

Časopis České
ČESKÁ
ANTRO
POLOGIE
společnosti
antropologické



61/2
OLOMOUC
2011

Časopis České společnosti antropologické – Česká antropologie je nezávislým celostátním časopisem s dlouhou tradicí. Vychází od roku 1947, kdy byl nazván Zprávy Československé společnosti antropologické při ČSAV, pod tímto názvem časopis vycházel až do roku 1983. V roce 1983 (ročník 37) byl název časopisu změněn na Sborník Československé společnosti antropologické při ČSAV (ISSN 0862-5085). Od roku 1993 (ročník 46), po rozpadu Československé společnosti antropologické, byl název časopisu změněn na Sborník České společnosti antropologické. Od roku 1994/95 až do roku 2001 vycházel časopis pod názvem Česká antropologie – sborník ČSA, se změnou ISSN na 1804-1876. Od roku 2002 dosud pod názvem Česká antropologie – časopis ČSA (ISSN 1804-1876). Od roku 2008 časopis vychází dvakrát ročně pod evidenčním číslem Ministerstva kultury ČR MK ČR E 19056.

Předseda redakční rady/Editor in Chief

Doc. RNDr. Pavel Bláha, CSc.

Přírodovědecká fakulta Univerzity Karlovy, Praha

Výkonný redaktor/Managing Editor

Doc. RNDr. Miroslava Přidalová, Ph.D.

Fakulta tělesné kultury Univerzity Palackého, Olomouc

Redakční rada/Editorial Board

Doc. Mgr. Martina Cichá, Ph.D.

Doc. RNDr. Eva Drozdová, Ph.D.

Prof. Dr. Med. Michael Hermanussen

Doc. RNDr. Ladislava Horáčková, CSc.

Doc. PaedDr. Miroslav Kopecký, Ph.D.

Doc. RNDr. Ivan Mazura, CSc.

RNDr. Patrik Mottl, Ph.D.

RNDr. Eva Neščíková, CSc.

Prof. Dr. Ester Rebaro, Ph.D.

Doc. RNDr. Petr Sedlak, Ph.D.

Prof. Dr. Charles Susanne

Prof. RNDr. Jarmila Riegerová, CSc.

RNDr. Petr Velemínský, Ph.D.

Doc. Jelizaveta Veselovskaja

Dr. Konrad Zellner

Prof. dr. hab. Ewa Ziolkowska-Lajp

Prof. RNDr. Daniela Siváková, CSc.

Fakulta humanitních studií Univerzity Tomáše Bati, Zlín

Přídodovědecká fakulta Masarykovy Univerzity, Brno

Universitaet Kiel, Německo

Lékařská fakulta Masarykovy Univerzity, Brno

Pedagogická fakulta Univerzity Palackého, Olomouc

Ústav informatiky AVČR, Praha

Vysoká škola finanční a správní, Praha

Přírodovědecká fakulta Univerzity Komenského, Bratislava

University of Basque Country, Bilbao, Španělsko

Přírodovědecká fakulta Univerzity Karlovy, Praha

Free University, Brusel, Belgie

Fakulta tělesné kultury Univerzity Palackého, Olomouc

Národní muzeum, Praha

Ruská akademie věd, Moskva, Ruská federace

Universitaet Jena, Německo

Akademia Wychowania Fizycznego, Poznań

Přírodovědecká fakulta Univerzity Komenského, Bratislava

OBSAH

PŮVODNÍ PRÁCE

- 4 **Facial anthropometry of school children from Slovakia**
Jana Beňová, Radoslav Beňuš, Marta Cvičelová
- 7 **Vplyv koncentrácie tuhých častíc PM₁₀ v ovzduší na výskyt bronchiálnej astmy na Slovensku v období rokov 2004–2009**
Mária Fuchsová, Margita Hlatká, Diana Fűry, Eva Neščáková, Silvia Bodoriková, Elena Szabová
- 11 **Posouzení stavu kostní tkáně a tělesného složení u žen na základě odlišné úrovně pohybové aktivity**
Ondřej Kapuš, Aleš Gába, Jarmila Riegerová, Jana Pelclová
- 16 **Reliabilita merania v geometrickej a klasickej morfometrii ľudskej lebky**
Stanislav Katina, Silvia Bodoriková, Michaela Dörnhöferová
- 25 **Základní morfologické charakteristiky, tělesné složení a segmentální analýza u vybraných vrcholových hráčů ledního hokeje nejvyšší ruské soutěže**
Martin Sigmund, Iva Dostálová
- 32 **Stature and sex estimate using foot dimensions**
Petra Uhrová, Radoslav Beňuš, Soňa Masnicová, Eva Neščáková

Olomouc 2011

ISSN 1804-1876
MK ČR E 19056

Česká antropologie 61/2

Časopis České společnosti antropologické za rok 2011. Odpovědný redaktor: doc. RNDr. Miroslava Přidalová, Ph.D., Katedra přírodních věd v kinantropologii Fakulty tělesné kultury Univerzity Palackého, Třída Míru 115, 771 11 Olomouc. Telefon +420 585 636 158, Fax: +420 585 422 532, e-mail: miroslava.pridalova@upol.cz. Grafická úprava: Renáta Slezáková. Vydala Česká společnost antropologická za přispění grantu Rady vědeckých společností ČR. Náklad 200 výtisků. Vytiskla Books print s. r. o. Olomouc.

Pokyny autorům naleznete na www.anthropology.cz.

Instruction to authors can be found at www.anthropology.cz.

Příspěvky byly recenzovány anonymně.

All contributions were reviewed anonymously.

Autoři odpovídají za obsah a jazykovou správnost prací.

The authors take response for contents and correctness of their texts.

PŮVODNÍ PRÁCE

FACIAL ANTHROPOMETRY
OF SCHOOL CHILDREN
FROM SLOVAKIAAntropometria hlavy a tvare
u školských dětí zo SlovenskaJana Beňová, Radoslav Beňuš,
Marta CvičelováDepartment of Anthropology, Faculty of Natural Sciences,
Comenius University, Bratislava, Slovak Republic

Abstract

The aim of this study was to evaluate the differences between boys and girls in the same and consequential age groups and evaluate growth increments from 6 to 15 years of age in selected anthropometric parameters of the head and face. 22 facial and head dimensions (13 horizontal, 6 vertical, 2 depth dimensions and head circumference) were measured in the sample of 324 school children from Bratislava and Martin. The statistic program SPSS, version 17.0 was used for the analysis. In both sexes, the most significant differences were found at the age of 11 and 14 years. There were no significant differences between sexes at the age of 6 and 9 years. Postnatally, width and height dimensions of the face marked the greatest increments. The depth dimensions of the face marked the smallest increments.

Key words: *anthropometry, facial and head dimensions, growth increments, intersexual differences*

Introduction

The human face is a reflection of a person's individual uniqueness (Işcan, Loth, 2000).

It gives many useful information, such as gender, expression, approximate age, etc. (Geng, Zhou, Smith-Miles, 2007).

The growth of the human face has been one of the most complex problems (Scott, 1953), because clinicians have always been interested in understanding how the face changes from birth to adulthood (Ferrario et al., 1998).

The unequal craniofacial growth is the base of the developmental changes in the human face. It is unequal, because its particular parts grow by different rates. The growth of the neurocranium is intensive in first years and the splanchnocranium begins to grow intensively later (Šmahel, 2001).

At the birth, the more precocious cranium (Enlow, 1966) is proportionally wide and gives a face a round appearance. The face is at lower stage of development. Its width is greater than height or depth (Brodie, 1942). The face undergoes considerable amount of changes with aging (Ramanathan, Chellappa, 2005).

After about the third or fourth year of childhood, the brain growth slows and facial bones continue to enlarge to accommodate airway and masticatory growth and functions (Enlow, Hans, 1996).

The face of the infant and young child is characteristically wide and vertically short. The other features are: large-appearing eyes, dainty jaws, a tiny pug nose, puffy cheeks with buccal and labial fat pads, a high intellectual-like forehead without coarse eyebrow ridges, a low nasal bridge, a small mouth, velvety skin, and overall wide and short proportions. As the face grows and develops through the years, the proportionate size of the forehead becomes reduced, the nasal bridge rises, the chin

develops, jaw size catches up, and the eyes appear less wide-set (Enlow, Hans, 1996).

The faces of prepubertal boys and girls are comparable (Enlow, Hans, 1996). During puberty, the jaw becomes longer and more projecting in relation to the front part of the face. The facial profile becomes straighter, the nose more projecting and the incisors of both jaws more upright. These growth changes are greater in boys than in girls (Tanner, 1981).

In the female, the facial development begins to slow markedly after about 13 years of age. In the male, sex-related facial features begin to be fully manifested at about the time of puberty. This maturation process continues actively throughout the adolescent period (Enlow, Hans, 1996) during which the rate of growth accelerates, reaches a peak velocity and then decelerates until adulthood is achieved (Silveira, Fishman, Subtelny et al., 1992).

The structure of the female face is similar to that of infantile face. The male facial structure is more similar to that of mature face (Zebrowitz, 1997).

Aim

The primary aim of this study was to evaluate the differences between boys and girls in selected anthropometric parameters of the head and face at primary schools in Martin and Bratislava.

Methodology

An anthropometric analysis based on 22 measurements was performed on the 158 Slovak boys and 166 Slovak girls from 6 to 15 years of age. Data were collected at schools in Bratislava and Martin (Slovakia) with permission of headmasters, between October 2009 and January 2011. Written permission was required from parents of children.

The measurements included maximum head length (g-op), maximum head width (eu-eu), distance bifrontotemporalis (ft-ft), bizygomatic width (zy-zy), biauricular width (t-t), bigonial width (go-go), physiognomic facial height (tr-gn), morphological facial height (se-gn), interpupillary distance (pu-pu), intercanthal width (en-en), biocular width (ex-ex), nose width (al-al), labial width (ch-ch), physiognomic upper facial height (se-sto), nasal height (se-sn), nasal bridge length (se-prn), nasal depth (sn-prn), physiognomic ear length (sa-sba), physiognomic ear width (pra-pa), upper facial depth (t-se), lower facial depth (t-gn) and head circumference (g-op-g) (Fig. 1, Fig. 2).

The statistic program SPSS, version 17.0 was used for the analysis. Kolmogorov-Smirnov test was used to test intersexual differences and differences in consequential age groups.

Results

The results show that statistically significant intersexual differences were:

At the age of 7 years: in maximum head width ($p = 0.003$), bigonial width ($p = 0.026$) and in upper facial depth ($p = 0.034$).

At the age of 8 years: in maximum head width ($p = 0.046$), nasal height ($p = 0.020$) and in lower facial depth ($p = 0.023$).

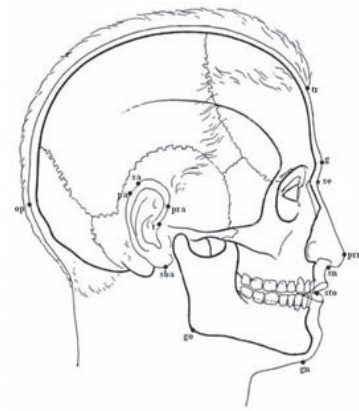
At the age of 10 years: in labial width ($p = 0.036$) and in physiognomic ear width ($p = 0.036$).

At the age of 11 years: in distance bifrontotemporalis ($p = 0.011$), biauricular width ($p = 0.028$), intercanthal width ($p = 0.038$) and in upper facial depth ($p = 0.038$).

At the age of 12 years: in biauricular width ($p = 0.024$) and in upper facial depth ($p = 0.024$).

At the age of 13 years: in physiognomic upper facial height ($p = 0.004$) and in upper facial depth ($p = 0.006$).

At the age of 14 years: in maximum head length ($p = 0.047$),

Figure 1. Anthropometric landmarks**Figure 2.** Anthropometric landmarks

maximum head width ($p = 0.047$), morphological facial height ($p = 0.035$), lower facial depth ($p = 0.015$) and in head circumference ($p = 0.043$).

At the age of 15 years: in nose width ($p = 0.016$) and in upper facial depth ($p = 0.016$).

There were no significant differences between sexes at the age of 6 and 9 years. Conversely, in both sexes, the most differences were at the age of 11 and 14 years. The parameters with significant difference were in favour of boys.

In boys, significant differences were found between the ages 7 and 8 in nose width ($p = 0.040$), 9 and 10 in bigonial

width ($p = 0.037$), 13 and 14 in morphological facial height ($p = 0.028$) and in physiognomic ear length ($p = 0.038$), in consequential age groups. No significant differences were found in all other parameters.

In girls, significant differences were found between the ages 8 and 9 in biauricular width ($p = 0.046$), in physiognomic facial height ($p = 0.002$), in labial width ($p = 0.008$), 11 and 12 in biocular width ($p = 0.035$), 12 and 13 in upper facial depth ($p = 0.010$) and in head circumference ($p = 0.004$). No significant differences were found in all other parameters.

In girls, the most significant differences were between 8 and

Table 1. The significance of growth increments in facial and head dimensions between 6 to 15 years in boys

Anthropometric parameters	6 years old boys (n = 10)	15 years old boys (n = 16)	p-value
	Mean (cm) ± SD	Mean (cm) ± SD	
Maximum head length (g–op)	18.11 ± 0.67	18.96 ± 0.78	0.165
Bizygomatic width (zy–zy)	11.24 ± 0.65	12.08 ± 0.64	0.092
Biauricular width (t–t)	12.21 ± 0.67	13.81 ± 0.56	<0.001
Physiognomic facial height (tr–gn)	15.48 ± 1.59	18.07 ± 0.91	<0.001
Morphological facial height (se–gn)	9.94 ± 0.51	11.74 ± 0.47	<0.001
Interpupillary distance (pu–pu)	4.69 ± 0.32	5.80 ± 0.57	<0.001
Biocular width (ex–ex)	8.00 ± 0.41	9.60 ± 0.74	<0.001
Nose width (al–al)	2.98 ± 0.17	3.62 ± 0.22	<0.001
Labial width (ch–ch)	4.40 ± 0.28	5.41 ± 0.51	<0.001
Physiognomic ear width (pra–pa)	3.40 ± 0.24	3.41 ± 0.28	0.999
Upper facial depth (t–se)	11.07 ± 0.53	12.78 ± 0.60	<0.001
Lower facial depth (t–gn)	12.22 ± 0.63	14.59 ± 0.75	<0.001

Table 2. The significance of growth increments in facial and head dimensions between 6 to 15 years in girls

Anthropometric parameters	6 years old girls (n = 9)	15 years old girls (n = 18)	p-value
	Mean (cm) ± SD	Mean (cm) ± SD	
Biauricular width (t–t)	11.94 ± 0.52	13.47 ± 0.59	<0.001
Biocular width (ex–ex)	7.90 ± 0.51	9.33 ± 0.52	<0.001
Nose width (al–al)	2.79 ± 0.21	3.36 ± 0.25	<0.001
Labial width (ch–ch)	3.98 ± 0.35	5.12 ± 0.38	<0.001
Physiognomic upper facial height (se–sto)	5.89 ± 0.65	7.16 ± 0.38	<0.001
Nasal height (se–sn)	4.20 ± 0.54	5.30 ± 0.32	<0.001
Nasal bridge length (se–prn)	3.49 ± 0.54	4.45 ± 0.32	<0.001
Physiognomic ear length (sa–sba)	5.63 ± 0.55	6.06 ± 0.54	0.187
Physiognomic ear width (pra–pa)	3.22 ± 0.29	3.23 ± 0.25	0.928
Upper facial depth (t–se)	10.61 ± 0.45	12.15 ± 0.51	<0.001
Lower facial depth (t–gn)	11.98 ± 0.55	13.97 ± 0.82	<0.001
Head circumference (g–op–g)	52.26 ± 0.12	55.94 ± 1.61	<0.001

9 years and between 12 and 13 years. In boys, the most differences were between 13 and 14 years.

The significance of growth increments in facial and head dimensions between 6 and 15 years in boys and girls are listed in Table 1 and Table 2.

In boys, the smallest increment was found in maximum head length (0.85 cm), bizygomatic width (0.84 cm) and in physiognomic ear width (0.01 cm) from all measured parameters. The biggest increment noted biauricular width (1.60 cm), physiognomic facial height (2.59 cm), morphological facial height (1.80 cm), interpupillary distance (1.11 cm), biocular width (1.60 cm), nose width (0.64 cm), labial width (1.01 cm), upper facial depth (1.71 cm) and lower facial depth (2.37 cm).

In girls, the smallest growth increment was found in physiognomic ear length (0.43 cm) and in physiognomic ear width (0.01 cm). The biggest increment noted biauricular width (1.53 cm), biocular width (1.43 cm), nose width (0.57 cm), labial width (1.14 cm), physiognomic upper facial height (1.27 cm), nasal height (1.10 cm), nasal bridge length (0.96 cm), upper facial depth (1.54 cm), lower facial depth (1.99 cm) and head circumference (3.68 cm).

Discussion

Although, differences in nearly all width dimensions were statistically significant, their growth increments were lower than increments in height and depth dimensions, both in boys and girls. The height and depth dimensions, that noted the biggest growth increment, were: physiognomic facial height, morphological facial height, physiognomic upper facial height, upper facial depth and lower facial depth. It is because the craniofacial growth is complete first in head, then in facial width, and last in height and depth (Krogman, 1939).

The face of child appears to be broad because of earlier and faster development of the brain and basicranium in relation to the facial composite (Enlow, Hans, 1996). According to Krogman (1951), at birth, breadths are 55–60% of adult value, heights are 40–45% and depths are 30–35%. This means, that postnatal facial growth will be most in depths, next in heights and least in breadths. The broad, moderately high shallow children face becomes the deeper, moderately high and relatively narrow face of the adult (Krogman, 1940). The adult face is higher and deeper than broader (Farkas, Posnick, Hreczko, 1992).

Some parameters, as physiognomic ear length and physiognomic ear width, noted the small or nearly none increment.

From 6 to 15 years, nearly all mean values of particular facial dimensions of girls in each age category were lesser in comparison to boys. The face of girls was smaller in comparison to the face of boys.

Conclusion

In the same age groups, the most significant differences were found in boys and girls in the age of 11 and 14 y. The parameters with significant difference were in favour of boys. There were no significant differences between boys and girls in the age of 6 and 9 y.

In the consequential age groups, girls had the most significant differences between the ages 8 and 9 y. and between 12 and 13 y. In boys, the most significant differences were found between the ages 13 and 14 y.

The increments from 6 to 15 years were the biggest in height and depth dimensions. Although the width dimensions were statistically significant, they were lower. Some parameters (physiognomic ear length and physiognomic ear width) noted small or nearly none increment.

Boys had bigger faces in every age group, because they had nearly all mean values of particular facial dimensions bigger than girls.

Acknowledgement

We would like to thank headmasters of primary schools in Martin and Bratislava and to parents of children.

Súhrn

Príspevok poukazuje na rozdiely v sledovaných antropometrických parametroch tváre a hlavy chlapcov a dievčat v rovnakých a nadväzujúcich vekových kategóriách a na množstvo rastových prírastkov od 6. do 15. roku. 324 probandom bolo zmeraných 22 rozmerov. Výsledky našej štúdie ukázali, že medzi chlapcami a dievčatami v rovnakých vekových kategóriách bolo najviac štatisticky významných rozdielov vo veku 11 a 14 rokov. Všetky parametre so signifikantným rozdielom boli v prospech chlapcov. Vo veku 6 a 9 rokov neboli zistené žiadne štatisticky významné rozdiely medzi chlapcami a dievčatami. V nadväzujúcich vekových kategóriách mali dievčatá najviac signifikantných rozdielov medzi 8. a 9. a medzi 12. a 13. rokom. U chlapcov bolo najviac signifikantných rozdielov medzi 13. a 14. rokom. Rozdiely v šírkových parametroch tváre boli štatisticky významné, ale nie všetky prírastky boli také výrazné ako rozdiely vo výškových a hĺbkových parametroch. Niektoré rozmery, ako napríklad fyziologická dĺžka ušnice a fyziologická šírka ušnice, zaznamenávajú malý alebo takmer žiadny rast. Chlapci majú v porovnaní s dievčatami vo všetkých vekových kategóriách väčšie tváre.

Kľúčové slová: antropometria, tvárové a hlavové rozmery, rastové prírastky, intersexuálne rozdiely

References

- BRODIE, AG. On the Growth of the Jaws and the Eruption of the Teeth. *The Angle Orthodontist*, 1942, vol. 12, no. 3, 109–123.
- ENLOW, DH. A morphogenetic analysis of facial growth. *American Journal of Orthodontics*, 1966, vol. 52, no. 4, 283–299.
- ENLOW, DH., HANS, MG. *Essentials of facial growth*. Philadelphia: W.B. Saunders Company, 1996.
- FARKAS, LG., POSNICK, JC., HRECZKO, TM. Anthropometric Growth Study of the Head. *Cleft Palate-Craniofacial Journal*, 1992, vol. 29, no. 4, p. 303–308.
- FERRARIO, VF., SFORZA, CH., POGGIO, CE., SCHMITZ, JH. Facial Volume Changes During Normal Human Growth and Development. *The Anatomical Record*, 1998, vol. 250, no. 4, p. 480–487.
- GENG, X., ZHOU, ZH., SMITH-MILES, K. Automatic Age Estimation Based on Facial Aging Patterns. *IEEE transactions on pattern analysis and machine intelligence*, 2007, vol. 29, no. 12, p. 2234–2240.
- IŞCAN, MY., LOTH, SR. Photo Image Identification. In Siegel, J., Knapfer, G., Saukko, P. (eds.) *Encyclopedia of Forensic Sciences*, Three-Volume Set, 1–3. United States: Academic Press, 2000.
- KROGMAN, WM. Facing Facts of Face Growth. *American Journal of Orthodontics & Dentofacial Orthopedics*, 1939, vol. 28, no. 8, p. 724–731.
- KROGMAN, WM. Growth Theory and Orthodontic Practice. *The Angle Orthodontist*, 1940, vol. 10, no. 4, p. 179–191.
- KROGMAN, WM. The Problem of „Timing“ in Facial Growth, with Special Reference to the Period of the Changing Dentition. *American Journal of Orthodontics*, 1951, vol. 37, no. 4, p. 253–276.
- RAMANATHAN, N., CHELLAPPA, R. Face Verification Across Age Progression. *IEEE Transactions on Image Processing*, 2006, vol. 15, no. 11, p. 3349–3361.
- SCOTT, JH. The Growth of the Human Face. *Proceedings*

- of the Royal Society of Medicine, 1953, vol. 47, no. 2, p. 91–100.
- SILVEIRA, AM., FISHMAN, LS., SUBTELNY, JD., KASSEBAUM, DK. Facial growth during adolescence in early, average and late maturers. *The Angle Orthodontist*, 1992, vol. 62, no. 3, p. 185–190.
- ŠMAHEL, Z. *Principy, teorie a metody auxologie*. Praha: Karolinum, 2001.
- TANNER, JM. Growth and Maturation during Adolescence. *Nutrition Reviews*, 1981, vol. 39, no. 2, p. 43–55.
- ZEBROWITZ, LA. *Reading faces: window to the soul?* Oxford: Westview Press, 1997.

VPLYV KONCENTRÁCIE TUHÝCH ČASTÍC PM₁₀ V OVZDUŠÍ NA VÝSKYT BRONCHIÁLNEJ ASTMY NA SLOVENSKU V OBDOBÍ ROKOV 2004–2009

The influence of solid particles PM₁₀ and their concentration in the air on the prevalence of bronchial asthma in the Slovak Republic in period between years 2004 and 2009

**Mária Fuchsová¹, Margita Hlatká¹,
Diana Fúry¹, Eva Neščáková²,
Silvia Bodoriková², Elena Szabová³**

¹Katedra biológie, Pedagogická fakulta, Univerzita Komenského, Bratislava, Slovenská republika

²Katedra antropológie, Prírodovedecká fakulta, Univerzita Komenského, Bratislava, Slovenská republika

³Slovak Medical University, Bratislava, Slovenská republika

Abstract

Recent researches support causal relation between polluted air and lower function of lungs. The main pollutants are particulate matter with a diameter less than 10 µm (PM₁₀) and ozone. Portion of diseases caused by PM is adequate to value of this indicator, which combines concentration of PM₁₀ and abundance of afflicted population. Intensity of average long-term exposition determines the risks of chronic pollution effects on health.

The authors focused on observing bronchial asthma, which is important indicator of impaired quality of air in relation to health of population. The prevalence was observed in scope of the whole Slovak Republic as well as on the level of individual regions. There was also considered the extent of the prevalence of the stated diseases in relation to pollution caused by PM₁₀ particles.

Conclusions of report confirm the rising tendency of prevalence of bronchial asthma in the Slovak Republic in period between years 2004 and 2009. Simultaneously, there was not confirmed positive association between the prevalence of allergic diseases and polluted air by PM₁₀ particles.

Key words: bronchial asthma, particulate matter (PM), slovak population, slovak regions

Úvod

Kvalitu ovzdušia vo všeobecnosti určuje obsah znečisťujúcich látok vo vonkajšom ovzduší. Kvalita ovzdušia je považovaná za dobrú, ak úroveň znečistenia neprekračuje limitné hodnoty (Ronchetti et al., 2010).

Na Slovensku, ako aj vo väčšine európskych krajín, predstavuje najväčší problém kvality ovzdušia jeho znečistenie časticami PM₁₀ (tuhé častice s priemerom menším ako 10 mikrometrov). Priemerné úrovne vystavenia PM₁₀ pre krajinu sú v rozsahu od 13–14 µg/m³ (Fínsko, Írsko) po 53–56 µg/m³ (Bulharsko, Rumunsko a Srbsko). Väčšina ľudí v európskych mestách, kde sa monitoruje koncentrácia PM₁₀, je vystavených úrovniam koncentrácie PM₁₀, ktoré prekračujú úroveň stanovenú v smernici WHO pre kvalitu ovzdušia (AQG) (20 µg/m³), čo výrazne zvyšuje riziko poškodenia zdravia. Limitná hodnota Európskej únie (EÚ) 40 µg/m³ je tak prekročená pre 14 % ľudí (WHO, 2005).

Expozícia znečistenému ovzdušiu determinuje nižšiu úroveň funkcie pľúc, čím následne spôsobuje vyšší výskyt alergických ochorení (alergickej nádchy, bronchiálnej astmy, exogénnej alergickej alveolitídy, chronickej obštrukčnej choroby pľúc ai.) (Marshall, 2004). Rastúci trend vo výskyte alergií je obzvlášť zrejmy v mestských oblastiach, kde sa zistilo, že obyvatelia majú viac alergických reakcií na exteriérové a interiérové alergény. Nie je zatiaľ celkom jasné, akým mechanizmom vystavenie vplyva na vývoj ochorení. Je však známe, že malé častice v ovzduší spôsobujú zápal dýchacích ciest a oslabujú imunitnú reakciu organizmu. Zhoršená funkčnosť respiračného systému má negatívne účinky aj na výkonnosť pohybového aparátu (Sidjimov, Zurlýté, 2008).

Cieľ

Cieľom štúdie bolo zanalyzovať vývoj priemerných hodnôt ročných koncentrácií PM_{10} , vývoj prevalence bronchiálnej astmy na 10 100 obyvateľov v jednotlivých krajoch SR v období rokov 2004–2009 a zistiť možný vplyv koncentrácie tuhých častíc PM_{10} v ovzduší na výskyt bronchiálnej astmy na Slovensku.

