

Univerzita Palackého v Olomouci  
Fakulta tělesné kultury

RELIABILITA MĚŘENÍ KARDIÁLNÍ AUTONOMNÍ REGULACE

Rigorosní práce

Autor: Mgr. Lukáš Cipryan, Ph.D.

Pracoviště: Centrum diagnostiky lidského pohybu, Katedra tělesné výchovy, PdF,  
Ostravská univerzita v Ostravě

Olomouc 2012

**Jméno a příjmení autora:** Mgr. Lukáš Cipryan, Ph.D.  
**Název rigorosní práce:** Reliabilita měření kardiální autonomní regulace  
**Pracoviště:** Centrum diagnostiky lidského pohybu, KTV, PdF,  
Ostravská univerzita v Ostravě  
**Rok rigorosní zkoušky:** 2012

**Abstrakt:**

Hlavním cílem předkládané práce je pomocí uvedených statistických postupů odhadnout reliabilitu měření variability srdeční frekvence (HRV), provedené ortoklinostatickou zkouškou. Dalšími dílčími cíli jsou posoudit vliv velikosti aktivity kardiální autonomní regulace (KAR) na reliabilitu měření HRV a ověřit význam tzv. familiarizace pro měření HRV. Výzkumný soubor je tvořen 110 probandy (věk  $22,3 \pm 1,24$ ; 60 mužů, 50 žen). Reliabilita je zkoumána na základě metody test-retest a opírá se především o korelační analýzu a intervalový odhad střední hodnoty ( $\alpha = 0,05$ ) rozdílu mezi hodnotami testu a retestu. Závěry ukazují, že reliabilita měření HRV je zcela postačující. Krátkodobé vyšetření HRV pomocí ortoklinostatické zkoušky je proto vhodné k dalšímu využití ve výzkumné i jiné činnosti.

**Klíčová slova:**

reliabilita, variabilita srdeční frekvence, ortoklinostatická zkouška, test-retest

Rigorosní práce byla zpracována v rámci řešení výzkumného projektu „Rozvoj diagnostických metod hodnocení kvality lidského pohybu“, podporovaného Moravskoslezským krajem (MSK RRC/04/09).

Souhlasím s půjčováním rigorosní práce v rámci knihovních služeb.

**Author's first name and surname:** Mgr. Lukas Cipryan, Ph.D.  
**Title of the doctoral thesis:** The reliability of the cardiac autonomic regulation measurement  
**Department:** Centre for Diagnostics of Human Movement, KTV, PdF, Ostrava University  
**Year of presentation:** 2012

**Abstract:**

The main purpose of this doctoral thesis is to investigate, by means of the mentioned statistical procedure, the reliability of the heart rate variability (HRV) measurement, which is performed by orthoclinostatic stimulation. The partial aims are an evaluation of the cardiac autonomic regulation (CAR) influence on the reliability level and an assessment of the significance of familiarization for the HRV measurement. The study group consists of 110 participants (age  $22.3 \pm 1.24$ ; 60 males, 50 females). The reliability is evaluated by means of the test-retest procedure and is based on a correlation analysis and confidence interval ( $\alpha = 0,05$ ) for mean difference between the test and the retest values. In conclusion, the reliability of the HRV measurement is fully sufficient. The short-term HRV measurement by means of orthoclinostatic stimulation is suitable for using in research and other activities.

**Keywords:**

reliability, heart rate variability, orthoclinostatic stimulation, test-retest

This doctoral thesis research was conducted as a part of the research project "Development of diagnostics methods in human movement assessment.", supported by Moravian-Silesian Region (MSK RRC/04/09).

I agree the thesis paper to be lent within the library service.

Prohlašuji, že jsem rigorosní práci zpracoval samostatně, uvedl všechny použité literární a odborné zdroje a dodržoval zásady vědecké etiky.

V Ostravě dne 1. 11. 2011

Děkuji **doc. MUDr. Pavlu Stejskalovi, CSc.** a **ing. Martině Litschmannové** (Katedra aplikované matematiky, VŠB-TU Ostrava) za jejich pomoc a cenné rady, které mi poskytli při zpracování rigorosní práce. Dále děkuji **bc. Kateřině Hyklové** a **bc. Radce Strnadlové** za pomoc při časově náročném sběru dat.

**OBSAH**

<b>Seznam vybraných zkratk</b> .....	8
<b>1 ÚVOD</b> .....	10
<b>2 PŘEHLED POZNATKŮ</b> .....	13
2.1 Základy teorie náhodných chyb .....	13
2.1.1 Kvantifikace chyby měření.....	14
2.2 Hodnocení kvality měřícího nástroje (testu).....	16
2.2.1 Validita.....	16
2.2.2 Reliabilita.....	18
2.2.2.1 Posuzování reliability .....	19
2.3 Autonomní nervový systém .....	26
2.3.1 Periferní část ANS .....	26
2.3.1.1 Efekt sympatiku a parasympatiku na srdeční činnost.....	27
2.3.1.2 Efekt sympatiku a parasympatiku na cévní systém .....	29
2.3.1.3 Baroreceptorový reflex .....	29
2.3.2 Centrální část ANS .....	31
2.3.3 Testy ANS.....	31
2.4 Variabilita srdeční frekvence .....	32
2.4.1 EKG záznam a analýza.....	33
2.4.2 Analýza HRV.....	34
2.4.2.1 Metody časové domény .....	34
2.4.2.2 Metody frekvenční domény .....	36
2.4.2.3 Frekvenční komponenty HRV .....	37
2.4.2.4 Interpretace parametrů frekvenční domény .....	39
2.4.4 Faktory ovlivňující HRV .....	41
2.4.4.1 Ortostatické zatížení .....	45
2.4.4.2 Vliv tělesné práce na HRV .....	47
<b>3 CÍLE A VĚDECKÉ OTÁZKY</b> .....	49
<b>4 METODIKA</b> .....	50
4.1 Výzkumný postup .....	50
4.2 Výzkumný soubor.....	52
4.3 Měřící techniky .....	52
4.5 Analýza dat .....	53
4.5.1 Spektrální analýza variability srdeční frekvence.....	53

---

4.5.2 Komplexní indexy SA HRV .....	56
4.6 Statistické zpracování dat .....	58
<b>5 VÝSLEDKY</b> .....	<b>59</b>
5.1 Odhad chyby měření HRV mezi testem a retestem .....	59
5.2 Stupeň asociace proměnných v testu a retestu .....	67
5.3 Odhad chyby měření HRV v závislosti na dosažených výsledcích .....	69
5.4 Stupeň asociace proměnných v testu a retestu (podskupiny VPT a NPT) .....	77
5.5 Význam familiarizace pro výsledky měření HRV .....	80
<b>6 DISKUZE</b> .....	<b>82</b>
6.1 Reliabilita měření HRV .....	83
6.1.1 Reliabilita měření HRV – komplexní indexy a $P_T$ [body] .....	88
6.2 Vliv velikosti KAR na reliabilitu měření HRV .....	91
6.3 Význam familiarizace pro výsledky měření HRV .....	92
<b>7 ZÁVĚRY</b> .....	<b>94</b>
<b>8 SOUHRN</b> .....	<b>96</b>
<b>9 SUMMARY</b> .....	<b>97</b>
<b>10 REFERENČNÍ SEZNAM</b> .....	<b>98</b>

## Seznam vybraných zkratek

ANS	autonomní nervový systém
CCV VLF, CCV LF, CCV HF	koeficient variace komponent VLF, LF, HF
EKG	elektrokardiogram
$f_{VLF}$ , $f_{LF}$ , $f_{HF}$	frekvence komponent VLF, LF, HF
HF	komponenta vysoké frekvence („high frequency“)
HRR	zotavení srdeční frekvence („heart rate recovery“)
HRV	variabilita srdeční frekvence („heart rate variability“)
FFT	rychlá Fourierova transformace („fast Fourier transformation“)
LF	komponenta nízké frekvence („low frequency“)
MV	minutový objem srdeční
NN interval	časový interval definovaný opakujícími se QRS komplexy EKG signálu („normal-to-normal“)
nu	normalizované jednotky
$P_T$	ukazatel celkového spektrálního výkonu
$P_{VLF}$ , $P_{LF}$ , $P_{HF}$	spektrální výkony komponent VLF, LF, HF
PSD	hustota výkonového spektra („power spectral density“)
RR interval	interval mezi přilehlými R kmity EKG křivky
SA	spektrální analýza
s	směrodatná odchylka
SF	srdeční frekvence
SV	tepový objem
SVB	věkově standardizovaný komplexní ukazatel sympatovagové rovnováhy
TK	krevní tlak
TS	věkově standardizovaný komplexní ukazatel celkového skóre („total score“)
ULF	komponenta ultra nízké frekvence („ultra low frequency“)
VA	věkově standardizovaný komplexní ukazatel aktivity



	vagu
VLF	komponenta velmi nízké frekvence („very low frequency“)
% VLF, % LF, % HF	relativní spektrální výkony komponent VLF, LF, HF
VLF / HF, LF / HF,	poměrové ukazatele výkonů jednotlivých komponent
VLF / LF	
$\dot{V}O_2\text{max}$	maximální spotřeba kyslíku

## 1 ÚVOD

Otázkami o způsobu poznávání skutečnosti a o možnostech našeho poznání se zabývali nejrůznější myslitelé již od pradávna. Tato úvodní kapitola předkládané rigorosní práce nemůže samozřejmě pojmout celou historii filosofického myšlení v oblasti teorie poznání, a proto bych rád jmenoval některé vybrané faktory mající, podle mého mínění, zásadní vztah k současné podobě vědeckého poznání.

Dovolím si pouze zmínit Aristotela, kterého pokládáme za zakladatele vědecké logiky, a poprvé bych se zastavil až v 17. století, kdy již jednoznačně vítězí rozum před vírou a vzorem se stává matematika se svou univerzálností a všeobecnou platností. Za uvedení jistě stojí především myšlenky francouzského šlechtice Reného Descarta. Už název jeho díla *Rozprava o metodě jak vést správně rozum a jak hledat pravdu ve vědách* naznačuje Descartův zájem o tuto problematiku. Descartes pak doslova píše: „Má-li být všechno poznání odvozeno z nejjednodušších principů, musím si napřed zjednat jistotu o nepochybnosti svého východiska. Co je však jisté? ..., nebudu zprvu pokládat za jisté nic. Budu pochybovat o všem, ... i o tom, zda tento svět, který mne obklopuje, skutečně existuje, ... A pochybovat musím rovněž o tom, co se zdá být vůbec nejjistější, o principech matematiky, protože je možné, že náš lidský rozum nedostačuje k poznání pravdy a trvale nás uvádí v omyl.“ a dále rozvíjí své radikální pochybování až k větě „Myslím, tedy jsem.“ (Störig, 2000). Protože je dnes poznání v každé oblasti lidské činnosti velmi rozsáhlé, není možné při vědeckém zkoumání takto pochybovat a následně ověřovat platnost úplně všeho. Nicméně pochybování dává vzniku konkrétnímu problému a je určitou zárukou neustálého hledání správného postupu v řešení vědecké otázky. Z tohoto pohledu jsou bezpochyby Descartovy myšlenky na poli vědy a lidského pokroku pořád aktuální.

Důležitým východiskem současného vědeckého bádání je empirický přístup, kterým v přírodních vědách rozumíme opakovatelný pokus s měřitelnými výsledky. Empirismus jako filosofický směr má však původně poněkud širší význam. Zakládá veškeré poznání na neotřesitelné zkušenosti a odmítá spekulace. Anglický filosof Francis Bacon pak doslova říká, že lidské poznání by mělo výlučně vycházet z experimentu a zkušenosti a cílem by mělo být praktické ovládnutí přírody člověkem (Störig, 2000). Tak daleko lidstvo ještě není a pochybuji, jestli vůbec někdy přírodu přemůže, ale empirické východisko vědeckého zkoumání je stále platné a s největší pravděpodobností, dovoluji si tvrdit, i jediné možné v budoucnosti.

Výše zmíněné poznámky se týkají teorie poznání, která zaměstnávala filosofy po staletí. Postupně se ale teorie poznání zaměřuje stále více na vědu, tedy na oblast, kde se poznání realizuje plánovitě a metodicky. Z teorie poznání se stala teorie vědy. Základem je logika, která spojuje jednotlivé myslitele do filosofické školy nazývané novopozitivismus nebo také logický empirismus. Pozitivismus lze chápat jako určitý vědeckoteoretický postoj, který vychází z přesvědčení, že pro vědecké bádání je jediné přípustné, vychází-li pouze z toho, co lze vnímat a co je jednoznačné, tzn. pozorovatelné smyslovou zkušeností (Störig, 2000). Tento filosofický postoj se znovu zformoval v období konce 19. až poloviny 20. století a stále ho nemůžeme odmítnout ani ve vědě počátku 21. století.

K diskuzi o možnostech a hranicích vědeckého poznání zajímavě přispěl také Thomas Samuel Kuhn, který ve svém díle vysvětluje na základě dějin vědy svojí představu o tom, jak probíhá pokrok přírodovědeckého poznání. Kuhn říká, že často nejde o postupné hromadění a rozmnožování vědeckých poznatků. Čas od času se objevují anomální jevy, které si vyžadují rychlou změnu paradigmatu. Tato změna se podle Kuhna odehrává v hlavách badatelů. Nové paradigma je přijato tím způsobem, že vyrůstají noví badatelé, pro které je nové paradigma běžné, zatímco zastánci starého paradigmatu pozvolna vymírají (Störig, 2000).

Je vůbec běh světa plně poznatelný? Karl Raimund Popper byl toho názoru, že veškeré vědění má stále provizorní, hypotetický charakter. Na základě tohoto postoje se Popper zabýval otázkou možnosti úplné verifikace vědecké hypotézy nebo teorie. Vysvětluje, že hypotézy nelze dokázat verifikací a zavádí tzv. metodu falzifikace. Výzkumník by se neměl snažit o potvrzení teorie, ale měl by dělat vše pro to, aby teorii vyvrátil. Pokud teorie odolá pokusům o falzifikaci, může být považována za osvědčenou nebo dočasně ověřenou (nikoli dokázanou). Neustále však existuje možnost, že se při novém testu ukáže jako neplatná (Hendl, 2009; Störig, 2000).

Z Descartovy snahy o stanovení jednoznačného východiska jako prvního kroku bádání a z Popperovy teorie falzifikace hypotéz vychází i předkládaná rigorosní práce. Tuto teorii využívá k hledání odpovědi na otázku, zda v praxi používaný nástroj (měření) je dostatečně důvěryhodný, resp. zda nám poskytuje spolehlivá (reliabilní) data. Tento předpoklad je samozřejmě zásadní pro získávání věrohodných závěrů nejrůznějších výzkumných bádání, která tento nástroj využívají. Dalšími předpoklady jsou validita a objektivita měření. Rozsah práce však neumožňuje jejich hlubší zkoumání, a proto jsou okrajově zmíněny pouze v teoretické části. Nicméně každý

výzkumník by měl mít vždy na paměti, že skutečnou kvalitu měření zjistíme vždy až na základě vyhodnocení již uskutečněného měření. Dopředu si nemůžeme být nikdy kvalitou jisti. Posouzení oné kvality nám umožňují právě informace o validitě a reliabilitě. Dostatečně vysoká reliabilita je nutnou podmínkou dobré validity měření, vysoká reliabilita však ještě nezaručuje dobrou validitu! Validitu a reliabilitu měření je nutné posuzovat komplexně.

## 2 PŘEHLED POZNATKŮ

### 2.1 Základy teorie náhodných chyb

Měření má v kinantropologii zcela zásadní význam. Umožňuje empirickou cestou získat poznatky o účincích pohybových činností na organismus člověka. Proces měření sestává ze tří pracovních etap: přípravy měření, vlastního měření a zpracování dat získaných měřeními.

V této kapitole budou popsány základní způsoby zpracování naměřených dat umožňující nejen správnou prezentaci výsledků, ale i zpětné vyhodnocení kvality měřicího nástroje (testu).

Je známo, že žádné měření není dobrým měřením, pokud není odhadnuta jeho chyba  $\varepsilon$ . Klasická teorie měření (angl. „Classical Test Theory“, zkráceně CTT) vycházející z Gaussova modelu chyb měření považuje **pozorovanou hodnotu**  $X$  (změřený údaj, angl. „observed score“) za součet **očekávané hodnoty**  $T$  (skutečná hodnota, konstrukt, angl. „true score“) a **chyby měření**  $\varepsilon$ .

$$X = T + \varepsilon \quad (1)$$

Z hlediska mechanismu vzniku chyb rozlišujeme chyby výběrové a nevýběrové (Hendl, 2009). **Výběrová chyba** (angl. „sampling error“) vzniká v důsledku toho, že neprovádíme úplné šetření, ale zkoumáme pouze výběr, tedy část cílové populace. K **nevýběrové (hrubé) chybě** (např. aritmetické chyby nebo chyby měřicích přístrojů, angl. „non-sampling error“) dochází v průběhu procesu měření, zjišťování a zpracování údajů zaviněním přístroje, výzkumníka či měřeného subjektu. Tato chyba může být důsledkem chyb v opoře výběru, neúplnosti odpovědí, měřicích chyb či ztráty již získané informace.

Podle povahy pak chyby měření dělíme na náhodné chyby (angl. „random errors“) a chyby systematické (angl. „systematic errors“). **Náhodná chyba**  $\varepsilon_R$  vzniká například vlivem přirozených změn nebo kolísáním sledované proměnné v živém organismu. Vlivem náhodné chyby může dojít k odchylce pozorované hodnoty  $X$  od očekávané hodnoty  $T$  na obě strany se stejnou pravděpodobností. Náhodná chyba tak může změnit variabilitu výsledků, aniž by došlo ke změně celkového průměru pozorovaných hodnot. Statistické metody umožňují odhad velikosti náhodné chyby a její začlenění do výpočtu.

Nicméně velká náhodná chyba negativně ovlivňuje schopnosti statistických testů a snižuje spolehlivost měření. Velikost akceptovatelné náhodné chyby měření závisí na kontextu výzkumu a zejména na interindividuální variabilitě ve výzkumném souboru (Newell et al., 2010). **Systematická chyba**  $\varepsilon_S$ , tzv. zkreslení, vzniká následkem chyb v metodickém plánu výzkumu, například nastupující únavou v opakovaných testech, motivací nebo tzv. efektem učení, kdy jedinec dosahuje v dalších testovacích pokusech lepších výsledků z důvodu využití získané zkušenosti s realizací pohybového úkolu. Systematické chyby, na rozdíl od chyb náhodných, způsobují to, že posun pozorované hodnoty  $X$  od očekávané hodnoty  $T$  v jednom směru je pravděpodobnější než v druhém. Mění tedy celkový průměr pozorovaných hodnot, aniž by došlo ke změně jejich variability.

### 2.1.1 Kvantifikace chyby měření

Z rovnice (1) lze chybu měření vyjádřit jako  $\varepsilon = X - T$ . Problémem je, že neznáme skutečnou hodnotu  $T$  měřené veličiny a chybu tedy nedokážeme přesně určit. Musíme ji odhadnout.

Máme-li k dispozici  $n$  pozorování  $x_1, x_2, \dots, x_n$  pozorované veličiny  $X$ , pak nás zajímá jaký je nejlepší možný odhad skutečné hodnoty  $T$  a s jakou chybou je určen. Budeme-li předpokládat normální rozdělení chyb, pak nejlepším odhadem skutečné hodnoty  $T$  je aritmetický průměr  $\bar{x}$  pozorovaných hodnot  $x_1, x_2, \dots, x_n$ .

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

Nejlepším odhadem rozptylu  $\sigma^2$  jednotlivých pozorování je jejich výběrový rozptyl  $s^2$ .

$$s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \quad (3)$$

Z centrální limitní věty plyne, že rozptyl aritmetických průměrů je  $n$  krát menší než rozptyl jednotlivých pozorování. Odhad rozptylu aritmetických průměrů lze tedy vypočítat jako

$$s_{\bar{x}}^2 = \frac{s^2}{n} = \frac{1}{n(n-1)} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2. \quad (4)$$

Pro hodnocení přesnosti měření se obvykle používá směrodatná odchylka  $\sigma_{\bar{x}}$  aritmetického průměru (nazývána též **absolutní, standardní nebo střední chyba měření**, angl. „standard error of measurment“), resp. její odhad  $s_{\bar{x}}$ . (V anglosaské literatuře, např. Hopkins (2000), se tato chyba často označuje *SEM*.) Lze dokázat, že za předpokladu normálního rozdělení chyb měření lze s pravděpodobností  $1 - \alpha$  (obvykle 0,95) střední hodnotu měřené veličiny očekávat v intervalu

$$\langle \bar{x} - s_{\bar{x}} \cdot t_{1-\frac{\alpha}{2}}; \bar{x} + s_{\bar{x}} \cdot t_{1-\frac{\alpha}{2}} \rangle, \quad (5)$$

kde  $t_{1-\frac{\alpha}{2}}$  je  $1 - \frac{\alpha}{2}$  kvantil Studentova rozdělení s  $n - 1$  stupni volnosti. Někteří autoři, například Bland & Altman (1986, 1996, 2003, 2010), používají místo  $t_{1-\frac{\alpha}{2}}$  pevnou hodnotu 2. Je však třeba upozornit, že zjednodušení  $t_{1-\frac{\alpha}{2}} \cong 1,96 \cong 2$  lze použít pouze v případě, že  $1 - \alpha = 0,95$  a  $n > 30$ .

Pro orientační posouzení přesnosti měření uveďme, že střední hodnota výsledků měření leží v intervalu  $\langle \bar{x} - s_{\bar{x}}; \bar{x} + s_{\bar{x}} \rangle$  s pravděpodobností 0,683, v intervalu  $\langle \bar{x} - 2s_{\bar{x}}; \bar{x} + 2s_{\bar{x}} \rangle$  s pravděpodobností 0,954 a v intervalu  $\langle \bar{x} - 3s_{\bar{x}}; \bar{x} + 3s_{\bar{x}} \rangle$  s pravděpodobností 0,997.

Podotkněme, že Hopkins (2000) vzhledem k tomu, že výzkumníky většinou zajímá odhad očekávané hodnoty  $T$  jedince, nikoliv průměrná očekávaná hodnota v populaci, navrhuje pro hodnocení přesnosti měření používat výhradně výběrovou směrodatnou odchylku  $s$ , kterou nazývá **typickou chybou**.

Běžné intuici mnohdy lépe vyhovuje relativní vyjádření chyby měření, které na rozdíl od absolutní chyby měření umožňuje porovnávat přesnost (variabilitu) měření vyjádřených v různých měrných jednotkách. Relativní chyba měření bývá obvykle vyjadřována pomocí bezrozměrného **variačního koeficientu**  $CV$  (angl. „coefficient of variation“), který je pro nezápornou proměnnou  $X$  definován jako podíl směrodatné odchylky s jednotlivých pozorování a jejich průměru  $\bar{x}$ .

$$CV = \frac{s}{\bar{x}} \quad (6)$$

Po vynásobení činitelem 100 uvádíme  $CV$  v procentech. Obdobně jako absolutní chybu měření můžeme prezentovat i variační koeficient. Za předpokladu normálního rozdělení chyb měření lze střední hodnotu skutečné hodnoty měřené veličiny očekávat v intervalu  $\langle \bar{x} - CV \cdot \bar{x}; \bar{x} + CV \cdot \bar{x} \rangle$  s pravděpodobností 0,683, v intervalu  $\langle \bar{x} - 2CV \cdot \bar{x}; \bar{x} + 2CV \cdot \bar{x} \rangle$  s pravděpodobností 0,954 a v intervalu  $\langle \bar{x} - 3CV \cdot \bar{x}; \bar{x} + 3CV \cdot \bar{x} \rangle$  s pravděpodobností 0,997. Je-li například  $CV = 0,1$ , tj. 10%, pak zhruba v 68 % prováděných testů bude střední hodnota pozorovaných hodnot od průměru  $\bar{x}$  vzdálena méně než  $0,1\bar{x}$ , tj. 10 % průměru (Atkinson & Nevill, 1998).

Hendl (2009) i Hopkins (2009) upozorňují, že všechny výše uvedené způsoby odhadu standardní chyby měření jsou založeny na předpokladu, že chyba měření má stejnou střední hodnotu pro všechny sledované subjekty. Ve většině měření ve sportovních vědách však dochází k situaci, že typická chyba měření přímo úměrně roste s absolutními hodnotami sledované proměnné, čímž dochází k porušení tohoto předpokladu, což označujeme jako heteroskedasticitu chyby měření. V takovéto situaci analýzy ukazují, že průměrné chyby měření se pro různé skupiny subjektů liší. V tomto případě je nutné subjekty rozřadit do podskupin, v nichž měřená proměnná nevykazuje heteroskedasticitní chování a veškeré analýzy provádět v těchto podskupinách (hovoříme o familiarizaci proměnné). Pokud toto není možné nebo žádoucí, musíme pomocí vhodné (např. logaritmické) transformace heteroskedasticitu odstranit a analýzy provádět na transformovaných datech.

## 2.2 Hodnocení kvality měřícího nástroje (testu)

Měření může být nejen výzkumným nástrojem, ale také samo o sobě předmětem zkoumání. Přesnost a konzistence měření představují klíčový faktor. Získaná data, z kterých vyvozujeme určité závěry, musí být dostatečně validní a reliabilní. Validitu stručně popíše následující odstavce. Reliabilitou, jakožto předmětem předkládané rigorosní práce, se bude zabývat samostatná podkapitola.

### 2.2.1 Validita

Navrhujeme-li či vybíráme test, měli bychom si položit otázku, do jaké míry skutečně testuje to, co si myslíme, že testuje, popřípadě to, co bychom chtěli a potřebovali, aby testoval. V této souvislosti hovoříme o validitě testu, respektive



validitě testových výsledků. Máme-li validní výsledky, znamená to, že interpretujeme data ve shodě s tím, co jsme skutečně naměřili. Validita vyjadřuje míru adekvátnosti interpretace výsledků testu či jiného evaluačního nástroje vzhledem ke konkrétní testované skupině. Nejvhodnější je ji vyjadřovat v nějakých kategoriích, například: vysoká, střední a nízká validita.

Většinou pro zjednodušení hovoříme o validitě testu, správně bychom však měli hovořit o validitě závěrů, které z daného testu vyvozujeme v konkrétní situaci a pro určité účely. Například test rychlostních schopností, který bude poskytovat validní výsledky pro posouzení tělesné zdatnosti žáků 1. tříd základních škol pravděpodobně nebude mít vysokou validitu pro posouzení tělesné zdatnosti maturantů sportovních gymnázií, popř. pro posouzení výtvarných schopností žáků 1. tříd.

Podle Hendla (2009) vyjadřuje validita přiměřenost, smysluplnost a užitečnost specifických závěrů, které byly vytvořeny na základě výsledků měření. Tento autor zmiňuje tři základní složky validity: obsahovou, kritériální a konstruktovou. U testů pak zpravidla neposuzujeme všechny tyto složky, ve většině případů musíme vystačit pouze s jednou nebo dvěma.

- **Obsahová (kurikulární) validita** je založena na posudku kompetentních osob, které hodnotí do jaké míry je test v souladu s měřením dané vlastnosti nebo kvality. Tato složka validity je posuzována téměř výhradně v případě vědomostních testů.
- Pomocí **kritériální (souběžné) validity** je zjišťována shoda výsledků zaváděného testu s testem již zavedeným, který považujeme za tzv. „zlatý standard“ (kritérium). Speciálním případem kritériální validity je pak **predikční validita**, která porovnává výsledek testu s úspěšností účastníka testu v oblastech, v nichž se uplatňují výstupy měřené testem – například výsledek testu rychlostních schopností a úspěšnost na atletických soutěžích. Nejužívanější metodou pro zjištění kritériální validity je výpočet korelačního koeficientu mezi výsledky v zaváděném testu a kritériu. Obecně platí, že test, který má korelační koeficient mezi výsledkem v testu a kritériem větší než 0,4, nám může poskytnout užitečnou informaci.
- Používáme-li test zjišťující určitý rys či charakteristiku subjektu založenou na nějakém teoretickém modelu, používáme konstruktovou validitu. **Konstruktová validita** řeší aspekty měřené veličiny ve vztahu k teoretickým východiskům. Posuzování konstruktové validity znamená shromáždění nějakých důkazů, že test skutečně měří tento rys či charakteristiku. Hendl (2009) jako speciální typ konstruktové validity uvádí **validitu zjevnou** založenou na intuitivním předpokladu,

že výsledek měření skutečně odráží výzkumníkův koncept. (Thomson a Nelson (1990) uvádějí tento typ validity samostatně.)

Validitu můžeme rovněž rozdělit na interní a externí. **Interní validita** se vztahuje k závěrům činěným právě o subjektech zařazených do studie. Může být negativně ovlivněna nepřesnostmi při sběru a analýze dat. **Externí validita** či zobecnitelnost vypovídá o platnosti procesu zobecnění závěrů studie na určitou skupinu jedinců do ní nezařazených (Hendl, 2009, Vincent 1999). Pro dosažení externí validity je klíčové, aby výběr byl reprezentativní pro populaci, na níž chceme výsledky zobecňovat, a aby byly popsány všechny relevantní faktory, jež mohou zobecnitelnost závěrů ovlivnit.

### 2.2.2 Reliabilita

Každé testování je vlastně měřením vlastnosti či kvality určitého subjektu a jako každé měření i toto může být „přesnější“ nebo „méně přesné“. Z tradičních důvodů se pro hodnocení přesnosti tohoto měření užívá tzv. reliabilita. (V odborné literatuře se používají i jiné ekvivalenty, např. opakovatelnost (angl. „repeatability“), reprodukovatelnost (angl. „reproducibility“), konzistence (angl. „consistency“), shoda (angl. „agreement“), konkordance (angl. „concordance“) nebo stabilita (angl. „stability“) (Atkinson & Nevill, 1998).)

Reliabilitou rozumějme přesnost, konzistentnost měření, tj. schopnost dosáhnout stejného výsledku měření v případě, že se stav pozorovaného subjektu nezměnil.

Připomeňme, že

$$X = T + \varepsilon,$$

kde  $X$  je pozorovaná hodnota,  $T$  je očekávaná hodnota a  $\varepsilon$  značíme chybu měření. Za předpokladů, že

- chyba  $\varepsilon$  není závislá na skutečné hodnotě  $T$ , tj. korelace  $r(\varepsilon, T) = 0$ ,
- chyba  $\varepsilon$  neobsahuje systematickou složku, tj. střední hodnota  $E(\varepsilon) = 0$ ,
- při dvou různých měřeních jsou chyby nekorelované, tj.  $r(\varepsilon_1, \varepsilon_2)$

definovali Lord a Novick (1968) reliabilitu jako koeficient determinace pozorované hodnoty  $X$  na skutečné hodnotě  $T$

$$rel(X, T) = \frac{\sigma_T^2}{\sigma_X^2}, \quad (7)$$

kde  $\sigma_T^2$  je rozptyl očekávané hodnoty  $T$  a  $\sigma_X^2$  je rozptyl pozorované hodnoty  $X$ . Snadno lze ukázat, že

$$rel(X, T) = \frac{\sigma_T^2}{\sigma_T^2 + \sigma_\varepsilon^2}. \quad (8)$$

Je zřejmé, že reliabilita je číslo mezi 0 a 1. Čím je reliabilita vyšší, tím menší vliv na pozorovanou hodnotu má náhoda. Při reliabilitě 0 by pozorované hodnoty byly zcela náhodné, při reliabilitě 1 by naopak pozorované hodnoty byly přesně rovny skutečným hodnotám. Hodnocení míry reliability není jednotné. Pro oblast kinantropologie uvádí orientační limity pro posuzování reliability Zatsiorsky (1974) (Tabulka PP1).

Tabulka PP1: Hodnocení reliability pro oblast kinantropologie dle Zatsiorského (1974)

Reliabilita	Hodnocení
<0,69	nedostatečná reliabilita
0,70 – 0,79	velmi nízká reliabilita (dostatečná pro skupinová měření)
0,80 – 0,89	přijatelná spolehlivost (dostatečná pro individuální měření)
0,90 – 0,94	dobrá reliabilita
0,95 – 0,99	vysoká reliabilita

Poznamenejme, že vysoká reliabilita měření není zárukou validity (lze opakovaně spolehlivě měřit špatně konstruovaný indikátor určité vlastnosti či kvality).

### 2.2.2.1 Posuzování reliability

Přímý výpočet reliability by vyžadoval znalost skutečné hodnoty  $T$ , což je podle klasické teorie měření nemožné. V praxi reliabilitu odhadujeme pomocí **paralelních měření**. Dvě měření  $X$  a  $X'$  jsou paralelní, platí-li:

$$X = T + E, \quad X' = T + E', \quad (9)$$

kde  $E$  a  $E'$  jsou nekorelované proměnné ( $r(E, E') = 0$ ), jejichž rozptyly jsou stejné ( $\sigma_E^2 = \sigma_{E'}^2$ ). V praxi tak musí mít dvě proměnné  $X$  a  $X'$  z paralelních měření stejné průměry a stejné rozptyly, což znamená, že proměnné  $X$  a  $X'$  měří totéž. Korelace mezi

dvěma paralelními měřeními  $X$  a  $X'$  téže vlastnosti pak je zároveň čtvercem korelace (tj. koeficientem determinace) mezi skutečnou a měřenou hodnotou dané veličiny, tj.

$$rel(X, T) = r^2(X, T) = r(X, X'). \quad (10)$$

Je tedy zřejmé, že pokud se nám podaří zkonstruovat paralelní měření téhož, můžeme pomocí jejich korelace odhadnout reliabilitu.

Podle autorů Thomas a Nelson (1990) nebo Hendl (2009) existují tři základní možnosti posuzování reliability:

- stabilita měření,
- ekvivalence měření,
- vnitřní konzistence měření.

### Stabilita měření

Stabilita měření v čase se obvykle posuzuje **metodou test-retest**. Druhé (opakované) měření prováděné stejným posuzovatelem za stejných podmínek, provedené u stejných subjektů (probandů), pokládáme za paralelní měření a reliabilitu, v tomto případě nazývanou **koeficient stability**, odhadneme korelačním koeficientem mezi výsledky obou testů.

Použití obvykle používaného **Pearsonova výběrového korelačního koeficientu**  $r$  je vázáno na splnění předpokladu, že výběr pochází z dvourozměrného normálního rozdělení. Označme  $X_i$  pozorované výsledky v prvním testu (pretest) a  $Y_i$  pozorované výsledky ve druhém testu (posttest). Označme

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i, \quad \bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i, \quad S_X^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2, \quad S_Y^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2,$$

$$S_{XY} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y}) = \frac{\sum_{i=1}^n X_i Y_i - n \bar{X} \bar{Y}}{\sqrt{(\sum_{i=1}^n X_i^2 - n \bar{X}^2)(\sum_{i=1}^n Y_i^2 - n \bar{Y}^2)}}.$$

Pearsonův výběrový korelační koeficient, je pak definován jako

$$r = \begin{cases} \frac{S_{XY}}{\sqrt{S_X^2 \cdot S_Y^2}}, & S_X^2, S_Y^2 \neq 0, \\ 0 & \text{jinak.} \end{cases} \quad (11)$$

Intervalový odhad korelačního koeficientu  $\rho$  se spolehlivostí  $1 - \alpha$  je pro  $n \geq 10$  definován

$$\langle \operatorname{tgh} z_1; \operatorname{tgh} z_2 \rangle, \quad (12)$$

$$\text{kde } z_1 = \omega - \frac{u_{1-\frac{\alpha}{2}}}{\sqrt{n-3}}, \quad z_2 = \omega + \frac{u_{1-\frac{\alpha}{2}}}{\sqrt{n-3}}, \quad \omega = \frac{1}{2} \left[ \ln \left( \frac{1+r}{1-r} \right) + \frac{r}{n-1} \right], \quad \operatorname{tgh} z = \frac{e^z - e^{-z}}{e^z + e^{-z}} = \frac{e^{2z} - 1}{e^{2z} + 1},$$

$u_\alpha$  je  $\alpha$  kvantil normovaného normálního rozdělení.

