UNIVERZITA JANA EVANGELISTY PURKYNĚ
V ÚSTÍ NAD LABEM
PEDAGOGICKÁ FAKULTA
Katedra tělesné výchovy

VYBRANÉ NEPARAMETRICKÉ STATISTICKÉ POSTUPY V ANTROPOMOTORICE

Zdeněk Havel
David Cihlář

2011

VYBRANÉ NEPARAMETRICKÉ STATISTICKÉ POSTUPY V ANTROPOMOTORICE

Doc. PhDr. Zdeněk Havel, CSc.
Mgr. David Cihlář

Autoři: Doc. PhDr. Zdeněk Havel, CSc.
Mgr. David Cihlář

Editor: Mgr. David Cihlář

Recenzovali: Mgr. Jan Hnízdil, Ph.D.
RNDr. Karel Hrach, Ph.D.

Jazyková korektura: Mgr. Markéta Divišová

Souhrn

Tato publikace navazuje na skriptum Cvičení z Antropomotoriky z roku 2008 a je určena studentům všech studijních oborů studijního programu Tělesná výchova a sport. Jde o doplnění učiva o vybrané neparametrické statistické techniky, jejichž potřeba se ukázala v souvislosti se zpracováním bakalářských a diplomových prací. Ve skriptech jsou uvedeny výpočty těchto neparametrických testů**:** $\chi 2$ **-** test, McNemarův test, Mann-Whitney U test, Kruskall Wallisův test, Wilcoxonův test a pořadová korelace. Poslední kapitola obsahuje standardizaci dotazníku - validitu a reliabilitu pomocí Cohenova koeficientu kappa.

Kapitoly v této publikaci jsou uspořádány tak, že po úvodní teorii následuje ukázka výpočtu příkladu základního postupu matematické statistiky. Jedná se o způsob, podle kterého je možné počítat podobné příklady. Každá kapitola je doplněna o tzv. věcnou významnost a jeden z jejích nástrojů – koeficient velikosti účinku „EFFECT SIZE“. Následuje návod na výpočet pomocí programu Excel či programu „STATISTICA“ a dále příklad pro samostatnou práci studenta.

Abstract

This publication follows the textbook “*Cvičení z Antropomotoriky*” from 2008 and is intended for seminar work for students of all fields of study program of Physical Education and Sport studies. It is a supplement subject matter of selected non-parametric statistical techniques, which need to be show in connection with the processing of Bachelor and Master's theses. The nonparametric statistical techniques are given in scripts calculations of nonparametric tests: $\chi 2$ - test, McNemar test, Mann-Whitney U test, Kruskall Wallis test, Wilcoxon test and ordinal correlation. The last chapter includes the standardization of the questionnaire - the validity and reliability using Cohen's kappa coefficient.

The chapters in this book are arranged so that after the initial demonstration of the theory follows the example of calculating the basic process of mathematical statistics, the method by which it is possible to calculate similar examples. Each chapter is supplemented by the substantive significance and one of its instruments - the coefficient of size effect 'EFFECT SIZE ". The following guidance on the calculation using software Excel or „STATISTICA" and example for independent student work.

OBSAH

Vybrané neparametrické statistické postupy v antropomotorice

Úvod

Tato publikace navazuje na skriptum Cvičení z antropomotoriky z roku 2008 a je určena kurzu Cvičení z antropomotoriky studentům všech studijních oborů studijního programu Tělesná výchova a sport. Jedná se o doplnění učiva o vybrané neparametrické statistické techniky, jejichž potřebnost se ukázala v souvislosti se zpracováním bakalářských a diplomových prací.

Ve statistice rozlišujeme testy parametrické a neparametrické. Skriptum Cvičení z antropomotoriky z roku 2008 se věnuje převážně parametrickým testům, které vyžadují splnění řady podmínek, např. metrická data, ale především normální rozdělení proměnné, aby jejich použití bylo oprávněné. V případě, že jsou požadavky na použití parametrických metod splněny, je vhodné je před metodami neparametrickými upřednostnit, neboť testy založené na parametrických metodách mají zpravidla větší statistickou účinnost.

Neparametrické postupy nevyžadují splnění požadavků, jakými jsou např. normalita rozdělení, velikost rozptylů aj. Větší univerzálnost neparametrických testů však ovlivňuje jejich menší statistickou účinnost. Účinnost statistického testu definujeme jako: „…schopnost testu rozpoznat i malé odchylky od nulové hypotézy“ (Chráska, 2003).

Neparametrické techniky mají tedy méně přísné předpoklady a lze je použít pro jakékoliv rozdělení pravděpodobnosti. Jejich využití je však stejně jako u technik parametrických založeno na náhodném výběru.

Kapitoly v této publikaci jsou uspořádány tak, že po úvodní teorii následuje ukázka výpočtu příkladu základního postupu matematické statistiky, tedy způsob, podle kterého je možné počítat podobné příklady. Každá kapitola je doplněna o tzv. věcnou významnost a jeden z jejích nástrojů – koeficient velikosti účinku „EFFECT SIZE“. Následuje výpočet pomocí programu Excel či programu „STATISTICA“ a dále pak příklad pro samostatnou práci studenta. V programu Excel se právě neparametrické statistické techniky vyskytují jen sporadicky, a proto je důležité, aby se studenti naučili využívat program „STATISTICA. V obou programech lze získat buď „klasické“ testové charakteristiky, nebo p-hodnotu, což je pravděpodobnost chybného zamítnutí nulové hypotézy.

Student, při rozhodování o tom, zda použije parametrické či neparametrické postupy, musí nejdříve posoudit, zda se jedná o závislé nebo nezávislé soubory. V druhém případě pak je třeba zjistit, jakou měrnou škálou byly získané hodnoty a následně vytvořit sloupcový graf, z kterého se posuzuje, zda jde o normální rozdělení četností. V tabulkách 1 - 4 naleznete odpovídající statistické postupy.

Poděkování:
Je naší milou povinností poděkovat oběma recenzentům Mgr. Janu Hnízdilovi, Ph.D. a RNDr. Karlu Hrachovi, Ph.D. za posouzení textu, připomínky a doplňky. Za případné chyby a nedostatky jsou však odpovědni autoři. Děkujeme rovněž Mgr. Markétě Divišové za pečlivou jazykovou úpravu.

Autoři

Kapitola 1 Závislé a nezávislé soubory, výběr testů

Úkolem statistiky je sledovat a popisovat hromadné jevy. Tyto operace jsou prováděny ve **výběrovém souboru** a pomocí statistických testů je pak možné získané výsledky zobecnit na **základní soubor**.

Všechny statistické testy vychází z určitých předpokladů, které je nutné splnit. Je tedy nutné všechny tyto předpoklady pečlivě zvážit a teprve potom je možné pustit se do statistického zpracování. Jedním ze základních hledisek, podle kterých volíme statistické testy, je posouzení, zda se jedná o **závislé** nebo **nezávislé soubory**.

Za **závislé soubory** je možné považovat takové soubory, kde dochází k opakovanému měření či posuzování znaků u stejných osob. Příkladem je ověření účinnosti tréninkového plánu u rozvoje silových schopností. Změříme u probandů výkon ve skoku do dálky z místa, následně budeme po dobu jednoho měsíce rozvíjet jejich odrazové schopnosti. Po této době u stejných probandů opětovně změříme výkon ve skoku do dálky z místa. Zde je důležité, aby počet probandů byl u prvního i druhého měření stejný, tedy ty probandy, kteří se neúčastnili obou měření, je nutné vyloučit.

Za **nezávislé soubory** považujeme dvě různé skupiny, u kterých zjišťujeme rozdíl ve výkonech. Příkladem je rozdíl ve výkonech ve skoku do dálky z místa u jedenáctiletých a čtrnáctiletých chlapců, tedy dvou různých skupin probandů.

U souborů (nezávislých i závislých) měříme znaky. Rozlišujeme znaky **kvalitativní a kvantitativní. Kvalitativní** znaky jsou vyjádřeny zpravidla slovně a obvykle vyjadřují určitou vlastnost (pohlaví, druh sportu, tréninkové skupiny, školní známku). **Kvantitativní** znaky jsou vyjádřeny číselně a obvykle představují množství nebo velikost (počet studentů, výkony ve skoku do dálky, počet shybů). Hodnoty znaků získáváme měřením, testováním nebo odborným posuzováním.

Ještě než začneme počítat, je třeba si uvědomit i několik dalších důležitých poznatků. Všechny statistické testy vycházejí z určitých předpokladů o rozdělení hodnot testovaného znaku v základním souboru. Normální rozdělení hodnot testovaného znaku je možné sledovat např. u tělesné výšky, hmotnosti, BMI, % podkožního tuku atd. **Normální rozdělení** je také známo jako Gaussovo rozdělení.

U normální rozdělení testovaného znaku používáme tzv. **parametrické testy** (t-test, párový t-test, ANOVA test, součinová korelace). Z výše uvedeného je tedy zřejmé, že normální rozdělení je možné najít pouze u metrických znaků. V ostatních případech, kdy nelze usuzovat na normální rozdělení hodnot znaku, používáme tzv. **neparametrické testy** (χ^2 test, McNemarův test, Mann-Whitney U test, Kruskall Wallisův test, Wilcoxonův test, pořadovou korelaci).

Kapitola 2 Statistické třídění dat a popisná statistika

2.1 Měrné škály

Výsledky měření nebo odborného posuzování lze podle charakteristik a vlastností dat vyjádřit na měrných škálách, které můžeme podle jejich rostoucího stupně dokonalosti seřadit v pořadí:

1) **Měřítko nominální (klasifikační)**

Objektům zde přiřazujeme čísla, která určují příslušnost objektu do některé z nepřekrývajících se kategorii. Číslo přiřazené objektu nevypovídá o kvalitě ani kvantitě, tudíž může být nahrazeno i symbolem. Třídění zde není omezeno pouze na dichotomický systém, jelikož objekty můžeme zařazovat do více kategorií. Čísla mohou být objektům přiřazována takovým způsobem, jakým se například provádí evidence automobilů (SPZ), tj. rozdělení podle pohlaví, funkce hráčů v družstvu aj.

2) **Měřítko ordinální (pořadové**)

Je dáno sestupně nebo vzestupně seřazenými čísly do tříd. Každá ze tříd má tedy jinou kvalitativní hodnotu, kterou ovšem nejsme schopni přesně vymezit. Sousední třídy se mohou navzájem lišit o nestejně velký interval. Pořadové měřítko vyjadřuje pouze kvantitativní vztahy (větší, menší, rovný). Jak vyplývá z názvu, důležité je pořadí. Příkladem jsou sportovní výsledky ve formě různých rankigových pořadí, žebříčků nebo pořadí podle úspěšnosti v Iowa Brace testu. Do této kategorie spadají svou povahou školní známky. V praxi je však s těmito daty nakládáno neodpovídajícím způsobem, nevhodným pro neparametrická data (počítání průměrů).

3) Měřítko metrické

3.1 Měřítko intervalové

Posun v dokonalosti oproti předchozí stupnici je zde zajištěn konstantní jednotkou měření. Mezi sousedními třídami jsou stejné intervaly. Kromě pořadí tedy můžeme určit i rozdíl mezi jednotlivými daty. Nulový bod je určen dohodou. Příkladem je měření teploty ve $^{\circ}$C, nebo určování času (hodina, den). Dalším příkladem může být měření skoku dalekého od místa odrazu.

3.2 **Měřítko ekviintervalové (poměrové)**

Oproti intervalové stupnici má tato stupnice navíc ještě absolutní, přirozený nulový bod. Používá se při měření, kde je možné využít všechny matematické operace, například měření skoku dalekého od břevna podle pravidel atletiky.