Metodika

V štúdiu boli použité priemerné ročné koncentrácie PM_{10} na porovnanie znečistenia ovzdušia v jednotlivých krajoch SR za obdobie rokov 2004 až 2009 (Burda et al., 2008, Ronchetti et

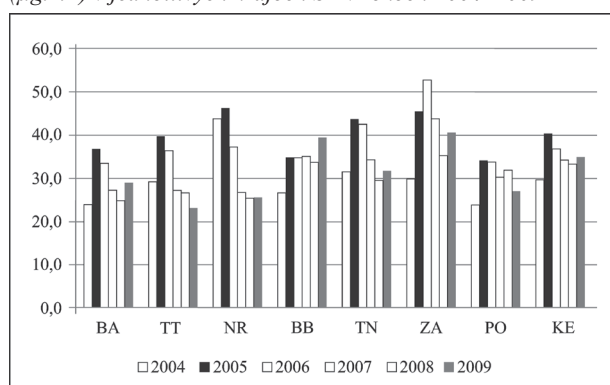
al., 2005, Ronchetti et al., 2006, Ronchetti et al., 2009, Ronchetti et al., 2010). Z alergických ochorení boli v štúdiu hodnotené priemerné ročné hodnoty prevalence bronchiálnej astmy (BrA) v prepočte prevalence ochorenia na 10 000 obyvateľov za každý kraj SR v období rokov 2004 až 2009 (NCZI 2010, 2009, 2008, 2007, 2006, 2005).

Na štatistické spracovanie údajov bol použitý štatistický program SPSS vs. 11. Analýza bola zameraná na testovanie rozdielov daných ukazovateľov (PM_{10} , BrA) medzi jednotlivými krajoch SR za obdobie rokov 2004 až 2009 použitím dvojvýberového t-testu alebo neparametrických testov v závislosti od normality rozdelenia parametrov. Na vyjadrenie závislosti medzi priemernými ročnými hodnotami koncentrácie PM_{10} a početnosťami alergického ochorenia (BrA) v prepočte na 10 000 obyvateľov boli vypočítané korelačné koeficienty (r – normálne rozdelenie, r_s – ak dáta nemali normálne rozdelenie).

Výsledky

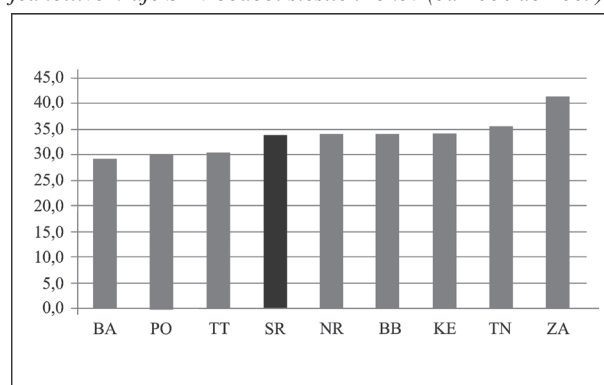
Pri analýze vývoja priemerných hodnôt ročných koncentrácií PM_{10} v jednotlivých krajoch SR v období rokov 2004–2009 sme najvyššiu hodnotu parametra zaznamenali v roku 2005 takmer vo všetkých krajoch SR. Hodnota koncentrácie za nasledujúce ďalšie tri roky sa postupne znižovala. Nárast koncentrácie vidíme opäť v roku 2009 a to v Bratislavskom, Banskobystrickom, Trenčianskom, Žilinskom a Košickom kraji (obr. 1).

Obrázok 1. Priemerné ročné hodnoty koncentrácie PM_{10} ($\mu g \cdot m^{-3}$) v jednotlivých krajoch SR v rokoch 2004–2009



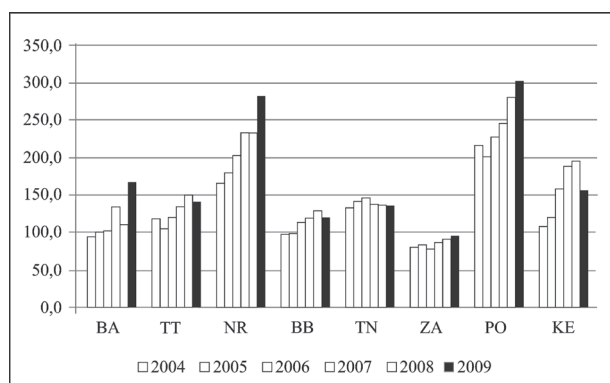
Poznámka: BA – Bratislavský kraj; TT – Trnavský kraj; NR – Nitriansky kraj; BB – Banskobystrický kraj; TN – Trenčiansky kraj; ZA – Žilinský kraj; PO – Prešovský kraj; KE – Košický kraj.

Obrázok 2. Priemerné hodnoty koncentrácie PM_{10} ($\mu g \cdot m^{-3}$) za jednotlivé kraje SR v období šiestich rokov (od 2004 do 2009)



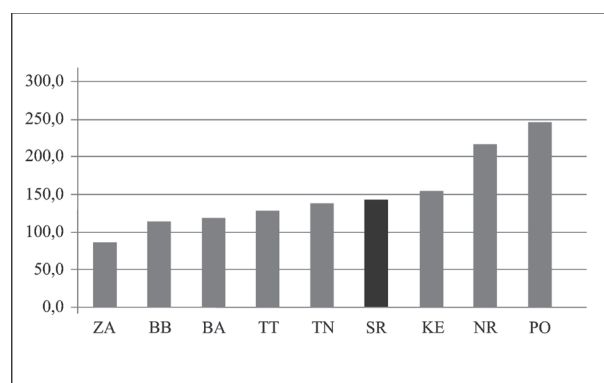
Poznámka: BA – Bratislavský kraj; PO – Prešovský kraj; TT – Trnavský kraj; SR – Slovenská republika; NR – Nitriansky kraj; BB – Banskobystrický kraj; KE – Košický kraj; TN – Trenčiansky kraj; ZA – Žilinský kraj.

Obrázok 3. Priemerné ročné hodnoty prevalence bronchiálnej astmy v prepočte na 10 000 obyvateľov v jednotlivých krajoch SR v rokoch 2004–2009



Poznámka: BA – Bratislavský kraj; TT – Trnavský kraj; NR – Nitriansky kraj; BB – Banskobystrický kraj; TN – Trenčiansky kraj; ZA – Žilinský kraj; PO – Prešovský kraj; KE – Košický kraj.

Obrázok 4. Priemerné hodnoty prevalence bronchiálnej astmy v prepočte na 10 000 obyvateľov za jednotlivé kraje SR v rokoch 2004–2009



Poznámka: ZA – Žilinský kraj; BB – Banskobystrický kraj; BA – Bratislavský kraj; TT – Trnavský kraj; TN – Trenčiansky kraj; SR – Slovenská republika; KE – Košický kraj; NR – Nitriansky kraj; PO – Prešovský kraj.

Za celé obdobie rokov 2004–2009 (za obdobie šiestich rokov) boli namerané najvyššie priemerné koncentrácie PM_{10} v Žilinskom kraji, najmenšie v Bratislavskom kraji (obr. 2). Rozdiely v hodnotách priemernej koncentrácie PM_{10} týchto krajov boli aj štatisticky potvrdené ($p < 0,05$).

Ďalej sme sa vo výskume zaoberali analýzou vývoja prevalence bronchiálnej astmy v prepočte na 10 000 obyvateľov v jednotlivých krajoch SR v období rokov 2004–2009. Výsledky nášho výskumu potvrdzujú zvyšovanie prevalence astmy bronchiale vo všetkých krajoch SR (obr. 3). Najvyšší výskyt za obdobie šiestich rokov od roku 2004 po rok 2009 sme zaznamenali v Prešovskom, Nitrianskom a Košickom kraji so štatistickým rozdielom oproti ostatným krajom SR (obr. 4, $p < 0,05$).

V závere našej štúdie sme hodnotili, či priemerné ročné hodnoty koncentrácie PM_{10} majú vplyv na výskyt bronchiálnej astmy, jedno z najčastejších sa vyskytujúcich alergických ochorení na Slovensku.

Naše výsledky nepotvrdili signifikantný vzťah medzi prevalence astmy a klesajúcou hodnotou priemernej ročnej koncentrácie častíc PM_{10} (okrem Trenčianskeho kraja, $r = 0,888$, $p < 0,05$). Výskyt ochorenia v jednotlivých krajoch SR za obdobie rokov 2004–2009 nie je priamo úmerný priemerným ročným koncentráciám hodnôt PM_{10} (tab. 1). Najvyšší výskyt astmy sme zaznamenali v Prešovskom a Nitrianskom kraji v roku 2009, zatiaľ čo najvyšší výskyt priemernej ročnej hodnoty PM_{10} bol v Žilinskom kraji v roku 2006.

Tabuľka 1. Korelácie medzi priemernými ročnými hodnotami koncentrácie PM_{10} a prevalence ochorenia bronchiálnej astmy v prepočte na 10 000 obyvateľov podľa krajov SR za obdobie 2004–2009 ($p = 0,05$)

	r	p
BA	–0,115	0,829
TT	–0,843	0,035
NR	–0,896	0,016
BB	0,537	0,272
TN	0,888	0,018
ZA	–0,253	0,628
PO	–0,229	0,662
KE	–0,019	0,971

Poznámka: r – hodnota korelačného koeficientu vyjadrujúca závislosť medzi hodnotou koncentrácie tuhých častíc PM_{10} a prevalence ochorenia bronchiálnej astmy v prepočte na 10 000 obyvateľov; p – najväčšia hodnota, pri ktorej ešte nezamietame nulovú hypotézu (H_0 = ukazovatele koncentrácia tuhých častíc PM_{10} a prevalence bronchiálnej astmy sú nezávislé; BA – Bratislavský kraj; TT – Trnavský kraj; NR – Nitriansky kraj; BB – Banskobystrický kraj; TN – Trenčiansky kraj; ZA – Žilinský kraj; PO – Prešovský kraj; KE – Košický kraj.

Diskusia

V súlade s požiadavkami zákona o ochrane ovzdušia je územie SR rozdelené do 8 zón a 2 aglomerácií pre merania SO_2 , NO_2 , NO_x , Pb, PM_{10} , $PM_{2,5}$, benzén a CO. Hranice zón sú identické s hranicami krajov, pričom z Bratislavského a Košického kraja sú vybrané územné celky Bratislavy a Košíc, ktoré sa posudzujú samostatne ako aglomerácie (Ronchetti et al., 2010). V každej zóne je umiestnených 2 až 5 meracích staníc. V štúdií sú hodnotené priemerné ročné koncentrácie PM_{10} nameraných v miestach jednotlivých meracích staníc za daný kraj SR v období rokov 2004–2009. Pri hodnotení koncentrácie PM_{10} v období rokov 2004–2009 sme najvyššiu hodnotu parametra zaznamenali v roku 2005 takmer vo všetkých krajoch SR. Hodnota koncentrácie za nasledujúce ďalšie tri roky sa postupne znižovala.

Jedným z hlavných faktorov vzniku a rozvoja chronických respiračných ochorení je znečistené životné a pracovné pro-

stredie. Stúpajúci trend v počte dispenzarizovaných pacientov v pneumologických a ftizeologických ambulanciách má aj asthma bronchiale, zápalové ochorenie tkaniva dýchacích ciest (Správa o zdravotnom stave obyvateľstva SR za roky 2006–2008). Výsledky nášho výskumu tento stúpajúci trend potvrdzujú vo všetkých krajoch SR.

Hodnotenie expozície populácie v dôsledku znečisteného ovzdušia je pomerne ťažké, keďže sú ľudia exponovaní zmesou škodlivín emitovaných do atmosféry z rôznych zdrojov a rozptýlených častíc v ovzduší v rôznych časových a priestorových vzorkách. Zo zdravotného hľadiska za najzávažnejšie sú považované emisie z dopravy, najmä jemné prachové častice PM_{10} (Správa o zdravotnom stave obyvateľstva SR za roky 2006–2008). Ako uvádza Nordenhall et al. (2001) častice z výfukov zvyšujú imunologickú reakciu na alergie a vyvolávajú zápalovú reakciu v dýchacích cestách už pri relatívne nízkej koncentrácii. Určiť vplyv jednotlivých znečisťujúcich látok na výskyt alergických reakcií je však náročné. V našej štúdií sme hodnotili, či priemerné ročné hodnoty koncentrácie PM_{10} majú vplyv na výskyt bronchiálnej astmy. Závery našej štúdie, podobne ako aj iné výskumy v európskych štátoch (Anderson et al., 2010; Bayer-Oglesby et al., 2005; Braun-Fahrlander et al., 1997; Zemp et al., 1999;), nepotvrdili signifikantný vzťah medzi prevalence astmy a klesajúcou hodnotou priemernej ročnej koncentrácie častíc PM_{10} . Signifikantný vzťah alergických ochorení zistili niektorí autori v Amerike, Taiwane a v Rakúsku s inými emisiami z dopravy, napr. NO_2 (Barnett et al., 2005; Hwang a Lee, 2010; Studnička et al., 1997). Výsledky celosvetových štúdií potvrdzujú, že spoločnosť je svedkom meniaceho sa znečistenia ovzdušia SO_2 zo spaľovania uhlia, na znečistené ovzdušie výfukovými plynmi z automobilov (hlavne NO_2), ktoré pravdepodobne môžu zvyšovať aj výskyt astmy. Celosvetové odchýlky v prevalencii astmy sú však tak široké, že sa nedá jednoznačne povedať, že by hlavným determinantom tejto odchýlky bolo iba znečistené ovzdušie emisiami z dopravy (Brunekreef, Sunyer, 2003). Dokazujú to aj výsledky McConnella et al. (2002). Brunekreef, Sunyer (2003) a McConnella et al. (2002) tvrdia, že u detí cvičiacich na území s vyšším výskytom ozónu sa vo väčšej miere vyskytovala aj astma.

Záver

Výsledky výskumu potvrdzujú rastúcu tendenciu vo výskyte bronchiálnej astmy v SR za obdobie rokov 2004 až 2009. Zároveň sa nepotvrdil signifikantný vzťah medzi výskytom astmy a znečisteným ovzduším časticami PM_{10} .

Zo záverov nášho výskumu je evidentné, že na určenie jednoznačného vplyvu znečisťujúcich látok v ovzduší na výskyt alergických reakcií je potrebné uskutočniť viac prieskumov zameraných na analýzu polutantov v konkrétnych oblastiach znečistenia, kde sú umiestnené jednotlivé dopravné meracie stanice a skúmať dlhodobý vplyv na priebeh alergického ochorenia.

Literatúra

- ANDERSON, R., RUGGLES, R., PANDEY, K.D., KAPETANAKIS, V., BRUNEKREEF, B., LAI, CH KW., STRACHAN, D.P., WEILAND, S.K. Ambient particulate pollution and the world-wide prevalence of asthma, rhinoconjunctivitis and eczema in children: Phase One of the International Study of Asthma and Allergies in Childhood (ISAAC). *Occup Environ Med*, 2010, vol. 67, p. 293–300.
- BARNETT, A.G., WILLIAMS, G.M., SCHWARTZ, J., NELLER, A.H., BEST, T.L., PETROESCHEVSKY, A.L., SIMPSON, R.W. Air Pollution and Child Respiratory Health. *American Journal of Respiratory and Critical Care Medicine*, 2005, vol. 171, p. 1272–1278.
- BAYER-OGLESBY, L., GRIZE, L., GASSNER, M., TAKKENSAHLI, K., SENNHAUSER, F.H., NEU, U., SCHINDLER,

- CH., BRAUN-FAHRLÄNDER, CH. Decline of Ambient Air Pollution Levels and Improved Respiratory Health in Swiss Children. *Environmental Health Perspectives*, 2005, vol. 113, no. 11, p. 1632–1637.
- BRAUN-FAHRLÄNDER, C., VUILLE, JC., SENNHÄUSER, FH., NEU, U., KUNZLE, T., GRIZE, L., GASSNER, M., MINDER, C., SCHINDLER, C., VARONIER, HS., WUTHRICH, B. Respiratory health and long-term exposure to air pollutants in Swiss schoolchildren. SCARPOL Team. Swiss Study on Childhood Allergy and Respiratory Symptoms with Respect to Air Pollution, Climate and Pollen. *Am. J. Respir. Crit. Care Med.*, 1997, vol. 155, no. 3, p. 1042–1049.
- BRUNEKREEF, B., SUNYER, J. Asthma, rhinitis and air pollution: is traffic to blame? *Eur. Respir. J.*, 2003, vol. 21, no. 6, p. 913–915.
- BURDA, C., MITOŠINKOVÁ, M., KOZAKOVIČ, E., ZÁVODSKÝ, D., SAJTÁKOVÁ, E., SZEMESOVÁ, J. *Správa o kvalite ovzdušia a podiele jednotlivých zdrojov na jeho znečisťovaní v Slovenskej republike 2007*. Ministerstvo životného prostredia Slovenskej republiky, Slovenský hydrometeorologický ústav, Odbor ochrana ovzdušia, Bratislava, 2008.
- BURDA, C., KOZAKOVIČ, E., MITOŠINKOVÁ, M., RONCHETTI, L., SZABÓ, G., ZÁVODSKÝ, D., PUKANČÍKOVÁ, K. *Hodnotenie kvality ovzdušia v SR. MŽP SR a SHMÚ*, Bratislava, 2006.
- HWANG, BF., LEE, YL. Air Pollution and Prevalence of Bronchitic Symptoms Among Children in Taiwan. *CHEST*, 2010, vol. 138, no. 4, p. 956–964.
- MARSHALL GD. Internal and external environmental influences in allergic diseases. *Journal of the American Osteopathic Association*, 2004, vol. 104, suppl. 5, p. S1–6.
- MCCONNELL, R., BERHANE, K., GILLILAND, F. Asthma in exercising children exposed to ozone: a cohort study. *Lancet*, 2002, vol. 359, p. 386–391.
- NCZI (Národné centrum zdravotníckych informácií). Ambulantná starostlivosť o deti a dorast v SR 2009 (2008, 2007, 2006). Edícia Zdravotnícka štatistika, Bratislava, 2010.
- NCZI (Národné centrum zdravotníckych informácií). Ambulantná starostlivosť o deti a dorast v SR 2005 (2004). Edícia Zdravotnícka štatistika, Bratislava, 2006.
- NORDENHALL, C., POURAZAR, J., LEDIN, MC., LEVIN, JO., SANDSTROM, T., ADELROTH, E. Diesel exhaust enhances airway responsiveness in asthmatic subjects. *Eur. Respir. J.*, 2001, vol. 17, p. 909–915.
- RONCHETTI, L., MITOŠINKOVÁ, M., KOZAKOVIČ, E., FÓGELOVÁ, B., UHLÍK, J., SZEMESOVÁ, J. *Správa o kvalite ovzdušia a podiele jednotlivých zdrojov na jeho znečisťovaní v Slovenskej republike 2009 (2008)*. Ministerstvo životného prostredia Slovenskej republiky, Slovenský hydrometeorologický ústav, Odbor ochrana ovzdušia, Bratislava, 2010.
- RONCHETTI, L., MITOŠINKOVÁ, M., KOZAKOVIČ, E., ZÁVODSKÝ, D., SAJTÁKOVÁ, E., SZEMESOVÁ, J. *Správa o kvalite ovzdušia a podiele jednotlivých zdrojov na jeho znečisťovaní v Slovenskej republike 2005 (2004)*. Ministerstvo životného prostredia Slovenskej republiky, Slovenský hydrometeorologický ústav, Odbor ochrana ovzdušia, Bratislava, 2006.
- SIDJIMOV, M., ZURLYTÉ, I. Podiel detí, ktoré žijú v domácnostiach, kde sa používajú tuhé palivá. In: *ENHIS: Fakty životného prostredia a zdravia detí v Európe*. Úrad verejného zdravotníctva SR, 2008.
- SPRÁVA O ZDRAVOTNOM STAVE OBYVATEĽSTVA SR ZA ROKY 2006 – 2008 <http://www.cme.sk/sz/content/689-41781/sprava-o-zdravotnom-stave-obyvateľstva-sr-za-roky-2006-2008.html?print=1>
- STUDNICKA, M., HACKL, E., PISCHINGER, J. Traffic-related NO₂ and the prevalence of asthma and respiratory symptoms in seven year olds. *Eur. Respir. J.*, 1997, vol. 10, p. 2275–2278.
- WHO. Air quality guidelines for particulate matter, ozone, nitrogen dioxide and sulphur dioxide. Global update 2005. Summary of risk assessment. Ženeva. (<http://www.who.int/phe/air/aqg2006execsum.pdf>, verzia zo 6. marca 2007).
- ZEMP, E., ELSASSER, S., SCHINDLER, CH., KÜNZLI, N., PERRUCHOUD, AP., DOMENIGHETTI, G., MEDICI, T., ACKERMANN-LIEBRICH, U., LEUENBERGER, P., MONN, CH., BOLOGNINI, G., BONGARD, JP., BRÄNDLI, O., KARRER, W., KELLER, R., SCHÖNI, MH., TSCHOPP, JM., VILLIGER, B., ZELLWEGER, JP., SAPALDIA Team. Long-Term Ambient Air Pollution and Respiratory Symptoms in Adults (SAPALDIA Study). *AM J RESPIR CRIT CARE MED*, 1999, vol. 159, p. 1257–1266.

POSOUZENÍ STAVU KOSTNÍ TKÁNĚ A TĚLESNÉHO SLOŽENÍ U ŽEN NA ZÁKLADĚ ODLIŠNÉ ÚROVNĚ POHYBOVÉ AKTIVITY

Assessment of bone quality and body composition in women with different level of physical activity

Ondřej Kapuš¹, Aleš Gába¹,
Jarmila Riegerová¹, Jana Pelclová²

¹Katedra přírodních věd v kinantropologii, Fakulta tělesné kultury, Univerzita Palackého v Olomouci, Česká republika

²Institut aktivního životního stylu, Fakulta tělesné kultury, Univerzita Palackého v Olomouci, Česká republika

Abstract

Fractures of the proximal femur are among the most common injuries that bring a large load to patients and lead to developing other health problems. The bone tissue quality in old age is dependent on the interaction of many factors especially relating to lifestyle. Physical activity (PA) is an important component of health influencing the quality of life of elderly people. We aimed at evaluating the relationship of physical activity and body composition to bone density of proximal femur in postmenopausal women. We invited 61 women from University of the Third Age, Palacký University in Olomouc, Czech Republic. They underwent the measuring of body composition, bone density, volume and intensity of physical activity. Body composition, bone mineral density of proximal femur (BMD, g/cm³) and bone mineral content (BMC, g) measurements were performed using Dual-energy X-ray absorptiometry methodology. We used accelerometer ActiGraph GT1M for physical activity measurement. Women were divided into two subgroups (SUB1, SUB2) regarding to volume of PA. The mean age and weight were 63.15 ± 4.87 years and 71.17 ± 13.29 kilograms. According to step recommendation 31 women were active (> 10 000 steps/day) and 30 women were insufficient active (< 10 000 steps/day). In addition, lower BMI was associated to lower BMC and BMD of total femur and probably heighten risk of osteoporotic fracture. Analysis of differences between parameters of bone tissue in SUB1 and SUB2 indicated only small differences in all segments of the proximal femur. We noted only small effect size in Z-score ($p = 0.570$; $\eta^2 = 0.01$) and BMC ($p = 0.562$; $\eta^2 = 0.01$) of Ward's triangle as well as the BMC of trochanter major ($p = 0.555$; $\eta^2 = 0.01$). For the assessment of risk of osteoporosis we suppose that the most problematic segment of proximal femur is Ward's triangle. The research results imply the necessity of conducting a systematic and thorough analysis of the lifestyle and quality of life of elderly people relating to quality of bone tissue.

Key words: DXA, osteoporosis, body fat mass, post menopause, quality of life

Úvod

Nedostatek pravidelné pohybové aktivity (PA) a preference sedavého způsobu života představuje pro seniorskou populaci zásadní faktor ovlivňující kvalitu jejich života. Současné trendy naznačují, že prevalence sedavého životního stylu je ve státech Evropské unie na vysoké úrovni (Varo et al., 2003) a směrem ke starším věkovým kategoriím počet inaktivních jedinců výrazně

narůstá (Chodzko-Zajko et al., 2009). V rámci primární prevence řady chronických onemocnění je doporučeno pro dospělou a seniorskou populaci vykonávat adekvátní množství pohybové aktivity, která by se měla stát nepostradatelnou součástí jejich každodenního života. Řada současných doporučení k pohybové aktivitě se orientuje na její objem, a to především ve vztahu k průměrnému počtu kroků vykonaných za jeden den. Jako nej-univerzálnější je vnímán koncept 10 000 kroků za den (Hatanó, 1993), popřípadě podrobněji zpracovaná klasifikace, kterou uvádí Tudor-Locke a Bassett (2004). Z hlediska intenzity PA je doporučováno v rámci jednoho týdne vykonat nejméně 150 minut středně zatěžující pohybové aktivity (3–6 METs), popřípadě 75 minut intenzivní pohybové aktivity (> 6 METs). Pozitivně je také vnímána kombinace pohybových činností ve výše zmíněných intenzitách (U. S. Department of Health and Human Services, 2008). Z dokumentu American College of Sports Medicine and the American Heart Association (ACSM/AHA) vyplývá, že pohybová aktivita středního zatížení by měla být realizována nejméně pětikrát do týdne v minimálním trvání 30 minut, zatímco intenzivní pohybovou aktivitu je vhodné provádět alespoň třikrát do týdne v minimálním trvání 20 minut (Haskell et al., 2007).

Pozitivní vliv pohybové aktivity na zdraví jedince byl v minulosti častokrát potvrzen (Albright, Thompson, 2006; Hu et al., 2004). U postmenopauzálních žen je pravidelně prováděná pohybová aktivita spojována s redukcí rizika výskytu karcinomu prsu (McTiernan et al., 2003; Patel et al., 2003), rozvoje diabetes mellitus 2. typu (Folsom et al., 2000) nebo obezity (Gába et al., 2009; Krumm et al., 2006; Kyle et al., 2004). Její význam se dále odráží i ve zdraví kostní tkáně, neboť je stimulem pro osteoblastickou činnost, a ve svém důsledku podstatně redukuje riziko výskytu osteopenie či osteoporózy ve vyšším věku. Z hlediska rozvoje kostní tkáně jsou jako velmi prospěšné vnímány pohybové činnosti, které zatěžují kost v kranio-kaudálním směru a mají impaktní charakter. Ke zlepšení kostní denzity (BMD) dále přispívají nejrůznější formy rezistenčních cvičení. Naopak méně náročné pohybové aktivity, u kterých je navíc redukován vliv gravitace, nevedou u postmenopauzálních žen k významnému zlepšení BMD (Nixon et al., 2007).

