KVANTITATIVNÍ DESIGN

v pedagogických výzkumech začínajících akademických pracovníků

Miroslav Chráska
Ilona Kočvarová

Zlín 2014

Kvantitativní design v pedagogických výzkumech začínajících akademických pracovníků

Kvantitativní design v pedagogických výzkumech
začínajících akademických pracovníků

Miroslav Chráska, Ilona Kočvarová

Univerzita Tomáše Bati ve Zlíně
Fakulta humanitních studií
Mostní 5139, 760 01 Zlín

ISBN 978-80-7454-420-0

KVANTITATIVNÍ DESIGN V PEDAGOGICKÝCH VÝZKUMECH ZAČÍNAJÍCÍCH AKADEMICKÝCH PRACOVNÍKŮ

Miroslav Chráska, Ilona Kočvarová

Univerzita Tomáše Bati ve Zlíně
Fakulta humanitních studií

KVANTITATIVNÍ DESIGN V PEDAGOGICKÝCH VÝZKUMECH ZAČÍNAJÍCÍCH AKADEMICKÝCH PRACOVNÍKŮ

Miroslav Chráska, Ilona Kočvarová

Zlín 2014

Publikace byla vydána ve vědecké edici FHS UTB ve Zlíně s názvem Pedagogika.

KATALOGIZACE V KNIZE – NÁRODNÍ KNIHOVNA ČR

Chráska, Miroslav
Kvantitativní design v pedagogických výzkumech
začínajících akademických pracovníků / Miroslav
Chráska, Ilona Kočvarová. -- Vyd. 1. -- Zlín : Univerzita
Tomáše Bati ve Zlíně, Fakulta humanitních studií, 2014 -
- 110 s. -- (Pedagogika)

ISBN 978-80-7454-420-0 (váz.)

37.012 * 303.023 * 311.1/.2
- pedagogický výzkum -- metodologie
- kvantitativní výzkum
- statistické metody
- kolektivní monografie

37 - Výchova a vzdělávání [22]

Autoři: Prof. PhDr. Miroslav Chráska, CSc.
Mgr. Ilona Kočvarová, Ph.D.

Recenzovali: Prof. PhDr. Peter Gavora, CSc.
doc. PaedDr. Petr Urbánek, Ph.D.

Grafický design obálky: PaedDr. Alena Jůvová, Ph.D.
PC sazba a grafická úprava textu: PaedDr. Alena Jůvová, Ph.D.

1. vydání, 2014
Vydala Univerzita Tomáše Bati ve Zlíně, Fakulta humanitních studií
Tisk: Academia centrum, Zlín

ISBN 978-80-7454-420-0

OBSAH

Úvodem

Lidské poznávání je velice složitý proces, který může probíhat nejrozmanitějšími metodami a postupy. Mezi bezpočtem individuálních metod a individuálních postupů lidského poznávání zaujímá mimořádně důležité postavení *metoda vědy*. Pro každý vědní obor (pedagogickou vědu nevyjímaje) by měla být metoda vědy nástrojem poznávání nejdůležitějším.

V současnosti se v pedagogických vědách uplatňují vedle sebe dvě základní paradigmata: paradigma pozitivistické a paradigma post-pozitivistické. Jim také odpovídají dva (poměrně rozdílné) typy pedagogických výzkumů, z nichž oba mají své přednosti i své nedostatky.

Publikace předkládá čtenáři základní informace zejména o projektování, realizaci a vyhodnocování tzv. *kvantitativně orientovaných pedagogických výzkumů*. Tyto výzkumy vycházejí filozoficky z pozitivizmu (resp. novopozitivizmu) a jejich charakteristickým rysem je úsilí o získávání poznatků, které jsou nezávislé na názorech, přáních či postojích badatele. Při tomto přístupu k bádání je činnost vědce natolik kontrolována, že je prakticky vyloučeno, aby se uplatnily jeho osobní názory, postoje, emoce apod. Tato významná vlastnost vědeckého poznávání bývá nejčastěji označována termínem *objektivita*. Kvantitativně orientovaný pedagogický výzkum ovšem usiluje nejen o objektivní popis reality, ale zejména o postižení vztahů mezi pedagogickými jevy.

Úvodní kapitola publikace se zabývá podstatou a základními fázemi kvantitativně orientovaného pedagogického výzkumu. Značná pozornost je věnována vědeckým hypotézám, jejich správné formulaci a nejčastějším chybám, ke kterým při formulaci hypotéz dochází. Po vysvětlení základních pojmů a principů, z nichž vychází kvantitativně orientovaný výzkum, jsou v publikaci také stručně zmíněny základní principy výzkumu kvalitativně orientovaného. Pozornost je přitom věnována zejména rozdílům mezi oběma přístupy s cílem poukázat na jejich silné i slabé stránky, rozdílné možnosti, meze, výhody i nevýhody.

Samostatná kapitola je v publikaci věnována měření v pedagogických výzkumech. Jsou popsány jednotlivé druhy (úrovně) měření, u každého druhu je analyzována výpovědní hodnota získávaných dat a uvedeny metody, které slouží k jejich statistickému popisu.

Nejrozsáhlejší část publikace je věnována podrobnému popisu statistických metod, které se nejčastěji používají při ověřování výzkumných hypotéz. Autoři jsou přesvědčeni, že znalost základních statistických procedur a pochopení jejich principů je nezbytným předpokladem smysluplného využívání statistiky ve výzkumech. Abychom čtenářům umožnili náležité pochopení podstaty a logiky prováděných postupů, prezentujeme všechny statistické procedury tak, aby je bylo možno realizovat i bez použití počítače. Přesto, že si uvědomujeme skutečnost, že při rutinním provádění zejména rozsáhlých výzkumů je „ruční" zpracování dat jen sotva myslitelné, domníváme se, že elementární pochopení smyslu prováděných procedur je naprosto nezbytné.

V závěrečné části publikace je diskutován problém výběru vhodného statistického postupu pro verifikaci výzkumných hypotéz v souvislosti s druhem získaných dat. Je uveden příklad obvyklého postupu při analýze dat a základní informace o možnostech využití výpočetní techniky v kvantitativně orientovaných výzkumech.

Publikace je určena zejména pracovníkům, kteří zatím nemají s realizací pedagogických výzkumů větší zkušenosti (např. začínajícím akademickým pracovníkům na vysokých školách), ale i dalším zájemcům, kteří se s kvantitativně orientovaným výzkumem nebo s jeho výsledky ve své činnosti setkávají.

1 PEDAGOGICKÝ VÝZKUM

Cílem vědy je zejména vytváření příslušné teorie v oblasti svého působení. Teorie je soustavou navzájem souvisejících pojmů, konstruktů, definic a výroků, která představuje systematický pohled na jevy tím, že specifikuje vztahy mezi nimi s cílem tyto jevy vysvětlit nebo předpovědět (Kerlinger, 1972). Za jev přitom můžeme považovat všechno, u čeho má smysl se tázat, zda nastává či nikoli.