Tabulka 1. Hlavní typy měrných škál a popisná statistika

MĚRNÁ ŠKÁLA	ZÁKL. OPERACE	RELACE	CHARAKTERISTIKA	PŘÍKLAD	POPISNÁ STATISTIKA
Nominální	Klasifikace	$= \quad \neq$	numerizace, jako pojmenování objektů	Muž = 1 žena = 0 plavec = 1 neplavec = 0	četnost, modus, procenta,
Ordinální	Posuzování	$< \quad >$	stanovení pořadí, bez jednotky měření	Lyžařský kurs -družstva dle výkonnosti	Četnost, modus, medián,
Metrická intervalová	Měření	rovnost intervalů	nulový bod dohodou, konstantní jednotka měření	motorický věk	Míry polohy: aritmetický průměr $\bar{x}$ modus $\hat{x}$ nebo Mo (nejvyšší četnost) median $\tilde{x}$ nebo Me (prostřední člen variační řady) Míry variability: směrodatná odchylka s rozptyl s^2 nebo var x (odráží variaci všech znaků) variační rozpětí R
Metrická poměrová	Měření	rovnost vztahů	přirozený nulový bod. konst. jednotka měření	měření dálky, výšky síly…	

Tabulka 2. Vybrané testy závislých a nezávislých souborů

Nezávislé		**Závislé**	
Parametrická data	**Neparametrická data**	**Parametrická data**	**Neparametrická data**
-	$\chi 2$ test o nezávislosti Testování dvou výběrových % hodnot	-	$\chi 2$ test dobré shody, Znaménkový test McNemarův test
F-test t-test	Mann Whitney test	t-test pro párové hodnoty	Wilcoxonův test
Anova test	Kruskall Wallisův test	Součinová korelace	Pořadová korelace

Tabulka 3. Přehled testů u nezávislých souborů

	Parametrická data			Neparametrická data		
	N	**O**	**M**	**N**	**O**	**M**
N	-	-	F test, T test, Anova	χ2 test o nezávislosti, Testování dvou výběrových % hodnot	χ2 test o nezávislosti, Testování dvou výběrových % hodnot	Mann Whitney test, Kruskall Wallisův test
O	-	-	F test, T test, Anova	χ2 test o nezávislosti, Testování dvou výběrových % hodnot	χ2 test o nezávislosti, Testování dvou výběrových % hodnot	Mann Whitney test, Kruskall Wallisův test
M	F test, T test, Anova	F test, T test, Anova	-	-	-	-

Legenda: N – nominální měřítko, O – ordinální měřítko, M – metrické měřítko

Tabulka 4. Přehled testů u závislých souborů

	Parametrická data			Neparametrická data		
	N	**O**	**M**	**N**	**O**	**M**
N	-	-	T-test pro párové hodnoty	McNemarův test	-	Wilcoxonův test
O	-	-	-	-	-	-
M	T-test pro párové hodnoty	-	Součinová korelace	Wilcoxonův test	-	Pořadová korelace

Legenda: N – nominální měřítko, O – ordinální měřítko, M – metrické měřítko

2.2 Četnosti:

Počet hodnot dosažených v určitém znaku označujeme jako četnost – zpravidla jako absolutní četnost.

absolutní (n_i) - četnost dané hodnoty znaku x_i

kumulativní absolutní (N_i) - načítáme-li postupně absolutní četnosti n_i

relativní (f_i) vyjadřujeme v procentech - vypočítaná podle vzorce $f_i = \frac{n_i * 100}{n}$, kde n je součet absolutních četností (n_i)

kumulativní relativní (F_i) - načítáme-li postupně relativní četnosti f_i

Zobrazíme-li statistické údaje v soustavě souřadnic pomocí bodů (sloupců), vznikne bodový (sloupcový) graf. Sloupcový graf znázorňuje vztah mezi hodnotami statistického znaku a absolutními četnostmi.

2.3 Normální rozložení

Normální rozložení četností se vyznačuje tím, že značná část hodnot se soustřeďuje kolem průměrné hodnoty a na obě strany od ní jsou hodnoty stálé, méně časté, přičemž extrémní hodnoty se vyskytují ojediněle. Tuto empirickou zákonitost vyjadřujeme graficky tzv. Gaussovou křivkou (Obrázek č. 1.).

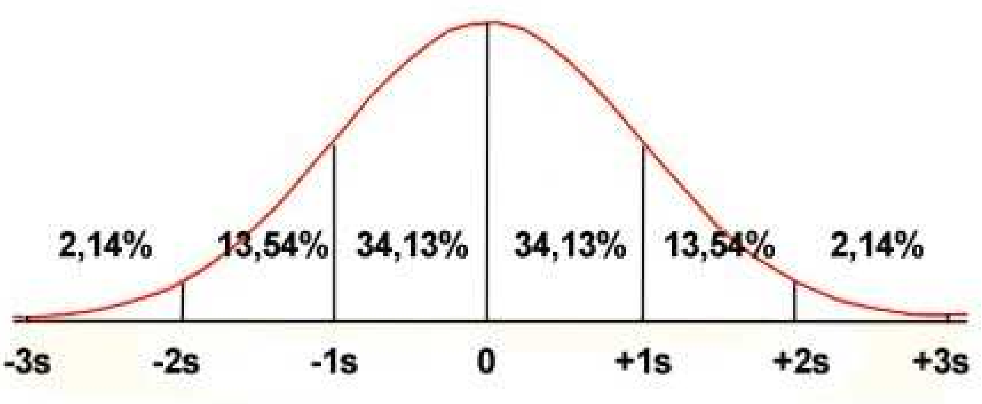
Gaussova křivka má tyto znaky:

- je symetrická podle osy
- má stejnoměrný zvonovitý tvar
- vrchol křivky je totožný se střední hodnotou (EX), Modem (Mo) a Mediánem (Me)
- variační rozpětí $R \doteq 6s$
- v intervalu $EX \pm 1s$ leží přibližně 2/3 všech hodnot, tj. 68,27 % všech případů
- v intervalu $EX \pm 2s$ leží přibližně 19/20 všech hodnot, tj. 95,4 % všech případů
- v intervalu $EX \pm 3s$ leží prakticky všechny hodnoty, tj. 99,73 % všech případů

Řada statistických procedur byla odvozena od normálního rozdělení, a proto je jejich použití podmíněno normálním rozdělením dat testované proměnné. Existuje řada postupů, jak ohodnotit normální rozdělení dat (např. test špičatosti, resp. šikmosti, který vyjadřuje koncentraci, resp. symetrii dat kolem střední hodnoty; pro normální rozdělení vychází přibližně špičatost=3 a šikmost=0), posouzení z histogramu a samozřejmě posouzení výpočtem.

Normální rozložení četností je jedním z předpokladů použití parametrických statistických metod a postupů.

Obrázek 1. Normální rozdělení četností



Převzato Havel, Hnízdil (2008)

PŘÍKLAD

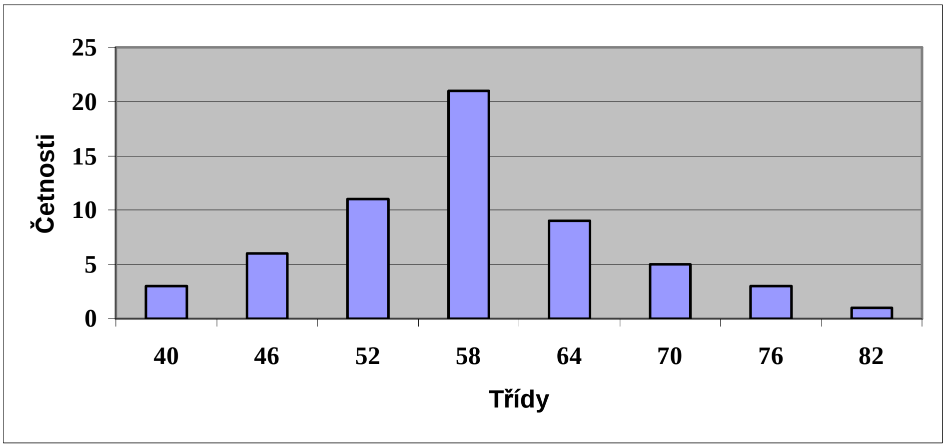
a) Měřením testu sedy - lehy za jednu minutu u studentů 1. ročníku studijního programu TVS jsme získali tyto hodnoty: 70, 48, 68, 49, 56, 52, 44, 76, 61, 64, 71, 55, 80, 54, 56, 58, 51, 62, 40, 54, 54, 57, 57, 63, 66, 37, 57, 54, 48, 60, 58, 42, 54, 42, 48, 64, 54, 43, 72, 55, 60, 55, 47, 65, 49, 53, 55, 63, 58, 40, 57, 60, 55, 50, 52, 49, 42, 45, 68.

Vypočítejte absolutní, relativní a kumulativní četnosti. Sestrojte sloupcový graf.

Tabulka 5. Absolutní, relativní a kumulativní četnosti testu sedy - lehy.

Hraniční hodnota x_i	Četnosti		Kumulativní četnosti	
	absolutní N_i	relativní F_i	absolutní N_i	relativní F_i
40	3	5,08 %	3	5,08 %
46	6	10,17 %	9	15,25 %
52	11	18,63 %	20	33,90 %
58	21	35,58 %	41	69,49 %
64	9	15,25 %	50	84,75 %
70	5	8,47 %	55	93,22 %
76	3	5,08 %	58	98,31 %
82	1	1,74 %	59	100,00 %
$\sum$	59	100,00 %		

Obrázek 2. Sloupcový graf testu sedy - lehy.



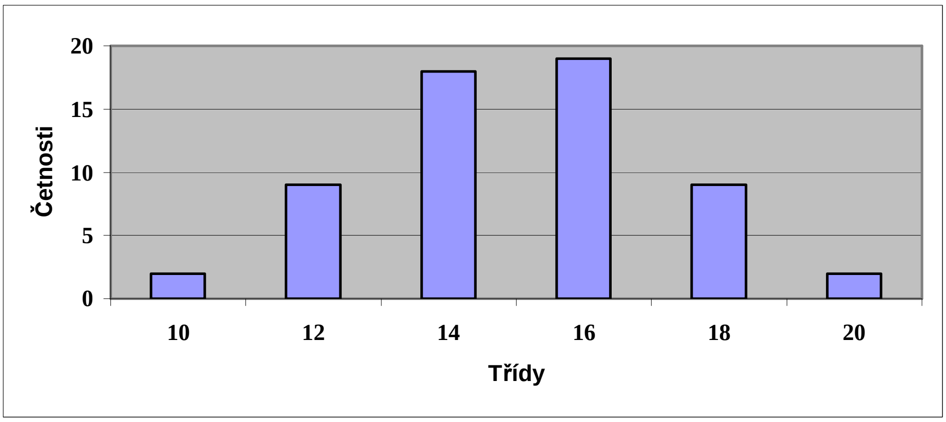
b) Hodnocením Iowa Brace testu u studentů 1. ročníku studijního programu TVS jsme získali tyto hodnoty: 13, 14, 16, 19, 14, 17, 14, 16, 16, 17, 15, 15, 17, 15, 17, 17, 11, 12, 15, 13, 14, 18, 13, 14, 13, 16, 12, 14, 14, 13, 13, 10, 14, 12, 12, 13, 17, 18, 13, 10, 16, 16, 15, 16, 13, 11, 19, 15, 15, 12, 16, 18, 15, 15, 14, 11, 12, 15, 16.

Vypočítejte absolutní, relativní a kumulativní četnosti. Sestrojte sloupcový graf.

Tabulka 6. Absolutní, relativní a kumulativní četnosti Iowa Brace testu.

Hraniční hodnota x_i	**Četnosti**		**Kumulativní četnosti**	
	absolutní N_i	**relativní** F_i	**absolutní** N_i	**relativní** F_i
10	2	3,39 %	2	3,39 %
12	9	15,25 %	11	18,64 %
14	18	30,52 %	29	49,15 %
16	19	32,20 %	48	81,36 %
18	9	15,25 %	57	96,61 %
20	2	3,39 %	59	100,00 %
$\sum$	59	100,00 %		

Obrázek 3. Sloupcový graf Iowa Brace testu.



Oba grafy zhruba kopírují křivku normální rozložení četností. Hodnoty testu sedy – lehy jsou v měřítku ekviintervalovém (poměrovém), hodnoty Iowa Brace testu v měřítku ordinálním (pořadovém). U hodnot Iowa Brace testu použijeme tedy neparametrické postupy.

Výpočet četností a vytvoření sloupcového grafu v Excelu:

Zadáme **Nástroje – Analýza dat – Histogram – OK – Vytvořit graf** popřípadě **Kumulativní procentuální podíl – Vstupní** oblast – Výstupní oblast - OK

2. 4 Míry polohy

Velmi důležitými charakteristikami jsou ty, které zevšeobecňují velikost hodnot sledovaného znaku všech statistických jednotek daného souboru tak, aby bylo možné jimi nahradit jednotlivé hodnoty. Tato čísla označujeme za **míry polohy.** Jejich význam spočívá v tom, že umožňují přehledné a jednoduché srovnávání úrovně téhož zkoumaného znaku u několika souborů.

aritmetický průměr $\overline{x}$
modus $\hat{x}$ nebo Mo
median $\tilde{x}$ nebo Me

Aritmetický průměr je úhrnem hodnot znaku v souboru dělený rozsahem souboru. U hodnot v měřítku nominálním (klasifikačním) a v měřítku ordinálním (pořadovém) se aritmetický průměr nepočítá.