Riegerová, Gába, Přidalová a Langrová (2009) podotýkají, že riziko osteoporózy je akcentováno kouřením, konzumací alkoholu či příjmem stravy s nadměrným obsahem proteinů a nedostatkem kalcia. Vyšší riziko osteoporózy je dále konstitučně spojeno s gracilitou kostry a dominantní ektomorfii. Je třeba naopak zmínit příznivý vliv vyšší tělesné hmotnosti, která působí jako stimulující faktor na kostní tkáň a také její genetickou podmíněnost až z 35 %. Osoby s vyšší tělesnou hmotností, respektive s vyšším zastoupením tělesného tuku a tukuprosté hmoty, vykazují nižší potenciační riziko rozvoje tohoto onemocnění (Nelson et al., 1994; Reid, 2002; Reid et al., 1992). Naopak pokles svalové hmoty a s ním související pokles svalové síly, často negativně ovlivňuje pohybové funkce a celkovou stabilitu. Tím dochází k signifikantnímu nárůstu rizika pádu, jenž jsou obvyklou příčinou smrtelných úrazů u osob starších 65 let (Klán, Topinková, 2003). U žen s diagnostikovanou osteoporózou hrozí především fraktura proximální části femuru, která významně ovlivňuje mortalitu ve vyšším věku (Center et al., 1999). Z tohoto důvodu by měla být primární prevence zaměřena především na ženy s nízkou tělesnou hmotností, popřípadě na ženy, u nichž je možné pozorovat projevy svalové insuficience.

Cíl

Cílem prezentované studie bylo analyzovat rozdíly v parametrech kostní hmoty proximálního femuru a vybraných tělesných frakcí v závislosti na objemu realizované pohybové aktivity u postmenopauzálních žen.

Metodika

Výzkumný soubor

Hodnocení množství minerálů a kostní hustoty proximálního femuru bylo realizováno u 61 postmenopauzálních žen ve věkovém rozmezí 50–75 let. Průměrný věk sledovaného souboru činil $63,15 \pm 4,87$ let, průměrný věk menopauzy $49,67 \pm 4,27$ let. Součástí realizované diagnostiky bylo také určení zastoupení vybraných tělesných složek a sledování pohybové aktivity ve vztahu k jejímu objemu a intenzitě. Výzkumu se zúčastnily ženy, které pravidelně navštěvovaly programy v rámci Univerzity třetího věku (U3V) při Univerzitě Palackého v Olomouci.

Probandky participující na projektu byly podrobně seznámeny s riziky spojenými s densitometrickým vyšetřením a podepsaly před vlastní procedurou informovaný souhlas s účastí na výzkumu. Výzkumná část projektu byla uskutečněna v průběhu měsíce dubna 2010 a 2011 na specializované klinice (G-Centrum Olomouc s.r.o.) za spoluúčasti odborně proškoleného personálu. Pro posouzení vlivu pohybové aktivity na sledované tělesné parametry jsme sledovaný soubor žen rozdělili na dva subsoubory na základě doporučení vztahujícího se k objemu pohybové aktivity (SUB1, SUB2). Četnostní zastoupení probandek v jednotlivých subsouborech a základní somatické charakteristiky uvádíme v tabulkách 1 a 2.

Vyšetření kostní hustoty, kostních minerálů a tělesného složení

Densitometrické vyšetření proximálního femuru, stejně tak diagnostika vybraných tělesných složek, byla uskutečněna pomocí přístroje DXA Lunar Prodigy Primo™ (GE Healthcare, Velká Británie), který byl před každým diagnostickým blokem pravidelně kalibrován. Přístroje pracující s metodou duální rentgenové absorpciometrie (DXA) jsou v současnosti primárně používány pro hodnocení rizika výskytu osteopenie a osteoporózy na základě informací o kostní hustotě ve vybraných segmentech skeletu (Heymsfield et al., 2005). Měření také vykazuje vysokou validitu a reliabilitu při diagnostice tělesného složení (Heyward, Wagner, 2004).

V prezentovaném výzkumu jsme se zaměřili na posouzení stavu kostní tkáně v oblasti proximálního femuru – collum femoris, Wardův trojúhelník a trochanter major. Sledovány byly také parametry vztahující se k celkovému množství kostních minerálů v daném segmentu (BCM, g), kostní hustotě (BMD, g/cm²), Z-skóre a T-skóre. Naměřené údaje o kostní hustotě byly komparovány s referenčními hodnotami zdravých mladých jedinců stejného pohlaví a etnika (T-skóre), které vycházejí z kritérií Světové zdravotnické organizace (World Health

Organization, 1994). Zdravé osoby mají T-skóre vyšší než –1 (optimálně nulové). Hodnoty T-skóre v pásmu od –1,0 do –2,5 jsou označovány jako osteopenie, hodnoty nižší než –2,5 jako osteoporóza. U dětí a osob starších 70 let je vhodnějším diagnostickým kritériem hodnota Z-skóre, která udává počet standardních odchylek od průměrné hodnoty osob stejného věku a pohlaví. V rámci diagnostiky tělesného složení jsme pozorovali věnovali hmotnostnímu podílu tělesného tuku (BFM, kg), tukuprosté hmoty (FFM, kg) a celotělových minerálů. Riziko zdravotních komplikací spojené s obezitou jsme posuzovali podle hodnot body mass indexu (BMI), popřípadě dle procentuálního zastoupení tělesného tuku (% BFM). Za obeztní považujeme probandky, u kterých byla hodnota BMI vyšší jak 30 kg/m² (World Health Organization, 1998) nebo zastoupení tělesného tuku větší jak 35 % (Heyward, Wagner, 2004).

Monitoring pohybové aktivity

Pohybová aktivita byla sledována v rozsahu sedmi dnů s využitím akcelerometru ActiGraph GT1M (Manufacturing Technology Inc., FL, USA), který byl předán probandkám bezprostředně po absolvování densitometrického vyšetření. U seniorské populace je sledování pohybové aktivity prostřednictvím přístroje ActiGraph GT1M považováno za dostatečně reliabilní (Murphy, 2009).

Pro klasifikaci intenzity PA vycházíme z práce Pate et al. (1995), kteří rozlišují tři základní typy PA (pohybová aktivita nízkého zatížení < 3 METs; pohybová aktivita středního zatížení 3–6 METs a pohybová aktivita vysokého zatížení > 6 METs). Každá probandka souhlasila s měřením a byla obeznámena s obsluhou akcelerometru.

Statistická analýza

Získaná data byla statisticky analyzována prostřednictvím softwaru Statistica 9 (StatSoft, 2009). Normalita rozložení dat byla hodnocena Shapiro-Wilk W testem. Vzhledem ke splnění požadavku normálního rozdělení dat, byly difference mezi jednotlivými subsoubory hodnoceny pomocí jednofaktorové analýzy variance (ANOVA). Jako závisle proměnné vstupovaly do analýzy densitometrické parametry proximálního femuru a vybrané tělesné frakce, kategoriální proměnná se vztahovala k nesplnění/splnění konceptu 10 000 kroků za den. Věcná významnost (effect size) byla posuzována na základě koeficientu $\eta^2 = \frac{S\check{C}_{\text{faktor}}}{(S\check{C}_{\text{faktor}} + S\check{C}_{\text{chyba}})}$. Hodnoty η^2 větší než 0,01 vymezují malý efekt, nad hodnotou 0,06 hovoříme o středním efektu a hodnota 0,14 ohraničuje velký efekt (Cohen, 1988).

Výsledky

Tabulka 1. Základní charakteristika věku a vybraných parametrů a pohybové aktivity ve vztahu k plnění počtu kroků/den

		SUB1 (< 10 000 kroků/den) n = 30		SUB2 (> 10 000 kroků/den) n = 31		F	p	η^2
		M	SD	M	SD			
věk (roky)	*, ††	64,63	5,70	61,94	3,94	4,65	0,035	0,07
věk menopauzy (roky)	†	50,28	3,67	49,61	4,06	0,44	0,511	0,01
kroky za den	**, †††	7 218	1 974	13 089	2 575	99,38	0,000	0,63
PA 1–3 METs (min/týden)	**, †††	395,02	204,64	686,33	238,25	26,16	0,000	0,31
PA 3–6 METs (min/týden)	**, †††	142,60	85,05	329,39	139,42	39,59	0,000	0,40
PA >6 METs (min/týden)	†	0,37	1,03	2,15	5,48	3,06	0,085	0,04

Poznámka: PA – pohybová aktivita. Rozdíly mezi skupinami byly hodnoceny prostřednictvím ANOVA (* $p < 0,05$; ** $p < 0,01$), věcná významnost byla posuzována dle koeficientu η^2 – malý efekt † (0,01–0,06), střední efekt †† (0,06–0,14), velký efekt ††† (> 0,14). Jednotlivé subsoubory byly stanoveny na základě doporučení dle Hatano (1993).

Tabulka 2. Analýza vybraných somatických parametrů u postmenopauzálních žen v závislosti na plnění doporučení k objemu pohybové aktivity

		SUB1 (< 10 000 kroků/den) n = 30		SUB2 (> 10 000 kroků/den) n = 31		F	p	η^2
		M	SD	M	SD			
tělesná výška (cm)		160,67	5,62	160,35	6,61	0,04	0,842	0,00
tělesná hmotnost (kg)	*, ††	73,93	13,13	67,39	11,98	4,12	0,046	0,07
body mass index (kg/m ²)	*, ††	28,63	4,88	26,18	4,37	4,26	0,043	0,07
tělesný tuk (kg)	**, ††	29,99	9,65	23,89	7,70	7,48	0,008	0,11
tělesný tuk (%)	**, †††	41,03	6,59	35,85	6,18	10,05	0,002	0,15
tukuprostá hmota (kg)		41,58	4,84	41,18	4,92	0,10	0,753	0,00
kostní minerály (kg)		2,35	0,32	2,33	0,41	0,08	0,783	0,00

Poznámka: Rozdíly mezi skupinami byly hodnoceny prostřednictvím ANOVA (* $p < 0,05$; ** $p < 0,01$), věcná významnost byla posuzována dle koeficientu η^2 – malý efekt † (0,01–0,06), střední efekt †† (0,06–0,14), velký efekt ††† (> 0,14). Jednotlivé subsoubory byly stanoveny na základě doporučení dle Hatano (1993).

Tabulka 3. Analýza rozdílů v parametrech kostní hmoty proximálního femuru v závislosti na plnění konceptu počtu kroků/den

Parametr	Segment		SUB1 (< 10 000 kroků/den) n = 30		SUB2 (> 10 000 kroků/den) n = 31		F	p	η^2
			M	SD	M	SD			
BMD (g/cm ²)	neck		0,872	0,102	0,878	0,101	0,04	0,837	0,00
	ward		0,667	0,113	0,678	0,099	0,16	0,688	0,00
	troch		0,787	0,107	0,785	0,106	0,01	0,938	0,00
T-skóre	neck		–1,19	0,74	–1,15	0,72	0,05	0,825	0,00
	ward		–1,88	0,88	–1,78	0,76	0,21	0,649	0,00
	troch		–0,55	0,92	–0,57	0,93	0,01	0,951	0,00
Z-skóre	neck		0,06	0,62	0,13	0,67	0,16	0,692	0,00
	ward	†	–0,18	0,82	–0,06	0,75	0,33	0,570	0,01
	troch		0,36	0,85	0,40	0,84	0,04	0,842	0,00
BMC (g)	neck		4,31	0,64	4,25	0,55	0,16	0,689	0,00
	ward	†	1,83	0,51	1,77	0,32	0,34	0,562	0,01
	troch	†	11,15	2,55	10,79	2,15	0,35	0,555	0,01

Poznámka: neck – collum femoris, ward – Wardův trojúhelník, troch – trochanter major. Rozdíly mezi skupinami byly hodnoceny prostřednictvím ANOVA (* $p < 0,05$; ** $p < 0,01$), věcná významnost byla posuzována dle koeficientu η^2 – malý efekt † (0,01–0,06), střední efekt †† (0,06–0,14), velký efekt ††† (> 0,14). Jednotlivé subsoubory byly stanoveny na základě doporučení Hatano (1993).

V tabulce 1 uvádíme četnostní zastoupení probandek v jednotlivých subsouborech včetně průměrných hodnot markerů pohybové aktivity. Koncept 10 000 kroků za den neplnilo 30 probandek (49 %), zatímco 31 probandek (51 %) splnilo doporučení denního počtu kroků (> 10 000 kroků). Ženy, které dodržovaly koncept 10 000 kroků za den, byly o 2,69 let mladší ($p = 0,035$; $\eta^2 = 0,07$) než ženy patřící do SUB1. Ženy s více jak 10 000 kroky za den se také vyznačovaly vysokým zastoupením PA středního zatížení (329,39 min/týden). Signifikantní rozdíly nacházíme mezi SUB1 a SUB2 v počtech kroků ($p < 0,001$; $\eta^2 = 0,63$) a také v intenzitě PA nízkého ($p = 0,000$; $\eta^2 = 0,31$) i středního zatížení ($p < 0,001$; $\eta^2 = 0,40$). Co se týče PA vysokého zatížení, nalézáme u našeho souboru jen pouze věcně významný rozdíl na úrovni malého efektu ($p = 0,085$; $\eta^2 = 0,04$).

Vybrané somatické charakteristiky uvádíme v tabulce 2. Ačkoliv tělesná výška byla u SUB1 a SUB2 téměř identická, v případě tělesné hmotnosti jsme zaznamenali mezi těmito sku-

pinami statisticky významné rozdíly. Průměrná tělesná hmotnost SUB2 byla o 6,54 kg nižší ($p = 0,046$; $\eta^2 = 0,07$). Statisticky významné difference byly také nalezeny u BMI ($p = 0,043$; $\eta^2 = 0,07$), absolutních ($p = 0,008$; $\eta^2 = 0,11$) a relativních ($p = 0,002$; $\eta^2 = 0,15$) hodnot tělesného tuku. BMI byl u obou subsouborů nad hranicí vymezující nadváhu, zatímco v případě procentuálního zastoupení tělesného tuku se průměrné hodnoty pohybovaly nad hranicí vymezující obezitu (> 35 %). U tukuprosté hmoty i kostních minerálů nebyly zaznamenány statisticky ani věcně významné rozdíly.

Analýza diferencí mezi SUB1 a SUB2 naznačila v případě parametrů kostní tkáně minimální rozdíly ve všech sledovaných segmentech proximálního femuru (tab. 3). Věcnou významnost na úrovni malého efektu jsme zaznamenali v případě Z-skóre ($p = 0,570$; $\eta^2 = 0,01$) a celkových kostních minerálů ($p = 0,562$; $\eta^2 = 0,01$) Wardova trojúhelníku. Stejně tak zastoupení minerálů v oblasti trochanter major bylo u SUB1 vyšší než v případě SUB2 ($p = 0,555$; $\eta^2 = 0,01$).

Diskuze

Ženy po menopauze tvoří významnou a stále rostoucí část světové populace. Khan et al. (2001) poukazují na to, že přáním těchto žen je zvýšit denzitu kostní hmoty tak, aby zabránily případným osteoporotickým zlomeninám. V České republice utrpí zlomeninu obrátle během jednoho roku z každého tisíce žen starších 50 let 11 žen. Incidence zlomenin obratlů u mužů je také obdobná jako jinde v Evropě (4–7 zlomenin u 1 000 mužů). Riziko zlomenin proximálního femuru mají české ženy ve věku nad 50 let 17 % a muži 7 %, na komplikace fraktury (uroinfekce, bronchopneumonie a flebotrombózy) umírá do jednoho roku až 20 % postižených osob (Štěpán, 2005). Z hlediska hodnocení kvality kostní tkáně v jednotlivých segmentech skeletu potvrzuje prezentovaná studie současné poznatky, které označují oblast Wardova trojúhelníku proximálního femuru za nejméně stabilní a charakteristickou nejnižšími hodnotami BMD a T-skóre (Beardsworth et al., 1999; Welsh, Rutherford, 1996). U sledovaného souboru žen dosahovaly hodnoty T-skóre v oblasti Wardova trojúhelníku a krčku femuru již osteopenie, zatímco u trochanteru byly hodnoty T-skóre v pásmu normálních hodnot. Při srovnání parametrů kostní tkáně námi sledovaných žen s průměrnými hodnotami osob stejného pohlaví i věku (Z-skóre) byla zaznamenána záporná hodnota Z-skóre pouze u Wardova trojúhelníku.

Tradiční léčebné postupy osteoporózy zahrnují především farmakologickou léčbu, která v naprosté většině cíleně tlumí proces kostní resorpce, respektive snižuje počet kostních remodelačních jednotek, a tím efektivně prodlužuje čas remineralizace kostní tkáně. Za vhodnou alternativu tradičních postupů můžeme bezesporu označit pohybovou aktivitu. I když některé výzkumy (Boyer et al., 2011; Kohrt et al., 1995; Nelson, et al., 1994) jasně prokazují její pozitivní vliv na kostní tkáň, v naší studii jsme však nenalezli významný pozitivní efekt pohybové aktivity na sledované parametry proximálního femuru. Toto zjištění může souviset se skutečností, že ačkoliv má pohybová aktivita protektivní charakter na kostní tkáň, může nižší tělesná hmotnost spojená s gracilitou kostry hypoteticky působit proti výhodnému efektu cvičení u žen s nadváhou (Kapuš et al., 2010). Podle Holbrook a Barrett-Connor (1993) je nízká tělesná hmotnost významným rizikovým faktorem v rozvoji osteoporózy a naopak zvýšení tělesné hmotnosti a nárůst tělesného tuku má pozitivní vliv na BMD nejen v seniorském věku, ale také v dětství (Reid, 2002). Podle Riegerové et al. (2009) je však nezbytné si dále uvědomit relativně vysokou genetickou podminěnost kostní tkáně a multifaktorialitu osteoporózy.

V odborné literatuře se také významně diskutuje o vzájemném vlivu vybraných tělesných složek na kostní tkáň. Některé studie u postmenopauzálních žen dokládají vzájemný vztah mezi tukovou a kostní hmotou (Kapuš, et al., 2010; Reid et al., 1992), zatímco jiné studie spíše poukazují na vztah tukuprosté hmoty a svalové síly na kostní hmotu (Aloia et al., 1995; Nelson, et al., 1994). V případě tukuprosté hmoty nebyl u námi sledovaného souboru nalezen signifikantní rozdíl a hodnoty tohoto parametru odpovídaly u obou skupin pásmu 25.–50. percentilu zdravé ženské populace ve věku 55–64 let (Kyle et al., 2001). V případě tělesného tuku byly průměrné hodnoty SUB1 lokalizovány pod hranici 90. percentilu, zatímco u SUB2 pod 75. percentilem. I když byl mezi sledovanými skupinami nalezen statisticky významný rozdíl v zastoupení tělesného tuku, v parametrech kostní tkáně proximálního femuru se však tento rozdíl výrazněji neprojevil.

Pozitivní vliv pravidelné pohybové aktivity se u seniorské populace projevuje především ve změně tukové složky. Gába et al. (2009) uvádějí, že s narůstajícím počtem kroků vykonaných v průměru za jeden den dochází k signifikantnímu poklesu BMI a procentuálního zastoupení tělesného tuku. Obdobný trend popisují také Tudor-Locke et al. (2001). Naše výsledky

jsou v souladu s výše jmenovanými studiemi, neboť ženy plnící koncept 10 000 kroků za den, vykazovaly signifikantně nižší BMI i absolutní a relativní zastoupení tělesného tuku než ženy, které během dne vykonaly méně než 10 000 kroků. Z výše uvedených výsledků vyplývá, že se zvýšené úsilí vynaložené pro splnění konceptu 10 000 kroků za den projevuje především ve změně tělesného složení. Schoenborn a Adams (2010) navíc uvádějí, že starší jedinci preferují lehké a středně náročné aktivity před intenzivními aktivitami. Tento trend plně koresponduje i s výsledky naší studie, neboť u sledovaných žen nacházíme největší zastoupení aktivit lehké a středně zatěžujících, zatímco pohybové aktivity vysokého zatížení byly preferovány jen zřídka.

Vzhledem k tomu, že ženy navštěvovaly Univerzitu třetího věku na Fakultě tělesné kultury a Přírodovědecké fakultě UP v Olomouci (jednalo se především o dlouhodobě pohybově aktivní část populace žen), mohou se výsledky lišit, pokud bychom využili randomizovaný vzorek populace. Přestože je densitometrie základem osteologického vyšetření, ne vždy hodnoty BMD vypovídají přesně o kvalitě kostní tkáně. V případě kompresivních zlomenin obratlových těl při osteoporóze nebo za přítomnosti osteofytů při degenerativních změnách páteře může být výsledek zkreslen. Přínosné je zejména komplexní osteologické vyšetření, včetně rozboru krve a moče. Přínos této studie spočívá v hodnocení rizika osteoporózy z pohledu tělesného složení a pohybové aktivity u postmenopauzálních žen. Ženy nejenom zjistily stav své kostní tkáně (u mnohých byla zahájena preventivní léčba), ale byly taktéž obeznámeny s výhodami vhodné pohybové aktivity ve starším věku a s riziky plynoucími z obezity.

Závěr

Plnění konceptu 10 000 kroků/den se jeví jako přijatelné vzhledem ke změnám v tělesném složení a parametrech kostní hmoty v oblasti proximálního femuru. Výsledky bohužel neukazují pozitivní vliv pohybové aktivity na kostní hmotu vzhledem k vybranému souboru. Studie ukazuje, že nejproblematictější segmentem proximálního femuru je Wardův trojúhelník, který vykazuje nejnižší hodnoty u měřených parametrů.

Osteoporóza je zásadním problémem zdravotní péče, který vyžaduje rychlé a efektivní řešení. Je třeba zvýšit povědomí o osteoporotické problematice mezi zdravotníky na všech úrovních. U laické veřejnosti je třeba vytrvale zdůrazňovat nezbytnost prevence a motivovat všechny věkové skupiny k aktivitě v této oblasti. Hlavním cílem léčby osteoporózy nesmí být prostý nárůst denzity kostního minerálu, nýbrž snížení rizika zlomeniny, zvláště pak osového skeletu. Tím lze zásadně ovlivnit kvalitu života pacientů.

Poděkování

Práce byla zpracována v rámci výzkumného záměru: „Pohybová aktivita a inaktivita obyvatel České republiky v kontextu behaviorálních změn“ (MSM 6198959221) a také za podpory grantu IGA: Studentská grantová soutěž FTK_2010_012 a FTK_2011_014.

Souhrn

Zlomeniny proximálního femuru patří mezi závažné diagnózy, které přinášejí pro nemocného velké zatížení a riziko rozvoje dalších zdravotních komplikací. Kvalita kostní tkáně ve vyšším věku se odvíjí od spolupůsobení řady faktorů vztahujících se především k životnímu stylu jedince. Pohybová aktivita (PA) je důležitou komponentou ovlivňující kvalitu života u starších osob.

Cílem studie je hodnocení vztahů pohybové aktivity a tělesného složení na kostní tkáň proximálního femuru u postmenopauzálních žen.

Projektu se zúčastnilo 61 žen z Univerzity třetího věku Univerzity Palackého v Olomouci. Ženy podstoupily měření tělesného složení, kostní denzity, objemu a intenzity pohybové aktivity. Tělesné složení, kostní denzita proximálního femuru (BMD, g/cm²) a celkový obsah kostních minerálů (BMC, g) jsme realizovali na přístroji DXA využívající duální rentgenovou absorpciometrii. Za použití akcelerometru ActiGraph GT1M byl stanoven objem pohybové aktivity. Ženy byly rozděleny do dvou podskupin (SUB1, SUB2) dle objemu pohybové aktivity. Průměrný věk činil 63,15 ± 4,87 let a hmotnost 71,17 ± 13,29 kilogramů.

Podle doporučení k počtu kroků za den 31 žen splnilo koncept (> 10 000 kroků/den) a naopak 30 žen bylo méně aktivních (< 10 000 kroků/den). Analýza difference mezi vybranými parametry kostní tkáně u SUB1 a SUB2 ukazuje jen malé rozdíly ve všech sledovaných segmentech proximálního femuru. Zaznamenali jsme jen malou věcnou významnost u Z-skóre ($p = 0,570$; $\eta^2 = 0,01$) a BMC ($p = 0,562$; $\eta^2 = 0,01$) Wardova trojúhelníku stejně jako BMC u trochanteru ($p = 0,555$; $\eta^2 = 0,01$). Pro hodnocení rizika osteoporózy předpokládáme, že nejproblematictější částí proximálního femuru je Wardův trojúhelník. Výsledky výzkumu naznačují, že je nezbytné neustále provádět podrobné analýzy životního stylu a kvality života u seniorů týkající se kvality kostní tkáně.