Jednotlivé teoretické poznatky se opírají o výsledky realizovaných výzkumů. Pomocí výzkumů se buď existující teorie ověřují (případně korigují nebo upřesňují) nebo se na jejich základě nové teorie vytvářejí. Výzkum (vědecký výzkum) je různými autory chápán a vymezován různě. Někdy jsou za výzkum pokládány veškeré systematicky prováděné aktivity vedoucí k získávání nových poznatků. Toto široké chápání výzkumu je v oblasti pedagogických věd poměrně časté. Např. P. Gavora (2000, s. 11) definuje výzkum jako „systematický způsob řešení problémů, kterým se rozšiřují hranice vědomostí lidstva. Výzkumem se potvrzují či vyvracejí dosavadní poznatky, nebo se získávají nové poznatky." Jiní autoři vymezují pojem výzkum poněkud užším způsobem. Např. F. N. Kerlinger (1972) definuje výzkum jako „systematické, kontrolované, empirické a kritické zkoumání hypotetických výroků o předpokládaných vztazích mezi přirozenými jevy." V tomto pojetí jsou za výzkum považovány pouze takové aktivity, které vedou k ověřování vztahů mezi jevy (např. Pelikán, 1998). Pokud jde ve výzkumném šetření o pouhý popis reality (byť velmi přesný a sofistikovaný), doporučuje F. N. Kerlinger používat raději konstrukt „průzkum". Někdy se v podobném významu hovoří také o „deskriptivních výzkumech".

Jsme přesvědčeni, že věda by měla zkoumat zejména vztahy mezi jevy, a proto kvantitativně orientovaný pedagogický výzkum vymezujeme jako „záměrnou a systematickou činnost, při které se empirickými metodami zkoumají (ověřují, verifikují, testují) hypotézy o vztazích mezi pedagogickými jevy. Jednotlivé pedagogické jevy jsou přitom zachycovány na základě měření" (Průcha et al., 2009, s. 813). V této publikaci používáme pojem výzkum právě v tomto smyslu. Domníváme se, že prezentované chápání pedagogického výzkumu by mohlo přispět k žádoucímu snížení inflace používání pojmu *výzkum v* současném českém školství.

1.1 Fáze kvantitativně orientovaného pedagogického výzkumu

Ve výzkumu se řeší buď jeden, nebo více (zpravidla spolu souvisejících) problémů. Řešení vědeckého problému potom představuje řadu navzájem propojených a na sobě závislých kroků a činností. Jednotlivé výzkumy se mohou navzájem lišit co do posloupností jednotlivých realizovaných činností, ale základní schéma postupu bývá následující:

a) stanovení problému,

b) formulace hypotézy,

c) testování (verifikace, ověřování) hypotézy,

d) vyvození závěrů a jejich prezentace.

1.1.1 Stanovení problému

Práce při stanovení problému obvykle začíná *teoretickou analýzou* oblasti, která má být předmětem našeho zkoumání. V této analýze jde o získávání co největšího množství informací o současném stavu poznání v dané oblasti reality.

Základním a nejdůležitějším zdrojem informací je studium příslušné odborné literatury. Kromě studia odborné literatury v tištěné (elektronické) podobě (knižní publikace, časopisy, sborníky, encyklopedie, odborné slovníky apod.) můžeme využívat mnoha dalších zdrojů. Obrovské informační možnosti skýtá např. internet a jeho informační databáze (ERIC, EBSCO, PBD a mnohé další). Informace získáváme také na základě konzultací a rozhovorů s odborníky, studiem výzkumných zpráv nebo i na základě přímého pozorování pedagogické reality (rozhovory s učiteli, žáky, rodiči apod.). Tuto etapu práce v přípravě výzkumu není radno podceňovat. V současné době je v pedagogice jen velmi málo oblastí, které dosud nebyly nějakým způsobem podrobeny zkoumání. Jestliže se důkladně seznámíme se stavem poznání v dané oblasti, vyvarujeme se tím jednak zbytečného řešení problémů již vyřešených, jednak se vyhneme chybám a omylům, kterých se dopustili autoři před námi.

Všechny použité informační zdroje je nutné ve zprávě o výzkumu citovat. Citace dokumentů se řídí pravidly nebo zvyklostmi, které zpravidla platí pro určitou zemi, mohou se ale lišit i u různých vydavatelů. V současné době by se měly v České republice citace dokumentů řídit normou ČSN ISO 690 (01 0197) platnou od 1. dubna 2011.

Požadavky na úpravu odborných textů se na mezinárodní úrovni často řídí citační normou APA, která je podobná normě ČSN ISO 690, ale popisuje detailní požadavky na úpravu odborných textů v oblasti humanitních věd. Zaměřuje se nejen na správné vytváření odkazů na používané zdroje informací, ale podrobně vymezuje také pravidla psaní odborných textů. Požaduje stručnou a jasnou strukturu textu podle jeho zaměření (teoretická, empirická, případová či metodologická studie). Důraz klade na výstižné vyjadřování a vhodně zvolený styl psaní od teoretických východisek až po jasnou formulaci závěrů. Norma vymezuje také základní etická pravidla, která by měli dodržovat autoři odborných textů. Od prvního vydání roku 1929 je norma stále aktualizována. Její 6. edice vyšla roku 2009 (APA, 2009).

Dalším krokem, který lze při přípravě výzkumu doporučit, je formulování tzv. *operacionalizovaných definic.* Jde o definování jednotlivých pojmů – konstruktů (kterými se výzkum bude zabývat) tak, aby byly „uchopitelné". Například při zkoumání „agresivity u dětí předškolního věku" bude třeba jednoznačně vymezit projevy agresivity, přesně definovat věk dětí, které hodláme zkoumat apod. Při formulaci těchto operacionalizovaných definic zpravidla jednotlivé pojmy definujeme poněkud zjednodušeně (vhledem k zaměření výzkumu). Toto zjednodušování definic pojmů má dva důvody. První důvod spočívá v nemožnosti postihnout pedagogické jevy v celé jejich složitosti, vzájemné souvislosti a podmíněnosti. Druhý spočívá v požadavku, aby sledované jevy byly nějakým způsobem zachytitelné (měřitelné). Při formulaci operacionalizovaných definic si musíme být vědomi toho, že určité jevy zjednodušit nelze, nechceme-li zkreslit výsledky výzkumu. Jedině důkladný teoretický rozbor může určit hranice, kam až zjednodušení může sahat, aniž by hrozilo nebezpečí zkreslení (simplifikace).

Jevy nebo vlastnosti, které ve výzkumu vystupují a mezi nimiž hledáme (ověřujeme) existenci vztahů, označujeme jako *proměnné.* Proměnnou je pedagogický jev nebo vlastnost, která se ve výzkumu může měnit (nabývat různých hodnot). Příkladem proměnných je např. pohlaví dětí (nabývá dvě možné hodnoty), věk dětí, mentální úroveň dětí, klasifikace žáků v určitém předmětu, chování dětí v určité situaci atd. Proměnné lze rozdělit na tzv. *nezávisle proměnné* a *závisle proměnné.* Nezávisle proměnná je vlastnost (jev), která je příčinou nebo podmínkou vzniku jiné vlastnosti (jevu). Závisle proměnná je vlastnost (jev), která je výsledkem (následkem, důsledkem) působení nezávisle proměnné. Např. negativní chování dítěte ve škole (závisle proměnná) může být způsobeno např. konfliktními vztahy mezi jeho rodiči (nezávisle proměnná). Správně formulovaný výzkumný problém je otázka, která vyjadřuje vztah mezi proměnnými (měla by se tázat, zda mezi proměnnými existuje vztah).

Při vlastní formulaci problému je vhodné respektovat následující doporučení:

- Problém by měl být formulován zcela konkrétně, jednoznačně a pokud možno jako otázka.
- Problém musí implikovat možnost empirického ověřování. Problémy, které nejsou empiricky ověřitelné, nelze ve vědeckém výzkumu zkoumat.
- Problém musí vyjadřovat vztah mezi dvěma nebo více proměnnými.

