarianční matice na hladině významnosti vyšší než 5%. Zpracováno dle Hebáka et al. (2004) a průvodce programu SPSS, verze 18.

$$U_x = n_x n_y + \frac{n_x(n_x + 1)}{2} - W_x$$

$$U_y = n_x n_y + \frac{n_y(n_y + 1)}{2} - W_y$$

5. Výsledky

5.1. Pohlavní dimorfismus femuru české populace v rozmezí půl století (univariační statistika)

Univariační statistiku mužů souboru 1 představuje tabulka 4, univariační statistiku žen dokládá tabulka 5. V tabulce je uveden počet jedinců, od kterých byl daný rozměr změřen, průměrná hodnota a směrodatná odchylka jednotlivých rozměrů, minimální a maximální hodnota rozměru u obou pohlaví.

Muži – soubor 1					
Rozměr	N	Průměr	SD	Min	Max
F1	76	450,55	26,181	393	512
F2	76	448,41	25,840	393	508
F6a	78	28,28	2,537	23	34
F7a	78	28,42	2,586	19	34
F8	78	86,77	6,347	63	101
F9	78	33,35	2,734	25	40
F10	78	28,68	2,489	19	34
F18	76	48,49	2,764	39	54
F19	76	48,24	2,707	38	54
F21	76	82,13	4,386	68	91
MPH	76	48,76	2,727	39	54

Tab. 4. Muži souboru 1 (univariační statistika). Rozměry udávány v mm. N – počet jedinců, SD – směrodatná odchylka, signif. - signifikance, Min – minimální hodnota, Max – maximální hodnota, názvy rozměrů – viz kapitola 4.2.

Ženy – soubor 1					
Rozměr	N	Průměr	SD	Min	Max
F1	74	414,09	22,360	364	470
F2	74	410,65	22,369	361	468
F6a	80	25,84	2,015	21	31
F7a	80	26,68	2,417	17	33
F8	81	80,05	5,929	58	92
F9	80	31,31	2,270	24	37
F10	80	25,99	1,906	20	31
F18	74	42,80	2,730	38	54
F19	74	42,41	2,251	38	47
F21	74	73,53	3,836	64	85
MPH	74	43,05	2,734	38	54

Tab. 5. Ženy souboru 1 (univariační statistika). Rozměry udávány v mm. N – počet jedinců, SD – směrodatná odchylka, signif. - signifikance, Min – minimální hodnota, Max – maximální hodnota, názvy rozměrů – viz kapitola 4.2.

Výsledky t testu, který byl použit pro zhodnocení odlišnosti rozměrů u mužů a žen, znázorňuje tabulka 6. Mužské hodnoty oproti ženským jsou větší u všech rozměrů na hladině významnosti 0,1%.

Rozměr	Muži – soubor 1		Ženy – soubor 1		T test
	Průměr	SD	Průměr	SD	signif.
F1	450,55	26,181	414,09	22,360	0,0001
F2	448,41	25,840	410,65	22,369	0,0001
F6a	28,28	2,537	25,84	2,015	0,0001
F7a	28,42	2,586	26,68	2,417	0,0001
F8	86,77	6,347	80,05	5,929	0,0001
F9	33,35	2,734	31,31	2,270	0,0001
F10	28,68	2,489	25,99	1,906	0,0001
F18	48,49	2,764	42,80	2,730	0,0001
F19	48,24	2,707	42,41	2,251	0,0001
F21	82,13	4,386	73,53	3,836	0,0001
MPH	48,76	2,727	43,05	2,734	0,0001

Tab. 6. Pohlavní rozdíly rozměrů femuru Souboru 1 (univariační statistika). Rozměry udávány v mm. SD - směrodatná odchylka, signif. - signifikance, názvy rozměrů – viz kapitola 4.2.

Univariační statistika byla provedena též na souboru 2. Výsledky této statistiky u mužů dokládá tabulka 7, u žen tabulka 8. Opět byl u každého rozměru vypočítán průměr, směrodatná odchylka, minimální a maximální hodnota rozměru pro obě pohlaví.

Muži – soubor 2					
Rozměr	N	Průměr	SD	Min	Max
F1	67	471,21	24,177	411	536
F2	67	468,76	23,711	410	532
F6a	67	30,49	2,716	25	37
F7a	67	27,84	2,079	24	37
F8	67	92,61	5,836	79	108
F9	66	31,88	2,202	27	39
F10	66	28,50	2,255	23	34
F18	64	47,77	2,188	43	52
F19	65	48,25	2,194	43	53
F20	64	151,25	6,695	137	167
F21	67	85,45	4,342	74	95
GT-FC	67	100,31	5,173	86	116
GT-LT	67	58,57	4,890	45	67
LT-FC	67	73,30	6,194	49	88
MPH	65	48,40	2,178	43	53

Tab. 7. Muži souboru 2 (univariační statistika). Rozměry udávány v mm. N – počet jedinců, SD – směrodatná odchylka, signif. - signifikance, Min – minimální hodnota, Max – maximální hodnota, názvy rozměrů – viz kapitola 4.2.

Ženy – soubor 2					
Rozměr	N	Průměr	SD	Min	Max
F1	35	432,14	22,980	382	480
F2	35	429,43	23,018	377	476
F6a	35	26,91	2,063	24	35
F7a	35	25,03	2,149	21	29
F8	35	82,54	5,643	71	98
F9	35	29,03	2,770	25	35
F10	35	25,97	2,022	22	29
F18	33	43,03	2,338	38	48
F19	33	43,45	2,873	38	50
F20	33	136,09	8,148	120	154
F21	35	76,20	4,568	65	89
GT-FC	35	90,51	6,228	80	102
GT-LT	35	52,74	5,020	45	73
LT-FC	35	65,03	7,031	49	80
MPH	33	43,64	2,748	38	50

Tab. 8. Ženy souboru 2 (univariační statistika). Rozměry udávány v mm. N – počet jedinců, SD – směrodatná odchylka, signif. - signifikance, Min – minimální hodnota, Max – maximální hodnota, názvy rozměrů – viz kapitola 4.2.

Porovnání velikosti rozměrů mužů a žen 2 souboru dokládá tabulka 9. Výsledky t testu ukázaly, že se mužské a ženské rozměry tohoto souboru liší na hladině významnosti 0,1%.

Rozměr	Muži – soubor 2		Ženy – soubor 2		T test
	Průměr	SD	Průměr	SD	signif.
F1	471,21	24,177	432,14	22,980	0,0001
F2	468,76	23,711	429,43	23,018	0,0001
F6a	30,49	2,716	26,91	2,063	0,0001
F7a	27,84	2,079	25,03	2,149	0,0001
F8	92,61	5,836	82,54	5,643	0,0001
F9	31,88	2,202	29,03	2,770	0,0001
F10	28,50	2,255	25,97	2,022	0,0001
F18	47,77	2,188	43,03	2,338	0,0001
F19	48,25	2,194	43,45	2,873	0,0001
F20	151,25	6,695	136,09	8,148	0,0001
F21	85,45	4,342	76,20	4,568	0,0001
GT-FC	100,31	5,173	90,51	6,228	0,0001
GT-LT	58,57	4,890	52,74	5,020	0,0001
LT-FC	73,30	6,194	65,03	7,031	0,0001
MPH	48,40	2,178	43,64	2,748	0,0001

Tab. 9. Pohlavní rozdíly rozměrů femuru Souboru 2 (univariační statistika). Rozměry udávány v mm.
SD - směrodatná odchylka, signif. - signifikance, názvy rozměrů – viz kapitola 4.2.

5.2. Metrické porovnání sbírek

Výsledky v tabulce 10 shrnují průměrné hodnoty mužů a porovnání statistické významnosti rozdílů t testem. Testována byla hypotéza, že rozměry Souboru 1 a 2 jsou stejné. Získané výsledky ukazují, že většina rozměrů stehenních kostí mužů souboru 2 jsou větší než stehenní kosti mužů souboru 1, a to na hladině významnosti 0,1%. U rozměrů F7a, F10, F19 a MPH nebyly shledány statisticky významné rozdíly v rozměrech porovnávaných mužských souborů (hladina významnosti t testu převyšovala 5%). Méně významné rozdíly byly zaznamenány u mužů v rozměru F18 (hladina významnosti t testu menší než 5%). Rozměry F7a, F8, F9, F10, F18, F19 a F21 nevykazovaly normální rozložení a proto byl u těchto rozměrů použit Mann-Whitney test. V tabulce 10 jsou tyto výsledky označeny hvězdičkou.

Průměrné hodnoty žen a jejich vzájemné porovnání t testem jsou znázorněny v tabulce 11. Výsledky ukazují, že většina rozměrů souboru 2 jsou větší než u souboru 1. Statisticky významné rozdíly nebyly zjištěny u rozměru F8, F10, F18, F19 a MPH (hladina významnosti t testu přesáhla 5%). Rozměry, které nevykazovaly normální rozložení v

populaci a byl u nich proveden Mann-Whitney test, jsou označeny hvězdičkou.

Univariační analýzou jsme zjistili signifikantní pohlavní rozdíly v časově odlišných souborech a prokázali jsme existenci pohlavního dimorfismu a tudíž i předpoklad vhodnosti dat pro odhad pohlaví.

Muži			
Rozměr	Průměr		t-test
	x_1	x_2	signif.
F1	450,6	471,2	0,0001
F2	448,4	468,8	0,0001
F6a	28,3	30,5	0,0001
F7a	28,4	27,8	0,064*
F8	86,8	92,6	0,0001*
F9	33,3	31,9	0,0001*
F10	28,7	28,5	0,554*
F18	48,5	47,8	0,026*
F19	48,2	48,2	0,615*
F21	82,1	85,4	0,0001*
MPH	48,76	48,4	0,389

Tab. 10. Průměrné hodnoty mužských rozměrů dvou vzorků, jejich vzájemné porovnání t testem. x_1 – soubor 1 (Pachnerova sbírka), x_2 – soubor 2 (novodobá sbírka), signif. - signifikance, názvy rozměrů – viz kapitola 4.2., hodnoty označené hvězdičkou nevykazovaly normální rozložení v populaci a byl u nich tudíž proveden Mann-Whitney test.

Ženy			
Rozměr	Průměr		t-test
	x_1	x_2	signif.
F1	414,1	432,1	0,0001
F2	410,6	429,4	0,0001
F6a	25,8	26,9	0,008*
F7a	26,7	25	0,001*
F8	80	82,5	0,051*
F9	31,3	29	0,0001*
F10	26	26	0,848*
F18	42,8	42,9	0,463*
F19	42,4	43,5	0,076*
F21	73,5	76,2	0,002*
MPH	43,05	43,64	0,312

Tab. 11. Průměrné hodnoty ženských rozměrů dvou vzorků, jejich vzájemné porovnání t testem. x_1 – soubor 1 (Pachnerova sbírka), x_2 – soubor 2 (novodobá sbírka), signif. - signifikance, názvy rozměrů – viz kapitola 4.2., hodnoty označené hvězdičkou nevykazovaly normální rozložení v populaci a byl u nich tudíž proveden Mann-Whitney test.

5.3. Úspěšnost určení pohlaví užitých diskriminačních funkcí

Na základě výběru diskriminačních funkcí, které byly vypracovány na různých populacích, jsme posuzovali úspěšnost klasifikace pohlaví na našem vzorku kostí. Porovnáním úspěšnosti klasifikace pohlaví původní populace s úspěšností klasifikace české populace, jsme mohli zhodnotit vliv populační variability při klasifikaci pohlaví z rozměrů lidského femuru. Pro každou aplikovanou diskriminační funkci byl vytvořen graf znázorňující vypočtenou diskriminační hodnotu u každé kosti, dělicí bod a zónu překrývání. Dále byla porovnána úspěšnost klasifikace našeho vzorku s přesností klasifikace originálního vzorku.

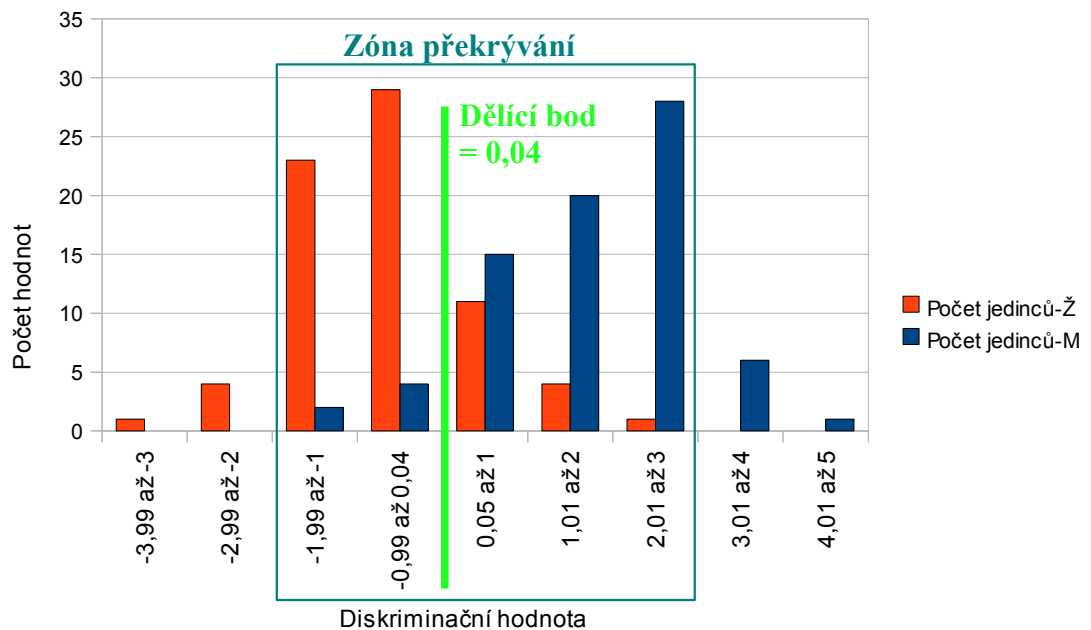
5.3.1. Určení pohlaví souboru 1 podle diskriminačních funkcí publikovaných Iscanem a Shihaiem (1995)

Jako první uvádím výsledky klasifikace pohlaví našeho Souboru 1 užitím funkcí, které byly vypočteny v čínské populaci ze stejného období jako je náš Soubor 1 tak, jak je publikovali Iscan a Shihai v roce 1995. Tabulka 12 souhrnně znázorňuje úspěšnost klasifikace pohlaví našeho souboru 1 užitím vybraných funkcí. U mužů úspěšnost klasifikace všech vybraných funkcí přesáhla 90%, u žen úspěšnost klasifikace nedosahovala ani u jedné funkce 80%.

Číslo funkce	Úspěšnost klasifikace					
	MUŽI		ŽENY		Celkem	
	N_s/N	%	N_s/N	%	N_s/N	%
DF11	69/75	92	57/73	78,1	126/148	85,1
DF12	72/75	96	41/72	56,9	113/147	76,9
DF13	70/76	92,1	56/73	76,7	126/149	84,6

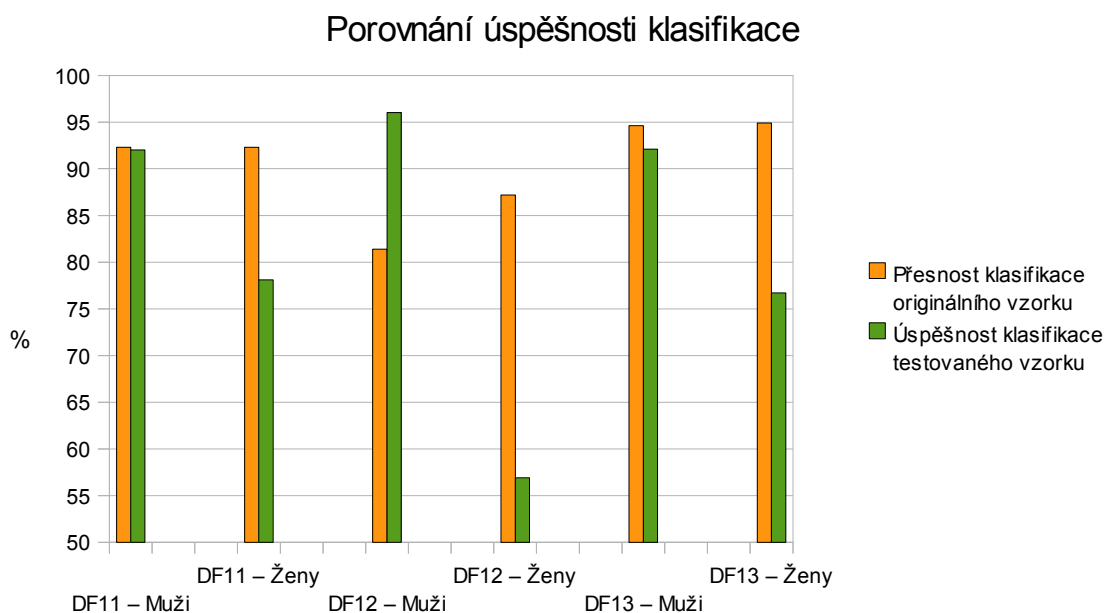
Tab. 12. Úspěšnost klasifikace mužů a žen souboru 1 podle DF publikovaných Iscanem a Shihaiem (1995). N_s/N = počet správně určených jedinců / celkový počet jedinců, % - procentuálně vyjádřená úspěšnost klasifikace, DF11 = diskriminační funkce o třech neznámých (F1, F6a, F21), DF12 = diskriminační funkce o dvou neznámých (F8, MPH), diskriminační funkce o dvou neznámých (F8, F21).

Za prvé jsem použila DF11 o třech proměnných F1, F6a, F21. Výsledky diskriminační funkční analýzy znázorňuje graf 6. Většina mužů našeho testovaného vzorku byla aplikací této funkce klasifikována správně, pouze 5 diskriminačních hodnot získaných z femuru mužských jedinců bylo nižších než dělicí bod a tak byli považováni za ženy. Vyšší chybná klasifikace byla u ženských jedinců, tedy 16 z nich bylo považováno diskriminační funkcí za muže.