Klíčová slova: DXA, osteoporóza, tělesný tuk, postmenopauza, kvalita života

Literatura

- ALBRIGHT, C., THOMPSON, D. The effectiveness of walking in preventing cardiovascular disease in women: a review of the current literature. *Journal of Women's Health*, 2006, vol. 15, no. 3, p. 271–280.
- ALOIA, JF., VASWANI, A., MA, R., FLASTER, E. To what extent is bone mass determined by fat-free or fat mass? *Am J Clin Nutr*, May 1995, vol. 61, no. 5, p. 1110–1114.
- BEARDSWORTH, SA., KEARNEY, CE., PURDIE, DW. Prevention of postmenopausal bone loss at lumbar spine and upper femur with tibolone: a two-year randomised controlled trial. *Br J Obstet Gynaecol*, Jul 1999, vol. 106, no. 7, p. 678–683.
- BOYER, K., KIRATLI, B., ANDRIACCHI, T., BEAUPRE, G. Maintaining femoral bone density in adults: how many steps per day are enough? *Osteoporosis International*, 2011, p. 1–8.
- CENTER, JR., NGUYEN, TV., SCHNEIDER, D., SAMBROOK, PN., EISMAN, JA. Mortality after all major types of osteoporotic fracture in men and women: an observational study. *Lancet*, Mar 13 1999, vol. 353, no. 9156, p. 878–882.
- COHEN, J. *Statistical power analysis for the behavioral sciences*. Edition ed. Hillsdale, NJ: Erlbaum Associates, 1988.
- FOLSOM, AR., KUSHI, LH., HONG, CP. Physical activity and incident diabetes mellitus in postmenopausal women. *American Journal of Public Health*, Jan 2000, vol. 90, no. 1, p. 134–138.
- GÁBA, A., PELCLOVÁ, J., PŘÍDALOVÁ, M., RIEGEROVÁ, J., DOSTÁLOVÁ, I., ENGELOVÁ, L. The evaluation of body composition in relation to physical activity in 56–73 y. old women: A Pilot study. *Acta Universitatis Palackianae Olomucensis. Gymnica*, 2009, vol. 39, no. 3, p. 21–30.
- HASKELL, WL., LEE, IM., PATE, RR., POWELL, KE., BLAIR, SN., FRANKLIN, BA., MACERA, CA., HEATH, GW., THOMPSON, PD., BAUMAN, A. Physical activity and public health: updated recommendation for adults from the American College of Sports Medicine and the American Heart Association. *Med Sci Sports Exerc*, Aug 2007, vol. 39, no. 8, p. 1423–1434.
- HATANO, Y. Use of the pedometer for promoting daily walking exercis. *International Council for Health, Physical Education, and Recreation*, 1993, vol. 29, p. 4–8.
- HEYMSFIELD, S., LOHMAN, T., WANG, Z., GOING, S. *Human body composition*. edited by 2ND. Edition ed. Champaign, IL: Human Kinetics, 2005.
- HEYWARD, V., WAGNER, D. *Applied body composition assessment*. Edition ed. Champaign, IL: Human Kinetics, 2004.
- HOLBROOK, TL., BARRETT-CONNOR, E. The association of lifetime weight and weight control patterns with bone mineral density in an adult community. *Bone Miner*, Feb 1993, vol. 20, no. 2, p. 141–149.
- HU, G., TUOMILEHTO, J., SILVENTOINEN, K., BARENGO, N., JOUSILAHTI, P. Joint effects of physical activity, body mass index, waist circumference and waist-to-hip ratio with the risk of cardiovascular disease among middle-aged Finnish men and women. *European Heart Journal*, 2004, vol. 25, no. 24, p. 2212–2219.
- CHODZKO-ZAJKO, WJ., PROCTOR, DN., FIATARONE SINGH, MA., MINSON, CT., NIGG, CR., SALEM, GJ., SKINNER, JS. American College of Sports Medicine position stand. Exercise and physical activity for older adults. *Medicine & Science in Sports & Exercise*, 2009, vol. 41, no. 7, p. 1510–1530.
- KAPUŠ, O., GÁBA, A., RIEGEROVÁ, J., PELCLOVÁ, J. Hodnocení vztahů tělesného složení, pohybové aktivity a kostní denzity u postmenopauzálních žen. *Česká antropologie*, 2010, vol. 60, no. 1, p. 5–9.
- KHAN, K., MCKAY, H., KANNUS, P., BAILEY, D., WARK, J., BENNELL, K. *Physical activity and bone health*. Edition ed. Champaign, IL: Human Kinetics, 2001.
- KLÁN, J., TOPINKOVÁ, E. Pády a jejich rizikové faktory ve stáří. *Česká geriatrická revue*, 2003, vol. 2, p. 38–43.
- KOHT, WM., SNEAD, DB., SLATOPOLSKY, E., BIRGE, SJ., JR. Additive effects of weight-bearing exercise and estrogen on bone mineral density in older women. *Journal of bone and mineral research: the official journal of the American Society for Bone and Mineral Research*, 1995, vol. 10, no. 9, p. 1303–1311.
- KRUMM, EM., DESSIEUX, OL., ANDREWS, P., THOMPSON, DL. The relationship between daily steps and body composition in postmenopausal women. *J Womens Health (Larchmt)*, 2006, vol. 15, no. 2, p. 202–210.
- KYLE, UG., GENTON, L., GREMION, G., SLOSMAN, D., PICHARD, C. Aging, physical activity and height-normalized body composition parameters. *Clinical Nutrition*, 2004, vol. 23, no. 1, p. 79–88.
- KYLE, UG., GENTON, L., SLOSMAN, DO., PICHARD, C. Fat-free and fat mass percentiles in 5225 healthy subjects aged 15 to 98 years. *Nutrition*, 2001, vol. 17, no. 7–8, p. 534–541.
- MCTIERNAN, A., KOOPERBERG, C., WHITE, E., WILCOX, S., COATES, R., ADAMS-CAMPBELL, LL., WOODS, N., OCKENE, J. Recreational physical activity and the risk of breast cancer in postmenopausal women: the Women's Health Initiative Cohort Study. *JAMA: the journal of the American Medical Association*, 2003, vol. 290, no. 10, p. 1331–1336.
- MURPHY, SL. Review of physical activity measurement using accelerometers in older adults: Considerations for research design and conduct. *Preventive Medicine*, 2009, vol. 48, no. 2, p. 108–114.
- NELSON, ME., FIATARONE, MA., MORGANTI, CM., TRICE, I., GREENBERG, RA., EVANS, WJ. Effects of high-intensity strength training on multiple risk factors for osteoporotic fractures. A randomized controlled trial. *JAMA*, 1994, vol. 272, no. 24, p. 1909–1914.

- NIXON, MF., IBRAHIM, T., JOHARI, Y., ELTAYEF, S., HARIHARAN, D., TAYLOR, GJ. Managing osteoporosis in patients with fragility fractures: did the British Orthopaedic Association guidelines have any impact? *Ann R Coll Surg Engl*, 2007, vol. 89, no. 5, p. 504–509.
- PATE, RR., PRATT, M., BLAIR, SN., HASKELL, WL., MACERA, CA., BOUCHARD, C., BUCHNER, D., ETTINGER, W., HEATH, GW., KING, AC. et al. Physical activity and public health. A recommendation from the Centers for Disease Control and Prevention and the American College of Sports Medicine. *JAMA : the journal of the American Medical Association*, 1995, vol. 273, no. 5, p. 402–407.
- PATEL, AV., CALLEL, EE., BERNSTEIN, L., WU, AH., THUN, MJ. Recreational physical activity and risk of postmenopausal breast cancer in a large cohort of US women. *Cancer Causes and Control*, 2003, vol. 14, no. 6, p. 519–529.
- REID, IR. Relationships among body mass, its components, and bone. *Bone*, 2002, vol. 31, no. 5, p. 547–555.
- REID, IR., AMES, R., EVANS, MC., SHARPE, S., GAMBLE, G., FRANCE, JT., LIM, TM., CUNDY, T.F. Determinants of total body and regional bone mineral density in normal postmenopausal women – a key role for fat mass. *J Clin Endocrinol Metab*, 1992, vol. 75, no. 1, p. 45–51.
- RIEGEROVÁ, J., GÁBA, A., PŘÍDALOVÁ, M., LANGROVÁ, I. Hodnocení osteopenie a osteoporózy u žen ve věku senescence pomocí přístroje DEXA a InBody 720. *Slovenská antropológia*, 2009, vol. 12, no. 2, p. 42–48.
- SCHOENBORN, CA., ADAMS, PE. Health behaviors of adults: United States, 2005–2007. *Vital Health Stat*, 2010, vol. 10, no. 245, p. 1–132.
- STATSOFT. Statistica 9. Tulsa, OK: StatSoft, 2009.
- ŠTĚPÁN, J. Osteoporóza a cíle její léčby. *Klinická farmakologie a farmacie*, 2005, vol. 19, p. 229–234.
- TUDOR-LOCKE, C., AINSWORTH, B., WHITT, M., THOMPSON, R., ADDY, C., JONES, D. The relationship between pedometer-determined ambulatory activity and body composition variables. *International journal of obesity and related metabolic disorders: journal of the International Association for the Study of Obesity*, 2001, vol. 25, no. 11, p. 1571–1578.
- TUDOR-LOCKE, C., BASSETT, D. How Many Steps/Day Are Enough?: Preliminary Pedometer Indices for Public Health. *Sports Medicine*, 2004, vol. 34, no. 1, p. 1–8.
- U. S. DEPARTMENT OF HEALTH AND HUMAN SERVICES. 2008 Physical activity guidelines for Americans be active, healthy, and happy! [online]. [[Washington, D.C.]]: U.S. Dept. of Health and Human Services: For sale by the Supt. of Docs., U.S. G.P.O., 2008. Available from World Wide Web: <<http://purl.access.gpo.gov/GPO/LPS112866>>.
- VARO, JJ., MARTINEZ-GONZALEZ, MA., DE IRLA-ESTEVEZ, J., KEARNEY, J., GIBNEY, M., MARTINEZ, JA. Distribution and determinants of sedentary lifestyles in the European Union. *International Journal of Epidemiology*, 2003, vol. 32, no. 1, p. 138–146.
- WELSH, L., RUTHERFORD, OM. Hip bone mineral density is improved by high-impact aerobic exercise in postmenopausal women and men over 50 years. *Eur J Appl Physiol Occup Physiol*, 1996, vol. 74, no. 6, p. 511–517.
- WORLD HEALTH ORGANIZATION *Assessment of fracture risk and its application to screening for postmenopausal osteoporosis. Report of a WHO Study Group*. Edition ed. Geneva: World Health Organization, 1994.
- WORLD HEALTH ORGANIZATION *Obesity: preventing and managing the global epidemic. Report of a WHO consultation*. Edition ed. Geneva: World Health Organization, 1998.

RELIABILITA MERANIA V GEOMETRICKEJ A KLASICKEJ MORFOMETRII ĽUDSKEJ LEBKY

Reliability of measurements in geometric and traditional morphometrics of human skull

Stanislav Katina^{1,2,3}, Silvia Bodoriková²,
Michaela Dörnhöferová²

¹Univerzita Komenského v Bratislave, Fakulta matematiky, fyziky a informatiky, Katedra aplikovanej matematiky a štatistiky, Bratislava, Slovenská republika

²Univerzita Komenského v Bratislave, Prírodovedecká fakulta, Katedra antropológie, Bratislava, Slovenská republika

³University of Glasgow, School of Mathematics and Statistics, Glasgow, Scotland, United Kingdom

Abstract

The aim of this study is to confront the methods of traditional (classical) morphometrics (TM) with geometric morphometrics (GM). TM applies direct measurements of an object using some anthropometric instruments. In GM, object is analyzed in a virtual space and except the metric characteristics it is allowed to measure also the object's shape independently of its position, orientation, and/or size. Furthermore, the study is focused on the classification of measurement errors in TM and GM, as well as the possibilities of their minimization. An overview and classification of (semi)landmarks depending on their reliability are proposed. In 2D analysis, only three types of landmarks are differentiated but in 3D approach nine types of (semi)landmarks are described. Selected curves and surface patches on the skull are also defined. A comparison of 2D and 3D analyses shows that the 2D photos (projections) are suitable for measuring only if the skull itself is not available. Only a slight rotation of the skull from the standardized planes (anthropometric norms) leads to artificial optical deformations, which increases distortion of the real variability. Contrary to 2D approach, the 3D one is offering not only richer information on the object using three coordinates additionally to only two, but more accurate measurements using mathematical definition of Frankfort horizontal and sagittal plane as well. The complexity of human skull measured by landmark coordinates is augmented by geometrically homologous (semi)landmarks on curves and surfaces, which are very important also backwards to calculate linear measurements from (semi)landmark coordinates. The major advantage of GM methods is the preservation of the full geometry of the object under study and the possibility to generate clear graphical outputs of the associated shape changes. However, landmark data have the disadvantage of being more difficult to analyze statistically than traditional morphometric variables due to the problem of mutual multivariate relationship of (semi)landmark coordinates enriched by triangulated mesh of surface points. Therefore, a collaboration of anthropologists with mathematicians, statisticians, and computer scientists is necessary starting at the time of study design. Only so could be eliminated the systematic measurement errors prior to any analysis, during statistical analysis, and at its conclusion due to interpretation of the results using static and dynamic statistical visualisation methods.

Key words: skull, morphometrics, reliability, biological a geometrical homology, (semi)landmarks, curves

Úvod

Geometrická morfometria (GM) umožňuje pochopiť tvarovú rozmanitosť na základe matematického opisu a modelovania a nachádza čoraz väčšie uplatnenie v evolučnej biológii, antropológii, zoológii, botanike, ekológii, medicíne a v ďalších odboroch (Adams et al., 2004; Bookstein et al., 1985; Neustupa, Šťastný, 2006; Slice, 2007). Opis tvaru pomocou *absolútnych rozmerov* (lineárnych – dĺžky, výšky, šírky, tetivy, kolmice; oblúkových a obvodových mier, plôch a objemov) a *relatívnych rozmerov* (indexov), ktorý sa používa v klasickej morfometrii (KM), je dlhodobo predmetom kritiky (Zelditch et al., 2004). Tradičnými morfometrickými metódami (cf. Knussmann, 1988; Martin, Saller, 1957) nie je možné jednoducho graficky znázorniť tvar objektu, pretože medzi jednotlivými prvkami nie je zachovaný geometrický (priestorový) vzťah, a rozmery alebo uhly bez súradníc nestačia k zachyteniu geometrického tvaru objektu ako takého (Zelditch et al., 2004). Príkladom môžu byť v dvojdimenzionálnom priestore (2D) dve na seba kolmé dĺžkové miery, ktoré môžu byť súčasťou objektu: a) kruhu, trojuholníka, štvorca, kosoštvorca, lichobežníka alebo deltoidu a b) elipsy, trojuholníka, obdĺžnika, kosodĺžnika, lichobežníka alebo deltoidu. V trojdimenzionálnom priestore (3D) sú to tri na seba kolmé dĺžkové miery, ktoré môžu byť súčasťou objektu napr. kocky, rovnobežnostenu a kvapky vody. Dochádza tak k strate informácií o tvare ako celku (Adams, Slice, Rohlf, 2004; Slice, 2005), ktorého rekonštrukcia by bola možná len vtedy, keby boli merané dĺžkové miery na objekte komplexne triangulované, triangulácia dopredu navrhnutá, takže objekt by bolo možné spätne poskladať z jednotlivých strán trojuholníkov. Takáto situácia je však prakticky nerealizovateľná pri takom komplexnom objekte, ako je ľudská lebka.

GM má teda oproti KM výhodu v tom, že poskytuje dobrú predstavu nielen o veľkosti objektu, ale najmä o jeho tvare (Zelditch et al., 2004). Tvar je pritom možné zobraziť nezávisle na polohe, orientácii a veľkosti skúmaného objektu (Slice, 2007). Pri klasických morfometrických postupoch (Bräuer, 1988; Martin, Saller, 1957) nie je možné tvarovú zložku úplne oddeliť od veľkostnej, skúmať ich oddelene, resp. dať ich do vzájomnej súvislosti, lebo tradičné tvarové premenné sú vždy viac-menej závislé na inej premennej, ktorá určuje veľkosť daného objektu. V minulosti sa pri štandardizácii dĺžkových rozmerov (štandardizácii na veľkosť) používali mnohé z týchto mier. Treba zdôrazniť, že každá dĺžková miera, na ktorú sa štandardizuje, dáva iné výsledky a konsenzus vzhľadom na to nebol možný. V GM sa za tento konsenzus považuje centroidová veľkosť (Bookstein, 1997), ktorá predstavuje aproximáciu obsahu (2D) alebo objemu (3D) opisovaného objektu. Vypočíta sa ako suma euklidovských vzdialeností od súradníc (semi)landmarkov k súradniciam ich centroidu (aritmetickému priemeru súradníc).

Ďalšia nevýhoda KM súvisí so vzájomnou závislosťou meraných rozmerov, lebo mnohé rozmery sa začínajú v rovnakom bode alebo sa čiastočne prekrývajú, preto sú silne závislé (korelované). Navyše dĺžkové miery merané ako euklidovská vzdialenosť ich koncových bodov v podobe (semi)landmarkov nemusia byť biologicky a/alebo geometricky homologické, keďže ani niektoré (semi)landmarky nie sú biologicky a/alebo geometricky homologické (pojem homológie, biologickej ako aj geometrickej, je vysvetlený nižšie).

KM má tiež problém rozpoznať podstatu skutočnej variability, najmä ak je k dispozícii len hodnota vzdialenosti medzi dvoma krajnými bodmi zisťovaného rozmeru. GM naopak umožňuje získať podstatne väčší počet premenných na sledovanom objekte, a to aj v prípade, keď je tvar daného objektu komplikovaný a KM sa lineárne rozmery nedajú získať (Slice, 2005; Zelditch et al., 2004). Lineárne rozmery je však možné vypočítať zo súradníc (semi)landmarkov, kým z dĺžkových mier

súradnice (semi)landmarkov získať možné nie je (s výnimkou komplexnej triangulácie objektu, ako je uvedené vyššie).

Metódy GM, či už 2D alebo 3D, sa stále častejšie aplikujú aj vo fyzickej a forenzej antropológii (Benazzi et al., 2010; 2011a; 2011b; Coquerelle et al., 2010; Gonzales et al., 2009). Najčastejšie sa používajú pri determinácii populačnej afinity (Šefčáková, Katina, 2008; Šefčáková et al., 2008; Sholts et al., 2011), sexuálneho dimorfizmu (Bigoni et al., 2009; Franklin et al., 2007; Katina et al., 2004; Šefčáková, et al., 2003) a odhade veku dožitia (Braga, Treil, 2007; Franklin et al., 2008). Uplatnenie nachádzajú tiež pri virtuálnych rekonštrukciách kostných štruktúr napr. neúplných, či poškodených forenzných a paleoantropologických nálezov (Gunz et al., 2009).

Cieľ

1. klasifikovať chyby súvisiace s meraním v geometrickej morfometrii,
2. matematicky zdefinovať Frankfurtskú horizontálu a mediánnu rovinu,
3. teoreticky diskutovať reliabilitu a homológiu 3D merania súradníc (semi)landmarkov na ľudskej lebke vo vzťahu k 2D a 3D klasifikácii (semi)landmarkov a vo vzťahu k lineárnym mieram na lebke, ktorých koncové body sú (semi)landmarky,
4. klasifikovať vybrané anatomické krivky a plochy na ľudskej lebke,
5. sumarizovať poloautomatizované a automatizované možnosti merania rozmerov na ľudskej lebke,
6. zjednotiť antropologickú, štatistickú a geometrickú terminológiu.

Metodika

Spôsoby merania a typy chýb

V KM sa na meranie lineárnych, oblúkových, obvodových a uhlových rozmerov používajú (Bräuer, 1988; Drozdová, 2004):

1. pomocné prístroje – kraniofor (na nastavenie a upevnenie lebky orientovanej vo Frankfurtskej horizontále), kovové ihlice (na nastavenie príslušných priamok na lebke);
2. meracie prístroje – dotykové meradlo (cefalometer, na meranie lineárnych rozmerov, napr. M1 – dĺžka lebky), posuvné meradlo (na meranie lineárnych rozmerov, napr. M52 – výška očnice), koordinátové (hlbkové) meradlo (na meranie projekčných mier a hĺbok na lebke, napr. M20 – nadušná bregmatická výška), uhlomer (na meranie uhlov, napr. M73 – uhol profilu nosa), mandibulometer (na meranie rozmerov sánky, napr. M68 – dĺžka sánky), pásové meradlo (na meranie oblúkových a obvodových mier, napr. M27 – mediánnu parietálny oblúk alebo M23 – horizontálny obvod lebky cez glabellu).

Systematické chyby súvisiace s meraním môžeme rozdeliť na:

- A. chyby spôsobené externými/environmentálnymi faktormi – denná doba, intenzita svetla, vlhkosť prostredia a oblečenie;
- B. chyby prístroja – presnosť merania prístroja;
- C. chyby merania – chyby z odlišnej aplikácie techniky merania (rôzne pochopenie definície meranej miery), intraindividuálna a interindividuálna chyba (iné držanie prístroja, iný tlak aplikovaný pri meraní, iná orientácia lebky pri meraní apod.);
- D. chyby registrácie – chyby z odčítania hodnôt z meracieho prístroja, chyby zo zápisu hodnôt do protokolu, chyby z prenosu hodnôt z protokolu do PC;
- E. chyby kalibrácie meracieho prístroja (často sa používa aj anglický pojem „zero error“), napr. MicroScribe® G2.

Pri systematických chybách v GM rozlišujeme skupiny (A) až (E), ale chyby registrácie sú minimalizované (registrácia

nameráných hodnôt prebieha automaticky priamo z meracieho prístroja MicroScribe® G2 do tabuľky v PC). V prípade merania v 3D geometrickom softwéri (napr. Landmark (<http://graphics.idav.ucdavis.edu>, 2011), Amira (<http://www.amira.com>, 2011), Edgewarp (Bookstein, Green, 1994), EVAN Toolbox (<http://evan-society.org>, 2011) a pod.) z (D) skupiny prichádza v GM do úvahy len jedna možnosť, a to iné poradie (semi) landmarkov pri rôznych lebkách, ktorú je možné tiež kontrolou odstrániť.

Zmiešaním chýb (A) až (E) vzniká tzv. *kombinovaná systematická chyba*, ktorú nie je možné objektívne hodnotiť. Problematické tiež je, keď sa kombinujú miery (na výpočet indexov ako aj v štatistických výpočtoch) merané inými meracími prístrojmi s rôznou presnosťou merania (zvyčajne od zlomku milimetra do troch milimetrov). Treba mať na zreteli, že základným predpokladom zovšeobecnenej Procrustovskej analýzy (semi) landmarkov v 3D je rovnaká chyba merania v smere všetkých troch osí (x , y a z). Chyby registrácie je možné minimalizovať manuálnou (vizuálnou) kontrolou zápisov alebo automatickou kontrolou v PC.

Pri meraniach všeobecne môžeme hovoriť aj o *náhodnej chybe*, ktorá je dôsledkom nesprávneho náhodného výberu, avšak pri antropologických meraniach na historických populáciách ide o špecifický problém, nakoľko pri pohrebiskách sa merajú všetky nájdene lebky. Keďže tento výber nie je možné ovplyvniť, nemôžeme hovoriť o náhodnom výbere v pravom slova zmysle. Výber je potom ovplyvnený len dostatočnou zachovanosťou lebiek a veľkosťou kostrovej série.

Výsledky a diskusia

Biologická a geometrická homológia

Dve morfológické štruktúry sú *biologicky homologické*, ak reprezentujú biologicky korešpondujúce časti organizmu vytvorené podľa rovnakého telesného plánu, boli vyvinuté z podobných embryonálnych substancií, a teda majú podobné základné štruktúrálne a vývinové zákonitosti reflektujúce spoločný genetický fond a evolučné vzťahy (Wagner, 1989). V GM je potrebné tento koncept preniesť do biometrického kontextu, kde je homológia chápaná ako funkcia, ktorá dáva do vzťahu skôr bod s bodom ako časť k časti organizmu. Potom hovoríme o *biologicky homologických polohách bodov*, kde body sú súčasťou určitej časti organizmu korešpondujúce medzi organizmami. Tieto body sa nazývajú *význačné body* (landmarky) a je možné ich biologicky zmysluplne opísať pomocou matematickej deformácie bodu do iného bodu prostredníctvom nejakej funkcie (zvyčajne ide o Thin-Plate Spline, TPS, metódu tenkých ohybných plátok). Landmarky teda spájajú (1) geometriu meraných častí organizmu, (2) matematickú deformáciu a (3) biologickú interpretáciu. Landmarky sú *geometricky homologické*, ak reprezentujú geometricky a matematicky korešpondujúce body.

Klasifikácia (semi)landmarkov

Historicky boli landmarky najprv klasifikované v 2D (Bookstein, 1997) a neskôr v 3D (Bookstein, Schaefer, 2002 pers. com.; Katina et al., 2007; Weber, Bookstein, 2011). Príklady uvedené nižšie sú vybrané jedným z autorov (SK) v kontexte reliability nezávisle na monografii Booksteina (1997) alebo Webera a Booksteina (2011). Na základe odlišného názoru jedného z autorov (SK) nižšie uvedená kategorizácia nemusí byť zhodná so spomínanými monografiami (zaradenie bodu orbitale do iného typu, klasifikácia hybridných bodov a pod.) a/alebo nepublikovaných výpočtov SK, príp. chýb, ktoré sa v týchto monografiách vyskytujú (napr. nesprávna definícia bodov menton a gnathion).

Klasifikácia landmarkov v 2D. Rozlišujeme tri typy landmarkov (definované v tab. 1 a 2):

1. Typ 1 – *diskrétna juxtapozícia štruktúr* – význačné body, kde sa tri štruktúry stretávajú; body rozvetvenia stromovitých (konárovitých) štruktúr; centrá alebo centroidy „dostatočne malých“ inklúzií (pokiaľ možno konvexné); priesečníky predĺžení kriviek s rovinami symetrie; landmarky typu 1 môžu byť aj hybridy s typom 3 [*prosthion, subspinale, nasospinale, rhinion, nasion, bregma, lambda, inion, sphenobasion, hormion, staphylion, saurian (palate), foramen incisivum, pseudoalare, maxillonasofrontale, maxillofrontale, dakryon, frontomolare orbitale, frontomolare temporale, zygoorbitale, zygomaxillare, superior zygomaticum, stephanion, porion, asterion a infradentale*];
2. Typ 2 – *maximá krivosti alebo iné lokálne morfometrické štruktúry* – hroty výbežkov a pod., landmarky typu 1 môžu byť aj hybridy s typom 2 ako špička očného zuba, a pod. [*opisthion, basion, jugale a mastoideale*];
3. Typ 3 – *extrémne body* – koncové body dĺžkových mier, centroidy, prieniky medzilandmarkových segmentov, body najvzdialenejšie od týchto segmentov, konštrukcie zahŕňajúce kolmé projekcie a rovnako vzdialené radiálne úseky, landmarky na obryse môžu byť hybridy typu 2 a typu 3 [*gnathion, pogonion, menton, glabella, metopion, opisthocranion, orale, orbitale, ektokonchion, frontotemporale, zygon, euryon, auriculare, orale, postalveolare, canine base, ektomolare, mentale a gonion*].

Klasifikácia (semi)landmarkov v 3D. Táto klasifikácia bola potrebná kvôli pohľadu na landmarky ako súčasť anatomických kriviek a plôch, kde tieto sú nazývané *semilandmarky*, t.j. landmarky medzi landmarkami (pojem (semi)landmark zahŕňa v sebe landmark aj semilandmark). Rozlišuje sa šesť typov (semi)landmarkov (definované v tab. 1 a 2):

1. Typ 1 – *diskrétna juxtapozícia štruktúr* – rhinion, bregma, lambda, saurian (palate), maxillonasofrontale, dakryon a asterion;
2. Typ 2 – *extrémny krivosti charakterizujúce jednoduché štruktúry* – subspinale a mastoideale;
3. Typ 3 – *landmarky charakterizované lokálne ako priesečníky dvoch alebo viacerých anatomických kriviek a plôch a symetriou*;
 Typ 3a – *priesečníky chrbtovej (hrebeňovej) krivky a mediánnej roviny na tej istej ploche* – prosthion, opisthion, basion a foramen incisivum;
 Typ 3b – *priesečníky nejakej pozorovanej krivky (alebo priamky) a mediánnej roviny* – nasion, inion, sphenobasion, orale, infradentale a menton;
 Typ 3c – *priesečníky chrbtovej (hrebeňovej) krivky a nejakej pozorovanej krivky na tej istej ploche* – pseudoalare, maxillofrontale, frontomolare orbitale, frontomolare temporale, zygoorbitale, zygomaxillare, stephanion a superior zygomaticum;
4. Typ 4 – *(semi)landmarky chrbtovej (hrebeňovej) krivky a symetrickej krivky (v mediánnej rovine)* – opisthocranion (hybrid, typ 6), orbitale, ektokonchion (hybrid, typ 6), jugale (hybrid, typ 2), frontotemporale, auriculare (hybrid, typ 6), postalveolare, canine base, gnathion (hybrid, typ 5), pogonion (hybrid, typ 5), mentale a gonion (hybrid, typ 2);
5. Typ 5 – *(semi)landmarky na plochách* – zygon, euryon a ektomolare;
6. Typ 6 – *skonštruované (semi)landmarky* – nasospinale (hybrid, typ 3a), glabella, metopion, hormion, staphylion a porion (hybrid, typ 1).