Pedagogický výzkum může hledat odpovědi na různé typy otázek. Ve výzkumech se zpravidla formuluje řada tzv. *výzkumných otázek*, které nemusí vždy vyjadřovat vztahy mezi proměnnými. Považujeme za účelné rozlišovat mezi pojmy *„výzkumná otázka"* a *„výzkumný problém"*. Pojem výzkumná otázka má v tomto pojetí (Kerlinger, 1972) širší význam, protože zahrnuje jak otázky zaměřené na popis (deskripci) edukačních jevů, tak otázky, které se táží na vztahy mezi proměnnými, tj. na problémy. V tomto smyslu tedy chápeme problém jako zvláštní druh otázky, která se zaměřuje pouze na postižení vztahů v edukační realitě. Je zřejmé, že hypotézy lze formulovat pouze k problémům, zatímco k otázkám, jejichž posláním je získat popis reality, hypotézy formulovat nelze.

Pokud otázka, na níž hledáme ve výzkumu odpověď, nevyjadřuje vztah mezi proměnnými, nemusí to ještě znamenat, že je bezcenná, a že nemá smyslu ji řešit. Otázka, která nevyjadřuje vztah mezi proměnnými neumožňuje vyslovit hypotézu, a při jejím řešení se proto nejde o výzkum v tom smyslu, ve kterém byl definován výše. Šetření tohoto typu bývají označována (jak již bylo uvedeno) jako pedagogické *průzkumy* (Kerlinger, 1972).

1.1.2 Hypotézy a jejich místo v pedagogickém výzkumu

Hypotézy tvoří jádro kvantitativně orientovaných pedagogických výzkumů. K sou-časnému chápání významu a role hypotéz ve výzkumu významně přispěl *kritický racionalizmus*, filozofický směr, jehož zakladatelem je významný filozof vědy Karl R. Popper (1902-1994). Tento autor dospěl k závěru (Popper, 1995), že obecně formulovaná tvrzení (hypotézy) není možno přímo empiricky prokázat (verifikovat). Pro verifikaci hypotéz navrhl tzv. *metodu falzifikace*. Termínem *falzifikace* se v tomto případě rozumí hledání empirických faktů, které *hovoří proti* ověřované hypotéze (v běžném životě má slovo „falzifikace" význam jiný, znamená „padělání" nebo „falšování" něčeho).

Podle K. R. Poppera by vědec ve výzkumu neměl usilovat o dokazování hypotéz, ale pouze o jejich falzifikaci, tj. hledání faktů, svědčících o jejich neplatnosti. Pokud se nepodaří hypotézu ve výzkumu falzifikovat, můžeme ji přijmout, ne však ji považovat za jednou provždy dokázanou. Vždy existuje možnost, že při opakovaném ověřování hypotézy budou nalezena fakta, která s ní nejsou slučitelná. Správně formulovaná vědecká hypotéza musí možnost empirického ověřování (falzifikace) skýtat, tj. musí být falzifikovatelná.

Žádný empirický důkaz nemůže hypotézu nikdy jednoznačně a definitivně dokázat. Je možné říci, že empirický výzkum v podstatě hypotézu nedokazuje, ale pouze zdůvodňuje její přijatelnost. Je-li hypotéza na základě důkladného empirického ověřování přijata, je možné ji zobecnit a doporučit k praktickému využití.

Pravidla pro formulaci hypotéz

Při formulaci hypotéz je nutné dodržovat tři základní požadavky, které bývají někdy označovány jako *zlatá pravidla hypotézy* (Gavora, 2000, s. 53):

- Hypotéza je tvrzení, které je vyjádřeno oznamovací větou (výzkumný problém je naopak vhodné vyjádřit větou tázací).
- Hypotéza musí vyjadřovat vztah mezi dvěma proměnnými (pokud se nejedná o vyjádření vztahů, není možno hovořit o vědecké hypotéze). Proto musí být hypotéza vždy formulována jako tvrzení o *rozdílech, vztazích* nebo *následcích (příčinách).*
- Hypotézu musí být možno empiricky ověřit. Proměnné, které v hypotéze vystupují, musí být měřitelné (byť např. jen na základě kategorizace).

Zatímco problém je otázka, kdy se tážeme, zda existuje vztah mezi pedagogickými jevy, hypotéza je podmíněným výrokem o vztahu mezi dvěma nebo více proměnnými. Lze také říci, že hypotézy jsou predikcemi (předpověďmi) o vztazích mezi proměnnými. Hypotéza tvrdí, že nastane-li jev A, nastane také jev B (jev B je předpovídán na základě existence jevu A). Hypotéza vyjadřující vztah mezi dvěma proměnnými se někdy formálně zapisuje pomocí vztahu

$$Y = f(X)$$

Tento zápis vyjadřuje skutečnost, že jistá proměnná (vlastnost, jev) Y je „funkcí" jiné proměnné X. Jestliže v těchto souvislostech hovoříme o „funkční závislosti“ proměnných, je nutné zdůraznit, že v pedagogických výzkumech se ve skutečnosti jedná o závislosti statistické. Ty jsou jiné povahy, než skutečné funkční závislosti, jak je známe např. z fyziky apod. (viz kapitola 3).

Existence jednoduchého hypotetického vztahu $Y = f(X)$ je v oblasti pedagogického zkoumáni málo častá. Daleko častěji se uplatňuje vztah

$$Y = f(X, W, Z, \ldots),$$

tzn., že jistý účinek je zpravidla vyvoláván celou řadou faktorů $Y = f(X, W, Z, \ldots)$. Často je však oprávněné a vhodné předpokládat, že z možných faktorů je nejdůležitější jen jeden, a ostatní možno zanedbat. Přípustnost takového zjednodušení je nutné vždy pečlivě zvažovat, aby nedošlo ke zkreslení složité pedagogické reality.

Po zformulování hypotézy se doporučuje provést ještě další myšlenkový krok, který označujeme jako *dedukci důsledků hypotézy*. Při tomto způsobu usuzování vycházíme z platnosti formulované hypotézy a pokoušíme se zpětně dedukovat, který problém z toho vyplývá (bez ohledu na problém již dříve formulovaný). Může se stát, že při tomto postupu dospějeme k částečně (nebo zcela) jiné formulaci problému, než z jaké jsme původně vyšli. Můžeme také zjistit, že původně stanovený problém není současnými prostředky vědy řešitelný (Kerlinger, 1972).

Nejčastější chyby při formulaci hypotéz

Nedostatky při formulaci hypotéz výrazně snižují věrohodnost realizovaného výzkumu a znehodnocují nebo přinejmenším zpochybňují dosažené výsledky. Velmi často se při formulaci hypotéz objevují např. následující nedostatky.

- Formulované hypotézy nevyjadřují vztah mezi proměnnými, to znamená, že nevypovídají o *rozdílech*, *vztazích* nebo *následcích*. Příklady *nesprávných* formulací: *„žáci na prvním stupni základní školy mají rádi matematiku", „chlapci mají většinou rádi fyziku“, „městské školy jsou dobře vybaveny výpočetní technikou“*. V uvedených příkladech jsou sice vztahy implicitně naznačeny, ale k jednoznačnému pochopení obsahu hypotézy to nestačí.
- Hypotézy někdy nemívají formu oznamovací věty. Někdy jsou vyjádřeny pomocí složitých souvětí, z nichž žádné jednoznačné tvrzení nevyplývá.
- Často se objevují neurčité formulace typu *„jev A někdy vyvolává jev B.“* Také při interpretaci výsledků ověřování se někdy vyskytují nejednoznačné formulace typu *„hypotéza byla částečně potvrzena“* apod. Hypotézy musí být formulovány vždy zcela jednoznačně a také výsledek ověřování musí být zcela jednoznačný (hypotézu buď přijmeme, nebo odmítneme).
- Jestliže formulujeme hypotézy výzkumu, potom v této fázi hovoříme vždy o tzv. *věcných hypotézách*, nikoli o *hypotézách statistických* (podrobněji viz kap. 3). Tzv. statistické hypotézy (nulová, alternativní) se v projektu výzkumu i při popisu realizace výzkumu zmiňují a formulují až v souvislosti s jejich statistickým ověřováním.