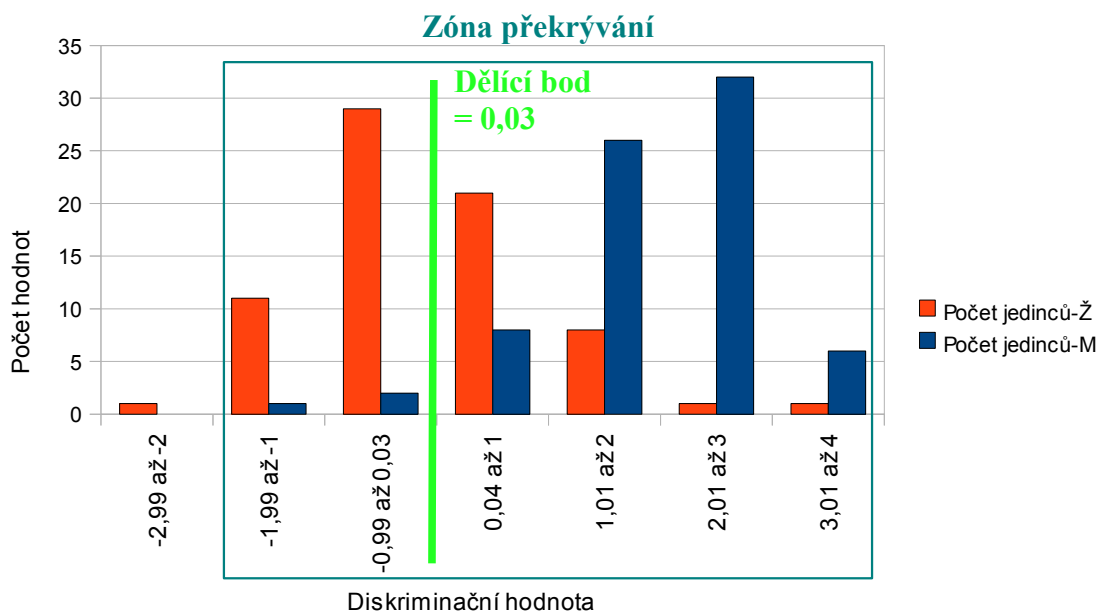
Graf 6. Výsledky diskriminační funkční analýzy užitím DF11 o třech proměnných F1, F6a, F21 našeho Souboru 1 tak, jak je publikovali Iscan a Shihai v roce 1995. $DF11 = (0,203 \cdot F21) + (0,010 \cdot F1) + (0,089 \cdot F6a) - 21,986$.

Porovnání úspěšnosti oddělení pohlaví testovaného vzorku s přesností dosaženou u originálního vzorku se zabývá graf 7. Muži testovaného Souboru 1 byli určeni správně v 92%, což byl výsledek téměř dosahujících hodnot originálního vzorku (92,3%). České ženy našeho Souboru 1 však byly určeny jako skutečně ženy pouze ze 78,1% oproti klasifikaci žen původní čínské populace (92,3%) .Úspěšnost klasifikace českých žen z počátku 20. století se tedy snížila a to o téměř 15%.



Graf 7. Porovnání úspěšnosti klasifikace pohlaví dvou vzorků stehenních kostí užitím DF11, DF12 a DF13 navržené Iscanem a Shihaiem (1995). Originální vzorek – čínská populace ze 30. let 20. století, testovaný vzorek – soubor 1.

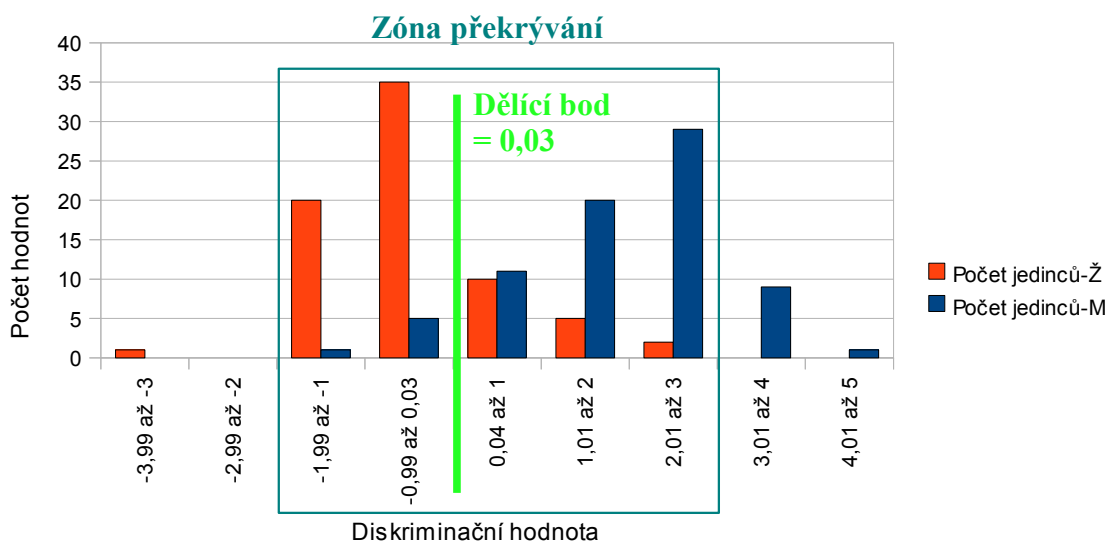
Další použitou funkcí analyzující populační specificitu byla DF12 o dvou proměnných F8 a MPH. Diskriminační funkční analýza určila v 96% muže českého původu správně, pouze 3 muži byli na základě vypočtené diskriminační hodnoty klasifikováni jako ženy. U českých žen Pachnerovy kolekce dosahovala úspěšnost klasifikace pouze 56,9%. Téměř polovina českých žen (31) byla diskriminační funkční analýzou vyhodnocena jako muži (Graf 8).



Graf 8. Výsledky diskriminační funkční analýzy užitím DF12 o dvou proměnných F8 a MPH našeho Souboru 1 tak, jak je publikovali Iscan a Shihai v roce 1995. $DF12 = (0,088 * F8) + (0,240 * MPH) - 17,496$.

Porovnání přesnosti klasifikace originálního vzorku s úspěšností klasifikace našeho testovaného souboru je znázorněno v grafu 7. Je zde patrné, že oproti úspěšnosti klasifikace mužů originálního vzorku (81,4%), vzrostla úspěšnost klasifikace mužů našeho testovaného vzorku přibližně o 15%, chybovost byla jen 4%. U žen našeho souboru naopak úspěšnost klasifikace oproti původní ženské populaci klesla přibližně o 30% a pohybovala se na hladině náhodné klasifikace.

Pro posouzení odrazu populační specifity na úspěšnosti klasifikace podle femuru jsme z funkcí vycházejících z čínské populace použili ještě DF13 obsahující dvě proměnné F8 a F21. Aplikace této funkce pro klasifikaci pohlaví české populace manifestuje obdobné výsledky, tedy vysokou přesnost klasifikace mužské populace a výrazné snížení přesnosti klasifikace žen našeho Souboru 1 (graf 9). Konkrétně 70 mužů ze 76 na základě vypočtené diskriminační hodnoty bylo určeno správně, úspěšnost klasifikace tedy dosahovala 92,1%. Správně určených žen však bylo jen 56 ze 73 s úspěšností klasifikace 76,7%. Výsledky klasifikace originálního vzorku a testovaného souboru 1 porovnává graf 7. U původní populace úspěšnost klasifikace dosáhla u obou pohlaví téměř 95%, tzn. bylo dosaženo téměř shodného výsledku klasifikace mužů, u žen však úspěšnost klasifikace testovaného souboru klesla téměř o 20%.



Graf 9. Výsledky diskriminační funkční analýzy užitím DF13 o dvou proměnných F8 a F21 našeho Souboru 1 tak, jak je publikovali Iscan a Shihai v roce 1995. $DF13 = (0,021 \cdot F8) + (0,246 \cdot F21) - 20,216$.

5.3.2. Určení pohlaví Souboru 1 podle diskriminačních funkcí publikovaných Šlausem et al. (2003)

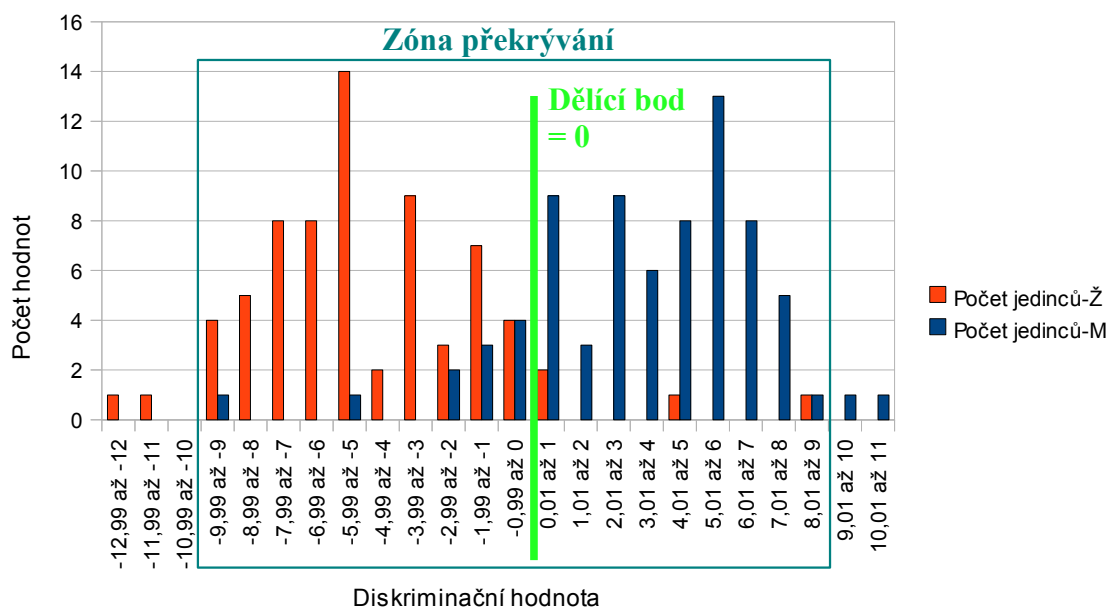
Pro ověření populační specifity jsme dále aplikovali tři vybrané diskriminační funkce vypočtené z novodobé chorvatské populace. Tabulka 13 udává úspěšnost klasifikace pohlaví našeho Souboru 1 těmito funkcemi. Správného určení pohlaví českých mužů bylo nejlépe dosaženo v DF14. České ženy byly klasifikovány skutečně jako ženy s vysokou úspěšností ve všech případech, nepatrně vyšších hodnot bylo dosaženo u DF15 a DF16.

Číslo funkce	Úspěšnost klasifikace					
	MUŽI		ŽENY		Celkem	
	N_s/N	%	N_s/N	%	N_s/N	%
DF14	64/75	85,3	66/70	94,3	130/145	89,7
DF15	50/76	65,8	70/73	95,9	120/149	80,5
DF16	47/76	61,8	70/73	95,9	117/149	78,5

Tab. 13. Úspěšnost klasifikace mužů a žen Souboru 1 podle DF publikovaných Šlausem et al. (2003).

N_s/N = počet správně určených jedinců / celkový počet jedinců, % - procentuálně vyjádřená úspěšnost klasifikace

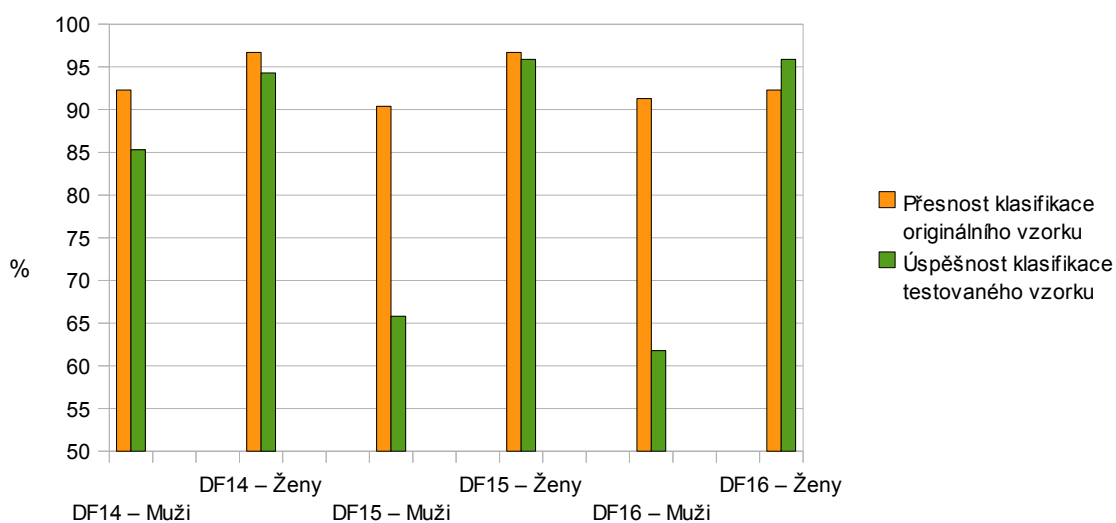
Klasifikaci pohlaví podle DF14, obsahující dvě proměnné (MPH a F21), znázorňuje graf 10. Na základě diskriminační hodnoty bylo 11 ze 75 českých mužů zařazeno mezi ženy. Pouze 4 ze 70 žen Pachnerovy kolekce bylo diskriminační analýzou zařazeno nesprávně. U většiny mužů (85,3%) a téměř všech žen (94,3%) tak bylo na základě diskriminační hodnoty odhadnuto skutečné pohlaví.



Graf 10. Výsledky diskriminační funkční analýzy užitím DF14 o dvou proměnných MPH a F21 našeho souboru 1 tak, jak je publikovali Šlaus et al. v roce 2003. $DF14 = (0,854 * MPH) + (0,370 * F21) - 68,797$.

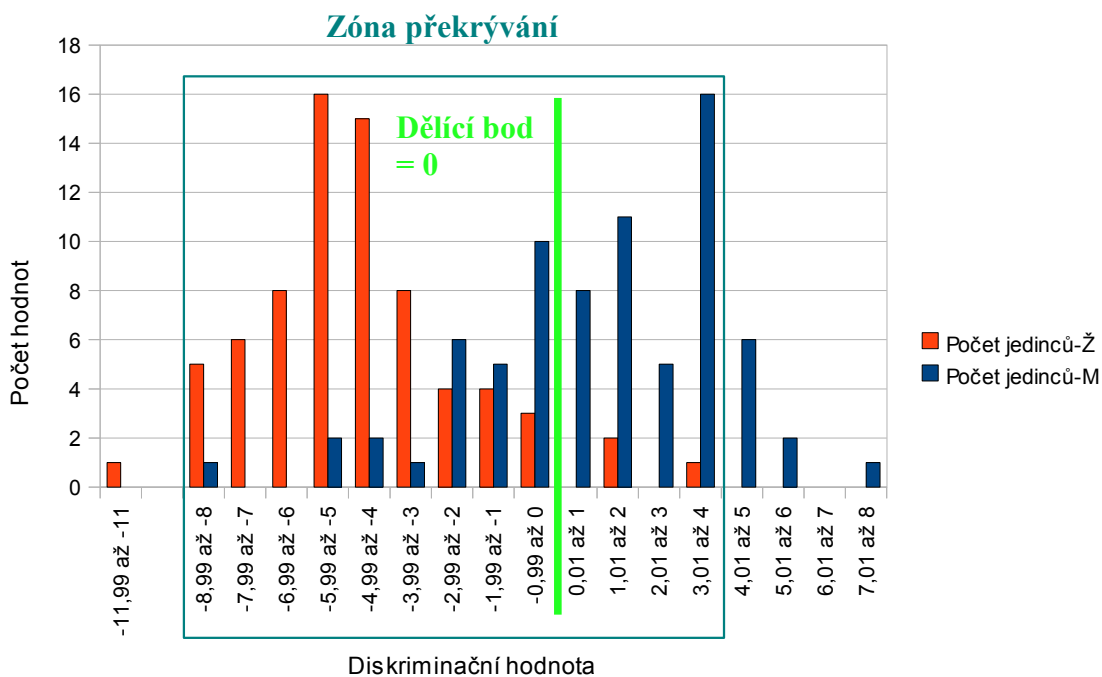
Porovnání úspěšnosti klasifikace pohlaví originálního vzorku s naším testovaným souborem znázorňuje graf 11. U obou vzorků bylo dosaženo obdobných výsledků klasifikace s nepatrně nižšími hodnotami u české populace a nepatrně rozdílnějšími výsledky u mužské části populace.

Porovnání úspěšnosti klasifikace



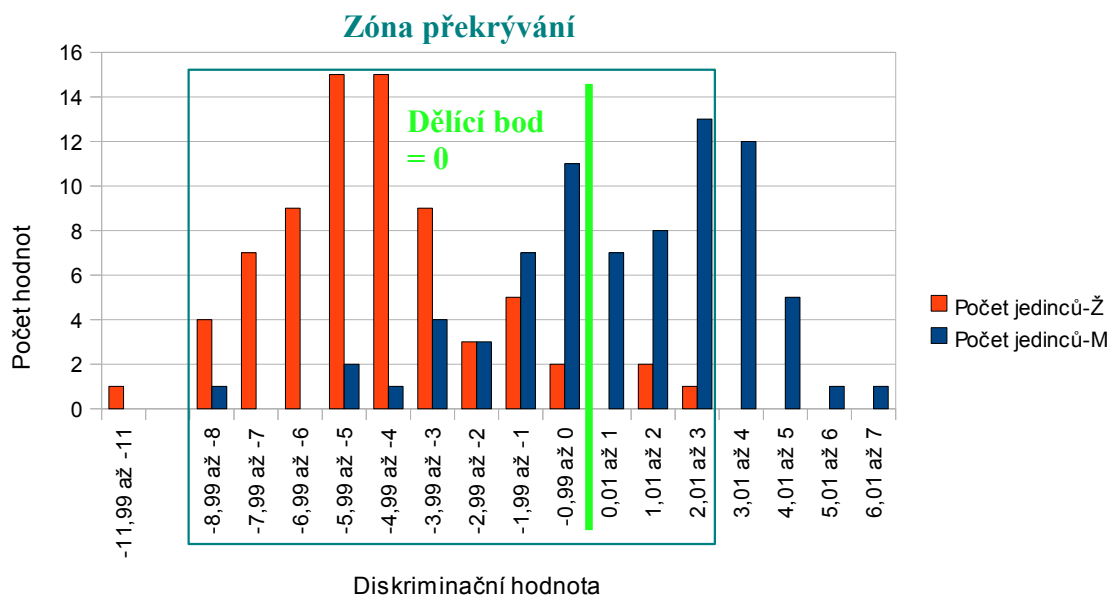
Graf 11. Porovnání úspěšnosti klasifikace pohlaví dvou vzorků stehenních kostí užitím DF14, DF15 a DF16 navržené Šlausem et al. (2003). Originální vzorek – novodobá chorvatská populace z konce 20. století, testovaný vzorek – Soubor 1.

Užitím DF15 a DF16 se ovšem úspěšnost klasifikace pohlaví originálního a našeho testovaného vzorku změnila. Aplikací DF15 s rozměry F9 a F21 pro odhad pohlaví české populace bylo správně určeno 70 ze 73 žen s vysokou úspěšností určení 95,6%. Jak však dokládá graf 12, na základě diskriminační hodnoty byla značná část mužů klasifikována jako ženy, výrazně tak klesla úspěšnost při odhadu mužského pohlaví (65,8%). Porovnání výsledků klasifikace původního vzorku s naším souborem 1 manifestuje graf 11. Ačkoliv úspěšnost klasifikace žen originálního vzorku se nelišila od úspěšnosti klasifikace žen našeho testovaného vzorku, u mužů české populace byl správný odhad pohlaví snížen o 25% oproti správně odhadnutým mužům chorvatské populace.



Graf 12. Výsledky diskriminační funkční analýzy užitím DF15 o dvou proměnných F9 a F21 našeho Souboru 1 tak, jak je publikovali Šlaus et al. v roce 2003. $DF15 = (0,631 * F21) + (0,122 * F9) - 54,890$.