Korelační koeficient  $\rho$  nabývá hodnot z intervalu  $(-1; 1)$ . Při hodnocení reliability pak očekáváme korelaci v intervalu  $(0; 1)$ , přičemž korelace 1 znamená naprostou shodu mezi výsledky v obou testech.

Při porušení předpokladu normality u pozorovaných výsledků v prvním a druhém testu, resp. v případě, že chceme analyzovat závislost dvou ordinálních znaků, můžeme použít například **Spearmanův koeficient korelace** (Hendl, 2009).

Mějme náhodný výběr  $(X_1; Y_1), \dots, (X_n; Y_n)$  z dvourozměrného rozdělení. Necht'  $R_{X_1}, \dots, R_{X_n}$  jsou pořadí veličin  $X_1, \dots, X_n$  a necht'  $R_{Y_1}, \dots, R_{Y_n}$  jsou pořadí veličin  $Y_1, \dots, Y_n$ .

Kdyby s rostoucími hodnotami  $X_i$  vzrůstaly i hodnoty  $Y_i$ , byla by zřejmě pořadí obou veličin shodná, tj.  $R_{X_i} = R_{Y_i}$  pro  $i = 1, \dots, n$ . Jestliže s rostoucími hodnotami  $X_i$  klesají hodnoty  $Y_i$ , jsou pořadí obou veličin právě opačná. Při nezávislosti veličin  $X$  a  $Y$  jsou pořadí zpřeházená zcela náhodně. Spearmanův korelační koeficient  $r_S$  se proto definuje pomocí diferencí pořadí  $(R_{X_i} - R_{Y_i})$  jako

$$r_S = 1 - \frac{6}{n(n^2 - 1)} \sum_{i=1}^n (R_{X_i} - R_{Y_i})^2. \quad (13)$$

Pokud se v náhodných výběrech, z nichž je  $r_S$  počítán, vyskytuje mnoho shod (tj. stejně velkých pozorování), doporučuje se používat **korigovaný Spearmanův korelační koeficient**  $r_{S_{korig}}$ . Označme  $t_X$  počty stejně velkých  $X$ -ových hodnot. (Je-li

mezi pozorovanými hodnotami náhodné veličiny  $X$  několik skupin stejně velkých pozorování, pak  $t_X$  jsou rozsahy těchto skupin.) Podobně definujeme  $t_Y$ . Pak

$$r_{S_{korig}} = 1 - \frac{6}{n^3 - n - T_X - T_Y} \sum_{i=1}^n (R_{X_i} - R_{Y_i})^2, \quad (14)$$

kde  $T_X = \frac{1}{2} \sum (t_X^3 - t_X)$ ,  $T_Y = \frac{1}{2} \sum (t_Y^3 - t_Y)$ .

Další možností jak hodnotit stabilitu měření v případě použití metody test-retest je hodnocení intervalového odhadu střední hodnoty rozdílu proměnné v testu a retestu.

Lze ukázat, že za předpokladu, že pozorované hodnoty v testu a retestu lze pokládat za výběr z dvourozměrného normálního rozdělení, lze s pravděpodobností  $1 - \alpha$  (obvykle 0,95) střední hodnotu rozdílů pozorované proměnné v testu a retestu očekávat v intervalu

$$\langle \bar{d} - s_d t_{1-\frac{\alpha}{2}}; \bar{d} + s_d \cdot t_{1-\frac{\alpha}{2}} \rangle, \quad (15)$$

kde  $d_i = Y_i - X_i$  jsou pozorované rozdíly v testu a retestu,  $\bar{d}$  je jejich průměr,  $s_d$  je jejich směrodatná odchylka a  $t_{1-\frac{\alpha}{2}}$  je  $1 - \frac{\alpha}{2}$  kvantil Studentova rozdělení s  $n - 1$  stupni volnosti.

Specifický případ těchto intervalových odhadů

$$\langle \bar{d} - 2s_d; \bar{d} + 2s_d \rangle, \quad (16)$$

je v odborné kinantropologické literatuře označován jako **limity shody** (angl. „limits of agreements”, LoA) (Bland & Altman, 1986, 1996, 2003, 2010). Limity shody jsou, podle svých autorů, velmi jednoduché a přímé. Rovněž Hendl (2009) doporučuje, aby středem pozornosti ve srovnávacích experimentech byly samotné rozdíly pozorovaných hodnot, nikoli odchylky pozorovaných hodnot od regresní přímky.

Je však třeba mít na paměti, že zjednodušení  $t_{1-\frac{\alpha}{2}} \cong 1,96 \cong 2$  lze použít pouze v případě, že  $1 - \alpha = 0,95$  a  $n > 30$  (Hopkins, 2000). Hopkins rovněž upozorňuje, že pokud bychom chtěli srovnávat reliabilitu (vyjádřenou pomocí LoA) mezi různými studii, musíme, vzhledem k závislosti  $t_{1-\frac{\alpha}{2}}$  na rozsahu výzkumného souboru, přísně posuzovat shodu počtu stupňů volnosti (angl. „degrees of freedom”) v obou výzkumech.

Pokud využijeme klasické teorie odhadu a nebudeme používat uvedené zjednodušení, můžeme intervalový odhad střední hodnoty rozdílů, resp. rozdílů středních hodnot pozorovaných proměnných přizpůsobit mnohem komplexnějším situacím. Lze jej modifikovat např. pro případ porušení normality rozložení sledované proměnné, pro závislosti rozdílů pozorovaných hodnot na jejich velikosti, pro měření prováděná na různých skupinách probandů, apod. (Bland & Altman, 2003).

Podle Newell et al. (2010) je cílem LoA kvantifikace míry shody mezi dvěma měřeními. Výsledek LoA pak interpretujeme: „Pokud jsou rozdíly sledované proměnné normálně rozloženy, předpokládá se, že s 95% spolehlivostí bude střední hodnota rozdílů mezi výsledky v testu a retestu v tomto rozsahu.“

Bland a Altman analyzují vztah mezi měřeními rovněž grafickou formou, která vychází z chování rozdílů pozorovaných hodnot. Na rozdíl od regresní přímky, která váže pozorované hodnoty v obou testech, Blandův-Altmanův graf srovnává rozdíl hodnot pozorovaných v testu a retestu (osa Y) a jejich průměr (osa X).

Pro úplnost ještě uvedme, že statistickou významnost změn mezi hodnotami pozorovanými v testu a retestu lze posuzovat nejen podle koeficientů stability a intervalových odhadů, ale i pomocí příslušných statistických testů. Nejčastěji se využívá **Studentův párový  $t$ -test**, který ukazuje, zda existuje statisticky významný rozdíl mezi výsledky testu a retestu. Nevýhodou  $t$ -testu je, že na základě charakteru samotného výpočtu je málo pravděpodobné, že bude odhalena systematická chyba měření, pokud bude doprovázena velkou náhodnou chybou mezi měřeními. Při zkoumání nemůže být proto  $t$ -test jediným faktorem pro vytváření závěru o velikosti reliability, protože měření s relativně velkou náhodnou chybou by byla interpretována jako velmi reliabilní. Nicméně, Atkinson a Nevill (1998) přesto doporučují použití  $t$ -testu při jednoduchých protokolech, které obsahují pouze jeden retest. Tímto způsobem je možné odhalit velkou (v poměru k náhodné chybě) systematickou chybu.

V případě porušení předpokladů pro použití  $t$ -testu existuje mnoho jeho alternativ. Je-li porušen předpoklad normality sledované proměnné, můžeme použít neparametrickou podobu tohoto testu - **párový Wilcoxonův test**. Byl-li retest prováděn na jiné skupině probandů, tj. pokud jsou-li výběry nezávislé, volíme **dvouvýběrový  $t$ -test** (jsou-li splněny předpoklady normality a homoskedasticity), **Aspinové-Welchův test** (je-li splněn předpoklad normality a porušen předpoklad homoskedasticity), resp. **Mannův-Whitneyův test** shody mediánů (je-li porušen předpoklad normality).

V případě opakování retestu více než jednou lze pro hodnocení reliability použít vnitrotřídní koeficient korelace, resp. Kendallův koeficient konkordance (Legendre, 2005).

**Vnitrotřídní koeficient korelace** (angl. „intraclass correlation coefficient“) *ICC* je založen na konceptu rozkladu celkového rozptylu měření na složku mezitřídní a vnitrotřídní, což je známé z analýzy rozptylu. Platí, že čím větší je mezitřídní složka rozptylu ve srovnání s vnitrotřídní, tím spíše má třídění do skupin (tříd) smysl a liší se nejspíš průměrné úrovně proměnné v jednotlivých třídách. Při hodnocení reliability lze říci, že se rozptyl sledované metrické proměnné rozkládá na vnitrotřídní rozptyl  $\sigma_{\varepsilon}^2$ , který lze přičíst odlišnostem na úrovni jednotlivých probandů, a na mezitřídní rozptyl  $\sigma_{\alpha}^2$  přičitatelný odlišnostem na úrovni jednotlivých testů. Vnitrotřídní koeficient korelace pak udává, jaká část z celkového rozptylu proměnné připadá na rozdíly mezi provedenými testy.

$$ICC = \frac{\sigma_{\alpha}^2}{\sigma_{\alpha}^2 + \sigma_{\varepsilon}^2} \quad (15)$$

Pro výpočet vnitrotřídního koeficientu korelace, včetně jeho intervalového odhadu zkonstruovaného na základě postupu, který publikovali McGraw KO & Wong SP (1996), lze použít volně šiřitelný applet v MS Excel, který publikoval Hopkins (2009).

Pro testování statistické významnosti rozdílů mezi výsledky pozorovanými v jednotlivých testech pak bývá obvykle využíván **Friedmanův test**. Jsou-li testy a následné retesty prováděny na různých skupinách probandů, tj. pokud jsou pozorování nezávislé, použijeme analýzu rozptylu (angl. „analysis of variance“, **ANOVA**), resp. při porušení předpokladu pro použití ANOVA (normalita, homoskedasticita) volíme **Kruskalův-Wallisův test**.

### Ekvivalence měření

Tato metoda odhadu reliability je používána zejména v případech, kdy existuje standardizovaná (ekvivalentní) podoba testu, tj. test stejného typu měřící stejný konstrukt. Je-li zajištěn minimální časový odstup obou měření, lze výsledky ekvivalentního testu považovat za paralelní měření. Reliability, v tomto případě nazývanou **koeficient ekvivalence**, odhadujeme opět korelačním koeficientem mezi výsledky obou testů ( $x_i$  jsou pozorované hodnoty v hodnoceném testu a  $y_i$  jsou pozorované hodnoty v testu ekvivalentním).



### Vnitřní konzistence měření (angl. „internal consistency“)

Cílem tohoto přístupu využívaného zejména v sociologických, psychologických a znalostních průzkumech je zjistit, do jaké míry jsou konzistentní jednotlivé části (položky, otázky) testu. Statistická analýza testu (angl. „item analysis“), která se provádí po zpracování formulářů testu (před zveřejněním výsledků), má za cíl opravit konečné výsledky testu vyloučením nevhodných úloh, opravit nejasnosti či omyly v určení správných řešení, popřípadě opravit podobné úlohy v databázi úloh a směrnice pro psaní nových úloh. Tento specifický způsob hodnocení reliability nebude v tomto textu dále popisován.

### Objektivita měření (angl. „intertester reliability“)

Někdy se pod pojem reliabilita zahrnuje i shoda různých posuzovatelů jako přístup k hodnocení objektivitě (Thomas a Nelson, 1990). Objektivita měření označuje míru, do jaké jsou pozorované výsledky nezávislé na subjektivním úsudku měřící i měřené osoby, tj. stupeň shody, který různí pozorovatelé dosahují při realizaci stejného měření u stejných jedinců (Tabulka PP2).

Tabulka PP2: Míry objektivitě měření

Typ pozorované proměnné	Dva posuzovatelé	Více než dva posuzovatelé
nominální	Cohenovo kappa	Fleissovo kappa
ordinální	Spearmanův koeficient korelace	Kendallův koeficient konkordance
metrická	Pearsonův koeficient korelace	Vnitrotřídní koeficient korelace

Je-li výsledkem testování zařazení probandů do určitých kategorií (typ pozorované proměnné je nominální, např. stanovení stupně nežádoucích účinků radioterapie), používá se pro analýzu shody hodnocení dvou posuzovatelů obvykle Cohenovo kappa (Cohen, 1960). Fleiss (1971) zobecnil koeficient kappa na více než dva posuzovatele. Míra objektivitě hodnocená podle koeficientů kappa je posuzována dle metodiky Landise a Kocha (1977) uvedené v Tabulce PP3.

Tabulka PP3: Míra shody hodnotitelů podle koeficientů kappa (Landis, Koch (1977))

Koeficient kappa (Cohenův, resp. Fleissův)	Míra objektivity
0,0 - 0,2	Nízká
0,2 – 0,4	Mírná
0,4 – 0,6	Střední
0,6 – 0,8	Dobrá
0,8 – 1,0	Vynikající

### 2.3 Autonomní nervový systém

Autonomní nervový systém (ANS) řídí funkce vnitřních orgánů, přizpůsobuje jejich činnost aktuálním potřebám a kontroluje vnitřní prostředí organismu (Silbernagl & Despopoulos, 1993). Jedna z nejdůležitějších charakteristik ANS je vysoká rychlost a velikost, se kterou ovlivňuje viscerální funkce (Guyton, 1992). ANS rovněž spolupracuje s endokrinním i imunitním systémem při odpovědi organismu na vnitřní a vnější podněty (Opavský, 2004).

Autonomní nervstvo funguje na principu reflexního oblouku, který se skládá z viscerální a somatické aferentní části a autonomní i somatické eferentní dráhy (Ganong, 2005; Silbernagl & Despopoulos, 1993; Trojan, 2003).

#### 2.3.1 Periferní část ANS

Autonomní eferentní signály jsou vedeny prostřednictvím dvou pododdílů nazývaných sympatický a parasympatický nervový systém. V trávicím ústrojí jsou obě složky ještě napojeny na střevní (enterický) nervový systém (Ganong, 2005; Trojan, 2003). Sympatická a parasympatická nervová vlákna vylučují jeden ze dvou synaptických transmitterů: acetylcholin nebo noradrenalin. Podle těchto transmitterů nazýváme příslušná nervová vlákna jako cholinergní nebo adrenergní (terminologicky správným označením by mělo být „noradrenergní“, často se však užívá konvenčně nepřesného označení „adrenergní“; Opavský, 2002).

Všechny preganglionální neurony sympatického i parasympatického subsystému jsou cholinergní. Postganglionální neurony parasympatického systému jsou také cholinergní. Avšak většina postganglionálních sympatických neuronů jsou adrenergní.

Výjimku tvoří postganglionální sympatická nervová vlákna vedoucí k potním žlázám, mm. arrectores pilorum a ke krevním cévám v kosterním svalstvu, jejichž dráždění způsobuje vazodilataci. Acetylcholin a noradrenalin způsobují konkrétní sympatický nebo parasympatický efekt (Ganong, 2005; Guyton, 1992; Silbernagl & Despopoulos, 1993; Trojan, 2003).

Většina vnitřních orgánů je inervována sympatikem i parasympatikem. Odpověď orgánů na aktivitu obou systémů může být protichůdná (např. srdeční činnost) nebo téměř shodná (např. slinné žlázy) (Silbernagl & Despopoulos, 1993; Trojan, 2003). O konečném účinku sympatiku nebo parasympatiku rozhoduje rovněž okamžitý funkční stav efektoru. Obecně lze říci, že ve spánku, při trávení a při zotavování převládá tonus parasympatiku (anabolické pochody), zatímco při svalové práci, vystavení chladu, při stresu nebo nemoci převažuje tonus sympatiku (katabolické pochody, aktivuje krevní oběh) (Trojan, 2003).

### **2.3.1.1 Efekt sympatiku a parasympatiku na srdeční činnost**

ANS komunikuje se srdcem prostřednictvím aferentních i eferentních nervových drah. Takto je modulována srdeční frekvence (SF) a síla kontrakce. I přesto může srdce pracovat nezávisle na autonomním vlivu. ANS však hraje zásadní roli v regulaci kardiovaskulárního systému.

Parasympatikus inervuje srdce prostřednictvím nervu vagu (X. hlavový nerv), který ústí v sino-atriálním (S-A) uzlu, atrioventrikulárním vodícím systému a myokardu síní. Aktivita vagových nervů zpomaluje SF (negativně chronotropní vliv) v klidových podmínkách z hodnoty 110-120 tepů / min, udávané vnitřně S-A uzlem, na 60-80 tepů / min. Aktuální srdeční činnost je vždy závislá na rovnováze mezi vagovou a sympatickou aktivitou. Pokud klesne hodnota SF pod frekvenci udávanou z S-A uzlu, znamená to, že převládá tonus parasympatiku. A naopak, pokud se SF zrychlí nad frekvenci vycházející primárně z S-A uzlu, je to způsobeno zvýšením aktivity sympatiku (Ganong, 2005; Hainsworth, 1998).

Chronotropní efekt vagové stimulace má velmi malou latenci s maximální rychlostí odpovědi na jednotlivý stimul okolo 400 ms (Levy, Martin, & Iano, 1970). Reflex zahrnující vagovou eferentní odpověď může tedy ovlivnit SF již na úrovni RR intervalu.

Vagová aktivita také zpomaluje atrio-ventrikulární vedení. Zřejmě může způsobit až kompletní blok a následně negativní inotropní odpověď svaloviny síní. To by

znamenal snížení plnění komor, čímž by se pravděpodobně vysvětlila redukce síly kontrakce komor (Hainsworth, 1998).

Negativní chronotropní efekt vagové stimulace se zvyšuje podle frekvence eferentních nervových impulsů. Vztah mezi frekvencí vagových podnětů a změnou SF je hyperbolický, s největšími změnami při nízké frekvenci stimulů. Pokud však porovnáme kardiální interval (místo SF) s frekvencí stimulů, je vzájemný vztah lineární. Význam tohoto faktu spočívá v tom, že změna vagové aktivity při různé SF může způsobit podobné prodloužení pulzního intervalu, avšak efekt na SF může být velmi odlišný. Při popisu významnosti různé odpovědi SF, musíme proto brát v úvahu iniciální hodnoty SF (Hainsworth, 1998).

Sympatikus inervuje všechny oblasti srdce: S-A uzel, vodivou tkáň, síňový a komorový myokard. Zvýšená aktivita sympatiku zrychluje SF (pozitivně chronotropní vliv). Podobně jako u frekvence vagové stimulace, také frekvence sympatické stimulace blíže souvisí s kardiálním intervalem. Na rozdíl od parasympatiku je rychlost sympatické odpovědi pomalejší – menší změny za 5 s, maximální odpověď se objevuje až za 20-30 s. Toto zpoždění není způsobeno eferentní nervovou dráhou, ale spíše pomalou odpovědí srdce. Sympatikus také zvyšuje frekvenci stimulů šířených po srdci, zvyšuje sílu kontrakce při jakékoli délce myokardiálních vláken a redukuje délku systoly (Hainsworth, 1998).

Jeden ze základních klíčů k porozumění dynamiky nervové regulace SF je koncept sympatovagové rovnováhy. Za většiny fyziologických podmínek aktivace jednoho subsystému vede k inhibici subsystému druhého (Eckberg, 1997; Malliani, 1998; Montano et al., 1994). Tato reciproční odpověď kardiálních vagových a sympatických neuronů je reflexně vyvolána baroreceptory. Stimulace těchto receptorů, například zvýšením krevního tlaku (TK), excituje kardiální vagové neurony a inhibuje kardiální sympatické neurony. Na druhou stranu, aferentní kardiální sympatická cesta, například při poklesu TK, reflexně inhibuje kardiální vagová vlákna a excituje kardiální sympatická vlákna. Tato reciprocita nemůže být kvantifikována, je pravděpodobně nelineární a skládá se z mnoha subsystémů (Malliani, 1998).

### **2.3.1.2 Efekt sympatiku a parasympatiku na cévní systém**

Většina cév systémového oběhu, zejména v abdominální části a kůži, je kontrahována činností sympatiku. Parasympatikus nemá žádný efekt na cévy s výjimkou některých oblastí, např. v obličeji způsobuje vazodilataci, projevující se červenáním. Odporové cévy kosterních svalů mají kromě vazokonstrikční inervace ještě i vazodilatační vlákna. Třebaže vedou tato vlákna spolu se sympatickými nervy, jsou vlákna cholinergní (sympatický vazodilatační systém).

Ve vazodilatačních vláknech, na rozdíl od vazokonstrikčních vláken, neexistuje tonická vzrušovací aktivita. Při přerušení sympatických nervů krevní cévy dilatují. Vazodilatace je ve většině tkání vyvolána poklesem rychlosti tonických vzruchů ve vazokonstrikčních nervech, i když v kosterních svalech může být vyvolána také aktivací sympatického vazodilatačního systému (Ganong, 2005; Guyton, 1992).

### **2.3.1.3 Baroreceptorový reflex**

Baroreceptory jsou nervová zakončení ve stěnách artérií. Jsou stimulovány při natažení cévní stěny. Nacházejí se téměř ve všech artériích hrudní a krční oblasti, zejména pak v karotickém sinu a oblouku aorty. Signály z karotických sinů se dostávají přes Heringovy nervy do nervus glossopharyngeus (IX. hlavový nerv) a dále do vazomotorického centra v prodloužené míše. Tam ústí i signály z baroreceptorů v oblouku aorty, a to prostřednictvím nervu vagu (Guyton, 1992).

Informace z baroreceptorů způsobují komplexní odpověď vazomotorického centra, které následně řídí SF, kontraktilitu myokardu a také tonus odporových a kapacitních cév. Tímto je baroreflex zásadní pro regulaci TK. Citlivost baroreflexu je značně individuální. Pokles této senzitivity nacházíme u pacientů s hypertenzí, srdečním selháním a diabetem mellitus (Honzíková, 2004).

Baroreceptory karotického sinu nejsou stimulovány při tlaku 0-60 mmHg. Nad touto hranicí reagují přímo úměrně se zvyšujícím se tlakem a maxima dosahují okolo 180 mmHg. Baroreceptory v aortě pracují podobně, avšak reagují až při tlaku asi o 30 mmHg vyšším. Podnětem pro činnost baroreceptorů je změna TK.

Poté, co signály z baroreceptorů dorazí do vazomotorického centra, dojde k jeho inhibici a zároveň k excitaci vagu. Následným efektem je vazodilatace periferních cév, snížení SF a síly kontrakce myokardu, což vede k poklesu TK (Guyton, 1992).

U jedinců s podobným arteriálním tlakem nacházíme často velké interindividuální rozdíly v klidové sympatické nervové aktivitě. To vyvrací existenci přímého vztahu mezi aktivitou eferentních sympatických vláken inervujících svalové cévy a arteriálním TK. Ačkoli je tedy známo, že arteriální tlak je prostřednictvím baroreflexu hlavním krátkodobým determinantem aktivity eferentních sympatických vláken inervujících svalové cévy, individuální rozdíly naznačují, že arteriální TK není jediným regulačním faktorem. Charkoudian et al. (2005) studovali vztah mezi minutovým objemem srdečním (MV) a baroreflexním vlivem na sympatickou aktivitu. Závěrem jejich práce je fakt, že MV a aktivita eferentních sympatických vláken inervujících svalové cévy v klidu spolu silně nepřímo úměrně souvisí. MV i tepový objem (SV) jsou prostřednictvím baroreflexu důležitými modulačními faktory. Vzestup MV (a v klidu i SV) vede k inhibici sympatické aktivity. Rovnováha mezi MV a sympaticky zprostředkovanou vazokonstrikcí je zásadním mechanismem pro regulaci arteriálního TK.

Schopnost baroreceptorů udržet relativně stálý TK je velice důležitá při změně polohy člověka z lehu do sedu nebo stoje. Bezprostředně po postavení má TK v hlavě a horní části těla tendenci se snížit. To může být příčinou ztráty vědomí. Okamžitý baroreceptorový reflex, který způsobí silnou stimulaci sympatiku, tomu však zabrání (Guyton, 1992).

Při dynamické tělesné zátěži dochází k „vypnutí“ arteriálního baroreflexu v závislosti na velikosti zatížení. TK je v této situaci udržován kombinací impulsů z centrální nervové soustavy (CNS) a aferentními impulsy z pracujících svalů. Snížení senzitivity arteriálního baroreceptorového reflexu během fyzické zátěže je spíše dáno poklesem aktivity parasympatiku než zvýšením aktivity sympatiku (Ogoh et al., 2005). Pokles vagové aktivity je důkazem „resetovaných“ baroreceptorů během tělesné práce.

Baroreceptorový kontrolní systém není významný při dlouhodobé regulaci TK. Důvodem je adaptace baroreceptorů na změnu TK, která trvá jeden až dva dny. To znamená, že pokud se zvýší TK ze 100 na 200 mmHg, budou signály z baroreceptorů vysílány během prvního okamžiku s vysokou frekvencí. Po dalších několika sekundách se četnost impulsů sníží a během dvou dnů se vrátí k původní hodnotě. I když by TK dosahoval stále na zmíněných 200 mmHg (Guyton, 1992).

Podle Cooper, Elliot, Pearson, Taylor a Hainsworth (2007) se funkce baroreflexu mění během dne. Ačkoli nenašli velké kolísání TK, určité významné změny byly zaznamenány ráno okolo deváté hodiny, kdy baroreflexní senzitivita byla nejvyšší a TK

nejnižší. Čím vyšší je totiž TK, tím menší je jeho kolísání, neboť senzitivita baroreceptorů klesá, a naopak.

### **2.3.2 Centrální část ANS**

ANS je aktivován z center nacházejících se v páteřní míše, mozkovém kmeni a hypotalamu. Mozková kůra, zejména limbický systém, může rovněž přenášet impulzy do nižších mozkových center, a tak ovlivnit činnost ANS (Guyton, 1992).

Hypotalamus je nejdůležitějším článkem homeostázy a podílí se na řízení termoregulace, příjmu potravy a vody, pohlavní aktivity a sexuálního chování a složitějších forem chování, např. reakce „boj nebo útěk“. Hypotalamus se u člověka prostřednictvím svých spojů s mozkovou kůrou, i jako součást limbického systému, podílí také na řízení emocí.

Vegetativní funkce se jen zcela výjimečně realizují izolovaně bez vztahu k ostatním autonomním, popř. somatickým, regulacím. V organismu nastávají zpravidla komplexní reakce zahrnující složku somatickou (činnost kosterního svalstva) i autonomní (činnost vnitřních orgánů) (Trojan, 2003).

### **2.3.3 Testy ANS**

K neinvazivnímu vyšetření srdečního autonomního tonu se používá hodnocení variability srdeční frekvence z krátkodobého elektrokardiografického (EKG) záznamu nebo 24 hodinového Holterova záznamu. Další sledovanou hodnotou je změna TK, podle které můžeme stanovit baroreflexní senzitivitu. Kardiovaskulární autonomní regulace (KAR) je považována za nejspolehlivější ukazatel činnosti a stavu ANS. Hodnocení funkce ANS se obvykle provádí pomocí provokujícího manévru, který označujeme jako test kardiovaskulárního reflexu (Hohnloser & Klingenhoben, 1998; Pumprla, Howorka, Groves, Chester, & Nolan, 2002). Nejčastěji používané postupy jsou:

- Valsalvův manévr,
- zkouška hlubokého dýchání,
- ortostatická zkouška,
- zkouška izometrické kontrakce ruky (tzv. „handgrip“).

Mezi netradiční metody kardiovaskulárních funkčních testů řadíme rovněž posouzení změn SF při masáži karotického sinu nebo komprese očních bulbů. Od těchto testů se kvůli rizikům pro vyšetřovanou osobu upouští. Baroreflexní regulace může být hodnocena použitím chladových testů, podtlakového testu na dolní polovinu těla nebo jako odpověď na různé druhy zátěže (např. na tzv. mentální aritmetiku a silné akustické podněty). Vedle těchto funkčních klidových nebo zátěžových zkoušek můžeme hodnotit SF a baroreflexní senzitivitu také v různých farmakologických testech (Opavský, 2002; Opavský & Salinger, 1995). V některých laboratořích se pro nepřímé hodnocení aktivity ANS používají také testy reakce potních žláz nebo testy urogenitálních, gastrointestinálních funkcí, případně i pupilární testy (Lahrman, Magnifico, Haensch, & Cortelli, 2005).

Zajímavým způsobem hodnocení aktivity parasympatického oddílu ANS je „4-s Exercise Test“ (4sET), vytvořený autory Araújo, Nobrega a Castro (1992). Tento test vychází ze změn SF (resp. změn délky RR intervalů) způsobených maximální čtyř sekundovou zátěží na bicyklovém ergometru při přerušném dýchání trvajícím 12 s, kterému předchází maximální nádech (Oliveira, Vianna, Ricardo, de Almeida, & Araújo, 2006). Výše popsaná metodika je vysoce reliabilní (Araújo, Ricardo, & Almeida, 2003) a byla farmakologicky validována (Araújo et al., 1992).

Testy funkce ANS musí probíhat vždy za vysoce standardizovaných podmínek. Kardiovaskulární autonomní systém může být ovlivněn jídlem, kofeinovými nápoji, kouřením, léky, pohybovou aktivitou, apod. Cvičení střední intenzity působí na kardiovaskulární reflexy po dobu osmi a více hodin. Autonomní funkce by proto měly být vyšetřovány nejlépe 48 hodin po intenzivnější pohybové aktivitě, 12 hodin po jídle, v tichém prostředí a ráno (Hohnloser & Klingenhoben, 1998).

## **2.4 Variabilita srdeční frekvence**

Pojem „variabilita srdeční frekvence“ (HRV) je obecně akceptovaný název popisující oscilaci RR intervalů mezi po sobě následujícími srdečními stahy (Stejskal & Salinger, 1996). Vysoká HRV ukazuje na velkou adaptační kapacitu a je známkou zdravého jedince s dobře fungujícími autonomními kontrolními mechanismy. Naopak nízká HRV je často indikátorem abnormální a nedostatečné adaptability autonomního nervového systému (Pumprla et al., 2002).



Analýza HRV může být provedena z dlouhodobého EKG záznamu, který trvá nejčastěji 24 hodin. Změny HRV při dlouhodobém záznamu jsou způsobeny zejména rozdíly SF mezi dnem a nocí. Také aktivity každodenního života významně ovlivňují dlouhodobé monitorování HRV. Ačkoli je informace o odpovědi kardiovaskulárního systému jedince na jakýkoli vnější podnět důležitá, představují zmíněné faktory podstatné překážky pro standardizování podmínek měření (Hartikainen, Tahvanainen, & Kuusela, 1998; Hedman & Malik, 1998; Task Force, 1996).

Krátkodobý záznam EKG sloužící k analýze HRV trvá obvykle pět minut. Výhodou tohoto měření je možnost zajištění přísně standardních podmínek. Obvykle je krátkodobé vyšetření HRV založeno na změnách délky RR intervalů a TK jako reakce na určitý stimul, např. Valsalvův manévr, hluboké dýchání, ortostáza nebo test izometrické kontrakce ruky (Hartikainen et al., 1998).

#### **2.4.1 EKG záznam a analýza**

Aby mohla být provedena přesná analýza výkonového spektra, musí být splněno několik podmínek pro detekci QRS komplexu ze signálu SF. Záznam musí být dostatečně dlouhý (konzistence výkonového spektra roste s délkou signálu), nepravidelný (pro sled QRS komplexů nelze použít žádná matematická rovnice nebo pravidlo), stabilní, bez arytmií a jakéhokoli rušení (Hartikainen et al., 1998).

Délka záznamu pro analýzu HRV metodami frekvenční domény by měla dosahovat alespoň 5-10 vlnových délek spektrální komponenty s nejnižší frekvencí. K hodnocení komponenty HF (vysoká frekvence) je zapotřebí přibližně jedna minuta záznamu, pro hodnocení komponenty LF (nízká frekvence) čtyř minutový záznam a jedna hodina záznamu je nutná k hodnocení komponenty VLF (velmi nízká frekvence). Krátkodobé měření HRV by mělo tedy trvat přibližně pět minut (Hartikainen et al., 1998; Task Force, 1996).

Pro analýzu HRV pomocí metod frekvenční domény je podstatné, aby SF byla stabilní, tzn. aby okamžitá SF neustále kolísala kolem její průměrné hodnoty. Pouze v takovém případě odpovídá výkon jednotlivých komponent skutečné modulaci HRV. Pokud je SF ovlivněna endogenními nebo exogenními stimuly neslučujícími se s předmětem zkoumání, frekvence a výkon těchto změn SF zkrslují konečnou analýzu HRV. Typickou chybou je nezabezpečení sklidnění SF před začátkem měření. Doporučuje se proto vyšetřovat HRV alespoň po 15 minutách v klidových podmínkách.

Do analýzy HRV by neměla být zahrnuta doba reakce SF na určitý stimul, např. změnu polohy. Z tohoto důvodu se HRV začíná hodnotit až v době, kdy se SF stabilizuje na nové úrovni. Měření HRV musí být uskutečněno v místě bez jakýchkoli vnějších rušení, např. nepříjemná teplota, hluk, ostré světlo, vůně, apod. (Hartikainen et al., 1998).

Analýza HRV je založena na hodnocení variability sinusového rytmu. Komplex QRS vzniklý mimo S-A uzel, např. extrasystoly nebo arytmie, způsobuje chybu v analýze HRV. Příčiny mohou být dvě. První je, že extrasystoly jsou obvykle předčasné a následují po nich kompenzační zpoždění, tedy prodloužený RR interval. Za druhé, extrasystoly a zejména arytmiické salvy mají často za následek redukcii SV a MV, což vede k stimulaci arteriálních a ventrikulárních baroreceptorů. Tímto jsou však aktivovány autonomní reflexy a pravé změny v eferentní autonomní aktivitě. Výsledná změna v analýze HRV je fyziologického původu a ne pouze statistickým fenoménem. Úprava záznamu většího rozsahu je proto velmi obtížná (Hartikainen et al., 1998).

## **2.4.2 Analýza HRV**

K analýze HRV můžou být použity dva základní způsoby matematických postupů. Prvním jsou metody časové domény, které se dělí na statistické a geometrické metody. Druhý představují metody frekvenční domény, dále zahrnující parametrické a neparametrické metody.

### **2.4.2.1 Metody časové domény**

Tyto metody vychází z přesného určení SF z časového intervalu definovaného opakujícími se QRS komplexy EKG signálu. Takový interval označujeme jako „normal-to-normal“ (NN), tzn. interval mezi přilehlými QRS komplexy, které mají původ v depolarizaci srdečních komor. Mezi jednoduše vypočitatelné proměnné řadíme průměrný NN interval nebo průměrnou SF, rozdíl mezi nejdelším a nejkratším NN intervalem nebo rozdíl mezi SF v noci a ve dne, apod. (Task Force, 1996).

Statistické metody časové analýzy HRV vycházejí:

1. z přímého měření NN intervalů nebo okamžité SF,
2. z hodnocení rozdílů mezi NN intervaly.

Výsledné proměnné mohou být vypočítány z celého EKG záznamu nebo z jeho částí (Task Force, 1996).