Při formulaci věcných hypotéz bychom měli, pokud možno, dávat přednost tzv. *„jednostranným hypotézám“* (*directional hypotheses*), před *„hypotézami oboustrannými“* (*no directional hypotheses*, Field, 2013, s. 65).

Příkladem jednostranné hypotézy může být např. tvrzení *„pracovníci s delší dobou praxe jsou skeptičtější k inovacím než pracovníci s kratší dobou praxe“*. Oboustranná alternativa této hypotézy by mohla znít *„délka praxe pracovníků ovlivňuje míru jejich skepse k inovacím“*. Jednostranné hypotézy poskytuji přesnější informaci, protože přímo a jednoznačně predikují závěr statistické analýzy. Abychom byli schopni (na základě dostupných informací) zformulovat věrohodné hypotézy, je nutné vycházet především z důkladného studia teoretických východisek, která chceme ve výzkumu ověřit. Můžeme ale také vycházet z vlastních pozorování, zkušeností či z logických úvah, případně i z názorů jiných odborníků. Hypotéza by neměla být v žádném případě pouhým náhodným (ničím nezdůvodněným) „háďáním“. Hypotézy se formulují zpravidla v první fázi realizace výzkumu. Ke změně hypotézy dochází jen výjimečně, zpravidla pouze v případě získání zcela nových, zásadních či neočekávaných informací. Je neprofesionální, pokud výzkumník mění svoje hypotézy v průběhu nebo na konci analýzy jenom proto, aby dosáhl potvrzení svých předpokladů.

Někdy je možné ve výzkumu formulovat i hypotézu o neexistenci vztahu. Tato hypotéza může být prospěšná např. v případech, kdy potřebujeme prokázat, že úroveň určitého jevu se nemění v závislosti na stanovených proměnných (vlivech).

Tabulka 1: Příklady nevhodně formulovaných věcných hypotéz

Nevhodná formulace	Nedostatky ve formulaci	Upravená formulace
Pracovníci s delší dobou praxe mají skeptický názor na inovace.	Hypotéza musí jasně vyjadřovat vztah mezi dvěma proměnnými.	Pracovníci s delší dobou praxe mají skeptičtější názor na inovace než pracovníci s kratší dobou praxe.
Tráví městské děti u počítače více volného času než děti na vesnici?	Hypotéza není vyjádřena oznamovací větou.	Městské děti tráví u počítače více volného času než děti na vesnici.
Aprobovaní učitelé dosahují lepších výsledků než neaprobovaní učitelé.	V hypotéze se snažíme vyvarovat obecným hodnotícím soudům. Proměnné by měly být co nejpřesněji specifikovány.	Aprobované učitele žáci hodnotí lépe než učitele neaprobované.
Chlapci dosahují ve sportu lepších výsledků než dívky.	Není specifikována proměnná „výsledky ve sportu“.	Chlapci dosahují v běhu lepších výsledků než dívky.
Motivace ke studiu na vysoké škole je u studentů gymnázií statisticky významně vyšší než u studentů jiných typů středních škol.	V hypotéze je nevhodně použito konstruktu „statisticky významně“ vyšší. Tento konstrukt se při formulaci věcných hypotéz nepoužívá.	Motivace ke studiu na vysoké škole je u studentů gymnázia vyšší než u studentů jiných typů středních škol.
Předpokládáme, že mezi motivací ke studiu a studijními výsledky je pozitivní vztah.	Hypotézu formulujeme jako tvrzení podložené teorií, nikoli jako váhavý předpoklad.	Mezi motivací ke studiu a studijními výsledky je pozitivní vztah.
Třídní učitelé někdy komunikují s rodiči žáků častěji než ostatní učitelé.	Hypotéza obsahuje neurčitou formulaci (někdy, občas, částečně).	Třídní učitelé komunikují s rodiči žáků častěji než ostatní učitelé.

Nevhodná formulace	Nedostatky ve formulaci	Upravená formulace
Ve městech se často vyskytuje záškoláctví žáků.	Hypotéza obsahuje neurčitou formulaci (často) a nevyjadřuje vztah mezi proměnnými.	Ve městech se vyskytuje záškoláctví žáků častěji než na vesnicích.
Zatímco vysokoškolsky vzdělaní pracovníci pobírají vyšší průměrnou mzdu, středoškolsky vzdělaní pracovníci jejich průměru nedosahují.	Hypotéza musí být pregnantně formulována (jasně a zároveň jednoduše).	Vysokoškolsky vzdělaní pracovníci pobírají vyšší průměrnou mzdu než středoškolsky vzdělaní pracovníci.

Poznámka: *Příklady hypotéz jsou uvedeny bez kontextu s konkrétním výzkumným šetřením a lze je proto posuzovat pouze z formálního hlediska. Reálné hypotézy musí vždy vycházet z cílů výzkumu a musí být odpověďmi na řešený problém.*

1.1.3 Výběr osob nebo událostí do výzkumných vzorků

Jestliže v běžném životě vyslovujeme soudy o jiných lidech či skupinách lidí, činíme tak většinou na základě znalosti určitého (někdy jen zcela malého) počtu osob. Předpokládáme, že vlastnosti lidí (o kterých se vyslovujeme) jsou stejné (nebo podobné) jako vlastnosti těch, které známe. Podobně jako v běžném životě, ani v pedagogickém výzkumu není zpravidla myslitelné, abychom prozkoumali všechny jedince (nebo situace), kteří nás zajímají. Svoje zjištění opíráme většinou jen o znalost určitého vzorku (výběru). Jde o to, aby vlastnosti námi vybraného vzorku byly pokud možno stejné jako vlastnosti celé skupiny (lidí nebo situací), kterou zkoumáme. Požaduje se, aby vzorek vybraných jedinců (situací) byl co možná nejvíce *reprezentativní*. V běžném životě se otázkou reprezentativnosti vzorku příliš nezabýváme. Jinak je tomu ve vědeckých výzkumech, kde otázka reprezentativnosti výběru je otázkou klíčového významu.

V dalším výkladu budeme používat dva důležité pojmy: *základní soubor (populace)* a *výběrový soubor (výběr)*. Pojmem základní soubor rozumíme všechny prvky (osoby, situace), které patří do zkoumané skupiny. Výběrovým souborem (výběrem, vzorkem) rozumíme určitou část prvků vybranou ze základního souboru, která základní soubor zastupuje (reprezentuje).

V některých případech výzkumů (většinou jen v případě malých základních souborů) je zkoumán celý základní soubor. V těchto situacích hovoříme o *vyčerpávajícím (exhaustivním) výběru*. Šetření, ve kterém získáváme data ode všech prvků (osob, situací) v populaci označujeme také jako *cenzus*.

Druhy výběrů

Existuje mnoho způsobů, jak vybírat jedince (nebo situace) tak, aby danou skupinu osob (nebo situací) dobře reprezentovali. Velmi často se reprezentativní výběry vytvářejí za pomoci působení náhody. Má to výhodu v tom, že pomocí náhodného výběru se můžeme vyhnout subjektivitě, která by mohla výsledky výzkumu výrazně zkreslit. Ve vědeckém výzkumu by mělo být zaručeno, že při výběru prvků se nebude uplatňovat jakýkoli subjektivní zřetel (byť sebelépe míněný), a to ať skrytý či zdánlivě bezvýznamný. Ve výzkumech se používá několika základních typů výběrů, které se liší tím, jak se u nich náhoda uplatňuje.