Tabuľka 1. Body v mediánnej rovine (Bräuer, 1988; Drozdová, 2004; Kuželka, 1999; Martin, Saller, 1957; modifikované a korigované)

Skratka	Názov	Klasif. 2D	Klasif. 3D	Definícia
<i>pr</i>	prosthion	1	3a	Bod na alveolárnom výbežku čeľuste, ktorý vystupuje najviac dopredu medzi strednými rezákmi v mediánnej rovine.
<i>ss</i>	subspinale	1	2	Bod v mieste, kde predná dolná hrana <i>spina nasalis anterior</i> prechádza na prednú stenu <i>processus alveolaris</i> čeľuste.
<i>ns</i>	nasospinale	1	6	Najhlbší bod spodného okraja <i>apertura piriformis</i> premietnutý do mediánnej roviny.
<i>rhi</i>	rhinion	1	1	Bod ležiaci na dolnom konci <i>sutura internasalis</i> .
<i>n</i>	nasion	1	3b	Priesečník <i>sutura nasofrontalis</i> s mediánnou rovinou.
<i>g</i>	glabella	3	6	Miesto na dolnom okraji čelovej kosti, ktoré leží v mediánnej rovine (najviac vpredú) nad koreňom nosa (<i>sutura frontonasalis</i>) medzi <i>arcus superciliares</i> .
<i>m</i>	metopion	3	6	Bod na priesečníku spojnice najvyšších bodov čelových hrbolov s mediánnou rovinou.
<i>b</i>	bregma	1	1	Bod, v ktorom sa stretáva <i>sutura sagittalis</i> so <i>sutura coronalis</i> .
<i>l</i>	lambda	1	1	Bod, v ktorom sa stretávajú obe ramená <i>sutura lambdoidea</i> so <i>sutura sagittalis</i> .
<i>i</i>	inion	1	3b	Bod ležiaci v mieste, v ktorom sa spájajú obe <i>lineae nuchae superiores</i> .
<i>op</i>	opisthocranion	3	4	Najposteriórnejší bod na záhlavnej kosti ležiaci v mediánnej rovine.
<i>o</i>	opisthion	2	3a	Bod na zadnom okraji <i>foramen magnum</i> v mieste, kde ním prechádza mediánna rovina.
<i>ba</i>	basion	2	3a	Bod na prednom okraji <i>foramen magnum</i> v mieste, kde ním prechádza mediánna rovina.
<i>sphba</i>	sphenobasion	1	3b	Priesečník <i>synchondrosis sphenoccipitalis</i> s mediánnou rovinou.
<i>ho</i>	hormion	1	6	Priesečník miesta, kde nasadá zadný okraj <i>vomeru</i> na telo klinovej kosti s mediánnou rovinou medzi <i>ala vomeris</i> .
<i>sta</i>	staphylion	1	6	Priesečník dotýčnice spájajúcej najviac vpredú ležiace body zadných okrajov obidvoch podnebných kostí s mediánnou rovinou.
<i>sr</i>	saurian (palate)	1	1	Bod na priesečníku <i>sutura palatina mediana</i> a <i>sutura palatina transversa</i> .
<i>fi</i>	foramen incisivum	1	3a	Priesečník <i>sutura palatina mediana</i> a zadného okraja <i>foramen incisivum</i> .
<i>ol</i>	orale	3	3b	Bod ležiaci na prednom okraji tvrdého podnebia, v ktorom sa kríži priamka spájajúca zadné okraje alveol oboch horných stredných rezákov s mediánnou rovinou.
<i>id</i>	infradentale	1	3b	Bod medzi strednými rezákmi sánky, v ktorom sa kríži predná hrana alveolárneho výbežku s mediánnou rovinou.
<i>gn</i>	gnathion	3	4	Najinferiórnejší bod na dolnom okraji sánky v mediánnej rovine.
<i>pg</i>	pogonion	3	4	Najvyšší bod (najanteriórnejší) bod <i>protuberantia mentalis</i> v mediánnej rovine.
<i>me</i>	menton	3	3b	Najanteriórno-inferiórnejší bod na symfýze sánky v mieste dotyku línie vychádzajúcej z bodu gonion.

Pozorované krivky sú krivky, ktoré vznikajú ako prienik dvoch hladkých anatomických plôch alebo ako prienik hladkej anatomickej plochy s rovinou (napr. rovinou symetrie). *Chrbtová (hrebeňová) krivka* je krivkou, ktorej zakrivenie kolmé na jej smer je maximálne v tomto smere. *Symetrická krivka* je krivka, ktorej odhad pomocou metódy najmenších štvorcov (MNS) patrí do mediánnej roviny. Medzi pozorované krivky patria: lebečné švy, symfýza sánky a obrys lebky v 2D projekcii; medzi chrbtové krivky patria: hrana *arcus superciliaris*, hrana *apertura piriformis*, hrana orbity, alveolárny hrebeň, hrana sánky; medzi symetrické krivky patria: symfýza sánky a *sutura sagittalis*.

Reliabilita, biologická a geometrická homológia (semi)landmarkov

Landmarky typu 1 sú vždy biologicky a geometricky homologické. Landmarky ostatných typov nie sú skoro nikdy biologicky homologické, ale vždy sú geometricky homologické.

Landmarky digitalizované v 2D z jednotlivých noriem obsahujú najmenej dve tretiny informácie obsiahnutej v 3D. Z toh-

to dôvodu je presnejšie digitalizovať (semi)landmarky priamo v 3D alebo v zrekonštruovanom 3D z niekoľkých projekcií (noríem). Z tohto hľadiska je 2D možné používať len vtedy, keď 3D nie je k dispozícii (Katina et al., 2004; Šefčáková, Katina, 2008). Definície mnohých landmarkov sú vytvorené za predpokladu orientácie lebky vo *Frankfurtskej horizontále* a obsahujú v sebe orientácie – anteriórnu, posteriórnu, inferiórnu, superiórnu, mediálnu a/alebo laterálnu. Mnohé landmarky sú definované ako prienik nejakej krivky (príp. štruktúry) s *mediánnou rovinou*. Obe tieto roviny však nie je možné v praxi objektívne pred meraním určiť, dá sa len subjektívne odhadnúť ich poloha. Preto landmarky, ktorých definície sú závislé od orientácie alebo prieniku s mediánnou rovinou, môžu mať teoreticky horšiu reliabilitu ako landmarky s definíciou nezávislou od týchto norín (napr. *glabella*, *orbitale*, *zygion*, *gnathion* a *menton*).

Ďalej je možné predpokladať, že (semi)landmarky na krivkách môžu mať reliabilitu horšiu v smere krivky ako v smere na ňu kolmom [všetky (semi)landmarky okrajov očí, napr. *orbitale* a *ektokonchion*]. Torzia krivky by na reliabilitu vplyv

Tabuľka 2. Bilaterálne body (Bräuer, 1988; Drozdová, 2004; Kuželka, 1999; Martin, Saller, 1957; modifikované a korigované)

Skratka	Názov	Klasif. 2D	Klasif. 3D	Definícia
<i>psa</i>	pseudoalare	1	3c	Bod, kde sa stretáva <i>sutura nasomaxillaris</i> s <i>apertura piriformis</i> .
<i>mnf</i>	maxillonasofrontale	1	1	Bod ležiaci v mieste, kde sa stretávajú švy <i>sutura frontonasalis</i> , <i>sutura frontomaxillaris</i> a <i>sutura nasomaxillaris</i> .
<i>mf</i>	maxillofrontale	1	3c	Bod na vnútornom okraji očnice (<i>crista lacrimalis anterior</i> – jej predĺženie), ktorým prechádza <i>sutura frontomaxillaris</i> .
<i>d</i>	dakryon	1	1	Bod na vnútornom okraji očnice, v ktorom sa spája čelová kosť s čelovým výbežkom hornej čeľuste a slznou kosťou.
<i>fmo</i>	frontomolare orbitale	1	3c	Bod na laterálnom okraji očnice, v ktorom ho pretína <i>sutura frontozygomatica</i> .
<i>fnt</i>	frontomolare temporale	1	3c	Najlaterálnejší bod <i>sutura frontozygomatica</i> , v mieste, kde bočná plocha <i>processus zygomaticus</i> čelovej kosti prechádza do zadnej plochy.
<i>zo</i>	zygoorbitale	1	3c	Priesečník dolného okraja očnice so <i>sutura zygomaticomaxillaris</i> .
<i>or</i>	orbitale	3	4	Najnižší bod spodného okraja očnice.
<i>ek</i>	ektokonchion	3	4	Bod na laterálnom okraji očnice v mieste, kde ho pretína priamka vychádzajúca z bodu <i>mf</i> a rovnobežná s horným okrajom očnice.
<i>zm</i>	zygomaxillare	1	3c	Najnižšie položený bod <i>sutura zygomaticomaxillaris</i> .
<i>ju</i>	jugale	2	4	Bod vo vrchole uhla, ktorý zvierajú <i>processus frontalis</i> a <i>processus temporalis</i> jarmovej kosti.
<i>zy</i>	zygion	3	5	Najlaterálnejšie položený bod na jarmovom oblúku.
<i>sz</i>	superior zygomaticum	1	3c	Najsuperiornejší bod ležiaci na <i>sutura zygomaticotemporalis</i> .
<i>ft</i>	frontotemporale	3	4	Bod nad <i>processus zygomaticus</i> čelovej kosti v najmediánnejšom mieste prehnutia <i>linea temporalis (superior)</i> .
<i>st</i>	stephanion	1	3c	Bod, v ktorom <i>sutura coronalis</i> pretína <i>linea temporalis</i> .
<i>au</i>	auriculare	3	4	Najlaterálnejší bod ležiaci na koreni jarmového oblúka, kolmo nad stredom <i>porus acusticus externus</i> .
<i>po</i>	porion	1	6	Bod na hornom okraji <i>porus acusticus externus</i> , ktorý je kolmo nad jeho stredom.
<i>eu</i>	euryon	3	5	Najlaterálnejší bod mozgovne.
<i>ast</i>	asterion	1	1	Bod v mieste dotyku švov <i>sutura lambdoidea</i> , <i>sutura occipitomastoidea</i> a <i>sutura parietomastoidea</i> .
<i>ms</i>	mastoideale	2	2	Bod ležiaci najnižšie na vonkajšej strane hrotu <i>processus mastoideus</i> .
<i>pa</i>	postalveolare	3	4	Bod ležiaci na najposteriornejšom konci alveolárneho hrebeňa.
<i>cb</i>	canine base	3	4	Bod ležiaci v strede alveolárneho okraja očného zuba.
<i>ekm</i>	ektomolare	3	5	Najlaterálnejší bod na vonkajšej ploche alveolárneho hrebeňa čeľuste.
<i>ml</i>	mentale	3	4	Najnižší bod na obvode <i>foramen mentale</i> .
<i>go</i>	gonion	3	4	Bod na uhle sánky, v ktorom sa spája spodný okraj tela a zadný okraj ramena sánky, orientovaný najviac inferiorne, posteriorne a laterálne.

mať nemala. Reliabilita (semi)landmarkov na ploche je závislá od jej krivosti, kde menej zakrivená plocha môže prinášať horšie možnosti na určenie súradníc (semi)landmarkov ako viac zakrivená plocha (napr. *gnathion*, *euryon*).

Zachovanosť štruktúr na ploche lebky, ako napr. švov (*sutura lambdoidea*, *s. occipitomastoidea* a *s. parietomastoidea*) alebo pozorovaných a chrptových (hrebeňových) kriviek (*lineae temporales* a ich možné rozdelenie a následná nutná modifikácia definície polohy bodov), hrá tiež dôležitú úlohu pri meraní súradníc (napr. *asterion* a *frontotemporale*). Neprítomnosť štruktúr (napr. odlomený dolný okraj nosových kostí) takisto znemožňuje spoľahlivo zmerať súradnice niektorých (semi)landmarkov (napr. *nasospinale* a *rhinion*).

Reliabilitu merania môže tiež negatívne ovplyvniť „manuálna“ konštrukcia (napr. *opisthocranion*, *staphylion*, *ektokonchion* a *auriculare*). Do kategórie „manuálnych“ („vizuálnych“) výpočtov patrí aj meranie súradníc (semi)landmarkov ako extrémov zakrivenia (porovnaj napr. *subspinale*, *mastoideale*, *gnathion* a *gonion*).

Je dôležité zdôrazniť, že matematickým výpočtom v PC je

možné „manuálne“ merania spresniť alebo nahradiť. Ako príklad uvádzame priesečníky s mediálnou rovinou (napr. *pogonion*, *glabella*, *opisthion* a *basion*), (semi)landmarky závislé od orientácie (napr. *gnathion*, *menton*, *glabella*, *orbitale* a *zygion*), skonštruované (semi)landmarky (napr. *staphylion*, *ektokonchion* a *auriculare*), (semi)landmarky ako lokálne extrémne zakrivenia (napr. *mastoideale*, *gonion*, *gnathion* a *subspinale*) a koncové body dĺžkových mier (napr. *opisthocranion*, *zygion* a *euryon*).

Miery a indexy a ich geometrická homológia

V KM je známych približne 120 mier a 80 indexov na lebke, dĺžkové miery sú definované pomocou (semi)landmarkov. Práve pre toto prepojenie s GM vyberáme najčastejšie používané a zároveň ilustračné miery a indexy z pohľadu GM (tab. 3; napr. Šefčáková et al., 2011).

Zabezpečiť biologickú homológiu mnohých vyššie spomenutých lineárnych mier a indexov je náročné, nakoľko miery nie sú definované pomocou biologicky homologických landmarkov /napr. M1, M8, M9, M11, M45, M47, M51, M52, M54 a M61; ďalej aj I1, I2, I3, I13, I38, I39, I42, I48, I55, I69, I71

Tabuľka 3. Definície mier a indexov (Bräuer, 1988; Drozdová, 2004; Kuželka, 1999; Martin, Saller, 1957; modifikované a korigované)

Skratka	Názov	Definícia
M1	najväčšia dĺžka mozgovne	Euklidovská vzdialenosť <i>glabella</i> – <i>opisthocranion</i> .
M5	dĺžka bázy lebky	Euklidovská vzdialenosť <i>nasion</i> – <i>basion</i> .
M8	najväčšia šírka mozgovne	Euklidovská šírka mozgovne kolmá na mediánnu rovinu, vzdialenosť <i>euryon sin.</i> – <i>euryon dex.</i>
M9	najmenšia šírka čela	Euklidovská vzdialenosť <i>frontotemporale sin.</i> – <i>frontotemporale dex.</i>
M11	biaurikulárna šírka	Euklidovská vzdialenosť <i>auriculare sin.</i> – <i>auriculare dex.</i>
M17	<i>basion-bregmatická</i> výška lebky	Euklidovská vzdialenosť <i>basion</i> – <i>bregma</i> .
M40	dĺžka tváre	Euklidovská vzdialenosť <i>basion</i> – <i>prosthion</i> .
M45	<i>bizygomatická</i> šírka tváre	Euklidovská vzdialenosť <i>zygion sin.</i> – <i>zygion dex.</i>
M47	výška tváre	Euklidovská vzdialenosť <i>nasion</i> – <i>gnathion</i> .
M48	výška hornej časti tváre	Euklidovská vzdialenosť <i>nasion</i> – <i>prosthion</i> .
M51	šírka očnice	Euklidovská vzdialenosť <i>maxillofrontale</i> – <i>ektokonchion</i> .
M52	výška očnice	Euklidovská vzdialenosť horného a dolného okraja očnice kolmo na M51.
M54	šírka nosa	Najväčšia šírka <i>apertura piriformis</i> .
M55	výška nosa	Euklidovská vzdialenosť <i>nasion</i> – <i>nasospinale</i> .
M61	<i>maxilloalveolárna</i> šírka	Euklidovská vzdialenosť <i>ektomolare sin.</i> – <i>ektomolare dex.</i>
I1	dĺžko-šírkový index	M8/M1
I2	dĺžko-výškový index	M17/M1
I3	šírko-výškový index	M17/M8
I13	transverzálny frontoparietálny index	M9/M8
I38	index tváre	M47/M45
I39	index hornej časti tváre	M48/M45
I42	index očnice	M52/M51
I42(1)	index orbitofacialis transversalis	M51/M45
I42(2)	index orbitofacialis verticalis	M52/M48
I48	index nosa	M54/M55
I55	index platofacialis transversalis	M61/M45
I60	čelustný index	M40/M5
I69	dĺžkový kraniofaciálny index	M40/M1
I71	transverzálny kraniofaciálny index	M45/M8
I73(a)	jugofrontálny index	M9/M45

a I73(a)/. Geometrickú homológiu však možno zabezpečiť, avšak len matematicky.

Klasifikácia anatomických kriviek a plôch na ľudskej lebke

Príkladmi kriviek na ľudskej lebke sú:

1. *alveolárna krivka* (*sin./dex.*) – krivka pozdĺž vonkajšieho okraja alveolárneho oblúka, začínajúca sa v bode *prosthion*, pokračujúca cez *canine base* do *postalveolare*;
2. *krivka nosovej apertúry* (*krivka hruškovitého otvoru, sin./dex.*) – krivka pozdĺž okraja/hrany *apertura piriformis*, začínajúca sa v bode *rhinion* a končiac sa v bode *nasospinale*;
3. *očnicová krivka* (*sin./dex.*) – krivka pozdĺž hrany očnice, začínajúca sa v *maxillofrontale*, pokračujúca cez *frontomolare orbitale*, *zygoorbitale* a končiac sa opäť v *maxillofrontale*;
4. *krivka arcus superciliaris* (*krivka obočného oblúka, sin./dex.*) – krivka začínajúca v bode *glabella*, pokračujúca pozdĺž *arcus superciliaris* do *frontomolare temporale*;
5. *zygomatická krivka* (*krivka jarmového oblúka, sin./dex.*) – krivka z bodu *auriculare*, pokračujúca po hornej hrane *arcus zygomaticus* a cez *jugale* do koncového bodu *frontomolare temporale*;
6. *nuchálna krivka* (*sin./dex.*) – krivka začínajúca sa v bode *mastoideale*, pokračujúca po *lineae nuchae superiores* a končiac sa v bode *inion*;
7. *mediánná krivka* – krivka prieniku mediánnej roviny s plochou lebky začínajúca sa v bode *rhinion*, potom prechádzajúca cez body *nasion*, *glabella*, *metopion*, *bregma* a *inion*, končiac sa v bode *opisthion*.

Očnicová krivka je *krivkou uzavretou*, ostatné sú *otvorené krivky*, kde sú koncové body buď fixované alebo otvorené v závislosti od toho, či je optimalizácia (relaxácia; pozri ďalej) polohy koncových bodov povolená alebo nie. Mediánná krivka je typom *nepárovej krivky*, všetky ostatné sú *párové krivky*.

Pod *anatomickou plochou* rozumieme plochu objektu (lebky) definovanú dostatočným množstvom geometricky homologických semilandmarkov. Hranice uzavretej (úplne ohraničenej) *anatomickej plochy* tvoria výhradne (semi)landmarky, anatomické krivky alebo prienik plochy s rovinou symetrie. Hranice čiastočne otvorenej (čiastočne ohraničenej) *anatomickej plochy* musia obsahovať aspoň jednu časť definovanú len semilandmarkami na ploche, kde nie je hranicou ani krivka a ani rovina symetrie.

Veľmi užitočná je aj práca s (*klasickými*) *plachami* (softvér Landmark), kde je možné súradnice bodov na ploche pomocou deviatich kontrolných bodov merať a navyše určiť množstvo rovnomerne rozdelených bodov medzi kontrolnými bodmi. V softvéri Landmark sa dá pracovať aj s *flexibilnými plachami*, kde možno hranice plochy modifikovať pomocou ďalších kontrolných bodov medzi deviatimi bodmi z klasickej plochy.

Príkladmi anatomických plôch (ohraničených bodmi, krivkami a prienikom plochy s rovinami) na ľudskej lebke sú:

1. *čelová plocha* – ohraničená krivkou *arcus superciliaris*, *linea temporalis* a *sutura coronalis*;
2. *nosová plocha* (*plocha nosových kostí*) (*sin./dex.*) – ohraničená *sutura internasalis*, *sutura frontonasalis* a *suturae nasomaxillares*;
3. *maxilárna plocha* (*sin./dex.*) – ohraničená krivkou hrany *apertura piriformis*, *sutura frontomaxillare*, *očnicovo*

vou krivkou, sutura zygomaticomaxillaris, alveolární krivkou a prienikom plochy os maxillare s mediánnou rovinou;

4. zygomatická plocha (sin./dex.) – ohraničená sutura zygomaticomaxillaris, očníkovou krivkou, sutura frontozygomatica, zygomatickou krivkou a sutura zygomaticotemporalis;
5. parietálna plocha (sin./dex.) – ohraničená linea temporalis, sutura coronalis, prienikom plochy neurokránia s mediánnou rovinou, nuchálnou krivkou;
6. temporálna plocha (sin./dex.) – plocha os temporale;
7. okcipitálna plocha (sin./dex.) – plocha os occipitale;
8. plocha podnebnéj kosti (sin./dex.) – plocha os palatinum;
9. plocha sánky – plocha mandibuly.

Plocha čelovej kosti a sánky sú nepárové plochy, ale je možné ich rozdeliť mediánnou rovinou na dve párové časti, v prípade sánky symfýzou). Ďalšie plochy sú plochy párové. Čelová, nosová, maxilárna, zygomatická, parietálna plocha, plocha podnebia a plocha sánky sú plochy uzavreté. Okcipitálna a temporálna sú plochy čiastočne otvorené. Plochy môžeme získať použitím prístroja MicroScribe® G2 ako oblak alebo sieť bodov, ktorý je potrebné následne matematicky spracovať, alebo z CT, kde je nutné na segmentáciu kosti buď špecifický „threshold“ alebo kosť manuálne segmentovať napr. v programe Amira. Výstupom je potom napr. súbor „obj“, ktorý obsahuje plochu lebky v podobe súradníc bodov, popisuje trianguláciu tejto plochy, príp. normály v bodoch a pod.

Poloautomatizované a automatizované meranie súradníc (semi)landmarkov

Je potrebné položiť otázku, či je možné merania poloautomatizovať alebo úplne automatizovať. Poloautomatizované meranie súradníc je meranie vykonávané v PC v nejakom 3D softvéri (napr. Landmark, Amira, Edgewarp a EVAN Toolbox), kde toto meranie môže byť spresnené pohľadom na viaceré 2D normy súčasne (Edgewarp a EVAN Toolbox), rotáciou 3D objektu v rovine rovnobežnej s pohľadom (Landmark), zobrazovaním normál meraných bodov (Landmark) alebo možnosťou pridať jednu dimenziu v podobe napr. farebne rozlíšeného znamienka krivosti (Landmark). Ďalšou pomôckou je možnosť práce s krivkami (Landmark), kde je možné súradnice bodov na krivke pomocou troch kontrolných bodov nielen merať, ale aj určiť množstvo ekvidistančných bodov na krivke, resp. v prípade potreby časti kriviek spájať do jednej krivky.

Automatizované meranie súradníc je meranie vykonávané v PC len pomocou nejakého matematického algoritmu, kde automatizácia striktné závisí od toho, či je matematický algoritmus presnejší a či sa dá vôbec použiť. Jeho použiteľnosť je daná aj tým, nakoľko je 3D rekonštrukcia (použitím MicroScribe® G2, laserového skenera, stereogrametrického kamerového systému alebo CT a pod.) vierohodná, teda ako sa podobá originálu lebky. Ďalším dôležitým kritériom je, či sa dá výpočtom doceliť geometrickú homológiu (semi)landmarkov na anatomických krivkách a plochách v celom náhodnom výbere. Ide o zovšeobecnenie geometrickej homológie landmarkov na krivky a plochy definované pomocou (semi)landmarkov. Tu sa geometrická homológia (semi)landmarkov na krivke chápe v zmysle minimalizácie nejakého matematického kritéria (ohybovej energie TPS alebo procrustovskej vzdialenosti; Bookstein, 1997), kde sa bod posúva po krivke dovtedy, pokiaľ jeho poloha (ako argument minimalizácie) nebude v zmysle kritéria optimálna. Preto hovoríme aj o optimalizácii polohy bodu na krivke. Žiada sa zdôrazniť, že ekvidistančne vzdialené body na krivke nie sú geometricky homologické. Aj napriek tomu však krivky ako celky môžu byť biologicky homologické (napr. lebečné švy). Optimalizácia polohy bodov na krivke na určitom objekte sa deje vždy vo vzťahu k nejakej referenčnej krivke

a ide o iteračný proces. Po zovšeobecnenej procrustovskej superimpozícii (ZPS) sa vykoná prvý krok, nájdu sa optimálne polohy bodov všetkých kriviek vo vzťahu k prvému odhadu procrustovského priemeru, potom nasleduje ďalšia ZPS atď. až dovtedy, pokiaľ je rozdiel predposledného a posledného kroku menší (v zmysle poklesu matematického kritéria) ako nejaké dostatočne malé číslo (prah, threshold). Podobný algoritmus sa aplikuje aj na body na ploche.

Porovnanie pozitív a negatív merania v 2D a 3D prístupe

Metodika merania súradníc (semi)landmarkov a výpočtu ich reliability na 2D fotografiách ako projekciách šiestich pohľadov (frontálny, laterálny sin. a dex., bazálny, vertikálny a okcipitálny) je problematická z viacerých uhlov pohľadu. Podľa vlastnej skúsenosti (SK) môžeme konštatovať, že rotácia lebky o uhol $\pm 5^\circ$ od jednej z vyššie spomenutých siedmich rovin kolmých na rovinu pohľadu vedie k umelým deformáciám získavaného obrazu, ktoré skutočnú variabilitu merania značne skresľujú. Z toho dôvodu nie je možné hovoriť o kolmých (ortogonálnych) projekciách lebky do rovin kolmých na rovinu pohľadu. Navyše je možné tieto roviny približne odhadnúť len z 3D rekonštrukcie lebky pomocou (semi)landmarkov, teda striktné matematicky, ako roviny najbližšie k množine vybraných (semi)landmarkov v zmysle MNŠ. Príkladom týchto rovin potrebných v 3D kvôli štandardnej orientácii lebky sú:

1. Frankfurtská horizontála – MNŠ rovina štatisticky odhadnutá zo súradníc štyroch bodov porion sin. a dex., orbitale sin. a dex.
2. Mediánná rovina – MNŠ rovina štatisticky odhadnutá zo súradníc všetkých nepárových (semi)landmarkov (možno ju použiť aj pri analýze asymetrie lebky).

Nepresnosť manuálneho stanovenia Frankfurtskej horizontály vyplýva z porušenia teoretického predpokladu geometrie štyroch bodov v rovine, kde úsečky porion sin. – orbitale sin. a porion dex. – orbitale dex. nemusia ležať v jednej rovine (a spravidla neležia, čo sa dá preveriť jedine matematicky, nakoľko nie je možné nastaviť lebku kranioforom presne do Frankfurtskej horizontály a ani asymetriu lebky presne ohodnotiť vizuálne), čo vedie k nepresnosti merania mnohých mier. Podobne manuálne stanovenie mediánnej roviny vedie k ďalším nepresnostiam, ktoré sú skomplikované hlavne veľkým počtom nepárových (semi)landmarkov. Chyby stanovenia mediánnej roviny sa potom v praxi kombinujú s nepresným stanovením Frankfurtskej horizontály.

Nezávisle na tom, či je lebka v normách nasnímaná správne alebo nesprávne, lineárne rozmery projektované do roviny (normy) budú kratšie, ak ich koncové body neležia v jednej rovine rovnobežnej s normou. Rotácia lebky o nejaký uhol od normy túto chybu ešte zväčší.