Nejjednodušší a nejčastěji používaný parametr statistické metody, který lze získat přímo z měření NN intervalů, je standardní deviace NN intervalů (SDNN; tj. druhá odmocnina variace). Protože variace matematicky odpovídá celkovému výkonu spektrální analýzy (viz dále), SDNN zobrazuje všechny cyklické komponenty způsobující variabilitu v době záznamu. HRV v oblasti pomalých fluktuací roste přímo úměrně s délkou analyzovaného záznamu. To znamená, že kvalita SDNN záleží významně na délce záznamu. Je proto nevhodné porovnávat hodnoty SDNN získané ze záznamů různě dlouhých (Hartikainen et al., 1998; Task Force, 1996).

Dalšími parametry statistické metody jsou standardní deviace pětiminutových průměrných NN intervalů (SDANN), které hodnotí změny SF způsobené cykly delšími než pět minut, a průměr pětiminutových standardních deviací NN intervalů (SDNN index) vypočítaných z 24 hodinového záznamu, který hodnotí variabilitu způsobenou cykly kratšími než pět minut (Task Force, 1996).

Běžně užívané parametry odvozené z rozdílů mezi NN intervaly jsou také druhá odmocnina průměrné mocniny rozdílů NN intervalů (RMSSD), množství přilehlých RR intervalů lišících se o více než 50 ms (NN50), procento takových intervalů z celkového množství intervalů (pNN50), standardní deviace rozdílů mezi přilehlými RR intervaly (SDSD). Všechny tyto parametry popisují vysoko frekvenční variace SF a jsou nezávislé na dlouhodobých trendech, jako např. diurnální kolísání. RMSSD, NN50 a pNN50 spolu vysoce pozitivně korelují. Ačkoli jsou všechny použitelné pro hodnocení HRV, RMSSD je preferováno před NN50 a pNN50, protože má jako kontinuální proměnná lepší statistické vlastnosti (Hartikainen et al., 1998; Task Force, 1996).

Série NN intervalů může být převedena také do geometrických vzorců jako hustota rozložení trvání NN intervalů, hustota rozložení rozdílů mezi přilehlými NN intervaly, Lorenzův diagram NN nebo RR intervalů. Variabilita je v těchto případech posuzována na základě geometrických a / nebo grafických vlastností daného zobrazení.

Hlavní výhodou geometrických metod je relativně malá citlivost na kvalitu analyzované série NN intervalů. Nevýhodou geometrických metod je menší přesnost oproti jiným metodám. K sestrojení geometrických modelů je zapotřebí také dostatečné množství NN intervalů. Proto se pro geometrické metody doporučuje záznam dlouhý alespoň 20 minut nebo lépe 24 hodin. Nejčastěji používaným parametrem je index triangularity („triangular index“), což je integrál hustoty rozložení všech NN intervalů vydělený maximem rozložení hustoty (Hartikainen et al., 1998; Task Force, 1996).

Výše popsaná časová analýza je především ukazatelem celkové HRV, je jednodušší a interpretačně méně náročná. Nemůže však být použita ke kvantifikování specifických změn aktivity sympatiku a parasympatiku (Pumprla et al., 2002; Stejskal & Salinger, 1996).

#### **2.4.2.2 Metody frekvenční domény**

HRV se skládá z konkrétních přesně definovaných rytmů, které obsahují informaci o vlivu různých regulačních mechanismů kontrolujících kardiovaskulární systém. Abychom mohli vyhodnotit dynamiku těchto rytmů a porozumět rozložení celé HRV, musí být variace SF rozdělena do frekvenčních komponent (Hartikainen et al., 1998).

Základní informace o rozložení výkonu jako funkce frekvence podává analýza hustoty výkonového spektra (PSD), tzv. spektrální analýza (SA). Jednotlivé frekvenční komponenty jsou kvantifikovány na základě jejich intenzity neboli výkonu. PSD může být vypočítáno neparametrickými nebo parametrickými metodami. Obě dvě metody přinášejí srovnatelné výsledky (Task Force, 1996).

Výhody neparametrických metod jsou:

- jednoduchost použitého algoritmu (Rychlá Fourierova transformace – FFT),
- vysoká rychlost zpracování.

Výhody parametrických metod jsou:

- jemnější rozlišení spektrálních komponent nezávisle na určených frekvenčních hranicích,

- jednodušší zpracování spektra s automatickou kalkulací LF a HF komponent a určení centrální frekvence každé komponenty,
- přesné vyhodnocení PSD i na základě malého počtu vzorků stabilního signálu (Task Force, 1996).

Fourierová transformace je založena na faktu, že všechny periodické funkce mohou být vyjádřeny jako (nekonečná) suma sinusových (a kosinových) vět zvaných jako harmonické komponenty Fourierovy řady. V případě ohraničeného odděleného vzorkovaného signálu produkuje FFT algoritmus omezený soubor amplitud (a fází) odpovídající každé harmonické komponentě. Tyto amplitudy mohou být použity k výpočtu hustoty výkonového spektra, které popisuje HRV buď ze stejně vzdálených vzorků dat po interpolaci, nebo z originálního časového souboru dat „tep po tepu“. Množství různých komponent závisí na počtu referenčních bodů u analyzovaného signálu. Čím delší záznam, tím více frekvenčních komponent může být vypočítáno (Hartikainen et al., 1998).

Autoregresivní model (AR), který řadíme mezi parametrické metody, je založen na srovnávání aktuální hodnoty signálu a hodnot periodicky zpožděných. Pomocí této metody získáme rovněž jednotlivé oscilační komponenty, aniž bychom museli předem určit jejich frekvenční rozsah. Nevýhodou AR je potřeba verifikace vhodnosti vybraného modelu a jeho komplexnost (Stejskal & Salinger, 1996; Task Force, 1996).

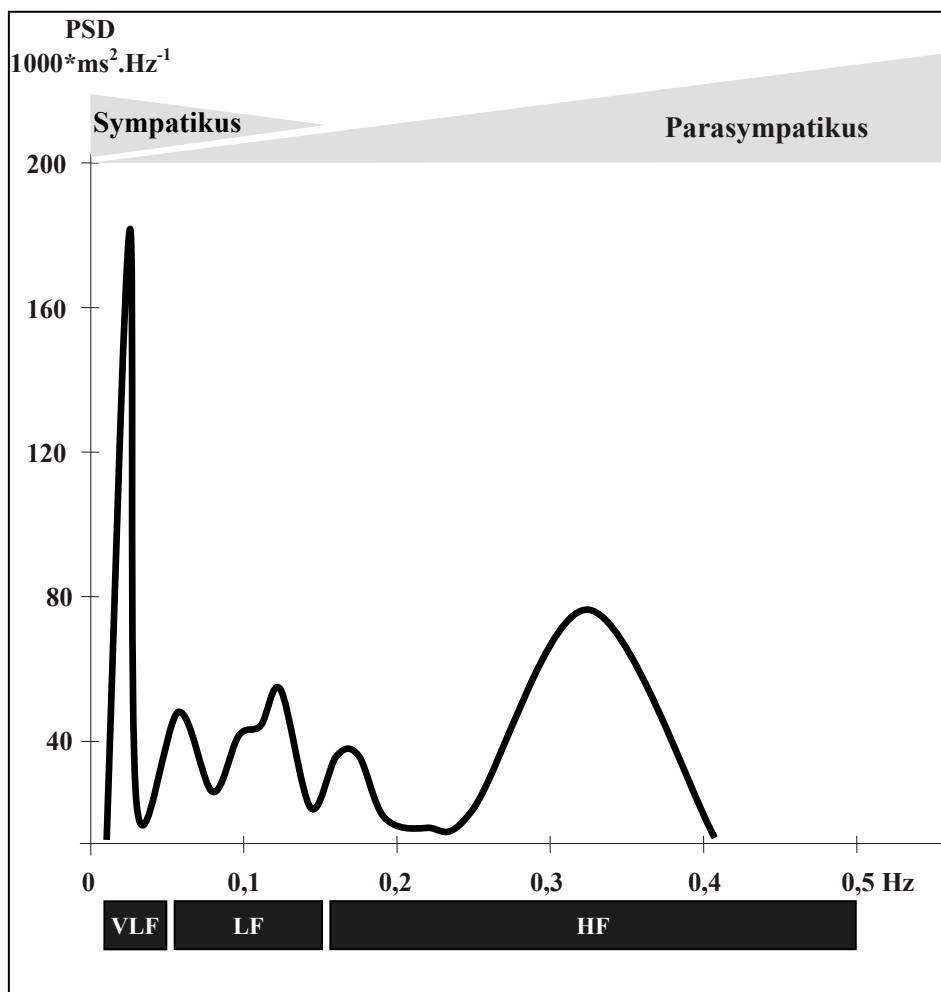
### **2.4.2.3 Frekvenční komponenty HRV**

Celkový spektrální výkon ( $P_T$ ) je vyjádřen velikostí plochy pod křivkou hustoty výkonového spektra. U krátkodobých záznamů rozlišujeme tři hlavní spektrální komponenty:

- velmi nízká frekvence (VLF; 0,003-0,05 Hz),
- nízká frekvence (LF; 0,05-0,15 Hz),
- vysoká frekvence (HF; 0,15-0,4 Hz) (Berntson et al., 1997).

V naší metodice hodnocení HRV používáme tzv. modifikovanou komponentu VLF, která je definována ve frekvenčním pásmu od 0,02 do 0,05 Hz. Také komponentu HF určíme v rozmezí 0,15 až 0,5 Hz. Horní hranice pásma této komponenty je však závislá na průměrné hodnotě SF (Salinger et al., 2004; Salinger & Gwozdziwicz, 2008)

(Obrázek PP1). U dlouhodobých záznamů rozpoznáváme rovněž komponentu ultra nízké frekvence (ULF; 0-0,003 Hz).



Obrázek PP1. Distribuce spektrálních výkonů HRV krátkodobého záznamu

Výkon jednotlivých komponent může být vyjádřen v absolutních jednotkách, tzn. integrál křivky hustoty výkonového spektra v rámci frekvenčních hranic dané komponenty ( $\text{ms}^2$ ) nebo v normalizovaných jednotkách (nu). Pojem normalizovaná jednotka vyjadřuje výkon konkrétních komponent (HF nebo LF) vydělený rozdílem  $P_T$  a výkonu VLF.

Normalizované jednotky a poměrové ukazatele spektrálních výkonů nejsou přesnými parametry, ale ukazují relativní výkon frekvenčních komponent (LF a HF). Výkon komponent HF a LF nemůže proto být prezentován pouze v normalizovaných jednotkách nebo jako poměrový ukazatel LF/HF. Tyto parametry by měly být doplněny o absolutní hodnoty výkonového spektra jednotlivých komponent (Hartikainen et al., 1998). Dále také hodnotíme výkonovou spektrální hustotu (PSD;  $\text{ms}^2 \cdot \text{Hz}^{-1}$ ), která

představuje velikost amplitudy spektrální komponenty. Významným ukazatelem pro interpretaci výsledků je také frekvenční centrum (frekvence maximální denzity) jednotlivých spektrálních složek (Opavský, 2002).

#### **2.4.2.4 Interpretace parametrů frekvenční domény**

Spektrální analýza HRV je považována za silný nástroj k hodnocení změn aktivity sympatického nebo parasympatického subsystému. SA HRV přináší zejména spolehlivý pohled na sympato-parasympatickou rovnováhu (Elghozi & Julien, 2007). Fallen, Kamath, Tougas a Upton (2001) potvrzují, že ukazatele SA HRV reprezentují autonomní reakci na viscerální aferentní signály.

HF komponenta, také označována jako respirační, odpovídá variacím SF ovlivněných dýchacími cykly a / nebo respirační sinusovou arytmií (RSA). Fluktuaace HF komponenty je považována za obraz výhradně eferentní parasympatické aktivity (De Meersman & Stein, 2007; Malliani, 1998; Martinmäki, Rusko, Kooistra, Kettunen, & Saalasti, 2006; Task Force, 1996). Vagová stimulace zvyšuje spektrální výkon HRV ve všech frekvenčních pásmech, avšak nejvíce se tento efekt projevuje v komponentě HF. I když je parasympatický vliv na komponentu HF největší, není jediný. Výkon HF komponenty se výrazně snižuje při poklesu dechového objemu. Pokud klesá dechová frekvence pod 0,15 Hz (= 9 dechů / min, pozn. autora), přesunuje se výkon z komponenty HF do komponenty LF (Hartikainen et al., 1998). Opavský (2002) doporučuje dodržovat při vyšetřeních dechovou frekvenci 12-15 dechů / min, aby se střed frekvenčního pásma HF složky pohyboval kolem 0,2-0,25 Hz. Řízené dýchání s frekvencí 0,25 Hz způsobuje mírnou hyperventilaci, ale neovlivňuje kardiiovaskulární autonomní regulaci (Pinna, Maestri, La Rovere, Gobbi, & Fanfulla, 2006). RSA přetrvává i během fyzické zátěže jakékoli intenzity. Dokonce se v oblasti nejvyšší intenzity ještě zvětšuje. Tento trend úzce souvisí se změnami dechové frekvence a objemu (Blain, Meste, & Bermon, 2004). Podle Hedman, Hartikainen, Tahvanainen a Hakumaki (1995) nevyjadřuje složka HF „tonus“ parasympatiku, ale velikost fluktuaace kardiální vagové aktivity.

Fyziologické opodstatnění komponenty LF není tak jednoznačné. Podle některých studií (např. Lombardi, Malliani, Pagani, & Cerutti, 1996; Malliani, Pagani, & Lombardi, 1994; Montano, Cogliati, Dias da Silva, Gneccchi-Ruscione, & Malliani, 2001) je komponenta LF považována za obraz sympatické aktivity. Jiní autoři však

uvádějí, že tuto komponentu zároveň významně ovlivňuje i parasympatický nervový systém. Proto chápeme komponentu LF spíše jako vyjádření sympatovagové rovnováhy. Kvantitativní měření sympatického tonu může být tedy velmi obtížné (De Meersman & Stein, 2007; Hartikainen et al., 1998). Ve střední oblasti této komponenty, okolo frekvence 0,1 Hz, se podle Stejskala a Salinger (1996) promítá sympatická aktivita baroreceptorů. Tyto oscilace mohou být však ovlivněny i jinými než autonomními a baroreflexními faktory, např. reakcí cév na sympatickou aktivitu (Malpas, 2002). V situaci psychického stresu nepodává parametr  $P_{LF}$  informaci o kardiální sympatické aktivitě. Autoři Sloan et al. (1996) to vysvětlují tím, že výkon komponenty LF klesá, i když SF roste. A také nenašli žádný vztah mezi  $P_{LF}$  a plazmatickou hladinou noradrenalinu.

Interpretace kardiální autonomní regulace by měla brát v úvahu také změny SF, které jsou doprovázeny změnami v HRV a v jednotlivých komponentách. Tachykardie způsobená sympatickou stimulací snižuje celkový spektrální výkon stejně jako výkony komponent LF a HF. V tomto případě je však redukce výkonu komponenty LF menší než komponenty HF. Tento fakt může být zaznamenán vyjádřením komponent v normalizovaných jednotkách (nu) nebo v poměru LF/HF.  $LFnu$  a  $HFnu$  jako ukazatele sympatického a parasympatického tonu, stejně také poměr LF/HF jako ukazatel sympatovagové rovnováhy, by měly být interpretovány s velkou opatrností.

Přesný fyziologický výklad komponent VLF a ULF je stále neznámý a vyžaduje další výzkum. Předpokládá se, že souvisí s dlouhodobými regulačními mechanismy týkající se termoregulace, renin-angiotenzinového systému nebo dalších humorálních faktorů. Podle Eckberg a Kuusela (2005) se v komponentě VLF projevuje fluktuace baroreflexní sensitivity. Komponenta VLF vyjadřuje rovněž i neharmonickou složku, která nemá koherentní vlastnosti (Hartikainen et al., 1998). Někteří autoři se zmiňují, že největší vliv na komponentu VLF má fyzická aktivita (Bernardi, Valle, & Coco, 1996). Bigger et al. (1992) považují ukazatele  $P_{VLF}$  a  $P_{LF}$  za velmi citlivé prediktory arytmií a srdeční smrti. Spektrální výkon komponenty ULF se u zdravých osob, na rozdíl od ostatních komponent, nesnižuje s věkem (Bigger et al., 1995).

Za účelem redukce vlivu rozdílných hodnot srdeční frekvence na výkonové pole SA HRV se vypočítávají koeficienty variací jednotlivých komponent (CCV) (Hayano et al., 1991).



#### **2.4.4 Faktory ovlivňující HRV**

Stárnutí lidského organismu je spojováno s postupujícím zhoršováním fyziologických kontrolních mechanismů, které vzájemně ovlivňují udržování kardiovaskulární rovnováhy (Kaplan et al., 1991). Věk je jedním z hlavních determinantů HRV. Stále zůstává nejednoznačné, do jaké míry je snížení HRV následkem konkrétních fyziologických změn, ke kterým dochází s narůstajícím věkem, nebo stárnutím samo o sobě. Fukusaki, Kawakubo a Yamamoto (2000) konstatují, že oslabení vagové modulace srdeční činnosti přicházející v průběhu stárnutí není způsobeno poklesem aerobní zdatnosti, změnami ve složení těla (viz také Byrne, Fleg, Vaitkevicius, Wright, & Porges, 1996) nebo krevního tlaku.

Negativní vliv věku na aktivitu ANS, resp. HRV, je považován za zásadní také ve studiích autorů Antelmi et al. (2004), Kobayashi (2007), Migliaro et al. (2001), O'Brien, O'Hare a Corral (1986), Ryan, Goldberger, Pincus, Mietus a Lipsitz (1994), Shimazu, T., Tamura a Shimazu, K. (2005), Stein, Kleiger a Rottman (1997), Tsuji et al. (1996), Umetani, Singer, McCraty a Atkinson (1998). Všichni tito autoři se proto shodují, že je nezbytné interpretovat výsledky vyšetření HRV vzhledem k věku jedince.

Postupný pokles srdeční vagové modulace s narůstajícím věkem potvrzují také Bonnemeier et al. (2003) a dále konstatují, že aktivita parasymptiku se v průběhu života významně snižuje hlavně v noci. Podle Yeragani, Sobolewski, Kay, Jampala a Igel (1997) se výkony jednotlivých komponent  $P_{VLF}$ ,  $P_{LF}$  a  $P_{HF}$  snižují během spánku i v bdělém stavu. Pouze  $P_{ULF}$  ve spánku není věkem ovlivněn.

Jediný parametr HRV, který s přibývajícím věkem roste, je podle Antelmi et al. (2004) poměr LF/HF. Autoři to vysvětlují právě významným poklesem parasymptické aktivity během stárnutí. Podle Corino, Matteucci a Mainardi (2007) je HRV dobrým ukazatelem biologického věku jedince, a může být proto použita jako další charakteristika procesu stárnutí.

K překvapivým výsledkům došli Britton et al. (2007), kteří rovněž pozorovali pokles HRV s věkem, avšak pouze u mužů. U žen došlo dokonce k nárůstu HRV. Vyšetření HRV proběhlo dvakrát s přibližně pětiletým odstupem u téměř 2000 probandů (průměrný věk při prvním měření  $55,6 \pm 6,0$ ).

Oslabená aktivita ANS, projevující se zmenšením HRV, je jednoznačně spojována s vysokým rizikem úmrtnosti zapříčiněné kardiovaskulárním onemocněním, včetně náhlé srdeční zástavy (Malpas, 2002; Task Force, 1996) a je pozorována u pacientů

po akutním infarktu myokardu (Kuch, Parvanov, Hense, Axmann, & Bolte, 2004). Tento fakt je uváděn na základě vyšetření HRV v klidu. Podle Dewey et al. (2007) lze odhalit tato rizika také podle změn HRV vyvolaných fyzickým zatížením během a po klinickém zátěžovém testu.

Dalším důležitým faktorem ovlivňujícím HRV je SF, přičemž platí vztah – čím vyšší SF, tím kratší RR interval a to znamená menší kolísání SF. Zvýšení SF snižuje všechny ukazatele HRV. Interpretace změn HRV u probandů s rozdílnou SF může být proto nesprávná (Nieminen, Kähkönen, Nikus, & Viik, 2007). Negativní korelaci SF a HRV potvrzují i studie Antelmi et al. (2004), Kuch et al. (2001), Migliaro et al. (2001), Tsuji et al. (1996).

HRV se liší podle pohlaví člověka. Antelmi et al. (2004) si všimli, že parametry  $P_{LF}$ ,  $P_{VLF}$ , SDNN index a LF/HF jsou vyšší u mužů, zatímco parametry popisující parasymptickou modulaci  $P_{HF}$ , RMSSD a pNN50 jsou vyšší u žen. Také Britton et al. (2007) zaznamenali větší hodnoty ukazatele  $P_{LF}$  u mužů a u žen větší hodnoty ukazatele  $P_{HF}$  (viz také Hedelin, Wiklund, Bjerle, & Henriksson-Larsén, 2000; Sato & Miyake, 2004). Podle Huikuri et al. (1996) mají ženy (věk  $50 \pm 6$  let) oslabenou baroreflexní citlivost v porovnání se stejně starými muži. Oproti nim mají však ženy větší aktivitu vagu. Navíc, hormonální léčba (a pohybová aktivita, viz Davy, Miniclier, Taylor, Stevenson, & Seals, 1996) po menopauze pozitivně ovlivňuje kardiovaskulární autonomní kontrolu u žen. Větší vliv vagu na regulaci srdeční činnosti u žen ve středním věku, rozdílný vliv SF a metabolických faktorů na HRV u žen a mužů mohou pomoci vysvětlit nižší náchylnost žen k srdečním arytmiím (Kuch et al., 2001). V postmenopauzálním období byla zaznamenána vyšší aktivita sympatiku a nižší aktivita parasympatiku ve srovnání s ženami před menopauzou. To může být příčinou většího rizika onemocnění koronárních cév v pozdějším věku (Farag, Bardwell, Nelesen, Dimsdale & Mills, 2003).

Cyklické kolísání pohlavních hormonů během menstruačního cyklu není doprovázeno významnou změnou kardiální autonomní kontroly měřené pomocí HRV. Nicméně významná pozitivní korelace byla pozorována mezi maximální hladinou estrogenu a parametry HRV v době ovulace, čímž se potvrzuje domněnka o kardioprotektivním účinku estrogenu u zdravých žen (Leicht, Allen, & Hoey, 2003; Leicht, Hirning, & Allen, 2003). Také Ryan et al. (1994) polemizují, zda zmíněné odlišnosti u žen, tzn. zejména vyšší aktivita parasympatiku, jsou příčinou menšího výskytu kardiovaskulárních onemocnění a vyšší dlouhověkosti. Tito autoři doporučují

potvrdit takové závěry dalšími výzkumy. Určité změny v aktivitě ANS během menstruačního cyklu pozorovali Sato & Miyake (2004). Podle jejich studie je aktivita sympatiku výrazně větší během luteální fáze v porovnání s fází folikulární, zatímco u aktivity parasimpatiku je to naopak.

Umetani et al. (1998) ve své studii přichází k výsledkům, že HRV je významně nižší u žen než u stejně starých mužů ve věkové skupině 10-29 let. Tyto rozdíly se postupně ztrácí u ukazatelů RMSSD a pNN50 po 30. roku života. Rozdíly u parametrů SDNN, SDANN a SDNN index přetrvávají do 50 let věku. Poté se odlišnosti mezi pohlavím u všech ukazatelů vytrácí. Také Bonnemeier et al. (2003) podobně uvádí, že rozdíly v ukazatelích HRV mezi muži a ženami s narůstajícím věkem mizí.

Aktivita ANS, podobně jako SF a TK, vykazuje cirkadiánní rytmicitu. Během dne se projevuje relativní sympatická převaha, zatímco v noci dominuje aktivita parasimpatiku a SF i TK jsou nižší. Podstata těchto změn, zejména vliv spánku a cirkadiánních mechanismů, zůstává stále přesně nevysvětlená (Carrington, Walsh, Stambas, Kleiman, & Trinder, 2003; Furlan et al., 1990; Legramante et al., 2003; Parati et al., 1990). Podle Burgess, Trinder, Kim a Luke (1997) (viz také Burgess, Trinder, & Kim, 1999) vykazuje parasympatická aktivita 24 hodinový rytmus nezávisle na spánku, zatímco denní rytmus aktivity sympatiku se objeví jen při obvyklém pravidelném spánku. Cirkadiánní rytmicita HRV se s rostoucím věkem vytrácí u mužů, zatímco u žen se významně nemění (Stein et al., 1997).

Příjem potravy je dalším faktorem ovlivňujícím aktivitu autonomního nervového systému. Po požití potravy je obvykle pozorován vzestup SF, TK a MV. Lu, Zou, Orr a Chen (1999) zaznamenali po jídle zvýšení parametru LF/HF. Tento efekt přetrvával nejméně jednu hodinu a podle autorů byl způsoben hlavně poklesem aktivity parasimpatiku. K výraznému zvýšení poměrového ukazatele LF/HF došlo po dobu 30 minut po jídle také v práci autorů Watanabe et al. (2006). Hayano et al. (1990) říkají, že vagová kardiální kontrola se snižuje za 30 minut po jídle, zatímco sympatická kardiální modulace se zvyšuje za 90 minut po jídle. Podle Fagius a Berne (1994) roste aktivita sympatické inervace svalových cév po jakémkoli druhu jídla. Výsledkem je potom redistribuce krve do splanchnické oblasti. Naopak Nagai, Sakane a Moritani (2005) tvrdí, že příjem potravy (viz také Ambarish, Barde, Vyas, & Deepak, 2005) nebo nutričně různé druhy jídla významně neovlivňují kardiovaskulární autonomní tonus.

Mezi vnější faktory významně snižující HRV, resp. vagovou modulaci SF, řadíme také alkohol (Koskinen, Virolainen, & Kupari, 1994; Reed, Porges, & Newlin, 1999). Negativní účinek alkoholu na HRV může být ale druhotný. Spíše než centrální nebo periferní vliv na kardiální vagovou kontrolu, způsobuje alkohol jednoznačně nevysvětlené zvýšení SF (Ryan & Howes, 2002). Dietrich et al. (2006) ukazují, že již jedna sklenice alkoholického nápoje denně vyvolává pokles parametrů  $P_T$ ,  $P_{LF}$  a  $P_{VLF}$ .

HRV může být ovlivněna také různými emočními stimuly, ať už vizuálního nebo akustického původu. Sokhadze (2007) zkoumal vliv opakované nepříjemné zrakové stimulace na aktivitu ANS a zároveň řešil otázku, jak působí odlišný typ hudby na zotavení aktivity ANS po tomto nelibém zrakovém podnětu. Ten vyvolal, mimo jiné, zpomalení SF, zvýšení hodnoty ukazatele  $P_{HF}$  a snížení LF/HF. Oba typy hudby, subjektivně vnímané jako příjemný a smutný, vedly k rychlejší obnově většiny sledovaných parametrů na původní úroveň a k návratu rovnováhy aktivity ANS. Bílý šum tento efekt neměl. Urakawa a Yokoyama (2005) se zabývali problémem, zda hudba ovlivňuje změny aktivity ANS vyvolané fyzickou zátěží. U probandů, kteří poslouchali během cvičení hudbu, byl zaznamenán významný nárůst ukazatele LF/HF v porovnání s probandy cvičícími bez hudby. Závěrem konstatují, že kombinace hudby a cvičení může být nejen subjektivně příjemná, ale také může vést k větší fyziologické a fyzické aktivaci. Iwanaga, Kobayashi a Kawasaki (2005) vystavili probandy třem situacím – poslech uklidňující hudby, poslech povzbuzující hudby a situace bez poslechu hudby. Ukazatele  $P_{LF}$  a LF/HF se zvýšily při poslechu obou typů hudby, avšak se snížily v případě, kdy probandi neposlouchali žádnou hudbu. Výkon komponenty HF při poslechu uklidňující hudby byl vyšší než při poslechu povzbuzující hudby a stejný v situaci bez hudby. Poslech povzbuzující hudby tedy snižuje aktivitu parasymptického nervového systému. Vystavení probandů nepříjemnému zvuku způsobuje podle Yanagihashi, Ohira, Kimura a Fujiwara (1997) významný pokles aktivity parasymptiku vyjádřené v parametru % HF. Ukazatel LF/HF má pouze vzrůstající tendenci, ale zásadně se nemění. Sympatický nervový systém není proto podle autorů podstatně ovlivněn.

Jednoduché mentální a verbální aktivity významně ovlivňují HRV a to prostřednictvím změn dechové frekvence. Mentální zátěž vyvolává aktivaci sympatiku, která odpovídá velikosti stresového podnětu (Bernardi et al., 2000). Podle Hjortskov et al. (2004) vede mentální stresová stimulace ke změnám HRV a TK, avšak nemusí být zaznamenána subjektivními pocity jedince.

Interindividuální rozdíly HRV mohou být vysvětleny také genetickými predispozicemi. Singh et al. (1999) ve své výzkumné práci s dvojčaty uvádějí vliv dědičnosti na HRV v rozmezí 13 % až 40 %. Podobně Kupper et al. (2004) přichází k závěru, že ukazatele časové domény SDNN index a RMSSD jsou geneticky podmíněny z 35-47 %, resp. 40-48 %.

Z výše uvedeného textu je patrné, že výsledky měření SA HRV mohou být ovlivněny nejrůznějšími vnějšími faktory. Je proto nezbytné zachovávat při vyšetření SA HRV přísně standardní podmínky.

#### **2.4.4.1 Ortostatické zatížení**

Změna polohy z lehu do stoje vede u člověka k náhlému přemístění krve směrem do spodní poloviny těla, a tím k zhoršení návratu krve zpět k srdci (Hainsworth, 2000). To vyvolává řadu hemodynamických a autonomních reakcí. Zmenšuje se SV pravé a levé komory. Redukce žilního návratu a TK zaznamenaná baroreceptory vyvolává okamžité zvýšení SF prostřednictvím snížení aktivity vagu a zvýšení sympatické stimulace. Rovněž aktivita eferentních sympatických vláken inervujících svalové cévy stoupá, jako i cévní odpor v předloktí. Následně roste i systolický a diastolický TK (Brunetto, Roseguini, Silva, Hirai, & Guedes, 2005; Cooke et al., 1999; O'Leary, Kimmerly, Cechetto, & Shoemaker, 2003). Zvyšování aktivity sympatiku ve svalových cévách přetrvává ve vzpřímené pozici i po ortostatické stimulaci až po dobu 45 min. Baroreflexní senzitivita se také zvýší při změně polohy do stoje, ale nadále již zůstává stejná (Fu et al., 2006).

Běžným klinickým problémem vyskytujícím se při ortostáze je tzv. vazovagová synkopa, která je charakterizována kombinací náhlé vazodilatace a bradykardie. Vzrůstající ortostatické zatížení spouští sérii reakcí, které lze rozdělit do několika fází. Příčina mechanismu vyvolávajícího vazovagovou reakci během poslední fáze, tzn. situaci, kdy se plně přizpůsobený systém stává najednou nestabilní, není stále přesně známa. Jedno z možných vysvětlení je zvýšení senzitivity a „resetování“ funkce arteriálních baroreceptorů (Julu, Cooper, Hansen, & Hainsworth, 2003). Pro pacienty s posturální synkopou je typická porucha senzitivity karotického baroreceptorového reflexu a reflexu cévního odporu (Cooper & Hainsworth, 2002).

Diagnóza narušení ortostatické tolerance může být podle Gulli, Cooper, Claydon a Hainsworth (2003) identifikována pomocí ukazatele frekvence LF vleže. Pouze tento

parametr vykazoval v jejich studii významné rozdíly mezi osobami s normální a patologickou ortostatickou tolerancí. Pojem ortostatická tolerance označuje velikost snášenlivosti ortostatického zatížení, které ještě nevede k arteriální hypotenzii (Hainsworth, 2000).

U mladších jedinců nacházíme větší reakci SF na pasivní změnu polohy, avšak u starších dochází k většímu perifernímu odporu. Zatímco se dynamická kapacita srdeční autonomní regulace zmenšuje, reakce cévního systému na vazoaktivní mechanismy a vaskulární sympatickou regulaci se s narůstajícím věkem rozšiřuje (Laitinen, Niskanen, Geelen, Länsimies, & Hartikainen, 2004). Oslabenou reakci aktivity ANS na ortostázu u starších osob zaznamenali také Srinivasan, Sucharita a Vaz (2002). Ve své studii porovnávali tři skupiny probandů (6-11 let, 20-30 let, 60-70 let). Rozdíly mezi nejmladší a prostřední skupinou byly nevýznamné, zatímco v nejstarší skupině se ukázaly výrazně menší reakce normalizovaných výkonů jednotlivých komponent (LFnu a HFnu).

Převaha sympatické kardiovaskulární regulace během mírného ortostatického zatížení (naklonění do 20°) byla pozorována také u adolescentů, u kterých byl diagnostikován chronický únavový syndrom. Pravděpodobná vysvětlení jsou střední hypovolemie, abnormality reflexní kontroly nebo oslabená fyzická zdatnost (Wyller, Saul, Amlie, & Thaulow, 2007).

Rozdíly existují také mezi pohlavími. Ženy mají méně citlivé kardiovaskulární funkce než muži, což bývá spojeno s menší ortostatickou tolerancí (Shoemaker, Hogeman, Khan, & Kimmerly, 2001). Fu, Witkowski, Okazaki a Levine (2005) říkají, že muži i ženy mají srovnatelné sympatické reakce během ortostázy. Příčina nižší ortostatické tolerance u žen je podle autorů hlavně v menším SV, který je pravděpodobně způsoben menším plněním srdce během ortostázy.

Vytrvalostní trénink způsobuje řadu změn ve stavbě a funkci kardiovaskulárního systému (Fagard, 2003). Tyto pozitivní změny pro sportovní výkon mají však také negativní následky. U vytrvalostně trénovaných sportovců se častěji setkáváme s narušením ortostatické tolerance. Levine (1993) to vysvětluje větším poklesem SV u těchto sportovců než u netrénovaných osob během ortostázy. Také byla pozorována menší citlivost karotického baroreflexu u vysoce vytrvalostně trénovaných jedinců (Ogoh et al., 2003).

Je potřeba zmínit, že výše zmíněné výzkumy pracovaly s různými protokoly vyšetření. Často se rozcházejí zejména ve stupni naklonění při ortostatickém zatížení.

Například Bahjaoui-Bouhaddi et al. (2000) ve své práci ukazují, že průměrná SF, koncentrace noradrenalinu a diastolický TK se zvyšovaly lineárně s velikostí sklonu od 10°. Systolický TK byl vždy přibližně stejný v polohách -10°, 0°, +10° a v polohách 30°, 45° a 60°. Ukazatele  $P_{LF}$ ,  $P_{HF}$  se negativně a LF/HF pozitivně náhle změnilo při sklonu 45°. Parametr HFnu se poprvé zřetelně zmenšil při změně sklonu z 10° na 30°, a potom už klesal postupně.

Montano et al. (1994) pozorovali silnou korelaci ukazatelů LFnu, LF/HF (v obou případech pozitivní) a HFnu (negativní) s úhlem postavení těla. Menší, avšak stále významná, byla korelace sklonu s  $P_{HF}$ . Mezi ukazateli  $P_{VLF}$ ,  $P_{LF}$  a stupněm naklonění nebyl nalezen žádný vztah. Parametry SA HRV vyjádřené v normalizovaných jednotkách nebo jako poměr LF/HF mohou vypovídat o postupných změnách sympatovagové rovnováhy.