Prostý náhodný výběr (náhodný výběr jednotlivých prvků)

Charakteristickým rysem tohoto výběru je, že všechny prvky (osoby, události) základního souboru mají stejnou (nebo velmi podobnou) pravděpodobnost, že budou vybrány. Každý prvek musí být při tom vybírán nezávisle na ostatních.

Tyto podmínky jsou přesně splněny pouze v případě, že se realizuje *náhodný výběr s vracením prvků*. U tohoto druhu výběru se vybrané prvky po každém výběru vždy vrací zpět do základního souboru. Tím, že se vybírá stále ze stejného počtu prvků, je zaručena stejná pravděpodobnost výběru pro všechny prvky. V praxi se častěji provádí tzv. *náhodný výběr bez vracení prvků*, u něhož vybrané prvky zůstávají mimo základní soubor.

U početnějších základních souborů nemá smysl mezi výběrem *s vracením prvků* a výběrem *bez vracení prvků* rozlišovat (jednotlivé prvky výběru mají v tomto případě velmi podobnou pravděpodobnost, že budou vybrány).

Příklad prostého náhodného výběru:

Výzkumník vylosuje ze všech žáků konkrétní školy (základní soubor) 100 žáků a u těchto žáků (výběrový soubor) bude realizovat určité výzkumné šetření.

Prostý náhodný výběr se často provádí mechanickým losováním (v osudí musí být všechny prvky základního souboru), nebo se používá tzv. *techniky náhodných čísel*. U této techniky se prvkům základního souboru nejdříve přiřadí pořadová čísla a z nich se potom vybírá pomocí náhodných čísel. Náhodná čísla možno získat např. ze statistických tabulek, ale v současné době je běžnější (a pohodlnější) využívat k tomuto účelu počítač nebo i některé typy kalkulátorů. Na kalkulátorech bývá tato funkce označena písmeny RND (random = náhoda). Stisknutím příslušného tlačítka nám kalkulátor zobrazí náhodné číslo, které je možno použít při výběru.

Prostý náhodný výběr bývá v mnoha případech výzkumu obtížně uskutečnitelný. Problémy působí zejména to, že získaný výběrový soubor bývá značně rozptýlený a velmi obtížně se s ním proto pracuje. Představme si např., že bychom hodlali uskutečnit prostý náhodný výběr ze základního souboru „žáci 1. ročníku základní školy v ČR“ o rozsahu cca 200 žáků. Získaný výběrový soubor by byl zřejmě v tomto případě značně rozptýlený po celé České republice a bylo by prakticky nemožné s ním ve výzkumu pracovat. V podobných případech se většinou místo prostého náhodného výběru provádí výběr skupin prvků (např. výběr školních tříd).

Skupinový výběr

Při skupinovém výběru se postupuje tak, že místo jednotlivých prvků základního souboru vybíráme celé skupiny těchto prvků. Např. výběrový soubor žáků vytváříme tak, že místo výběru jednotlivých žáků vybíráme celé skupiny žáků (jednotkami výběru jsou většinou školní třídy). Tento druh výběrů je velmi praktický a proto také často používaný. Výhodou tohoto druhu výběru je zejména to, že získaný výběrový soubor nebývá příliš rozptýlen a také to, že poměrně snadno získáváme informace od velkého počtu respondentů.

Vzhledem k tomu, že u tohoto druhu výběru vybíráme místo jednotlivých prvků základního souboru celé skupiny těchto prvků, je potřeba zajistit nejen to, aby výběr zahrnoval dostatečně velký počet prvků, ale také to, že bude dostatečný počet vybraných skupin (např. tříd). Reprezentativnost tohoto výběru je totiž závislá nejen na celkovém počtu vybraných prvků (např. žáků) ale také na tom, kolik skupin prvků (např. tříd) bylo vybráno.

Stratifikovaný výběr

Provádí se u těch základních souborů, které jsou složeny z několika charakteristických podskupin. Chceme-li ze základního souboru (který je složen z podskupin) získat dostatečně reprezentativní výběr, vybíráme z jednotlivých charakteristických podskupin pomocí náhodného výběru vždy určitý počet prvků. Počet vybíraných prvků z podskupin nebývá přesně proporcionální vzhledem ke složení základního souboru.

Příklad stratifikovaného výběru:

Při výzkumu postojů učitelů základní školy k učitelské profesi byl pořízen stratifikovaný výběr učitelů podle délky jejich pedagogické praxe. Všichni učitelé byli rozděleni do následujících pěti podskupin:
1. podskupina – učitelé s délkou pedagogické praxe do 5 let,
2. podskupina – učitelé s délkou pedagogické praxe 6 – 10 let,
3. podskupina – učitelé s délkou pedagogické praxe 11 – 15 let,
4. podskupina – učitelé s délkou pedagogické praxe 16 – 20 let,
5. podskupina – učitelé s délkou pedagogické praxe nad 20 let.

Z každé této podskupiny byl potom náhodně vybrán určitý počet učitelů, čímž bylo zaručeno, že ve výběru se určitým způsobem uplatnily vlastnosti učitelů všech kategorií podle délky pedagogické praxe.

Kontrolovaný výběr (proporcionální stratifikovaný výběr)

Jde o stratifikovaný výběr, u něhož počet prvků vybíraných z podskupin je proporcionální počtu těchto prvků v základním souboru. Při realizaci kontrolovaného výběru učitelů základní školy (podle délky pedagogické praxe) bychom museli respektovat počty učitelů v jednotlivých kategoriích délky praxe. Tímto způsobem bychom dostali výběr, který by byl zmenšeným modelem základního souboru vzhledem k danému rozlišovacímu znaku (délka pedagogické praxe).

Kontrolovaný výběr může být prospěšný v mnoha konkrétních případech výzkumu. Například při řešení problémů, které nějakým způsobem mohou souviset s pohlavím žáků (např. zkoumání volnočasových aktivit, tělesné zdatnosti žáků atd.), bývá nutné zajistit, aby výběr obsahoval stejný počet chlapců a dívek. V tomto případě provádíme kontrolovaný výběr žáků podle pohlaví tak, že náhodně vybereme dvě stejně početné skupiny chlapců a dívek. Výběr je v tomto případě zmenšeným modelem základního souboru vzhledem k pohlaví.

Kontrolované výběry bývají někdy označovány jako reprezentativní výběry. Výběr je možno kontrolovat i podle několika důležitých znaků současně. Kontrolované výběry umožňují (i při poměrně malém rozsahu) získávání značně věrohodných výsledků.

Vícenásobný výběr

U tohoto výběru se nezačíná výběrem jednotek (např. žáků), ale výběrem skupin vyššího řádu. Nejdříve se provede výběr skupin nejvyššího řádu, a potom se pokračuje ve 2 – 3 stupních, až dospějeme k základním jednotkám (např. žákům). Chceme-li např. pořídit vícestupňový výběr žáků pátých ročníků základní školy v České republice, můžeme postupovat tak, že nejdříve vybereme (náhodně) několik krajů (1. stupeň výběru), dále ve vybraných krajích vylosujeme několik škol (2. stupeň výběru) a na školách vybereme náhodně několik žáků (3. stupeň výběru).

Výhodou vícestupňového výběru je, že vybrané prvky jsou zpravidla více koncentrovány než u ostatních druhů výběrů. K dosažení věrohodných výsledků ve výzkumu je však u tohoto výběru potřeba vybírat vždy poněkud větší počet prvků než u prostého náhodného výběru.