Ak získame nejakú nepriamu lineárnu mieru, teda mieru doloženú z viacerých priamo zmeraných lineárnych mier, táto nepriama miera bude akceptovateľná len vtedy, ak všetky koncové body ležia na jednej priamke. Napríklad suma nasledovných štyroch vzdialeností: vzdialenosť nasion – prosthion (výška tváre M48), vonkajšia výška prvého horného rezáka (M91), vonkajšia výška prvého dolného rezáka (M91) a vzdialenosť infradentale – gnathion (výška brady M69) je väčšia ako vzdialenosť nasion – gnathion. Táto nepriama miera preto nie je akceptovateľná ako vzdialenosť nasion – gnathion, nakoľko landmarky nasion, prosthion, infradentale a gnathion neležia na jednej priamke. Navyše nasion a gnathion neležia v rovine rovnobežnej s rovinou 2D snímky pri frontálnej norme, preto ich zmeraná vzdialenosť bude kratšia ako ich skutočná vzdialenosť.

Vlastné snímání lebky v jednotlivých normách by malo byť vykonané tak, aby os objektívu fotoaparátu bola kolmá na rovinu stanovenú príslušnou normou a navyše bola na kolmici vychádzajúcej z centroidu lebky (tento je možné odhadnúť len približne). Pri snímaní existuje veľa ďalších technických problémov spojených s fotografickým postupom, ktoré nie sú predmetom tohto článku.

Pri manuálnom 3D meraní je nutné, aby bol uhol pohľadu merajúceho človeka kolmý na malú oblasť lebky, v ktorej sa landmark nachádza. Tento pohľad je dobré kombinovať s pohľadom z iných uhlov, čo je možné len sekvenčne za sebou. V 2D takýto postup nahrádza kolmý pohľad na malú oblasť fotografie lebky okolo landmarku. Pri poloautomatickom 3D meraní je možné nahliadnuť na oblasť okolo landmarku z troch rôznych rovín pohľadu simultánne, ako aj priamo v 3D. 3D obraz je možné rotovať podľa potreby, čo je veľkou výhodou oproti 2D meraniu a manuálnemu 3D meraniu. Tým sa zabezpečí maximalizácia presnosti merania.

Meranie alebo vypočítanie hodnoty skutočného alebo *antropometrického rozmeru* (tu lineárneho) je možné len v 3D, keď jej výpočtovo zodpovedá euklidovská vzdialenosť dvoch bodov. Z hľadiska kompletnosti opisu musíme spomenúť aj ďalšie tri podzložky mier, ktoré predstavujú dekompozíciu antropometrickej miery na komponenty x , y a z za predpokladu, že lebka je orientovaná do Frankfurtskej horizontály a mediánnej roviny súčasne:

1. *komponent mediánno-laterálny* (x -komponent), rovný absolútnej hodnote rozdielu x -ových súradníc dvoch bodov;
2. *komponent inferio-superiórny* (y -komponent), rovný absolútnej hodnote rozdielu y -ových súradníc dvoch bodov;
3. *komponent postero-anteriórny* (z -komponent), rovný absolútnej hodnote rozdielu z -ových súradníc dvoch bodov.

Zoznam je modifikovaný podľa Farkasa (1994), ktorý uvádza komponenty y a z opačne a nehovorí o komponentoch, ale o pozíciách v zmysle relatívnej polohy bodov z pohľadu anatomického súradnicového systému. Náš systém vychádza z konvencie používanej v počítačovej grafike, kde x -os je horizontálna (orientovaná zľava – doprava, s pozitívnou poloosou vpravo od nuly), y -os vertikálna (orientovaná zdola – hore, s pozitívnou poloosou nad nulou) a z -os je orientovaná v smere kolmom na xy -rovinu (rovinu obrazovky, s pozitívnou poloosou pred obrazovkou). Na rozdiel od Farkasa (1994) je logickejšie hovoriť *inferio-superiórny* a nie *superio-inferiórny* (podobne *postero-anteriórny* a nie *anterio-posteriórny*) v zmysle jednotnej orientácie jednotlivých komponent (smere od negatívnej k pozitívnej poloosi). Na tomto mieste je treba upozorniť, že vzorec uvedený v publikácii Farkasa (1994) je nesprávny a pri podobných výpočtoch odporúčame postupovať podľa Vinceho (2005).

Výpočet reliability merania

Intraindividuálne a interindividuálne chyby možno objektívne matematicky hodnotiť buď zvlášť pre x a y súradnice (ako *výberový rozptyl* x a y súradníc), alebo simultánne ako *celkový rozptyl* (stopa kovariančnej matice príslušného landmarku). Výpočet prebieha pomocou lineárneho zmiešaného regresného modelu so strednou hodnotou x a y súradníc ako fixnými efektmi, identifikačné číslo osoby, ktorá meria, a poradia opakovania ako náhodnými efektmi. Chyby sú počítané v absolútnej škále v milimetroch a tiež v relatívnej škále škálované *výberovým rozptylom* x a y súradníc každého landmarku, resp. *celkovým výberovým rozptylom*. Merania na minimálne jednej lebke (optimálne piatich) je potrebné opakovať aspoň päťkrát pri účasti aspoň dvoch (optimálne päť) osôb merajúcich pri štandardizo-

vaných podmienkach. Nakoniec získame rozsah výberu pre výpočet reliability rovný minimálne $10 = 1 \times 5 \times 2$ (optimálne $125 = 5 \times 5 \times 5$). K hodnoteniu reliability treba pridať aj opakované snímání toho istého objektu (lebky, aspoň dvakrát) laserovým skenerom, stereogrametrickým kamerovým systémom alebo CT (podľa použitého prístroja).

Záver

Článok predkladá nové teoretické poznatky v oblasti reliability merania na ľudskej lebke z pohľadu klasickej ako aj geometrickej morfometrie. Publikované klasifikácie (semi)landmarkov sú doplnené o príklady, ktoré doteraz publikované v tekejšej šírke neboli. Ďalšími prínosmi článku sú:

- 1) diskusia o reliability vo vzťahu k biologickej a geometrickej homológii (semi)landmarkov, mier a indexov;
- 2) klasifikácia anatomických kriviek a plôch na ľudskej lebke;
- 3) diskusia o poloautomatickom a automatickom meraní súradníc (semi)landmarkov;
- 4) popis algoritmu výpočtu reliability merania, ktorého použitie by malo byť základom metodiky každého morfometrického článku.

Použitie 2D fotografií (vrátane sklenených negatívov) na meranie možno z hľadiska reliability použiť len v prípadoch, keď nie je originálna lebka v 3D k dispozícii. Ak máme k dispozícii lebku alebo jej časť v 3D, použitie medzilandmarkových vzdialeností na analýzu nepostačuje. Na opis tak komplexného objektu ako je ľudská lebka alebo nejaká jej časť, nestačí len použitie landmarkov, ale je nutné použiť okrem landmarkov aj anatomické krivky, ktoré je optimálne doplniť aj o anatomické plochy.

Ako vidieť z predchádzajúceho textu – tam, kde sa v našom prípade končí práca v oblasti antropológie, začína sa práca v oblasti počítačovej geometrie a fyziky na získanie počítačovej rekonštrukcie objektu, po ktorej nasleduje práca numerického matematika alebo štatistika, čo možno doplniť prácou z oblasti diferenciálnej geometrie a pod. Je zrejmé, že GM je *interdisciplinárna veda* na pomedzí niekoľkých prírodovedných odborov, ktoré by mali v záujme vedy spolupracovať.

Pre morfometriu, či už klasickej alebo geometrickej, je dôležité, aby sa teoretické znalosti rozdiskutované v tomto článku aplikovali priamo do praxe. Tým sa vylepšia merania prostredníctvom zníženia veľkosti a pravdepodobnosti systematických chýb na minimálnu možnú mieru, najmä v prípade maximálneho (kompromisného) použitia automatizácie merania, 3D počítačovej grafiky a matematických výpočtov v PC. Následné použitie statickej štatistickej grafiky a animácií umožní zobrazíť výsledky merania v podobe, akú antropológia v čase Martina, Sallera a Knussmana ešte nepoznala. Napriek tomu treba konštatovať, že ich práce boli na ten čas priekopnícke a predbehli svoju dobu, ktorú matematika, štatistika a počítačová grafika dobehla len v poslednom desaťročí.

Podakovanie

Táto štúdia bola podporená grantom VEGA 1/0133/10 „Applikácia geometrickej morfometrie na stanovenie exogénnych prvkov v ranostredovekých populáciách Slovenska“. Autori ďakujú anonymným oponentom za detailnú revíziu rukopisu, ktorá prispela k jeho skvalitneniu.

Súhrn

Cieľom predloženej štúdie je konfrontovať metódy tradičnej (klasickej) morfometrie (TM) s metódami geometrickej morfometrie (GM). TM využíva priame meranie metrických charakteristík sledovaného objektu s použitím antropometrických prístrojov. Pomocou GM je objekt analyzovaný vo virtuálnom

prostředí a okrem metrických charakteristik umožňuje sledovať aj jeho tvar nezávisle na jeho polohe, orientácii a veľkosti. Predložená štúdia je zameraná na klasifikáciu chýb súvisiacich s meraním v TM a GM, ako aj na možnosti ich minimalizácie. Uvedený je tiež prehľad a klasifikácia (semi)landmarkov v závislosti od ich reliability. Kým pri 2D analýzach rozlišujeme len 3 typy landmarkov, pri 3D prístupe je možné rozlíšiť až deväť typov (semi)landmarkov. Definované sú aj vybrané krivky a plochy na lebke. Z porovnania 2D a 3D analýz vyplýva, že použitie 2D fotografií je vhodné na meranie použiť len v prípade, ak analyzovaná lebka nie je k dispozícii. Len nepatrná rotácia lebky od tzv. štandardizovaných rezov lebky (noriem) vedie k umelým deformáciám, ktoré skutočnú variabilitu merania veľmi skresľujú. 3D prístup, na rozdiel od 2D prístupu, ponúka nielen bohatšiu informáciu o tvare objektu nielen pridaním tretích súradníc landmarkov, ale aj presnejšie merania aj vďaka matematickým výpočtom Frankfurtskej horizontály a mediánnej roviny. Komplexnosť popisu ľudskej lebky v 3D pomocou súradníc landmarkov je obohatená súradnicami semi-landmarkov na krivkách a plochách, ktoré musia byť geometricky homologické, čo je aj základným predpokladom pri výpočte lineárnych mier. Hlavnou výhodou GM je zachovanie geometrie študovaného objektu a možnosť tvorby grafických výstupov asociovaných s tvarovými zmenami. Avšak štatistická analýza GM dáť je podstatne zložitejšia v porovnaní s analýzou TM dáť v dôsledku mnohorozmerných vzťahov súradníc (semi) landmarkov, ale na druhej strane je obohatená o triangulované body na ploche. V GM je dôležitá spolupráca antropológov s matematikmi, štatistikmi a informatikmi – začínajúc dizajnom merania, ako aj počas merania, s cieľom eliminovať chyby merania, ďalej aj počas štatistických analýz a končiac interpretáciou výsledkov použitím statických a animovaných štatistických vizualizačných metód.

Literatúra

- ADAMS, DC., ROHLF FJ., SLICE DE. Geometric morphometrics: Ten years of progress following the 'revolution'. *Italian Journal of Zoology*, 2004, vol. 71, p. 5–16.
- BENAZZI, S., BERTELLI, P., LIPPI, B., BEDINI, E., CAUDANA, R., GRUPPIONI, G., MALLEGGNI, F. Virtual anthropology and forensic arts: the facial reconstruction of Ferrante Gonzaga. *Journal of Archaeological Science*, 2010, vol. 37, p. 1572–1578.
- BENAZZI, S., COQUERELLE, M., FIORENZA, L., BOOKSTEIN, FL., KATINA, S., KULLMER, O. Comparison of Dental Measurement Systems for Taxonomic Assignment of First Molars. *American Journal of Physical Anthropology*, 2011a, vol. 144, no. 3, p. 342–354.
- BENAZZI, S., FIORENZA, L., KATINA, S., BRUNER, E., KULLMER, O. Quantitative Assessment of Interproximal Wear Facet Outlines for the Association of Isolated Molars. *American Journal of Physical Anthropology*, 2011b, vol. 144, no. 2, p. 309–316.
- BIGONI, L., VELEMÍNSKÁ, J., BRŮŽEK, J. Three-dimensional geometric morphometric analysis of cranio-facial sexual dimorphism in a Central European sample of known sex. *HOMO – Journal of Comparative Human Biology*, 2010, vol. 61, no. 1, p. 16–32.
- BOOKSTEIN, F. L. *Morphometric tools for landmark data: geometry and biology*. Cambridge: Cambridge University Press, 1997.
- BOOKSTEIN, FL., B. CHERNOFF, R. ELDER, J. HUMPHRIES, G. SMITH, STRAUSS, R. *Morphometrics in evolutionary biology*. Philadelphia: Academy of Natural Sciences, 1985.
- BOOKSTEIN, FL., GREEN, WDK. Edgewarp: A flexible program package for biometric image warping in two dimensions. *SPIE Proceedings*, 1994, vol. 2359, p. 135–147. Available: <ftp://brainmap.med.umich.edu/pub/edgewarp>.
- BRAGA, J., TREIL, J. Estimation of pediatric skeletal age using geometric morphometrics and three-dimensional cranial size changes. *International Journal of Legal Medicine*, 2007, vol. 121, p. 439–443.
- BRAÜER, G. Osteometrie. In KNUSSMANN, R. (ed.). *Handbuch der vergleichenden Biologie des Menschen. Band I, 1. Teil*. Stuttgart, New York: Gustav Fischer Verlag, 1988, p. 160–232.
- COQUERELLE, M., BAYLE, P., BOOKSTEIN, FL., BRAGA, J., HALAZONETIS, DJ., KATINA, S., WEBER, GW. The association between dental mineralization and mandibular form: a study combining additive conjoint measurement and geometric morphometrics. *Journal of Anthropological Sciences*, 2010, vol. 88, p. 129–150.
- DROZDOVÁ, E. *Základy osteometrie*. Brno: Nadace Universitas Masarykiana v Brně, Akademické nakladatelství Cerm v Brně, Masarykova univerzita v Brně, Nakladatelství a vydavatelství Nauma v Brně, 2004.
- FARKAS, LG. (ed.). *Anthropometry of the Head and Face*. New York: Raven Press, 1994.
- FRANKLIN, D., CARDINI, A., O'HIGGINS, P., OXNARD, CHE., DADOUR, I. Mandibular morphology as an indicator of human subadult age: geometric morphometric approaches. *Forensic Science, Medicine and Pathology*, 2008, vol. 4, p. 91–99.
- FRANKLIN, D., OXNARD, CHE., O'HIGGINS, P., DADOUR, I. Sexual Dimorphism in the Subadult Mandible: Quantification Using Geometric Morphometrics. *Journal of Forensic Science*, 2007, vol. 1, p. 6–10.
- GONZALES, PN., BERNAL, V., PEREZ, I. Analysis of Sexual Dimorphism of Craniofacial Traits Using Geometric Morphometric Techniques. *International Journal of Osteoarchaeology*, 2011, vol. 21, p. 82–91.
- GUNZ, P., MITTEROECKER, P., NEUBAUER, S., WEBER, GW., BOOKSTEIN, FL. Principles for the Virtual Reconstruction of Hominin Crania. *Journal of Human Evolution*, 2009, vol. 57, p. 48–62.
- <http://evan-society.org>, 29.11.2011
- <http://graphics.idav.ucdavis.edu/research/projects/EvoMorph>, 29.11.2011
- <http://www.amira.com>, online, 29.11.2011
- KATINA, S., BOOKSTEIN, FL., GUNZ, P., SCHAEFER, K. Was it worth digitizing all those curves? A worked example from craniofacial primatology. *American Journal of Physical Anthropology*, 2007, Suppl. 44, p. 140.
- KATINA, S., ŠEFCÁKOVÁ, A., VELEMÍNSKÁ, J., BRŮŽEK, J., VELEMÍNSKÝ, P. A geometric approach to cranial sexual dimorphism in fossil skulls from Předmostí (Upper Palaeolithic, Czech Republic). *Časopis Národního muzea, Řada přírodovědná, (J. Nat. Mus., Nat. Hist. Ser.)*, 2004, vol. 173, no. 1–4, p. 133–144.
- KNUSSMANN, R. (ed.) *Anthropologie. Handbuch der vergleichenden Biologie des Menschen, Band I, 1. Teil*. Stuttgart, New York: Gustav Fischer Verlag, 1988.
- KUŽELKA, V. Osteometrie. In Stloukal, M. (ed.). *Antropologie. Příručka pro studium kostry*. Praha: Národní muzeum, 1999.
- MARTIN, R., SALLER, K. *Lehrbuch der Anthropologie in systematischer Darstellung*. Stuttgart: Gustav Fischer-Verlag, 1957.
- NEUSTUPA, J., ŠTASTNÝ, J. The geometric morphometric study of Central European species of the genus *Micrasterias* (Zygnematophyceae, Viridiplantae). *Preslia*, 2006, vol. 78, p. 253–263.
- SHOLTS, SB., WALKER, PH., KUZMINSKY, SC., MILLER,

- KWP., WÄRMLÄNDER, SKTS. Identification of Group Affinity from Crosssectional Contours of the Human Midfacial Skeleton Using Digital Morphometrics and 3D Laser Scanning Technology. *Journal of Forensic Science*, 2011, vol. 56, no. 2, p. 333–338.
- SLICE, DE., (ed.). *Modern Morphometrics in Physical Anthropology*. New York: Kluwer Academic Publishers, 2005.
- SLICE, DE. Geometric morphometrics. *Annual Review of Anthropology*, 2007, vol. 36, p. 261–281.
- ŠEFČÁKOVÁ, A., KATINA, S. Geometric analysis of the variability in skull shape of individuals from Předmostí and comparison with modern populations from the methodological point of view. In VELEMÍNSKÁ, J., BRŮŽEK, J. *Early modern humans from Předmostí near Přerov, Czech Republic: a new reading of old documentation*. Praha: Academia, 2008, p. 87–101.
- ŠEFČÁKOVÁ, A., KATINA, S., VELEMÍNSKÁ, J., BRŮŽEK, J., VELEMÍNSKÝ, P. Geometric analysis of sexual dimorphism in upper palaeolithic skulls from Předmostí (Czech republic). *Slovenská antropológia. Bulletin Slovenskej antropológickej spoločnosti pri SAV*, 2003, vol. 6 (n. s. 1), p. 141–146.
- ŠEFČÁKOVÁ, A., KATINA, S., BRŮŽEK, J., VELEMÍNSKÁ, J., VELEMÍNSKÝ, P. Neskoromladopaleolitická lebka z Moče (južné Slovensko): porovnanie s recentnou populáciou pomocou geometrickej morfometrie. *Acta Rer. Natur. Mus. Nat. Slov.*, 2008, vol. 54, no. 75–86.
- ŠEFČÁKOVÁ, A., KATINA, S., MIZERA, I., HALOUZKA, R., BARTA, P., THURZO, M. The Late Upper Palaeolithic skull from Moča (Slovak Republic) in the Central European Context. *Acta Mus. Nat. Pragae, Ser. B, Hist. Nat.*, 2011, vol. 67, no. 1–2, p. 3–24.
- VINCE, J. *Geometry of Computer Graphics*. London: Springer, 2005.
- WAGNER, GP. The biological homology concept. *Annu. Rev. Ecol. Syst.*, 1989, vol. 20, p. 51–69.
- WEBER, GW., BOOKSTEIN, FL. *Virtual Anthropology – A Guide to a New Interdisciplinary Field*. Wien, New York: Springer Verlag, 2011.
- ZELDITCH, ML., SWIDERSKI, DL., SHEETS, DH., FINK, WL. *Geometric morphometrics for biologists: a primer*. London: Elsevier Academic Press, 2004.

ZÁKLADNÍ MORFOLOGICKÉ CHARAKTERISTIKY, TĚLESNÉ SLO- ŽENÍ A SEGMENTÁLNÍ ANALÝZA U VYBRANÝCH VRCHOLOVÝCH HRÁČŮ LEDNÍHO HOKEJE NEJVYŠŠÍ RUSKÉ SOUTĚŽE

**The basic morphological characteristics,
body composition and segmental analysis
in elite-level ice hockey players
of the professional russian hockey league**

Martin Sigmund¹, Iva Dostálová²

¹Science Pro, s.r.o., Olomouc, Česká republika

²Katedra aplikovaných pohybových aktivit, Fakulta tělesné kultury, Univerzita Palackého v Olomouci, Česká republika

Abstract

The stature and body weight represents the basic morphological characteristics that can indicate possible quality of top sportsmen considering their specialization. Concurrently with knowledge of parameters of body composition, representation of body fat and fat free mass, we get relatively good picture about current state of that sportsman. We can predict possible productivity, because somatic characteristics of sportsmen are important presumption to their performance.

The primary purpose of this study was to determine the basic somatic characteristics and to compare used anthropometric methods in specific group of elite-level ice hockey players from Kontinental Hockey League (KHL). There were totally 51 professional ice hockey players.

Regarding fundamental morphological characteristics (stature, body weight) we can conclude that observed players are significantly taller and heavier than normative data of population. These parameters manifest in higher BMI which indicates overweight. We cannot say that our sportsmen have tendency to obesity that they are overweight, the reason is higher proportion of fat free mass. Total body fat represents about 12%. FFM represents on an average 80 kg. Considering game position there were differences, defencemen were the tallest with the heaviest body weight. Hockey forwards were on average 2.5 cm shorter and 2 kg lighter than hockey defencemen. The shortest and lightest were hockey goalkeepers.

To determine the body composition we used bioimpedance method by instrument Tanita BC-418 MA and three anthropometrical methods. We can conclude that bioimpedance measurement in the specific group of professional ice hockey players seems to be appropriate and reliable method. On the contrary the antropometric mesurement by Drinkwater and Ross showed to be inconvenient.

The average profil of the ice hockey player 28/184/91/27/12 (age, stature, weight, BMI, fat%) presents similar qualitative characteristics as elite-level ice hockey players playing in NHL.

Key words: stature, body weight, bioimpedance, ice hockey, men

Úvod

Tělesná výška a tělesná hmotnost představují základní morfologické ukazatele, které prvotně napoví o možných dispozicích vrcholového sportovce s ohledem na jeho specializaci. Pokud k primárním morfologickým dispozicím přidáme i zna-

lost tělesného složení, zastoupení tukové frakce a tukuprosté hmoty, dostáváme poměrně dobrý obrázek o aktuálním stavu sportovce. Z těchto ukazatelů již můžeme predikovat možnou výkonnost, neboť somatická charakteristika sportovců vytváří důležitý předpoklad k její realizaci (Montgomery, 2006; Pavlík, 1999; Riegerová, Přidalová, Ulbrichová, 2006). V současném vrcholovém sportu, v tomto případě v ledním hokeji, se jeví jako nereálné prosadit se bez optimálního rozvoje všech strukturálních faktorů výkonnosti.

Současný vrcholový sport odráží prvky moderní doby. Mnoho činností v životě dnešního člověka je ovlivňováno výkonovou komponentou, a to jak v pracovním, tak zejména ve sportovním prostředí. Jedná se o kompetitivní prostředí, ve kterém může uspět pouze jedinec s optimálním rozvojem potřebných vlastností, schopností a dovedností. V našem případě se zaměřujeme na oblast somatických parametrů u současných vrcholových hráčů ledního hokeje. Vzhledem ke skutečnosti, že se velmi dynamicky rozvíjí nejvyšší hokejová soutěž na území Ruska a přilehlých států, zajímá nás úroveň morfologických parametrů hráčů působících v této soutěži.

Lední hokej patří z hlediska fyziologického k intervalovému a přerušovanému typu pohybové aktivity (Heller, Vodička, Pavliš, 2008; Montgomery, 2000). Dosažení nejvyšší výkonnosti rovněž vyžaduje výrazný rozvoj motorických schopností a dovedností a celkově vysokou úroveň rozvoje tělesné zdatnosti. S tím souvisí i předpoklad optimálního rozvoje somatických parametrů, které tvoří důležitou součást struktury sportovního výkonu hráčů ledního hokeje na nejvyšší výkonnostní úrovni (Bukač, Dovalil, 1990; Perič, 2006; Perič, Dovalil, 2010).

Systematické sledování základních tělesných parametrů u hráčů ledního hokeje lze sledovat již v počátku 20. století. Přesněji od roku 1917 se datují první antropometrické ukazatele, které byly zaznamenány. Jednalo se především o hráče Montrealu Canadiens, jejichž mužstvo patřilo mezi zakládající členy severoamerické hokejové ligy. Od dvacátých let minulého století jsou tak hráči pravidelně podrobováni systematickému šetření a jejich výsledky pečlivě vyhodnocovány (Montgomery, 2006). Lední hokej je poměrně oblíbenou a rozšířenou sportovní aktivitou, a proto i odborná veřejnost tomu věnuje náležitou pozornost. Pravidelně jsou analyzovány antropometrické charakteristiky, funkční parametry, biochemické ukazatele, jednotlivé schopnosti a dovednosti apod. (Agre et al., 1988; Burr et al., 2008; Cox et al., 1995; Montgomery, 2000, 2006; Montgomery, Dallaire, 1986; Palmer, Spriet, 2008; Zryd et al., 2009). Rovněž i v domácí odborné literatuře lze nalézt studie, které se podrobně věnují problematice biomedicínských aspektů vrcholových hráčů ledního hokeje (Bukač, Dovalil, 1990; Heller, Pavliš, 1998; Heller, Vodička, Pavliš, 2008; Pauer et al., 1982; Seliger et al., 1980).

Morfologické předpoklady tak představují důležitou proměnnou, která se významně podílí na výkonnosti jedince. Tuto skutečnost si plně uvědomují jak samotní hráči, tak především ti, kteří se podílejí na výběru hráčů pro konkrétní týmy v těch nejvyšších světových ligách.

Bez pravidelného screningu a znalosti aktuální úrovně jednotlivých předpokladů sportovní výkonnosti hráčů, není možné zodpovědně kooperovat na jejich výběru a rozvoji potenciálu hráče.

Cíl

Hlavním cílem naší studie je definovat aktuální morfologické charakteristiky vrcholových hráčů ledního hokeje působících v nejvyšší ruské soutěži, rozšíření poznatků a doplnění databanky údajů profesionálních sportovců nejvyšší výkonnostní úrovně.

Metodika

Šetření se zúčastnilo celkem 51 vrcholových hráčů ledního hokeje působících v ruské nejvyšší soutěži. Výzkumný soubor představují vrcholoví hráči seniorské kategorie, kteří již dosáhli maximální výkonnosti a mají za sebou prokazatelné úspěchy v klubovém i mezinárodním měřítku. Ve výsledkové části prezentujeme základní data u 51 hráčů ledního hokeje. U 31 hráčů byla provedena antropometrická měření a současně vyšetření pomocí metody bioelektrické impedance (BIA) (tab. 1–5). V případě, že ze strany hráčů nebyly dodrženy doporučení pro aplikaci metody BIA, nebyly z důvodu objektivit a validity jednotlivé výstupy započítány do výsledků šetření.