Modus je nejčetnější hodnotou znaku ve zkoumaném souboru, která odpovídá vrcholu rozdělení četností. Charakterizuje typickou hodnotu znaku (tato míra polohy není jednoznačně definována, neboť v souboru se může vyskytovat několik nejčetnějších různých hodnot znaku.)

Medián je prostřední hodnota variační řady - řady hodnot uspořádaných podle velikosti. Medián znamená hodnotu, jež dělí řadu podle velikosti seřazených výsledků na dvě stejně početné poloviny. Pokud je počet hodnot souboru sudý, je medián průměrem ze dvou prostředních hodnot Je to charakteristika míry, která se používá u ordinálních dat. Na rozdíl od aritmetického průměru je medián málo citlivý k odlehlým hodnotám.

Příklad k procvičení:
Hodnocením Iowa Brace testu studentů 1. ročníku studijního programu TVS jsme získali tyto hodnoty: 12, 13, 18, 15, 19, 20, 14, 16, 20, 18, 18, 20, 15, 16, 14, 18, 19, 17, 15, 20, 12, 16, 14, 17, 20, 12, 13, 14, 15, 16, 15, 17, 20, 15, 14, 19, 14, 20, 11, 12, 10, 18, 17, 19.
Vypočítejte modus a medián. Vypočítejte absolutní, relativní a kumulativní četnosti. Sestrojte histogram.

Výpočet modu a mediánu v Excelu:

a) Zadáme **Nástroje – Analýza dat – Popisná charakteristika – OK – Vstupní oblast – Výstupní oblast – OK**
b) Zadáme **Vložit – Funkce – Statistické –Mode respektive Median – Číslo - OK**

2. 5 Stanovení pořadí v ordinálním měřítku

U řady testů musíme stanovit pořadí. Hodnoty uspořádáme podle velikosti a stanovíme pořadí. V případě shodných dat přiřazujeme tzv. průměrná pořadí.

Tabulka 7. Vzestupně uspořádaná data a jejich průměrná pořadí:

Uspořádaná data	-3	0	1	1	2	3	3	3	4	8	10	10
Průměrná pořadí	1	2	3,5	3,5	5	7	7	7	9	10	11,5	11,5

Kapitola 3 Nezávislé soubory

3. 1 Parametrická data

F test, dvou – výběrový t -test (testování statistických hypotéz)
a) testování hypotéz o rozptylu: F - test
b) testování hypotéz střední hodnoty
1. t – test pro nezávislé výběry, jestliže $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$
2. t – test pro nezávislé výběry, jestliže $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$

Postup výpočtu **statistické** významnosti

$F = \dfrac{s_2^2}{s_1^2}$ (v čitateli je vždy vyšší hodnota)

Stanovíme počet stupňů volnosti v_1 a v_2, který je dán rozsahem výběru $(n_1 - 1)$ a $(n_2 - 1)$. Srovnáme vypočítanou hodnotu *F* s hodnotou tabulkovou $F_{0,05}$. Nastává případ 1, neboli vypočtená hodnota je větší, rozptyl mezi výběry je statisticky významný ($\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$). Pro výpočet testovacího kriteria *t* použijeme vzorce $\boxed{\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2}$ tj.

$$t = \frac{|\bar{x}_1 - \bar{x}_2|}{\sqrt{\dfrac{s_1^2}{n_1 - 1} + \dfrac{s_2^2}{n_2 - 1}}}$$

V případě, že nastává druhý případ, vypočtená hodnota je menší než tabulková, rozptyly se tedy rovnají ($\sigma_1^2 = \sigma_2^2$). Pro výpočet testovacího kritéria t použijeme vzorec ($\sigma_1^2 = \sigma_2^2$), tj. $t = \dfrac{|\bar{x}_1 - \bar{x}_2|}{\sqrt{n_1 s_1^2 + n_2 s_2^2}} \sqrt{\dfrac{n_1 * n_2 (n_1 + n_2 - 2)}{n_1 + n_2}}$

Výpočet F - testu, Dvouvýběrového t - testu v Excelu:

a) F – test Zadáme **Nástroje (Data) – Analýza dat – Dvouvýběrový F-test pro rozptyl – OK – Vstupní oblast – Výstupní oblast – OK**

b) **Dvouvýběrový t – test** Zadáme **Nástroje (Data) – Analýza dat – Dvouvýběrový t - test s rovností rozptylů nebo s nerovností rozptylů – OK – Vstupní oblast – Výstupní oblast – OK**

3. 2. Neparametrická data

3. 2. 1 Čtyřpolní tabulka, testy nezávislosti - $\chi 2$

Test využijeme v případech, kdy rozhodujeme, zda existuje závislost (souvislost) mezi dvěma jevy zjištěnými pomocí nominálního nebo ordinálního měřítka.
H_0 – Předpokládáme, že závislost (souvislost) mezi dvěma znaky neexistuje.

Tabulka 8. Čtyřpolní tabulka

Skupina	Jev nastal	Jev nenastal	Σ
1	(A_0) A	(B_0) B	A + B
2	(C_0) C	(D_0) D	C+D
Σ	A+C	B+D	n

očekávané četnosti:

$$A_0 = \frac{(A+B)*(A+C)}{n} \qquad B_0 = \frac{(A+B)*(B+D)}{n}$$

$$C_0 = \frac{(A+C)*(C+D)}{n} \qquad D_0 = \frac{(B+D)*(C+D)}{n}$$

Testovací kriterium

$$\chi^2 = \frac{(A-A_0)^2}{A_0} + \frac{(B-B_0)^2}{B_0} + \frac{(C-C_0)^2}{C_0} + \frac{(D-D_0)^2}{D_0}$$

Počet stupňů volnosti (sv) je pro čtyřpolní tabulku vždy 1.

PŘÍKLAD
Požadavky z Metodologie odborné práce nezvládli v prvním roce studia následující studenti a studentky. Je mezi nimi rozdíl? Je úspěšnost v Metodologii odborné práce ovlivněna pohlavím?

Tabulka 9. Čtyřpolní tabulka – výpočet

1.roč. SP TVS	Zvládli	Nezvládli	Σ
Ženy	45 (47,11)	8 (5,89)	53
Muži	131 (128,89)	14 (16,11)	145
Σ	176	22	198

a) Postup výpočtu statistické významnosti

$A_0 = \frac{176*53}{198} = 47{,}11$ $B_0 = \frac{22*53}{198} = 5{,}89$

$C_0 = \frac{176*145}{198} = 128{,}89$ $D_0 = \frac{22*45}{198} = 16{,}11$

$$\chi^2 = \frac{(45-47{,}11)^2}{47{,}11} + \frac{(8-5{,}89)^2}{5{,}89} + \frac{(131-128{,}89)^2}{128{,}89} + \frac{(14-16{,}11)^2}{16{,}11} = 1{,}162$$

$\chi^2 = 1{,}162$ Kritická hodnota odečtená z tabulky A1 pro sv = 1 je $\chi^2_{0{,}05} = 3{,}84$

Protože je námi vypočítaná hodnota nižší než kritická hodnota, nemůžeme zamítnout nulovou hypotézu. Rozdíl mezi studenty a studentkami není statisticky významný, úspěšnost v Metodologie odborné práce tedy není ovlivněna pohlavím. Věcná významnost se nepočítá!

Příklad pouze k procvičení:
b) Postup výpočtu věcné významnosti (effect size)

Cramerovo ϕ se hodnotí následovně:
ϕ 0,10 – 0,29....malý efekt
ϕ 0,30 – 0,49... střední efekt
ϕ 0,50 a více...velký efekt
Vypočítanou hodnotu φ násobíme 100 a uvádíme ji tak v %

vypočítá se podle vzorce pro parciální korelaci $\phi = \sqrt{\frac{\chi^2}{n}} = \sqrt{\frac{1{,}162}{198}} = 0{,}077$

χ^2 = vypočítaná hodnota
n = rozsah souboru

Výsledek je menší než 0,10 a proto je sledovaný rozdíl věcně nevýznamný.

PŘÍKLAD

Čtyřpolní tabulka pro malé četnosti přichází v úvahu, jestliže v některém políčku je četnost menší nežli 5, nebo jestliže je celkové n menší než 20. Provádíme pak úpravu empirických četností tak, že k nejmenší hodnotě přičteme 0,5 a ostatní četnosti upravíme tak, aby součty zůstaly nezměněny (Tabulky 10 a 11). Výpočet je shodný s předcházejícím příkladem.

Tabulka 10. - výpočet s menšími daty, úprava tabulky.

	1.postup	2.postup	Σ
Udělal	10	2	12
Neudělal	3	5	8
Σ	13	7	20

Tabulka 11. Upravená tabulka

	1.postup	2.postup	Σ
Udělal	9,5	2,5	12
Neudělal	3,5	4,5	8
Σ	13	7	20

a) Postup výpočtu statistické významnosti

Výpočet: $A_0 = 7{,}8$ $B_0 = 4{,}2$ $C_0 = 5{,}2$ $D_0 = 2{,}8$

$$\chi^2 = \frac{(A - A_0)^2}{A_0} + \frac{(B - B_0)^2}{B_0} + \frac{(C - C_0)^2}{C_0} + \frac{(D - D_0)^2}{D_0}$$

$\chi^2 = 2{,}65$ $\chi^2_{0,05} = 3{,}84$

Rozdíl je statisticky nevýznamný při hladině významnosti $\alpha_{0,05}$. Věcná významnost se nepočítá.

Příklad k procvičení
Posuďte, který ze studijních oborů lépe zvládl zkoušku z Antropomotoriky, jestliže v roce 2011 zkoušku udělal jen určitý počet studentů. (Řešte statistickou i věcnou významnost.) Hodnoty jsou uvedeny v tabulce 12.

Tabulka 12. Zkouška z antropomotoriky

KÓD SO	Zvládl	Nezvládl	Σ
6222	11	16	
0398	18	24	
Σ			

3. 2. 2 Kontingenční tabulka

a) Testovací kriterium $$\chi^2 = \sum_{i=1}^{r}\sum_{j=1}^{s} \frac{(p_{ij} - o_{ij})^2}{o_{ij}}$$

Kde p_{ij} = pozorovaná četnost i-té kategorie, o_{ij} = očekávaná četnost i-té kategorie

Počet stupňů volnosti: sv = (r-1) * (s-1), kde r počet řádků tabulky, s počet sloupců tabulky

PŘÍKLAD

Zajímá nás, zda jsou známky ze zkoušky z Antropomotoriky u jednotlivých studijních oborů shodně rozložené (H_0).

Tabulka 13. Kontingenční tabulka - výpočet

Kód oboru/ známka	Výborně	Velmi dobře	Dobře	Nevyhověl	Σ
0398	(1,66) 4	(7,33) 8	(10,33) 7	(23,66) 24	43
6013	(12,01) 0	(5,29) 4	(7,45) 8	(17,06) 19	31
6140	(1,09) 1	(4,78) 8	(6,73) 7	(15,41) 12	28
6222	(1,05) 0	(4,60) 2	(6,48) 9	(14,86) 16	27
Σ	5	22	31	71	129

a) Postup výpočtu statistické významnosti

$$\overline{n}_{ij} = \frac{n_i * n_j}{n}$$

n_i – okrajový součet i-tého řádku

n_j – okrajový součet j-tého sloupce

n – celkový součet všech případů

Vzorec: $$\chi^2 = \sum_{i=1}^{r}\sum_{j=1}^{s}\frac{(p_{ij}-o_{ij})^2}{o_{ij}}$$

$$\chi^2 = \frac{(4-1{,}66)^2}{1{,}66} + \frac{(8-7{,}33)^2}{7{,}33} + \frac{(7-10{,}33)^2}{10{,}33} + \frac{(24-23{,}66)^2}{23{,}66} + \frac{(0-12{,}01)^2}{12{,}01} + \frac{(4-5{,}29)^2}{5{,}29}$$

$$+ \frac{(8-7{,}45)^2}{7{,}45} + \frac{(19-17{,}06)^2}{17{,}06} + \frac{(1-1{,}09)^2}{1{,}09} + \frac{(8-4{,}78)^2}{4{,}78} + \frac{(7-6{,}73)^2}{6{,}73} + \frac{(12-15{,}41)^2}{15{,}41}$$

$$+ \frac{(0-1{,}05)^2}{1{,}05} + \frac{(2-4{,}60)^2}{4{,}60} + \frac{(9-6{,}48)^2}{6{,}48} + \frac{(16-14{,}86)^2}{14{,}86} = 12{,}713$$

$sv = (4-1)*(4-1) = 9$ $\chi^2_{0,05} = 16{,}92$ - kritická hodnota pro $\alpha_{0,05}$ z tabulky A1

Vypočtená hodnota je menší než tabulková kritická a nelze zamítnout nulovou hypotézu. Zjišťujeme, že známky z Antropomotoriky u jednotlivých studijních oborů jsou shodně rozložené, věcná významnost se nepočítá.