Při aktivním postavení a pasivní změně polohy (60° sklon) dochází k téměř identické změně aktivity ANS (Bloomfield et al., 1997) i reakci baroreceptorového reflexu (Bahjaoui-Bouhaddi, Henriet, Cappelle, & Dumoulin, 1998). Podle Matsushima, Tanaka a Tamai (2004) aktivní změna polohy u dětí a adolescentů častěji vyvolává synkopu než změna polohy na sklopném lehátku.

#### **2.4.4.2 Vliv tělesné práce na HRV**

Reakce systémového oběhu na zatížení závisí na tom, zda jsou svalové kontrakce primárně izometrické nebo izotonické. V obou případech stoupá na začátku SF. Po několika sekundách izometrické kontrakce kosterních svalů se prudce zvyšuje systolický i diastolický krevní tlak. Tepový objem se mění poměrně málo a průtok krve do trvale kontrahovaných svalů je kvůli stlačení cév omezený. Při izotonické kontrakci dochází kromě nárůstu SF také k výraznému zvětšení SV. Současně poklesne celkový periferní cévní odpor díky vazodilataci v pracujících svalech. Systolický tlak stoupá jen mírně, diastolický tlak obvykle zůstává nezměněný nebo klesá (Ganong, 2005).

Zrychlení SF na začátku zatížení je následkem snížení aktivity parasympatiku a teprve až poté zvýšení aktivity sympatiku (Åstrand, Rodahl, Dahl, & Strømme, 2003). Podle Nakamura, Yamamoto a Muraoka (1993) se aktivita parasympatiku snižuje do intenzity zatížení odpovídající 50 %  $\dot{V}O_2\max$ , zatímco aktivita sympatiku se začíná zvyšovat až mezi 50-60 %  $\dot{V}O_2\max$ . Za hranicí 60 %  $\dot{V}O_2\max$ , kdy zaznamenáváme

také podstatný nárůst koncentrace katecholaminů, již roste aktivita sympatiku významně. Podle Yamamoto, Hughson a Peterson (1991) klesá aktivita vagu postupně až do 60 % ventilačního prahu, avšak aktivita sympatiku stoupá, jen když intenzita zatížení překročí ventilační práh.

Analýza HRV prostřednictvím časové nebo frekvenční domény představuje neinvazivní metodu hodnocení autonomní regulace SF. Vzestup SF v průběhu tělesné práce je spojen s celkovou redukcí autonomní srdeční modulace. S rostoucí intenzitou zatížení klesá exponenciálně  $P_T$ , což je převážně způsobeno snížením  $P_{HF}$  (Carter et al., 2003). Výkon komponenty LF ( $P_{LF}$ ) během zatížení zůstává nezměněný (Kamath, Fallen, & McKelvie, 1991) nebo také klesá (Breuer et al., 1993). Změny výkonového spektra HRV během fyzického zatížení závisí podle Perini et al. (1993) hlavně na intenzitě a poloze těla.

Warren, Jaffe, Wraa a Stebbins (1997) říkají, že HRV je validní nástroj neinvazivního měření parasympatické aktivity během fyzického zatížení, avšak v případě měření sympatické aktivity je validita neprůkazná. Ukazatel  $P_{HF}$  se exponenciálně snižoval s rostoucí intenzitou zatížení.

Pokles aktivity vagu během tělesné práce zaznamenali prostřednictvím sledování HRV také Arai et al. (1989) nebo Cottin, Papelier a Escourrou (1999). Posledně jmenovaní si rovněž všimli, že velikost poměrového ukazatele LF/HF klesala s rostoucí intenzitou zatížení, zatímco aktivita sympatiku během zátěže stoupá. Tento parametr tedy není dobrým ukazatelem kardiovaskulární autonomní modulace při zatížení.

González-Camarena et al. (2000) se zabývali rozdílem mezi statickou a dynamickou zátěží. Závěrem konstatují, že namísto poklesu aktivity vagu a zvýšení aktivity sympatiku, které bylo pozorováno při dynamické zátěži, došlo během statického zatížení k celkovému zvýšení ukazatelů HRV, tzn. k zvýšení aktivity obou autonomních subsystémů.

Kamath et al. (1991) porovnávali ortostatické zatížení a jízdu na bicyklovém ergometru (50 % odhadnutého maximálního výkonu) ve skupině netrénovaných osob (věk 20-32 let). Ukázalo se, že výkon komponenty LF klesá během zatížení, avšak při ortostáze se zvětšil. Z toho autoři vyvozují, že SF během rovnovážného stavu při zátěži je hlavně udržována prostřednictvím humorálních faktorů. Neuroregulační řízení SF se uplatňuje zejména při ortostatickém zatížení a v době zotavování po zátěži.



### **3 CÍLE A VĚDECKÉ OTÁZKY**

#### **Hlavní cíl práce**

Pomocí uvedených statistických postupů odhadnout reliabilitu měření variability srdeční frekvence (HRV), provedené ortoklinostatickou zkouškou.

#### **Dílčí cíle**

- Posoudit vliv velikosti aktivity KAR na reliabilitu měření HRV.
- Ověřit význam tzv. familiarizace pro měření HRV.

#### **Hypotézy:**

- **H1<sub>0</sub>** – Neexistuje statisticky významný rozdíl mezi výsledky bezprostředně opakovaného měření HRV.  
**H1<sub>1</sub>** – Rozdíl mezi výsledky bezprostředně opakovaného měření HRV je statisticky významný.
- **H2<sub>0</sub>** – Vlastní výsledky měření HRV nemají vztah k úrovni reliability tohoto měření.  
**H2<sub>1</sub>** – Úroveň reliability měření HRV se liší dle vlastních výsledků tohoto měření.
- **H3<sub>0</sub>** – Tzv. familiarizace neovlivňuje výsledky měření KAR.  
**H3<sub>1</sub>** – Tzv. familiarizace má pozitivní vliv na výsledky měření KAR.

## 4 METODIKA

### 4.1 Výzkumný postup

Předložená výzkumná práce se, prostřednictvím opakovaného měření (test-retest), zabývá odhadem reliability (spolehlivosti) vyšetření kardiální autonomní regulace (KAR), které je realizováno ortoklinostatickou zkouškou. KAR byla hodnocena na základě analýzy HRV.

K dosažení stanoveného cíle a dílčích cílů bylo vyšetření HRV opakováno celkem čtyřikrát, přičemž první a druhé vyšetření (test-retest 1, TR1), jakožto třetí a čtvrté vyšetření (TR2) proběhlo bezprostředně po sobě. Druhé a třetí vyšetření od sebe oddělovalo období 2-30 dnů. Důvodem tohoto rozdělení bylo odhalit význam familiarizace pro vyšetření HRV.

Celková doba sběru dat trvala přibližně pět měsíců (lisopad 2010 až březen 2011). Samotné vyšetření HRV proběhlo vždy v ranních až dopoledních hodinách (7:30 – 10:00). Místem provedení testu byla fyziologická laboratoř v Centru diagnostiky lidského pohybu (Katedra tělesné výchovy, PdF, Ostravská univerzita).

Probandi byli poučeni o pravidlech vyšetření a byli nabádáni k tomu, aby dodrželi všechny standardní podmínky před testem, tzn. vyhnuli se intenzivnější pohybové aktivitě po dobu 48 h před vyšetřením, dostavili se nalačno a nepožili kofeinové nápoje. Alkoholické nápoje byly zakázány po dobu 24 h před vyšetřením. Kuřáci byli ze studie vyloučeni.

Zavedené provedení ortoklinostatické zkoušky se skládá ze tří intervalů: leh – stoj-leh. První poloha plní funkci standardizace a není využita k výpočtu jednotlivých parametrů. Z tohoto důvodu byla první poloha „leh“ u retestu odstraněna. Celý proces test-retest proto probíhal v pěti intervalech (tzn. leh-stoj-leh-stoj-leh).

Výčet všech uvažovaných proměnných je uveden v Tabulce M1.

Tabulka M1. Přehled výzkumných proměnných

Výzkumné proměnné	
NEZÁVISLÉ	ZÁVISLÉ
<ul style="list-style-type: none"> <li>• SLEDOVANÉ               <ol style="list-style-type: none"> <li>1. <b>Přirozené:</b> <ul style="list-style-type: none"> <li>▪ výsledky <u>testu</u> HRV</li> </ul> </li> <li>2. <b>Kovariační:</b> <ul style="list-style-type: none"> <li>▪ věk</li> <li>▪ pohlaví</li> <li>▪ dechová frekvence při vyšetření HRV</li> <li>▪ použité léky</li> <li>▪ požití alkoholických nebo kofeinových nápojů před vyšetřením, kouření</li> <li>▪ akutní a chronické zdravotní problémy</li> </ul> </li> </ol> </li> </ul>	Výsledky <u>retestu</u> HRV.
<ul style="list-style-type: none"> <li>• NESLEDOVANÉ               <ul style="list-style-type: none"> <li>▪ doba mezi probuzením, příjmem potravy a vyšetřením HRV</li> <li>▪ psychický stav před vyšetřením</li> <li>▪ roční období a meteorologické podmínky</li> <li>▪ teplota a vlhkost prostředí</li> <li>▪ somatotyp</li> <li>▪ velikost zatížení bezprostředně před vyšetřením HRV</li> <li>▪ a další</li> </ul> </li> </ul>	

## 4.2 Výzkumný soubor

Výzkumný soubor je tvořen 110 probandy (věk  $22,3 \pm 1,24$ ; 60 mužů, 50 žen). Všichni jedinci byli v době měření bez akutních zdravotních obtíží a byli nekuřáci. Probandi byli studenty Ostravské univerzity a Vysoké školy báňské-TU Ostrava.

## 4.3 Měřicí techniky

V této kapitole je charakterizováno přístrojové a počítačové vybavení, pomocí kterého byla získávána data pro předkládanou práci.

K vyšetření KAR pomocí analýzy HRV byl použit přístroj VarCor PF7 a počítačový program VarCorSport PC (Salinger & Gwozdziewicz, 2008; Salinger, Štěpáník, Krejčí, & Stejskal, 2006).

Systém VarCor PF7 představuje inovaci předešlých verzí VariaPulse TF3, VariaCardio TF4 a VarCor PF6 (Salinger et al., 2004). VarCor PF7 je zkonstruován pro neinvazivní diagnostiku HRV z krátkodobého EKG záznamu. EKG signál se telemetricky přenáší z UHF vysílače do UHF přijímače, který je propojen s počítačem prostřednictvím USB sériového portu. EKG signál je snímán pomocí elektrodového hrudního pásu typu Polar Electro (Finsko). Přenášené informace, tzn. EKG signál (vzorkování 1000 Hz, A/D konvertor 10 bitů) a aktuální stav baterie ve vysílači, jsou kódovány podle speciálního protokolu, který je vhodný pro rádiový přenos. UHF přijímač dekóduje a zesiluje přijímaný signál tak, aby byl zpracovatelný počítačovým programem. U tohoto systému se data přenáší obousměrně, přičemž přenášená data jsou zpětně potvrzována přijímačem. RR interval je vzorkován s přesností  $\pm 1$  ms. Princip diagnostiky dechové frekvence vychází ze změn velikosti amplitudy QRS komplexu EKG signálu (Salinger et al., 2005).

## 4.5 Analýza dat

### 4.5.1 Spektrální analýza variability srdeční frekvence

Teoretické zdůvodnění SA HRV a interpretace jednotlivých frekvenčních komponent jsou podrobněji probrány v kapitole Přehled poznatků. Tato část se zaměřuje na doplnění dalších informací týkajících se zejména vysvětlení výpočtů jednotlivých parametrů SA HRV a problematiky komplexních indexů.

Transformováním časových údajů o rozdílech mezi po sobě následujícími RR intervaly do frekvenčních hodnot získáváme výkonové spektrum. Analýza hustoty (denzity) spektrálního výkonu poskytuje informace o tom, jak je tento výkon, který vyjadřuje velikost variability RR intervalů, rozložen v jednotlivých frekvenčních pásmech. Spektrální hustotu můžeme vypočítat pomocí rychlé Fourierovy transformace (FFT), která rozkládá vstupní signál na součet sinusových funkcí o různých frekvencích a amplitudách (Stejskal & Salinger, 1996).

Frekvenční rozsah „spektrálního obrazu“ a jednotlivých komponent je v této práci definován následovně:

- VLF („very low frequency“) – 0,02 až 0,05 Hz,
- LF („low frequency“) – 0,05 až 0,15 Hz,
- HF („high frequency“) – 0,15 až 0,5 Hz (Stejskal & Salinger, 1996).

Výpočet spektrální výkonové hustoty (PSD) je prováděn podle částečně upraveného algoritmu CGSA (Yamamoto & Hughson in Salinger et al., 1994), který umožňuje optimální potlačení šumové složky analyzovaného signálu. Určení výsledné PSD [ $\text{ms}^2 \cdot \text{Hz}^{-1}$ ] spočívá ve výpočtu rozdílu výkonové spektrální hustoty  $S_{xx}$  datového souboru  $x(t)$  a absolutní hodnoty vzájemné výkonové spektrální hustoty  $S_{xy}$  souborů  $x(t)$  a  $y(t)$  (Salinger et al., 1994):

$$\text{PSD} = S_{xx} - S_{xy} = F[x(t)] \cdot F^*[x(t)] - F[x(t)] \cdot F^*[y(t)]$$

$x(t)$  - soubor hodnot RR intervalů analyzovaného úseku;

$y(t)$  - pomocný soubor vytvořený zdvojením souboru  $x(t)$  pro výpočet podle algoritmu CGSA;

$F[x(t)]$  - Fourierova transformace funkce  $x(t)$ ;

$F^*[x(t)]$  - komplexně sdružená Fourierova transformace funkce  $x(t)$ ;

$F^*[y(t)]$  - komplexně sdružená Fourierova transformace funkce  $y(t)$ .

Spektrální výkon jednotlivých frekvenčních komponent ( $P_{VLF}$ ,  $P_{LF}$ ,  $P_{HF}$ ) udává velikost plochy (integrál) pod křivkou hustoty výkonového spektra. Celkový spektrální výkon ( $P_T$ ) je potom součtem spektrálních výkonů jednotlivých komponent. Velikost spektrálního výkonu může být vyjádřena také pomocí poměrových (VLF/HF, LF/HF, VLF/LF) a relativních (%VLF, %LF, %HF) ukazatelů. Koeficienty variace jednotlivých komponent kompenzují pokles spektrálního výkonu při zvýšení SF (Hayano et al., 1991).

Mezi další parametry SA HRV, které nejsou uvedené v Tabulce M2, patří také frekvence jednotlivých komponent ( $f_{VLF}$ ,  $f_{LF}$ ,  $f_{HF}$ ) [mHz]. Ta představuje průměrnou hodnotu nejvyšších amplitud dané komponenty.

Tabulka M2. Přehled nejčastěji používaných parametrů SA HRV (upraveno podle Salingera &amp; Gwozdziwicz, 2008)

	VLF [0,02-0,05] Hz	LF [0,05-0,15] Hz	HF [0,15-F] Hz	Fyzikální jednotka
Spektrální výkon	$P_{VLF} = \int_{0,02}^{0,05} PSD df$	$P_{LF} = \int_{0,05}^{0,15} PSD df$	$P_{HF} = \int_{0,15}^F PSD df$	$ms^2$
Relativní spektrální výkon	$\% VLF = \frac{P_{VLF}}{P_T}$	$\% LF = \frac{P_{LF}}{P_T}$	$\% HF = \frac{P_{HF}}{P_T}$	%
Poměr spektrálních výkonů	$VLF/HF = \frac{P_{VLF}}{P_{HF}}$	$LF/HF = \frac{P_{LF}}{P_{HF}}$	$VLF/LF = \frac{P_{VLF}}{P_{LF}}$	—
Koeficient kompenzace vlivu velikosti RR intervalů	$CCVVLF = \frac{\sqrt{P_{VLF}}}{RR} \cdot 100$	$CCVLF = \frac{\sqrt{P_{LF}}}{RR} \cdot 100$	$CCVHF = \frac{\sqrt{P_{HF}}}{RR} \cdot 100$	%
Spektrální výkon v normalizovaných jednotkách	—	$LFnu = \frac{P_{LF}}{P_T - P_{VLF}} \cdot 100$	$HFnu = \frac{P_{HF}}{P_T - P_{VLF}} \cdot 100$	nu
Celkový spektrální výkon	$P_T = \int_{0,02}^F PSD df$ nebo $(P_{VLF} + P_{LF} + P_{HF})$			$ms^2$
Průměrný RR interval	$RR = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n RR_i$			ms
Průměrná mocnina postupných diferencí RR intervalů	$MSSD = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (RR_i - RR_{i-1})^2$			$ms^2$

#### 4.5.2 Komplexní indexy SA HRV

K hodnocení SA HRV byly použity komplexní indexy (Stejskal, Šlachta, Elfmark, Salinger, & Gaul-Aláčová, 2002). Autoři této metodiky se pokusili výsledky SA HRV získané při ortoklinostatickém manévru co nejvíce zjednodušit, aby jejich interpretace byla jednoznačná. Vychází z předpokladu, že určité onemocnění nebo stárnutí působí na výkonnost ANS negativně a parametry, které s věkem, nemocí nebo vzrůstající intenzitou zatížení klesají, je možné identifikovat jako parametry „pozitivní“. Obrácený trend charakterizuje parametry „negativní“.

Podle průběhu závislosti na věku byly ukazatele rozděleny na základě faktorové analýzy do pěti faktorů (Tabulka M3). U každého faktoru byl určen tzv. reprezentant faktoru podle velikosti korelačního koeficientu ukazatele a kalendářního věku. Vzhledem k svému průběhu k věku zůstaly samostatné ukazatele %HF vleže, RR a LF/HF ve stoje.

Tabulka M3. Rozdělení ukazatelů se stejným průběhem závislosti na věku (Stejskal, 2004)

Faktor	Ukazatele
F1	<u>L CCV HF</u> , L P <sub>T</sub> , L P <sub>HF</sub>
F2	<u>S CCV LF</u> , S P <sub>T</sub> , S P <sub>LF</sub>
F3	<u>S CCV HF</u> , S P <sub>HF</sub> , S %HF
F4	<u>L LF/HE</u> , L %LF
F5	<u>L VLF/HE</u> , L VLF/LF, L %VLF

*Vysvětlivky:* podtrženy jsou ukazatele s největší komunalitou – „reprezentanti faktorů“, L – leh, S – stoj.

Následně byly věkově závislé ukazatele rozděleny do čtyř skupin:

- G1 – v lehu, descendentní průběh (F1 + %HF);
- G2 – po ortostatické stimulaci, descendentní průběh (F2 + F3);
- G3 – v lehu, ascendentní průběh (F4 + F5);
- G4 – po ortostatické stimulaci, ascendentní průběh (intervaly RR, LF/HF).

Sloučením ukazatelů G1 s G2 a G3 s G4 byly získány dva komplexní ukazatele sdružující faktory a jednotlivé ukazatele s odlišným průběhem závislosti na věku. Komplexní index vagové aktivity (VA) sdružuje faktory a ukazatele, jejichž hodnota s věkem a intenzitou zatížení klesá. Mezi tyto parametry patří F1, F2, F3 a %HF vleže.



Druhým komplexním indexem je ukazatel sympatovagové rovnováhy (SVB), který reprezentuje parametry s věkem a zvyšující se intenzitou zatížení stoupající (F4, F5, R-R ve stoje a LF/HF ve stoje). Třetím komplexním ukazatelem je celkové skóre (TS), které sdružuje všechny věkově závislé parametry. Hodnoty komplexních ukazatelů jsou vyjádřeny v bodech v rozsahu od -5,0 do +5,0 bodů. Normální fyziologické hodnoty VA a SVB jsou v rozmezí od -2,0 do +2,0, pro hodnoty TS platí rozmezí od -1,5 do +1,5 bodů.

Těsnost statisticky významné závislosti jednotlivých faktorů nebo samostatných ukazatelů na věku se výrazně liší. Tato skutečnost je zohledněna při jejich slučování přiřazením váhy každému parametru (Tabulka M4). Váha je vypočtena na základě hodnoty korelačního koeficientu faktoru nebo ukazatele s věkem (Stejskal, 2004).

Tabulka M4. Vypočtené váhy jednotlivých ukazatelů (upraveno podle Stejskal, 2004)

Ukazatel	Váha
L CCV HF	100
L VLF/HF	99
S CCV HF	88
L %HF	77
S CCV LF	76
L LF/HF	68
S RR	60
S LF/HF	5

Komplexní indexy jsou vypočítány ze vztahů, kdy se zprůměrují jednotlivé skupiny ukazatelů (G1 s G2 v případě VA; G3 s G4 v případě SVB), které jsou zároveň vynásobeny svou váhou. TS sdružuje VA a SVB.

$$VA = \frac{L\ CCVHF.1 + L\ \%HF.0,77 + S\ CCVLF.0,76 + S\ CCVHF.088}{4}$$

$$SVB = \frac{L\ LF/HF.0,68 + L\ VLF/HF.0,99 + S\ RR.0,6 + S\ LF/HF.0,5}{4}$$

$$TS = \frac{L\ CCVHF.1 + L\ \%HF.0,77 + S\ CCVLF.0,76 + S\ CCVHF.088 + L\ LF/HF.0,68 + L\ VLF/HF.0,99 + S\ RR.0,6 + S\ LF/HF.0,5}{8}$$

#### 4.6 Statistické zpracování dat

Hodnoty ukazatelů HRV byly převedeny do formátu, který umožňoval jejich statistické zpracování. K tomu byly využity počítačové programy Microsoft® Office Excel 2007 a IBM SPSS Statistics 19. Teoretické zdůvodnění statistických postupů je uvedeno v části Přehled poznatků.

Kolmogorovův-Smirnovův test byl použit k posouzení normality rozdělení dat. Normální distribuce dat je tolerována od úrovně statistické významnosti  $p > 0,01$ . Statisticky významný rozdíl mezi středními hodnotami datových souborů byl zjišťován pomocí párového Studentova  $t$ -testu nebo v případě porušení normálního rozdělení dat pomocí párového Wilcoxonova testu. Obdobně byly použity Pearsonův  $r$ , resp. Spearmanův  $r_S$  korelační koeficient. Interpretace vypočítaného koeficientu korelace je uvedena v Tabulce M5 (platí rovněž pro  $r_S$ ).

Popisné statistické charakteristiky uvedené v tabulkách v části Výsledky jsou vypočítány z rozdílů hodnot ( $d$ ) získaných v opakovaných měřeních. Od hodnot ukazatelů v retestu byly odečteny hodnoty ukazatelů v testu (retest minus test). Takto upravená data jsou popisována v případě normálního rozdělení aritmetickým průměrem  $\bar{d}$  a jeho směrodatnou odchylkou  $s$ , koeficientem variace ( $CV$ , pouze pro  $\bar{d} > 0$ ) a intervalovým odhadem jejich střední hodnoty určený se spolehlivostí 0,95 („confidence interval“,  $CI$ ). Pokud byla porušena normalita rozdělení, jsou uvedeny medián a míry rozptýlenosti založené na empirických kvantilech (Hendl, 2009). V takovém případě je intervalový odhad střední hodnoty proveden metodou „bootstrap“ (Efron, 1979).

Hladina statistické významnosti pro zamítnutí  $H_0$  byla stanovena na úrovni  $p \leq 0,05$ .

Tabulka M5. Interpretace hodnot korelačního koeficientu (Chráška, 2003)

Koeficient korelace	Interpretace
$r = 1$	naprostá závislost
$1,00 > r \geq 0,90$	velmi vysoká závislost
$0,90 > r \geq 0,70$	vysoká závislost
$0,70 > r \geq 0,40$	střední (značná) závislost
$0,40 > r \geq 0,20$	nízká závislost
$0,20 > r > 0,00$	velmi slabá závislost
$r = 0$	naprostá nezávislost

## 5 VÝSLEDKY

V této kapitole jsou postupně prezentována data, na základě kterých odhadujeme úroveň reliability měření HRV a řešíme další dílčí cíle.

### 5.1 Odhad chyby měření HRV mezi testem a retestem

Vysvětlení statistického zpracování, jehož výsledky jsou uvedeny v následujících tabulkách, je podrobně popsáno v části Metodika a případně i Přehled poznatků.

U získaných dat byla normalita rozložení většinou porušena, a proto jsou všechna data popsána pomocí mediánu, interkvartilového rozpětí, dolního a horního kvartilu (Tabulky V1, V4, V13 a V16) a robustního odhadu střední hodnoty metodou „bootstrap“ (Tabulky V3, V6, V15 a V18). V případech, které to z pohledu distribuce dat umožňují, jsou prezentovány také ostatní, výše zmíněné charakteristiky (Tabulky V2, V5, V14, V17). V Tabulkách V7 a V19 jsou uvedeny charakteristiky komplexních indexů a věkově standardizovaného celkového spektrálního výkonu ( $P_T$ ).

Tabulka V1. Vybrané popisné statistiky pro rozdílnost ( $d$ ) ukazatelů HRV získaných při prvním a druhém STOJI, tzn. 4. mínus 2. interval procesu test-retest

N1 = 110 N2 = 103	Medián		Interkvartilové rozpětí		Dolní / horní kvartil			
	TR1	TR2	TR1	TR2	TR1		TR2	
$P_{VLF}$ [ms <sup>2</sup> ]	38,3	23,8	185,7	239,2	-38,0	147,6	-70,3	168,9
$P_{LF}$ [ms <sup>2</sup> ]	150,2	91,9	378,4	364,7	-3,9	374,6	-50,6	314,1
$P_{HF}$ [ms <sup>2</sup> ]	24,1	19,3	130,8	88,5	-25,6	105,2	-29,0	59,5
$PSD_{VLF}$ [ms <sup>2</sup> .Hz <sup>-1</sup> ]	2528,4	1533,8	15913,2	20276,1	-4072,5	11840,8	-5522,7	14753,4
$PSD_{LF}$ [ms <sup>2</sup> .Hz <sup>-1</sup> ]	4929,0	3727,2	16037,7	13061,8	-2302,2	13735,5	-1979,1	11082,8
$PSD_{HF}$ [ms <sup>2</sup> .Hz <sup>-1</sup> ]	381,6	591,9	2910,9	3000,5	-1092,8	1818,1	-655,0	2345,4
$f_{VLF}$ [mHz]	-2,8	0,0	8,7	12,6	-6,2	2,5	-5,6	7,0
$f_{LF}$ [mHz]	-1,4	-0,4	21,5	24,8	-12,7	8,8	-14,6	10,3
$f_{HF}$ [mHz]	2,4	-1,7	49,0	51,9	-18,1	30,9	-26,1	25,8
VLF/HF	0,1	0,0	1,1	1,2	-0,4	0,8	-0,4	0,8
LF/HF	0,2	0,3	2,5	1,9	-1,0	1,5	-0,6	1,2
VLF/LF	0,0	0,0	0,3	0,4	-0,2	0,1	-0,2	0,2
RR	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
CCV VLF [%]	0,3	0,2	1,1	1,5	-0,4	0,7	-0,6	0,9
CCV LF [%]	0,5	0,4	1,3	1,1	-0,2	1,1	-0,2	0,9
CCV HF [%]	0,2	0,0	0,6	0,5	-0,2	0,4	-0,2	0,3
%VLF	0,3	0,1	15,0	19,2	-8,8	6,2	-10,9	8,4
%LF	1,8	2,4	18,6	16,9	-6,5	12,1	-6,4	10,5
%HF	-1,1	-3,5	10,6	10,3	-7,6	3,0	-7,9	2,5
NN50	1,5	1,0	11,0	9,0	-3,0	8,0	-3,0	6,0
pNN50	0,5	0,3	3,7	3,0	-1,0	2,7	-1,0	2,0
MSSD [ms <sup>2</sup> ]	88,9	38,3	265,1	241,2	-37,5	227,6	-74,8	166,4
$P_T$ [ms <sup>2</sup> ]	218,4	177,5	585,1	590,5	-61,0	524,1	-63,3	527,2

Výsvětlivky: N1 / N2 – počet probandů, TR1 / TR2 – první / druhý proces test-retest.

Z Tabulek V2 a V3 lze na základě intervalového odhadu střední hodnoty vyčíst, že nulovou hypotézu (tzn.  $\bar{d} = 0$ ) nelze zamítnout (alespoň u jednoho z obou pokusů test-retest) na hladině významnosti  $\alpha = 0,05$  u parametrů  $P_{VLF}$ ,  $P_{HF}$ ,  $PSD_{VLF}$ ,  $PSD_{HF}$ ,  $f_{VLF}$ ,  $f_{LF}$ ,  $f_{HF}$ , VLF/HF, LF/HF a VLF/LF, CCV VLF, %VLF, %LF, NN50 a pNN50. Naopak v obou pokusech TR1 a TR2 lze nulovou hypotézu zamítnout s pravděpodobností 95 % u parametrů  $P_{LF}$ ,  $PSD_{LF}$ , CCV LF, CCV HF, %HF, MSSD a  $P_T$ .

Tabulka V2. Vybrané popisné statistiky pro rozdílnost ( $d$ ) ukazatelů HRV získaných při prvním a druhém STOJI, tzn. 4. minus 2. interval procesu test-retest (pouze ukazatele s normálním rozložením hodnot)

N1 = 110 N2 = 103	$\bar{d}$		$s$		$CV$		95% CI			
	TR1	TR2	TR1	TR2	TR1	TR2	Dolní hranice	Horní hranice	Dolní hranice	Horní hranice
							TR1		TR2	
$f_{VLF}$	-2,0	0,3	7,9	10,5	3306,7		-3,5	-0,5	-1,7	2,4
$f_{LF}$	-0,6	-1,4	20,9	21,3			-4,6	3,4	-5,6	2,8
RR	0,0	0,0	0,0	0,0	310,9	378,8	0,0	0,0	0,0	0,0
CCV VLF	0,2	0,2	1,1	1,1	671,7	486,7	-0,1	0,4	0,0	0,4
CCV LF	0,5		1,2		218,7		0,3	0,8		
CCV HF	0,1		0,6		483,7		0,0	0,2		
%LF	2,9	1,8	17,1	16,3	600,0	927,7	-0,4	6,1	-1,4	4,9
%HF	-2,0		9,7				-3,9	-0,2		

Výsvětlivky: N1 / N2 – počet probandů, TR1 / TR2 – první / druhý proces test-retest,  $\bar{d}$  – průměrný rozdíl,  $s$  – směrodatná odchylka,  $CV$  - koeficient variace,  $CI$  – interval spolehlivosti.

Jednotky uvedených parametrů:  $f_{VLF}$  a  $f_{LF}$  [mHz], CCV VLF [%], CCV LF [%], CCV HF [%].

Červeně jsou zvýrazněny hodnoty, které nejsou statisticky významné (viz Tabulka V8).

Tabulka V3. Intervalový odhad střední hodnoty metodou „bootstrap“ (ukazatelé s porušenou normalitou rozložení dat) - STOJ

N1 = 110 N2 = 103	95% CI			
	Dolní hranice	Horní hranice	Dolní hranice	Horní hranice
	TR1		TR2	
$P_{VLF}$ [ms <sup>2</sup> ]	-59,7	158,2	-9,2	109,0
$P_{LF}$ [ms <sup>2</sup> ]	72,9	342,6	79,5	416,3
$P_{HF}$ [ms <sup>2</sup> ]	-40,3	60,4	-25,2	80,2
$PSD_{VLF}$ [ms <sup>2</sup> .Hz <sup>-1</sup> ]	-7094,0	8253,1	-3431,7	7066,6
$PSD_{LF}$ [ms <sup>2</sup> .Hz <sup>-1</sup> ]	1514,7	14045,1	4765,4	24414,7
$PSD_{HF}$ [ms <sup>2</sup> .Hz <sup>-1</sup> ]	-1815,1	1287,9	-1648,7	2278,2
$f_{HF}$ [mHz]	-3,8	16,0	-13,8	10,5
VLF/HF	-0,3	0,5	-0,5	0,6
LF/HF	-0,2	0,8	-0,3	0,9
VLF/LF	-0,3	0,1	-0,1	0,2
CCV LF [%]			0,2	0,7
CCV HF [%]			0,0	0,2
%VLF	-3,7	2,3	-1,9	5,1
%HF			-5,5	-1,1
NN50	-0,6	5,1	0,3	6,8
pNN50	-0,2	1,7	0,1	2,3
MSSD [ms <sup>2</sup> ]	32,6	212,3	19,8	267,8
$P_T$ [ms <sup>2</sup> ]	103,2	442,3	129,3	505,8

Výsvětlivky: N1 / N2 – počet probandů, TR1 / TR2 – první / druhý proces test-retest,  $CI$  – interval spolehlivosti.

Tabulka V4. Vybrané popisné statistiky pro rozdílné hodnoty ( $d$ ) ukazatelů HRV získaných při prvním a druhém LEHU, tzn. 5. mínus 3. interval procesu test-retest

N1 = 110 N2 = 103	Medián		Interkvartilové rozpětí		Dolní / horní kvartil			
	TR1	TR2	TR1	TR2	TR1		TR2	
$P_{VLF}$ [ $ms^2$ ]	46,5	25,0	278,2	265,1	-100,9	177,3	-96,4	168,7
$P_{LF}$ [ $ms^2$ ]	77,0	17,9	427,4	528,2	-152,5	274,8	-105,8	422,3
$P_{HF}$ [ $ms^2$ ]	134,4	153,6	898,3	995,4	-296,2	602,1	-154,5	840,9
$PSD_{VLF}$ [ $ms^2 \cdot Hz^{-1}$ ]	4028,0	4228,9	30828,7	24163,7	-10486,1	20342,6	-6512,1	17651,6
$PSD_{LF}$ [ $ms^2 \cdot Hz^{-1}$ ]	3046,3	2725,8	20301,2	18881,4	-5716,5	14584,7	-5530,0	13351,4
$PSD_{HF}$ [ $ms^2 \cdot Hz^{-1}$ ]	1929,1	900,5	31807,2	36225,9	-15741,0	16066,2	-15742,7	20483,2
$f_{VLF}$ [mHz]	-0,5	0,2	10,4	10,0	-5,0	5,5	-5,8	4,2
$f_{LF}$ [mHz]	3,1	-3,5	34,3	30,0	-11,4	22,9	-17,7	12,3
$f_{HF}$ [mHz]	1,5	-1,0	41,3	43,5	-18,7	22,5	-16,2	27,3
VLF/HF	0,0	0,0	0,2	0,2	-0,1	0,1	-0,1	0,1
LF/HF	0,0	0,0	0,2	0,3	-0,1	0,1	-0,1	0,1
VLF/LF	-0,1	0,0	0,8	0,6	-0,4	0,3	-0,4	0,2
RR	0,0	0,0	0,1	0,0	0,0	0,1	0,0	0,0
CCV VLF [%]	0,1	0,1	1,0	0,9	-0,5	0,5	-0,4	0,5
CCV LF [%]	0,1	0,0	1,0	1,3	-0,4	0,6	-0,4	0,9
CCV HF [%]	0,1	0,2	1,1	1,1	-0,5	0,6	-0,4	0,7
%VLF	-0,3	0,0	9,6	11,5	-4,9	4,6	-5,3	6,3
%LF	1,5	1,0	13,9	11,0	-6,9	7,0	-4,8	6,2
%HF	0,2	0,3	16,6	16,6	-8,5	8,1	-7,7	8,9
NN50	8,0	7,0	31,5	33,0	-5,3	26,3	-8,0	25,0
pNN50	2,7	2,3	10,5	11,0	-1,8	8,8	-2,7	8,3
MSSD [ $ms^2$ ]	607,8	484,5	2737,9	2704,7	-364,5	2373,4	-408,5	2296,2
$P_T$ [ $ms^2$ ]	242,8	255,8	1337,8	1600,7	-434,8	903,0	-378,5	1222,2

Vysvětlivky: N1 / N2 – počet probandů, TR1 / TR2 – první / druhý proces test-retest.