Téměř shodnou diskriminaci pohlaví dokládá graf 13, znázorňující diskriminační funkční analýzu vzorku české populace při použití DF16 užitím rozměru F10 a F21. Porovnáním úspěšnosti klasifikace původní populace s úspěšností klasifikace našeho souboru 1 (graf 11) zjistíme, že se rozdíl v odhadu mužského pohlaví testovaného vzorku ještě navýšil a to na 30%.



Graf 13. Výsledky diskriminační funkční analýzy užitím DF16 o dvou proměnných F10 a F21 našeho Souboru 1 tak, jak je publikovali Šlaus et al. v roce 2003. $DF16 = (0,625 * F21) + (0,071 * F10) - 52,533$.

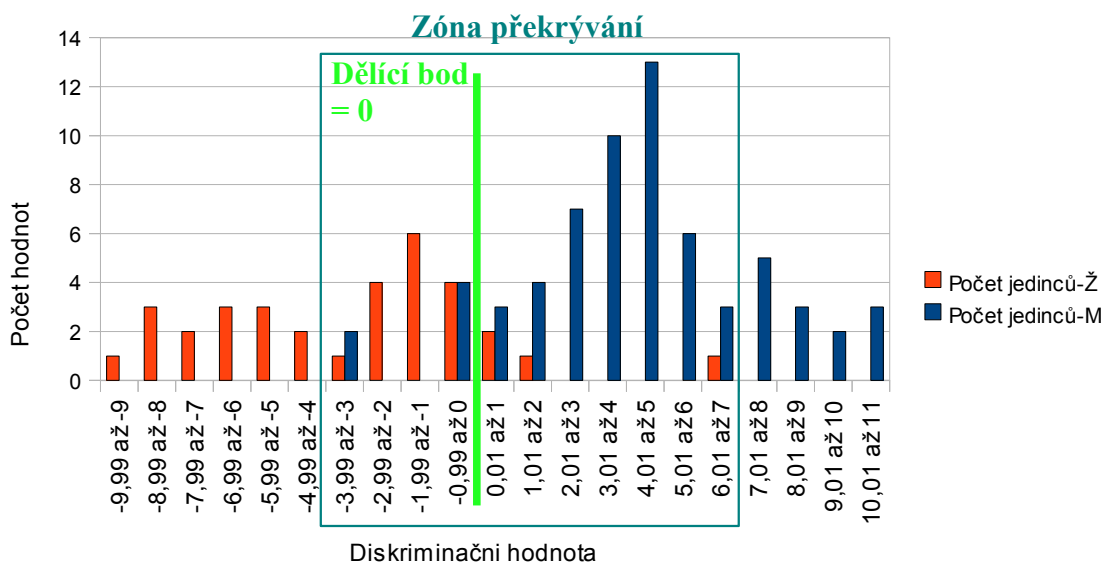
5.3.3. Určení pohlaví Souboru 2 podle diskriminačních funkcí publikovaných Šlausem et al. (2003)

Výsledky zde posuzují populační specifitu užitím stejných diskriminačních funkcí jako v kapitole 5.3.2., avšak aplikované na náš soubor 2. Úspěšnost diskriminace pohlaví české populace všech tří funkcí znázorňuje tabulka 14. Správná klasifikace mužů přesahovala 86% a správný odhad žen se pohyboval okolo 88% u všech použitých diskriminačních funkcí.

Číslo funkce	Úspěšnost klasifikace					
	MUŽI		ŽENY		Celkem	
	N _s /N	%	N _s /N	%	N _s /N	%
DF14	59/65	90,8	29/33	87,9	88/98	89,8
DF15	57/66	86,4	31/35	88,6	88/101	87,1
DF16	57/66	86,4	31/35	88,6	88/101	87,1

Tab. 14. Úspěšnost klasifikace mužů a žen Souboru 2 podle DF publikovaných Šlausem et al. (2003). N_s/N = počet správně určených jedinců / celkový počet jedinců, % - procentuálně vyjádřená úspěšnost klasifikace

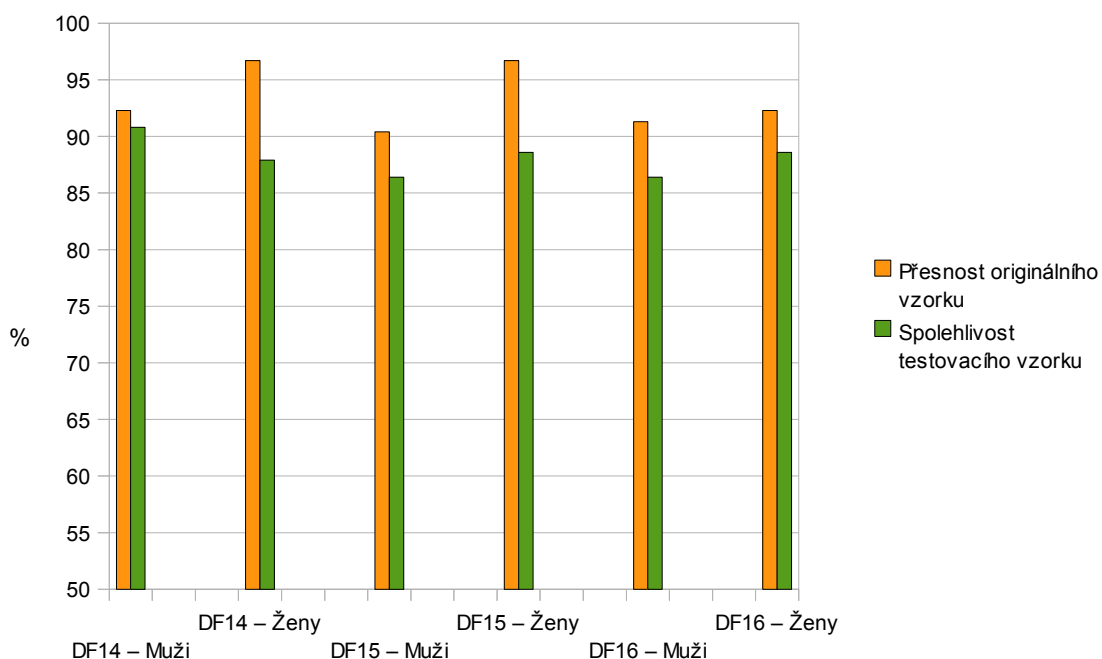
Použitá DF14 o proměnných MPH a F21 chybně klasifikovala jen 6 z 65 mužů a 4 z 33 žen. Touto funkcí byla úspěšnost klasifikace mužů 90,8% a žen 87,9%. Graficky znázorněné rozložení výsledných diskriminačních hodnot s dělicím bodem diskriminace pro funkci DF14 dokládá graf 14. Porovnání úspěšnosti klasifikace pohlaví u původní populace s naším souborem 2 u DF14 bylo dosaženo obdobných hodnot s lehce nižší úspěšností klasifikace u české populace (graf 15).



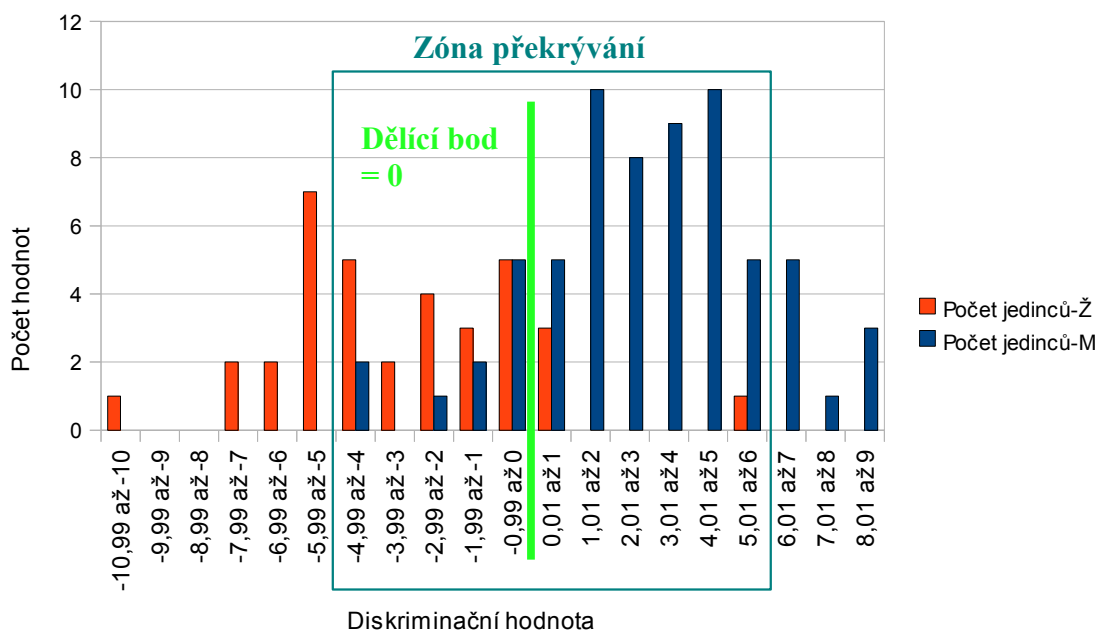
Graf 14. Výsledky diskriminační funkční analýzy užitím DF14 o dvou proměnných MPH a F21 našeho Souboru 2 tak, jak je publikovali Šlaus et al. v roce 2003. $DF14 = (0,854 * MPH) + (0,370 * F21) - 68,797$.

Klasifikace pohlaví aplikací DF15 a DF16 ukazují téměř totožné výsledky, jakých bylo dosaženo u DF14, tedy nízkou chybovost při odhadu pohlaví mužů i žen. Konkrétně shodně u DF15 i DF16 bylo nesprávně klasifikováno 9 ze 66 mužů a 4 z 35 žen (viz graf 16, 17). Porovnání úspěšnosti klasifikace pohlaví užitím DF15 znázorňuje graf 15. Přesnost klasifikace originálního vzorku dosahovala nepatrně vyšší úspěšnosti klasifikace než tomu bylo u našeho testovaného vzorku. Konkrétně u mužů byla správná klasifikace testovaného vzorku v 86,4% v porovnání s 90,4% udávanými u originální populace. U žen klasifikace testovaného vzorku s úspěšností 88,6%, v porovnání s 96,7% úspěšné klasifikace původního vzorku, dosahovala nepatrně vyšší rozdílnosti výsledků u tohoto pohlaví.

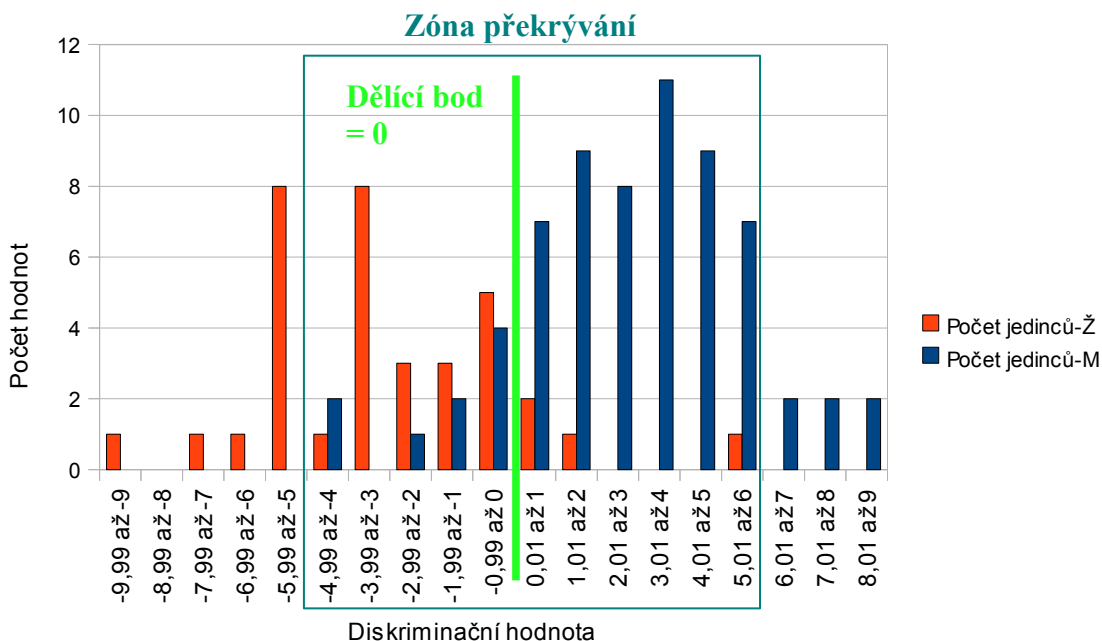
Porovnání úspěšnosti klasifikace



Graf 15. Porovnání úspěšnosti klasifikace pohlaví dvou vzorků stehenních kostí užitím DF14, DF15 a DF16 navržené Šlausem et al. (2003). Originální vzorek – novodobá chorvatská populace z konce 20. století, testovaný vzorek – Soubor 2.



Graf 16. Výsledky diskriminační funkční analýzy užitím DF15 o dvou proměnných F9 a F21 našeho Souboru 2 tak, jak je publikovali Šlaus et al. v roce 2003. $DF15 = (0,631 * F21) + (0,122 * F9) - 54,890$.



Graf 17. Výsledky diskriminační funkční analýzy užitím DF16 o dvou proměnných F10 a F21 našeho Souboru 2 tak, jak je publikovali Šlaus et al. v roce 2003. $DF16 = (0,625 * F21) + (0,071 * F10) - 52,533$.

Porovnáním klasifikace pohlaví aplikací DF16 se zabývá graf 15 ukazující téměř totožné výsledky. U mužů testovaného vzorku bylo dosaženo úspěšnosti klasifikace v 86,4%, oproti 91,4% udávané přesnosti klasifikace originálního vzorku. Ženy našeho testovaného souboru 2 byly úspěšně klasifikovány v 88,6%, v porovnání s ženami chorvatské populace s udávanou úspěšností klasifikace v 92,3%. Nepatrně nižší procento správné klasifikace české populace může značit nižší pohlavní dimorfismus našeho Souboru 2 oproti chorvatské populaci.

5.3.4. Určení pohlaví Souboru 2 podle diskriminačních funkcí publikovaných Černým a Komendou (1980)

Tato část výsledků se zabývá klasifikací našeho souboru 2 aplikací funkcí vzniklých z české populace, které publikovali Černý a Komenda v roce 1980. Tabulka 15 souhrnně udává úspěšnost klasifikace mužů a žen u všech vybraných funkcí. Nejvyšších hodnot

správné klasifikace bylo u mužů dosaženo užitím DF1 s rozměry F2, F8 a F19 (96,9%). Aplikací této funkce u žen však bylo dosaženo pouze v 66,7% správné klasifikace. Jak dokládá graf znázorňující rozložení mužů a žen v souladu s diskriminační hodnotou, ženské hodnoty se přiblížily mužským hodnotám, což vedlo k vysoké úspěšnosti klasifikace mužů na úkor klasifikace žen. Tento výsledek je patrný též u DF2, DF3, DF4, DF5 a DF7 s nejvyšším rozdílem správně zařazených mužů a žen s užitím diskriminační funkce s rozměrem F2, kde více jak polovina žen byla klasifikována jako muži a výsledky tak nedosahovaly ani hodnot náhodného zařazení. Naopak u DF6 s proměnnou F7a byl posun správně klasifikovaných jedinců ve prospěch žen na úkor správného odhadu mužů (56,7% úspěšnost klasifikace mužů versus 88,6% žen). Diskriminační funkce vycházející z rozměrů hlavice femuru (DF8, DF9 a DF10), dosahovaly vyrovnanějších výsledků správné klasifikace u obou pohlaví. Téměř shodně byli muži (87,5%) i ženy (87,9%) klasifikováni s užitím rozměru F18.

Číslo funkce	Úspěšnost klasifikace					
	MUŽI		ŽENY		Celkem	
	N _s /N	%	N _s /N	%	N _s /N	%
DF1	63/65	96,9	22/33	66,7	85/98	86,7
DF2	59/64	92,2	27/33	81,8	86/97	88,7
DF3	61/67	91,0	20/35	57,1	81/102	79,4
DF4	63/67	94,0	17/35	48,6	80/102	78,4
DF5	58/67	86,6	23/35	65,7	81/102	79,4
DF6	38/67	56,7	31/35	88,6	69/102	67,6
DF7	64/67	95,5	24/35	68,6	88/102	86,3
DF8	56/64	87,5	29/33	87,9	85/97	87,6
DF9	59/65	90,8	25/33	75,8	84/98	85,7
DF10	57/64	89,1	27/33	81,8	84/97	86,6

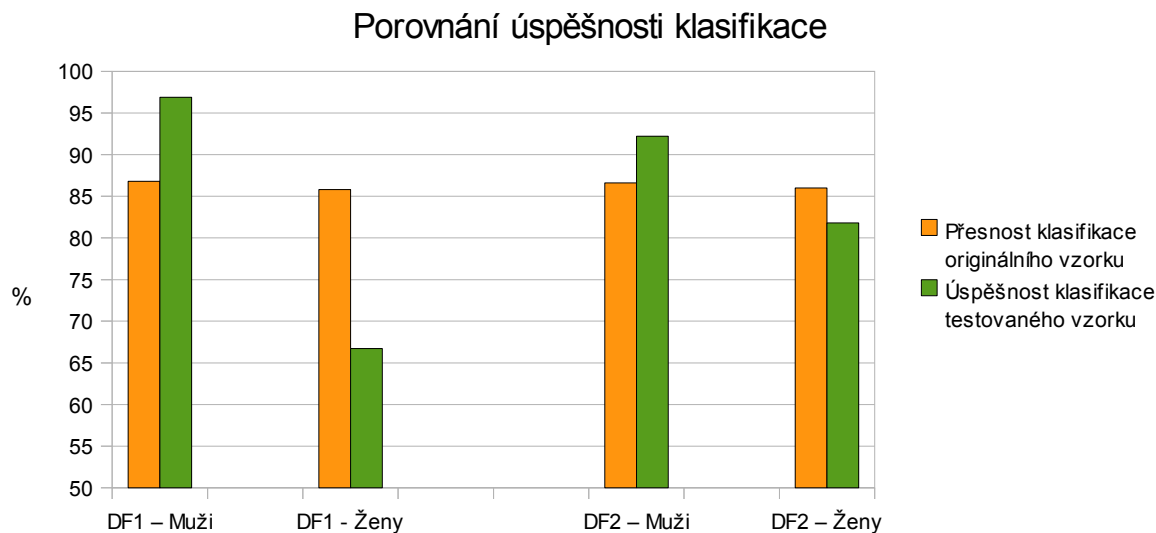
Tab. 15. Úspěšnost klasifikace mužů a žen Souboru 2 podle DF publikovaných Černým a Komendou (1980).

N_s/N = počet správně určených jedinců / celkový počet jedinců, % - procentuálně vyjádřená úspěšnost klasifikace

Jednotlivé výsledky diskriminační funkční analýzy s diskriminačními hodnotami jednotlivých kostí, dělicím bodem a zónou překrývání lze nalézt v příloze 1 až 10.