Příklad vychází z praxe, proto jsme zachovali četnosti podle skutečnosti. Při postupu však doporučujeme sloučení kategorií známek výborně a velmi dobře do jedné kategorie.

Příklad pouze k procvičení:
b) Postup výpočtu věcné významnosti (effect size)

Postup výpočtu **věcné** významnosti (**effect size**) v tomto případě η^2

vypočítá se podle vzorce pro parciální korelaci : $\eta^2 = \dfrac{\chi^2}{n(sv)} = \dfrac{12{,}713}{129*9} = 0{,}0101$

χ^2 = vypočítaná hodnota
n = rozsah souboru
sv = stupně volnosti

η^2 (eta) se hodnotí následovně:
η^2 0,01 – 0,059....malý efekt
η^2 0,06 – 0,139…střední efekt
η^2 0,14 a více … velký efekt

Výsledek se blíží hodnotě 0,01 a proto lze hovořit o malém efektu.

Příklad pro procvičení:

Zajímá nás, zda počet studentů, kteří nevyhověli ze zkoušky z Antropomotoriky u jednotlivých studijních oborů, je shodně rozložený (H_0).

Tabulka 14. Hodnocení zkoušky z Antropomotoriky

Kód oboru/ známka	Nevyhověli	Vyhověli	Σ
0398	24	19	
6013	19	12	
6140	12	16	
6222	16	11	
Σ			

3. 2. 3 Početní postupy s procenty

Předpokladem je, že n je větší než 20 (je zřejmé, že procentní počet získaný z šetření méně než 20-ti osob je nespolehlivým údajem).

$$p_v = \frac{b}{n} * 100$$

b= část souboru, kterou chceme vyjádřit v procentech

Interval spolehlivosti pro procentový údaj:

Výpočet provádíme z hodnot výběrového procenta, který chceme zevšeobecnit, a z rozsahu výběru. V úvahu bereme pravděpodobnost, se kterou budeme šíři intervalu posuzovat.
Interval spolehlivosti je dán vztahem:

IS(%) = $p_v \pm t_p * \sqrt{\frac{p_v(100 - p_v)}{n}}$ p_v = výběrové procento standardizovaného normálního rozdělení a hodnoty t_p odpovídají standardizovanému normálnímu rozdělení (tj. při α=0,05 je $t_{0,05}$=1,96, resp. při α=0,01 je $t_{0,01}$=2,58)

PŘÍKLAD

Praktickou přijímací zkoušku z Tělesné výchovy splnilo 110 uchazečů o studium studijního oboru TVS (n=140). Zajímá nás kolik je to procent?

$$p_v = \frac{110}{140} * 100 = 78{,}57\ \%$$

Vypočítali jsme tedy, že praktickou přijímací zkoušku z Tělesné výchovy splnilo 78,57 % uchazečů o studium studijního oboru TVS. Chceme zjistit interval, ve kterém se nalézá neznámé procento všech uchazečů o studium studijního oboru TVS (základního souboru).

IS(78,57 %) = $78{,}57 \pm 1{,}96 * \sqrt{\frac{78{,}57\,(100 - 78{,}57\,)}{140}} = 78{,}57 \pm 12{,}027$

S 95% spolehlivostí je v populaci uchazečů 66,543 % až 90,597 % těch, kteří splní praktickou přijímací zkoušku.

Testování dvou výběrových procentových hodnot

Testování dvou výběrových procentových hodnot je obdobou testování významnosti dvou výběrových průměrů, neboť používáme stejného principu i stejného testovacího kritéria. Zajímá nás, zda rozdíl mezi procentuálními hodnotami je náhodný či nikoliv?

Výpočet testovacího kritéria t je dán vztahem:

$$t = \frac{p_1 - p_2}{\sqrt{p_S(100 - p_s)}} * \sqrt{\frac{n_1 * n_2}{n_1 + n_2}}$$

kde n_1 = rozsah prvního výběru

n_2 = rozsah druhého výběru

p_1 = procento prvního výběru

p_2 = procento druhého výběru

p_s = odhad neznámé hodnoty procenta základního souboru, kterou vypočteme podle vzorce

$p_S = \frac{m_1 + m_2}{n_1 + n_2} * 100$ Symboly $m_1 + m_2$ označují část souboru n_1 a n_2, které testujeme (v absolutních číslech)

PŘÍKLAD

Praktickou přijímací zkoušku z Tělesné výchovy v roce 2011 splnilo 110, tj. 78,57 % uchazečů o studium studijního oboru TVS (n=140). V roce 2010 to bylo 140 uchazečů o studium (n=200), tj. 70 %. Zajímá nás, zda rozdíl mezi procentuálními hodnotami je náhodný či nikoliv.

a) Postup výpočtu statistické významnosti

$$p_S = \frac{110 + 140}{140 + 200} * 100 = \frac{250}{340} * 100 = 73{,}53$$

$$t = \frac{78{,}57 - 70}{\sqrt{73{,}53(100 - 73{,}53)}} * \sqrt{\frac{140 * 200}{140 + 200}} = \frac{8{,}55}{44{,}12} * 9{,}07 = 1{,}762$$

Srovnáním vypočtené hodnoty t = 1,762 s hodnotou tabulkovou, kde t= 1,96, konstatujeme, že nulovou hypotézu H_0 nelze zamítnout. Věcná významnost se v tomto případě nepočítá (testovaní byli vybrání na základě randomizovaného výběru).

b) Postup výpočtu věcné významnosti (effect size)

Pro posouzení věcné významnosti máme k dispozici minimálně tři dostupné nástroje:

1. Statistickou významnost na určené hladině významnosti, zpravidla α = 0,05
2. Logický úsudek, kdy předem stanovíme minimální hodnotu velikosti v jednotkách měření
3. Stanovení procenta velikosti účinku „effect size“

Zpracováno volně dle Blahuše, (2000)

Postup výpočtu významnosti (**effect size**)

vypočítá se podle vzorce: $\omega^2 = \frac{t^2 - 1}{t^2 + n_1 + n_2 - 1}$

t = vypočítaná hodnota t testu
$n_{1,2}$ = rozsah souborů 1 a 2

Kritéria hodnocení:
$\omega^2 \geq$ 0,1 sledovaný vztah je významný
ω^2 * 100 = procentuální hodnota

Příklad k procvičení:
V roce 2011 dosáhlo v prvním roce studia v Iowa Brace testu 80 studentů 1. ročníku studijního programu TVS hodnocení 16 bodů a více, což bylo 40 % (n = 200). Rok předtím to bylo 60 studentů 1. ročníku studijního programu TVS, což bylo 50 % (n = 120). Zajímá nás, zda rozdíl mezi procentuálními hodnotami je náhodný či nikoliv.

3. 2. 4 Mann Whitney U test (dále jen Mann Whitney)

Jak již bylo zmíněno, za nezávislé soubory považujeme například porovnávání výkonů ve skoku do dálky z místa u chlapců a dívek, tedy dvou různých skupin probandů. Pro volbu testu je důležité si uvědomit, jaké znaky porovnáváme. Pokud porovnáváme nominální (někdy ordinální) znaky, používáme pro prokázání procentuálních rozdílů χ^2. V případě, že zjišťujeme rozdíly ve výkonu ve vrhu koulí u skupiny 1 a skupiny 2, tedy dvou různých souborů používáme **Mann Whitney U test.** V případě, že je třeba porovnat více než dva soubory, používáme Kruskall-Wallisův test. Není podmínkou, aby byly oba soubory početně vyrovnané. Pokud by byly výkony ve vrhu koulí normálně rozdělené, použili bychom pro prokázání rozdílů t-test. Nelze-li však usuzovat na normální rozdělení výkonů, používáme právě Mann Whitney test. Test porovnává mediány ve dvou nezávislých souborech.

Testované hypotézy jsou následující:
H_0: Mediány obou souborů se rovnají.
H_1: Mediány obou souborů jsou odlišné.

Postup výpočtu v programu STATISTICA – neparametrické testy – vybrat soubory a proměnou – vypočítat (hodnota p vyjadřuje pravděpodobnost chyby při zamítnutí nulové hypotézy).

Tabulka 15. **Výkony ve vrhu koulí v cm**

Skupina 1	Skupina 2
886	776
992	547
997	887
857	993
654	569
534	449
765	943
458	659
991	499
667	668
994	865
995	599

Postup při výpočtu je následující. Pokud nejsou soubory početně vyrovnané, tak je soubor s větším rozsahem označen jako 1, soubor s menším rozsahem jako soubor 2. Ke každému výkonu je přiřazeno pořadí bez ohledu na příslušnost souboru. Sečtou se všechna pořadí hodnot ze souboru 1, a tuto hodnotu označíme jako S_1.V našem případě jsme ke každému výkonu přiřadili pořadí. Pořadí je uvedeno v tabulce 16.

Tabulka 16. **Výkony ve vrhu koulí a stanovené pořadí**

Skupina 1	Celkové pořadí	Skupina 2	Celkové pořadí
886	16	776	13
992	20	547	5
997	24	887	17
857	14	993	21
654	8	569	6
534	4	449	1
765	12	943	18
458	2	659	9
991	19	499	3
667	10	668	11
994	22	865	15
995	23	599	7

Postup při výpočtu je následující:
Sečteme pořadí zvlášť pro 12 závodníků ze skupiny 1 a skupiny 2.
Skupina 1: součet pořadí S_1 = 174, rozsah výběru n_1 = 12.
Skupina 2: součet pořadí S_2 = 126, rozsah výběru n_2 = 12.

Vypočítáme testové statistiky U_1 a U_2, kde

$U_1 = S_1 - \frac{n_1(n_1+1)}{2} = 174 - \frac{12*13}{2} = 96$

$U_2 = S_2 - \frac{n_2(n_2+1)}{2} = 126 - \frac{12*13}{2} = 48$

Zvolíme hladinu významnosti $\alpha_{0,05}$ a v tabulce A2 nalezneme kritickou hodnotu pro naše rozsahy výběrů n_1 a n_2. Nulovou hypotézu zamítneme, pokud menší z čísel U_1 a U_2 je menší než kritická hodnota. V našem případě je nalezená kritická hodnota 37 (n_1 = 12 a n_2 = 12, $\alpha_{0,05}$; tabulka A 2) a menší z čísel U_1 a U_2 je U_2 = 48. Protože je kritická hodnota nižší než U_2 (37<48), nemůžeme zamítat nulovou hypotézu. Závěr je, že jsme u těchto dvou skupin nenalezli statisticky významný rozdíl.

Příklad k procvičení:
Zjistěte, zda existuje statisticky významný rozdíl mezi skupinou 1 a skupinou 2 v době trávené pohybovou aktivitou (dále jen PA za měsíc).
Skupina 1 uvádí tyto hodnoty PA za měsíc:
13, 14, 16, 19, 14, 17, 14, 16, 16, 17, 15, 15, 17, 15, 17, 17, 11, 12, 15, 13, 14, 18, 13, 14, 13, 16, 12, 14, 14, 13.
Skupina 2 uvádí tyto hodnoty PA za měsíc:
13, 10, 14, 12, 12, 13, 17, 18, 13, 10, 16, 16, 15, 16, 13, 11, 19, 15, 15, 12, 16, 18, 15, 15, 14, 11, 12, 15, 16.

3. 2. 5 Kruskal - Wallisův test

V případě, že je třeba porovnat více než dva soubory a nelze usuzovat na normální rozdělení, použijeme pro prokázání rozdílů v jednotlivých skupinách Kruskall Walllisův test. Test je neparametrickou analogií jednofaktorové analýzy rozptylu, a právě proto se mu někdy přezdívá neparametrická ANOVA.

Základní podmínky použití:

1 Měrná stupnice je přinejmenším ordinální
2 Všechny hodnoty jsou zjištěny u náhodných výběrů
3 Normalita není vyžadována

Testovým kritériem je hodnota H, která se vypočítá podle vzorce $H = \left[\frac{12}{n(n+1)} \sum \frac{R_i^2}{n_i} \right] - 3(n+1)$, kde:
n = celková četnost všech hodnot
R_i = součet pořadí v jednotlivých skupinách
n_i = četnosti hodnot v jednotlivých skupinách

Nulovou hypotézu zamítáme, jestliže vypočítané testové kritérium H je větší než kritická hodnota testového kritéria χ^2. Kritickou hodnotu vyhledáváme pro k – 1 stupňů volnosti, kde k je počet skupin, které srovnáváme.