Tabulky V5 a V6 ukazují popisné charakteristiky pro rozdíl hodnot ukazatelů v lehu. Dle vypočítaných intervalů spolehlivosti můžeme konstatovat, že nulovou hypotézu (tzn.  $\bar{d} = 0$ ) lze zamítnout s pravděpodobností 95 % v obou případech TR1 i TR2 pouze u parametrů RR, NN50, pNN50. U všech ostatních ukazatelů v lehu leží nula ve vypočítaném intervalu spolehlivosti (alespoň jeden z TR1 nebo TR2), a proto nulovou hypotézu nezamítáme.

Tabulka V5. Vybrané popisné statistiky pro rozdíl hodnot ( $d$ ) ukazatelů HRV získaných při prvním a druhém LEHU, tzn. 5. minus 3. interval procesu test-retest (pouze hodnoty s normálním rozložením)

N1 = 110 N2 = 103	$\bar{d}$		$s$		$CV$		95% CI				
							Dolní hranice	Horní hranice	Dolní hranice	Horní hranice	
	TR1	TR2	TR1	TR2	TR1	TR2	TR1	TR2			
$f_{LF}$	<b>2,3</b>	<b>-1,7</b>	30,7	31,0	1324,0			-3,5	8,1	-7,8	4,4
$f_{HF}$	<b>2,5</b>		45,4		1796,6			-6,1	11,1		
RR	<b>0,0</b>	<b>0,0</b>	0,0	0,0	150,5	155,2		0,0	0,0	0,0	0,0
CCV VLF	<b>0,0</b>		0,9		2660,4			-0,1	0,2		
CCV LF		<b>0,1</b>		1,1		907,7				-0,1	0,3
CCV HF		<b>0,2</b>		1,0		564,9				0,0	0,4
%VLF	<b>0,0</b>		9,1					-1,8	1,7		
%LF	<b>0,0</b>	<b>0,2</b>	12,4	11,6	36726,3	4828,2		-2,3	2,4	-2,0	2,5
%HF	<b>0,0</b>	<b>0,3</b>	14,1	14,0	484271,2	4353,5		-2,7	2,7	-2,4	3,1
NN50	<b>9,6</b>	<b>9,0</b>	27,5	24,1	287,9	268,4		4,4	14,7	4,3	13,7
pNN50	<b>3,2</b>	<b>3,0</b>	9,2	8,0	287,9	268,4		1,5	4,9	1,4	4,6

Vysvětlivky: N1 / N2 – počet probandů, TR1 / TR2 – první / druhý proces test-retest,  $\bar{d}$  – průměrný rozdíl,  $s$  – směrodatná odchylka,  $CV$  – koeficient variace,  $CI$  – interval spolehlivosti.

Jednotky uvedených parametrů:  $f_{LF}$  a  $f_{HF}$  [mHz], CCV VLF [%], CCV LF [%], CCV HF [%].

Červeně jsou zvýrazněny hodnoty, které nejsou statisticky významné (viz Tabulka V8).

Tabulka V6. Intervalový odhad střední hodnoty metodou „bootstrap“ (ukazatelé s porušenou normalitou rozložení dat) - LEH

N1 = 110 N2 = 103	95% CI			
	Dolní hranice	Horní hranice	Dolní hranice	Horní hranice
	TR1		TR2	
<b>P<sub>VLF</sub></b> [ms <sup>2</sup> ]	-78,1	105,3	-7,6	199,2
<b>P<sub>LF</sub></b> [ms <sup>2</sup> ]	-66,1	376,4	-133,5	253,6
<b>P<sub>HF</sub></b> [ms <sup>2</sup> ]	-144,4	436,2	-74,9	504,3
<b>PSD<sub>VLF</sub></b> [ms <sup>2</sup> .Hz <sup>-1</sup> ]	-10738,0	9539,8	-1313,7	16277,1
<b>PSD<sub>LF</sub></b> [ms <sup>2</sup> .Hz <sup>-1</sup> ]	355,2	20186,8	-11424,2	16637,0
<b>PSD<sub>HF</sub></b> [ms <sup>2</sup> .Hz <sup>-1</sup> ]	-9544,3	14134,2	-11596,8	14987,9
<b>f<sub>VLF</sub></b> [mHz]	-2,6	1,4	-2,0	1,5
<b>f<sub>HF</sub></b> [mHz]			-7,0	16,6
<b>VLF/HF</b>	0,0	0,0	-0,1	0,1
<b>LF/HF</b>	-0,2	0,2	-0,3	0,1
<b>VLF/LF</b>	-0,5	0,2	-0,2	0,2
<b>CCV VLF</b> [%]			-0,1	0,3
<b>CCV LF</b> [%]	-0,1	0,3		
<b>CCV HF</b> [%]	-0,1	0,3		
<b>%VLF</b>			-2,3	1,3
<b>MSSD</b> [ms <sup>2</sup> ]	79,6	1379,2	-667,6	1407,1
<b>P<sub>T</sub></b> [ms <sup>2</sup> ]	-74,4	630,4	-27,4	753,4

Výsvětlivky: N1 / N2 – počet probandů, TR1 / TR2 – první / druhý proces test-retest, CI – interval spolehlivosti.



Tabulka V7 prezentuje popisné statistiky pro rozdíl hodnot komplexních indexů a věkově standardizovaného  $P_T$ . Podle 95% intervalu spolehlivosti je zřejmé, že nulovou hypotézu (tzn.  $\bar{d} = 0$ ) nelze zamítnout pouze u SVB. Ostatní komplexní indexy a  $P_T$  vykazují významné zvýšení průměrného rozdílu mezi testem a retestem.

Tabulka V7. Vybrané popisné statistiky pro rozdíl hodnot ( $d$ ) komplexních indexů a  $P_T$  získaných v testu a retestu (Z důvodu porušení normality rozložení dat u TS v TR1 jsou uvedeny medián a interkvartilové rozpětí.)

N1 = 110 N2 = 103	$\bar{d}$		$s$		$CV$		95% CI			
							Dolní hranice	Horní hranice	Dolní hranice	Horní hranice
	TR1	TR2	TR1	TR2	TR1	TR2	TR1	TR2		
TS [body]	<b>0,1<sup>a</sup></b>	<b>0,3</b>	1,3 <sup>b</sup>	1,2		443,2	0,1 <sup>c</sup>	0,6 <sup>c</sup>	0,0	0,5
VA [body]	<b>0,4</b>	<b>0,4</b>	0,9	0,8	226,3	206,5	0,2	0,5	0,2	0,5
SVB [body]	<b>0,1</b>	<b>0,1</b>	1,4	1,5	1416,8	2236,2	-0,2	0,4	-0,2	0,4
$P_T$ [body]	<b>0,4</b>	<b>0,5</b>	1,3	1,4	370,3	287,2	0,1	0,6	0,2	0,8

Vysvětlivky: <sup>a</sup> medián, <sup>b</sup> interkvartilové rozpětí, <sup>c</sup> metoda bootstrap; N1 / N2 – počet probandů, TR1 / TR2 – první / druhý proces test-retest,  $\bar{d}$  – průměrný rozdíl,  $s$  – směrodatná odchylka,  $CV$  - koeficient variace,  $CI$  – interval spolehlivosti, TS – komplexní index Celkové skóre, VA – komplexní index Aktivita vagu, SVB - komplexní index Sympatovagová rovnováha,  $P_T$  – věkově standardizovaný celkový spektrální výkon.

Červeně jsou zvýrazněny hodnoty, které nejsou statisticky významné (viz Tabulka V9).

Tabulky V8 a V9 ukazují, zda existuje statisticky významný rozdíl středních hodnot mezi výsledky testu a retestu. V případě, že alespoň jeden z obou souborů dat (test-retest) vykazoval porušení normality rozložení, byl použit párový Wilcoxonův test. Pokud byly oba datové soubory normálně rozdělené, jsou uvedeny výsledky statistické významnosti Studentova párového  $t$ -testu.

V poloze stoj nacházíme 9 parametrů v procesu TR1 a 14 parametrů v případě TR2, u kterých lze konstatovat, že neexistuje statisticky významný rozdíl mezi středními hodnotami souborů dat z testu a retestu, a to se spolehlivostí 0,95. V poloze leh to je 17, resp. 14 parametrů.

Tabulka V8. Testy statistické významnosti rozdílů středních hodnot mezi výsledky testu a retestu

N1 = 110 N2 = 103	STOJ		LEH	
	Wilcoxon / <sup>a</sup> t-test (p)		Wilcoxon / <sup>a</sup> t-test (p)	
	TR1	TR2	TR1	TR2
P <sub>VLF</sub>	,004	<b>,067</b>	<b>,140</b>	<b>,127</b>
P <sub>LF</sub>	,000	,001	<b>,153</b>	<b>,098</b>
P <sub>HF</sub>	,004	<b>,067</b>	<b>,117</b>	,007
PSD <sub>VLF</sub>	,006	<b>,171</b>	<b>,074</b>	,043
PSD <sub>LF</sub>	,000	,000	,035	,025
PSD <sub>HF</sub>	<b>,149</b>	,014	<b>,524</b>	<b>,792</b>
f <sub>VLF</sub>	,002	<b>,865</b>	<b>,610</b>	<b>,737</b>
f <sub>LF</sub>	<b>,762<sup>a</sup></b>	<b>,510<sup>a</sup></b>	<b>,430<sup>a</sup></b>	<b>,579<sup>a</sup></b>
f <sub>HF</sub>	<b>,218</b>	<b>,865</b>	<b>,561<sup>a</sup></b>	<b>,441<sup>a</sup></b>
VLF/HF	<b>,076</b>	<b>,543</b>	<b>,863</b>	<b>,890</b>
LF/HF	<b>,236</b>	<b>,104</b>	<b>,782</b>	<b>,752</b>
VLF/LF	<b>,213</b>	<b>,600</b>	<b>,300</b>	<b>,453</b>
RR	,001 <sup>a</sup>	,009 <sup>a</sup>	,000 <sup>a</sup>	,000 <sup>a</sup>
CCV VLF	,020	<b>,050</b>	<b>,562</b>	<b>,330</b>
CCV LF	,000	,001	<b>,341</b>	<b>,204</b>
CCV HF	,010	<b>,070</b>	<b>,439</b>	,027
%VLF	<b>,601</b>	<b>,844</b>	<b>,918</b>	<b>,950</b>
%LF	<b>,087</b>	<b>,277<sup>a</sup></b>	<b>,561</b>	<b>,608</b>
%HF	<b>,045</b>	,004	<b>,816</b>	<b>,820</b>
NN50	,012	,049	,000	,001
pNN50	,012	<b>,052</b>	,000	,001
MSSD	,000	,032	,000	,005
P <sub>T</sub> ([ms <sup>2</sup> ])	,000	,000	,048	,015

Vysvětlivky: <sup>a</sup> - označení t-testu, p – statistická významnost, N1 / N2 – počet probandů, TR1 / TR2 – první / druhý proces test-retest.

Červeně jsou označeny ukazatelé HRV, u kterých nejsou rozdíly mezi testem a retestem statisticky významné ( $p > 0, 05$ ).

Tabulka V9. Testy statistické významnosti rozdílů mezi výsledky testu a retestu

N1 = 110 N2 = 103	Wilcoxon / <sup>a</sup> t-test (p)	
	TR1	TR2
TS	,004	,011
VA	,000 <sup>a</sup>	,000 <sup>a</sup>
SVB	<b>,461<sup>a</sup></b>	<b>,740</b>
P <sub>T</sub> ([body])	,004	,001

Vysvětlivky: <sup>a</sup> - označení t-testu, p – statistická významnost, N1 / N2 – počet probandů, TR1 / TR2 – první / druhý proces test-retest, TS – komplexní index Celkové skóre, VA – komplexní index Aktivita vagu, SVB - komplexní index Sympatovagová rovnováha, P<sub>T</sub> – věkově standardizovaný celkový spektrální výkon.

Červeně jsou označeny ukazatelé HRV, u kterých nejsou rozdíly mezi testem a retestem statisticky významné ( $p > 0, 05$ ).

## 5.2 Stupeň asociace proměnných v testu a retestu

V Tabulkách V10 až V12 jsou prezentovány výsledky korelační analýzy, ke které byly použity, v závislosti na přítomnosti nebo absenci normality rozdělení dat, Pearsonův, resp. Spearmanův korelační koeficient. Odlišnost velikosti souborů od původních dat je způsobena odstraněním odlehlých pozorování.

V poloze stoj vykazují vysokou až velmi vysokou závislost (Chráška, 2003) alespoň v jednom procesu test-retest (TR1 nebo TR2) ukazatelé  $P_{LF}$ ,  $P_{HF}$ ,  $PSD_{LF}$ ,  $PSD_{HF}$ ,  $LF/HF$ ,  $RR$ ,  $CCV_{LF}$ ,  $CCV_{HF}$ ,  $\%HF$ ,  $NN50$ ,  $pNN50$ ,  $MSSD$  a  $P_T$  [ $ms^2$ ]. Naopak velmi slabá až nízká závislost (Chráška, 2003) byla pozorována v obou případech TR1 i TR2 u parametrů  $f_{VLF}$ ,  $f_{LF}$ ,  $f_{HF}$  a  $CCV_{VLF}$  (Tabulka V10).

Tabulka V10. Korelační analýza – Spearmanův a Pearsonův korelační koeficient pro STOJ

	TR1					TR2				
	N	$r_S$	$p$	$r$	$p$	N	$r_S$	$p$	$r$	$p$
$P_{VLF}$	97	,505**	,000			87	,399**	,000		
$P_{LF}$	100	,724**	,000			88	,621**	,000		
$P_{HF}$	95	,764**	,000			92	,839**	,000		
$PSD_{VLF}$	97	,495**	,000			85	,412**	,000		
$PSD_{LF}$	97	,728**	,000			87	,555**	,000		
$PSD_{HF}$	93			,597**	,000	87	,785**	,000		
$f_{VLF}$	109			,201*	,036	101	-,007	,945		
$f_{LF}$	106			,364**	,000	100			,392**	,000
$f_{HF}$	100	,393**	,000			91	,210*	,046		
$VLF/HF$	98	,448**	,000			86	,364**	,001		
$LF/HF$	102			,655**	,000	93	,768**	,000		
$VLF/LF$	95	,542**	,000			89	,448**	,000		
$RR$	107			,945**	,000	103			,946**	,000
$CCV_{VLF}$	106			,331**	,001	99	,289**	,004		
$CCV_{LF}$	104			,668**	,000	94	,668**	,000		
$CCV_{HF}$	102			,734**	,000	94	,819**	,000		
$\%VLF$	105			,443**	,000	99	,399**	,000		
$\%LF$	110			,613**	,000	103			,668**	,000
$\%HF$	103	,700**	,000			96	,694**	,000		
$NN50$	102	,865**	,000			93	,875**	,000		
$pNN50$	102	,865**	,000			93	,875**	,000		
$MSSD$	100	,904**	,000			90	,881**	,000		
$P_T$ ( $ms^2$ )	98	,754**	,000			94	,721**	,000		

Výsvětlivky: TR1 / TR2 – první / druhý proces test-retest, N – počet probandů,  $r_S$  /  $r$  – Spearmanův / Pearsonův korelační koeficient,  $p$  – hladina statistické významnosti (\* $p < 0,05$ ; \*\* $p < 0,01$ ).

V poloze leh lze konstatovat statisticky významnou vysokou až velmi vysokou závislost (Chráska, 2003) alespoň v jednom z pokusů TR1 nebo TR2 u parametrů  $P_{HF}$ , LF/HF, RR, CCV HF, %LF, %HF, NN50, pNN50, MSSD a  $P_T$  [ $ms^2$ ]. U ukazatelů  $f_{LF}$  a CCV VLF nalézáme v případě TR1 i TR2 nízkou závislost (Chráska, 2003) a u parametru  $f_{VLF}$  nebyla nalezena žádná statisticky významná korelace (Tabulka V11).

Tabulka V11. Korelační analýza – Spearmanův a Pearsonův korelační koeficient pro LEH

	TR1					TR2				
	N	$r_S$	$p$	$r$	$p$	N	$r_S$	$p$	$r$	$p$
$P_{VLF}$	98	<b>,454**</b>	,000			95	<b>,343**</b>	,001		
$P_{LF}$	93	<b>,572**</b>	,000			84	<b>,485**</b>	,000		
$P_{HF}$	102	<b>,892**</b>	,000			93	<b>,897**</b>	,000		
$PSD_{VLF}$	98	<b>,436**</b>	,000			92	<b>,309**</b>	,003		
$PSD_{LF}$	102	<b>,590**</b>	,000			84	<b>,533**</b>	,000		
$PSD_{HF}$	96	<b>,778**</b>	,000			96	<b>,810**</b>	,000		
$f_{VLF}$	102	<b>,030</b>	,761			91	<b>,031</b>	,770		
$f_{LF}$	110			<b>,350**</b>	,000	103			<b>,270**</b>	,006
$f_{HF}$	109			<b>,678**</b>	,000	101			<b>,592**</b>	,000
VLF/HF	101	<b>,414**</b>	,000			92	<b>,258*</b>	,013		
LF/HF	96	<b>,675**</b>	,000			89	<b>,722**</b>	,000		
VLF/LF	98	<b>,459**</b>	,000			86	<b>,491**</b>	,000		
RR	109			<b>,970**</b>	,000	103			<b>,973**</b>	,000
CCV VLF	104			<b>,389**</b>	,000	99	<b>,231*</b>	,021		
CCV LF	98			<b>,659**</b>	,000	95	<b>,588**</b>	,000		
CCV HF	109	<b>,889**</b>	,000			98	<b>,897**</b>	,000		
%VLF	105	<b>,496**</b>	,000			94	<b>,287**</b>	,005		
%LF	107	<b>,727**</b>	,000			97	<b>,744**</b>	,000		
%HF	110			<b>,755**</b>	,000	102	<b>,741**</b>	,000		
NN50	110			<b>,915**</b>	,000	103	<b>,935**</b>	,000		
pNN50	110			<b>,915**</b>	,000	103	<b>,935**</b>	,000		
MSSD	102	<b>,924**</b>	,000			92	<b>,912**</b>	,000		
$P_T$ ( $ms^2$ )	103	<b>,899**</b>	,000			95	<b>,866**</b>	,000		

Výsvětlivky: TR1 / TR2 – první / druhý proces test-retest, N – počet probandů,  $r_S$  /  $r$  – Spearmanův / Pearsonův korelační koeficient,  $p$  – hladina statistické významnosti (\* $p < 0,05$ ; \*\* $p < 0,01$ ).

Výsledky korelační analýzy komplexních indexů a věkově standardizovaného  $P_T$ , uvedené v Tabulce V12, ukazují u všech parametrů minimálně střední (SVB) až vysokou (TS) a velmi vysokou (VA,  $P_T$  [body]) závislost (Chráška, 2003).

Tabulka V12. Korelační analýza – Spearmanův a Pearsonův korelační koeficient pro komplexní indexy a  $P_T$

	TR1					TR2				
	N	$r_s$	$p$	$r$	$p$	N	$r_s$	$p$	$r$	$p$
TS	110	<b>,828**</b>	,000			99	<b>,881**</b>	,000		
VA	110			<b>,890**</b>	,000	102			<b>,917**</b>	,000
SVB	110	<b>,685**</b>	,000			102	<b>,676**</b>	,000		
$P_T$ ([body])	110	<b>,904**</b>	,000			102	<b>,900**</b>	,000		

*Vysvětlivky:* TR1 / TR2 – první / druhý proces test-retest, N – počet probandů,  $r_s$  /  $r$  – Spearmanův / Pearsonův korelační koeficient,  $p$  – hladina statistické významnosti (\*\*  $p < 0,01$ ). TS – komplexní index Celkové skóre, VA – komplexní index Aktivita vagu, SVB - komplexní index Sympatovagová rovnováha,  $P_T$  – věkově standardizovaný celkový spektrální výkon.

### 5.3 Odhad chyby měření HRV v závislosti na dosažených výsledcích

Za účelem řešení jednoho z dílčích cílů této práce, který pojednává o otázce míry reliability měření HRV v závislosti na vlastních dosažených výsledcích, byla data z procesu test-retest (TR1) nejprve seřazena podle velikosti parametru Celkový spektrální výkon ( $P_T$  [ $ms^2$ ]) z druhého lehu (5. interval). Následně došlo k vytvoření dvou podskupin s nejvyšší a nejnižší hodnotou celkového spektrálního výkonu [ $ms^2$ ]:

- VPT - „vysoký  $P_T$ “, N = 40
- NPT – „nízký  $P_T$ “, N = 40.

Data podskupin VPT a NPT byla statisticky zpracována s cílem odhadnout reliability měření HRV v každé podskupině. Obdobně jako v kapitole 5.1, výběr popisných statistik v Tabulkách V13 až V19 respektuje charakter rozložení dat.

Tabulka V13. Vybrané popisné statistiky pro rozdíl hodnot ( $d$ ) ukazatelů HRV získaných při prvním a druhém STOJI, tzn. 4. minus 2. interval procesu test-retest. Podskupiny 40 probandů s nejvyšším a nejnižším celkovým spektrálním výkonem (VPT vs. NPT)

$N_{VPT} = 40$ $N_{NPT} = 40$	Medián		Interkvartilové rozpětí		Dolní / horní kvartil			
	VPT	NPT	VPT	NPT	VPT		NPT	
$P_{VLF}$ [ms <sup>2</sup> ]	37,9	29,6	199,5	244,6	-50,6	148,9	-46,4	198,2
$P_{LF}$ [ms <sup>2</sup> ]	142,4	142,2	476,1	391,8	-25,4	450,7	-46,5	345,3
$P_{HF}$ [ms <sup>2</sup> ]	19,1	11,7	172,9	71,3	-50,9	122,0	-17,6	53,8
$PSD_{VLF}$ [ms <sup>2</sup> .Hz <sup>-1</sup> ]	2884,5	2144,9	13072,1	19454,2	-1819,9	11252,3	-4755,1	14699,1
$PSD_{LF}$ [ms <sup>2</sup> .Hz <sup>-1</sup> ]	7431,6	5094,8	25761,2	13214,6	-3175,6	22585,5	-1313,8	11900,7
$PSD_{HF}$ [ms <sup>2</sup> .Hz <sup>-1</sup> ]	1094,5	-87,9	4464,2	2695,0	-1311,7	3152,5	-1947,6	747,3
$f_{VLF}$ [mHz]	-2,2	-4,8	9,2	8,2	-6,3	2,9	-7,6	0,7
$f_{LF}$ [mHz]	1,2	-1,9	18,6	24,8	-9,9	8,6	-11,8	13,0
$f_{HF}$ [mHz]	2,0	4,1	52,2	40,2	-16,9	35,3	-10,9	29,3
VLF/HF	0,1	0,3	1,2	1,3	-0,4	0,8	-0,3	0,9
LF/HF	0,0	0,6	3,0	2,2	-1,5	1,4	-0,6	1,6
VLF/LF	0,0	0,0	0,3	0,6	-0,2	0,1	-0,4	0,2
RR	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
CCV VLF [%]	0,1	0,3	1,2	1,2	-0,5	0,7	-0,5	0,7
CCV LF [%]	0,5	0,6	1,3	1,4	-0,2	1,0	-0,2	1,2
CCV HF [%]	0,1	0,1	0,7	0,5	-0,2	0,5	-0,2	0,3
%VLF	-1,0	1,8	14,8	17,9	-7,5	7,3	-10,0	7,8
%LF	0,9	1,5	20,7	22,9	-8,8	11,9	-5,6	17,3
%HF	-0,7	-2,1	14,8	8,1	-10,1	4,6	-6,0	2,1
NN50	5,0	1,0	16,5	5,5	-2,8	13,8	-0,8	4,8
pNN50	1,7	0,3	5,5	1,8	-0,9	4,6	-0,2	1,6
MSSD [ms <sup>2</sup> ]	133,7	80,9	437,5	168,2	-85,8	351,7	-18,9	149,3
$P_T$ [ms <sup>2</sup> ]	201,2	154,1	993,6	597,0	-126,1	867,6	-82,9	514,1

Výsvětlivky: N – počet probandů, VPT / NPT - skupina s vysokým / nízkým celkovým spektrálním výkonem.

V Tabulkách V14 a V15 lze na základě intervalového odhadu spolehlivosti ukázat, že nulovou hypotézu (tzn.  $\bar{d} = 0$ ) je možné v podskupině VPT zamítnout s pravděpodobností 0,95 u parametrů  $P_{LF}$ ,  $PSD_{LF}$ , RR, CCV LF, NN50, pNN50, MSSD a  $P_T$ . V podskupině NPT nulovou hypotézu zamítáme na hladině významnosti  $\alpha = 0,05$  u parametrů  $f_{VLF}$ ,  $f_{HF}$ , RR, CCV LF a %HF.

Tabulka V14. Vybrané popisné statistiky pro rozdíl hodnot ( $d$ ) ukazatelů HRV získaných při prvním a druhém STOJI, tzn. 4. minus 2. interval procesu test-retest (pouze hodnoty s normálním rozložením). Podskupiny 40 probandů s nejvyšším a nejnižším celkovým spektrálním výkonem (VPT vs. NPT)

$N_{VTP} = 40$ $N_{NTP} = 40$	$\bar{d}$		$s$		$CV$		$95\% CI$			
							Dolní hranice	Horní hranice	Dolní hranice	Horní hranice
	VPT	NPT	VPT	NPT	VPT	NPT	VPT	NPT		
$f_{VLF}$	<b>-2,2</b>	<b>-3,1</b>	7,9	8,0			-4,7	0,4	-5,6	-0,5
$f_{LF}$	<b>1,8</b>	<b>0,2</b>	19,9	20,1	1118,0	8229,1	-4,6	8,1	-6,2	6,7
$f_{HF}$	<b>3,4</b>		54,6		1618,9		-14,1	20,8		
VLF/HF	<b>0,2</b>	<b>0,0</b>	1,0	3,2	520,0		-0,1	0,5		
LF/HF	<b>0,2</b>	<b>0,7</b>	2,4	3,0	1350,4	443,9	-0,6	1,0	-0,3	1,6
RR	<b>0,0</b>	<b>0,0</b>	0,0	0,0	237,8	343,7	0,0	0,0	0,0	0,0
CCV VLF	<b>0,2</b>		0,9		508,3		-0,1	0,5		
CCV LF	<b>0,6</b>	<b>0,5</b>	1,2	1,1	198,9	211,8	0,2	1,0	0,2	0,9
CCV HF	<b>0,1</b>	<b>0,1</b>	0,8	0,5	627,1	723,7	-0,1	0,4	-0,1	0,2
%VLF	<b>0,7</b>	<b>-2,1</b>	11,5	20,2	1563,4		-2,9	4,4	-8,5	4,4
%LF	<b>1,6</b>	<b>5,1</b>	13,4	19,7	849,1	387,3	-2,7	5,9	-1,2	11,4
%HF	<b>-2,3</b>	<b>-3,0</b>	10,6	8,1			-5,7	1,1	-5,6	-0,4
NN50	<b>5,3</b>		16,7		314,2		0,0	10,6		
pNN50	<b>1,8</b>		5,6		314,2		0,0	3,5		

Vysvětlivky: N – počet probandů, VPT / NPT – skupina s vysokým / nízkým celkovým spektrálním výkonem,  $\bar{d}$  – průměrný rozdíl,  $s$  – směrodatná odchylka,  $CV$ - koeficient variace,  $CI$  – interval spolehlivosti.

Jednotky uvedených parametrů:  $f_{VLF}$ ,  $f_{LF}$  a  $f_{HF}$  [mHz], CCV VLF [%], CCV LF [%], CCV HF [%].

Červeně jsou zvýrazněny hodnoty, které nejsou statisticky významné (viz Tabulka V20).

Tabulka V15. Intervalový odhad střední hodnoty metodou „bootstrap“ (ukazatelé s porušenou normalitou rozložení dat) - STOJ

$N_{VTP} = 40$ $N_{NTP} = 40$	<i>95% CI</i>			
	Dolní hranice	Horní hranice	Dolní hranice	Horní hranice
	VPT		NPT	
$P_{VLF}$ [ $ms^2$ ]	-23,3	153,9	-230,5	326,4
$P_{LF}$ [ $ms^2$ ]	129,8	624,8	-166,3	274,1
$P_{HF}$ [ $ms^2$ ]	-86,4	108,4	-90,6	45,7
$PSD_{VLF}$ [ $ms^2 \cdot Hz^{-1}$ ]	-3071,9	8821,9	-21939,3	16131,5
$PSD_{LF}$ [ $ms^2 \cdot Hz^{-1}$ ]	4856,5	25759,9	-10247,7	10494,4
$PSD_{HF}$ [ $ms^2 \cdot Hz^{-1}$ ]	-4384,1	3035,8	-2069,5	576,2
$f_{HF}$ [mHz]			0,2	35,8
VLF/HF			-1,1	0,8
VLF/LF	-0,1	0,1	-0,7	0,1
CCV VLF [%]			-0,3	0,6
NN50			-2,6	4,8
pNN50			-0,9	1,6
MSSD [ $ms^2$ ]	71,9	449,9	-55,5	141,7
$P_T$ [ $ms^2$ ]	145,5	776,7	-163,4	375,1

Vysvětlivky: N – počet probandů, VPT / NPT – skupina s vysokým / nízkým celkovým spektrálním výkonem, CI – interval spolehlivosti.



Tabulka V16. Vybrané popisné statistiky pro *rozdíl hodnot (d)* ukazatelů HRV získaných při prvním a druhém LEHU, tzn. 5. minus 3. interval procesu test-retest. Podskupiny 40 probandů s nejvyšším a nejnižším celkovým spektrálním výkonem (VPT vs. NPT)

$N_{VPT} = 40$ $N_{NPT} = 40$	Medián		Interkvartilové rozpětí		Dolní / horní kvartil			
	VPT	NPT	VPT	NPT	VPT		NPT	
$P_{VLF}$ [ms <sup>2</sup> ]	91,4	34,3	488,1	188,7	-213,5	274,6	-66,7	122,0
$P_{LF}$ [ms <sup>2</sup> ]	149,7	47,5	949,4	189,9	-398,3	551,1	-42,7	147,2
$P_{HF}$ [ms <sup>2</sup> ]	217,9	65,1	2811,9	367,0	-1627,9	1184,0	-106,5	260,5
$PSD_{VLF}$ [ms <sup>2</sup> .Hz <sup>-1</sup> ]	10517,1	2189,1	56514,5	14052,2	-19771,8	36742,7	-4390,1	9662,2
$PSD_{LF}$ [ms <sup>2</sup> .Hz <sup>-1</sup> ]	8365,2	2164,8	54904,4	8267,8	-16473,5	38430,9	-2111,2	6156,6
$PSD_{HF}$ [ms <sup>2</sup> .Hz <sup>-1</sup> ]	-7592,9	1929,1	106038,9	10354,7	-70196,8	35842,1	-1862,0	8492,7
$f_{VLF}$ [mHz]	-0,4	-1,9	9,6	19,8	-3,8	5,8	-13,6	6,2
$f_{LF}$ [mHz]	0,0	4,7	33,4	48,2	-14,6	18,8	-16,6	31,6
$f_{HF}$ [mHz]	6,0	1,6	68,6	36,6	-27,6	41,0	-18,0	18,7
VLF/HF	0,0	0,0	0,1	0,3	-0,1	0,1	-0,1	0,2
LF/HF	0,0	0,0	0,3	0,2	-0,1	0,1	-0,1	0,1
VLF/LF	0,0	-0,1	0,8	0,7	-0,3	0,5	-0,5	0,2
RR	0,0	0,0	0,1	0,0	0,0	0,1	0,0	0,0
CCV VLF [%]	0,2	0,1	1,1	0,9	-0,5	0,6	-0,4	0,5
CCV LF [%]	0,2	0,1	1,2	0,8	-0,6	0,6	-0,2	0,5
CCV HF [%]	0,0	0,1	2,0	0,8	-1,1	0,9	-0,3	0,5
%VLF	0,8	-0,5	7,1	15,7	-2,8	4,3	-7,4	8,4
%LF	1,7	2,8	14,1	12,8	-6,2	7,8	-5,5	7,3
%HF	-2,4	0,0	17,2	14,4	-9,9	7,2	-8,5	5,9
NN50	7,5	10,0	27,8	38,5	-5,8	22,0	-9,3	29,3
pNN50	2,5	3,3	9,3	12,8	-1,9	7,3	-3,1	9,8
MSSD [ms <sup>2</sup> ]	2314,6	307,4	5647,2	1002,5	-2068,6	3578,6	-292,6	709,8
$P_T$ [ms <sup>2</sup> ]	689,9	152,8	3456,3	702,1	-1358,1	2098,2	-186,1	516,0

Výsvětlivky: N – počet probandů, VPT / NPT - skupina s vysokým / nízkým celkovým spektrálním výkonem.

V Tabulkách V17 a V18 lze na základě intervalového odhadu spolehlivosti ukázat, že nulovou hypotézu (tzn.  $\bar{d} = 0$ ) je možné v podskupině VPT zamítnout s pravděpodobností 0,95 pouze u parametrů RR, NN50, pNN50. V podskupině NPT nulovou hypotézu zamítáme na hladině významnosti  $\alpha = 0,05$  u parametru RR. Ve všech ostatních případech nelze nulovou hypotézu zamítnout.

Tabulka V17. Vybrané popisné statistiky pro **rozdíl hodnot ( $d$ )** ukazatelů HRV získaných při prvním a druhém LEHU, tzn. 5. minus 3. interval procesu test-retest (pouze hodnoty s normálním rozložením). Podskupiny 40 probandů s nejvyšším a nejnižším celkovým spektrálním výkonem (VPT vs. NPT)

$N_{VTP} = 40$ $N_{NTP} = 40$	$\bar{d}$		$s$		$CV$		95% CI			
	VPT	NPT	VPT	NPT	VPT	NPT	Dolní hranice	Horní hranice	Dolní hranice	Horní hranice
							VPT		NPT	
$P_{VLF}$		<b>42,9</b>		139,7		325,4			-1,7	87,6
$P_{LF}$		<b>56,2</b>		215,5		383,4			-12,7	125,1
$P_{HF}$	<b>194,8</b>		2488,7		1277,5		-601,1	990,7		
$PSD_{HF}$	<b>-453,2</b>		99944,7				-32417,1	31510,7		
$f_{VLF}$	<b>0,7</b>	<b>-2,1</b>	7,6	13,4	1149,6		-1,8	3,1	-6,4	2,2
$f_{LF}$	<b>-1,6</b>	<b>4,6</b>	33,1	32,7		710,3	-12,2	9,0	-5,9	15,1
$f_{HF}$	<b>8,3</b>	<b>-0,9</b>	44,0	48,2	528,1		-5,7	22,4	-16,4	14,5
RR	<b>0,0</b>	<b>0,0</b>	0,0	0,0	178,6	127,8	0,0	0,0	0,0	0,0
CCV VLF	<b>0,1</b>	<b>0,1</b>	1,2	0,5	918,3	1017,8	-0,3	0,5	-0,1	0,2
CCV LF		<b>0,1</b>		0,6		504,5			-0,1	0,3
CCV HF	<b>0,1</b>	<b>0,0</b>	1,6	0,6	2179,9	1462,8	-0,4	0,6	-0,2	0,2
%VLF		<b>0,4</b>		9,6		2442,9			-2,7	3,5
%LF		<b>1,7</b>		10,5		604,9			-1,6	5,1
%HF	<b>-0,4</b>	<b>-2,1</b>	16,8	13,2			-5,7	5,0	-6,4	2,1
NN50	<b>10,7</b>	<b>8,3</b>	28,9	29,8	270,3	358,5	1,4	19,9	-1,2	17,9
pNN50	<b>3,6</b>	<b>2,8</b>	9,6	9,9	270,3	358,5	0,5	6,6	-0,4	6,0
MSSD	<b>1428,3</b>	<b>162,1</b>	5199,2	986,0	364,0	608,1	-234,5	3091,1	-153,2	477,5
$P_T$ [ms <sup>2</sup> ]	<b>587,6</b>	<b>120,8</b>	3016,8	529,3	513,4	438,1	-377,2	1552,4	-48,5	290,1

Vysvětlivky: N1 / N2 – počet probandů, VPT / NPT – skupina s vysokým / nízkým celkovým spektrálním výkonem,  $\bar{d}$  – průměrný rozdíl,  $s$  – směrodatná odchylka,  $CV$  - koeficient variace,  $CI$  – interval spolehlivosti.