Porovnání úspěšnosti klasifikace našeho testovaného vzorku s přesností klasifikace české populace pocházející z 1. poloviny 20. století, užitím DF1 znázorňuje graf 18. Muži testovaného vzorku byli oproti původnímu vzorku o 10% úspěšněji klasifikováni. Konkrétně byla úspěšnost klasifikace originálního vzorku 86,8% a našeho Souboru 2

96,9%. U žen testovaného vzorku naopak došlo k propadu správné diskriminace téměř o 20% oproti původnímu vzorku žen (85,8% správné klasifikace žen originálního vzorku versus 66,7% správně zařazených žen testovaného vzorku).



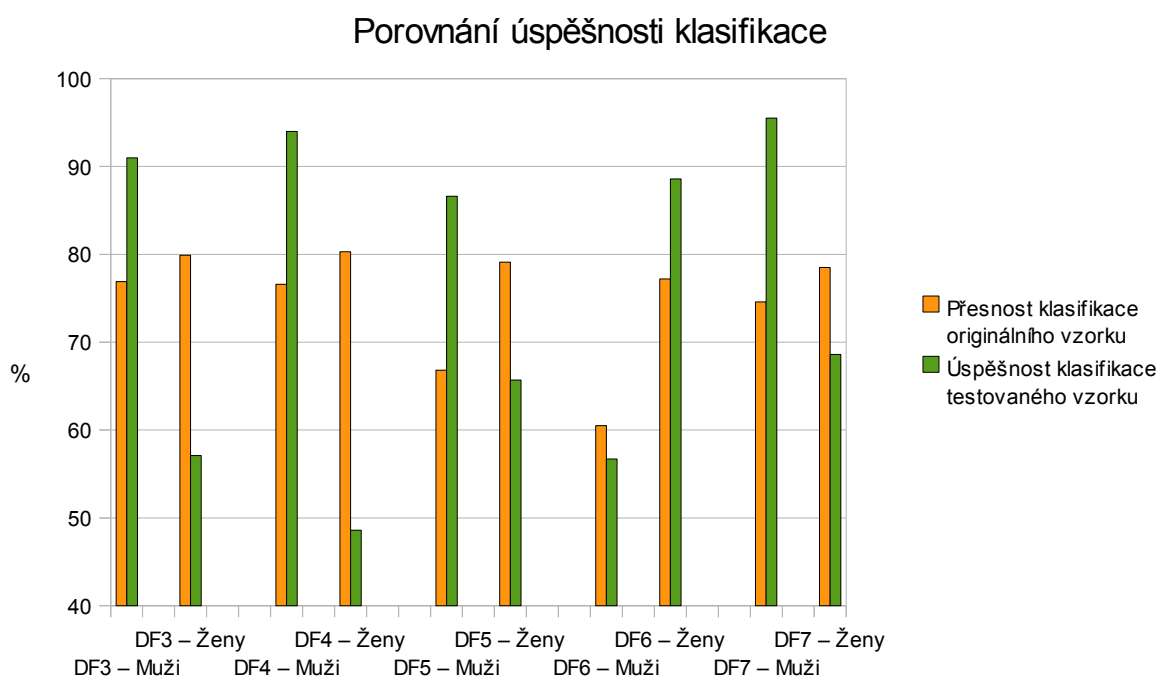
Graf 18. Porovnání úspěšnosti klasifikace pohlaví dvou vzorků stehenních kostí užitím DF1 a DF2 navržené Černým a Komendou (1980). Originální vzorek – česká populace ze 30. let 20. století, testovaný vzorek – soubor 2.

Porovnání úspěšnost klasifikace testovaného a originálního vzorku aplikací DF2 vykazuje obdobný trend. Bylo však dosaženo vyrovnanějších hodnot klasifikace u obou pohlaví (graf 18). Konkrétně přesnost klasifikace originálního vzorku mužské populace byla udávána 86,6% v porovnání s 92,2% dosažené úspěšnosti klasifikace mužů našeho souboru 2. Správný odhad mužů testovaném vzorku tedy převýšil správnou klasifikaci mužů originální populace přibližně o 6%. U žen testovaného vzorku se úspěšná klasifikace snížila o 4% oproti úspěšné klasifikaci žen původního vzorku.

Výrazný propad úspěšnosti klasifikace žen testovaného vzorku o 20% oproti originálnímu vzorku bylo dosaženo užitím DF3 používající rozměr F1 (graf 19). Na úkor nízké úspěšnosti klasifikace žen, byli muži testovaného vzorku zařazeni výrazně úspěšněji, a to dokonce s o 15% lepším výsledkem, než tomu bylo u původního vzorku. Konkrétní hodnoty úspěšnosti klasifikace originálního vzorku lze nalézt v příloze 1, hodnoty úspěšnosti klasifikace testovaného vzorku viz tabulka 15.

Absurdních výsledků klasifikace bylo dosaženo porovnáním úspěšnosti užitím DF4. Muži testovaného vzorku byli zařazeni správně v 94%, což je výsledek převyšující klasifikaci mužů originálního vzorku téměř o 20%. Ženská část testovaného vzorku však byla klasifikována jako žena pouze ve 48,6%, což je výsledek nižší o 30% oproti originálnímu vzorku, který dosahoval v 80,3% správného určení žen (graf 19).

Další výsledky v grafu 19, zabývající se porovnáním úspěšnosti klasifikace z DF5, potvrzují vyšší úspěšnost určení mužů testovaného vzorku (o 20%) oproti mužům originálního vzorku. Konkrétně u mužů originálního vzorku činila úspěšnost klasifikace jen 76,6% v porovnání s 94% správnou klasifikací mužů našeho testovaného souboru. Naopak u žen originálního vzorku hodnoty správné klasifikace dosáhly 79,1% oproti ženám testovaného vzorku s úspěšností 65,7%, což byl výsledek o 15% nižší oproti ženám originálního vzorku.



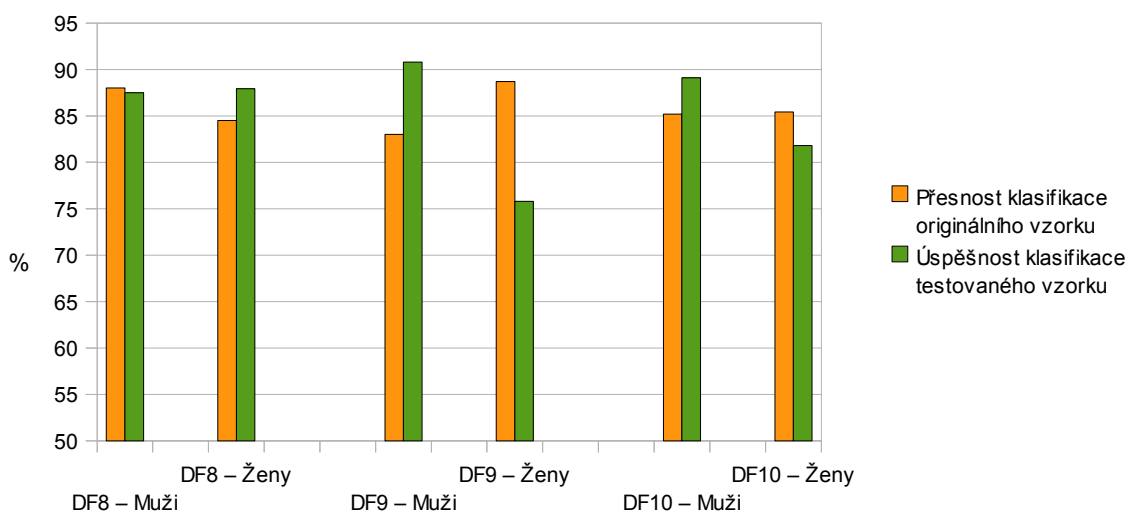
Graf 19. Porovnání úspěšnosti klasifikace pohlaví dvou vzorků stehenních kostí užitím DF3, DF4, DF5, DF6 a DF7 navržené Černým a Komendou (1980). Originální vzorek – česká populace ze 30. let 20. století, testovaný vzorek – Soubor 2.

Jiné výsledky jsou patrné při analýze porovnávací úspěšnost klasifikace užitím DF6 s proměnnou F7a. Jak je patrné z grafu 19, touto funkcí došlo k nízké klasifikaci mužů jak testovaného (56,7%), tak originálního vzorku (60,5%), s nepatrně horším výsledkem u našeho souboru 2. Naopak aplikací této funkce došlo k nárůstu přes 10% v úspěšnosti klasifikace žen testovaného vzorku, konkrétně 77,2% správně klasifikovaných žen originálního vzorku vůči 88,6% správné klasifikace žen testovaného vzorku.

Diskriminační funkce DF7 s rozměrem F8 klasifikovala správně téměř všechny muže testovaného vzorku, kdežto čtvrtina mužů originálního vzorku byla diskriminací určena jako ženy. Konkrétně 74,6% úspěšné klasifikace mužů originálního vzorku v porovnání s 95,5% správnou klasifikací mužů našeho Souboru 2. U žen dosahovala přesnost klasifikace originálního vzorku 78,5%, úspěšnost klasifikace žen testovaného souboru byla jen 68,6%. Vysoká úspěšnost klasifikace mužů testovaného vzorku převyšuje přesnost originálního vzorku přibližně o 20%. Zároveň došlo ke snížení klasifikační úspěšnosti žen testovaného vzorku o 10% oproti originálnímu vzorku (graf 19).

Odlišných výsledků bylo dosaženo aplikací DF8 s proměnnou F18, jak dokládá graf 20. Téměř shodnost výsledků klasifikace originálního a testovaného vzorku je v kontrastu s dosavadními výsledky této analýzy. 88% mužů originálního vzorku a 87,5% testovaného vzorku bylo klasifikováno správně. 84,5% správně zařazených žen originálního vzorku nepatrně převýšila 87,9% úspěšnost klasifikace žen našeho testovaného souboru.

Porovnání úspěšnosti klasifikace



Graf 20. Porovnání úspěšnosti klasifikace pohlaví dvou vzorků stehenních kostí užitím DF8, DF9 a DF10 navržené Černým a Komendou (1980). Originální vzorek – česká populace ze 30. let 20. století, testovaný vzorek – Soubor 2.

Výsledky v grafu 20 dále porovnávají úspěšnosti klasifikace aplikací DF9 s rozměrem F19. Mužská vyšší úspěšnost klasifikace testovaného vzorku oproti vzorku původnímu snížila úspěšnost klasifikace žen našeho testovaného souboru oproti původnímu ženskému vzorku, ačkoliv s méně výraznými rozdíly než tomu bylo např. u analýza DF4. Konkrétně u mužů úspěšnost klasifikace testovaného vzorku vzrostla na 90,8% oproti udávané 83% přesnosti klasifikace původní mužské populace. Ženy originálního vzorku byly v 88,7% klasifikovány správně oproti úspěšnosti klasifikace žen testovaného souboru, která činila 75,8%.

Poslední výsledky této části završuje porovnání úspěšnosti klasifikace pomocí DF10 s proměnnou F20. Výsledky klasifikace testovaného vzorku se přibližují výsledkům správné klasifikace původního vzorku s nepatrně vyšší úspěšností klasifikace mužů a nepatrně nižší úspěšností klasifikace žen testovaného Souboru 2 oproti vzorku původnímu. Konkrétně bylo dosaženo 85,2% přesnosti klasifikace mužů originálního vzorku oproti 89,1% úspěšné klasifikaci mužů testovaného vzorku. Ženy originálního vzorku byly klasifikovány správně v 85,4%, oproti 81,8% úspěšnosti klasifikace žen testovaného vzorku (graf 20).

Z výsledků je patrné, že sekulární trend negativně ovlivnil úspěšnost klasifikace pohlaví pomocí diskriminačních funkcí, které publikovali Černý a Komenda (1980). Proto bychom tyto funkce neměli pro určování pohlaví současné české populace používat.

5.4. Posouzení odrazu populační variability na spolehlivosti určení pohlaví

Výsledky výše popsané jednoznačně odráží vliv populační variability na úspěšnost klasifikace pohlaví podle femuru. Aplikací DF, které publikovali Iscan a Shihai (1995), došlo k výrazné chybovosti klasifikace ženské části populace. Můžeme tedy zhodnotit, že stehenní kosti českých žen se různí od žen čínské populace a že čínští muži dosahují podobných rozměrů jako české ženy. Tím došlo k systematické chybě s nedozírnými důsledky pro mužskou část našeho Souboru 1.

Výsledky posouzení populační variability užitím funkcí vzniklých na vzorku kostí blízké populace pro klasifikaci kostí z rozdílného souboru opět vedlo k systematické chybě, tentokrát s nedozírnými důsledky pro mužskou část našeho Souboru 1.

Aplikací funkcí blízké populace pro klasifikaci kostí pocházejících ze stejného období jako byl náš soubor, již k systematické chybě nedocházelo. Bylo dosaženo podobných hodnot úspěšnosti klasifikace jako u původního vzorku.

Výsledky aplikace DF vzniklých ze vzorku české populace, avšak z jiného období než byl náš Soubor 2, ukázal variabilitu v rámci jedné populace. Došlo k systematické chybě s nedozírnými důsledky pro ženskou část populace užitím funkcí DF1, DF3, DF4, DF5, DF7. Zvýšená chybovost klasifikace žen byla patrna i užitím DF2 a DF9. K systematické chybě s nedozírnými důsledky pro mužskou část populace došlo užitím DF6. K systematické chybě však nedocházelo při aplikaci DF8 a DF20.

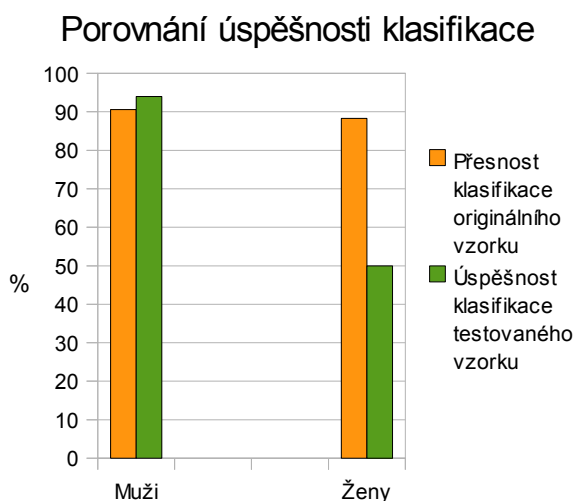
5.5. Populačně nespecifická metoda

Výsledky v této části udávají diskriminaci pohlaví našeho Souboru 2 pomocí regresivní rovnice, tak jak ji publikovali Albanese et al. (2003). Ačkoliv téměř všichni muži testovaného vzorku byli zařazeni správně (94%), ženy testovaného vzorku byly určeny správně pouze u poloviny z nich, jak dokládá tabulka 16. Úspěšnost klasifikace žen se tak pohybovala na hranici náhodné klasifikace.

	Úspěšnost klasifikace	
	N_s/N	%
Muži	63/67	94
Ženy	17/34	50

Tab. 16. Úspěšnost klasifikace pohlaví souboru 2 podle DF publikovaných Albanesem et al. (2003).
 N_s/N = počet správně určených jedinců / celkový počet jedinců, % - procentuálně vyjádřená úspěšnost klasifikace.

Porovnání úspěšnosti klasifikace originálního vzorku s úspěšností klasifikace našeho testovaného vzorku dokumentuje graf 21. Ten přehledně vyjadřuje vysokou úspěšnost určení mužů testovaného vzorku (94%) převyšující úspěšnost klasifikace originálního vzorku (90,6%). Zároveň však dokládá výrazný pokles úspěšnosti klasifikace testovaných žen pouze na 50%, v porovnání s ženami původního vzorku dosahující 88,3% správné klasifikace.



Graf 21. Porovnání úspěšnosti klasifikace pohlaví dvou vzorků stehenních kostí užitím metody podle Albanese et al. (2008). Originální vzorek – , testovaný vzorek – soubor 2.

Z našeho testu vyplývá, že metoda prohlašující populační nespecifičnost takovou vlastnost nemá.

5.6. Spolehlivá diskriminace pohlaví užitých diskriminačních funkcí

Protože pracujeme se souborem kostí známého pohlaví, víme, zda-li byl odhad pohlaví proveden správně a známe také zónu překrývání. Celkovou úspěšnost klasifikace tudíž můžeme hodnotit pouze u vzorku kostí známého pohlaví. Použijeme-li diskriminační funkce na kosti neznámého pohlaví neznáme zónu překrývání. Nevíme tedy, zda jde o skutečnou ženu, či muže klasifikovaného nesprávně jako ženu. Z hlediska identifikace se nelze rozhodnout. Mimo zónu překrývání pak nalézáme jen jedince jednoho pohlaví. Tato část výsledků byla zaměřena na klasifikaci jedinců, kteří se nachází mimo zónu překrývání. V každé tabulce je uvedena diskriminační funkce, spolehlivá klasifikace vyjádřená poměrem jedinců nacházejících se mimo zónu překrývání a celkovým počtem jedinců, procentuální vyjádření a diskriminační hodnota pro stanovení hranice spolehlivé klasifikace pro jednotlivá pohlaví.

5.6.1. Spolehlivá diskriminace pohlaví Souboru 1 užitím diskriminačních funkcí publikovaných Iscanem a Shihaiem (1995)

Spolehlivá klasifikace mužů užitím DF11 činila 9,3%, tedy 7 ze 75 mužů bylo klasifikováno jako muži a nenacházeli se v zóně překrývání. Diskriminační hodnota spolehlivé klasifikace této funkce je vyšší než 3. Ze 73 žen bylo pouze 5 správně klasifikovaných žen mimo zónu překrývání (graf 6) a spolehlivá klasifikace tak dosáhla 6,9%. Diskriminační hodnotou spolehlivého určení pohlaví této funkce lze považovat hodnotu -2 (tabulka 17).

U DF12 se všichni muži nacházeli v zóně překrývání (graf 8) a tudíž v tomto případě nemůžeme mluvit o spolehlivé klasifikaci. Pouze 1 žena ze 72 se nacházela mimo zónu překrývání, spolehlivá klasifikace tak byla v tomto případě pouze 1,4%. Při diskriminační hodnotě nižší nebo rovné -2, klasifikaci žen považujeme za spolehlivou. (tabulka 17)

U DF13 překvapivě se 10 mužů ze 76 nacházelo mimo zónu překrývání a spolehlivá klasifikace tak dosáhla 13,2%. Spolehlivou klasifikaci mužů lze považovat při

diskriminační hodnotě vyšší než 3. U žen DF13 určila spolehlivě opět pouze jednu ženu (1,4%) s diskriminační hodnotou spolehlivé klasifikace nižší nebo rovné -2, ostatní klasifikované ženy se nacházely v zóně překrývání (graf 9). Nejlepších výsledků spolehlivé klasifikace mužů tak bylo dosaženo užitím funkce DF13, spolehlivá klasifikace žen pak byla nejvyšší při užití DF11.