Záměrný výběr

Záměrný výběr se liší od předcházejících druhů výběrů v tom, že zde o výběru jistého prvku nerozhoduje náhoda, ale buď úsudek výzkumníka, nebo úsudek zkoumané osoby. Záměrný výběr může vzniknout v podstatě třemi způsoby:

a) V případě ***anketního výběru*** se jedinci dostávají do výběru sami na základě svého rozhodnutí.
b) ***Výběr „průměrných jednotek"*** vybírá určitý objekt (např. škola, třída, žáci), který výzkumník považuje za typický (průměrný) případ. Tato metoda předpokládá vysokou kvali-

fikaci a erudici výzkumného pracovníka, který musí dobře rozlišovat mezi jevy jedinečnými, zvláštními a obecnými. Je to postup v jistém směru jednodušší, rychlejší a lacinější než ostatní uvedené postupy, zato však přináší nepoměrně méně věrohodné výsledky. Je totiž značně obtížné (ne-li nemožné) dokázat na skutečně vědecké úrovni, že vybraný objekt je typickým reprezentantem základního souboru.

c) ***Kvótní výběr*** je z teoretického hlediska ze záměrných výběrů nejpřijatelnější. Postupuje se tak, že se zvolí určité kontrolní znaky, podle nichž se výběr orientuje. Chceme-li např. provést kvótní výběr obyvatelstva určité oblasti, lze např. zjistit, že v tomto základním souboru je určitý počet mužů a žen, že obyvatelstvo má jisté věkové složení, že tyto osoby vykonávají různá povolání, mají různý stupeň vzdělání, že bydlí v různě velkých obcích atd. Podle těchto kontrolních znaků lze vytvořit určité kvóty pro výběr. Kvóty by např. v uvedeném příkladě předepisovaly, kolik mužů a žen se má vybrat a v jakém věku, jaké vzdělání mají vybraní jedinci mít, jaké povolání mají vykonávat atd. Kvótní výběr se užívá často v sociologických výzkumech a průzkumech (např. výzkumy veřejného mínění, průzkumy trhu apod.).

Zvláštní formou kvótního výběru je tzv. *panel*. O panelu hovoříme tehdy, jestliže vytvořenou reprezentativní skupinu osob používáme opakovaně k řadě různých výzkumů (je to možné pouze v případě, že složení základního souboru se příliš rychle nemění).

Mechanický (systémový) výběr

Tento druh výběru je výhodný v případě, že v šetření hodláme zkoumat určité procento prvků ze základního souboru (např. 2 %). Při pořizování mechanického výběru postupujeme tak, že nejdříve všem prvkům základního souboru přiřadíme pořadová čísla. Potom prostým náhodným výběrem určíme počáteční prvek základního souboru a k jeho pořadovému číslu postupně přičítáme konstantu, která odpovídá zvolenému procentu vybíraných prvků. Např. v případě, že hodláme vybrat 2 % všech prvků (2 % = 2/100 = 1/50), postupně přičítáme konstantu 50. (Počáteční prvek základního souboru se v případě výběru 2 % prvků určí z intervalu 1 – 50.)

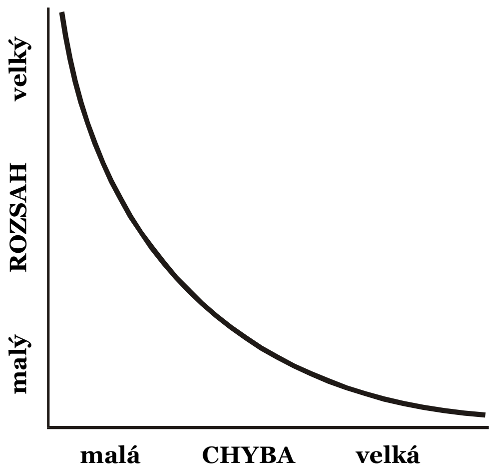
Spárované (vyrovnané) výběry

Jde o zvláštní druh kontrolovaných výběrů, kdy získáváme ze základního souboru dva nebo více podobně kontrolovaných výběrů. Pro některé pedagogické výzkumy je např. vhodné získat dva výběry se stejným nebo podobným rozdělením určité schopnosti (např. mentální úroveň, tělesná zdatnost). Za tím účelem můžeme vybrané jedince rozdělit do určitých „výkonnostních pásem“ podle výsledků určitého provedeného měření (např. podle výsledků testu rozumových schopností nebo podle výsledků testu tělesné zdatnosti). Každé takto vytvořené výkonnostní pásmo (osoby, které dosáhly určitého výkonu) lze potom náhodně rozdělit do dvou nebo více spárovaných skupin. Při rozdělování jedinců do skupin lze užít velmi jednoduché metody „házení mincí“. Postupujeme tak, že z osob vytvoříme zcela libovolně dvojice a pomocí hodu mincí určíme, do které skupiny jedince zařadíme. K rozdělování jedinců do spárovaných skupin lze také užít techniky náhodných čísel, která generuje počítač nebo kalkulátor. Při použití náhodných čísel se postupuje tak, že nejdříve jedincům (které máme rozdělit) přiřazujeme jednotlivá náhodná čísla. Ti jedinci, kterým přiřadíme uvedeným způsobem lichá čísla, tvoří jednu skupinu. Ti, kterým přiřadíme sudá čísla, tvoří druhou spárovanou skupinu (nulu považujeme v tomto případě za sudé číslo).

Rozsah výběru

Pokud je výběr v pedagogickém výzkumu proveden adekvátně, měli by vybraní jedinci (situace) mít zhruba stejné vlastnosti jako základní soubor. Veličiny (míry), které jsou založeny na vlastnostech základního souboru, se nazývají *parametry*. Veličiny (míry) odvozené z výběru se nazývají *výběrové charakteristiky*. Parametr má vždy stálou hodnotu, ale většinou není přesně známá. Většinou lze parametr s uspokojivou přesností odhadnout z výběrové charakteristiky. U dobře provedených výběrů není rozdíl mezi parametrem a výběrovou charakteristikou velký. Velikost tohoto rozdílu závisí jednak na druhu (kvalitě) výběru, jednak na rozsahu (velikosti) výběru. Obecně platí, že čím větší je rozsah výběru, tím menší je rozdíl mezi výběrovou charakteristikou a parametrem. Závislost mezi velikostí výběru a chybou odhadu parametru pomocí výběrové charakteristiky ukazuje obr. 1.

Obrázek 1: Závislost mezi chybou odhadu parametru a rozsahem výběru



Z uvedeného grafu je patrné, že čím větší výběr pořídíme, tím více se přiblížíme ke skutečným vlastnostem základního souboru. Potřebný rozsah výběru lze v některých případech odhadnout výpočtem (blíže Chráska, 2007, s. 24 – 26).

Určitým vodítkem pro hrubý odhad rozsahu vzorku mohou i být různá doporučení, která vycházejí z četnosti statistických jednotek (četností osob nebo četností událostí) v základním souboru. Např. Loučková (2010, s. 207) uvádí pro odhad rozsahu výběru následující tabulku.

Tabulka 2: Odhad velikosti vzorku

Počet jednotek v základním souboru	Procento z celkového počtu (%)
100	80,000
1000	40,000
10 000	7,500
100 000	1,500
1 000 000	0,250
10 000 000	0,045

1.2 Úrovně pedagogického výzkumu

Pečlivě připravované vědecké výzkumy mohou probíhat (podle důkladnosti výzkumné činnosti a podle rozsahu a významu zkoumání) postupně na třech úrovních:

- pilotáž,
- předvýzkum,
- vlastní výzkum.