Jednotky uvedených parametrů:  $P_{VLF}$ ,  $P_{LF}$  a  $P_{HF}$  [ms<sup>2</sup>],  $PSD_{HF}$  [ms<sup>2</sup>.Hz<sup>-1</sup>],  $f_{VLF}$ ,  $f_{LF}$  a  $f_{HF}$  [mHz], CCV VLF [%], CCV LF [%], CCV HF [%], MSSD [ms<sup>2</sup>],  $P_T$  [ms<sup>2</sup>].

Červeně jsou zvýrazněny hodnoty, které nejsou statisticky významné (viz Tabulka V20).

Tabulka V18. Intervalový odhad střední hodnoty metodou „bootstrap“ (ukazatelé s porušenou normalitou rozložení dat) - LEH

N1 = 110 N2 = 103	95% CI			
	Dolní hranice	Horní hranice	Dolní hranice	Horní hranice
	VPT		NPT	
$P_{VLF}$ [ms <sup>2</sup> ]	-192,6	279,1		
$P_{LF}$ [ms <sup>2</sup> ]	-163,8	1048,7		
$P_{HF}$ [ms <sup>2</sup> ]			-126,1	150,0
$PSD_{VLF}$ [ms <sup>2</sup> .Hz <sup>-1</sup> ]	-30113,5	22556,0	-451,7	10309,0
$PSD_{LF}$ [ms <sup>2</sup> .Hz <sup>-1</sup> ]	-2201,9	51304,6	-237,2	6740,4
$PSD_{HF}$ [ms <sup>2</sup> .Hz <sup>-1</sup> ]			-2539,2	4700,8
VLF/HF	-0,1	0,1	-0,1	0,1
LF/HF	-0,2	0,3	-0,1	0,4
VLF/LF	-0,4	0,2	-0,3	0,3
CCV LF [%]	-0,2	0,7		
%VLF	-2,3	3,1		
%LF	-5,0	4,0		

Vysvětlivky: N – počet probandů, VPT / NPT – skupina s vysokým / nízkým celkovým spektrálním výkonem, CI – interval spolehlivosti.

Tabulka V19 ukazuje popisné statistiky pro rozdíl hodnot komplexních indexů a věkově standardizovaného  $P_T$ . Podle 95% intervalu spolehlivosti je zřejmé, že nulovou hypotézu (tzn.  $\bar{d} = 0$ ) nelze zamítnout pouze u SVB (pro podskupiny VPT i NPT), TS (pro NPT) a  $P_T$  (pro NPT). Ve všech ostatních případech vykazují komplexní indexy nebo  $P_T$  významné zvýšení průměrného rozdílu mezi testem a retestem.

Tabulka V19. Vybrané popisné statistiky pro rozdíl hodnot ( $d$ ) komplexních indexů a  $P_T$  získaných v testu a retestu. Podskupiny 40 probandů s nejvyšším a nejnižším celkovým spektrálním výkonem (VPT vs. NPT)

N <sub>VPT</sub> = 40, N <sub>NPT</sub> = 40										
	$\bar{d}$		$s$		$CV$		95% CI			
	VPT	NPT	VPT	NPT	VPT	NPT	Dolní hranice	Horní hranice	Dolní hranice	Horní hranice
							VPT		NPT	
TS	<b>0,2</b>	<b>0,5</b>	0,9	1,8	368,4	403,5	0,0	0,5	-0,1	1,0
VA	<b>0,4</b>	<b>0,3</b>	0,9	0,9	230,1	343,3	0,1	0,7	0,0	0,5
SVB	<b>0,0</b>	<b>0,1</b>	1,4	1,3		2500,6	-0,5	0,4	-0,4	0,5
$P_T$ [body]	<b>0,5</b>	<b>0,2</b>	1,3	1,3	267,1	680,3	0,1	0,9	-0,2	0,6

Vysvětlivky: N – počet probandů, VPT / NPT – skupina s vysokým / nízkým celkovým spektrálním výkonem,  $\bar{d}$  – průměrný rozdíl,  $s$  – směrodatná odchylka,  $CV$  - koeficient variace, CI – interval spolehlivosti, TS – komplexní index Celkové skóre, VA – komplexní index Aktivita vagu, SVB - komplexní index Sympatovagová rovnováha,  $P_T$  – věkově standardizovaný celkový spektrální výkon.

Červeně jsou zvýrazněny hodnoty, které nejsou statisticky významné (viz Tabulka V21).

Tabulky V20 a V21 ukazují, zda existuje statisticky významný rozdíl středních hodnot mezi výsledky testu a retestu. V případě, že alespoň jeden z obou souborů dat (test-retest) vykazoval porušení normality rozložení, byl použit párový Wilcoxonův test. Pokud byly oba datové soubory normálně rozdělené, jsou uvedeny výsledky statistické významnosti Studentova párového  $t$ -testu.

V poloze stoj vykazují v obou podskupinách statisticky významný rozdíl mezi středními hodnotami ( $\alpha = 0,05$ ) pouze parametry  $P_{LF}$ ,  $PSD_{LF}$ ,  $CCV_{LF}$ ,  $MSSD$  a  $P_T$ . V poloze leh lze podobně konstatovat statisticky významný rozdíl s pravděpodobností 0,95 v obou podskupinách VPT i NPT jen u parametru RR.

Tabulka V20. Testy statistické významnosti rozdílů mezi výsledky testu a retestu

$N_{VTP} = 40$ $N_{NTP} = 40$	STOJ		LEH	
	Wilcoxon / <sup>a</sup> $t$ -test ( $p$ )		Wilcoxon / <sup>a</sup> $t$ -test ( $p$ )	
	VPT	NPT	VPT	NPT
$P_{VLF}$	<b>,175</b>	<b>,090</b>	<b>,248</b>	<b>,078</b>
$P_{LF}$	,001	,004	<b>,282</b>	<b>,090</b>
$P_{HF}$	<b>,288</b>	<b>,129</b>	<b>,979</b>	<b>,162</b>
$PSD_{VLF}$	<b>,060</b>	<b>,110</b>	<b>,265</b>	<b>,162</b>
$PSD_{LF}$	,019	,002	<b>,179</b>	,047
$PSD_{HF}$	<b>,259</b>	<b>,307</b>	<b>,563</b>	<b>,083</b>
$f_{VLF}$	<b>,068</b>	,021 <sup>a</sup>	<b>,563</b>	<b>,382</b>
$f_{LF}$	<b>,575<sup>a</sup></b>	<b>,939<sup>a</sup></b>	<b>,764<sup>a</sup></b>	<b>,379<sup>a</sup></b>
$f_{HF}$	<b>,397</b>	<b>,068</b>	<b>,238<sup>a</sup></b>	<b>,902<sup>a</sup></b>
VLF/HF	<b>,197</b>	<b>,175</b>	<b>,330</b>	<b>,619</b>
LF/HF	<b>,957</b>	<b>,162<sup>a</sup></b>	<b>,619</b>	<b>,301</b>
VLF/LF	<b>,830</b>	<b>,390</b>	<b>,925</b>	<b>,197</b>
RR	,011 <sup>a</sup>	<b>,073<sup>a</sup></b>	,001 <sup>a</sup>	,000
CCV VLF	<b>,221<sup>a</sup></b>	<b>,221</b>	<b>,495<sup>a</sup></b>	<b>,538<sup>a</sup></b>
CCV LF	,003 <sup>a</sup>	,005	<b>,340</b>	<b>,217<sup>a</sup></b>
CCV HF	<b>,319<sup>a</sup></b>	<b>,276</b>	<b>,591</b>	<b>,340</b>
%VLF	<b>,688<sup>a</sup></b>	<b>,524<sup>a</sup></b>	<b>,468</b>	<b>,989</b>
%LF	<b>,461<sup>a</sup></b>	<b>,179</b>	<b>,532</b>	<b>,302<sup>a</sup></b>
%HF	<b>,174<sup>a</sup></b>	,022	<b>,452</b>	<b>,313<sup>a</sup></b>
NN50	,008	<b>,125</b>	,024 <sup>a</sup>	<b>,086<sup>a</sup></b>
pNN50	,009	<b>,128</b>	,024 <sup>a</sup>	<b>,086<sup>a</sup></b>
MSSD	,003	,011	<b>,090<sup>a</sup></b>	<b>,081</b>
$P_T$ ([ms <sup>2</sup> ])	,012	,009	<b>,276</b>	<b>,157<sup>a</sup></b>

Vysvětlivky: <sup>a</sup> - označení  $t$ -testu,  $p$  – statistická významnost, N – počet probandů, VPT / NPT – skupina s vysokým / nízkým celkovým spektrálním výkonem.

Červeně jsou označeny výsledky, u kterých nejsou rozdíly mezi testem a retestem statisticky významné ( $p > 0, 05$ ).

Tabulka V21. Testy statistické významnosti rozdílů mezi výsledky testu a retestu

N <sub>VTP</sub> = 40 N <sub>NTP</sub> = 40	Wilcoxon / <sup>a</sup> t-test (p)	
	VPT	NPT
TS	<b>,094<sup>a</sup></b>	<b>,183</b>
VA	,009 <sup>a</sup>	<b>,073<sup>a</sup></b>
SVB	<b>,826<sup>a</sup></b>	<b>,802<sup>a</sup></b>
P <sub>T</sub> ([body])	,023 <sup>a</sup>	<b>,358<sup>a</sup></b>

Vysvětlivky: <sup>a</sup> - označení t-testu, N – počet probandů, VPT / NPT – skupina s vysokým / nízkým celkovým spektrálním výkonem, TS – komplexní index Celkové skóre, VA – komplexní index Aktivita vagu, SVB - komplexní index Sympatogová rovnováha, P<sub>T</sub> – věkově standardizovaný celkový spektrální výkon.

Červeně jsou označeny výsledky, u kterých nejsou rozdíly mezi testem a retestem statisticky významné ( $p > 0, 05$ ).

#### 5.4 Stupeň asociace proměnných v testu a retestu (podskupiny VPT a NPT)

V Tabulkách V21 až V24 jsou prezentovány výsledky korelační analýzy, ke které byly použity, v závislosti na přítomnosti nebo absenci normality rozdělení dat, Pearsonův, resp. Spearmanův korelační koeficient. Odlišnost velikosti souborů od původních dat je způsobena odstraněním odlehlých pozorování.

V poloze stoj vykazují vysokou až velmi vysokou závislost (Chráška, 2003) v podskupině VPT parametry P<sub>LF</sub>, P<sub>HF</sub>, PSD<sub>LF</sub>, PSD<sub>HF</sub>, RR, CCV LF, CCV HF, NN50, pNN50, MSSD, P<sub>T</sub>. V podskupině NPT to jsou parametry LF/HF, RR, CCV LF, CCV HF, %HF a MSSD. Naopak velmi slabá až nízká závislost (Chráška, 2003) byla pozorována v obou případech podskupin VPT i NPT u parametru f<sub>HF</sub> (Tabulka V22).

Tabulka V22. Korelační analýza – Spearmanův a Pearsonův korelační koeficient pro STOJ

	VPT					NPT				
	N	$r_S$	$p$	$r$	$p$	N	$r_S$	$p$	$r$	$p$
$P_{VLF}$	35	<b>,501**</b>	,002			34	<b>,472**</b>	,005		
$P_{LF}$	38	<b>,790**</b>	,000			36	<b>,632**</b>	,000		
$P_{HF}$	36	<b>,811**</b>	,000			35	<b>,696**</b>	,000		
$PSD_{VLF}$	37	<b>,455**</b>	,005			34	<b>,458**</b>	,006		
$PSD_{LF}$	37	<b>,732**</b>	,000			38	<b>,648**</b>	,000		
$PSD_{HF}$	32	<b>,741**</b>	,000			35	<b>,670**</b>	,000		
$f_{VLF}$	40	<b>,391*</b>	,013			38			,116	,490
$f_{LF}$	36			<b>,098</b>	,596	39			<b>,347*</b>	,031
$f_{HF}$	37	<b>,399*</b>	,014			33	<b>,208</b>	,246		
VLF/HF	37	<b>,428**</b>	,008			34	<b>,362*</b>	,035		
LF/HF	32	<b>,536**</b>	,002			37			<b>,725**</b>	,000
VLF/LF	37	<b>,546**</b>	,000			33	<b>,588**</b>	,000		
RR	39			<b>,958**</b>	,000	40			<b>,964**</b>	,000
CCV VLF	37			<b>,442**</b>	,006	36	<b>,356*</b>	,033		
CCV LF	36			<b>,701**</b>	,000	37	<b>,717**</b>	,000		
CCV HF	38			<b>,710**</b>	,000	37	<b>,767**</b>	,000		
%VLF	40			<b>,562**</b>	,000	39			<b>,546**</b>	,000
%LF	39			<b>,696**</b>	,000	40	<b>,591**</b>	,000		
%HF	38			<b>,624**</b>	,000	37	<b>,715**</b>	,000		
NN50	37	<b>,888**</b>	,000			37	<b>,638**</b>	,000		
pNN50	37	<b>,888**</b>	,000			37	<b>,638**</b>	,000		
MSSD	37	<b>,909**</b>	,000			37	<b>,836**</b>	,000		
$P_T$ ([ms <sup>2</sup> ])	37	<b>,756**</b>	,000			36	<b>,630**</b>	,000		

Výsvětlivky: VPT / NPT – skupina s vysokým / nízkým celkovým spektrálním výkonem, N – počet probandů,  $r$  /  $r_S$  – Pearsonův / Spearmanův korelační koeficient,  $p$  – hladina statistické významnosti (\* $p < 0,05$ ; \*\* $p < 0,01$ ).

V poloze leh nalézáme vysoký až velmi vysoký stupeň asociace (Chráška, 2003) v podskupině VPT u parametrů RR, CCV LF, %HF, NN50, pNN50, a MSSD. V podskupině NPT to jsou parametry LF/HF, RR, CCV HF, %LF, %HF, NN50 a pNN50 (Tabulka V23).

Tabulka V23. Korelační analýza – Spearmanův a Pearsonův korelační koeficient pro LEH

	VPT					NPT				
	N	$r_s$	$p$	$r$	$p$	N	$r_s$	$p$	$r$	$p$
$P_{VLF}$	33	,189	,293			37	,347*	,036		
$P_{LF}$	34	,578**	,000			37	,539**	,001		
$P_{HF}$	34	,687**	,000			37	,686**	,000		
$PSD_{VLF}$	32	,211	,247			35	,301	,079		
$PSD_{LF}$	35	,541**	,001			35	,208	,231		
$PSD_{HF}$	37	,397*	,015			37	,677**	,000		
$f_{VLF}$	35	-,161	,357			40	-,313*	,049		
$f_{LF}$	39			,252	,121	40			,318*	,046
$f_{HF}$	39			,674**	,000	40			,601**	,000
VLF/HF	35	,313	,067			35	,464**	,005		
LF/HF	33	,663**	,000			35	,738**	,000		
VLF/LF	35	,408*	,015			36	,500**	,002		
RR	37			,853**	,000	40	,971**	,000		
CCV VLF	34			,326	,060	39			,478**	,002
CCV LF	39	,718**	,000			38			,657**	,000
CCV HF	37	,689**	,000			38	,716**	,000		
%VLF	36	,440**	,007			38	,462**	,003		
%LF	39	,694**	,000			40			,781**	,000
%HF	39	,711**	,000			40			,771**	,000
NN50	37			,729**	,000	40			,799**	,000
pNN50	37			,729**	,000	40			,799**	,000
MSSD	35			,742**	,000	36	,660**	,000		
$P_T$ ([ms <sup>2</sup> ])	37	,553**	,000			39			,533**	,000

Vysvětlivky: VPT / NPT – skupina s vysokým / nízkým celkovým spektrálním výkonem, N – počet probandů,  $r$  /  $r_s$  – Pearsonův / Spearmanův korelační koeficient,  $p$  – hladina statistické významnosti (\* $p < 0,05$ ; \*\* $p < 0,01$ ).

Korelační analýza komplexních indexů a věkově standardizovaného  $P_T$  ukazuje střední (TS, VA,  $P_T$  a SVB pro podskupinu VPT) až vysokou (SVB pro NPT) závislost jednotlivých parametrů v testu a retestu (Chráška, 2003).

Tabulka V24. Korelační analýza – Spearmanův a Pearsonův korelační koeficient

	VPT			NPT				
	N	$r$	$p$	N	$r_s$	$p$	$r$	$p$
TS	39	,583**	,000	40	,515**	,001		
VA	40	,651**	,000	40			,684**	,000
SVB	39	,567**	,000	40			,741**	,000
$P_T$ ([body])	39	,617**	,000	40			,540**	,000

Vysvětlivky: VPT / NPT – skupina s vysokým / nízkým celkovým spektrálním výkonem, N – počet probandů,  $r$  /  $r_s$  – Pearsonův / Spearmanův korelační koeficient,  $p$  – hladina statistické významnosti (\*\* $p < 0,01$ ). TS – komplexní index Celkové skóre, VA – komplexní index Aktivita vagu, SVB - komplexní index Sympatovagová rovnováha,  $P_T$  – věkově standardizovaný celkový spektrální výkon.

### 5.5 Význam familiarizace pro výsledky měření HRV

V Tabulce V25 jsou uvedeny základní popisné statistické údaje pro nejdůležitější parametry HRV, které byly získány v prvním (TR1) a druhém (TR2) procesu test-retest. Rozdíly mezi těmito hodnotami jsou u všech vybraných parametrů velmi malé až nulové. Wilcoxonův test (nebo *t*-test) potvrzuje, že neexistuje na hladině významnosti  $\alpha = 0,05$  statisticky významný rozdíl mezi středními hodnotami (Tabulka V26).

Tabulka V25. Popisné statistiky vybraných parametrů měření HRV – 5. interval (leh)

N = 103	Medián	Interkvartilové rozpětí	95% CI	
			Dolní hranice	Horní hranice
TR1_P <sub>T</sub> [ms <sup>2</sup> ]	3160,9	4453,6	2912,6	3994,6
TR2_P <sub>T</sub> [ms <sup>2</sup> ]	3062,7	4862,7	2982,7	4019,4
TR1_P <sub>HF</sub> [ms <sup>2</sup> ]	2300,6	3492,1	2194,3	3100,6
TR2_P <sub>HF</sub> [ms <sup>2</sup> ]	2358,2	2833,5	2194,9	3073,6
TR1_P <sub>LF</sub> [ms <sup>2</sup> ]	452,6	778,6	366,2	539,9
TR2_P <sub>LF</sub> [ms <sup>2</sup> ]	549,6	852,2	438,6	653,0
TR1_LF/HF	0,2	0,4	0,2	0,3
TR2_LF/HF	0,2	0,5	0,2	0,3
TR1_TS [body]	0,7	2,7	-0,2	0,6
TR2_TS [body]	0,8	2,4	-0,1	0,7
TR1_VA [body]	0,6	2,8	-0,1	0,7
TR2_VA [body]	0,9	2,7	-0,1	0,7
TR1_SVB [body]	0,4	1,8	0,0	0,8
TR2_SVB [body]	0,4	1,7	0,0	0,7
TR1_P <sub>T</sub> [body]	1,0	5,2	-0,3	1,0
TR2_P <sub>T</sub> [body]	1,0	5,5	-0,3	1,0

Vysvětlivky: N = počet probandů, CI – interval spolehlivosti.

Tabulka V26. Test statistické významnosti rozdílu středních hodnot mezi výsledky vybraných parametrů v 5. intervalu (leh) procesů TR1 a TR2

	Wilcoxon / <sup>a</sup> <i>t</i> -test ( <i>p</i> )
P <sub>T</sub> ([ms <sup>2</sup> ])	<b>,537</b>
P <sub>HF</sub>	<b>,284</b>
P <sub>LF</sub>	<b>,105</b>
LF/HF	<b>,560</b>
TS	<b>,936</b>
VA	<b>,759</b>
SVB	<b>,834<sup>a</sup></b>
P <sub>T</sub> ([body])	<b>,939</b>

Vysvětlivky: *p* – hladina statistické významnosti.



Statisticky významný vztah byl nalezen mezi všemi korelovanými dvojicemi jednotlivých vybraných parametrů HRV v TR1 a TR2 (Tabulka V27). Korelace byla provedena po odstranění odlehlých pozorování, což vysvětluje rozdílnou velikost datového souboru.

Tabulka V27. Korelační analýza hodnot vybraných parametrů v 5. intervalu (leh) procesů TR1 a TR2

	N	$r_S / ^a r$	$p$
<b>P<sub>T</sub></b> ([ms <sup>2</sup> ])	91	<b>,671**</b>	,000
<b>P<sub>HF</sub></b>	90	<b>,672**</b>	,000
<b>P<sub>LF</sub></b>	82	<b>,402**</b>	,000
<b>LF/HF</b>	83	<b>,428**</b>	,000
<b>TS</b>	94	<b>,611**</b>	,000
<b>VA</b>	98	<b>,732**</b>	,000
<b>SVB</b>	98	<b>,384**<sup>a</sup></b>	,000
<b>P<sub>T</sub></b> ([body])	98	<b>,716**</b>	,000

Vysvětlivky: N – počet probandů,  $r_S / r$  – Spearmanův / Pearsonův korelační koeficient,  $p$  – hladina statistické významnosti (\*\*  $p < 0,01$ ).

## 6 DISKUZE

Navzdory značnému počtu fyziologických a klinických výzkumů není reliabilita měření HRV stále jednoznačně potvrzena. Krátkodobé měření HRV je považováno za dostatečně stabilní například v práci autorů Sinnreich, Kark, Friedlander, Sapoznikov a Luria (1998). Zde se zároveň píše, že opakovatelnost výsledků komponent LF a HF se jeví větší než komponenty VLF. Avšak i VLF je dostatečně stabilní. Tarkiainen, Timonen a Tiittanen (2005) uvádějí, že největší stability v čase dosahují parametry průměrný RR interval a celkový spektrální výkon. Měření HRV je považováno jako reliabilní ve studiích autorů Amara a Wolfe (1998), Cloarec-Blanchard, Funck-Brentano, Lipski, Jaillon a Macquin-Mavier (1997), Marks a Lightfoot (1999) nebo Parati et al. (2001). Také autoři Jauregui-Renaud et al. (2001) přišli k závěru, že opakovatelnost měření HRV u jednoho probanda byla větší než 95 %. Avšak koeficienty opakovatelnosti ukazovaly v této studii velké rozdíly mezi jednotlivými probandy. Proto nedoporučují používat výsledky HRV k interpretaci reakce na použitý test kardiovaskulárního reflexu ve skupině zdravých lidí. Pinna et al. (2007) navíc uvádí, že řízené dýchání zvyšuje reliabilitu měření HRV.

Na druhou stranu existuje početná skupina studií, která odmítá jednoznačnou spolehlivost krátkodobého měření HRV (Bootsma, Swenne, & Brusckhe, 1996; Freed, Stein, Gordon, Urban, & Kligfield, 1994; Lord et al., 2001; Piepoli et al., 1996; Ponikowski et al., 1996; Toyry, Mantysaari, Hartikainen, & Lansimies, 1995). Podle Pitzalis et al. (1996) je opakovatelnost parametrů frekvenční domény závislá na podmínkách, které jsou předmětem zkoumání daného výzkumu (např. použití léků nebo jiných intervencí ovlivňujících HRV). Negativní postoje k reliabilitě krátkodobého měření HRV se nejčastěji vyskytují u výzkumných souborů, které se skládají z probandů trpících různým onemocněním. Lord et al. to vysvětlují tím, že právě u těchto nemocných bývá HRV redukována, tzn. veškeré hodnoty získané z měření HRV jsou nižší, a proto i malé změny ve výsledcích test-retest mohou značně ovlivnit koeficienty validity a reliability. Sandercock et al. (2005) tvrdí, že popisovat měření HRV jako reliabilní by bylo přílišným zjednodušením, protože výsledky výzkumů reliability měření HRV závisí na mnoha faktorech.

Parametry HRV pořízené krátkodobým záznamem se vyznačují u zdravých jedinců velkou variací při opakovaných každodenních měřeních. Náhodná chyba představuje jen omezenou část pozorované interindividuální variability. Autoři rovněž konstatují, že

spolehlivost jednotlivých parametrů HRV významně závisí na odpovídající délce záznamu (Pinna et al., 2007).

Problémem reliability měření HRV jsme se zabývali již dříve ve studii, jejímž cílem bylo určení velikosti stability jednotlivých parametrů SA HRV v čase. Při opakovaném ortoklinostatickém zatížení následujícím bezprostředně po sobě a opakující se celkem desetkrát jsme nenašli významné změny nebo vývojové trendy ukazatelů SA HRV, i když se v čase měnily. Soubor dat byl také podroben intraindividuálnímu (INTRA) a interindividuálnímu (INTER) srovnání. Změny v aktivitě ANS při opakované ortoklinostatické zkoušce můžeme chápat jako dynamický proces, který se pohybuje v relativně stabilním pásmu. Protože fluktuace jednotlivých parametrů u každého jedince je hlavní příčinou INTER variability, je zřejmé, že INTER variabilita je větší než INTRA variabilita. Parametry vagové aktivity se ukázaly jako stabilnější než ukazatele sympatovagové rovnováhy po klinostatické stimulaci, avšak ortostatický manévr nevedl k stabilizaci ukazatelů aktivity vagu. Stimulace vagového subsystému způsobila jeho větší stabilizaci, ale stimulace sympatického subsystému měla opačný efekt a zvýšila variabilitu parametrů aktivity vagu. Je nutno podotknout, že výzkumný soubor se skládal pouze z deseti probandů (Cipryan et al., 2007).

Z předcházejícího textu je zřejmé, že otázka reliability měření HRV je stále aktuální a otevřenou záležitostí. Protože tento analytický nástroj dosud využíváme ve výzkumné činnosti, zabývá se tato práce znova odhadem reliability měření HRV. Tentokrát však s doplněním o další dílčí cíle a tomu odpovídajícímu protokolu výzkumu, který je detailně popsán v předcházejících částech textu. Podstatnou odlišností od zmíněné studie Cipryan et al. (2007) je také rozšíření výzkumného souboru, jehož velikost v této práci dostatečně splňuje obecné požadavky pro studie zabývající se reliabilitou měření.

## 6.1 Reliabilita měření HRV

Výsledky statistického šetření prezentované v předcházející části se skládají z velkého množství tabulek a v nich obsažených hodnot. Abychom mohli odpovědět na položené cíle a hypotézy, je zapotřebí najít způsob, jak tato data zjednodušit a interpretovat.

Za stěžejní pro odhad reliability měření HRV jsou v této práci považovány, jak je popsáno a zdůvodněno v teoretické části textu, především korelační analýza a dále

intervalový odhad střední hodnoty rozdílu proměnné v testu a retestu. Standardní chybu měření, která je prezentována směrodatnou odchylkou a ve studiích reliability často uváděna, nelze při pouhém jednom opakování testu vyjádřit. Hodnoty jednotlivých parametrů získaných v testu a retestu byly proto odečteny, přičemž vycházíme z předpokladu, že v případě absolutní shody by výsledný rozdíl měl dosahovat hodnoty nula nebo se k ní alespoň co nejvíce blížit. Pokud intervalový odhad střední hodnoty rozdílu ( $\alpha = 0,05$ ) nulu obsahuje, nemůžeme nulovou hypotézu ( $d = 0$ ) zamítnout. V opačném případě nulovou hypotézu zamítáme a konstatujeme posun střední hodnoty rozdílu určitým směrem. Vedle tohoto postupu je hodnocena míra asociace dvou proměnných prostřednictvím Pearsonova nebo Spearmanova koeficientu korelace.

Po ortostatické stimulaci, tzn. v poloze stoj, očekáváme aktivaci sympatiku, a tím zvýšení hodnot parametrů reprezentující především komponentu LF a VLF. Naopak po klinostatické stimulaci by se měla zvýšit aktivita vagu a výkonové spektrum přesunout směrem k frekvenčnímu pásmu HF. Již dříve bylo zmíněno (Cipryan et al., 2007), že v takové situaci dochází k větší stabilizaci parametrů aktivity vagu.

U většiny parametrů (kromě  $f_{VLF}$  ve stoje v TR2 a v lehu při TR1 i TR2) byla prokázána statisticky významná vzájemná závislost. Pokud bychom vyjádřili těsnost těchto vztahů podle Chrásky (2003), mohli bychom rozdělit všechny parametry do pěti skupin (Tabulky D1 a D2). V případě, že se korelační koeficient liší mezi TR1 a TR2, je zařazen do skupiny podle vyšší hodnoty.

Tabulka D1. Interpretace výsledků korelační analýzy (dle Chrásky, 2003) - STOJ

Závislost	Parametr HRV
velmi vysoká	RR, MSSD
vysoká	$P_{LF}$ , $P_{HF}$ , $PSD_{LF}$ , $PSD_{HF}$ , LF/HF, $CCV_{HF}$ , %HF, NN50, pNN50, $P_T [ms^2]$
střední (značná)	$P_{VLF}$ , $PSD_{VLF}$ , VLF/HF, $VLF/LF$ , %VLF, %LF, $CCV_{LF}$
nízká	$f_{VLF}$ , $f_{LF}$ , $f_{HF}$ , $CCV_{VLF}$
velmi slabá	---

*Vysvětlivky:* Červeně jsou označeny parametry, které lze zařadit do příslušné skupiny v obou případech TR1 i TR2.

Tabulka D2. Interpretace výsledků korelační analýzy (dle Chráska, 2003) - LEH

Závislost	Parametr HRV
velmi vysoká	RR, NN50, pNN50, MSSD
vysoká	$P_{HF}$ , $PSD_{HF}$ , LF/HF, CCV HF, %LF, %HF, $P_T$ [ $ms^2$ ]
střední (značná)	$P_{VLF}$ , $P_{LF}$ , $PSD_{VLF}$ , $PSD_{LF}$ , $f_{HF}$ , VLF/HF, VLF/LF, CCV LF, %VLF,
nízká	$f_{LF}$ , CCV VLF
velmi slabá	---

*Vysvětlivky:* Červeně jsou označeny parametry, které lze zařadit do příslušné skupiny v obou případech TR1 i TR2.

V předcházejících Tabulkách D1 a D2 vidíme, že vysokou až velmi vysokou vzájemnou závislost, a tím i vysokou míru reliability, lze konstatovat u parametru RR a parametrů časové domény NN50, pNN50 a MSSD, které ukazují celkovou HRV. Nemohou však být využity pro diagnostiku aktivity jednotlivých podsystémů ANS. Nicméně podle intervalového odhadu střední hodnoty rozdílu (a také srovnání středních hodnot testu a retestu) nulovou hypotézu v poloze stoj i leh s 95% pravděpodobností u těchto parametrů zamítáme alespoň v jednom z procesů TR1 a TR2.

Za vysoce reliabilní lze podle koeficientu korelace považovat především parametry popisující spektrální komponentu HF, u které panuje poměrně jednotný názor, že je obrazem eferentní parasympatické aktivity (De Meersman & Stein, 2007; Malliani, 1998; Martinmäki, Rusko, Kooistra, Kettunen, & Saalasti, 2006; Task Force, 1996). Takto se projevovaly ukazatele vysokofrekvenčního pásma po ortostatické i klinostatické stimulaci. Obdobně se můžeme vyjádřit o celkovém spektrálním výkonu ( $P_T$  [ $ms^2$ ]), který podává informaci o celkové aktivitě ANS a bývá považován za jeden z klíčových ukazatelů HRV ve výzkumných studiích. Druhým kritériem pro posouzení reliability je v předkládané práci intervalový odhad střední hodnoty rozdílu se stanovenou pravděpodobností 95 %. V poloze stoj i leh nelze nulovou hypotézu z tohoto pohledu zamítnout na hladině významnosti  $\alpha = 0,05$  u  $P_{HF}$ ,  $PSD_{HF}$  a pouze po klinostatické stimulaci také u parametru %HF, u kterého nebyl rovněž nalezen rozdíl mezi středními hodnotami testu a retestu v poloze leh (viz Tabulka V8). V poloze stoj se však střední hodnota rozdílu mezi testem a retestem významně změnila, resp. při opakování ortostatického zatížení se velikost parametru %HF snížila. Ačkoli můžeme podle korelační analýzy považovat parametr  $P_T$  [ $ms^2$ ] za vysoce reliabilní, ukázalo se zároveň, že nulovou hypotézu nelze zamítnout pouze v poloze leh. Po ortostatické stimulaci vykazuje 95% CI u tohoto parametru zvýšení hodnoty, tzn. že při

bezprostředním retestu došlo v poloze stoj k významné kladné změně velikosti celkového spektrálního výkonu, zatímco v lehu se hodnota nezměnila.

Určitý rozpor zaznamenáváme u parametru **CCV HF**, u kterého korelační koeficient dosahuje vysoké závislosti, ale intervalový odhad střední hodnoty rozdílu naznačuje spíše zamítnutí nulové hypotézy. Protože jsou ale tyto hodnoty hraniční a protože test statistické významnosti rozdílu středních hodnot testu a retestu ( $\alpha = 0,05$ ) ukazuje málo evidence pro zamítnutí nulové hypotézy pro stoj (TR2) a leh (TR1), můžeme hodnotit tento parametr jako vysoce reliabilní.

Interpretace spektrální komponenty LF není tak jednoznačná jako v případě komponenty HF. V předkládané práci je komponenta LF chápána dle autorů De Meersman & Stein (2007) nebo Hartikainen et al. (1998) jako obraz vlivu sympatického i parasympatického oddílu ANS. Za vysoce reliabilní lze považovat po ortostatické i klinostatické stimulaci parametr **%LF**, a to i přesto, že hodnota korelačního koeficientu ( $r = 0,613$  pro TR1 a  $r = 0,668$  pro TR2;  $p < 0,01$ ) nedosáhla v poloze stoj spodní hranice pro skupinu „vysoká závislost“ ( $r \geq 0,70$ ; Chráska, 2003). Nicméně dle dalších kritérií, tzn. 95% *CI* a případně i testu statistické významnosti rozdílu středních hodnot v testu a retestu, nelze ani v jednom případě (TR1 nebo TR2) v obou polohách zamítnout nulovou hypotézu. Obdobná situace existuje u poměrového parametru **LF/HF**, jehož korelační koeficient ( $r = 0,655$ ; resp.  $r_s = 0,768$  pro TR1 a TR2 ve stoji;  $r_s = 0,675$ ; resp.  $r_s = 0,722$  pro TR1 a TR2 v lehu;  $p < 0,01$ ) se rovněž pohyboval kolem spodní hranice pásma interpretovaného dle Chrásky jako „vysoká závislost“.