Číslo funkce	Spolehlivá klasifikace					
	MUŽI			ŽENY		
	N _s /N	%	DH	N _s /N	%	DH
DF11	7/75	9,3	3	5/73	6,9	-2
DF12	0/75	0	*	1/72	1,4	-2
DF13	10/76	13,2	3	1/73	1,4	-2

Tab. 17. Spolehlivá klasifikace našeho testovaného Souboru 1 aplikací funkcí publikovaných Iscanem a Shihaiem (1995). N_s/N = počet správně určených jedinců / celkový počet jedinců, DH = dělicí hodnota.

5.6.2. Spolehlivá diskriminace pohlaví Souboru 1 užitím diskriminačních funkcí publikovaných Šlausem et al. (2003)

Spolehlivou klasifikací našeho souboru 1 z funkcí publikovaných Šlausem et al. se zabývá tabulka 18. Jak je vidět, spolehlivá klasifikace u obou pohlaví se oproti úspěšnosti klasifikace snížila téměř na nulu. DF14 klasifikovala 2 ze 75 mužů (2,7%), kteří byli mimo zónu překrývání. Spolehlivá klasifikace užitím této funkce je považována při diskriminační hodnotě vyšší než 9. Spolehlivá klasifikace žen byla u 2 ze 70 žen (2,9%) a to při diskriminační hodnotě nižší nebo rovné -10. V případě DF15 vzrostla spolehlivá klasifikace u mužů (11,8%), u žen se spolehlivá klasifikace snížila pouze na jednu ženu (1,4%), která se nacházela mimo zónu překrývání a mohla být posouzena jako spolehlivě určená. Hraniční bod spolehlivé klasifikace mužů byl stanoven na diskriminační hodnotu vyšší než 4 a pro spolehlivou klasifikaci žen z této funkce na hodnotu menší nebo rovnou -9. Nejvyšší spolehlivé klasifikace u mužů pak bylo dosaženo pomocí DF16, která činila 25%. Spolehlivá klasifikace mužů byla počítána od diskriminační hodnoty převyšující 4. U žen bylo touto funkcí spolehlivě klasifikována pouze jedna žena, hraniční diskriminační hodnota byla určena na -9.

Číslo funkce	Spolehlivá klasifikace					
	MUŽI			ŽENY		
	N_s/N	%	DH	N_s/N	%	DH
DF14	2/75	2,7	9	2/70	2,9	-10
DF15	9/76	11,8	4	1/73	1,4	-9
DF16	19/76	25	3	1/73	1,4	-9

Tab. 18. Spolehlivá klasifikace našeho testovaného Souboru 1 aplikací funkcí publikovaných Šlausem et al. (2003). N_s/N = počet správně klasifikovaných jedinců / počet jedinců, DH = dělicí hodnota.

5.6.3. Spolehlivá diskriminace pohlaví Souboru 2 užitím diskriminačních funkcí publikovaných Šlausem et al. (2003)

Oproti předchozímu souboru, došlo k výraznému nárůstu spolehlivé klasifikace užitím stejných funkcí, které však byly aplikovány na Soubor 2 (tabulka 19). DF14 s rozměrem MPH a F21 klasifikovala muže i ženy s nejvyššími výsledky (muži 20% a ženy 42%). Spolehlivá klasifikace mužů této funkce byla považována při diskriminační hodnotě větší než 7 a u žen při hodnotě menší nebo rovné -4. Aplikací DF15 bylo dosaženo spolehlivé klasifikace mužů ve 13,6% a to při diskriminační hodnotě vyšší než 6. Spolehlivá klasifikace žen byla 34,3% při diskriminační hodnotě menší nebo rovné -5. U všech tří aplikovaných funkcí byla spolehlivá klasifikace vyšší u žen, což dokládají výsledky užitím DF16. Spolehlivá klasifikace mužů v tomto případě byla 9,1% při diskriminační hodnotě vyšší než 6, spolehlivá klasifikace žen byla 31,4% s diskriminační hodnotou menší nebo rovné -5. Touto posledně zmiňovanou funkcí spolehlivá klasifikace v tomto souboru dosáhla nejnižších výsledků.

Číslo funkce	Spolehlivá klasifikace					
	MUŽI			ŽENY		
	N_s/N	%	DH	N_s/N	%	DH
DF14	14/65	20	7	14/33	42,4	-4
DF15	9/66	13,6	6	12/35	34,3	-5
DF16	6/66	9,1	6	11/35	31,4	-5

Tab. 19. Spolehlivá klasifikace našeho testovaného Souboru 2 aplikací funkcí publikovaných Šlausem et al. (2003). N_s/N = počet správně klasifikovaných jedinců / celkový počet jedinců, DH = dělicí hodnota.

5.6.4. Spolehlivá diskriminace pohlaví Souboru 2 užitím diskriminačních funkcí publikovaných Černým a Komendou (1980)

Spolehlivá klasifikace byla analyzována i na našem Souboru 2 užitím funkcí, které publikovali Černý a Komenda (1980). Tabulka 20 udává počet spolehlivě určených mužů. Nejvyšší spolehlivé klasifikace mužů bylo dosaženo užitím DF8 o proměnné F18 a to 34,4%. Vyšší spolehlivá klasifikace byla též aplikací DF2 (25%) a DF10 (28,1%). Naopak pouze 2 muži ze 67 byli při aplikaci DF5 s proměnnou F6a mimo zónu překrývání a spolehlivá klasifikace této funkce činila 3%. Výsledky spolehlivé klasifikace žen dokumentuje též tabulka 20. Více než poloviny spolehlivé klasifikace bylo dosaženo u DF1 o proměnných F2, F8 a F19 (54,6%) a u DF10 s proměnnou F20 (51,5%). Vyššího počtu klasifikovaných žen mimo zónu překrývání bylo u klasifikace pomocí DF2 s proměnnými F2, F8 a F20, dále u DF8 s rozměrem F18 a DF9 s rozměrem F19. Všechny správně zařazené ženy pomocí DF5 o proměnné F6a byly v zóně překrývání a nemůžeme tedy mluvit o spolehlivé klasifikaci. Hraniční body spolehlivé klasifikace lze nalézt v tabulce 20.

Číslo funkce	Spolehlivá klasifikace					
	MUŽI			ŽENY		
	N _s /N	%	DH	N _s /N	%	DH
DF1	11/65	16,9	-5	18/33	54,6	1
DF2	16/64	25	-4	15/33	45,5	2
DF3	13/67	19,4	-4	3/35	8,6	2
DF4	16/67	23,9	-4	3/35	8,6	2
DF5	2/67	3	-5	0/35	0	*
DF6	11/67	16,4	-1	3/35	8,6	2
DF7	7/67	10,5	-4	4/35	11,4	2
DF8	22/64	34,4	-2	11/33	33,3	3
DF9	9/65	13,9	-5	12/33	36,4	2
DF10	18/64	28,1	-3	17/33	51,5	2

Tab. 20. Spolehlivá klasifikace našeho testovaného Souboru 2 aplikací funkcí publikovaných Černým a Komendou (1980). N_s/N= počet správně klasifikovaných jedinců / celkový počet jedinců, DH = dělicí hodnota.

5.7. Návrh a výpočet vlastních diskriminačních funkcí

Pro výpočet vlastních diskriminačních funkcí byly vybrány všechny rozměry jako publikovali Černý a Komenda (1980) tak, abychom mohli porovnat výsledky klasifikace nových funkcí s výsledky dosaženými aplikací funkcí Černého a Komendy (1980) na náš Soubor 2. Normální rozložení nesplnil rozměr F6a u žen a F7a a F19 u mužů testovaného souboru. Nulová hypotéza o shodě kovarianční matice byla u všech diskriminačních funkcí zamítnuta a to na hladině významnosti vyšší než 5%. Tabulka 21 udává vlastní vypočtené funkce ze Souboru 2, jejich koeficienty, konstantu a dělicí bod. Vypočtená diskriminační hodnota větší než daný dělicí bod klasifikovala jedince jako muže, pokud byla výsledná hodnota menší než dělicí bod, byl jedinec považován diskriminační funkcí za ženu.

Rozměr/ Diskriminační funkce	F1	F2	F6a	F7a	F8	F18	F19	F20	Konstanta	Dělicí bod
1		0,020			0,045		0,222		-23,289	-0,382
2		0,017			0,038			0,083	-23,391	-0,378
3	0,042								-19,254	-0,258
4		0,043							-19,391	-0,263
5			0,398						-11,646	-0,223
6				0,476					-12,780	-0,210
7					0,173				-15,449	-0,274
8						0,447			-20,609	-0,338
9							0,410		-19,100	-0,321
10								0,139	-20,242	-0,336

Tab. 21. Vlastní DF 1 až 10, jejich koeficienty, konstanty a dělicí body. názvy rozměrů – viz kapitola

4.2

5.8. Přesnost určení pohlaví z vlastních diskriminačních rovnic

Úspěšnost klasifikace obou pohlaví dokládá tabulka 22. Výsledky dosahují přesnosti určení tak, jak je tomu běžné u diskriminační metody odhadu pohlaví podle lidského femuru. Nejnížší přesnost určení pohlaví bylo dosaženo u DF6 s rozměrem F7a, a to u obou pohlaví (muži 71,6%, ženy 71,4%). Nejvyšší úspěšnosti klasifikace (90,8%) užitím

diskriminační funkce o jedné proměnné bylo u mužů docíleno DF9 s rozměrem F19. Vysoké přesnosti určení mužů bylo získáno aplikací DF8 (87,5%) a DF10 (89,8%). Nejvyšší přesnosti oddělení ženského pohlaví aplikací diskriminační funkce o jedné neznámé bylo dosaženo u DF18 s rozměrem F18, a to 87,9%. Naopak DF9 s transverzálním rozměrem hlavice (F19) klasifikovala ženy s druhou nejnižší přesností (75,8%). Nižší přesnost diskriminace žen byla jen u DF6 s rozměrem F7a. Naopak DF5 s rozměrem F6a dosahovala druhé nejvyšší přesnosti oddělení žen užitím DF o jedné neznámé, přesnost klasifikace žen touto funkcí dokonce převýšila i F20 (85,7% versus 81,8%).

Použitím DF o třech proměnných se přesnost klasifikace žen zvýšila téměř na 94%, a to aplikací jak DF1, tak DF2. U mužů užitím funkcí o více neznámých nedosahovala přesnost klasifikace vyšších hodnot, spíše bylo dosaženo lehce nižších výsledků než u DF9. Přesnost klasifikace mužů aplikací DF1 s rozměry F2, F8 a F19 činila 89,2%, užitím funkce DF2 o proměnných F2, F8 a F20 se přesnost klasifikace snížila na 87,5%.

Diskriminační Funkce	Přesnost oddělení pohlaví			
	Muži		Ženy	
	N_s/N_M	%	N_s/N_z	%
1	58/65	89,2	31/33	93,9
2	56/64	87,5	31/33	93,9
3	53/67	79,1	29/35	82,9
4	52/67	77,6	28/35	80
5	51/67	76,1	30/35	85,7
6	48/67	71,6	25/35	71,4
7	55/67	82,1	29/35	82,9
8	56/64	87,5	29/33	87,9
9	59/65	90,8	25/33	75,8
10	57/64	89,8	27/33	81,8

Tab. 22. Přesnost oddělení pohlaví z vlastních diskriminačních rovnic. N_s/N_M - počet správně určených mužů / celkový počet mužů, N_s/N_z - počet správně určených žen / celkový počet žen,

% - procentuálně vyjádřená přesnost klasifikace. DF1 = diskriminační funkce 1 o třech neznámých (F2, F8, F19), DF2 = diskriminační funkce o třech neznámých (F2, F8, F20), DF3 = diskriminační funkce o jedné neznámé (F1), DF4 = diskriminační funkce o jedné neznámé (F2), DF5 = diskriminační funkce o jedné neznámé (F6a), DF6 = diskriminační funkce o jedné neznámé (F7a), DF7 = diskriminační funkce o jedné neznámé (F8), DF8 = diskriminační funkce o jedné neznámé (F18), DF9 = diskriminační funkce o jedné neznámé (F19), DF10 = diskriminační funkce o jedné neznámé (F20).

5.9. Posouzení vlivu sekulárního trendu na spolehlivosti určení pohlaví podle femuru

Nově vypočtené diskriminační funkce dosahovaly podobné přesnosti klasifikace, jako publikovali Černý a Komenda (1980). Použijeme-li diskriminační funkce na náš Soubor 2, dojde ke zvýšení úspěšnosti klasifikace mužů našeho vzorku a zároveň k fatálnímu snížení úspěšnosti klasifikace žen našeho vzorku téměř u všech použitých diskriminačních funkcí. Opačný výsledek byl dosažen aplikací funkce DF7 s rozměrem F7a. Téměř shodné klasifikace u obou pohlaví bylo dosaženo pouze aplikací funkcí obsahující rozměry hlavice femuru, především při užití rozměru F18 a F20.

Porovnáváme-li přesnost klasifikace nově vzniklých diskriminačních funkcí s úspěšností klasifikace, dosažené funkcemi Černého a Komendy (1980) zjistíme, že se úspěšnost klasifikace z původních funkcí snížila u mužské části populace. Naopak se zvýšila přesnost klasifikace žen u těch funkcí, které vedly k systematické chybě s nedozírnými důsledky pro ženskou část vzorku. U DF7 pak tomu bylo naopak. Diskriminační funkce s užitím rozměrů hlavice femuru (F18, F19, F20) dosahovaly shodných výsledků jak u nově vzniklých funkcí, tak aplikovaných funkcí Černého a Komendy.

Použijeme-li naše nově vzniklé diskriminační funkce na českou populaci žijící v 1. polovině 20. století, opět dojde k systematické chybě klasifikace pro jedno pohlaví s výjimkou rozměrů F18, F19 a F20, které se v průběhu století výrazně nezměnily a tedy tyto funkce nebyly ovlivněny sekulárním trendem.

6. Diskuse

V diplomové práci jsme se nejprve zaměřili na určování pohlaví podle stehenní kosti člověka. Cílem bylo ověření hypotézy o populační specificitě této metody. Z tohoto důvodu jsme při klasifikaci pohlaví použili diskriminační funkce, které byly publikovány v odborné literatuře (Černý a Komenda, 1980; Iscan a Shihai, 1995; Šlaus et al., 2003). Funkce byly vybrány s ohledem na blízkost a vzdálenost populace, ze které pocházely. Při výběru jsme dále zohlednili dobu, ve které daní jedinci žili. Nedílnou součástí bylo posouzení sekulárního trendu na úspěšnosti klasifikace pohlaví. K tomuto nám posloužily dva soubory identifikovaných kostí pocházející z 1. poloviny a 2. poloviny 20. století.

Výběr a vhodnost rozměrů pro diskriminační analýzu

V odborné literatuře zabývající se určováním pohlaví podle stehenní kosti člověka se setkáváme s výběrem rozličných rozměrů. Mezi nejčastěji používané tradiční rozměry patří rozměry hlavice – *F18* (Asala et al., 2004; Černý a Komenda, 1980; Purkait a Chandra, 2004), *F19* (Purkait a Chandra, 2004) nebo *MPH* (Albanese, 2003; Černý a Komenda, 1980; Iscan a Shihai, 1995; Purkait a Chandra, 2004; Šlaus et al., 2003). Z distální epifyzy největší pozornost byla věnována šířkovému rozměru *F21* (Albanese, 2003; Alunni-Perret et al., 2008; Asala et al., 2004; Iscan a Shihai, 1995; Özer a Katayama, 2008; Purkait a Chandra, 2004; Šlaus et al., 2003). Velmi často používanými rozměry jsou *F1* (Albanese, 2003; Černý a Komenda, 1980; Iscan a Shihai, 1995; Mall et al., 2000; Özer a Katayama, 2008; Purkait a Chandra, 2004; Šlaus et al., 2003), *F6a* (Černý a Komenda, 1980; Iscan a Shihai, 1995; Özer a Katayama, 2008; Purkait a Chandra, 2004; Šlaus et al., 2003) a *F7a* (Černý a Komenda, 1980; Iscan a Shihai, 1995; Özer a Katayama, 2008; Purkait a Chandra, 2004; Šlaus et al., 2003). Rozměr *F8* je též často využíván při určování pohlaví (Černý a Komenda, 1980; Iscan a Shihai, 1995; Özer a Katayama, 2008; Purkait a Chandra, 2004; Steyn a Iscan, 1997), ačkoliv je tento rozměr méně dimorfní (Iscan a Shihai, 1995). Použitelnost tohoto rozměru však můžeme použít při špatné dochovanosti kosti. Mezi další zmiňované rozměry patří *F9* (Asala et al., 2004; Özer a Katayama, 2008; Purkait a Chandra, 2004; Šlaus et al., 2003), *F10* (Asala et al., 2004; Özer a Katayama,

2008; Purkait a Chandra, 2004; Šlaus et al., 2003), vertikální rozměr krčku - *F15* (Asala et al., 2004), horní epikondylární šířka - *F13* (Asala et al., 2004; Purkait a Chandra, 2004) či *F20* (Černý a Komenda, 1980; Mall et al., 2000). V dostupné literatuře se dále objevuje rozměr *F2* (Černý a Komenda, 1980) a mediální - *F24* a laterální kondylární délka - *F23* (Asala et al., 2004). Alternativní přístupy se zabývají především proximální částí femuru (Asala et al., 2008; Purkait, 2003). Náš výběr rozměrů se opíral o častost používaných rozměrů tak, abychom výsledky klasifikace pohlaví mohli porovnat s klasifikací pohlaví různých populací a stanovit tak vliv populační variability při určování pohlaví ze stehenní kosti (*F1*, *F6a*, *F7a*, *F8*, *F9*, *F10*, *F18*, *F19*, *MPH*). Pro posouzení vlivu sekulárního trendu byla rozhodujícím faktorem zvolených rozměrů práce, kterou publikovali Černý a Komenda (1980). Je to jediná dostupná literatura zabývající se určováním pohlaví české populace podle lidského femuru. Autoři použili navíc rozměr *F2* a *F20*, které jsme též měřili u Souboru 2. Z alternativních přístupů jsme vybrali rozměry navržené Albanesem et al. (2008), které vyjadřují populačně nesespecifický sexuální dimorfismus proximální části femuru (Albanese et al., 2008). Při výběru rozměrů jsme u Souboru 1 byli limitováni rozměry, které nám poskytla Lucie Fialová. Vybrané rozměry podle četnosti se shodovaly s rozměry měřenými u Souboru 1. Problém nastal při výběru netradičních rozměrů, které publikoval Albanese et al. (2008). Proto analýza populační nesespecificity byla provedena pouze u Souboru 2. Ze stejného důvodu klasifikace pohlaví užitím rozměrů *F2* a *F20* bylo možno aplikovat pouze na Soubor 2.