Postup výpočtu v programu STATISTICA – neparametrické testy – vybrat soubory a proměnou – vypočítat (hodnota p vyjadřuje pravděpodobnost chyby při zamítnutí nulové hypotézy).

PŘÍKLAD

Pro udělení zápočtu z Metodologie odborné práce v TV byl zařazen písemný test. Chceme posoudit, zda se výsledky testu významně liší podle studijního oboru. Náhodně jsme vybrali z jednotlivých studijních oborů 6 studentů. Hladinu významnosti jsme stanovili na $\alpha_{0,05}$.

Tabulka 17. Dosažené výsledky podle studijního oboru

Student	0398	6013	6222
A	51	63	28
B	42	59	36
C	64	43	55
D	61	36	61
E	45	47	41
F	38	44	43

Další postup spočívá v tom, že hodnotám v tabulce přiřadíme pořadí jednotlivého prvku.V posledním řádku uvedeme hodnoty R_i.

Tabulka 18. Dosažené výsledky podle studijního oboru a stanovené pořadí

Student	0398	Pořadí	6013	Pořadí	6222	Pořadí
A	51	7	63	2	28	18
B	42	13	59	5	36	16,5
C	64	1	43	11,5	55	6
D	61	3,5	36	16,5	61	3,5
E	45	9	47	8	41	14
F	38	15	44	10	43	11,5
Σ R_i		48,5		53		69,5

$$H = \left[\frac{12}{n(n+1)} * \sum \frac{R_i^2}{n_i}\right] - 3(n+1) = \left[\frac{12}{18*19} * \left(\frac{48{,}5^2}{6} + \frac{53^2}{6} + \frac{69{,}5^2}{6}\right)\right] - 3*19$$

$$= \left[\frac{12}{342} * (392{,}04 + 468{,}17 + 805{,}04)\right] - 57 = \left[\frac{12}{342} * 1665{,}25\right] - 57 = 58{,}43 - 57 = 1{,}43$$

Z tabulky A1 vyčteme kritickou hodnotu testového kritéria χ^2 pro k–1 = 3-1 stupně volnosti a hladinu významnosti 0,05 je $\chi^2_{0,05}(2) = 5,99$, potvrzujme tedy nulovou hypotézu, soubory se neliší. Věcná významnost se nepočítá.

a) Postup výpočtu věcné významnosti (effect size)

$$\eta^2 = \frac{\chi^2}{n*(sv)}$$

χ^2 = vypočítaná hodnota
n = rozsah souboru
sv = stupně volnosti

η^2 (eta) se hodnotí následovně:
η^2 0,01 – 0,059....malý efekt
η^2 0,06 – 0,139…střední efekt
η^2 0,14 a více … velký efekt

Příklad pro procvičení:

Studenti absolvovali v předmětu „Rozvoj pohybových schopností“ v rámci kontroly studia závěrečný test. Chceme posoudit, zda se výsledky testu liší podle studijního oboru. Náhodně bylo vybráno 10 studentů z každého studijního oboru. Rozhodněte zda je mezi studijními obory statisticky významný rozdíl v úrovni vědomostí učiva daného předmětu.

Tabulka 19. Výsledky závěrečného testu

Studenti	TVS prezenční	TVS kombi	Aktivity v přírodě	Dvouoborové studium
1	19	27	13	30
2	25	30	23	23
3	18	22	24	31
4	18	29	30	28
5	15	22	11	22
6	24	21	21	20
7	29	24	20	13
8	16	13	21	24
9	23	22	15	25
10	13	15	28	15
Σ				

Kapitola 4 Závislé soubory

4. 1 Parametrická data

4. 1. 1 t – test pro párové hodnoty (Douvýběrový párový t – test na střední hodnotu)

$$\bar{d} = \frac{\sum_{i=1}^{n} d_i}{n}$$

$$s_d = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n} (d_i - \bar{d})^2}{n}}$$

$$t = \frac{|\bar{d}| * \sqrt{n}}{s_d}$$

Počet stupňů volnosti je $sv = n - 1$ (hledáme v tabulce kritických hodnot *t*). Postup výpočtu **věcné (praktické)** významnosti (**effect size**) se vypočítá podle vzorce: $\omega^2 = \frac{t^2 - 1}{t^2 + n - 1}$

Výpočet Douvýběrového párového t – testu na střední hodnotu v Excelu:

Zadáme **Nástroje (Data) – Analýza dat – Douvýběrový párový t – test na střední hodnotu – OK – Vstupní oblast – Výstupní oblast – OK**

4. 1. 2 Součinová korelace

$$r_{xy} = \frac{n\sum_{i=1}^{n} x_i * y_i - (\sum_{i=1}^{n} x_i) * (\sum_{i=1}^{n} y_i)}{\sqrt{\left[n\sum_{i=1}^{n} x_i^2 - (\sum_{i=1}^{n} x_i)^2\right]\left[n\sum_{i=1}^{n} y_i^2 - (\sum_{i=1}^{n} y_i)^2\right]}}$$

Teorie

Druhá mocnina korelačního koeficientu se nazývá **koeficient determinace** (r^2). Jeho hodnota nám říká kolika procenty se podílí sledovaný faktor na výsledné závislosti.

Výpočet korelace v Excelu:

Zadáme **Nástroje (Data) – Analýza dat – korelace – OK – Vstupní oblast – Výstupní oblast – OK**

4. 2 Neparametrická data

4. 2. 1 χ^2 – test dobré shody

Test přiléhavosti pro jeden výběr (dobré shody) nám říká, zda výběrový soubor může pocházet ze základního souboru (populace) s určitými vlastnostmi.

Test předpokládá měření statistického znaku na nominální stupnici a ověřuje nulovou hypotézu, tedy zda jsou **empirické četnosti v souladu s teoretickými předpoklady o pravděpodobnostním rozdělení znaku**. Empirické četnosti $\mathbf{p_1, p_2 \ldots, p_k}$ hodnot znaku jsou nahrazeny očekávanými (teoretickými) četnostmi $\mathbf{o_1, o_2, \ldots o_k}$ určitého rozdělení k posouzení, jak dobře je empirické rozdělení vystiženo teoretickým rozdělením. Test se nemůže použít, pokud je více než 20% očekávaných četností menších než 5, nebo je-li kterákoliv očekávaná četnost rovna 0. Platí-li nulová hypotéza, má testovací charakteristika χ^2- rozdělení o stupních volnosti sv = k - 1, kde k = počet kategorií.

χ^2 – test dobré shody - Testuje shodu očekávaných a pozorovaných četností
- H_0: pozorované četnosti = očekávané četnosti
- Pokud zamítneme H_0, můžeme říci, že pozorované četnosti se od očekávaných liší

Testovací kriterium $$\chi^2 = \sum_{i=1}^{k} \frac{(p_i - o_i)^2}{o_i}$$

Kde p_i = pozorovaná četnost i-té kategorie, o_i = očekávaná četnost i-té kategorie

PŘÍKLAD

a) Ze 194 studentů 1. ročníku studijního programu TVS obdrželo 73 zápočet z rozvoje pohybových schopností na první pokus, 121 na druhý pokus. Máme rozhodnout, zda mezi pokusy je významný rozdíl. Očekávané četnosti jsou tedy 97:97 (poměr 1:1).

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^{k} \frac{(p_i - o_i)^2}{o_i} = \frac{(p_1 - o_1)^2}{o_1} + \frac{(p_2 - o_2)^2}{o_2} =$$

$$= \frac{(73-97)^2}{97} + \frac{(121-97)^2}{97} = \frac{1152}{97} = 11{,}876$$

Náš výsledek 11,876 > 3,84 (tabulková hodnota 3,84 pro stupně volnosti k - 1, kde k = počet kategorií z tabulky A1). Můžeme tedy zamítnout hypotézu H_0 (poměr pokusů se tedy významně liší od očekávaného poměru 1:1).

Výpočet $\chi 2$ – testu dobré shody v Excelu:

Zadáme **Vložit – Funkce – Statistické – CHITEST – Aktuální (pozorované čet.) – Očekávané - OK**

Výsledek p = 0,000569

Excel (fce CHITEST) uvádí rovnou p, pokud je menší než 0,05 → zamítám H_0, jinak zamítnout nemůžu (v tomto případě p = 0,00057)

Příklad k procvičení:
Atletické družstvo je přesvědčeno, že v běhu na 100 m mají významnou výhodu běžci, kteří běží v určitých drahách. V závodech jejich úrovně po určitou dobu jsme získali z 90ti závodů tyto výsledky – tabulka 20. Ovlivňuje atletická dráha výsledek závodu?

Tabulka 20. Počet vítězů v jednotlivých drahách

Dráha	1	2	3	4	5	6
Počet vítězů	10	12	20	18	15	15

4. 2. 2 Znaménkový test

Znaménkový test se užívá v případě dvou opakovaných měření (hodnocení) jednoho znaku u stejných probandů (závislé výběry). Hodnoty zjištěné u jednoho probanda vždy tvoří pár. Testem rozhodneme, zda mezi oběma opakovanými měřeními u týchž probandů je významný rozdíl či nikoliv. Měřítko musí být alespoň ordinální a musíme být schopni rozhodnout, která z opakovaných hodnot je větší.

Znaménkový test je založen na úvaze, pokud mezi dvěma měřeními není rozdíl, měla by se znaménka + (zlepšení) a znaménka - (zhoršení) vyskytovat se stejnou pravděpodobností ,tzn. měl by jich být stejný počet. Rozdíl se projeví tím, že znaménka jednoho druhu převažují nad znaménky druhého druhu, a to tím více, čím je rozdíl výraznější.

POSTUP: Ze základního souboru párových rozdílů vyřadíme členy, u kterých je hodnota znaku d = (1. měření) – (2. měření) rovna 0. Ve výsledném souboru o rozsahu *n* (počet párů) pak zjistíme počet členů *C*, u kterých je d < 0, a d > 0. V tabulce A 3 je uvedena kritická hodnota, která určuje kolikrát se může znaménko, jehož výskyt je méně častý objevit, máme-li považovat rozdíl za statisticky významný. V případě, že počet znamének, jejichž výskyt je méně častý, je menší nebo roven kritické hodnotě, zamítáme nulovou hypotézu a rozdíl je statisticky významný.

PŘÍKLAD
U studijní skupiny SO TVS byl hodnocen Iowa Brace test a po aplikaci měsíčního programu rozvoje koordinačních schopností byl Iowa Brace test opakován. Došlo po aplikaci měsíčního programu rozvoje koordinačních schopností k zlepšení ve výsledcích Iowa Brace testu, když jsme zaznamenali tyto páry hodnot u jednotlivých studentů?

Tabulka 21. Výsledky Iowa Brace testu ve dvou měřeních

Číslo studenta	1. měření	2. měření	Změna
1	20	20	0
2	18	17	-
3	17	19	+
4	16	15	-
5	14	18	+
6	15	14	-
7	18	19	+
8	16	15	-
9	13	12	-
10	15	17	+
11	16	18	+
12	11	16	+
13	12	15	+
14	13	18	+

Na základě ustanovení, že ze základního souboru párových rozdílů vyřadíme členy, u kterých je hodnota znaku d = (2. měření) – (1. měření) rovna 0, vyřadíme prvního studenta.
Nejdříve formulujeme nulovou a alternativní hypotézu.
H_0 Mezi 1. a 2. měřením Iowa Brace testu není rozdíl.
H_1 Výsledky 2. měřením Iowa Brace testu budou vyšší než výsledky 1. měření.

Znamének + (zlepšení) je celkem 8, znamének - (zhoršení) je celkem 5. V našem případě počet znamének, jejichž výskyt je méně častý, je 5. V tabulce A3 je uvedena kritická hodnota při hladině významnosti $\alpha_{0,05}$ pro 13 pozorovaných dvojic 2. Číslo 5 je v tomto případě statisticky nevýznamný výsledek a my nemůžeme zamítnout nulovou hypotézu. Konstatujeme, že rozdíl je statisticky nevýznamný.

Příklad pro procvičení:
U lyžařského oddílu byly testovány koordinační schopnosti 16 dětí ve věku 12- ti let testovou baterií „Testový profil“ a po aplikaci měsíčního programu rozvoje koordinačních schopností byl Testový profil opakován. Došlo po aplikaci měsíčního programu rozvoje koordinačních schopností k zlepšení ve výsledcích Testového profilu, když jsme zaznamenali tyto páry bodů u jednotlivých dětí? Body jsou uvedeny v tab. 22.

Tabulka 22. Výsledky Testového profilu dětí.