Dalším významným ukazatelem aktivity ANS, který bývá často hodnocen ve výzkumných pracech je spektrální výkon v oblasti nízké frekvence – **P<sub>LF</sub>**. Výsledky korelační analýzy ukazují nižší míru reliability ve srovnání s parametrem **P<sub>HF</sub>**. Přesto lze říci, že především v reakci na klinostatické zatížení se **P<sub>LF</sub>** jeví jednoznačně jako reliabilní, a to nejen podle koeficientů korelace ale také podle 95% *CI*. Navíc test statistické významnosti rozdílu středních hodnot v testu a retestu (Tabulka V8) nepřináší dostatek evidence pro zamítnutí nulové hypotézy. Jinak řečeno, rozdíly středních hodnot mezi testem a retestem u **P<sub>LF</sub>** v lehu nejsou statisticky významné ( $\alpha = 0,05$ ). Naproti tomu po ortostatické stimulaci, kdy klesá spektrální výkon v jednotlivých komponentách – v oblasti LF méně než v HF, dosahují sice korelační koeficienty vyšších hodnot než v poloze leh, avšak podle 95% intervalového odhadu střední

hodnoty rozdílu mezi testem a retestem zaznamenáváme podstatné zvýšení rozdílu spektrálního výkonu komponenty LF při jednorázovém opakování měření HRV.

Statisticky významný rozdíl středních hodnot mezi testem a retestem se ukázal u ukazatele  $PSD_{LF}$ . Také podle 95% intervalu spolehlivosti zamítáme nulovou hypotézu, a to především v poloze stoj. Nicméně na základě korelační analýzy se můžeme přiklonit ke konstatování, že je tento parametr dostatečně reliabilní. Dalším parametrem popisujícím toto frekvenční pásmo je  $CCV_{LF}$ . Tento ukazatel sice řadíme do skupiny střední závislosti, avšak nulovou hypotézu nelze podle 95%  $CI$  zamítnout pouze po klinostatické stimulaci.

I když se korelační koeficienty pro poměrové ukazatele  $VLF/HF$  a  $VLF/LF$  nacházejí kolem spodní hranice skupiny označené Chráskou (2003) jako střední závislost, další kritéria pro odhad reliability v této práci ukazují, že nelze zamítnout nulovou hypotézu na hladině významnosti  $\alpha = 0,05$ . Z tohoto důvodu lze považovat všechny poměrové ukazatele, zejména  $LF/HF$ , za reliabilní. Tento fakt platí pro obě polohy stoj i leh.

Spektrální komponenta VLF je, na rozdíl od komponent HF a LF, stále nedostatečně objasněna. V kapitole Přehled poznatků je uvedeno několik systémů, které se mohou pravděpodobně podílet na spektrálním výkonu tohoto frekvenčního pásma. Nicméně všeobecně se přijímá fakt, že vliv parasympatického oddílu ANS se v této komponentě odráží nejméně. Všechny parametry popisující tuto komponentu řadíme na základě korelační analýzy do skupiny nízké ( $CCV_{VLF}$ ) nebo střední ( $P_{VLF}$ ,  $PSD_{VLF}$ ,  $\%VLF$ ) závislosti. Avšak podle 95%  $CI$  pro střední hodnotu rozdílu mezi testem a retestem nemůžeme po klinostatické ani ortostatické stimulaci u těchto ukazatelů nulovou hypotézu zamítnout.

**Závěrem lze shrnout, že za nejreliabilnější můžeme považovat, kromě ukazatelů časové domény, především parametry spektrální komponenty HF. Jednoznačně výsledky statistického šetření ukazují vysokou reliability v poloze stoj i leh u parametrů  $P_{HF}$ ,  $PSD_{HF}$  a dále pouze v pozici leh  $\%HF$  a  $P_T$  [ $ms^2$ ]. Po ortostatickém zatížení tyto dva parametry sice dosahují vysokého stupně asociace, avšak při bezprostředním opakování měření HRV dochází k významné změně. S opatrností je nutné podobně přistoupit k spolehlivosti ukazatele  $CCV_{HF}$ , u kterého rovněž přes vysoký stupeň korelace zamítáme nulovou hypotézu, a to v poloze leh i stoj. Na základě korelační analýzy lze ukázat, ve srovnání s výše zmíněnými ukazateli komponenty HF, nižší reliability u parametrů popisujících spektrální komponentu**

**LF.** Nicméně s přihlédnutím k intervalovému odhadu střední hodnoty rozdílu můžeme s 95% pravděpodobností považovat za reliabilní parametry %LF, a dále zejména po klinostatické stimulaci  $P_{LF}$ ,  $PSD_{LF}$  a  $CCV_{LF}$ . Všechny poměrové ukazatele jsou také dostatečně reliabilní, přičemž nejvíce parametr LF/HF. Určité pochyby pak vyvolává reliabilita ukazatelů frekvenčního pásma VLF, a proto je nutné počítat při jejich interpretaci ve výzkumných pracích s možností menší spolehlivosti.

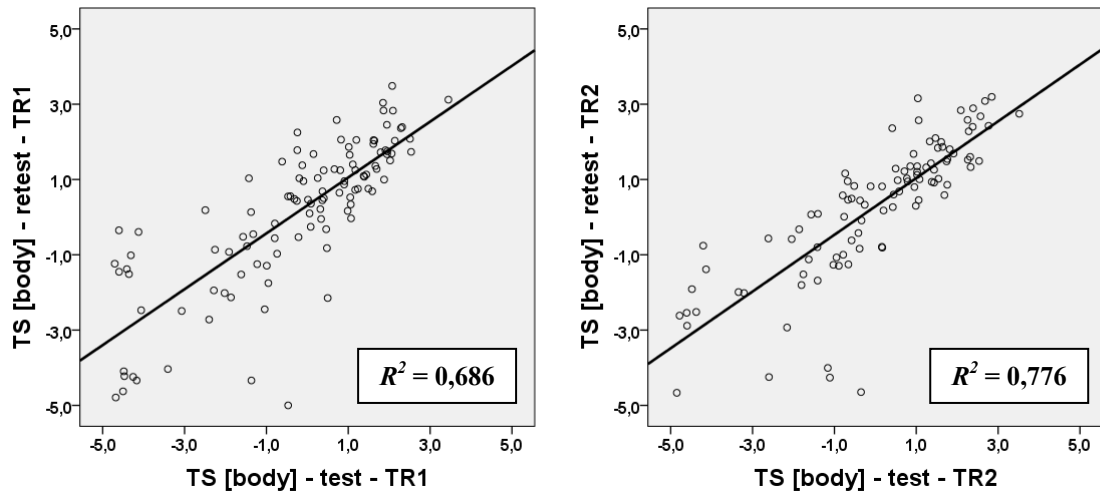
### 6.1.1 Reliabilita měření HRV – komplexní indexy a $P_T$ [body]

V roce 2002 Stejskal et al. publikovali novou metodiku hodnocení a interpretace výsledků měření HRV. Záměrem autorů bylo především zjednodušit výsledky měření HRV do několika komplexních indexů a usnadnit tak analýzu aktivity ANS prostřednictvím SA HRV. Tento postup je podrobněji popsán v kapitole Metodika.

Odhad reliability komplexních indexů a věkově standardizovaného ukazatele  $P_T$  je posuzován jako v předcházejících odstavcích. Základem je korelační analýza, pomocí které získáváme tzv. koeficient stability (viz kapitola Přehled poznatků). Dále je pak posuzován zejména intervalový odhad střední hodnoty rozdílu mezi testem a retestem. Oproti analýzy jednotlivých parametrů popisujících spektrální komponenty HF, LF a VLF, jsou navíc uvedeny grafy korelovaných proměnných, včetně koeficientu determinace (Obrázek D1 – D8).

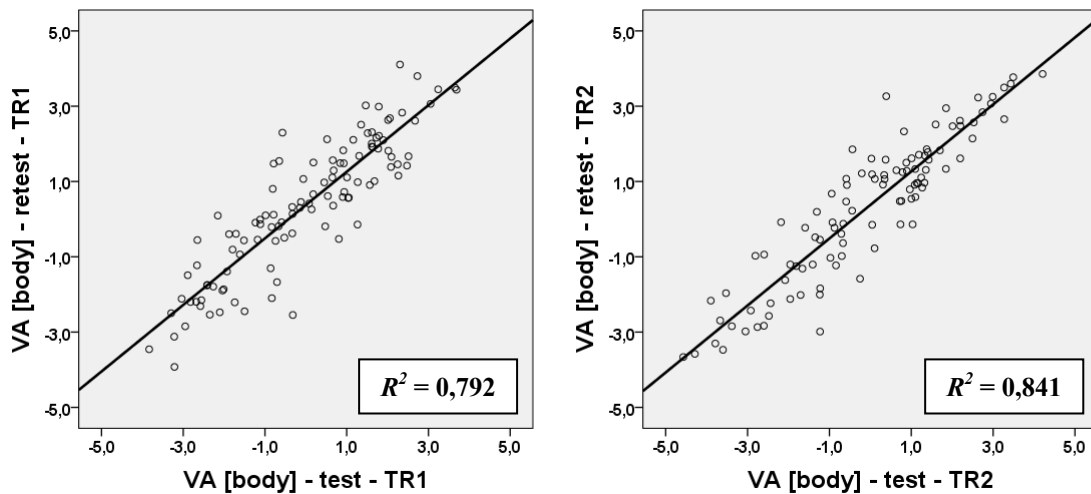
**Komplexní index TS** můžeme podle korelační analýzy v TR1 i TR2 zařadit do skupiny interpretované Chráskou (2003) jako vysoká závislost. Koeficient determinace ukazuje, že 69 % (TR1) a 78 % (TR2) rozptylu je vysvětlitelný lineární regresí. Z toho vyplývá, že komplexní index TS lze považovat za dostatečně reliabilní při měření HRV formou ortoklinostatické zkoušky. Avšak intervalový odhad střední hodnoty rozdílu mezi testem a retestem signalizuje zvýšení velikosti TS. Nulovou hypotézu ( $\alpha = 0,05$ ) proto můžeme zamítnout, tzn. statisticky významný rozdíl u TS mezi testem a retestem existuje. Tento rozdíl dosahuje na desetistupňové bodové škále podle 95% CI maximálně 0,6 bodu (viz Tabulka V7), což je z věcného hlediska tolerovatelné.



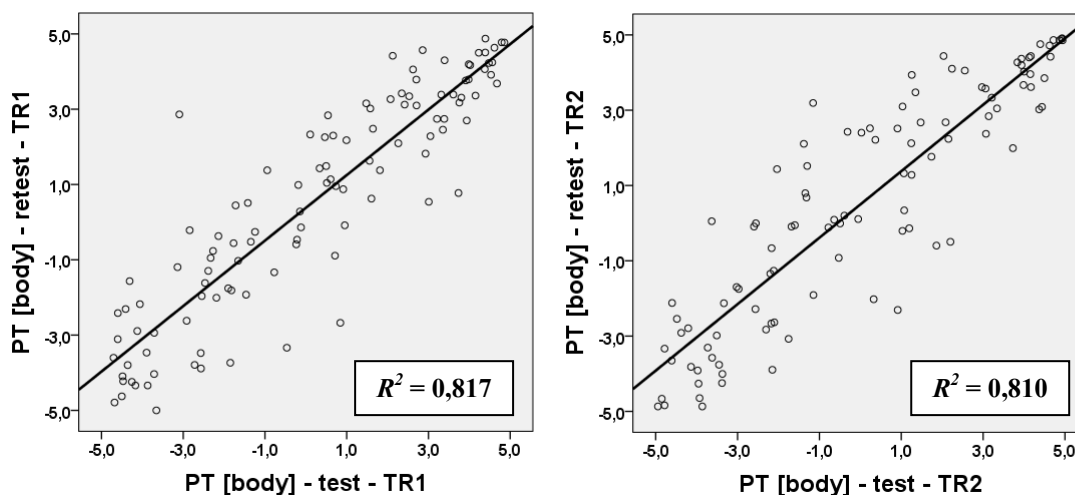


Obrázek D1 a D2. Korelační analýza komplexního indexu Celkové skóre (TS) a koeficient determinace ( $R^2$ )

Obdobné výsledky statistického šetření jsou pozorovány u **komplexního indexu VA** a **věkově standardizovaného  $P_T$** . Oba ukazatele dosahují velmi vysoké závislosti (Chráska, 2003). Síla lineární závislosti, vyjádřena koeficientem determinace, ukazuje, že rozptyl v pozorování závisle proměnné je možné vysvětlit zhruba z 80 % (Obrázek D3 – D6).



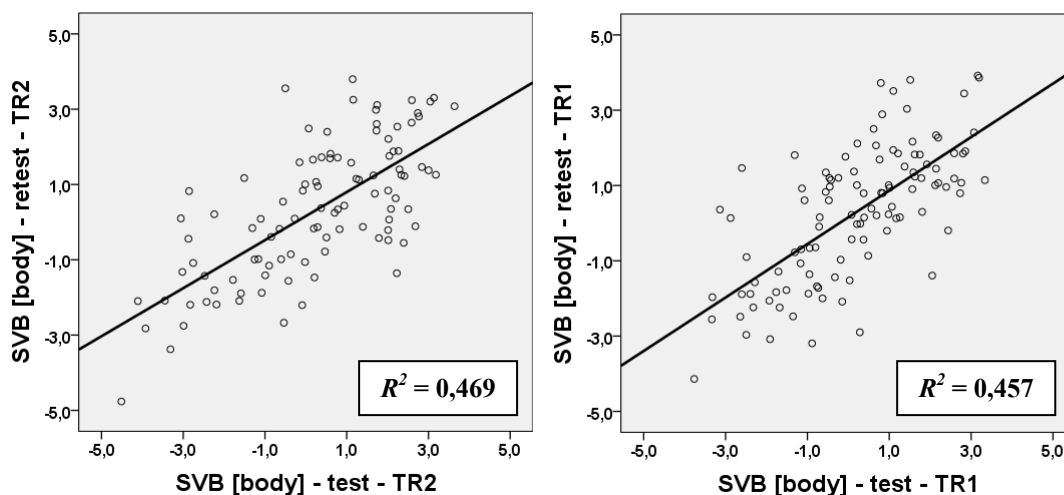
Obrázek D3 a D4. Korelační analýza komplexního indexu Aktivita vagu (VA) a koeficient determinace ( $R^2$ )



Obrázek D5 a D6. Korelační analýza věkově standardizovaného ukazatele Celkového spektrálního výkonu (PT) a koeficient determinace ( $R^2$ )

I přes velmi vysoký stupeň asociace komplexního indexu VA a věkově standardizovaného ukazatele  $P_T$ , musíme znova konstatovat zamítnutí nulové hypotézy na hladině významnosti  $\alpha = 0,05$ . Průměrný rozdíl mezi testem a retestem činí u VA maximálně 0,5 bodu a u  $P_T$ [body] 0,8 bodu. Tento fakt je proto zapotřebí brát v úvahu při interpretaci výsledků SA HRV pomocí těchto ukazatelů.

Posledním ukazatelem je **komplexní index SVB**, který vykazuje v porovnání s ostatními komplexními indexy a  $P_T$  [body] menší stupeň korelace. Oba korelační koeficienty (v TR1 i TR2) však přesto dosahují hodnoty na spodní hranici pásma, které podle Chrásky (2003) znamená již vysokou závislost. Koeficient determinace signalizuje, že lineární regresí se podařilo vysvětlit pouze přibližně 46 % celkového rozptylu pozorování závisle proměnné (Obrázek D7 a D8). Na druhou stranu, SVB je jediným komplexním indexem, u kterého neexistuje dostatek evidence pro zamítnutí nulové hypotézy o rozdílu hodnot, resp. rozdíl mezi střední hodnotou testu a retestu není statisticky významný ( $\alpha = 0,05$ ).



Obrázek D7 a D8. Korelační analýza komplexního indexu SVB a koeficient determinace ( $R^2$ )

Souhrnem lze říci, že z pohledu korelační analýzy, pomocí které vyjadřujeme stabilitu měření, můžeme konstatovat vysokou reliabilitu zejména u komplexních indexů TS, VA a věkově standardizovaného ukazatele  $P_T$ . Ve srovnání s těmito ukazateli je reliabilita u komplexního indexu SVB menší, nicméně stále dostatečná.

## 6.2 Vliv velikosti KAR na reliabilitu měření HRV

Jedním z dílčích cílů předkládané rigorosní práce je hledání odpovědi na otázku, zda se reliabilita měření HRV pomocí ortoklinostatické zkoušky může lišit podle výkonnosti KAR. Za tímto účelem byla upravena matice dat pro statistické zpracování tak, že výsledky jednotlivých probandů v TR1 byly seřazeny podle  $P_T$  [ $\text{ms}^2$ ] v lehu a následně byla odhadnuta reliabilita měření HRV zvlášť u 40 probandů s nejvyšší (skupina VPT) a 40 probandů s nejnižší hodnotou  $P_T$  (skupina NPT). Opět opíráme odhad reliability měření o výsledky korelační analýzy a 95% intervalového odhadu střední hodnoty rozdílu mezi testem a retestem.

U většiny ukazatelů HRV a všech parametrů získaných metodikou hodnocení dle Stejskala et al. (2002) (ve skupinách VPT i NPT) byly nalezeny statisticky významné ( $\alpha = 0,05$ ) vzájemné vztahy mezi proměnnými v testu a retestu. Výjimku tvoří ve skupině VPT v obou polohách parametr  $f_{LF}$  a dále v leže ukazatelé popisující spektrální pásmo VLF ( $P_{VLF}$ ,  $PSD_{VLF}$ ,  $f_{VLF}$ ,  $CCV_{VLF}$ ) a poměrový ukazatel VLF/HF. Ve skupině NPT nemůžeme statisticky významné vztahy konstatovat pouze u parametrů  $f_{VLF}$  a  $f_{HF}$

(oba ve stoje) a  $PSD_{VLF}$  a  $PSD_{LF}$  (v leže). U ostatních sledovaných parametrů HRV, včetně komplexních indexů a věkově standardizovaného  $P_T$ , pozorujeme rozdíly korelačních koeficientů mezi skupinou VPT a NPT v řádech tisícín až maximálně přibližně 0,3 bodu, což je případ pouze ukazatelů NN50 a pNN50 ve stoje a ukazatele  $PSD_{HF}$  v leže. Z pohledu korelační analýzy nelze proto konstatovat odlišnost úrovně reliability mezi oběma skupinami (Tabulky V22 – V24).

Dalším kritériem pro posouzení reliability v předkládané práci je intervalový odhad střední hodnoty rozdílu mezi testem a retestem. V poloze leh byl zaznamenán rozdíl mezi VPT a NPT jen u parametrů NN50 a pNN50, kdy nulová hypotéza se zamítá ve skupině s vysokým a nikoli nízkým  $P_T$ . Pro tyto ukazatele platí stejná situace i v poloze stoj a dále se přidávají parametry  $P_{LF}$ , MSSD a  $P_T$  [ $ms^2$ ], u kterých však test statistické významnosti rozdílu středních hodnot (Tabulka V20) neukázal rozdíl mezi testem a retestem v obou skupinách VPT a NPT. Určitý rozdíl se ukazuje u věkově standardizovaného  $P_T$ . Podle 95% CI a testu statistické významnosti rozdílu středních hodnot (Tabulka V21 a V24) zamítáme nulovou hypotézu pouze u skupiny VPT. Protože je ale korelační koeficient velmi podobný v obou skupinách, nelze s jistotou uvažovat o vlivu velikosti KAR na  $P_T$  [body].

**Uvedená fakta lze shrnout konstatováním, že nelze jednoznačně ukázat rozdíl v úrovni reliability mezi vytvořenými skupinami VPT a NPT, resp. uroveň reliability měření HRV není ovlivněna samotnými výsledky vyšetření.**

### 6.3 Význam familiarizace pro výsledky měření HRV

Měření HRV má obrovský význam v tom, že dovede odhalit i sebemenší změny KAR. Tyto odchylky však již nevysvětluje, a proto hledání konkrétních příčin vyžaduje dokonalou komunikaci a spolupráci s testovaným jedincem. V teoretické části Přehled poznatků je popsáno velké množství nejrůznějších faktorů, které ovlivňují aktivitu ANS, a tím i velikost KAR. K těmto změnám může docházet aniž by byly nutně zachyceny subjektivním vnímáním jedince. Jedním z mnoha důvodů změn KAR je bezpochyby i mentální zátěž (Bernardi et al., 2000; Hjortskov et al., 2004; Iwanaga et al., 2005; Sokhadze, 2007; Urakawa & Yokoyama, 2005; Yanagihashi et al., 1997).

Všeobecně známým je tzv. syndrom bílého pláště, který sice přímo nesouvisí s řešeným významem familiarizace, ale dokazuje, jak může stav mysli ovlivnit

fyziologické funkce organismu. Jedním z dílčích cílů předkládané práce je proto hledání odpovědi na otázku, zda možné očekávání nebo obavy z neznámého procesu testování působí na výsledky velmi citlivého měření HRV a zda je tzv. familiarizace nezbytně potřebnou pro správnou analýzu výsledků měření HRV. Nutno podotknout, že tímto není myšlena prostá instruktáž o průběhu vyšetření HRV, kterou obdržel každý proband při první návštěvě laboratoře. Jsou tedy výsledky prvního vyšetření HRV vhodné k posouzení aktivity ANS?

Z Tabulek V25 až V27 ve výsledkové části je patrné, že střední hodnoty srovnávaných souborů se u vybraných parametrů HRV neliší, resp. neexistuje dostatek důkazů pro zamítnutí nulové hypotézy na hladině významnosti  $\alpha = 0,05$ . Ačkoli obvykle můžeme zaznamenat i značnou interdenní variabilitu výsledků HRV, byla u všech vybranných ukazatelů nalezena statisticky významná ( $p < 0,01$ ) vzájemná závislost mezi TR1 a TR2. Těsnost těchto vztahů byla nejvyšší u komplexního indexu VA ( $r_S = 0,732$ ) a věkově standardizovaného  $P_T$  ( $r_S = 0,716$ ). V obou případech lze interpretovat korelační koeficient dle Chráska (2003) jako vysokou závislost. Těsně pod hranicí vysoké závislosti byly i další vybrané ukazatele  $P_T$ ,  $P_{HF}$  a TS. Parametry HRV popisující komponentu LF ( $P_{LF}$ , LF/HF, SVB) pak dosahovaly menší těsnosti vzájemných vztahů, a to na rozhraní nízké až střední závislosti (Chráska).

**Přesto lze na základě uvedených výsledků závěrem ukázat, že nedochází u vybraných parametrů HRV k žádnému statisticky významnému posunu hodnot, který bychom si mohli vysvětlovat nedostatečnou familiarizací s průběhem vyšetření HRV prostřednictvím ortoklinostatické zkoušky.**

## 7 ZÁVĚRY

Měření a analýza HRV jsou stále často používaným prostředkem hodnocení kardiální autonomní regulace v nejrůznějších deskriptivních nebo experimentálních vědeckých studiích. HRV může být zkoumána pomocí velkého množství testů, které nejsou vždy dostatečně standardizovány. Z tohoto důvodu se předkládaná práce zabývá odhadem reliability měření HRV. Testem kardiovaskulárního reflexu v této práci je ortoklinostatická zkouška, která je používána ve výzkumné činnosti na pracovištích FTK Univerzity Palackého v Olomouci a Centra diagnostiky lidského pohybu (KTV, PdF, Ostravská univerzita).

Hlavním cílem bylo tedy odhadnout reliabilitu konkrétního způsobu měření a analýzy HRV. Jako vysoce reliabilní se ukázaly především parametry popisující spektrální pásmo HF a celkový spektrální výkon. Dostatečnou spolehlivost můžeme konstatovat rovněž u ukazatelů spektrálního pásma LF a poměrových ukazatelů (zejména LF/HF). Určitou nejistotu vyvolává, hlavně v porovnání s reliabilitou ostatních parametrů, reliabilita ukazatelů spektrálního pásma VLF. Toto je nutné brát v úvahu při jejich interpretaci ve výzkumných pracech. Reliabilita komplexních indexů a věkově standardizovaného  $P_T$  je vysoká a lze proto tyto ukazatele KAR nadále doporučit pro používání při snaze o zjednodušení hodnocení výsledků měření HRV. Vyjádření ke stanoveným hypotézám:

- **H1<sub>0</sub>** – Neexistuje statisticky významný rozdíl mezi výsledky bezprostředně opakovaného měření HRV.
- **H1<sub>1</sub>** – Rozdíl mezi výsledky bezprostředně opakovaného měření HRV je statisticky významný.

**Výsledky statistického šetření neukázaly dostatek evidence pro zamítnutí nulové hypotézy H1<sub>0</sub> a přijetí alternativní hypotézy H1<sub>1</sub>.**

Prvním z dílčích cílů bylo ukázat, zda vlastní výsledky vyšetření KAR souvisí s úrovní reliability měření HRV. Ze statistického šetření vyplývá, že velikost KAR neovlivňuje reliabilitu měření HRV, a proto se ke stanoveným hypotézám:

- **H2<sub>0</sub>** – Vlastní výsledky měření HRV nemají vztah k úrovni reliability tohoto měření.
- **H2<sub>1</sub>** – Úroveň reliability měření HRV se liší dle vlastních výsledků tohoto měření.

vyjadřujeme následovně: **Neexistuje dostatek evidence pro zamítnutí nulové hypotézy H<sub>20</sub> a přijetí alternativní hypotézy H<sub>21</sub>.**

Druhým dílčím cílem bylo zkoumat, jestli se můžeme spoléhat na výsledky prvního měření HRV nebo je nutné počítat s určitou nepřesností v důsledku nedostatečné familiarizace. Výsledkem je, že **neexistuje dostatek evidence pro zamítnutí nulové hypotézy:**

- **H<sub>30</sub>** – Tzv. familiarizace neovlivňuje výsledky měření KAR.

**a přijetí alternativní hypotézy:**

- **H<sub>31</sub>** – Tzv. familiarizace má pozitivní vliv na výsledky měření KAR.

Předmětem předkládané práce nebyla snaha o úplnou standardizaci měření HRV, a proto je pojednáváno o dalších testových předpokladech, tj. validitě a objektivitě, pouze krátce v teoretické části. Validita měření HRV je široce diskutována v literatuře a i přes určité dílčí nesrovnalosti v interpretaci významu jednotlivých spektrálních komponent, považujeme měření HRV za dostatečně validní. Objektivita měření HRV vychází z přesně empirického charakteru výsledků. Závěry této studie pak prokazují, že reliabilita měření HRV je zcela postačující. Krátkodobé vyšetření HRV pomocí ortoklinostatické zkoušky je proto vhodné k dalšímu využití ve výzkumné i jiné činnosti.

## 8 SOUHRN

Navzdory značnému počtu výzkumných prací není reliabilita měření variability srdeční frekvence (HRV) stále jednoznačně potvrzena. Kontroverzní závěry studií reliability měření HRV mají pravděpodobně příčinu v rozdílných protokolech měření nebo rozmanitosti výzkumných souborů. Reliabilita měření HRV bývá studována pomocí metody test-retest, při čemž se měření opakuje s odstupem několika dní až týdnů (Amara & Wolfe, 1998; Breuer et al., 1992; Freed et al., 1994; Pitzalis et al., 1996). Pokud je retest opakován po delší době, je obtížné zajistit totožné standardní podmínky a v takovém případě je otázkou, zda je opravdu řešena reliabilita měření HRV.

Hlavním cílem předkládané práce je pomocí uvedených statistických postupů odhadnout reliabilitu měření variability srdeční frekvence (HRV), provedené bezprostředně opakovanou ortoklinostatickou zkouškou. Dalšími dílčími cíli jsou posoudit vliv velikosti aktivity kardiální autonomní regulace (KAR) na reliabilitu měření HRV a ověřit význam tzv. familiarizace pro měření HRV.

K dosažení stanoveného cíle a dílčích cílů bylo vyšetření HRV opakováno celkem čtyřikrát, přičemž první a druhé vyšetření (test-retest 1, TR1), jakožto třetí a čtvrté vyšetření (TR2) proběhlo bezprostředně po sobě. Druhé a třetí vyšetření od sebe oddělovalo období 2-30 dnů. Důvodem tohoto rozdělení bylo odhalit význam familiarizace pro vyšetření HRV. Míra reliability měření HRV je odhadována především na základě korelační analýzy a intervalového odhadu střední hodnoty rozdílu proměnné v testu a retestu.

Jako vysoce reliabilní se ukázaly parametry popisující spektrální pásmo HF a celkový spektrální výkon. Dostatečnou spolehlivost můžeme konstatovat rovněž u ukazatelů spektrálního pásma LF a poměrových ukazatelů (zejména LF/HF). Určitou nejistotu vyvolává, hlavně v porovnání s reliabilitou ostatních parametrů, reliabilita ukazatelů spektrálního pásma VLF. Reliabilita komplexních indexů a věkově standardizovaného  $P_T$  je vysoká a lze proto tyto komplexní ukazatele kardiální autonomní regulace (KAR) nadále využívat při interpretaci výsledků měření HRV. Ze statistického šetření také vyplývá, že velikost KAR neovlivňuje reliabilitu měření HRV a že není nutná familiarizace před prvním vyšetření HRV. Krátkodobé vyšetření HRV pomocí ortoklinostatické zkoušky je proto vhodné k dalšímu využití ve výzkumné i jiné činnosti.



## 9 SUMMARY

The reliability of the heart rate variability (HRV) measurement is not, in spite of many scientific studies, still definitely proved. The reasons of the controversial research conclusions are probably in a different study protocol or a heterogeneous study groups. The reliability of the HRV measurement is usually investigated by means of the test-retest procedure, with repeating the measurement after several days or weeks (Amara & Wolfe, 1998; Breuer et al., 1992; Freed et al., 1994; Pitzalis et al., 1996). It is very difficult to provide completely identical conditions in case of a retest repetition after long period. Therefore, the question is if the reliability of the HRV measurement is really investigated in that situation.

The main purpose of this doctoral thesis is to investigate, by means of the mentioned statistical procedure, the reliability of the HRV measurement, which is performed by orthoclinostatic stimulation. The partial aims are an evaluation of the cardiac autonomic regulation (CAR) influence on the reliability level and an assessment of the significance of familiarization for the HRV measurement.

The HRV measurement was repeated four times to accomplish all stated purposes. First and second measurements (test-retest 1, TR1), as well as third and fourth measurement (TR2), were performed without any interruption. There was the period of 2-30 days between second and third measurement. The reason for this study protocol was to investigate the significance of the familiarization for the HRV measurement. The reliability level is assessed according to correlation analysis and confidence interval ( $\alpha = 0.05$ ) for the mean difference between the test and the retest values.

The parameters of the spectral component HF and total spectral power appeared as a very reliable. The sufficient reliability can be also stated for the parameters of the spectral component LF and all partial parameters (especially LF/HF). There are some doubts for VLF parameters reliability. The reliability of the complex indices and aged standardized  $P_T$  is high and therefore they can be used for the HRV results interpretation. Based on statistical calculation, the level of cardiac autonomic regulation does not influence the HRV measurement reliability. The familiarization before first HRV measurement is not necessary. The short-term HRV measurement by means of orthoclinostatic stimulation is suitable for using in research and other activities.

**10 REFERENČNÍ SEZNAM**

- Amara, C. E., & Wolfe, L. A. (1998). Reliability of noninvasive methods to measure cardiac autonomic function. *Canadian Journal of Applied Physiology*, 23(4), 396-408.
- Ambarish, V., Barde, P., Vyas, A., & Deepak, K. K. (2005). Comparison between pre-prandial and post-prandial heart rate variability (HRV). *Indian Journal of Physiology and Pharmacology*, 49(4), 436.
- Antelmi, I., De Paula, R. S., Shinzato, A. R., Peres, C. A., Mansur, A. J., & Grupi, C. J. (2004). Influence of age, gender, body mass index, and functional capacity on heart rate variability in a cohort of subjects without heart disease. *American Journal of Cardiology*, 93, 381-385.
- Arai, Y., Saul, J. P., Albrecht, P., Hartley, L. H., Lilly, L. S., Cohen, R. J., & Colucci, W. S. (1989). Modulation of cardiac autonomic activity during and immediately after exercise [Abstract]. *American Journal of Physiology – Heart and Circulatory Physiology*, 256(1), H132-H141.
- Araújo, C. G. S., Nobrega, A. C., & Castro, C. L. (1992). Heart rate responses to deep breathing and 4-seconds of exercise before and after pharmacological blockade with atropine and propranolol. *Clinical Autonomic Research*, 2, 35-40.
- Araújo, C. G. S., Ricardo, D. R., & Almeida, M. B. (2003). Intra and interdays reliability of the 4-second exercise test. *Brazilian Journal of Sports Medicine*, 9, 299-303.
- Åstrand, P.-O., Rodahl, K., Dahl, H. A., & Strømme, S. B. (2003). *Textbook of Work Physiology: Physiological Bases of Exercise (4th ed.)*. Windsor: Human Kinetics.
- Atkinson, G., & Nevill, A. M. (1998). Statistical methods for assessing measurement error (reliability) in variables relevant to sports medicine. *Sports Medicine*, 26(4), 217-238.
- Bahjaoui-Bouhaddi, M., Henriët, M.-T., Cappelle, S., & Dumoulin, G. (1998). Active standing and passive tilting similarly reduce the slope of spontaneous baroreflex in healthy subjects [Abstract]. *Physiological Research*, 47(4), 227-235.
- Bernardi, L., Valle, F., & Coco, M. (1996). Physical activity is a major determinant of heart rate variability, its 'very low' frequency component and 1/f (chaotic) distribution. *European Heart Journal*, 15, 242.
- Bernardi, L., Wdowczyk-Szulc, J., Valenti, C., Castoldi, S., Passino, C., Spadicini, G., & Sleight, P. (2000). Effects of controlled breathing, mental activity and mental stress

- with or without verbalization on heart rate variability. *Journal of the American College of Cardiology*, 35(6), 1462-1469.
- Bigger, J. T. Jr., Fleiss, J. L., Steinman, R. C., Rolnitzky, L. M., Kleiger, R. E., & Rottman, J. N. (1992). Frequency domain measures of heart period variability and mortality after myocardial infarction. *Circulation*, 85, 164-171.
- Bigger, J. T. jr., Fleiss, J. L., Steinman, R. C., Rolnitzky, L. M., Schneider, W. J., & Stein, P. K. (1995). RR variability in healthy, middle-aged persons compared with patients with chronic coronary heart disease or recent acute myocardial infarction. *Circulation*, 91, 1936-1943.
- Bland, J. M., & Altman, D. G. (1986). Statistical methods for assessing agreement between two methods of clinical measurement. *Lancet*, i, 307-310.
- Bland, J. M., & Altman, D. G. (1996). Measurement error. *British Medical Journal*, 313, 744-753.
- Bland, J. M., & Altman, D. G. (2003). Applying the right statistics: analyses of measurement studies. *Ultrasound in Obstetrics and Gynecology*, 22, 85-93.
- Bland, J. M., & Altman, D. G. (2010). Statistical methods for assessing agreement between two methods of clinical measurement. *International Journal of Nursing Studies*, 47, 931-936.
- Blain, G., Meste, O., & Bermon, S. (2004). Influences of breathing patterns on respiratory sinus arrhythmia in humans during exercise. *American Journal of Physiology – Heart and Circulatory Physiology*, 288, H887-H895.
- Bloomfield, D. M., Kaufman, E. S., Bigger, J. T. jr., Fleiss, J., Rolnitzky, L., & Steinman, R. (1997). Passive head-up tilt and actively standing up produce similar overall changes in autonomic balance [Abstract]. *American Heart Journal*, 134(2 I), 316-320.
- Bootsma, M., Swenne, C.A., & Bruschke, A. V. (1996). Heart rate variability during repeated incremental head-up tilt discloses time dependance of individual autonomic dynamics [Abstract]. *Clinical Cardiology*, 19(1), 62-68.
- Bonnemeier, H., Wiegand, U. K. H., Brandes, A., Kluge, N., Katus, H. A., Richardt, G., & Potratz, J. (2003). Circadian profile of cardiac autonomic nervous modulation in healthy subjects: Differing effects of aging and gender on heart rate variability. *Journal of Cardiovascular Electrophysiology*, 14(8), 791-799.