Srovnání variability rozměrů femuru v populačních vzorcích identifikovaných jedinců

Porovnání rozměrů mužů a žen u obou souborů signifikantně prokázalo pohlavní dimorfismus, což se shoduje s publikovanými výsledky (Asala a Bidmose, 2004; Iscan a Shihai, 1995). Populační variabilitu rozměrů femuru (Alunni-Perret a Stacini, 2008; Iscan a Shihai, 1995; Steyn a Iscan, 1997) lze posoudit již při porovnání průměrných hodnot jednotlivých rozměrů. U rozměru *F1* průměrné hodnoty mužů Souboru 1 byly 450,55 mm (SD=26,181) a žen 414,09 mm (SD=22,360). Podobné hodnoty u mužů – 450,11 mm (SD=21,15) a žen – 403,57 (SD=14,67) získali Purkait a Chandra (2004) od jedinců z Indie. Naopak odlišné hodnoty byly naměřeny např. u bělochů novodobé jihoafrické populace, kde průměrné hodnoty mužů dosahovaly 469,68 mm (SD=27,97) a žen 437,62

mm s SD=20,65 (Steyn a Iscan, 1997). Tyto hodnoty se ovšem přibližují hodnotám našeho Souboru 2, kde průměrná hodnota u mužů byla 471,21 mm (SD=24,177) a u žen 432,14 mm (SD=22,980).

Porovnáme-li průměrné hodnoty rozměru F8 zjistíme, že podobné hodnoty s naším Souborem 1 (muži 86,77 mm s SD=6,347 a ženy 80,05 mm s SD=5,929) byly získány Özerem a Katayamou (2008) u starověké japonské populace (muži 88,84 mm s SD=5,59 a ženy 79,88 mm s SD=5,1). Rozměry Souboru 2 (muži 92,61 mm s SD=5,836 a ženy 82,54 mm s SD=5,643) se přibližují průměrným hodnotám novodobé jihoafrické bělošské populace (muži 93,18 mm s SD=6,1 a ženy 84,67 mm s SD=5,46), jak publikoval Steyn a Iscan (1997).

Dále bych ráda upozornila na populační variabilitu rozměru F21. U Souboru 1 byl průměr mužů tohoto rozměru 82,13 mm (SD=4,386) a žen 73,53 mm (SD=3,836). Těmto hodnotám porovnáním dostupné literatury se nejvíce přiblížily průměry čínské populace 30. let 20. století; mužský průměr byl 80,32 mm (SD=4,27) a ženský průměr 70,62 mm s SD=3,2 (Iscan a Shihai, 1995). Výrazně nižší hodnoty F21 byly naměřeny u jedinců z Indie (Purkait a Chandra, 2004), kde u mužů dosahovaly 78,74 mm (SD=4,51) a u žen 66,80 mm (SD=4,27). Zcela odlišné průměry F21 od indické populace jsme získali u našeho Souboru 2, kde průměrná hodnota u mužů byla 85,45 mm (SD=4,342) a u žen 76,2 mm (SD=4,568). Podobné průměry Souboru 2 byly naměřeny u novodobé německé populace (Mall et al., 2000) - 84 mm s SD=10 a ženy 77 mm s SD=5. Průměry novodobé chorvatské populace u mužů dosahovaly 86,72 mm (SD=) a u žen 75,17 mm s SD= (Šlaus et al., 2003) a blíží se tedy hodnotám našeho Souboru 2.

Jak vyplývá ze základní statistické analýzy rozměry F18, F19 a MPH se statisticky významně u Souboru 1 a 2 neliší. U rozměru F18 byl naměřen průměr Souboru 1 u mužů 48,49 mm (SD=2,764) a u žen 42,8 mm (SD=2,73). Tentýž rozměr u Souboru 2 dosahoval u mužů průměru 47,77 mm (SD=2,188) a u žen 43,03 mm (SD=2,338). U rozměru F19 průměr u mužů Souboru 1 byl 48,24 mm (SD=2,707) a u žen 42,41 mm (SD=2,251). U Souboru 2 činil průměr tohoto rozměru u mužů 48,25 mm (SD=2,194) a u žen 43,45 mm (SD=2,873). Průměr MPH pak u Souboru 1 byl u mužů 48,76 mm (SD=2,727) a u žen 43,05 mm (SD=2,734). Průměr stejného rozměru u Souboru 2 byl u mužů 48,4 mm (SD=2,178) a u žen 43,64 mm (SD=2,748). Obdobné rozměry s našimi soubory z dostupné literatury publikovali Steyn a Iscan (1997) naměřené u současných jihoafrických bělochů.

Průměr MPH dosahoval u mužů 48,46 mm (SD=2,65) a u žen 43,02 mm (SD=2,42). Těž průměry MPH novodobé chorvatské populace, které publikoval Šlaus et al. (2003) se výrazně neodlišují (muži 49,17 mm s SD=2,97 a ženy 41,74 mm s SD=1,79). Podobné rozměry F18 a F19 jsou zaznamenány i současné německé populace (Mall et al., 2000). Průměr F18 u mužů této populace byl 49 mm (SD=3) a u žen 44 mm (SD=3). Průměr F19 u mužů činil 49 mm (SD=3) a u žen 43 mm (SD=3). Rozměry hlavice femuru české populace se liší od rozměrů indické populace nebo od současných jihoafrických černochů. Průměr F18 u indické populace u mužů činil 45,28 mm (SD=2,43) a u žen 38,69 mm (SD=2,32). Průměr F19 dosahoval u mužů téže populace 44,52 mm (SD=2,29) a u žen 38,35 mm s SD=2,3 (Purkait a Chandra, 2004). Asala (2001) u současných jihoafrických černochů udával průměr F18 u mužů 44,45 mm (SD=2,5) a u žen 39,64 mm (SD=2,21). Průměr F19 mužů této populace činil 44,2 mm (SD=2,58) a u žen 39,2 mm (SD=1,97). Výše zmíněnou variabilitu rozměrů potvrzuje tvrzení Asaly (2001), zdůrazňující ve své práci etnické rozdíly v rozměrech hlavice femuru.

Úspěšnost klasifikace a faktory, které ji ovlivňují

Klasifikace pohlaví podle stehenní kosti užitím diskriminační funkční analýzy dosahuje vysoké přesnosti klasifikace. Purkait a Chandra (2004) užitím jedné proměnné úspěšně klasifikovali 71-93,5% jedinců. Přesnost se lišila podle zvoleného rozměru. Nejnižší diskriminace pohlaví pomocí jednoho rozměru bylo dosaženo rozměrem F8, naopak nejlepší výsledky klasifikace vyšly u rozměru MPH. Použitím dvou rozměrů se úspěšnost klasifikace nezlepšila. Použitím šesti proměnných se přesnost klasifikace zvýšila na 99,2%. Steyn a Iscan (1997) touto metodou úspěšně klasifikovali 85,9-90,5% jedinců. Úspěšnost oddělení pohlaví užitím F21 dokonce převýšila úspěšnost klasifikace kombinací rozměrů F7a, F21 a MPH. Iscan a Shihai (1995) publikovali přesnost klasifikace svých funkcí 81,7-94,9%. Střed diafýzy (F8) přispěl k diskriminaci pohlaví nejméně úspěšně. Nepatrně vyšší úspěšnost klasifikace byla u rozměru MPH. Diskriminační funkce s rozměrem F21 přispěly k nejvyšším hodnotám správné klasifikace. Kombinace více rozměrů nepřispěla k vyšší úspěšnosti klasifikace, spíše naopak. Özer a Katayama (2008) publikovali přesnost klasifikace pomocí diskriminačních funkcí s jedním rozměrem femuru 66,9-93%. Nejhorší výsledky zapříčinilo použití rozměru F7a (66,9%) a F10 (68%). Použitím rozměru F21 se přesnost klasifikace starověké japonské populace zvýšila na 93%.

Kombinací více rozměrů se úspěšnost klasifikace zvýšila na 100%. Tohoto výsledku bylo dosaženo diskriminační funkcí o třech neznámých (F1, F8, F21), stejně tak využitím šesti, sedmi a osmi proměnných. Přesnost určení pohlaví z funkcí Šlause et al. (2003) se pohybovala mezi 91,3-94,4%. Nejnižší úspěšnosti klasifikace bylo dosaženo užitím rozměru F21 a F10. Správného oddělení pohlaví bylo nejúspěšněji docíleno MPH, stejně jako kombinací sedmi rozměrů. Mall et al. uvádí přesnost diskriminace pohlaví z vlastních funkcí mezi 67,7-91,7%, v závislosti na zvoleném rozměru. Nejméně úspěšná klasifikace byla pomocí rozměru F1, nejúspěšněji podle jednoho rozměru bylo pohlaví odděleno pomocí F19, těsně za F20. Kombinací maximálního průměru středu diafýzy a F20 úspěšnost klasifikace dosáhla nejvyšších hodnot. Podobné výsledky klasifikace publikoval i Černý a Komenda v roce 1980. Přesnost určení užitím funkcí vytvořených na vzorku kostí české populace z jednoho rozměru se pohybovala u mužů mezi 60,5-88%, u žen mezi 77,2-88,7%. U obou pohlaví nejméně diskriminující rozměr byl F7. Hlavice femuru jedince separovala nejúspěšněji. U mužů to byl rozměr svislý (F18), u žen naopak transversální (F19). Kombinací tří rozměrů úspěšnost klasifikace nebyla zvýšena, nepatrně lepších výsledků klasifikace bylo dosaženo kombinací všech měřených rozměrů. Naše nově vypočtené diskriminační funkce dosahovaly srovnatelných výsledků. Konkrétně přesnost klasifikace mužů se pohybovala mezi 71,6-90,8% a žen 71,4-93,9%. Nejnižší úspěšnosti diskriminace bylo u obou pohlaví dosaženo pomocí rozměru F7a. Užitím diskriminační funkce s jedním rozměrem nejvyšší přesnosti klasifikace bylo u mužů docíleno pomocí rozměru F19 (90,8%) a u žen F18 (87,9%). U žen rozměr F19 diskriminoval správně pohlaví s druhou nejnižší úspěšností. Užitím diskriminačních funkcí s třemi rozměry se úspěšnost u žen zvýšila na 93,9%, u mužů nepřesáhla úspěšnost diskriminační funkce s rozměrem F19.

Vysoká přesnost správné klasifikace byla dosažena rozměry epifýz, rozměry diafýzy diskriminovaly pohlaví méně úspěšně. S našimi výsledky se shodují práce publikované Černým a Komendou (1980), Iscanem a Shihaiem (1995), Mallem et al. (2000) nebo Purkaitem a Chandrou (2004). Která část epifýzy je lepší diskriminant pohlaví, se však autoři, zabývající se touto problematikou, neshodnou. Rozměr F21 dosahoval nejúspěšnější klasifikace pohlaví u současných jihoafrických bělochů (Steyn a Iscan, 1997), u čínské populace žijící ve 30. letech 20. století (Iscan a Shihai, 1995), u starověké japonské populace (Özer a Katayama, 2008) nebo u současné francouzské populace (Alunni-Perret

et al., 2008). Protichůdné výsledky dokládající vyšší úspěšnost klasifikace pohlaví z hlavice femuru u novodobé chorvatské populace (Šlaus et al., 2003), současné německé populace (Mall et al., 2000), jihoafrických černochů (Asala et al., 2004) nebo indické populace (Purkait a Chandra, 2004). Diskriminační funkce vzniklé na vzorku české populace (Černý a Komenda, 1980) rozměr F21 neobsahují. Při výpočtu vlastních diskriminačních rovnic tento rozměr též nebyl použit, proto objektivně nemůžeme posoudit, který rozměr dosáhne vyšší přesnosti klasifikace u české populace. Stálo by to ovšem za podrobnější analýzu.

Diskriminace pohlaví založená na kombinaci více rozměrů nikterak nezvyšuje úspěšnou klasifikaci pohlaví. Naše výsledky potvrzují práce Černého a Komendy (1980) nebo Iscana a Shihai (1995). Zlepšení úspěšnosti klasifikace pohlaví užitím šesti rozměrů vyvrací práce, kterou publikovali Purkait a Chandra (2004). Obecně šířkové a obvodové rozměry jsou vhodnější k odlišení pohlaví než délkové rozměry, což dokládá práce o určování pohlaví podle femuru a tibie, kterou publikovali Steyn a Iscan (1997), stejně tak u humeru tento výsledek potvrzuje např. Kranioti a Michalodimitrakis (2009). K úspěšné klasifikaci se proto zdají být vhodné především rozměry hlavice (F18, F19, MPH) a epikondylární šířka (F21). Zvyšování počtu rozměrů pro klasifikaci pohlaví nepřináší výrazný nárůst úspěšnosti diskriminace, proto může být klasifikace postavena na užití menšího množství rozměrů.

Výše zmíněné publikované výsledky udávají úspěšnost klasifikace pohlaví. Každá diskriminační funkce podle dělicího bodu však určité části jedinců přiřadí chybné pohlaví. Jelikož autoři identifikovali jedince známého pohlaví, věděli úspěšnost klasifikace a tím i zónu překrývání. V případě neidentifikovaných jedinců neznáme zónu překrývání a nevíme tedy, zda-li byl odhad pohlaví proveden správně. Brůžek a Murail (2006) upozorňují, že tato zóna může zahrnovat až 85% jedinců. Naše výsledky dokonce ukazují, že se v zóně překrývání můžou nacházet všichni muži nebo všechny ženy. Neměli bychom proto hodnotit jen úspěšnost klasifikace pohlaví vzhledem k dělicí hodnotě, ale měli bychom se zaměřit na hodnocení klasifikace jedinců nacházející se mimo zónu překrývání (spolehlivá klasifikace).

Populační specifická DF a sekulární trend

Populační rozdílnost se nutně musí odrazit v úspěšnosti klasifikace pohlaví z funkcí,

kteřé byly vytvořeny z odlišné populace. My jsme zkoumali vliv populační specifickosti za prvé aplikací funkcí, které publikovali Iscan a Shihai v roce 1995. Tyto funkce byly vytvořeny z analýzy jedinců čínské populace žijících ve 30. letech 20. století. Náš soubor 1 byl klasifikován vybranými funkcemi s úspěšností mezi 76,9-85,1%. Klasifikace mužů byla vysoká (92-96%), úspěšnost klasifikace žen však byla silně ovlivněna populační variabilitou femuru a pohybovala se mezi 56,9-78,1%. Tyto výsledky dokládají rozdílné hodnoty mezi populacemi u použitých rozměrů.

Za druhé jsme ověřovali přesnost klasifikace pohlaví, které udával Šlaus et al. (2003). Aplikovali jsme tedy vybrané diskriminační funkce, které byly vytvořeny z analýzy jedinců chorvatské populace žijící na konci 20. století. Nejprve jsme hodnotili úspěšnost funkcí na náš soubor 1. Úspěšnost klasifikace našeho vzorku se pohybovala mezi 78,5-89,7%. V tomto případě populační variability femuru negativně ovlivnila úspěšnost klasifikace mužů našeho Souboru 1 (61,8-85%). Naopak klasifikace žen se pohybovala mezi 94,3-95,9%. Opět byla populační variabilita potvrzena. Poté jsme hodnotili úspěšnost klasifikace pohlaví našeho Souboru 2. Úspěšnost určení z těchto funkcí u druhého souboru se pohybovala mezi 87,1-89,8%. U obou pohlaví úspěšnost klasifikace dosahovala vysokých hodnot (muži 86,4-90,8% a ženy 87,9-88,6%), srovnatelnou s publikovanou přesností těchto funkcí. Jedna populace a odlišná úspěšnost klasifikace pohlaví je spíše důsledkem sekulárního trendu, než přímo populací.

Dále jsme posuzovali variabilitu rozměrů porovnáním úspěšnosti klasifikace stejné populace z odlišného období. K tomu nám posloužili diskriminační funkce navržené Černým a Komendou (1980), které vznikly z analýzy kostí české populace 1. poloviny 20. století. Úspěšnost klasifikace našeho souboru se pohybovala mezi 67,6%-88,7%. Klasifikace pohlaví užitím rozměrů hlavice femuru se nezměnila. Pokud ke klasifikaci použijeme funkce s jinými rozměry úspěšnost se oproti publikované přesnosti změní. Muži jsou klasifikováni s vysokou úspěšností, variabilita rozměrů však negativně ovlivní správnost klasifikace žen. Použijeme-li rozměr F2, klesne úspěšnost odhadu ženské části populace dokonce pod 50%. Jedinou výjimkou je klasifikace jedinců pomocí funkce s rozměrem F7a. Variabilita tohoto rozměru negativně ovlivnila klasifikaci mužské části populace. Výsledky potvrzuje Brůžek a Murail (2006), kteří upozorňují na lišící se výsledky v rámci jedné populace. V tomto případě tedy není úspěšnost klasifikace ovlivněna populací, ale sekulární odlišností stejné populace.

Vysvětlení objasňují práce zabývající se sekulárním trendem. Meadows Jantz a Jantz (1999) ve své práci zdůrazňují, že kosti dolních končetin se se zvyšující tělesnou výškou postavy proporcionálně zvětšují. Sledují tedy obecnou růstovou křivku (Jantz a M. Jantz, 2000). Zvýšení tělesné výšky české populace v rozmezí let 1870-1980 u mužů téměř o 12 cm a u žen v období let 1880-1980 téměř o 9 cm (Vignerová et al., 2006) bylo příčinou variability rozměrů femuru v rámci jedné populace a tím i ovlivnění úspěšnosti klasifikace pomocí těchto rozměrů. Změny ve tvaru středu diafýzy jsou dány snížením transverzálního rozměru v důsledku snížení aktivity. Wescott (2007) zkoumáním kostí Američanů zjistil, že se svislý průměr středu diafýzy signifikantně nezměnil. Došlo však ke zmenšení transverzálního průměru středu diafýzy. Tyto změny potvrdily naše výsledky, kdy užitím funkce s rozměrem F7a došlo ke snížení úspěšnosti klasifikace mužské části jedinců. Menší hodnoty transverzálního průměru diafýzy způsobily, že byli muži diskriminační funkcí považováni za ženy. Vliv sekulárního trendu na úspěšnost klasifikace pohlaví dokládají také práce zabývající se klasifikací pomocí krčku femuru. Sekulární zvětšení tohoto rozměru u žen bylo důsledkem celkového snížení přesnosti klasifikace pohlaví (Alunni-Perret et al., 2003; Stojamowski a Seidemann, 1999).

Porovnáním Souboru 1 a 2 byl potvrzen pozitivní sekulární trend v délkových rozměrech F1 a F2 u obou pohlaví. Statisticky významné rozdíly u obou pohlaví těchto souborů byly shledány dále u rozměrů F6a a F21. Změny u rozměru F8 byly potvrzeny u mužů, u žen rozdíly v tomto rozměru byly méně významné. Rozdíly v rozměrech F10, F18, F19 a MPH nebyly statisticky potvrzeny. U rozměru F18 tohoto výsledku bylo dosaženo i v práci Dobisíkové et al. (1999). Protichůdné výsledky v této práci však byly u rozměru F19. Velikost hlavice femuru je silně ovlivněna genetickými faktory (Junno et al., 2009), což by mohla být příčina stabilních hodnot hlavice femuru v průběhu 20. století. Negativní sekulární trend byl zaznamenán u transverzálního průměru středu diafýzy - F7a (u mužů méně významné) a subtrochanterického transverzálního průměru diafýzy-F9. Změny v průběhu 20. století u rozměru F7a potvrzuje výše zmíněná práce Wescotta (2007). Protichůdné výsledky však byly zaznamenány u rozměru F9. Wescott (2007) neprokázal při svém zkoumání statisticky významné změny v průběhu času v subtrochanterickém tvaru. Naše výsledky však dokládají statisticky významné zmenšení rozměru F9 v průběhu 20. století.