Číslo dítěte	1. měření	2. měření
1	19	20
2	18	17
3	17	19
4	16	15
5	15	18
6	23	24
7	18	19
8	16	15
9	23	22
10	15	17
11	16	18
12	21	25
13	22	25
14	19	23
15	19	24
16	21	23

4. 2. 3 McNemarův test

Jak bylo již zmíněno, pomocí χ^2 testu testujeme shodu s očekávaným rozdělením a také nezávislost dvou (obvykle nominálních) znaků, z nichž každý nabývá konečného počtu různých obměn. Chí test se však používá u nezávislých souborů. Pokud chceme testovat závislé soubory, je třeba použít McNemarův test.

Příklad:

Provádíme šetření, kde výstupní hodnota dosahuje dvou možných výsledků - splnil/nesplnil. V šetření sledujeme náhodný výběr 22 cvičenců, kteří byli testováni před a po aplikaci tréninkového plánu (viz tabulka 23).

Tabulka 23. Výsledky testování před a po aplikaci

	Před aplikací	Po aplikaci	Celkem
Splnil	8	17	25
Nesplnil	14	5	19
Celkem	22	22	44

U tohoto typu příkladu však nemůžeme provést χ^2 test jak tomu bylo ve čtyřpolní tabulce. Těchto 44 pozorování totiž není nezávislých a každý cvičenec je zde uveden dvakrát (22*2=44). Z tohoto důvodu je třeba naše výsledky uspořádat tak, jak je uvedeno v tabulce 24.

Tabulka 24. Nové uspořádání tabulky

	Po aplikaci		
Před aplikací	Splnil	Nesplnil	Celkem
Splnil	6	11	17
Nesplnil	2	3	5
Celkem	8	14	22

Formulace nulové a alternativní hypotézy pak zní:
H0: Procenta úspěšnosti se u obou testů neliší.
H1: Procenta úspěšnosti se obou testů liší.

Pokud má být nulová hypotéza pravdivá, měli by cvičenci vykazovat stejné výsledky. Právě z tohoto důvodu se zaměříme na 13 cvičenců, kteří vykazovali u každého testu jiné výsledky. U těchto dvou políček jsme zjistili hodnoty 2 a 11 a přitom bychom očekávali 6,5 a 6,5 (2+11=13; $\frac{13}{2}$=6,5). Následuje výpočet χ^2.

$$\chi^2 = \sum \frac{(pozorovane - ocekavane)^2}{ocekavane} = \frac{(2-6{,}5)^2}{6{,}5} + \frac{(11-6{,}5)^2}{6{,}5} = 6{,}23$$

Zvolíme-li hladinu významnosti $\alpha_{0,05}$, potom příslušná kritická hodnota je rovna kvantilu 3,84 (viz. tabulka A 1).

Protože 3,84<6,23, můžeme zamítnout nulovou hypotézu a potvrdit H1, že tréninkový plán má vliv na změnu, která nastala.

Obecně vypočítáme χ^2 pro McNemarův test podle tabulky 25 a vzorce $\chi^2 = \frac{(b-c)^2}{b+c}$.

Tabulka 25. Obecné uspořádání dat při McNemarově testu

	Po aplikaci		
Před aplikací	Splnil	Nesplnil	Celkem
Splnil	a	b	a+b
Nesplnil	c	d	c+d
Celkem	a+c	b+d	n

Převzato: Zvárová, J (2001)

Příklad k procvičení:
Zjistěte, zda došlo u cvičenců během aplikace intervenčního programu k pozitivní změně mezi pretestem a posttestem. Absolutní četnosti jsou uvedeny v tabulce 26.

Tabulka 26. Výsledné hodnoty pretestu a posttestu.

Cvik		Posttest Nesplnil	Posttest Splnil	Posttest Celkem
Pretest	Nesplnil	3	5	8
Pretest	Splnil	4	11	15
Pretest	Celkem	7	16	23

4. 2. 4 Wilcoxonův párový test.

Představme si, že testujeme, zda došlo po aplikaci tréninkového plánu k zlepšení silových schopností testovaných probandů. Provedeme úvodní testování (např. vrh koulí), následně budeme aplikovat tréninkový plán a po jeho aplikaci opětovně provedeme testování. Jak již bylo zmíněno, je důležité, aby byl počet probandů u prvního a druhého měření stejný, tedy ty probandy, kteří se neúčastnili obou měření, je nutné vyloučit. Nyní je důležité zjistit, zda lze výkony ve vrhu koulí posuzovat jako normálně rozdělené (sloupcový graf). V případě, že lze výkony posoudit jako normálně rozložené, použili bychom párový t-test. **Wilcoxonův test používáme v případě, kdy nelze usuzovat na normální rozdělení hodnot.**

V párovém *t* testu se nulová a alternativní hypotéza vztahují k střední hodnotě.
U Wilcoxonova párového testu se hypotézy vztahují k **mediánu** rozdílů:

H0: Medián rozdílů je nulový.
H1: Medián rozdílů je různý od nuly.

Postup při výpočtu je následující: Nejprve vypočítáme rozdíly pro každou osobu, následně stanovíme pořadí absolutních hodnot rozdílů a doplníme znaménko rozdílů pořadí tak, jak ukazuje tabulka 27.

Tabulka 27. Výpočet rozdílu mediánu a stanovení pořadí

Test 1	Test 2	Rozdíl	Pořadí
776	772	-4	-1
892	947	55	5
797	687	-110	-9
857	893	36	4
654	769	115	-10
534	549	15	2
765	743	-22	-3
458	359	-99	-8
791	851	60	6
667	578	-89	-7

Nulová hypotéza je pravdivá za předpokladu, že se mediány shodují. V tomto případě by teoreticky měl být součet záporných pořadí roven součtu kladných pořadí. V případě, že toto neplatí, se nulová hypotéza zamítá a pravdivá je alternativní hypotéza.

Z tabulky 27 vyplývá následující:

Součet kladných pořadí ve výběru 5 + 4 + 2 + 6 = 17

Součet záporných pořadí ve výběru 1 + 9 + 10 + 3 + 8 + 7 = 38.

Zvolíme nižší z obou hodnot a určíme hladinu významnosti α = 0,05 (oboustranný test). V tabulce A4 zjistíme příslušnou kritickou hodnotu pro n = 10 (kritická hodnota je rovna 8). Pokud je náš součet menší než tato hodnota, zamítáme nulovou hypotézu. Pro náš příklad je 17 > 8, a proto nemůžeme zamítat nulovou hypotézu. Nebylo tedy prokázáno, že skupiny mají odlišné mediány.

V programu Excel Wilcoxonův test není uveden. Program STATISTICA jej však obsahuje. Postup **– neparametrické testy – Wilcoxonův test**. V prvním listu zadáte výkony v prvním měření, do druhého listu zadáte výkony v druhém měření.

Příklad k procvičení:

Zjistěte, zda došlo ke statisticky významnému rozdílu v bodech mezi prvním a druhým pokusem o splnění zápočtových požadavků v didaktickém testu z metodologie TV a sportu. Body testu jsou uvedeny v tab. 28.

Tabulka 28. Výsledky pokusů didaktického testu z metodologie TV a sportu.

Studenti	1.pokus	2.pokus
1	22	27
2	21	26
3	21	27
4	18	19
5	17	18
6	23	24
7	24	26
8	21	27
9	22	23
10	15	16
11	14	15
12	17	16
13	13	14
14	17	18
15	16	17
16	18	20
17	16	17
18	19	20
19	22	23
20	24	22
21	18	17
22	19	21
23	19	20
24	22	23
25	21	22

4. 2. 5 Spearmanův koeficient pořadové korelace

Máme-li statistické znaky měřeny v měřítku, které umožňuje seřadit oba zkoumané znaky do dvou pořadí (uspořádaných posloupností), můžeme k zjištění míry intenzity (těsnosti) použít Spearmanův koeficient pořadové korelace. Spearmanův korelační koeficient je, na rozdíl od Pearsonova korelačního koeficientu, odolný vůči odlehlým hodnotám. Lze jej použít ve všech případech, kdy již Pearsonův korelační koeficient použít nelze. Používá se u všech ordinálních i metrických dat, která nesplňují podmínky normálního rozdělení a očekávání lineárního vztahu.

Testovací kritérium

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^{n} d_i^2}{n\left(n^2 - 1\right)}$$

d_i = rozdíl obou pořadí

r_s = Spearmanův koeficient pořadové korelace

Kritická hodnota r_s dle tabulek při $\alpha_{0,05}$ nebo $\alpha_{0,01}$ - Tabulka A5.

PŘÍKLAD:
Iowa Brace test a Testový profil koordinačních schopností jsou testové baterie koordinačních schopností. Při hodnocení 10ti náhodně vybraných studentů 1. ročníku studijního programu TVS jsme získali hodnoty uvedené v tabulce 29. Zajímá nás zda existuje závislost mezi kvalitou provedení modifikovaného IOWA Brace testu a Testového profilu koordinačních schopností.

Tabulka 29. Výsledné hodnoty IOWA Brace testu a Testového profilu.
(Pomocná tabulka pro výpočet)

Studenti	IOWA Brace test	Testový profil	d_i	d_i^2
A	5	6	1	1
B	7	10	3	9
C	8	3	-5	25
D	4	5	1	1
E	3	4	1	1
F	10	9	-1	1
G	6	7	1	1
H	1	1	0	0
CH	2	2	0	0
I	9	8	-1	1
$\sum$ 10	-	-	-	40

d_i = rozdíl obou pořadí

a) Postup výpočtu statistické významnosti

$$r_s = 1 - \frac{6\sum_{i=1}^{n} d_i^2}{n\left(n^2-1\right)} = 1 - \frac{6*40}{10(10^2-1)} = 0{,}758$$

V případě, že se jedná o náhodný výběr ze základního souboru, můžeme porovnáním koeficientu pořadové korelace (0,758) s tabulkovou kritickou hodnotou (0,6364) stanovit, zda se jedná o statisticky významnou závislost.

Na základě uvedených hodnot můžeme tvrdit, že uvedená závislost existuje.

b) Postup výpočtu věcné významnosti (effect size)

Koeficient determinace d

Umožňuje velice srozumitelně vysvětlit souvislost (závislost) mezi dvěma proměnnými, neboť jeho hodnotu lze převézt na procenta. Pokud je možno určit korelační koeficient, potom platí, že koeficient determinace je jeho druhou mocninou a jeho hodnota vynásobená 100 nám říká, kolika procenty se podílí sledovaný faktor na výsledném efektu (Kerlinger, 1972).

Koeficient determinace $d = r^2$ $\quad$ $d = r^2 = 0{,}758^2 = 0{,}5746$

Obě testové baterie se navzájem ovlivňují z 57,46 %.

Výpočet pořadové korelace v Excelu:

a) Zadáme **Nástroje – Analýza dat – Korelace – OK – Vstupní oblast – Výstupní oblast – OK**

b) Zadáme **Vložit – Funkce – Statistické – correl – OK - Pole 1 (sloupec 1) – Pole 2 (sloupec 2)**

Výsledek = 0,757575758 srovnáme s tabulkovou hodnotou.

Příklad k procvičení:

Zjistěte, zda existuje závislost mezi výkonem v testové baterii nazvané Testový profil a výsledkem přijímacích zkoušek z gymnastiky vyjádřeném v pořadí přemetu vpřed. Pořadí obou znaků je uvedené v tabulce 30.

Tabulka 30. Výsledky Testového profilu a přemetu vpřed.

Studenti	Přemet vpřed	Testový profil
A	4	6
B	6	10
C	7	3
D	3	5
E	5	4
F	10	9
G	8	7
H	1	1
CH	9	2
I	2	8
J	11	11
$\sum$ 11	-	-

Kapitola 5. Standardizace dotazníku - validita a reliabilita.

1. **Validita** – spočívá v tom, že dotazník zjišťuje skutečně to, co má zjišťovat, tj. to, co je výzkumným záměrem.

Konstrukce dotazníku by měla vycházet ze zdůvodněné vědecké hypotézy a jednotlivé položky musí přinášet data pro verifikaci této hypotézy.

Posouzení stupně validity je vždy subjektivní, proto je nutné navrhovaný dotazník nechat posoudit dalšími odborníky (otázky posuzuje aspoň 10-15 odborníků).

2. **Reliabilita** – schopnost dotazníku zachycovat spolehlivě a přesně zkoumané jevy. Dostatečně vysoká reliabilita je nezbytným předpokladem validity dotazníku.

Metody určování reliability:

a) Metoda štěpení – srovnávají se výsledky u týchž respondentů dosažených dvěma různými, ale ekvivalentními formami dotazníků.
b) Metoda opakování – předložíme dotazník týmž respondentům a po uplynutí optimálního období (2 týdny) usuzujeme na stupeň shody z obou zadání
c) Metoda, kdy předložíme dotazník dvěma skupinám respondentů ze základního souboru a usuzujeme na stupeň shody z obou zadání
d) Stanovení reliability jednotlivých položek pomocí Cohenova koeficientu kappa a následně dotazníku jako celku.