- Breuer, H.-W. M., Skyschally, A., Schulz, R., Martin, C., Wehr, M., & Heusch, G. (1993). Heart rate variability and circulating catecholamine concentrations during steady state exercise in healthy volunteers. *British Heart Journal*, 70, 144-149.
- Britton, A., Shipley, M., Malik, M., Hnatkova, K., Hemingway, H., & Marmot, M. (2007). Changes in heart rate and heart rate variability over time in middle-aged men and women in the general population (from the Whitehall II Cohort Study). *American Journal of Cardiology*, 100(3), 524-527.
- Brunetto, A. F., Roseguini, B. T., Silva, B. M., Hirai, D. M., & Guedes, D. P. (2005). Effect of gender and aerobic fitness on cardiac autonomic responses to head-up tilt in healthy adolescents. *Pediatric Cardiology*, 26, 418-424.
- Burgess, H. J., Trinder, J., & Kim, Y. (1999). Cardiac autonomic nervous system activity during presleep wakefulness and Stage 2 NREM sleep. *Journal of Sleep Research*, 8, 113-122.
- Burgess, H. J., Trinder, J., Kim, Y., & Luke, D. (1997). Sleep and circadian influences on cardiac autonomic nervous system activity [Abstract]. *American Journal of Physiology*, 273(4 part 2), H1761-H1768.
- Byrne, E. A., Fleg, J. L., Vaitkevicius, P. V., Wright, J., & Porges, S. W. (1996). Role of aerobic capacity and body mass index in the age-associated decline in heart rate variability [Abstract]. *Journal of Applied Physiology*, 81, 743-750.
- Carrington, M., Walsh, M., Stambas, T., Kleiman, J., & Trinder, J. (2003). The influence of sleep onset on the diurnal variation in cardiac activity and cardiac control. *Journal of Sleep Research*, 12, 213-221.
- Carter, J. B., Banister, E. W., & Blaber, A. P. (2003). Effect of endurance exercise on autonomic control of heart rate. *Sports Medicine*, 33(1), 33-46.
- Cipryan, L., Stejskal, P., Elfmark, M., Bartáková, O., Botek, M., Cipryanová, H., Jakubec, A., Petr, M., & Řehová I. (2007). Stability of individual parameters of spectral analysis of heart rate variability during consecutive orthoclinostatic stimulation [CD]. *5th European Sports Medicine Congress*, Praha.
- Cloarec-Blanchard, L., Funck-Brentano, C., Lipski, M., Jaillon, P., & Macquin-Mavier, I. (1997). Repeatability of spectral components of short-term blood pressure and heart rate variability during acute sympathetic activation in healthy young male subjects [Abstract]. *Clinical Science*, 93(1), 21-28.

- Cohen, Jacob (1960). A coefficient of agreement for nominal scales. *Educational and Psychological Measurement*, 20(1), 37–46.
- Cooke, W. H., Hoag, J. B., Crossman, A. A., Kuusela, T. A., Tahvanainen, K. U. O., & Eckberg, D. L. (1999). Human responses to upright tilt: a window on central autonomic intergration. *Journal of Physiology*, 517, 617-628.
- Cooper, V. L., Elliot, M. W., Pearson, S. B., Taylor, C. M., & Hainsworth, R. (2007). Daytime variability in carotid baroreflex function in healthy human subjects. *Clinical Autonomic Research*, 17, 26-32.
- Cooper, V. L., & Hainsworth, R. (2002). Effects of head-up tilting on baroreceptor control in subjects with different tolerances to orthostatic stress. *Clinical Science*, 103(3), 221-226.
- Corino, V. D. A., Matteucci, M., & Mainardi, L. T. (2007). Analysis of heart rate variability to predict patient age in a healthy population [Abstract]. *Methods of Information in Medicine*, 46(2), 191-195.
- Cottin, F., Papelier, Y., & Escourrou, P. (1999). Effects of exercise load and breathing frequency on heart rate and blood pressure variability during dynamic exercise [Abstract]. *International Journal of Sports Medicine*, 20(4), 232-238.
- Davy, K. P., Miniclier, N. L., Taylor, J. A., Stevenson, E. T., & Seals, D. R. (1996). Elevated heart rate variability in physically active postmenopausal women: A cardioprotective effect? [Abstract]. *American Journal of Physiology*, 271(2 part 2), H455-H460.
- De Meersman, R. E., & Stein, P. K. (2007). Vagal modulation and aging. *Biological Psychology*, 74, 165-173.
- Dewey, F. E., Freeman, J. V., Engel, G., Oviedo, R., Abrol, N., Ahmed, N., Myers, J., Froelicher, V. F., Alto, S., & Alto, P. (2007). Novel predictor of prognosis from exercise stress testing: heart rate variability response to the exercise treadmill test. *American Heart Journal*, 153(2), 281-288.
- Dietrich, D. F., Schindler, C., Schwartz, J., Barthélémy, J.-C., Tschopp, J.-M., Roche, F., von Eckardstein, A., Brändli, O., Leuenberger, P., Gold, D. R., Gaspoz, J.-M., Ackermann-Lieblich, U., & SAPALDIA Team (2006). Heart rate variability in an ageing population and its association with lifestyle and cardiovascular risk factors: results of the SAPALDIA study. *Europace*, 8, 521-529.
- Eckberg, D. L. (1997). Sympathovagal balance. A critical appraisal. *Circulation*, 96, 3224-3232.

- Eckberg, D. L., & Kuusela, T. A. (2005). Human vagal baroreflex sensitivity fluctuates widely and rhythmically at very low frequencies. *Journal of Physiology* 567(3), 1011-1019.
- Efron, B. (1979). Computer and the theory of statistics: thinking the unthinkable. *SIAM Review*.
- Elghozi, J.-L., & Julien, C. (2007). Sympathetic control of short-term heart rate variability and its pharmacological modulation. *Fundamental & Clinical Pharmacology*, 21, 337-347.
- Fagard, R. (2003). Athlete's heart. *Heart*, 89, 1455-1461.
- Fagius, J., & Berne, C. (1994). Increase in muscle nerve sympathetic activity in humans after food intake [Abstract]. *Clinical Science*, 86(2), 159-167.
- Fallen, E. L., Kamath, M. V., Tougas, G., & Upton, A. (2001). Afferent vagal modulation: Clinical studies of visceral sensory input. *Autonomic Neuroscience: Basic and Clinical*, 90, 35-40.
- Fleiss, J. L. (1971). Measuring nominal scale agreement among many raters. *Psychological Bulletin*, 76(5), 378-382.
- Freed, L. A., Stein, K. M., Gordon, M., Urban, M., & Kligfield, P. (1994). Reproducibility of power spectral measures of heart rate variability obtained from short-term sampling periods. *American Journal of Cardiology*, 74(9), 972-973.
- Fu, Q., Shook, R. P., Okazaki, K., Hastings, J. L., Shibata, S., Conner, C. L., Palmer, M. D., & Levine, B. D. (2006). Vasomotor sympathetic neural control is maintained during sustained upright posture in humans. *Journal of Physiology*, 577, 679-687.
- Fu, Q., Witkowski, S., Okazaki, K., & Levine, B. D. (2005). Effects of gender and hypovolemia on sympathetic neural responses to orthostatic stress. *American Journal of Physiology – Regulatory, Integrative and Comparative Physiology*, 289, R109-R116.
- Fukusaki, C., Kawakubo, K., & Yamamoto, Y. (2000). Assessment of the primary effect of aging on heart rate variability in humans. *Clinical Autonomic Research*, 10, 123-130.
- Furlan, R., Guzzetti, S., Crivellaro, W., Dassi, S., Tinelli, M., Baselli, G., Cerutti, S., Lombardi, F., Pagani, M., & Malliani, A. (1990). Continuous 24-hour assessment of the neural regulation of systemic arterial pressure and RR variabilities in ambulant subjects. *Circulation*, 81, 537-547.
- Ganong, W. F. (2005). *Přehled lékařské fyziologie (20th ed.)*. Praha: Galén.

- González-Camarena, R., Carrasco-Sosa, S., Román-Ramos, R., Gaitán-González, M. J., Medina-Bañuelos, V., & Azpiroz-Leehan, J. (2000). Effect of static and dynamic exercise on heart rate and blood pressure variabilities. *Medicine & Science in Sports & Exercise*, 32(10), 1719-1728.
- Gulli, G., Cooper, V. L., Claydon, V., & Hainsworth, R. (2003). Cross-spectral analysis of cardiovascular parameters whilst supine may identify subjects with poor orthostatic tolerance. *Clinical Science*, 105, 119-126.
- Guyton, A. C. (1992). *Basic neuroscience (2nd ed.)*. Philadelphia, PA: W. B. Saunders Co.
- Hainsworth, R. (1998). Physiology of the cardiac autonomic system. In M. Malik (Ed.), *Clinical guide to cardiac autonomic tests* (pp. 3-28). Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
- Hainsworth, R. (2000). Heart rate and orthostatic stress. *Clinical Autonomic Research*, 10, 323-325.
- Hartikainen, J. E. K., Tahvanainen, K. U. O., & Kuusela T. A. (1998). Short-term measurement of heart rate variability. In M. Malik (Ed.), *Clinical guide to cardiac autonomic tests* (pp. 149-176). Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
- Hayano, J., Sakakibara, Y., Yamada, M., Kamiya, T., Fujinami, T., Yokoyama, K., Watanabe, Y., & Takata, K. (1990). Diurnal variations in vagal and sympathetic cardiac control [Abstract]. *American Journal of Physiology*, 258 (3 part 2), H642-H646.
- Hayano, J., Sakakibara, Y., Yamada, A., Yamada, M., Mukai, S., Fujinami, T., Yokoyama, K., Watanabe, Y., & Takata, K. (1991). Accuracy of assessment of cardiac vagal tone by heart rate variability in normal subjects [Abstract]. *American Journal of Cardiology*, 67(2), 199.
- Hedelin, R., Wiklund, U., Bjerle, P., & Henriksson-Larsén, K. (2000). Pre- and post-season heart rate variability in adolescent cross-country skiers. *Scandinavian Journal of Medicine & Science in Sports*, 10, 298-303.
- Hedman, A. E., Hartikainen, J. E., Tahvanainen, K. U., & Hakumaki, M. O. (1995). The high frequency component of heart rate variability reflects cardiac parasympathetic modulation rather than parasympathetic “tone” [Abstract]. *Acta Physiologica Scandinavica*, 155(3), 267-273.

- Hedman, A. E., & Malik, M. (1998). Long-term measurement of heart rate variability. In M. Malik (Ed.), *Clinical guide to cardiac autonomic tests* (pp. 149-176). Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
- Hendl, J. (2009). *Přehled statistických metod* (3. vyd.). Praha: Portál. ISBN 978-80-7367-482-3.
- Hjortskov, N., Rissén, D., Blangsted, A. K., Fallentin, N., Lundberg, U., & Sogaard, K. (2004). The effect of mental stress on heart rate variability and blood pressure during computer work. *European Journal of Applied Physiology*, 92, 84-89.
- Hohnloser, S. H., & Klingenheben, T. (1998). Basic autonomic tests. In M. Malik (Ed.), *Clinical guide to cardiac autonomic tests* (pp. 52-65). Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
- Honzíková, N. (2004). Citlivost baroreflexu u dospívající mládeže. In J. Salinger (Ed.), *Variabilita srdeční frekvence a její hodnocení v biomedicínských oborech – od teorie ke klinické praxi* (pp. 23-26). Olomouc: Univerzita Palackého.
- Hopkins, W. G. (2000). Measures of reliability in sports medicine and science. *Sports Medicine*, 30(1), 1-15.
- Hopkins, W. G., Marshall, S. W., Batterham, A. M., & Hanin, J. (2009). Progressive statistics for studies in sports medicine and exercise science. *Medicine & Science in Sports & Exercise*, 41(1), 3-12.
- Huikuri, H. V., Pikkujamsa, S. M., Airaksinen, K. E. J., Ikaheimo, M. J., Rantala, A. O., Kauma, H., Lilja, M., & Kesaniemi, Y. A. (1996). Sex-related differences in autonomic modulation of heart rate in middle-aged subjects. *Circulation*, 94, 122-125.
- Charkoudian, N., Joyner, M. J., Johnson, C. P., Eisenach, J. H., Dietz, N. M., & Wallin, B. G. (2005). Balance between cardiac output and sympathetic nerve activity in resting humans: role in arterial pressure regulation. *Journal of Physiology*, 568, 315-321.
- Chráška, M. (2003). *Úvod do výzkumu v pedagogice – Základy kvantitativně orientovaného výzkumu*. Olomouc: Univerzita Palackého.
- Iwanaga, M., Kobayashi, A., & Kawasaki, C. (2005). Heart rate variability with repetitive exposure to music [Abstract]. *Biological Physiology*, 70(1), 61-66.
- Jauregui-Renaud, K., Hermosillo, A. G., Marquez, M. F., Ramos-Aguilar, F., Hernandez-Goribar, M., & Cardenas, M. (2001). Repeatability of heart rate variability during simple cardiovascular reflex tests on healthy subjects. *Archives of Medical Research*, 32(1), 21-26.



- Julu, P. O. O., Cooper, V. L., Hansen, S., & Hainsworth, R. (2003). Cardiovascular regulation in the period preceding vasovagal syncope in conscious humans. *Journal of Physiology*, *549*, 299-311.
- Kamath, M. V., Fallen, E. L., & McKelvie, R. (1991). Effects of steady state exercise on the power spectrum of heart rate variability [Abstract]. *Medicine & Science in Sports & Exercise*, *23*(4), 428-434.
- Kaplan, D. T., Furman, M. I., Pincus, S. M., Ryan, S. M., Lipsitz, L. A., & Goldberger, A. L. (1991). Aging and the complexity of cardiovascular dynamics. *Biophysical Journal*, *59*, 945-949.
- Kobayashi, H. (2007). Inter- and intra-individual variations of heart rate variability in Japanese males [Abstract]. *Journal of Physiological Anthropology*, *26*(2), 173-177.
- Koskinen, P., Virolainen, J., & Kupari, M. (1994). Acute alcohol intake decreases short-term heart rate variability in healthy subjects [Abstract]. *Clinical Science*, *87*(2), 225-230.
- Kuch, B., Hense, H. W., Sinnreich, R., Kark, J. D., von Eckardstein, A., Sapoznikov, D., & Bolte, H. D. (2001). Determinants of short-period heart rate variability in the general population [Abstract]. *Cardiology*, *95*, 131-138.
- Kuch, B., Parvanov, T., Hense, H. W., Axmann, J., & Bolte, H. D. (2004). Short-period heart rate variability in the general population as compared to patients with acute myocardial infarction from the same source population. *Annals of Noninvasive Electrocardiology*, *9*(2), 113-120.
- Kupper, N. H. M., Willemsen, G., van den Berg, M., de Boer, D., Posthuma, D., Boomsma, D. I., & de Geus, E. J. C. (2004). Heritability of ambulatory heart rate variability. *Circulation*, *110*, 2792-2796.
- Lahrman, H., Magnifico, F., Haensch, C. A., & Cortelli, P. (2005). Autonomic nervous system laboratories: a European survey. *European Journal of Neurology*, *12*, 375-379.
- Landis, J. R., & Koch, G. G. (1977). The measurement of observer agreement for categorical data. *Biometrics*, *33*(1), 159-174.
- Laitinen, T., Niskanen, L., Geelen, G., Länsimies, E., & Hartikainen, J. (2004). Age dependency of cardiovascular autonomic responses to head-up tilt in healthy subjects. *Journal of Applied Physiology*, *96*, 2333-2340.
- Legramante, J. M., Marciani, M. G., Placidi, F., Aquilani, S., Romigi, A., Tombini, M., Massaro, M., Galante, A., & Iellamo, F. (2003). Sleep-related changes in baroreflex

- sensitivity and cardiovascular autonomic modulation. *Journal of Hypertension*, 21, 1555-1561.
- Leicht, A. S., Allen, G. D., & Hoey, A. J. (2003). Influence of age and moderate-intensity exercise training on heart rate variability in young and mature adults [Abstract]. *Canadian Journal of Applied Physiology*, 28(3), 446-461.
- Leicht, A. S., Hirning, D. A., & Allen, G. D. (2003). Heart rate variability and endogenous sex hormones during the menstrual cycle in young women. *Experimental Physiology*, 88, 441-446.
- Levine, B. D. (1993). Regulation of central blood volume and cardiac filling in endurance athletes: The Frank-Starling mechanism as a determinant of orthostatic tolerance [Abstract]. *Medicine & Science in Sports & Exercise*, 25(6), 727.
- Levy, M. N., Martin, P. J., & Iano, T. (1970). Effects of single vagal stimuli on heart rate and atrioventricular conduction. *American Journal of Physiology*, 218, 1256-1262.
- Lombardi, F., Malliani, A., Pagani, M., & Cerutti, S. (1996). Heart rate variability and its sympatho-vagal modulation. *Cardiovascular Research*, 32, 208-216.
- Lord, S. W., Senior, R. R., Das, M., Whittam, A. M., Murray, A., & McComb, J. M. (2001). Low-frequency heart rate variability: reproducibility in cardiac transplant recipients and normal subjects. *Clinical Science*, 100(1), 43-46.
- Lord, F. M., & Novick, M. R. (1968). *Statistical theories of mental test scores*. Reading MA: Addison-Wesley Publishing Company.
- Lu, C.-L., Zou, X., Orr, W. C., & Chen, J. D. Z. (1999). Postprandial changes of sympathovagal balance measured by heart rate variability. *Digestive Diseases and Sciences*, 44(4), 857-861.
- Malliani, A. (1998). Physiological interpretation of spectral components of heart rate variability. In M. Malik (Ed.), *Clinical guide to cardiac autonomic tests* (pp. 177-193). Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
- Malliani, A., Pagani, M., & Lombardi, F. (1994). Physiology and clinical implications of variability of cardiovascular parameters with focus on heart rate and blood pressure [Abstract]. *American Journal of Cardiology*, 73(10), 3C-9C.
- Malpas, S. C. (2002). Neural influences on cardiovascular variability: possibilities and pitfalls. *American Journal of Physiology - Heart and Circulatory Physiology*, 282, H6-H20.

- Marks, B. L., & Lightfoot, J. T. (1999). Reproducibility of resting heart rate variability with short sampling periods [Abstract]. *Canadian Journal of Applied Physiology*, 24(4), 337-348.
- Martinmäki, K., Rusko, H., Kooistra, L., Kettunen, J., & Saalasti, S. (2006). Intraindividual validation of heart rate variability indexes to measure vagal effects on hearts. *American Journal of Physiology - Heart and Circulatory Physiology*, 290, H640-H647.
- Matsushima, R., Tanaka, H., & Tamai, H. (2004). Comparison of the active standing and head-up tilt test for diagnosis of syncope in childhood and adolescence. *Clinical Autonomic Research*, 14, 376-384.
- Migliaro, E. R., Contreras, P., Bech, S., Etxagibel, A., Castro, M., Ricca, R., & Vicente, K. (2001). Relative influence of age, resting heart rate and sedentary life style in short-term analysis of heart rate variability. *Brazilian Journal of Medical and Biological Research*, 34, 493-500.
- Montano, N., Cogliati, C., Dias da Silva, V. J., Gneccchi-Ruscione, T., & Malliani, A. (2001). Sympathetic rhythms and cardiovascular oscillations. *Autonomic Neuroscience: Basic and Clinical*, 90, 29-34.
- Montano, N., Gneccchi-Ruscione, T., Porta, A., Lombardi, F., Pagani, M., & Malliani, A. (1994). Power spectrum analysis of heart rate variability to assess the changes in sympathovagal balance during graded orthostatic tilt. *Circulation*, 90, 1826-1831.
- Nagai, N., Sakane, N., & Moritani, T. (2005). Effect of skipping breakfast and macro-nutrient balance on postprandial blood glucose, satiety, energy expenditure, and autonomic nervous system activity in healthy young subjects [Abstract]. *Journal of the Japan Diabetes Society*, 48(11), 761-770.
- Nakamura, Y., Yamamoto, Y., & Muraoka, I. (1993). Autonomic control of heart rate during physical exercise and fractal dimension of heart rate variability. *Journal of Applied Physiology*, 74, 875-881.
- Newell J., Aitchison T., Grant S. (2010). *Statistics for Sports and Exercise Science*. Essex (Angle): Pearson Education Limited. ISBN 978-0-13-204254—3.
- Nieminen, T., Kääbönen, M., Nikus, K., & Viik, J. (2007). Heart rate variability is dependent on the level of heart rate. *American Heart Journal*, 154, e13.
- O'Brien, I. A. D., O'Hare, P., & Corral, R. J. M. (1986). Heart rate variability in healthy subjects: effect of age and the derivation of normal ranges for tests of autonomic function. *British Heart Journal*, 55, 348-354.

- Ogoh, S., Fisher, J. P., Dawson, E. A., White, M. J., Secher, N. H., & Raven, P. B. (2005). Autonomic nervous system influence on arterial baroreflex control of heart rate during exercise in humans. *Journal of Physiology*, *566*(2), 599-611.
- Ogoh, S., Volianitis, S., Nissen, P., Wray, D. W., Secher, N. H., & Raven, P. B. (2003). Carotid baroreflex responsiveness to head-up tilt-induced central hypovolaemia: effect of aerobic fitness. *Journal of Physiology*, *551*, 601-608.
- O'Leary, D., Kimmerly, D. S., Cechetto, A. D., & Shoemaker, J. K. (2003). Differential effect of head-up tilt on cardiovagal and sympathetic baroreflex sensitivity in humans. *Experimental Physiology*, *88*, 769-774.
- Oliveira, R. B., Vianna, L. C., Ricardo, D. R., de Almeida, M. B., & Araújo, C. G. S. (2006). Influence of different respiratory maneuvers on exercise-induced cardiac vagal inhibition. *European Journal of Applied Physiology*, *97*, 607-612.
- Opavský, J. (2002). *Autonomní nervový systém a diabetická autonomní neuropatie: klinické aspekty a diagnostika*. Praha: Galén.
- Opavský, J. (2004). Metody vyšetřování autonomního nervového systému a spektrální analýza variability srdeční frekvence v klinické praxi. In J. Salinger (Ed.), *Variabilita srdeční frekvence a její hodnocení v biomedicínských oborech – od teorie ke klinické praxi* (pp. 81-85). Olomouc: Univerzita Palackého.
- Opavský, J., & Salinger, J. (1995). Vyšetřovací metody funkcí autonomní nervové soustavy – přehled pro potřeby klinické praxe. *Noninvasive Cardiology*, *4*(3), 139-153.
- Parati, G., Castiglioni, P., Di Rienzo, M., Omboni, S., Pedotti, A., & Mancia, G. (1990). Sequential spectral analysis of 24-hour blood pressure and pulse interval in humans. *Hypertension*, *16*, 414-421.
- Parati, G., Omboni, S., Villani, A., Glavina, F., Castiglioni, P., Di Rienzo, M., & Mancia, G. (2001). Reproducibility of beat-by-beat blood pressure and heart rate variability. *Blood Pressure Monitoring*, *6*(4), 217-220.
- Perini, R., Orizio, C., Milesi, S., Biancardi, L., Baselli, G., & Veicsteinas, A. (1993). Body position affects the power spectrum of heart rate variability during dynamic exercise [Abstract]. *European Journal of Applied Physiology and Occupational Physiology*, *66*(3), 207-213.
- Piepoli, M., Radaelli, A., Ponikowski, P., Adamopoulos, S., Bemardi, L., Sleight, P., & Coats, A. J. S. (1996). Reproducibility of heart rate variability indices during exercise

- stress testing and inotrope infusion in chronic heart failure patients [Abstract]. *Clinical Science*, 91, Suppl: 87-88.
- Pinna, G. D., Maestri, R., La Rovere, M. T., Gobbi, E., & Fanfulla, F. (2006). Effect of paced breathing on ventilatory and cardiovascular variability parameters during short-term investigations of autonomic function. *American Journal of Physiology – Heart and Circulatory Physiology*, 290, H424-H433.
- Pinna, G. D., Maestri, R., Torunski, A., Danilowicz-Szymaniowicz, L., Szwoch, M., La Rovere, M. T., & Raczak, G. (2007). Heart rate variability measures: A fresh look at reliability. *Clinical Science*, 113(3-4), 131-140.
- Pitzalis, M. V., Mastropasqua, F., Massari, F., Forleo, C., Di Maggio, M., Passantino, A., Colombo, R., Di Biase, M., & Rizzon, P. (1996). Short- and long-term reproducibility of time and frequency domain heart rate variability measurements in normal subjects. *Cardiovascular Research*, 32(2), 226-233.
- Ponikowski, P., Piepoli, M., Amadi, A. A., Chua, T. P., Harrington, D., Volterrani, M., Colombo, R., Mazzuero, G., Giordano, A., & Coats, A. J. S. (1996). Reproducibility of heart rate variability measures in patients with chronic heart failure [Abstract]. *Clinical Science*, 91(4), 391-398.
- Pumprla, J., Howorka, K., Groves, D., Chester, M., & Nolan, J. (2002). Functional assessment of heart rate variability: physiological basis and practical applications. *International Journal of Cardiology*, 84, 1-14.
- Reed, S. F., Porges, S. W., & Newlin, D. B. (1999). Effect of alcohol on vagal regulation of cardiovascular function: Contributions of the polyvagal theory to the psychophysiology of alcohol [Abstract]. *Experimental and Clinical Psychopharmacology*, 7(4), 484-492.
- Ryan, S. M., Goldberger, A. L., Pincus, S. M., Mietus, J., & Lipsitz, L. A. (1994). Gender- and age-related differences in heart rate dynamics: Are women more complex than men? [Abstract] *Journal of the American College of Cardiology*, 24(7), 1700-1707.
- Ryan, J. M., & Howes, L. G. (2002). Relations between alcohol consumption, heart rate, and heart rate variability in men. *Heart*, 88, 641-642.
- Sakuragi, S., Sugiyama, Y., & Takeuchi, K. (2002). Effects of laughing and weeping on mood and heart rate variability [Abstract]. *Journal of Physiological Anthropology and Applied Human Science*, 21(3), 159-165.

- Salinger, J., & Gwozdziwicz, M. (2008). *Systémy používané pro vyšetření krátkodobé variability srdeční frekvence*. In K. Javorka et al. (Ed.), *Variabilita frekvencie srdca: Mechanismy, hodnotenie, klinické využitie*. pp. 57-60. Martin: OSVETA, ISBN 97-80-8063-269-4.
- Salinger, J., Opavský, J., Bůla, J., Vychodil, R., Novotný, J., & Vaverka, F. (1994). Programové vybavení měřicího systému, typ TF-2, určené pro spektrální analýzu variací R-R intervalů v kardiologii. *Lékař a technika*, 25, 58-62.
- Salinger, J., Stejskal, P., Opavský, J., Gwozdziwicz, M., Gwozdziwiczová, S., Novotný, J., Elfmark, M., & Bula, J. (2004). System type VarCor PF for non-invasive diagnostics of the heart rate variability and of the respiratory rate. In J. Salinger (Ed.), *Variabilita srdeční frekvence a její hodnocení v biomedicínských oborech – od teorie ke klinické praxi* (pp. 96-104). Olomouc: Univerzita Palackého.
- Salinger, J., Štěpánik, P., Kolísko, P., Stejskal, P., Theuerová, Š., Elfmark, M., Gwozdziwiczová, S., & Krejčí, J. (2005). Measurement of breathing frequency from ECG in the examination of autonomous nervous system activities: suggested methods and their verification. *Acta Universitatis Palackianae Olomucensis Gymnica*, 35(2), 95-102.
- Salinger, J., Štěpánik, P., Krejčí, J., & Stejskal, P. (2006). Non-invasive investigation of the function of the autonomic nervous system with the use of the VarCor PF7 System. In Z. Borysiuk (Ed.), *5th International Conference Movement and Health – Proceedings* (pp. 486-493). Opole: Opole University of Technology.
- Sandercock, G. R., Bromley, P. D., & Brodie, D. A. (2005). The reliability of short-term measurements of heart rate variability. *International Journal of Cardiology*, 103(3), 238-247.
- Sato, N., & Miyake, S. (2004). Cardiovascular reactivity to mental stress: Relationship with menstrual cycle and gender [Abstract]. *Journal of Physiological Anthropology and Applied Human Science*, 23(6), 215-223.
- Shimazu, T., Tamura, N., & Shimazu, K. (2005). Aging of the autonomic nervous system [Abstract]. *Japanese Journal of Clinical Medicine*, 63(6), 973-977.
- Shoemaker, J. K., Hogeman, C. S., Khan, M., & Kimmerly, D. S. (2001). Gender affects sympathetic and hemodynamic response to postural stress [Abstract]. *American Journal of Physiology*, 281 (5 Part 2), H2028-H2035.
- Silbernagl, S., & Despopoulos, A. (1993). *Atlas fyziologie člověka*. Praha: Grada Avicenum.

- Singh, J. P., Larson, M. G., O'Donnell, C. J., Tsuji, H., Evans, J. C., & Levy, D. (1999). Heriability of heart rate variability: the Framingham Heart Study. *Circulation*, *99*, 2251-2254.
- Sinnreich, R., Kark, J. D., Friedlander, Y., Sapoznikov, D., & Luria, M. H. (1998). Five minute recordings of heart rate variability for population studies: repeatability and age – sex characteristics. *Heart*, *80*, 156-162.
- Sloan, R. P., Shapiro, P. A., Bagiella, E., Bigger, J. T. jr, Lo, E. S., & Gorman, J. M. (1996). Relationships between circulating catecholamines and low frequency heart period variability as indices of cardiac sympathetic activity during mental stress. *Psychosomatic Medicine*, *58*, 25-31.
- Sokhadze, E. M. (2007). Effects of music on the recovery of autonomic and electrocortical activity after stress induced by aversive visual stimuli. *Applied Psychophysiological Biofeedback*, *32*, 31-50.
- Srinivasan, K., Sucharita, S., & Vaz, M. (2002). Effect of standing on short term heart rate variability across age. *Clinical Physiology and Functional Imaging*, *22*(6), 404-408.
- Stein, P. K., Kleiger, R. E., & Rottman, J. N. (1997). Differing effects of age on heart rate variability in men and women. *American Journal of Cardiology*, *80*, 302-305.
- Stejskal, P. (2002). Trénink v oblasti přetížení a možné důsledky. Možnosti časné diagnostiky a prevence přetrénování a optimalizace tréninku. In D. Tomajko (Ed.), *Sborník referátů ze 4. mezinárodního vědeckého semináře Efekty pohybového zatížení v edukačním prostředí tělesné výchovy a sportu* (pp. 333-359). Olomouc: Univerzita Palackého, Fakulta tělesné kultury.
- Stejskal, P. (2004). Využití nové metodiky hodnocení SA HRV pomocí komplexních indexů v klinické a sportovní praxi. In J. Salinger (Ed.), *Variabilita srdeční frekvence a její hodnocení v biomedicinských oborech – od teorie ke klinické praxi* (pp. 105-116). Olomouc: Univerzita Palackého.
- Stejskal, P., & Salinger, J. (1996). Spektrální analýza variability srdeční frekvence – Základy metodiky a literární přehled o jejím klinickém využití. *Medicina Sportiva Bohemica & Slovaca*, *2*, 33-42.
- Stejskal, P., Šlachta, R., Elfmark, M., Salinger, J., & Gaul-Aláčová, P. (2002). Spectral analysis of heart rate variability: new evaluation method. *Acta Universitatis Palackianae Olomucensis Gymnica*, *32*(2), 13-18.

- Störig, H. J. (2000). *Malé dějiny filosofie*. Kostelní Vydří: Karmelitánské nakladatelství. ISBN 80-7192-500-2.
- Task Force of the European Society of Cardiology, North American Society of Pacing and Electrophysiology (1996). Heart rate variability: standards of measurement, physiological interpretation, and clinical use. *Circulation*, 93, 1043-65.
- Tarkiainen, T. H., Timonen, K. L., & Tiittanen, P. (2005). Stability over time of short-term heart rate variability. *Clinical Autonomic Research*, 15, 394-399.
- Thomson, J. R., & Nelson, J. K. (1990). *Research methods in physical activity* (2. vyd.). Champaign: Human Kinetics. ISBN 0-87322-291-1.
- Toyry, J., Mantysaari, M., Hartikainen, J., & Lansimies, E. (1995). Day-to-day variability of cardiac autonomic regulation parameters in normal subjects [Abstract]. *Clinical Physiology*, 15(1), 39-46.
- Trojan, S. (2003). Autonomní funkce. In S. Trojan, & M. Langmeier (Eds.), *Lékařská fyziologie* (pp. 649-658). Praha: Grada Publishing.
- Tsuji, H., Venditti, F. J. jr., Manders, E. S., Evans, J. C., Larson, M. G., Feldman, C. L., & Levy, D. (1996). Determinants of heart rate variability. *Journal of the American College of Cardiology*, 28(6), 1539-1546.
- Umetani, K., Singer, D. H., McCraty, R., & Atkinson, M. (1998). Twenty-four hour time domain heart rate variability and heart rate: Relations to age and gender over nine decades. *Journal of the American College of Cardiology*, 31(3), 593-601.
- Urakawa, K., & Yokoyama, K. (2005). Music can enhance exercise-induced sympathetic dominancy assessed by heart rate variability [Abstract]. *Tohoku Journal of Experimental Medicine*, 206(3), 213-218.
- Vincent, W. J. (1999). *Statistics in kinesiology* (2. vyd.). Champaign: Human Kinetics. ISBN 0-7360-0148-4.
- Warren, J. H., Jaffe, R. S., Wraa, C. E., & Stebbins, C. L. (1997). Effect of autonomic blockade on power spectrum of heart rate variability during exercise [Abstract]. *American Journal of Physiology*, 273(2 part 2), R495-R502.
- Watanabe, T., Nomura, M., Nakayasu, K., Kawano, T., Ito, S., & Nakaya, Y. (2006). Relationships between thermic effect of food, insulin resistance and autonomic nervous activity [Abstract]. *Journal of Medical Investigation*, 53(1-2), 153.
- Wyller, V. B., Saul, J. P., Amlie, J. P., & Thaulow, E. (2007). Sympathetic predominance of cardiovascular regulation during mild orthostatic stress in



- adolescents with chronic fatigue. *Clinical Physiology and Functional Imaging*, 27(4), 231-238.
- Yamamoto, Y., Hughson, R. L., & Peterson, J. C. (1991). Autonomic control of heart rate during exercise studied by heart rate variability spectral analysis. *Journal of Applied Physiology*, 71(3), 1136-1142.
- Yanagihashi, R., Ohira, M., Kimura, T., & Fujiwara, T. (1997). Physiological and psychological assessment of sound. *International Journal of Biometeorology*, 40, 157-161.
- Yeregani, V. K., Sobolewski, E., Kay, J., Jampala, V. C., & Igel, G. (1997). Effect of age on long-term heart rate variability. *Cardiovascular Research*, 35, 35-42.
- Zatsiorsky, V. M. (1974). *Kybernetika-matematika-sport*. Praha: SPN