Z těchto důvodů by diskriminační funkce měly být aplikovány nejlépe pouze na

jedince stejné populace ze stejného období, ze které dané funkce vznikly. Z našich výsledků vyplývá nevhodnost použití diskriminačních funkcí femuru, které publikovali Černý a Komenda (1980), na současnou českou populaci. Spíše bychom při klasifikaci současné české populace doporučovali užít diskriminační funkce, které publikoval Šlaus et al. (2003). Nutnost navrhnout nové DF pro jednotlivé populace a časově odlišné subpopulace je limitem tohoto přístupu. Perspektivu by mohla přinést možnost z CT získat rozměry jednotlivých částí skeletu žijících jedinců.

7. Závěr

V předkládané diplomové práci byl zpracován kosterní materiál dvou sbírek identifikovaných jedinců. Soubor 1 představuje stehenní kosti české populace žijící v 1. polovině 20. století (Pachnerova kolekce). Soubor 2 zahrnuje stehenní kosti pocházející od české populace žijící na konci 20. století. Tyto dvě sbírky nám posloužily k posouzení populační specifity diskriminačních funkcí při určování pohlaví podle rozměrů lidského femuru. Porovnáním těchto dvou sbírek jsme zhodnotili vliv sekulárního trendu na úspěšnosti klasifikace pohlaví podle diskriminačních funkcí vypočtených v české populaci.

Díličí závěry jsou:

1. Potvrdili jsme, že muži mají obecně statisticky významně větší rozměry stehenní kosti než ženy u obou souborů.
2. Porovnání Souboru 1 a 2 prokázalo existenci sekulárního trendu rozměrů femuru související s tělesnou velikostí. Pouze rozměry hlavice – F18, F19, MPH a rozměr F10 se v průběhu 20. století statisticky významně nezměnily, neboť jsou zřejmě zevními faktory ovlivněny méně než rozměry diafyzární.
3. Populační specifita diskriminačních funkcí femuru byla potvrzena.
4. Hypotéza o populačně nespecifické metodě, navržené Albanesem et al. (2008) byla zamítnuta.
5. Sekulární trend výrazně ovlivnil úspěšnost klasifikace pohlaví, vždy s katastrofálními důsledky pro jedno pohlaví. U rozměrů, u kterých nebyl prokázán sekulární trend se úspěšnost klasifikace výrazně nezměnila.
6. Diskriminační funkce vzniklé analýzou české populace 1. poloviny 20. století, které navrhl Černý a Komenda (1980), nelze aplikovat na současnou českou populaci.

8. Seznam literatury

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

Albanese J, Eklics G, Tuck A. 2008. A Metric Method for Sex Determination Using the Proximal Femur and Fragmentary Hipbone. *J Forensic Sci* 53:1283-1288.

Aleksejev VP. 1966. Osteometrija. Metodika antropologičeskich issledovanij. Moskva: Izdatelstvo Nauka (cit. dle **Kuželka, 1999**).

Allbrook DB. 1955. The East African vertebral column. A study of racial variability. *Am J Phys Anthropol* 13:489-515 (cit. dle **Dobisíková, 1999**).

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

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

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

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

Bláha P, Susanne Ch, Rebato E. 2007. Essentials of Biological Anthropology (Selected Chapters). Praha: Karolinum.

Broca P. 1875. Instructions craniologiques et craniométriques. Mém. Soc Anthropol Paris 2:1-103 (cit. dle **Dobisíková, 1999**).

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

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

Cole TJ. 2000. Secular trends in growth. Proc Nutr Soc 59:317-324.

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:147-167.

Čihák R. 2001. Anatomie I. Praha: Grada Publishing, a.s.

Dobisíková M. 1999. Určování pohlaví. In: Stloukal M. et al. Antropologie. Příručka pro studium kostry. Praha: Národní muzeum:168-234.

Dobisíková M, Velemínský P, Zorcová J. 2000. Změnili jsme se během tohoto století? In: Smolenice 1999. Zborník referátov a posterov z antropologických dní s medzinárodnou účasťou 25.-26. 10. 1999. Bratislava: SAV:29-32.

Dobisíková M, Velemínský P, Zorcová J, Beran M. 2000. Výpočet délky těla z délek dlouhých kostí. In: Smolenice 1999. Zborník referátov a posterov z antropologických dní s medzinárodnou účasťou 25.-26. 10. 1999. Bratislava: SAV:33-37.

Ferrante L, Cameriere R. 2009. Statistical methods to assess the reliability of measurements in the procedures for forensic age estimation. Int Legal Med 123:277-283.

Fetter V, Prokopec M, Suchý J, Titlbachová S. 1967. Antropologie. Praha: Československá akademie věd.

Fialová L. 2004. Asymetrie dlouhých kostí dolní končetiny u velkomoravské a recentní populace. Diplomová práce. Praha.

Fischer E, Vock H. 1970. Grössenänderungen von skelettabschnitten der Wirbersäule und der unteren Extremität im Erwachsenenalter bei Männern und Frauen. *Z Orthop* 107:627-637.

Frayer DW, Wolpoff MH. 1985. Sexual Dimorphism. *Annual Review of Anthropology* 14:429-473.

Gustafsson A, Werdelin L, Tullberg BS, Lindenfors P. 2007. Stature and sexual stature dimorphism in Sweden, from the 10th to the end of the 20th century. *Am J Hum Biol* 19:861-870.

Hajn V. 1998. Antropologie I. Olomouc: Univerzita Palackého v Olomouci.

Hajn V. 2001. Antropologie II. Olomouc: Univerzita Palackého v Olomouci.

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

Hebák P, Hustopecký J, Jarošová E, Pecáková I. 2004. Vícerozměrné statistické metody 1. Praha: Informatorium.

Iscan MY, Helmer RP. 1993. Forensic analysis of the skull: craniofacial analysis, reconstruction, and identification. New York: Wiley-Liss, Inc.

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

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

Junno J-A, Niskanen M, Nieminen MT, Maijanen H, Niinimäki J, Bloigu R, Tuukkanen J. 2009. Temporal Trends in Vertebral Size and Shape from Medieval to Modern-Day. *PLoS ONE* [online] 4: e4836 [cit. 2010-07-18]. Dostupný z WWW:

<<http://www.plosone.org/article/info%3Adoi%2F10.1371%2Fjournal.pone.0004836>>.

Knussmann R. 1988. Anthropologie. Handbuch der vergleichenden Biologie des Menschen. Band I.: Wesen und Methoden der Anthropologie. Stuttgart: Gustav Fischer Verlag.

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

Kranioti EF, Michalodimitrakis M. 2009. Sexual dimorphism of the humerus in contemporary Cretans-A population-specific study and a review of the literature. *J Forensic Sci* 54:996-1000.

Krogman WM, Iscan MY. 1986. The human skeleton in forensic medicine. Springfield: Charles C Thomas Publisher.

Kuželka V. 1999. Osteometrie. In: Stloukal M. et al. Anthropologie. Příručka pro studium kostry. Praha: Národní muzeum:40-111.

Larnkjær A, Schröder SA, Schmidt IM, Jørgensen MH, Michaelsen KF. 2006. Secular change in adult stature has come to a halt in northern Europe and Italy. *Acta Paediatrica* 95:754-755.

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

Martin DC, Danforth ME. 2009. An analysis of secular change in the human mandible over the last century. *Am J Hum Biol* 21:704-706.

Martin R, Saller K. 1957. Lehrbuch der Anthropologie in systematischen darstellung mit besonderer berücksichtigung der anthropologischen methoden. Band I. Stuttgart: Gustav Fischer Verlag.

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.

Moore KL, Persaud TVN. 2002. Zrození člověka: Embryologie s klinickým zaměřením. Praha: ISV nakladatelství.

Murail P, Brůžek J, Braga J. 1999. A new approach to sexual diagnosis in past populations. Practical adjustments from Van Vark's procedure. *Int J Osteoarchaeol* 9:39-53.

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

Özer I, Katayama K. 2008. Sex determination using the femur in ancient Japanese population. *Coll Antropol* 32:67-72.

Pachner P. 1937. Pohlavní rozdíly na lidské pánvi. Praha: Česká Akademie Věd a Umění.

Prokopec M. 1999. Jak změnilo člověka dvacáté století? In: *Živa* 6:276-280.

Purkait R. 2003. Sex determination from femoral head measurements: a new approach. *Legal Med* 5:S347-350.

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

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.

Rokyta R, Bernášková K, Kříž N, Myslivečková J, Paul T, Stančák A, Šulc J, Yamamotová A. 2000. Fyziologie pro bakalářská studia v medicíně, přírodovědných a tělovýchovných oborech. Praha: ISV nakladatelství.

Safont S, Malgosa A, Subira ME. 2000. Sex assessment on the basis of long-bone circumference. *Am J Phys Anthropol* 113:317-328.

Seidemann RM, Stojanowski CM, Doran GH. 1998. The use of the supero-inferior femoral neck diameter as a sex assessor. *Am J Phys Anthropol* 107:305-313.

Schmidt IM, Jørgensen MH, Michaelsen KF. 1995. Height of conscripts in Europe: is postneonatal mortality a predictor? *Ann Hum Biol* 22:57-67 (cit. dle **Larnkjær et al., 2006**).

Silbernagl S, Despopoulos A. 2004. Atlas fyziologie člověka. Praha: Grada Publishing, a.s.

Stevens SD, Vidarsdóttir 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.

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

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

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.

Šmahel Z. 2001. Principy, teorie a metody auxologie. Praha: Karolinum.

Tatarek NE, Sciulli PW. 2005. Anthropological analysis of the lower extremity. In: *Forensic Medicine of the Lower Extremity: Human Identification and Trauma Analysis of the Thigh, Leg and Foot*. Totowa: Humana Press Inc.:69-98.

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.

Wescott DJ, Jantz R. 2005. Assessing craniofacial secular change in American blacks and whites using geometric morphometry. In: Slice DE, editor. *Modern morphometrics in physical anthropology*. New York: Kluwer Academic/Plenum Publishers. p 231-245.

Wescott DJ. 2007. Using growth data to understand secular trends in femur diaphyseal size and shape among American adults. *AAFS Annual Meeting / San Antonio, TX* [online] 13:361 [cit. 2009-11-16]. Dostupný z WWW: <<http://www.aafs.org/sites/default/files/pdf/07ProceedingsComplete.pdf>>.

Zvára K. 1999. Statistika v antropologii. In: Stloukal M et al. *Antropologie. Příručka pro studium kostry*. Praha: Národní muzeum:433-479.

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

9. Seznam příloh

Příloha 1 – Graf 1. Výsledek diskriminační funkční analýzy u Souboru 2.

$$DF1 = 46,418 - (7,559 * F19) - (0,384 * F8) - (0,210 * F2)$$

Příloha 2 – Graf 2. Výsledek diskriminační funkční analýzy u Souboru 2.

$$DF2 = 44,493 - (2,160 * F20) - (0,386 * F8) - (0,237 * F2)$$

Příloha 3 – Graf 3. Výsledek diskriminační funkční analýzy u Souboru 2.

$$DF3 = 29,444 - (0,678 * F1)$$

Příloha 4 – Graf 4. Výsledek diskriminační funkční analýzy u Souboru 2.

$$DF4 = 30,625 - (0,711 * F2)$$

Příloha 5 – Graf 5. Výsledek diskriminační funkční analýzy u Souboru 2.

$$DF5 = 14,042 - (5,167 * F6a)$$

Příloha 6 – Graf 6. Výsledek diskriminační funkční analýzy u Souboru 2.

$$DF6 = 11,710 - (4,320 * F7a)$$

Příloha 7 – Graf 7. Výsledek diskriminační funkční analýzy u Souboru 2.

$$DF7 = 20,930 - (2,474 * F8)$$

Příloha 8 – Graf 8. Výsledek diskriminační funkční analýzy u Souboru 2.

$$DF8 = 36,483 - (7,986 * F18)$$

Příloha 9 – Graf 9. Výsledek diskriminační funkční analýzy u Souboru 2.

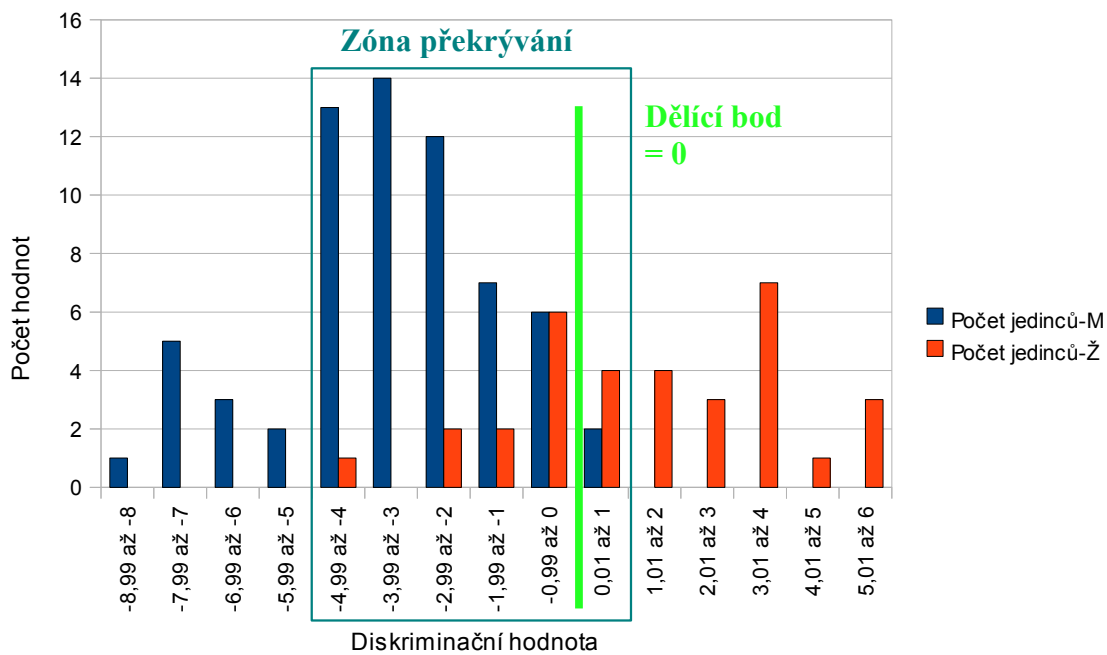
$$DF9 = 40,498 - (8,964 * F19)$$

Příloha 10 – Graf 10. Výsledek diskriminační funkční analýzy u Souboru 2.

$$DF10 = 37,871 - (2,638 * F20)$$

Příloha 1

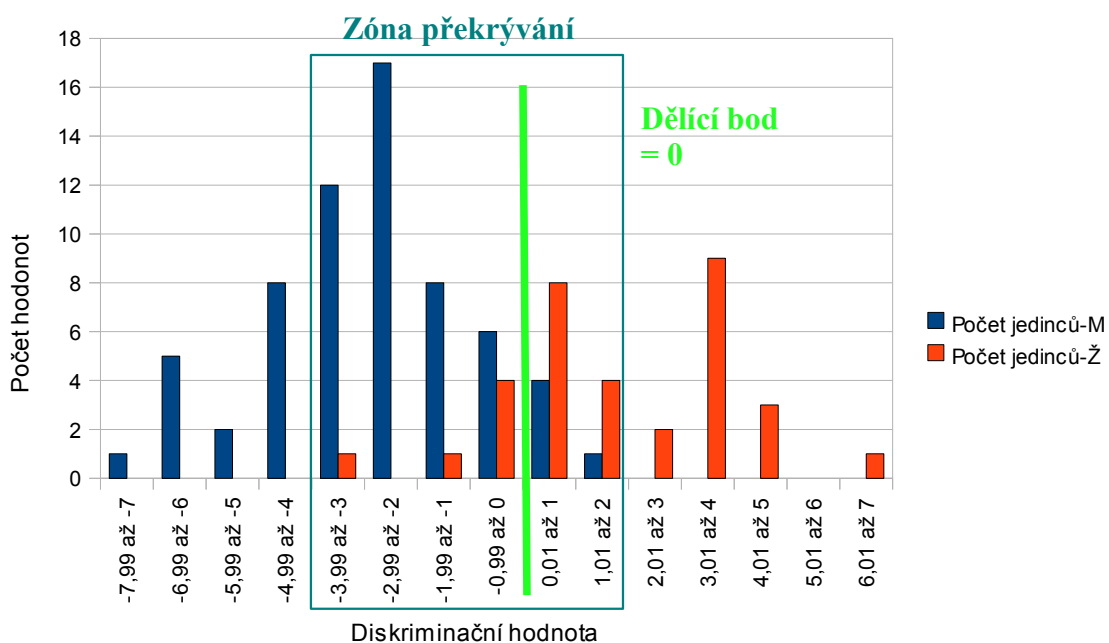
Výsledek diskriminační funkční analýzy. Byla použita diskriminační funkce o třech proměnných (F2, F8, F19) navržená Černým a Komendou (1980) aplikovaná na náš Soubor 2.



Graf 1. $DF1 = 46,418 - (7,559 * F19) - (0,384 * F8) - (0,210 * F2)$

Příloha 2

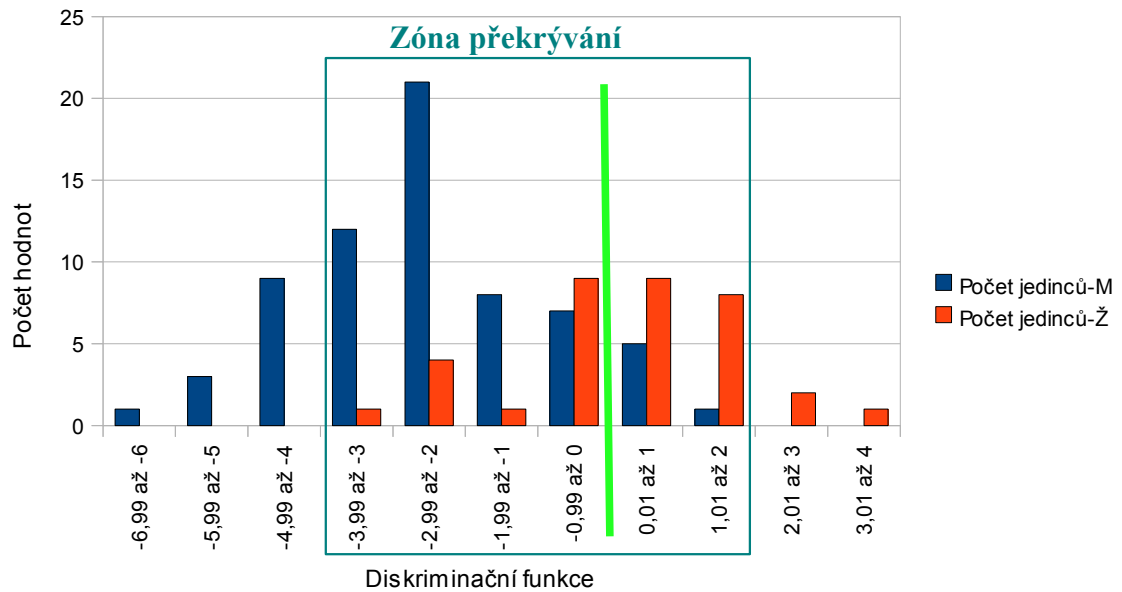
Výsledek diskriminační funkční analýzy. Byla použita diskriminační funkce o třech proměnných (F2, F8, F20) navržená Černým a Komendou (1980) aplikovaná na náš Soubor 2.