Reliabilita pomocí Cohenova koeficientu kappa

Ověření bodu c) reliability, podobně postupujeme v bodě b).

Výběrový soubor jsme náhodně rozdělili na dva velké soubory po 25ti respondentech. Odpovědi jsou uvedeny v tabulce 30, kde jsou zachyceny shody odpovědí. Míru shody vyjadřujeme pomocí Cohenova koeficientu kappa, pokud vypočítaná hodnota je větší než 0,80 (velký efekt).

Cohenovo d
d = 0,2 – 0,49… malý efekt d = 0,5 – 0,79… střední efekt d = 0,8 a více… velký efekt

Otázka:
Býváte spokojen(a) se svými výkony na závodech?

- A vždy ano
- B většinou ano
- C někdy ano, někdy ne
- D většinou ne
- E nikdy

Tabulka 31. Odpovědi na otázku 50ti respondentů podle skupin.

Odpověď	Skupina 1	Skupina 2
A	7	4
B	5	8
C	2	3
D	5	5
E	5	4
F	1	1

F – jeden respondent v obou skupinách neodpověděl

Tabulka 32. Odpovědi na otázku 50ti respondentů

Skupina 2

Skupina 1		A	B	C	D	E	F	Σ
	A	(4)	3					7
	B		(5)					5
	C			(2)				2
	D				(5)			5
	E			1		(4)		5
	F						(1)	1
	Σ	4	8	3	5	4	1	25

F – jeden respondent v obou skupinách neodpověděl

$$\kappa = \frac{p_p - p_o}{1 - p_o} \qquad p_p = \frac{1}{n}\sum n_s \qquad p_O = \frac{1}{n^2}\sum n_1 * n_2$$

n_s = počty shod mezi oběma skupinami (v tabulce 32 tzv. diagonální hodnoty),

n_1, n_2 = součty odpovědí téhož typu v první respektive v druhé skupině

$$p_p = \frac{1}{25} * (4+5+2+5+4+1) = \frac{21}{25} = 0{,}84$$

$$p_o = \frac{1}{25^2} * (4*7+8*5+3*2+5*5+4*5+1*1) = \frac{120}{625} = 0{,}192$$

$$\kappa = \frac{0{,}84 - 0{,}192}{1 - 0{,}192} = 0{,}802$$

V našem případě je vypočítaná hodnota vyšší než 0,80, lze tedy shodu odpovědí považovat za vyhovující z hlediska reliability.

Shodu mezi odpověďmi respondentů otestujeme pomocí Cohenova koeficientu pomocí následujícího vzorce.

Statistická shoda mezi odpověďmi respondentů

$$u = \frac{\kappa}{\sqrt{\dfrac{p_o}{n(1-p_p)}}} = \frac{0{,}802}{\sqrt{\dfrac{0{,}192}{25(1-0{,}84)}}} = 3{,}662$$

Pro daný příklad dostáváme hodnotu 3,662 a výsledek srovnáváme s kritickou hodnotou t rozdělení pro oboustranný test $t_{0,05}$= 2,014, když stupně volnosti jsou (n_1+ n_2-2) = 25+25-2 = 48

Závěr: Vypočítaná hodnota u je 3,662 > než kritická hodnota $t_{0,05}$ = 2,014, zamítáme proto nulovou hypotézu o shodě.

Příklad k procvičení:
Zadali jsme otázku 30ti respondentům z dotazníku o výkonnosti ve sportovních hrách. Po uplynutí 2 týdnů jsme týmž respondentům zadali otázku znovu a z jejich odpovědí usuzujeme na stupeň shody z obou zadání. Jaký byl stupeň shody?

Otázka:
Po prohraném utkání hledáte chyby ve vedení zápasu na trenérovi?

- A vždy ano
- B většinou ano
- C někdy ano, někdy ne
- D většinou ne
- E nikdy

Tabulka 33. Odpovědi na otázku 30ti respondentů podle termínu zadání

Odpověď	Odpověď prvního zadání	Odpověď druhého zadání
A	2	3
B	5	6
C	5	4
D	10	10
E	8	7

Statistické tabulky

A 1. Kritické hodnoty rozdělení χ^2

SV	Hladina významnosti α	
	0,05	0,01
1	3,84	6,63
2	5,99	9,21
3	7,81	11,34
4	9,49	13,28
5	11,07	15,09
6	12,59	16,81
7	14,07	18,48
8	15,51	20,09
9	16,92	21,67
10	18,31	23,21
11	19,68	24,73
12	21,03	26,22
13	22,36	27,69
14	23,68	29,14
15	25,00	30,58
16	26,30	32,00
17	27,59	33,41
18	28,87	34,81
19	30,14	36,19
20	31,41	37,57
21	32,67	38,93
22	33,92	40,29
23	35,17	41,64
24	36,42	42,98
25	37,65	44,31
30	43,77	50,89
35	49,08	57,34
40	55,76	63,69
45	61,66	69,96
50	67,50	76,15
60	79,08	88,38
70	90,53	100,43
80	101,88	112,33
90	113,15	124,12
100	124,34	135,81

A 2. Kritické hodnoty pro Mann Whitney test na hladině α=0,05

	n_2																		
n_1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
4	-	-	0																
5	-	0	1	2															
6	-	1	2	3	5														
7	-	1	3	5	6	8													
8	0	2	4	6	8	10	13												
9	0	2	4	7	10	12	15	17											
10	0	3	5	8	11	14	17	20	23										
11	0	3	6	9	13	16	19	23	26	30									
12	1	4	7	11	14	18	22	26	29	33	37								
13	1	4	8	12	16	20	24	28	33	37	41	45							
14	1	5	9	13	17	22	26	31	36	40	45	50	55						
15	1	5	10	14	19	24	29	34	39	44	49	54	59	64					
16	1	6	11	15	21	26	31	37	42	47	53	59	64	70	75				
17	2	6	11	17	22	28	34	39	45	51	57	63	69	75	81	87			
18	2	7	12	18	24	30	36	42	48	55	61	67	74	80	86	93	99		
19	2	7	13	19	25	32	38	45	52	58	65	72	78	85	92	99	106	113	
20	2	8	14	20	27	34	41	48	55	62	69	76	83	90	98	105	112	119	127
21	3	8	15	22	29	36	43	50	58	65	73	80	88	96	103	111	119	126	134
22	3	9	16	23	30	38	45	53	61	69	77	85	93	101	109	117	125	133	141
23	3	9	17	24	32	40	48	56	64	73	81	89	98	106	115	123	132	140	149
24	3	10	17	25	33	42	50	59	67	76	85	94	102	111	120	129	138	147	156
25	3	10	18	27	35	44	53	62	71	80	89	98	107	117	126	135	145	154	163
26	4	11	19	28	37	46	55	64	74	83	93	102	112	122	132	141	151	161	171
27	4	11	20	29	38	48	57	67	77	87	97	107	117	127	137	147	158	168	178
28	4	12	21	30	40	50	60	70	80	90	101	111	122	132	143	154	164	175	186
29	4	13	22	32	42	52	62	73	83	94	105	116	127	138	149	160	171	182	193
30	5	13	23	33	43	54	65	76	87	98	109	120	131	143	154	166	177	189	200

A 3 – kritické hodnoty pro Znaménkový test na hladině α=0,05

III ZNAMÉNKOVÝ TEST

Počet dvojic hodnot	Počet znamének	Počet dvojic hodnot	Počet znamének
5	–	48	16
6	0	49	17
7	0	50	17
8	0		
9	1	51	18
10	1	52	18
		53	18
11	1	54	19
12	2	55	19
13	2	56	20
14	2	57	20
15	3	58	21
16	3	59	21
17	4	60	21
18	4		
19	4	61	22
20	5	62	22
		63	23
21	5	64	23
22	5	65	24
23	6	66	24
24	6	67	25
25	7	68	25
26	7	69	25
27	7	70	26
28	8		
29	8	71	26
30	9	72	27
		73	27
31	9	74	28
32	9	75	28

III ZNAMÉNKOVÝ TEST (POKRAČOVÁNÍ)

Pokračování

Počet dvojic hodnot	Počet znamének	Počet dvojic hodnot	Počet znamének
33	10	76	28
34	10	77	29
35	11	78	29
36	11	79	30
37	12	80	30
38	12		
39	12	81	31
40	13	82	31
		83	32
41	13	84	32
42	14	85	32
43	14	86	33
44	15	87	33
45	15	88	34
46	15	89	34
47	16	90	35

Zdroj : *CHRÁSKA, M. Metody pedagogického výzkumu. Praha: Grada, 2007. 272 s*

A 4. Kritické hodnoty párového Wilcoxonova testu

n	α	α	n	α	α	n	α	α
	0,05	0,01		0,05	0,01		0,05	0,01
6	0	-	26	98	75	46	361	307
7	2	-	27	107	83	47	378	322
8	3	0	28	116	91	48	396	339
9	5	1	29	126	100	49	415	355
10	8	3	30	137	109	50	434	373
11	10	5	31	147	118	51	453	390
12	13	7	32	159	128	52	473	408
13	17	9	33	170	138	53	494	427
14	21	12	34	182	148	54	514	445
15	25	15	35	195	159	55	536	465
16	29	19	36	208	171	56	557	484
17	34	23	37	221	182	57	579	504
18	40	27	38	235	194	58	602	525
19	46	32	39	249	207	59	625	546
20	52	37	40	264	220	60	648	567
21	58	42	41	279	233	61	672	589
22	65	48	42	294	247	62	697	611
23	73	54	43	310	261	63	721	634
24	81	61	44	327	276	64	747	657
25	89	68	45	343	291	65	772	681

A 5. Kritické hodnoty koeficientu pořadové korelace

Počet dvojic pozorování	Hladina významnosti	
	$\alpha = 0{,}05$	$\alpha = 0{,}01$
4	1,0000	-
5	0,9000	1,0000
6	0,8286	0,9429
7	0,7450	0,8929
8	0,6905	0,8571
9	0,6833	0,8167
10	0,6364	0,7818
11	0,6091	0,7545
12	0,5804	0,7273
13	0,5549	0,6978
14	0,5341	0,6747
15	0,5179	0,6536
16	0,5000	0,6324
17	0,4853	0,6152
18	0,4716	0,5975
19	0,4579	0,5825
20	0,4451	0,5684
21	0,4351	0,5545
22	0,4241	0,5426
23	0,4150	0,5306
24	0,4061	0,5200
25	0,3977	0,5100
26	0,3894	0,5002
27	0,3822	0,4915
28	0,3749	0,4828
29	0,3685	0,4744
30	0,3620	0,4665

A 6. Přehled vybraných koeficientů effect size (ES), jejichž výpočet je založen na výpočtech testů statistické významnosti

Použitý statistický test	Koeficient	Výpočet	Kritéria hodnocení
F- test, t-test, test pro výběrové procentové hodnoty	ω^2 [omega]	$\omega^2 = \frac{t^2 - 1}{t^2 + n_1 + n_2 - 1}$ t = vypočítaná hodnota t testu $n_{1,2}$ = rozsah souborů 1 a 2	$\omega^2 \geq$ 0,1 sledovaný vztah je významný ω^2 .100 = procentuální hodnota
t-test pro párové hodnoty	ω^2	$\omega^2 = \frac{t^2 - 1}{t^2 + n - 1}$ t = vypočítaná hodnota t testu n = rozsah souboru	$\omega^2 \geq$ 0,1 sledovaný vztah je významný ω^2 .100 = procentuální hodnota
součinová korelace, pořadová korelace	r^2	r^2 (koeficient determinace) = druhá mocnina korelačního koeficientu (r)	vypočítanou hodnotu r^2 násobíme 100 a uvádíme ji tak v %
χ^2 kvadrát pro čtyřpolní tabulku	φ [fí]	$\phi = \sqrt{\frac{\chi^2}{n}}$ χ^2...vypočítaná hodnota n ... rozsah souboru	0,1 – 0,29 ... malý efekt 0,3 – 0,49 ... střední efekt 0,5 a více .. velký efekt vypočítanou hodnotu φ násobíme 100 a uvádíme ji tak v %
χ^2 kvadrát pro kontingenční tabulku	η [eta]	$\eta^2 = \frac{\chi^2}{n(d_v)}$ χ^2...vypočítaná hodnota n ... rozsah souboru d_v ... stupně volnosti	0,01 – 0,059 .... malý efekt 0,06 – 0,1399 ..střední efekt 0,14 a více ... velký efekt