Cílem *pilotáže* je získání předběžných informací o dané problematice. Může se např. jednat o volný rozhovor či pozorování, kterým provádíme první sondu do zákonitostí, které hodláme zkoumat. Údajů získaných pilotáží se zpravidla neužívá při vlastním výzkumu. Vhodně provedená pilotáž často umožňuje zpřesnit formulaci problému i hypotézy, může přinést cenné informace o verifikovatelnosti jednotlivých hypotéz atd.

Na pilotáž obvykle navazuje *předvýzkum*. Předvýzkum by měl být jakýmsi zmenšeným modelem vlastního výzkumu (všech jeho hlavních fází). Provádí se většinou na poměrně malém vzorku osob, takže získané výsledky neumožňují činit obecnější závěry. Přesto je důležité, aby předvýzkum proběhl ve všech fázích, včetně testování hypotézy, statistického zpracování výsledků a vyvození závěrů. V předvýzkumu by se měly ověřit všechny metody a techniky, s nimiž se počítá při vlastním výzkumu. Pečlivě provedený předvýzkum zmenšuje riziko použití nevhodné metody či techniky a často také přispívá ke zpřesnění formulace problému a hypotéz výzkumu.

1.3 Výzkumy ex-post-facto a experimenty

Ve vědeckém výzkumu se jedná o ověřování hypotéz o vztazích mezi jevy, tj. o ověřování vztahů mezi proměnnými. Podle toho, zda ve výzkumu nějakým způsobem ovlivňujeme (manipulujeme) působení nezávisle proměnné, rozlišujeme výzkumy ex-post-facto a výzkumy experimentální (experimenty).

Výzkumy ex-post-facto jsou takové výzkumy, u nichž se manipulace s nezávisle proměnnou neprovádí – a to buď proto, že není možná, nebo není žádoucí. U tohoto typu výzkumu se postupuje tak, že nejdříve shromáždíme údaje o závisle proměnné a teprve potom se retrospektivně hledá v množině možných nezávisle proměnných pravděpodobná příčina (podmínka) zjištěného stavu. Nevýhodou tohoto postupu je, že nezávisle proměnné lze jen velmi obtížně kontrolovat, a proto výsledky těchto výzkumů bývají méně hodnověrné než výsledky výzkumů experimentálních. Na druhé straně však zpětné hledání příčin (podmínek) vzniku pedagogických jevů je v některých případech jedinou použitelnou možností. Příkladem výzkumu ex-post-facto může být např. výzkum příčin agresivního chování dětí ve škole. U tohoto výzkumu bychom zřejmě nejdříve identifikovali skupinu dětí s projevy agresivního chování. Potom bychom na základě zkušeností a teoretických úvah navrhli nejpravděpodobnější příčiny agresivního chování a ověřovali, zda se jednotlivé hypotetické příčiny na vzniku agresivity daných dětí podílejí.

U *experimentů* manipulujeme alespoň s jednou nezávisle proměnnou. Manipulovaná nezávisle proměnná je pod kontrolou výzkumného pracovníka, a proto experimentální výzkumy poskytují většinou věrohodnější výsledky než výzkumy ex-post-facto. Nevýhodou experimentu však je, že *není* použitelný ve všech situacích. Existují oblasti, kde nelze (nebo by z různých důvodů nebylo vhodné) experimentovat. Experiment totiž nesmí žádným způsobem škodit zkoumaným jedincům, a to ani objektivně ani subjektivně (např. možnost manipulace proměnných, které vyvolávají negativní změny v osobnostech dětí). Další omezení pro experimentální práci pramení ze skutečnosti, že osoby, s nimiž experimentujeme, se chovají vždy více méně nepřirozeně.

Zkušenosti ukazují, že experiment je vhodnější pro zkoumání procesu vzdělávání než pro zkoumání procesu výchovy (výchova v užším slova smyslu). Výchovný proces je totiž nesrovnatelně složitější než proces vzdělávání, jeho logika je jemnější a hůře postižitelná ve srovnání s vyučováním. Je diskutabilní, zda experiment je vůbec použitelný např. na poli mravní výchovy, kde v případě nesprávných předpokladů může dojít k „nácviku" negativního chování apod. Pedagogická realita je nepoměrně složitější než realita fyzikální či biologická, a proto i experimentování v pedagogice je mnohem složitější než experimentování v technice či přírodních vědách. V přírodních vědách lze vyloučit (nebo přidat) jednu z podmínek, a tudíž lze jednoznačně určit, co vyvolalo daný účinek. Pro pedagogiku je typické, že nezávisle proměnné nepůsobí izolovaně, ale ve vzájemně podmíněných interakcích. Odtud pramení menší čistota výsledků při pedagogickém experimentování, ve srovnání s experimentováním přírodovědným.

Význam experimentu pro rozvoj vědy nelze absolutizovat. Je známo, že např. řada vědců dospěla k významným objevům, aniž by prováděli rozsáhlejší experimentální výzkum (např. A. Einstein, Ch. Darwin, S. Freud apod.). Lze konstatovat, že experimenty do značné míry upevňují pokrok vědy. Lze říci, že vědecké myšlení může být úspěšné i bez experimentování, experimentování bez myšlení je však bezcenné.

1.4 Kvalitativně orientované pedagogické výzkumy

V současné době zaujímá v pedagogickém bádání důležitou pozici také kvalitativně orientovaný přístup k výzkumu. V porovnání s kvantitativním paradigmatem vychází z odlišných filozofických teorií a škol (hermeneutiky, fenomenologie, symbolického interakcionismu, pragmatismu či etnometodologie atd.). Jeho výrazným atributem je specifický přístup k chápání reality, který předpokládá, že existuje více realit, a že každý zkoumaný subjekt chápe realitu individuálně podle vlastních zkušeností a pohledu na svět. Kvalitativní výzkum se proto orientuje na porozumění smyslu, zdůrazňuje jedinečnost zkoumaných jevů, snaží se je popsat a analyzovat do hloubky a vcítit se do konkrétní situace. Bývá proto častěji zaměřen především na malé skupiny osob. Neklade si nároky na ověřování pedagogických teorií a na zobecnitelnost výzkumných závěrů. Naopak se zaměřuje na specifikaci jednání lidí za určitých podmínek. Orientuje se na tvorbu nových teorií, které nabývají různého dosahu, avšak nelze je považovat za obecně platné.

Z odlišné koncepce kvalitativního výzkumu vyplývá také specifický přístup k jeho realizaci. Projekt výzkumu nebývá striktně lineární (teoretická východiska, stanovení cíle, sběr dat, jejich analýza a interpretace v nezměnitelném pořadí), ale je možné jej realizovat cyklicky. Výzkumník, aniž se předem nechá ovlivňovat teorií, vstupuje do terénu, kde postupně provádí sběr informací, jejich analýzu a zase sběr, dokud nedosáhne tzv. saturace údajů. Může se tedy stát, že cíl kvalitativního výzkumu se ustálí až v průběhu sběru dat, nebo že se výzkumník v konečné fázi analýzy vrátí zpět do terénu pro nové informace.

V rámci kvalitativního výzkumu existují různé specifické přístupy, mezi kterými shledáváme odlišnosti v konkrétním pojetí výzkumu. K nejznámějším a v pedagogickém výzkumu nejvyužívanějším patří případová studie (Yin, 2014) a zakotvená teorie (Strauss, Corbinová, 1999, 2008). Existují však i další koncepce, jako například etnografický výzkum, fenomenologické zkoumání, biografický design nebo analýza dokumentů (více in Hendl, 2005; Creswell, 2007).