Graf 2. $DF2 = 44,493 - (2,160 * F20) - (0,386 * F8) - (0,237 * F2)$

Příloha 3

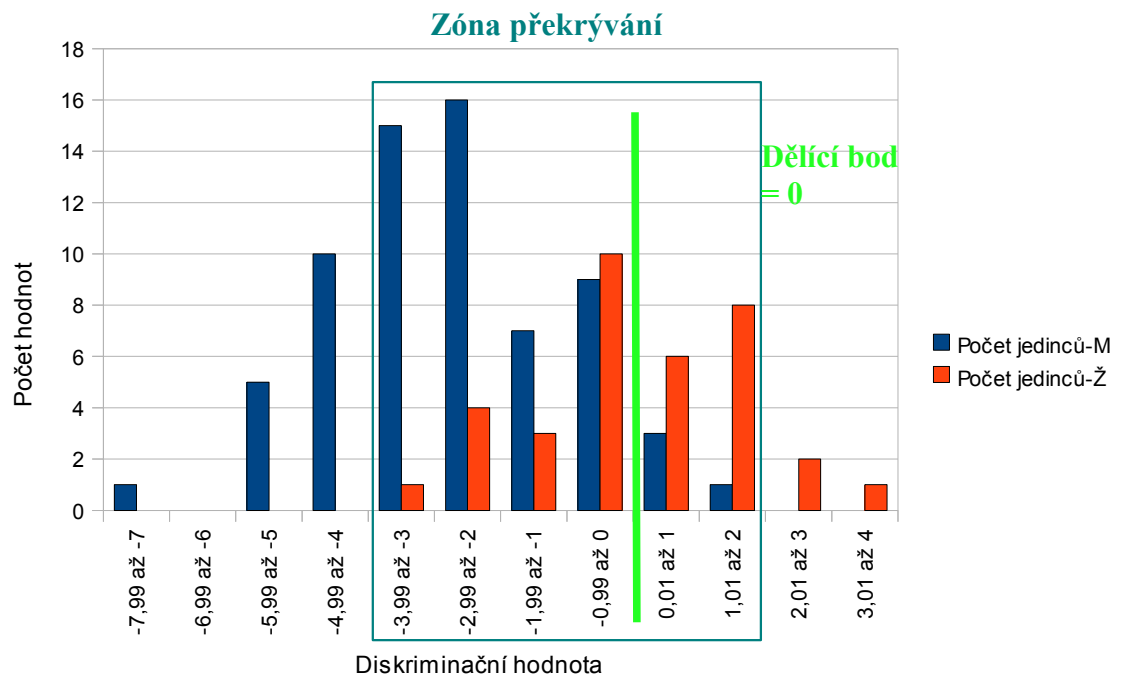
Výsledek diskriminační funkční analýzy. Byla použita diskriminační funkce s rozměrem F1 navržená Černým a Komendou (1980) aplikovaná na náš Soubor 2.



Graf 3. $DF3 = 29,444 - (0,678 * F1)$

Příloha 4

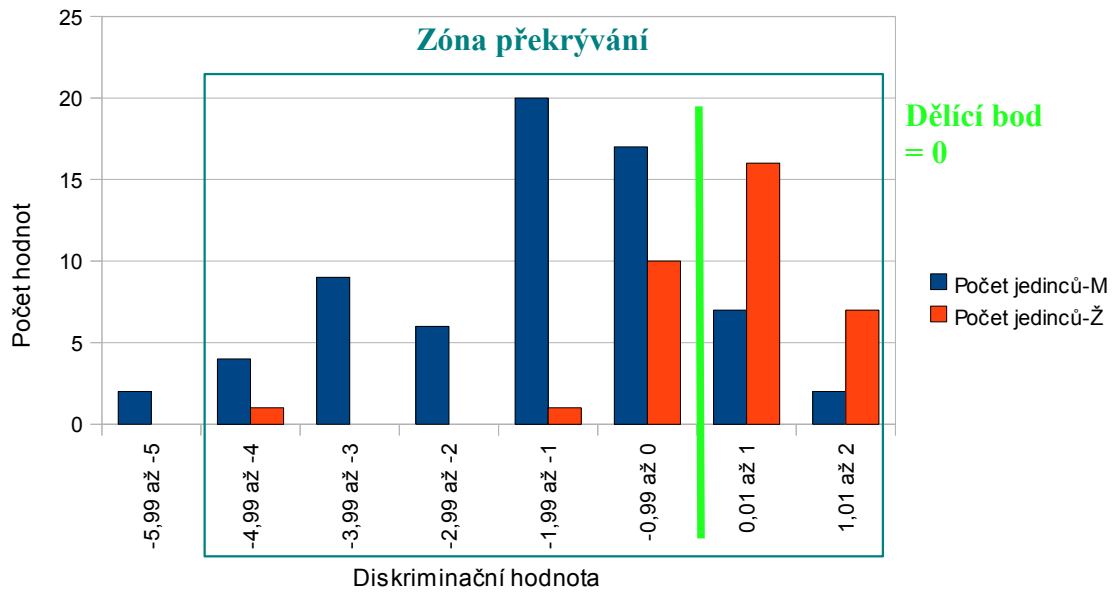
Výsledek diskriminační funkční analýzy. Byla použita diskriminační funkce s rozměrem F2 navržená Černým a Komendou (1980) aplikovaná na náš Soubor 2.



Graf 4. $DF4 = 30,625 - (0,711 * F2)$

Příloha 5

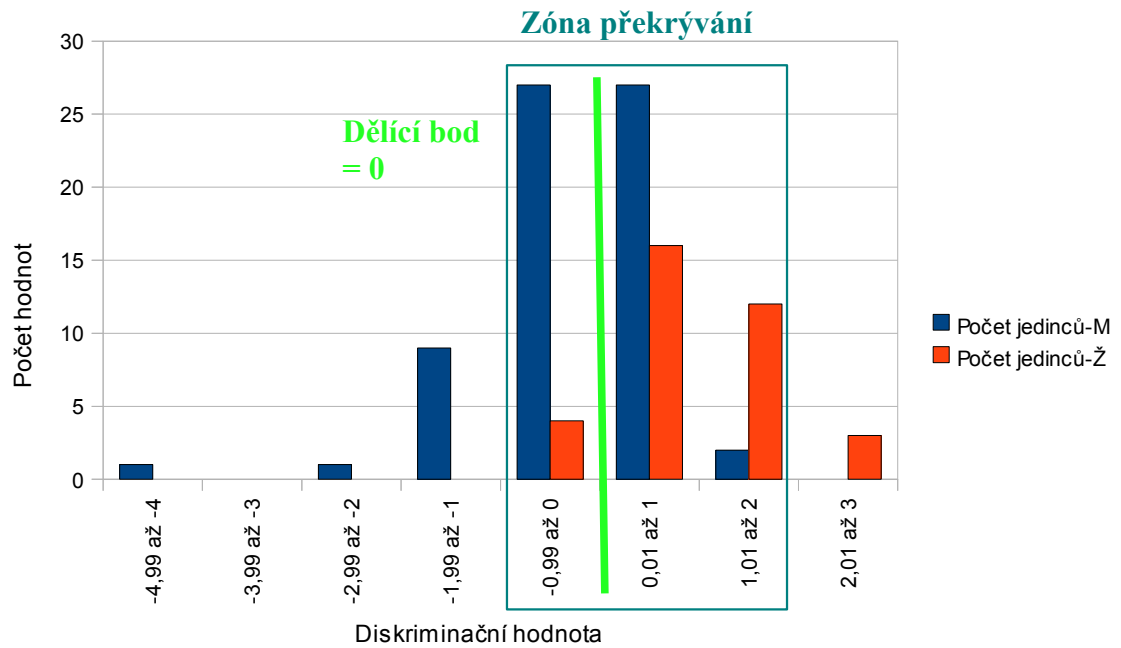
Výsledek diskriminační funkční analýzy. Byla použita diskriminační funkce s rozměrem F6a navržená Černým a Komendou (1980) aplikovaná na náš Soubor 2.



Graf 5. $DF5 = 14,042 - (5,167 * F6a)$

Příloha 6

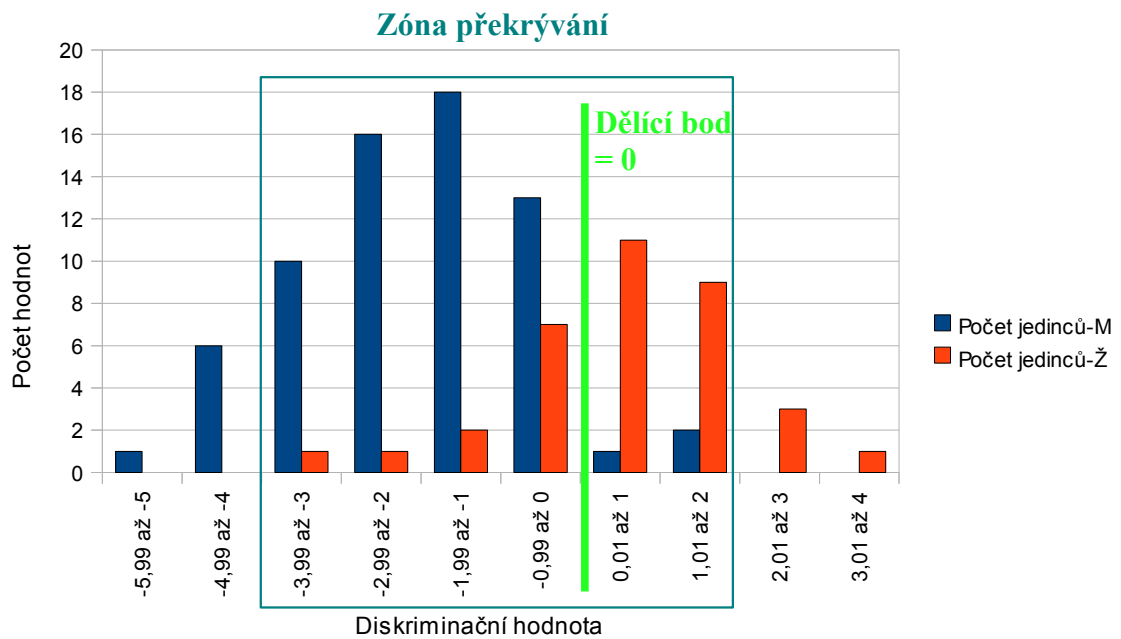
Výsledek diskriminační funkční analýzy. Byla použita diskriminační funkce s rozměrem F7a navržená Černým a Komendou (1980) aplikovaná na náš Soubor 2.



Graf 6. $DF6 = 11,710 - (4,320 * F7a)$

Příloha 7

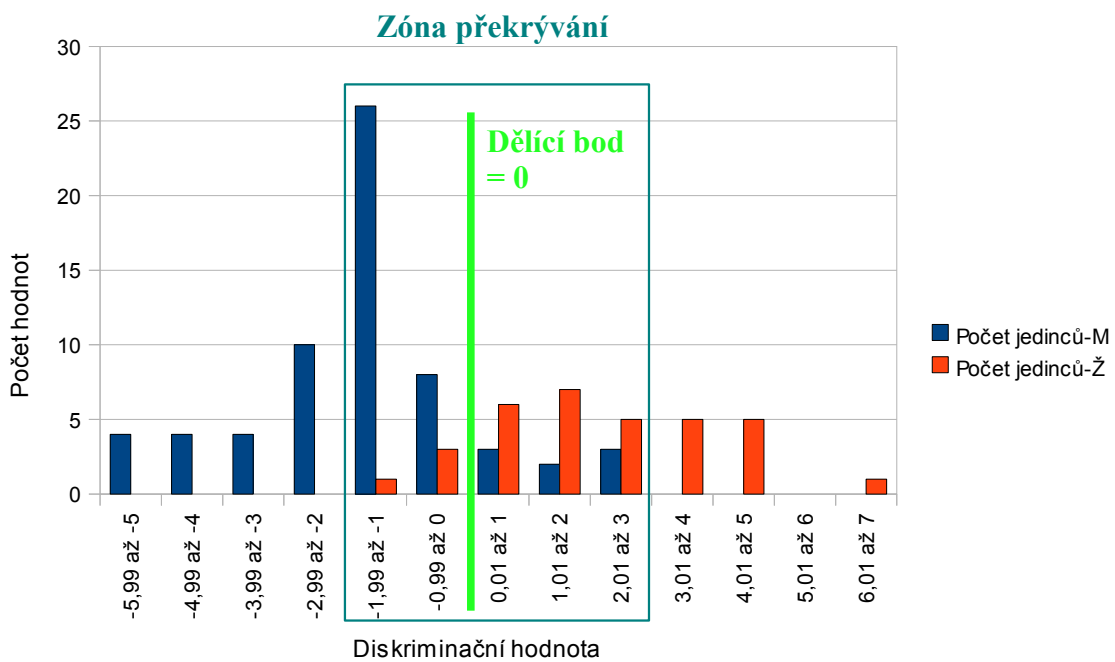
Výsledek diskriminační funkční analýzy. Byla použita diskriminační funkce s rozměrem F8 navržená Černým a Komendou (1980) aplikovaná na náš Soubor 2.



Graf 7. $DF7 = 20,930 - (2,474 * F8)$

Příloha 8

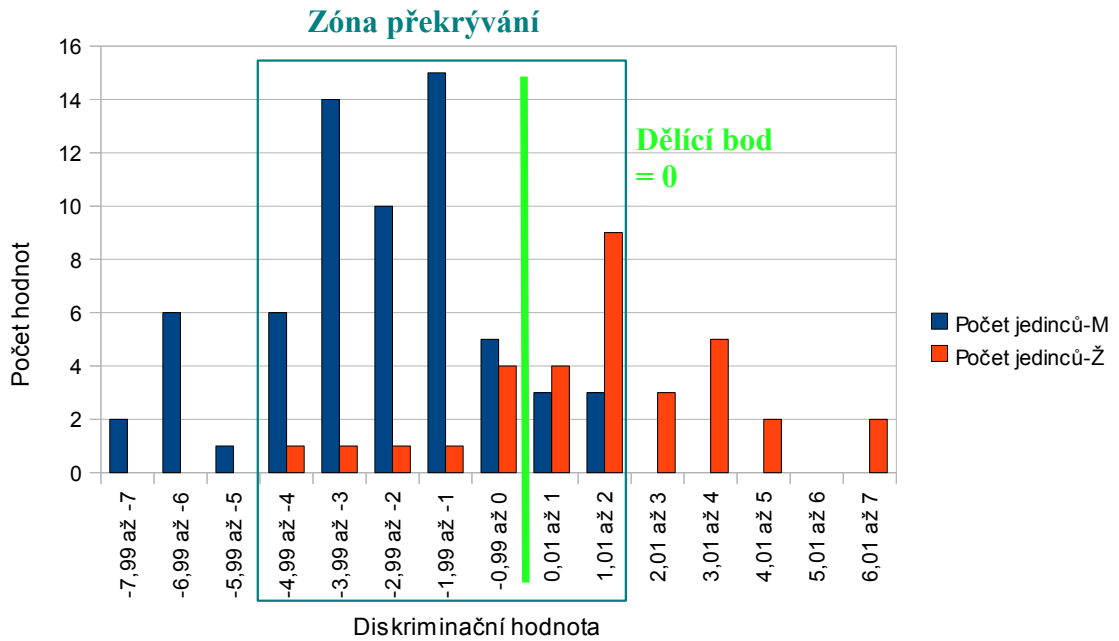
Výsledek diskriminační funkční analýzy. Byla použita diskriminační funkce s rozměrem F18 navržená Černým a Komendou (1980) aplikovaná na náš Soubor 2.



Graf 8. $DF8 = 36,483 - (7,986 * F18)$

Příloha 9

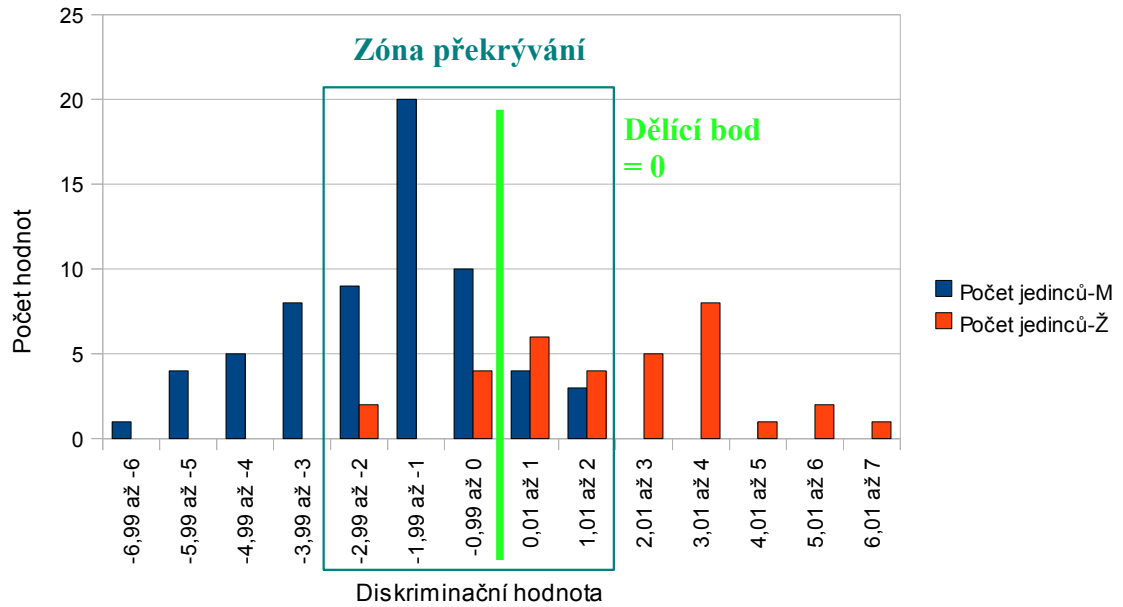
Výsledek diskriminační funkční analýzy. Byla použita diskriminační funkce s rozměrem F19 navržená Černým a Komendou (1980) aplikovaná na náš Soubor 2.



Graf 9. $DF9 = 40,498 - (8,964 * F19)$

Příloha 10

Výsledek diskriminační funkční analýzy. Byla použita diskriminační funkce s rozměrem F20 navržená Černým a Komendou (1980) aplikovaná na náš Soubor 2.



Graf 10. $DF_{10} = 37,871 - (2,638 * F_{20})$