Dále byli hráči rozčleněni na subsoubory podle herní specializace (brankář, obránce, útočník) (tab. 2, tab. 5). Průměrný věk hráčů činil 27,54 let. Pro kvalitativní charakteristiku sledovaného souboru lze upřesnit, že v souboru jsou hráči, kteří mají zkušenosti z olympijských her, mistrovství světa, kanadsko-americké NHL. Mezi sledovanými hráči bylo několik mistrů světa, i opakovaných, několik vítězů kanadsko-americké NHL (Stanley Cup). Většina hráčů nastoupila nebo pravidelně nastupuje za národní reprezentace svých zemí, ze kterých pocházejí (Rusko, Bělorusko, Lotyšsko, Kazachstán, Česká republika, Norsko, Finsko, Švédsko). Lze tedy konstatovat, že předložený soubor reprezentuje aktuálně nejvyšší světovou úroveň seniorských hráčů ledního hokeje.

V rámci šetření bylo postupováno v souladu s mezinárodními standardy ISAK (Hume, Marfell-Jones, 2008; Marfell-Jones et al., 2006; Norton et al., 1996). Byla použita standardizovaná, unifikovaná antropometrická metodika. Metoda kaliperace pomocí kaliperu typu Best se styčnou plochou 3 mm o přitlačné síle 2 N. Pro posouzení tukové frakce a aktivní tělesné hmoty jsme pracovali s metodikami podle Pařízkové, Matiegky a Drinkwatera a Rosse (Pařízková, 1998; Riegerová, Přidalová, Ulbrichová, 2006).

Pro určení tělesného složení a segmentální analýzu těla byla využita metoda tetrapolární elektrické bioimpedance (BIA) pomocí přístroje Tanita BC-418 MA (Tanita, Japonsko). Jedná se o neinvazivní tetrapolární bioimpedanční metodu s využitím osmi senzorů. TANITA BC-418 MA splňuje platné evropské normy (93/42EEC, 90/384/EEC) pro užití v oblasti zdravotnictví. Přístroj pracuje na principu průniku střídavého elektrického proudu (frekvence 50 kHz) lidským tělem s následným vyhodnocením odporu (impedance). Přesnost měření při určení tělesné hmotnosti činí 100 g (Body composition analyzer BC-418 – Instruction Manual).

Jediným možným časovým intervalem pro vlastní měření, vzhledem ke specifickému dennímu režimu probandů, byl čas v ranních hodinách. Byla dodržena doporučená teplota 25 °C ve vyšetřovací místnosti. Hráči před BIA vyšetřením nejedli ani nepili. Byl dodržen interval 12 hodin po výkonu náročné pohybové činnosti. Současně byla splněna podmínka nepožití alkoholických nápojů za posledních 48 hodin a žádný z hráčů neuváděl užití diuretik. V rámci vlastního měření byl u všech měřených hráčů přes ovládací panel přístroje doplněn údaj o pohlaví, tělesné výšce a nastaven režim – athletic, pro bioimpedanční vyšetření a následné určení sledovaných hodnot.

Výzkumná data byla zpracována odpovídajícími postupy v programu Antropo a v programu Statgraphics vers. 5.0. Pro každou proměnnou byly vypočteny základní statistické veličiny a ověřena normalita rozložení pomocí Shapiro-Wilkova testu. Pro hodnocení průměrných diferencí byl využit Studentův t-test. Hladina statistické významnosti byla testována na úrovni $p \leq 0,05$, $p \leq 0,01$.

Pro srovnání sledovaných charakteristik byla dále použita data z vlastních šetření vrcholových hráčů ledního hokeje

v ČR, respektive data ze zahraničních odborných studií, které se jeví jako vhodná pro komparaci a nelze je opomenout (Agre et al., 1988; Burr et al., 2008; Cox et al., 1995; Gröger et al., 2001; Hoff et al., 2005; Montgomery, 2006; Zryd et al., 2009).

Výsledky

Tělesná výška, tělesná hmotnost, BMI

Průměrná hodnota tělesné výšky našeho souboru vrcholových hráčů ledního hokeje působících v ruské nejvyšší soutěži představuje 184,3 cm. Z hlediska herního postavení byly rovněž zjištěny určité difference. Nejvyšších hodnot průměrné tělesné výšky dosahují hokejoví obránci, jejichž průměrná hodnota převyšuje 186 cm (tab. 2). Hráči působící na postu útočníka dosahují průměrně 183,7 cm a nejnižší hodnoty byly zjištěny u brankářů.

Průměrné hodnoty tělesné hmotnosti u hráčů ledního hokeje dosahují 91,1 kg (tab. 1). Nejnižší hodnota tělesné hmotnosti činila 71 kg a nejvyšší zjištěná hodnota byla 118 kg. U nesportujících jedinců bychom mohli hovořit o nadváze a předpoklá-

dat možné souvislosti ve vztahu k obezitě. V tomto kontextu však nelze uvažovat, neboť velká část této masy připadá na aktivní tělesnou hmotu. Rozdíly byly nalezeny i z hlediska herní specializace. Nejvyšší průměrnou hmotnost vykazují hokejoví obránci. Ta představuje hodnotu 93,1 kg. Útočníci dosahují v průměru 90,9 kg a nejnižší hodnoty byly zjištěny opět u hokejových brankářů. Zde se průměrná hmotnost pohybuje na úrovni 83–84 kg. Hokejoví brankáři jsou tak významně lehčí než útočníci a zejména pak obránci.

Průměrná hodnota body mass indexu u našich vrcholových hráčů ledního hokeje činí 27,1 bodu (tab. 1). Z hlediska normativních hodnot podle Světové zdravotnické organizace (WHO) se jedná o pásmo nadváhy. V tomto kontextu však nelze uvažovat. Jedná se o vrcholové sportovce s vysokým zastoupením tukuprosté hmoty, tudíž hodnocení body mass indexu podle WHO zde nemá své opodstatnění. U těchto vrcholových sportovců je třeba brát v úvahu poměr jednotlivých komponent složení těla, především relativní a absolutní zastoupení tukové frakce.

Tabulka 1. Základní charakteristiky hráčů LH

	Hráči LH (n = 51)			
	M	SD	MIN	MAX
věk (roky)	27,54	5,24	19,14	39,75
tělesná výška (cm)	184,29	5,60	173,50	196,00
tělesná hmotnost (kg)	91,06	8,39	71,00	118,00
BMI (kg/m ²)	27,12	1,98	20,30	30,72

Poznámka: BMI – body mass index.

Tabulka 2. Základní charakteristiky hráčů LH z hlediska herní specializace

	Brankáři (G) (n = 5)		Obránci (D) (n = 19)		Útočníci (F) (n = 27)	
	M	SD	M	SD	M	SD
věk (roky)	29,22	7,34	26,63	5,05	27,84	5,16
tělesná výška (cm)	182,30	4,06	186,23	4,78	183,70	6,14
tělesná hmotnost (kg)	83,62	8,08	93,08	6,03	90,90	9,23
BMI (kg/m ²)	25,25	3,33	27,05	1,40	27,17	1,95

Poznámka: BMI – body mass index.

Tělesné složení a segmentální analýza

Tělesné složení bylo zjišťováno antropometricky a bioimpedančně. Pro přehlednost jsou průměrné hodnoty prezentovány v tabulce 3 a 5.

Zjištěné průměrné zastoupení tělesného tuku (FM – fat mass) u vrcholových hráčů ledního hokeje se pohybuje kolem 12 % (tab. 3). Zbývající část v rámci tělesné kompozice představuje tukuprostá hmota (FFM). Ta představuje hodnotu na úrovni 80 kg při průměrné hmotnosti hráčů přes 91 kg.

Z hlediska srovnání výpovědních hodnot metod pro určení tělesného složení sledujeme určité difference. Nejvyšší průměrnou hodnotu v zastoupení tělesného tuku vykazuje antropometrické zhodnocení podle Pařízkové (12,9 %). Průměrná hodnota tělesného tuku na základě tetrapolární bioimpedance činí 12,4 %. Antropometricky zjištěné zastoupení tukové frakce podle Matiegky představuje hodnotu 11,0 % a podle Drinkwata a Rosse to je pouze 9,1 %. Při statistickém posouzení (tab. 4) se ukazuje, že antropometrické určení zastoupení tělesného tuku podle Drinkwata a Rosse signifikantně podhodnocuje množství zjištěného tělesného tuku, a to ve vztahu ke všem zbývajícím metodám. Vzájemné srovnání výsledných hodnot podle metodického postupu Pařízkové, Matiegky a tetrapolární bioimpedance nevykazuje signifikantní rozdíly. Nejnižší vzájemné difference vykazují výsledky bioimpedance a metodika podle Pařízkové (tab. 3, 4).

V tabulce 5 jsou vyhodnoceny výsledky segmentální analýzy. Z hodnot je patrné, že nejvyšší průměrné zastoupení tělesného tuku u vrcholových hráčů ledního hokeje je v oblasti dolních končetin a představuje hodnoty na úrovni 15 %. Tělesný tuk na horních končetinách činí kolem 12 % a na trupu se centrální zastoupení tělesného tuku pohybuje na úrovni 12–13 %. Celkově však segmentální rozložení tělesného tuku u našeho souboru považujeme za poměrně rovnoměrné.

Zastoupení tělesného tuku na základě tetrapolární bioimpedance s ohledem na herní postavení vykazuje minimální difference. Zjištěné hodnoty oscilují na hodnotách v rozpětí 12–13 %, což koresponduje s průměrným nálezem 12,4 % tělesného tuku (BIA) u celého souboru vrcholových hráčů ledního hokeje. Z hlediska segmentální analýzy zastoupení tělesného tuku a vztahu k herní specializaci byly zjištěny mezi obránci a útočníky obdobné hodnoty. Ve všech sledovaných segmentech (RA, LA, TR, RL, LL) difference nepřekračuje 0,65 % v zastoupení tukové hmoty. Rozdíly mezi obránci a útočníky jsou patrné na úrovni tukuprosté hmoty. Hokejoví obránci vykazují více než o dva kilogramy vyšší zastoupení tukuprosté hmoty než hráči na pozici útočníka (tab. 5). Tato skutečnost koresponduje s vyšší hodnotou průměrné tělesné hmotnosti obránců ve vztahu k útočníkům při relativně stejném zastoupení tělesného tuku. S vyššími hodnotami základních morfologických parametrů souvisí i poměrně vysoké hodnoty bazálního metabolismu

Tabulka 3. Sledované proměnné u hráčů LH

	Hráči LH (n = 31)			
	M	SD	MIN	MAX
věk (roky)	27,56	5,73	19,14	36,86
tělesná výška (cm)	184,17	5,56	173,50	194
tělesná hmotnost (kg)	91,22	6,55	80,60	108,50
BMI (kg/m ²)	27,15	1,70	23,95	30,76
Rohrer index	1,49	0,12	1,29	1,73
BMR (kJ/24 hod.)	9 762	635	8 745	11 272
tělesný tuk bioimpedance (%)	12,44	2,92	7,10	17,80
tělesný tuk Pařízková (%)	12,85	3,39	5,90	18,20
tělesný tuk Matiegka (%)	11,00	3,96	4,68	20,93
tělesný tuk Drw-Ross (%)	9,08	1,69	5,71	11,79
FFM bioimpedance (kg)	80,02	4,71	72,10	90,60
FFM Pařízková (kg)	79,73	4,58	72,57	91,19
FFM Matiegka (kg)	81,09	5,42	71,24	93,70
FFM Drw-Ross (kg)	83,12	5,66	73,15	96,86

Poznámka: BMI – body mass index; BMR – hodnota bazálního metabolismu; Drw-Ross – Drinkwater-Ross; FFM – fat-free mass (tukuprostá hmota).

Tabulka 4. Statistické srovnání výsledků metod pro určení tělesného tuku (%)

Statistické srovnání	Bio	P	M	Drw-R
Bio	x	NS	NS	0,01
P	NS	x	NS	0,01
M	NS	NS	x	0,05
Drw-R	0,01	0,01	0,05	x

Poznámka: Bio – bioimpedance, P – Pařízková; M – Matiegka; Drw-R – Drinkwater-Ross; NS – nesignifikantní, $p \leq 0,05$, $p \leq 0,01$.

(BMR), jehož úroveň představuje 9 762 kJ/24 hod. Hokejoví obránci vzhledem k nejvyšším hodnotám tělesné výšky a hmotnosti vykazují nejvyšší úroveň bazálního metabolismu (9 994 kJ/24 hod.). Nevýznamně nižší hodnoty metabolismu pak nacházíme u útočníků. U hokejových brankářů nebyl vytvořen vlastní subsoubor pro srovnání z důvodu nízké četnosti ($n = 2$), ale jejich výsledky jsou započítány v celkovém souboru hráčů ledního hokeje.

V tabulce 6 jsou dokumentovány průměrné hodnoty rozložení podkožní tukové vrstvy (mm) u sledovaných vrcholových hráčů ledního hokeje. Nejvyšší hodnoty kožních řas vykazovala oblast suprailiální (13,2 mm), oblast abdominální (12,6 mm) a kožní řasa v oblasti stehna střed (10,2 mm). Průměrná hodnota sumy kožních řas podle Pařízkové činí 80,90 mm.

Tabulka 5. Výsledky segmentální analýzy

	Hráči LH (n = 31)		Obránci (D) (n = 10)		Útočníci (F) (n = 19)	
	M	SD	M	SD	M	SD
věk (roky)	27,56	5,73	26,12	5,91	27,70	5,57
tělesná výška (cm)	184,17	5,56	186,03	4,79	183,56	6,27
tělesná hmotnost (kg)	91,22	6,55	93,51	6,73	91,07	6,61
BMI (kg/m ²)	27,15	1,70	27,10	1,47	27,40	1,83
BMR (kJ/24 hod.)	9 762	635	9 994	681	9 700	570
tělesný tuk bioimpedance (%)	12,44	2,92	12,06	2,62	12,69	3,36
FFM bioimpedance (kg)	80,02	4,71	80,93	4,97	78,76	2,82
segmentální analýza RA (%)	12,29	2,63	12,71	3,06	12,06	2,30
segmentální analýza LA (%)	11,21	2,51	11,57	3,09	11,07	2,81
segmentální analýza TR (%)	12,71	3,90	12,88	2,82	12,87	4,66
segmentální analýza RL (%)	14,93	2,67	14,88	1,59	15,04	2,79
segmentální analýza LL (%)	15,34	2,05	15,27	1,26	15,60	2,47

Poznámka: BMI – body mass index; BMR – hodnota bazálního metabolismu; FFM – fat-free mass (tukuprostá hmota); RA – pravá horní končetina; LA – levá horní končetina; TR – trup; RL – pravá dolní končetina; LL – levá dolní končetina.

Tabulka 6. Rozložení podkožní tukové vrstvy u hráčů LH

	Hráči LH (n = 31)			
	M	SD	MIN	MAX
kožní řasa tvář (mm)	5,02	1,23	3,0	7,0
kožní řasa krk (mm)	3,57	1,29	2,0	6,0
kožní řasa hrudník I (mm)	7,61	4,13	2,0	18,0
kožní řasa hrudník II (mm)	8,19	3,95	3,0	20,0
kožní řasa suprailiální (mm)	13,23	6,42	3,0	25,5
kožní řasa na břicho (mm)	12,62	6,17	3,0	25,0
kožní řasa suprapatelární (mm)	6,88	2,39	3,0	12,0
kožní řasa nad bicepsem (mm)	2,93	1,20	1,0	5,5
kožní řasa předloktí (mm)	4,41	2,44	1,0	11,0
kožní řasa nad tricepsem (mm)	8,92	3,01	4,0	15,0
kožní řasa subskapulární (mm)	9,67	3,01	3,5	18,0
kožní řasa stehno střed (mm)	10,21	3,83	4,0	17,0
kožní řasa lýtko I (mm)	5,13	2,22	2,0	12,0
kožní řasa lýtko II (mm)	4,92	2,13	2,5	11,0
Σ 10 kožních řas (Pařížková)	80,90	26,74	37,0	132,5

Diskuze

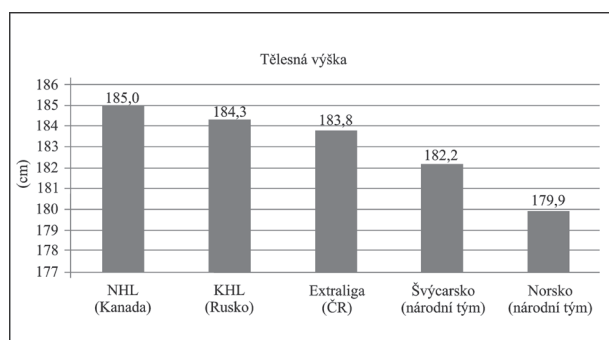
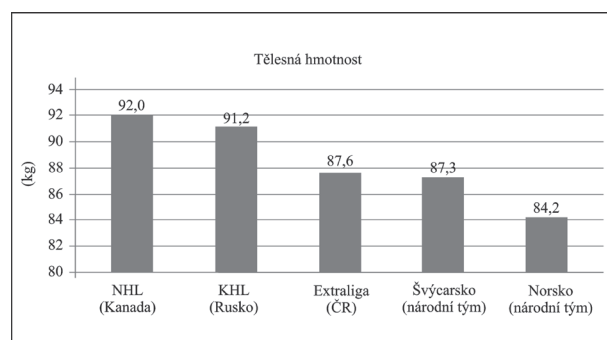
Tělesná výška, tělesná hmotnost, BMI

Průměrná tělesná výška hráčů našeho souboru působících v nejvyšší ruské hokejové soutěži byla zjištěna na úrovni 184,3 cm. Ve srovnání s jinými soubory vrcholových hráčů ledního hokeje můžeme konstatovat, že tento tělesný parametr odpovídá sportovní specializaci na nejvyšší výkonnostní úrovni. Montgomery (2006) uvádí průměrnou tělesnou výšku hráčů působících v kanadsko-americké NHL ještě o téměř 1 cm vyšší. Hráči české nejvyšší hokejové soutěže vykazují průměrnou hodnotu sledovaného znaku 183,8 cm. V tomto somatickém znaku se mezi nejlepšími vrcholovými hráči ledního hokeje nevyskytují významné difference s ohledem na zemi a soutěž, ve které nastupují. Naproti tomu mužstva, která již nepatří do absolutní světové špičky, vykazují nižší hodnoty průměrné tělesné výšky (obr. 1). Průměrná tělesná výška seniorských reprezentantů Švýcarska činí 182,2 cm (Zryd et al., 2008) a Norska dokonce „pouze“ 179,9 cm (Hoff et al., 2005). Tělesná výška jako základní somatický parametr se u hráčů ledního hokeje na severoamerickém kontinentu od 20.–30. let 20. století do současnosti zvýšila v průměru o 10 cm (Montgomery, 2006). K obdobným hodnotám docházíme i na evropském kontinentu respektive v českých zemích. Můžeme předpokládat, že se jedná o kombinaci sekulárního trendu a přirozené selekce v rámci sportovní specializace.

Průměrné hodnoty tělesné hmotnosti u našich hráčů ledního hokeje dosahují 91,1 kg. Z obrázku 2 je patrné, že u tělesné hmotnosti již nalézáme významnější difference v rámci mezinárodního kontextu, než tomu bylo u tělesné výšky. Nejvyšší

průměrnou tělesnou hmotnost opět vykazují hráči působící na severoamerickém kontinentě hrající NHL. Montgomery (2006) uvádí průměrné hodnoty 91,9 kg, respektive 92,0 kg. Rozdíl mezi hráči, kteří působí v NHL a ruské nejvyšší soutěži činí necelý jeden kilogram. Tuto hodnotu nepovažujeme za významnou. Avšak již další srovnání s jinými soubory nám naznačuje hodnoty o téměř čtyři kilogramy nižší, dokonce norští hráči vykazují průměrné hodnoty o sedm až osm kilogramů nižší. Takové difference můžeme považovat za významné a zde se nám otevírá možnost argumentace ve vztahu k vzájemnému srovnání rozdílné herní výkonnosti. Pokud předpokládáme, že hráči na mezinárodní vrcholové úrovni mají tělesný tuk zastoupen přibližně stejně kolem 10–12 %, tak zjištěné rozdíly budou ve prospěch tukuprosté hmoty. Pozitivní difference několika kilogramů u hráčů ze severoamerického kontinentu respektive hráčů z nejvyšší ruské hokejové soutěže se tak promítá do celkové výkonnosti a schopnosti organismu akceptovat výraznou zátěž, které jsou hráči seniorského vrcholového hokeje vystavováni.

Z hlediska herního postavení se projeví difference ve smyslu nejvyšší tělesné výšky i hmotnosti ve prospěch obránců. Hokejoví útočníci byli v průměru o 2,5 cm nižší a 2 kg lehčí než hokejoví obránci. Nejnižší výškové i hmotnostní hodnoty vykazovali hokejoví brankáři. Nižší hodnoty morfologických charakteristik u hokejových brankářů nevnímáme jako limitní ukazatel výkonnosti v tomto sportovním odvětví. Vrcholová výkonnost hokejového brankáře je z velké části ovlivněna spíše rozvojem senzomotorických a psychologických faktorů, než výrazným rozvojem morfologických charakteristik, který se předpokládá u hráčů s jinou specializací. Především pak u ho-

Obrázek 1. Komparace tělesné výšky u současných vrcholových hráčů ledního hokeje**Obrázek 2.** Komparace tělesné hmotnosti u současných vrcholových hráčů ledního hokeje

kejevých obránců je důležitým výkonnostním faktorem rozvoj tělesné výšky a tělesné hmotnosti, tukuprosté hmoty. Současní vrcholoví hráči ledního hokeje na pozici obránce dosahují tělesné výšky přes 186 cm a hmotnosti více než 93 kg. Tyto morfologické dispozice umožňují realizovat obrannou činnost na vysoké úrovni, neboť využívání tělesných dispozic představuje důležitý předpoklad k realizaci herních činností vrcholových hokejových obránců. Především činnosti obranného charakteru ve vlastním herním pásmu, v oblasti rohů a brankoviště vycházejí z mimořádného rozvoje základních morfologických parametrů s důrazem na tělesnou hmotnost a její rozvoj v podobě tukuprosté hmoty. Vrcholoví hráči ledního hokeje na pozici útočníků celkově vykazují nižší hodnoty základních parametrů než hráči na pozici obránců. I když někteří hokejoví útočníci dosahují vyšších hodnot tělesné výšky v porovnání s obránci. V případě, že vysoký hráč na pozici hokejového útočníka disponuje potřebným rozvojem motorických schopností a hokejových dovedností, pak má nespornou výhodu při úspěšné realizaci výkonu. Především biomechanické zvýhodnění v délce horního segmentu a horních končetin v kombinaci s hokejovou holí zakládá vhodné dispozice k úspěšné realizaci individuálního herního výkonu. Jeho základem je přehrání soupeře a získání početní převahy. Neméně důležitý je však i rozvoj optimální tělesné hmotnosti. Takovou morfologickou kombinaci můžeme považovat za důležitý předpoklad k dosažení nejvyšší výkonnosti v ledním hokeji na pozici útočníka.

Srovnání body mass indexu (BMI) u vrcholových hráčů ledního hokeje působících v ruské lize a hráčů působících na severoamerickém kontinentu v NHL vykazuje téměř identické hodnoty. Průměrná hodnota BMI u hráčů z ruské soutěže činí 27,1 kg/m², Montgomery (2006) uvádí průměrnou hodnotu 26,6 kg/m² u hráčů působících v NHL. U hráčů působících v nejvyšší české hokejové soutěži (Extraliga) naše vlastní zjištění vykazují průměrnou hodnotu BMI 25,8 kg/m².

Tělesné složení a segmentální analýza

Průměrné zastoupení tělesného tuku u našeho souboru se pohybuje od 9,1 % (dle metody Drinkwater-Rosse) do 12,9 % (dle Pařízkové). Zjištěné množství tělesného tuku můžeme hodnotit jako optimální a přiměřené věku, pohlaví a především pak sportovní specializaci. Za optimální rozpětí v zastoupení tělesného tuku lze u vrcholových hráčů ledního hokeje v seniorské kategorii považovat interval 8–12 % (Agre, 1988; Montgomery, 2006). U mladších vrcholových hráčů v období adolescence a časně dospělosti pak za optimální interval můžeme považovat hodnoty 8–10 % (Sigmund, Dostálová, 1999). Zbývající část v rámci tělesné kompozice představuje tukuprostá hmota (FFM). Ta představuje hodnotu na úrovni 80 kg při průměrné hmotnosti hráčů 91 kg.

Segmentální rozložení tělesného tuku považujeme celkově za rovnoměrné s nevýznamně vyšším zastoupením tělesného tuku v oblasti dolních končetin. Vyšší hodnoty zastoupení tělesného tuku v oblasti dolních končetin lze interpretovat jako morfologickou a funkční adaptaci s ohledem na dlouhodobě vykonávanou, specifickou pohybovou činnost. Především výrazný rozvoj gluteálního a stehenního svalstva je důsledkem strukturální adaptace projevujícím se mimo jiné i zvýšeným zastoupením makroergních substrátů jako lokálně depotních zdrojů energie pro svalovou práci.

Z hlediska srovnání použitých metodik pro určení složení těla se ukazují signifikantně nižší hodnoty u postupu podle Drinkwatera a Rosse. Diference ostatních metod je vzájemně statisticky nevýznamná. Určité podhodnocení v zastoupení tělesného tuku podle Drinkwatera a Rosse může být způsobeno použitými regresními rovnicemi, nicméně u vrcholových sportovců jsme předpokládali větší homogenitu výsledků použitých metodik. Například u juvenilních hráčů ledního hokeje

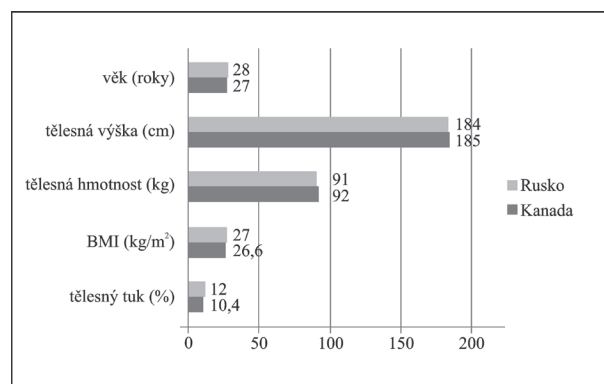
na nejvyšší výkonnostní úrovni nebyly nalezeny signifikantní difference mezi jednotlivými antropometrickými metodikami (Sigmund, Dostálová, 2002). Pro praktické využití jednotlivých metod v rámci šetření takto změřených sportovních souborů můžeme doporučit využití tetrapolární bioimpedační metody a metodiku podle Pařízkové. Rovněž Kutáč (2008) uvádí, že metoda tetrapolární bioimpedance se při dodržení definovaných podmínek jeví jako vhodná pro šetření sportovních souborů. Pro individuální posouzení morfologických charakteristik jednotlivce se jeví jako vhodný i postup podle Matiegky (Riegerová, Přidalová, 2008). Antropometrické určení tělesných frakcí pomocí metody Drinkwatera a Rosse se v tomto kontextu nejeví jako vhodné, neboť významně podhodnocuje zastoupení tukové frakce.