Převzato: Havel, Z.,Hnízdil, J. 2008

A 7. Kritické hodnoty F pro ověření významnosti dvou rozptylů ($\alpha = 0{,}05$) o v_1 (čitatel) a v_2 (jmenovatel) stupních volnosti.

	v_2											
v_1	1	2	3	4	5	6	8	10	12	24	30	∞
1	161	200	216	225	230	234	239	242	244	249	250	254
2	18,5	19	19,2	19,3	19,3	19,3	19,4	19,4	19,4	19,5	19,5	19,5
3	10,1	9,55	9,28	9,12	9,01	8,94	8,85	8,79	8,74	8,64	8,62	8,53
4	7,71	6,94	6,59	6,39	6,26	6,16	6,04	5,96	5,91	5,77	5,75	5,63
5	6,61	5,79	5,41	5,19	5,05	4,95	4,82	4,74	4,68	4,53	4,50	4,36
6	5,99	5,14	4,76	4,53	4,39	4,28	4,15	4,06	4,00	3,84	3,81	3,67
7	5,59	4,74	4,35	4,12	3,97	3,87	3,73	3,64	3,57	3,41	3,38	3,23
8	5,32	4,46	4,07	3,84	3,69	3,58	3,44	3,35	3,28	3,12	3,08	2,93
9	5,12	4,26	3,86	3,63	3,48	3,37	3,23	3,14	3,07	2,90	2,68	2,71
10	4,96	4,10	3,71	3,48	3,33	3,22	3,07	2,98	2,91	2,74	2,70	2,54
11	4,84	3,98	3,59	3,36	3,2	3,09	2,95	2,85	2,79	2,61	2,57	2,40
12	4,75	3,89	3,49	3,26	3,11	3,00	2,85	2,75	2,69	2,51	2,47	2,30
13	4,67	3,81	3,41	3,18	3,03	2,92	2,77	2,67	2,60	2,42	2,38	2,21
14	4,6	3,74	3,34	3,11	2,96	2,85	2,70	2,60	2,53	2,35	2,31	2,13
15	4,54	3,68	3,29	3,06	2,9	2,79	2,64	2,54	2,48	2,29	2,25	2,07
16	4,49	3,63	3,24	3,01	2,85	2,74	2,59	2,49	2,42	2,24	2,19	2,01
17	4,45	3,59	3,2	2,96	2,81	2,70	2,55	2,45	2,38	2,19	2,15	1,96
18	4,41	3,55	3,16	2,93	2,77	2,66	2,51	2,41	2,34	2,15	2,11	1,92
19	4,38	3,52	3,13	2,9	2,74	2,63	2,48	2,38	2,31	2,11	2,07	1,88
20	4,35	3,49	3,1	2,87	2,71	2,6	2,45	2,35	2,28	2,08	2,04	1,84
21	4,32	3,47	3,07	2,84	2,68	2,57	2,42	2,32	2,25	2,05	2,01	1,81
22	4,3	3,44	3,05	2,82	2,66	2,55	2,40	2,30	2,23	2,03	1,98	1,78
23	4,28	3,42	3,03	2,8	2,64	2,53	2,37	2,27	2,20	2,01	1,96	1,76
24	4,26	3,4	3,01	2,78	2,62	2,51	2,36	2,25	2,18	1,98	1,94	1,73
25	4,24	3,39	2,99	2,76	2,60	2,49	2,34	2,24	2,16	1,96	1,92	1,71
30	4,17	3,32	2,92	2,69	2,53	2,42	2,27	2,16	2,01	1,89	1,90	1,62
40	4,08	3,23	2,84	2,61	2,45	2,34	2,18	2,08	2,00	1,79	1,74	1,51
50	4,03	3,18	2,79	2,56	2,4	2,29	2,13	2,03	1,95	1,73	1,68	1,44
60	4,00	3,15	2,76	2,53	2,37	2,25	2,10	1,99	1,91	1,70	1,65	1,39
70	3,98	3,13	2,74	2,5	2,35	2,23	2,07	1,97	1,89	1,67	1,62	1,35
80	3,96	3,11	2,72	2,49	2,33	2,21	2,06	1,95	1,87	1,65	1,60	1,32
90	3,95	3,1	2,71	2,47	2,32	2,2	2,04	1,94	1,86	1,63	1,59	1,30
100	3,94	3,09	2,7	2,46	2,31	2,19	2,03	1,93	1,85	1,62	1,57	1,28

A 8. Kritické hodnoty t Studentova rozdělení

Stupně volnosti v	Hladina významnosti	
	0,05	0,01
1	12,706	63,656
2	4,303	9,925
3	3,182	5,841
4	2,776	4,604
5	2,571	4,032
6	2,447	3,707
7	2,365	3,499
8	2,306	3,355
9	2,262	3,250
10	2,228	3,169
11	2,201	3,106
12	2,179	3,055
13	2,160	3,012
14	2,145	2,977
15	2,131	2,947
16	2,120	2,921
17	2,110	2,898
18	2,101	2,878
19	2,093	2,861
20	2,086	2,845
21	2,080	2,831
22	2,074	2,819
23	2,069	2,807
24	2,064	2,797
25	2,060	2,787
30	2,042	2,750
35	2,030	2,724
40	2,021	2,704
45	2,014	2,690
50	2,009	2,678
60	2,000	2,660
70	1,994	2,648
80	1,990	2,639
90	1,987	2,632
100	1,984	2,626
∞	1,960	2,576

A 9. Kritické hodnoty koeficientu součinové korelace

ν	0,05	0,01	ν	0,05	0,01	ν	0,05	0,01	ν	0,05	0,01
1	0,9969	0,9999	51	0,2706	0,3509	101	0,1937	0,2528	151	0,1587	0,2077
2	0,9500	0,9900	52	0,2681	0,3477	102	0,1927	0,2515	152	0,1582	0,2070
3	0,8783	0,9587	53	0,2656	0,3445	103	0,1918	0,2504	153	0,1577	0,2063
4	0,8114	0,9172	54	0,2632	0,3415	104	0,1909	0,2492	154	0,1572	0,2057
5	0,7547	0,8745	55	0,2609	0,3385	105	0,1900	0,2480	155	0,1567	0,2050
6	0,7067	0,8343	56	0,2586	0,3357	106	0,1891	0,2469	156	0,1562	0,2044
7	0,6664	0,7977	57	0,2564	0,3329	107	0,1882	0,2458	157	0,1557	0,2037
8	0,6319	0,7646	58	0,2542	0,3301	108	0,1874	0,2447	158	0,1552	0,2031
9	0,6021	0,7348	59	0,2521	0,3274	109	0,1865	0,2436	159	0,1547	0,2025
10	0,5760	0,7079	60	0,2500	0,3248	110	0,1857	0,2425	160	0,1543	0,2019
11	0,5529	0,6835	61	0,2480	0,3223	111	0,1848	0,2414	161	0,1538	0,2012
12	0,5324	0,6614	62	0,2461	0,3198	112	0,1840	0,2404	162	0,1533	0,2006
13	0,5139	0,6411	63	0,2442	0,3174	113	0,1832	0,2393	163	0,1529	0,2000
14	0,4973	0,6226	64	0,2423	0,3150	114	0,1824	0,2383	164	0,1524	0,1994
15	0,4821	0,6055	65	0,2405	0,3127	115	0,1816	0,2373	165	0,1519	0,1988
16	0,4683	0,5897	66	0,2387	0,3104	116	0,1809	0,2363	166	0,1515	0,1982
17	0,4555	0,5751	67	0,2369	0,3181	117	0,1801	0,2353	167	0,1510	0,1977
18	0,4438	0,5614	68	0,2352	0,3060	118	0,1793	0,2343	168	0,1506	0,1971
19	0,4329	0,5487	69	0,2335	0,3038	119	0,1786	0,2334	169	0,1501	0,1965
20	0,4227	0,5368	70	0,2319	0,3017	120	0,1779	0,2324	170	0,1497	0,1959
21	0,4132	0,5256	71	0,2303	0,2997	121	0,1771	0,2315	171	0,1493	0,1954
22	0,4044	0,5151	72	0,2287	0,2977	122	0,1764	0,2305	172	0,1488	0,1948
23	0,3961	0,5052	73	0,2272	0,2957	123	0,1757	0,2296	173	0,1484	0,1943
24	0,3882	0,4958	74	0,2257	0,2938	124	0,1750	0,2287	174	0,1480	0,1937
25	0,3809	0,4869	75	0,2242	0,2919	125	0,1743	0,2278	175	0,1476	0,1932
26	0,3739	0,4785	76	0,2227	0,2900	126	0,1736	0,2269	176	0,1471	0,1926
27	0,3673	0,4705	77	0,213	0,2882	127	0,1730	0,2261	177	0,1467	0,1921
28	0,3610	0,4629	78	0,2199	0,2864	128	0,1723	0,2252	178	0,1463	0,1915
29	0,3550	0,4556	79	0,2185	0,2847	129	0,1716	0,2243	179	0,1459	0,1910
30	0,3494	0,4487	80	0,2172	0,2830	130	0,1710	0,2235	180	0,1455	0,1905
31	0,3440	0,4421	81	0,2159	0,2813	131	0,1703	0,2226	181	0,1451	0,1900
32	0,3388	0,4357	82	0,2146	0,2796	132	0,1697	0,2218	182	0,1447	0,1895
33	0,3338	0,4297	83	0,2133	0,2780	133	0,1690	0,2210	183	0,1443	0,1890
34	0,3291	0,4238	84	0,2120	0,2764	134	0,1684	0,2202	184	0,1439	0,1885
35	0,3246	0,4182	85	0,2108	0,2748	135	0,1687	0,2194	185	0,1435	0,1880
36	0,3202	0,4128	86	0,2096	0,2733	136	0,1672	0,2186	186	0,1432	0,1874
37	0,3160	0,4076	87	0,2084	0,2717	137	0,1666	0,2178	187	0,1428	0,1870
38	0,3120	0,4026	88	0,2072	0,2702	138	0,1660	0,2170	188	0,1424	0,1865
39	0,3081	0,3978	89	0,2061	0,2688	139	0,1654	0,2163	189	0,1420	0,1860
40	0,3044	0,3932	90	0,2050	0,2673	140	0,1648	0,2155	190	0,1417	0,1855
41	0,3008	0,3887	91	0,2039	0,2359	141	0,1642	0,2148	191	0,1413	0,1850
42	0,2973	0,3843	92	0,2017	0,2645	142	0,1637	0,2140	192	0,1409	0,1845
43	0,2940	0,3802	93	0,2006	0,2631	143	0,1631	0,2133	193	0,1406	0,1841
44	0,2970	0,3761	94	0,1996	0,2617	144	0,1625	0,2126	194	0,1402	0,1836
45	0,2875	0,3721	95	0,1986	0,2604	145	0,1620	0,2118	195	0,1399	0,1831
46	0,2845	0,3683	96	0,1976	0,2591	146	0,1614	0,2111	196	0,1395	0,1827
47	0,2816	0,3646	97	0,1966	0,2578	147	0,160	0,2104	197	0,1391	0,1822
48	0,2787	0,3610	98	0,1956	0,2565	148	0,1603	0,2097	198	0,1388	0,1818
49	0,2759	0,3575	99	0,1946	0,2552	149	0,1598	0,2090	199	0,1384	0,1813
50	0,2732	0,3541	100	0,1937	0,2540	150	0,1593	0,2083	200	0,1381	0,1809

Literatura:

BLAHUŠ, P. *Statistická významnost proti vědecké průkaznosti výsledků výzkumu.* Čes. Kinantropologie, 4, 2000, s. 53 – 72.
GAJDA,V. *Základy statistiky v příkladech*. Učební texty. Ostrava: Ostravská univerzita, 2006.
FRIEDRICH, V. *Statistika*. VŠ učebnice. Plzeň: FE ZU v Plzni. 2002.
HAVEL, Z. *Cvičení z antropomotoriky* I. Ústí nad Labem: PF, 1989.
HAVEL, Z., HNÍZDIL, J. *Cvičení z antropomotoriky*. Ústí nad Labem: PF UJEP Ústí nad Labem 2008.
HENDL, J. *Přehled statistických metod zpracování dat.* Praha: Portál, 2004.
HENDL, J. *Kvalitativní výzkum. Základní metody a aplikace*. Praha: Portál, 2005.
CHRÁSKA, M. *Metody pedagogického výzkumu*. Praha: Grada, 2007. 272 s.
LIKEŠ,J., LAGA, J. *Základní statistické tabulky*. Praha: SNTL 1978.
ZVÁROVÁ, J. *Základy statistiky pro biomedicínské obory*. Praha: Karolinum, 2001.