Základní profilace hráče KHL

Srovnání našeho souboru vrcholových hráčů ledního hokeje působících v ruské nejvyšší soutěži a hráčů působících v kanadsko americké NHL ukazuje na minimální difference. Hráči působící v ruské soutěži jsou v průměru o necelý jeden rok starší, 1 cm nižší, 1 kg lehčí, s mírně vyšším BMI a o 1,6 % vyšším zastoupením tělesného tuku. Tyto difference můžeme považovat za nevýznamné. Srovnání průměrné tělesné výšky hráčů působících v nejvyšší české hokejové soutěži s hráči z ruské nejvyšší soutěže vykazuje obdobné hodnoty. Tato skutečnost již však neplatí u tělesné hmotnosti. Průměrná tělesná hmotnost hráčů působících v ruské nejvyšší soutěži je o 4–5 kg vyšší než u hráčů působících v české nejvyšší soutěži. Pokud vycházíme ze skutečnosti, že procento tělesného tuku je na srovnatelné úrovni (12 %), tak výše uvedená difference se projeví v absolutním (kg) vyšším zastoupení tukuprosté hmoty (FFM). Takovýto rozdíl bychom mohli považovat za významný.

Pokud bychom se měli pokusit o určitou základní profilaci současného vrcholového hráče ledního hokeje působícího v nejvyšší ruské soutěži, tak bychom se zaměřili na pět specifických charakteristik. Věk (v letech), tělesná výška (cm), tělesná hmotnost (kg), body mass index (kg/m²) a zastoupení tělesného tuku (%). Takto definovaná profilace pak představuje následující kombinaci: 28/184/91/27/12. Výsledky šetření provedené u seniorských profesionálních hráčů ledního hokeje nejvyšší ruské soutěže nám tak z pohledu sportovní antropologie demonstrují vysokou hráčskou kvalitu srovnatelnou s hráčskou úrovní kanadsko americké NHL (obr. 3).

Obrázek 3. Srovnání základní profilace vrcholového hráče nejvyšší ruské soutěže a hráče kanadsko americké NHL



Závěr

V rámci předložené studie jsme prezentovali základní morfologické charakteristiky a složení těla u současných vrcholových hráčů ledního hokeje působících v ruské nejvyšší soutěži (KHL). Zjištěné somatické charakteristiky vypovídají o vysoké úrovni rozvoje morfologických ukazatelů potřebných k dosažení a udržení maximální sportovní výkonnosti v současném po-

jetí ledního hokeje. Výsledky hráčů působících v ruské nejvyšší soutěži jsou srovnatelné s výsledky hráčů působících v severoamerické NHL. Prezentované hodnoty jednoznačně splňují předpoklad optimálního rozvoje somatických parametrů, jako důležité součásti struktury sportovního výkonu současných vrcholových hráčů ledního hokeje na světové úrovni.

Klíčová slova: tělesná výška, tělesná hmotnost, bioimpedance, lední hokej, muži

Literatura

- AGRE, JC., CASAL, DC., LEON, AS., MCNALLY, C., BAXTER, TL., SERFASS, RC. Professional ice hockey players: physiologic, anthropometric, and musculoskeletal characteristics. *Arch Phys Med Rehabil.*, 1988, vol. 69, no. 3, p. 188–92.
- BC-418 Segmental Body Composition Analyzer [online]. URL:<<http://www.tanita.com/es/bc-418/>>(cited 10.9.2011).
- Bukač, L., Dovalil, J. *Lední hokej*. Praha: Olympia, 1990.
- BURR, JF., JAMNIK, RK., BAKER, J., MACPHERSON, A., GLEDHILL, N., MCGUIRE, EJ. Relationship of physical fitness test results and hockey platiny potential in elite-level ice hockey players. *J. Strength Cond Res.*, 2008, vol. 22, p. 1535–1543.
- COX, MH., MILES, DS., VERDE, TJ., RHODES, EC. Applied physiology of ice hockey. *Sports Med.*, 1995, vol. 19, no. 3, p. 184–201.
- GRÖGER, A., OETTL, GM., TUSKER, F. Anthropometry and muscle force measurement of German male national junior hockey players. *Sportverletz Sportschaden*, 2001, vol. 15, no. 4, 87–91.
- HELLER, J., VODIČKA, P., PAVLIŠ, Z. *Anaerobní výkonnost u mladých hráčů ledního hokeje: Srovnání výsledků u extraligy juniorů z období 2002-2007*. In: Dovalil, J., Chalupcecká, M. (Eds.), *Sborník konference „Současný sportovní trénink“* (p. 209–211). 2008, Praha, Olympia.
- HELLER, J., PAVLIŠ, Z. Využití anaerobní diagnostiky v ledním hokeji. *Trenérské listy, Příloha magazínu Lední hokej*, 1998, vol. 16, p. 1–31.
- HEYWARD, V., WAGNER, D. *Applied body composition assessment*. Champaign, IL: Human Kinetics, 2004.
- HOCKEY CANADA. *Annual Report*. [online]. URL:< http://www.hockeycanada.ca/index.php/ci_id/63171/la_id/1.htm>(cited 5. 12. 2009).
- HOFF, J., KEMI, OJ., HELGERUD, J. Strength and Endurance Differences Between Elite and Junior Elite Ice Hockey Players. The Importance of Allometric Scaling. *Int J Sports Med.*, 2005, vol. 26, no. 7, p. 537–541.
- HUME, P., MARFELL-JONES, M. The importance of accurate site location for skinfold measurement, *Journal of Sports Sciences*, 2008, vol. 26, no. 12, p. 1333–1340.
- KUTÁČ, P., GAJDA, V., PŘIDALOVÁ, M., ŠMAJSTRLA, V. Validity of measuring body composition by means of the BIA Metod. *New Medicine*, 2008, vol. 12, no. 4, p. 89–93.
- MARFELL-JONES, MJ., OLDS, T., STEWART, AD., CARTER, L. *International standards for anthropometric assessment*. Potchefstroom, South Africa: International Society for the Advancement of Kinanthropometry (ISAK), 2006.
- MARFELL-JONES, MJ., OLDS, T., STEWART, AD., CARTER, L. *ISAK accreditation handbook*. Potchefstroom, South Africa: International Society for the Advancement of Kinanthropometry (ISAK), 2006.
- MONTGOMERY, DL. Physiological profile of professional hockey players – a longitudinal comparison. *Appl Physiol Nutr Metab.*, 2006, vol. 31, no. 3, p. 181–185.
- MONTGOMERY, DL. *Physiology of ice hockey. Exercise and sport science*. Edited by W. E. Garrett, Jr., and D. T. Kirkendall, Lippincott, Williams & Wilkins, Philadelphia, Penn., 2000, p. 815–828.
- NORTON, KI., WHITTINGHAM, NO., CARTER, JEL., KERR, DA., GORE, CJ., MARFELL-JONES, MJ. Measurement Techniques in Anthropometry. In: Norton, K. and Olds, T. (Eds.), *Anthropometrica*. UNSW Press, Sydney, 1996.
- PALMER, MS., SPRIET, LL. Sedat rate, salt loss, and fluid intake dutiny an intense on-ice praktice in elite Canadian male junior hockey players. *Appl Physiol Nutr Metab.*, 2008, vol. 33, no. 2, p. 263–271.
- PAŘÍZKOVÁ, J. Složení těla, metody měření a využití ve výzkumu a lékařské praxi. *Med. Sport. Boh. Slov.*, 1998, vol. 7, no. 1, p. 1–6.
- PAUER et al. Longitudinální sledování funkčních parametrů čs. reprezentace v ledním hokeji v letech 1970–1979. *Teor. Praxe těl. Vých.*, 1982, vol. 30, no. 12, p. 750–756.
- PAVLÍK, J. *Tělesná stavba jako faktor výkonnosti sportovce*. Brno: Masarykova Univerzita, Pedagogická fakulta, 1999.
- PERIČ, T., DOVALIL, J. *Sportovní trénink*. Praha: Grada, 2010.
- PERIČ, T. *Výběr sportovních talentů*. Praha: Grada, 2006.
- RIEGEROVÁ, J., PŘIDALOVÁ, M., ULBRICHOVÁ, M. *Applikace fyzické antropologie v tělesné výchově a sportu (příručka funkční antropologie)*. Olomouc: Hanex, 2006.
- RIEGEROVÁ, J., PŘIDALOVÁ, M. Analýza složení těla pomocí antropometrie a bioimpedance u seniorek. *Slovenská antropologie*, 2008, vol. 10, no. 1, p. 119–122.
- SELIGER, V., LÉGER, L., MELICHNA, J., VRÁNOVÁ, J., HAVLÍČKOVÁ, L., BARTŮNĚK, Z., KARAS, V., OTÁHAL, S., BUKAČ, L., VODIČKA, P., ŠTICHOVÁ, J. Physical performance capacity of ice-hockey players. *Acta Univ. Carol. Gymnica*, 1980, vol. 16, no. 2, p. 49–66.
- SIGMUND, M., DOSTÁLOVÁ, I. Somatické charakteristiky mladých hráčů ledního hokeje ve věku 15–18 let. *Česká antropologie*, 1999, vol. 49, p. 43–46.
- SIGMUND, M., DOSTÁLOVÁ, I. Komparace vybraných antropometrických metod pro určení tělesného složení. In J. Riegerová (Ed), *Sborník V. celostátní konference v oboru funkční antropologie a zdravotní tělesné výchovy* (p. 138–141). 2002. Olomouc: Univerzita Palackého.
- ZRYD, A., KÖLLIKER, J., TSCHOPP, M. *Development of physiological and anthropometric characteristics in U20 vs. elite Swiss National Team ice hockey players*. Swiss Federal Institute Sport Magglingen SFIMS, Swiss Ice Hockey Association, 2009.

STATURE AND SEX ESTIMATE USING FOOT DIMENSIONS

Odhad telesnej výšky a pohlavia z rozmerov nohy

Petra Uhrová¹, Radoslav Beňuš¹,
Soňa Masnicová², Eva Neščáková¹

¹Department of Anthropology, Faculty of Natural Sciences, Comenius University, Bratislava, Slovak republic

²Department of Criminalistics and Forensic Sciences, Academy of Police Force, Bratislava, Slovak republic

Abstract

The foot length and foot breadth are important in forensic field as they can be used as body height and weight predictors for an individual. The dimensions of foot can also be used for sex determination. The main aim of this study was to find the relation between stature and foot length and foot breadth. The second aim was to find out if the foot index is an appropriate tool for sex determination. We measured the stature and bilateral foot length and foot breadth of 71 volunteers (38 females and 33 males) ranging in age between 18 and 27 years. The foot index for both sexes was derived by dividing the foot breadth by foot length and multiplying it by hundred. The results revealed significant sex differences in foot length and foot breadth ($p < 0.001$). The highest significant and positive correlation coefficients with stature were observed for foot length in males ($r = 0.759$), in females ($r = 0.722$). Regression equations were computed separately, for each sex group, each side of foot and for each parameter. In the present study, the foot index is higher in males than in females but these differences are not statistically significant. Although foot length and foot breadth show significant sex differences, foot index can not be used in sex determination.

Key words: forensic anthropology, stature estimation, foot length, foot breadth, foot index, Slovak population

Introduction

Stature is one of the important parameters used in biological profiles as an indicator of identity. The anthropometry and anatomy of the foot has been examined for many years. Scientists have tried to expose its relationship with other body parts and it has been observed that the dimensions from the lower extremity have greater association with the body height than those of the upper extremity (Özaslan et al., 2003; Fessler et al., 2005). Stature has been estimated from footprints and foot outline (Barker, Scheuer, 1998; Fawzy, Kamal, 2010; Krishan, 2008; Robbins, 1986;), from footstep and stride length (Jasuja, Manjula, 1993; Jasuja et al., 1997; Straus, 1999) and from various foot measurements such as foot length, foot breadth, malleol and navicular height of foot (Agnihotri et al., 2007; Kanchan et al., 2008; Krishan, Sharma, 2007; Ozden et al., 2005; Přidalová et al., 2006; Riegerová et al., 2006; Sanli et al., 2005; Sen, Ghosh, 2008; Zeybek et al., 2008). Some studies have focused on sex estimation from various foot dimensions and foot indices (Agnihotri et al., 2007; Atamturk, Duyar, 2008; Bob-Manuel, Didia, 2009; Moudgil et al., 2008; Ozden et al., 2005; Zeybek et al., 2008), while others estimated stature or sex based on shoe dimensions (Atamturk, Duyar, 2008; Ozden et al., 2005; Straus, 1999). The present study has been conducted to find the relation between stature and foot length and foot breadth and to find out if the foot index is an appropriate tool for sex determination.

The morphology of human foot shows the variations due to the combined effects of heredity, lifestyle and climatic factors (Krishan, 2007; Robbins, 1978). Therefore, population-specific equations that can help to estimate stature from foot measurements among Slovaks are provided in this study.

Aims

- Verifying the association between stature and foot measurements – length and breadth and deriving regression equations for stature estimation from foot dimensions.
- Determination of sex differences in foot measurements.
- Deriving foot index from foot length and foot breadth.
- Determination of sex differences in foot index.

Methodology

The research was carried out in the Department of Anthropology, Faculty of Natural Sciences, Comenius University, Slovakia.

Stature, right and left foot measurements (foot length and foot breadth) were obtained from 38 female and 33 male students aged between 18 and 27 years. These were common college students with normal gait and motion activity. Subjects with foot deformities or those who underwent a foot operation were excluded from the study. Decimal age was calculated for each subject (Weiner, Lourie, 1969) and the mean age was 22.73 for males and 23.70 for females. Measurements were recorded during period between April 2009 and January 2010 on barefoot subjects. Because of the diurnal variation in stature, all subjects were measured approximately at the same time in the morning.

Stature (S) was measured with an anthropometer and was taken from the vertex to the floor with the person standing barefoot in the anatomic position and with the head in Frankfurt Plane (Martin, Saller, 1957). Foot length (FL) was measured as the direct distance from the most posterior point of the heel (*pternion*) to the most anterior point of the longest toe – first or second (*acropodion*) (Fig. 1) (Martin, Saller, 1957). Foot breadth (FB) is defined as the distance between the surfaces of the first and fifth metatarsal bone heads (Fig. 2) (Martin, Saller, 1957). The foot index (FI) for both sexes was derived by dividing the foot breadth by foot length and multiplying it by hundred ($17 - FI = (FB/FL) \times 100$ (Klementa, 1987).

The obtained values were statistically analyzed using SPSS 17.0 for Windows. The comparisons of measurement values between sexes were compared by using one-way analysis of variance (ANOVA). The Pearson Correlation Analysis was used to determine the association between stature and foot measurements. The equations for stature estimation were calculated by Linear Regression Analysis as well as Multiple Regression Analysis for stature estimation. Foot index was derived in MS Office Excel 2003. T-test was used to compare the means of our measurements with other studies.

Figure 1. Foot length



Figure 1. Foot breadth

Results and Discussion

Table 1 presents the descriptive statistics (mean, standard deviation, minimum, maximum) of foot length, foot breadth and foot index by sex. The foot measurement values are higher in males than in females and these sex differences are statistically significant (Table 2). Although the values of foot index are higher in males than in females these are not found to be statistically significant (Table 2).

Correlation between stature and foot measurements is determined by Pearson Correlation Analysis on the right and left side in males and females (Table 3). The foot measurements exhibit statistically significant correlation coefficients with stature. The highest correlation was observed for foot length in males ($r = 0.759$) and in females ($r = 0.722$). Table 4 illustrates the regression equations for stature estimation from foot length and foot breadth calculated by Linear Regression Analysis. Regres-

sion equations were computed separately for each sex group, each side of foot and for each foot parameter. Regression coefficients are statistically significant for all foot parameters. In addition, standard errors of estimate (SEE) are presented. A low value of SEE indicates greater reliability in the stature estimation. The foot length exhibits the lowest values on both sides in both sex groups. Thus, foot length provides optimal reliability for prediction of stature from tested measurements.

The results of the present study show that foot dimensions can be used as predictive values for stature estimation in forensic and medical investigations. However, one has to take into consideration that these results and the regression equations in particular can only be applied to the population from which the data have been obtained. When means of foot measurements were compared with other studies (Kanchan et al., 2008; Sen, Ghosh, 2008; Zeybek et al., 2008), differences were found between the underlying populations.

The foot index has been found to be higher in males than in females for both sides. Although there were found statistically significant sex differences in foot length and foot breadth, no statistically significant differences were found in foot index between males and females. Thus, foot index can not be used to determine sex. Our findings are in concordance with study of Moudgil et al. (2008) but in contrary with the study of Agnihotri et al. (2007).

In the present study statistically significant differences were found between sexes for all foot measurements. These findings are in concordance with several previous studies (Agnihotri et al., 2007; Fessler et al., 2005; Kanchan et al., 2008; Moudgil et al., 2008; Ozden et al., 2005; Sen, Ghosh, 2008; Zeybek et al., 2008).

In our study, foot length shows higher correlation coefficients with stature and also the lowest standard error estimate. Therefore, foot length can be considered as the best parameter for prediction of individual's stature.

Table 1. Descriptive statistics of foot measurements and foot index in female and male groups

	Females (n = 38)				Males (n = 33)			
	M	SD	MIN	MAX	M	SD	MIN	MAX
S	168.3	6.6	159.0	186.3	180.6	7.1	168.0	197.4
RFL (cm)	24.3	1.1	22.2	26.6	26.7	1.3	23.3	29.3
LFL (cm)	24.4	1.1	22.2	26.7	26.7	1.3	23.4	29.8
RFB (cm)	9.2	0.5	7.8	10.2	10.2	0.7	8.9	11.7
LFB (cm)	9.2	0.5	8.0	10.2	10.3	0.7	8.8	11.5
FI-r	38.4	2.3	34.8	43.8	37.9	1.7	34.4	41.2
FI-l	38.6	1.8	35.5	42.1	37.8	1.5	34.9	40.5

Note: S – stature; RFL – right foot length; LFL – left foot length; RFB – right foot breadth; LFB – left foot breadth; FI-r – foot index – right side; FI-l – foot index – left side.

Table 2. Sex differences in foot measurements and foot index

n = 71	Right side	Left side
FL	0.000***	0.000***
FB	0.000***	0.000***
FI	0.254***	0.061***

Note: FL – foot length; FB – foot breadth; FI – foot index; ***significant at $p \leq 0.001$.

Table 2. Correlations between stature and right-left measurements for all gender groups

	Females (n = 38)	Males (n = 33)
RFL	0.722**	0.759**
LFL	0.704**	0.755**
RFB	0.486**	0.363*
LFB	0.550**	0.362*

Note: RFL – right foot length; LFL – left foot length; RFB – right foot breadth; LFB – left foot breadth; *significant at $p \leq 0.05$; **significant at $p \leq 0.01$; ***significant at $p \leq 0.001$.

Table 4. Linear regression equations for estimation of stature (cm) from foot measurements on right and left side

Females (n = 38)		Males (n = 33)	
Regression equations	SEE	Regression equations	SEE
59.825 + 4.473 RFL	4.66	68.563 + 4.200 RFL	4.69
64.454 + 4.262 LFL	4.78	67.720 + 4.227 LFL	4.73
112.359 + 6.092 RFB	5.88	143.731 + 3.601 RFB	6.71
99.228 + 7.501 LFB	5.62	141.432 + 3.806 LFB	6.72

Note: S – stature; RFL – right foot length; LFL – left foot length; RFB – right foot breadth; LFB – left foot breadth; SEE – standard error of estimate.

Conclusions

To sum up, even though sex differences were found to be statistically significant in foot measurements, the foot index can not be used as a tool for sex determination, because the differences in foot index between males and females were not significant.

Foot length and foot breadth are well correlated with stature in our sample comprised of 71 Slovak males and females aged between 18 to 27 years. Foot length shows the greatest association with stature in males and females. It can be said that a single foot dimension can help to estimate stature of an unknown person with a great accuracy and a small standard error of estimate.

In conclusion, population-specific regression equations for stature estimates based on foot length and foot breadth are presented for a Slovak sample of young adult males and females. Foot length and foot breadth show a comparatively high correlation with individual's stature. Our study also shows that it is not appropriate to use foot index to determine sex, even though sex differences were significant in foot measurements.

Acknowledgements

Authors are very grateful to the participants, the study could not have been carried out without their cooperation.

Súhrn

Dĺžkové a šírkové nohy majú svoj význam aj vo forenzej oblasti, slúžia pri určení telesnej výšky a hmotnosti jedinca. Tieto rozmery môžu byť taktiež využité aj pri určení pohlavia jedinca. Hlavným cieľom tejto štúdie bolo zistiť, či existuje vzťah medzi telesnou výškou jedinca a dĺžkou a šírkou nohy. Taktiež sme zisťovali možnosť využitia indexu nohy pri určení pohlavia jedinca. Bola zmeraná telesná výška a bilaterálne rozmery dĺžky a šírky nohy u 71 jedincov (38 žien a 33 mužov) vo veku od 18 do 27 rokov. Index nohy, ktorý sa vypočíta ako podiel šírky nohy k dĺžke nohy a daná hodnota je vynásobená hodnotou sto, bol stanovený pre každé pohlavie a jednotlivca zvlášť. Výsledky odhalili signifikantné rozdiely medzi pohlaviami v dĺžke aj šírke nohy ($p < 0,001$). Najvyššie štatisticky významné a pozitívne korelačné koeficienty s telesnou výškou boli zistené u mužov ($r = 0,759$), u žien ($r = 0,722$). Regresné rovnice boli stanovené zvlášť pre jednotlivé pohlavie, laterálnu a parameter nohy. V našej štúdii je index nohy vyšší u mužov ako u žien, ale tieto rozdiely nie sú štatisticky signifikantné. Napriek tomu, že v dĺžke a šírke nohy boli zistené pohlavné rozdiely, nie je vhodné použiť index nohy pri určení pohlavia jedinca.

Keľúčové slová: forenzná antropológia, určenie telesnej výšky, dĺžka nohy, šírka nohy, index nohy, slovenská populácia

References

- AGNIHOTRI, A., SHUKLA, S., PURWAR, B. Determination of Sex From The Foot Measurements. *The Internet Journal of Forensic Science*, 2007, vol. 2, p. 1–6.
- AGNIHOTRI, AK., PURWAR, B., GOOGOLYE, K., AGNIHOTRI, S., JEEBUN, N. Estimation of stature by foot length. *Journal of Forensic and Legal Medicine*, 2007, vol. 14, p. 279–283.
- ATAMTURK, D., DUYAR, I. Age-Related Factors in the Relationship between Foot Measurements and Living Stature and Body Weight. *J Forensic Sci*, 2008, vol. 53, no. 61, p. 296–300.
- BARKER, SL., SCHEUER, JL. Predictive value of human footprints in a forensic context. *Med Sci Law*, 1998, vol. 38, p. 341–346.
- BOB-MANUEL, IF., DIDIA, BC. Sexual Dimorphism in Foot Dimensions among Adult Nigerians. *The Internet Journal of Biological Anthropology*, 2009, vol. 3, p. 1–9.
- FAWZY, IA., KAMAL, NN. Stature and Body Weight Estimation from Various Footprint Measurements among Egyptian Population. *J Forensic Sci*, 2010, vol. 55, p. 884–887.
- FESSLER, DMT., HALEY, KJ., LAL, RD. Sexual dimorphism in foot length proportionate to stature. *Ann Hum Bio*, 2005, vol. 132, p. 44–59.
- JASUJA, OP., MANJULA. Estimation of stature from footstep length. *Forensic Sci Int*, 1993, vol. 61, p. 1–5.
- JASUJA, OP., HARBHAJAN, S., ANUPAMA, K. Estimation of stature from stride length while walking fast. *Forensic Sci Int*, 1997, vol. 86, p. 181–186.
- KANCHAN, T., MENEZES, RG., MOUDGIL, R., KAUR, R., KOTIAN, MS., GARG, RK. Stature estimation from foot dimensions. *Forensic Sci Int*, 2008, vol. 179, p. 241.
- KLEMENTA, J. *Somatometrie nohy*. Praha: SPN, 1987.
- KRISHAN, K., SHARMA A. Estimation of stature from dimensions of hands and feet in a North Indian population. *Journal of Forensic and Legal Medicine*, 2007, vol. 14, p. 327–332.
- KRISHAN, K. Individualizing characteristics of footprints in Gujjars of North India – Forensic aspects. *Forensic Sci Int*, 2007, vol. 169, p. 137–144.
- KRISHAN, K. Estimation of stature from footprint and foot outline dimensions in Gujjars of North India. *Forensic Sci Int*, 2008, vol. 175, p. 93–101.
- MARTIN, R., SALLER, K. *Lehrbuch der Anthropologie*. Stuttgart: Gustav Fischer Verlag, 1957.
- MOUDGIL, R., KAUR, R., MENEZES, RG., KANCHAN, T., GARG, RK. Foot index: Is it a tool for sex determination?. *Journal of Forensic and Legal Medicine*, 2008, vol. 15, p. 223–226.
- OZDEN, H., BALCI, Y., DEMIRÜSTÜ, C., TURGUT, A., ER-TUGRUL, M. Stature and sex estimate using foot and shoe dimensions. *Forensic Sci Int*, 2005, vol. 147, p. 181–184.

- ÖZASLAN, A., İŞCAN, MY., ÖZASLAN, I., TUĞCU, H., KOÇ, S. Estimation of stature from body parts. *Forensic Sci Int*, 2003, vol. 132, p. 40–45.
- PŘIDALOVÁ, M., DOSTÁLOVÁ, I., RIEGEROVÁ, J., VAREKOVÁ, R. The somatic profile of male and female students studying the programme physical education and sport at the Faculty of Physical Culture in Olomouc [CD]. In Pišot, R., Kropěj V. L., Zurec, J., Volmut, Z., Obid A. (Eds.) *4th International Symposium A child in Motion*. Slovenia, Portoro: University of Primorska, 2006.
- RIEGEROVÁ, J., PŘIDALOVÁ, M., ULBRICHOVÁ, M.: *Aplikace fyzické antropologie v tělesné výchově a sportu (příručka funkční antropologie)*. Olomouc: HANEX, 2006.
- ROBBINS, LM. The Individuality of Human Footprints. *J Forensic Sci*, 1978, vol. 23 no. 4, p. 778–785
- ROBBINS, LM. Estimating Height and Weight from Size of Footprints. *J Forensic Sci*, 1986, vol. 31, p. 143–152.
- SANLI, SG., KIZILKANAT, ED., BOYAN, N., OZSAHIN, ET., BOZKIR, MG., SOAMES, R. Stature Estimation Based on Hand Length and Foot Length. *Clin Anat*, 2005, vol. 18, p. 589–596.
- SEN, J., GHOSH, S. Estimation of stature from foot length and foot breadth among the Rajbanshi: An indigenous population of North Bengal. *Forensic Sci Int*, 2008, vol. 181 (1–3), no 54, p. 1–5.
- STRAUS, J. *Forenzní biomechanika*. Praha: Policejní akademie České republiky, 1999.
- ZEYBEK, G., ERGUR, I., DEMIROGLU, Z. Stature and sex estimation using foot measurements. *Forensic Sci Int*, 2008, vol. 181, p. 54.e1-54.e5.
- WEINER, J., LOURIE, JA. *Human Biology – Guide to field Methods*. IBP Handbook No. 9. Oxford and Edinburg: Blackwell Scientific Publications, 1969.