V oblasti kvalitativního výzkumu nachází často uplatnění metody vyžadující přímý kontakt výzkumníka se zkoumanou realitou. Jde především o hloubkové rozhovory, zúčastněné pozorování nebo ohniskové skupiny. Tyto metody jsou velmi náročné nejen na čas, ale také na maximální soustředěnost, všímavost, přizpůsobivost a angažovanost výzkumníka. Účastníci výzkumu bývají oslovováni na základě teoretického výběru vzorku, kde se nejedná o reprezentativnost vzorku, ale o reprezentativnost pojmů. Nezáleží proto na tom, kolik subjektů se výzkumu zúčastní, ale na tom, jaké informace od nich získáme. Obvykle se předpokládá dlouhodobý kontakt se zkoumanými jedinci, kteří se opakovaně podrobují např. rozhovorům.

V rámci analýzy se setkáváme s různými typy a systémy kódování, které vedou k induktivní tvorbě nových kategoriálních a teoretických koncepcí. Z velkého množství různorodých informací vznikají přehledně strukturované modely, které mají co nejvěrněji kopírovat, ale zároveň také konceptualizovat zkoumané jevy. Mohou vycházet z pre-definovaných paradigmatických modelů (například v zakotvené teorii v pojetí Strausse a Corbinové je model složen z příčin, jevu, kontextu, intervenujících podmínek, strategií jednání a interakcí a následků). Strukturované informace jsou ve výzkumných zprávách prezentovány například formou tzv. analytických příběhů s odkazy na přímá vyjádření účastníků nebo jiné materiály získané v terénu. Stejně jako sběr údajů, také jejich analýza probíhá skrze výzkumníka. Je proto důležité, aby se nenechal ovlivnit vlastními prekoncepty o zkoumané realitě, jinými slovy nenechal se zaslepit subjektivním pohledem na věc. Výzkumník musí v rámci kvalitativní analýzy prokázat vysokou míru teoretické citlivosti, kreativity a představivosti.

Kvalitativní výzkumníci vycházejí ze specifických kritérií kvality výzkumů, ke kterým patří propracovanost pojmů, systematičnost, variabilita teorie a její provázanost na širší kontext, důraz na zohlednění procesu a průkaznost teoretických závěrů (více in Švaříček, Šeďová et al., 2007, s. 29; Strauss, Corbinová, 1999, s. 187–193; Strauss, Corbinová, 2008, s. 305–309). K důležitým aspektům kvalitativního výzkumu patří také důsledná ochrana soukromí informantů, kteří často poskytují výzkumníkům velmi osobní údaje. Je nutné dodržovat mnohé další etické principy výzkumu.

Přestože oba představené přístupy k výzkumnému bádání jsou postaveny na velmi odlišných základech, v současnosti přistupují výzkumníci v oblasti pedagogiky často k jejich slučování, tj. k tzv. *smíšenému výzkumnému designu*. Tento přístup, který se snaží vytěžit výhody z obou systémů, je ovšem velmi náročný na realizaci. Zdá se, že v současné době se již nejedná o válku paradigmat (Hendl, 2005, s. 23), ale o dobu hledání jejich plodné symbiózy.

2 MĚŘENÍ V PEDAGOGICKÉM VÝZKUMU

2.1 Měření a jeho druhy

Jestliže chceme při studiu pedagogické reality uplatňovat vědecký přístup, je třeba, abychom u každého studovaného jevu dokázali vedle postižení jeho kvality zachytit i jeho kvantitu – tj. zachytit jeho velikost nebo množství měřením.

Měření v nejširším smyslu slova je *„přiřazování čísel předmětům nebo jevům podle pravidel"* (Kerlinger, 1972). Při tomto vymezení měření je podstatné to, že přiřazování se děje podle jistých pravidel. Pravidla mohou být různě dokonalá a na tom, zda jsou „dobrá“ nebo „špatná“, pochopitelně záleží, zda výsledky měření budou dobré (věrohodné) či špatné (nevěrohodné, chudé).

Stanovení pravidla pro přiřazování je pro kvalitu měření nejdůležitější. Vyjádřeno matematicky jde o to, nalézt funkci (pravidlo) pro přiřazování prvků množiny měřených objektů k prvkům množiny čísel. Tuto funkci můžeme obecně vyjádřit zápisem

$$f = \{(x, y)\}$$

Při zkoumání pedagogické reality se často ocitáme v situaci, kdy proměnná, kterou chceme zachytit, není přímo měřitelná (např. charakteristiky jako tvořivost, morálka, hostilita apod.). V těchto případech se často uchylujeme k měření tzv. *indikátorů* (ukazatelů), tj. jiných jevů, které s velkou pravděpodobností s danou proměnnou souvisejí. V této souvislosti se také hovoří o tzv. *operacionalizovaných definicích proměnných.* Určitá proměnná může být operacionálně definována pomocí jednoho nebo i pomocí několika indikátorů.

Pokud má měření věrohodně zachycovat vlastnosti měřených objektů, je třeba, aby byly splněny tři *základní postuláty* měření:

1. postulát

Stanoví podmínku, že při měření musíme být schopni rozhodnout, zda určitý objekt v daném směru je, nebo není stejný jako jiný objekt. Tuto podmínku můžeme psát

buď $(a = b)$ nebo $(a \neq b)$, avšak ne obojí.

2. postulát

Jestliže objekt a je v daném smyslu roven objektu b a objekt b je roven objektu c, potom objekt a je roven objektu c. Tuto podmínku lze zachytit zápisem

jestliže $[(a = b)$ a *současně* $(b = c)]$, pak $(a = c)$

3. postulát

Jestliže objekt a je větší než objekt b a objekt b je větší než objekt c, potom objekt a je větší než objekt c. Tuto podmínku zachycuje zápis

jestliže [($a > b$) a *současně* ($b > c$)], potom ($a > c$)

Při měření v přírodních vědách nebo v technice automaticky očekáváme, že uvedené postuláty platí. V psychologických nebo pedagogických měřeních však platnost těchto podmínek bývá často sporná, a proto je třeba je vždy ověřovat. Např. při zkoumání postavení jednotlivých členů rodiny můžeme zjistit, že žena dominuje nad manželem ($a > b$), že manžel současně dominuje nad dítětem ($b > c$), ale že dítě dominuje nad svojí matkou ($c > a$!).

Podle charakteru prováděného přiřazování čísel lze rozlišit čtyři úrovně měření: měření nominální (klasifikace), měření ordinální (pořadové), měření intervalové a měření poměrové.

Měření nominální

Při tomto měření se užívá čísel pouze jako označení („nálepek") pro určité charakteristiky. Někteří autoři jej proto za měření nepovažují a používají označení klasifikace. Příkladem nominálního měření je např. postup, kdy zaznamenáváme pohlaví dětí tak, že chlapcům přiřazujeme číslo 1 a dívkám číslo 2. U nominálního měření čísla nemají kvantitativní význam, a nelze s nimi jako s čísly počítat. Počítat ale lze s četnostmi jednotlivých číselných symbolů. S nominálním měřením se setkáváme v pedagogickém výzkumu často např. u dotazníků.

Použitelné numerické operace a statistika:

Je možné sčítat a odčítat počty případů (četnosti) v každé kategorii, lze určovat modus a některé míry variability (např. nominální varianci), je použitelná frekvenční statistika typu chí-kvadrát, Fisherův test, výpočet procent, stanovení koeficientů kontingence apod.

Měření ordinální (pořadové)

U tohoto měření se objektům přiřazují čísla tak, že vyjadřují pořadí podle určitého kritéria. Např. můžeme dětem ve skupině přiřadit čísla podle toho, v jakém pořadí splnily určitý úkol. Tato čísla potom poskytují informaci pouze o pořadí měřených objektů (dětí, situací), nikoli o velikostech rozdílů mezi nimi.

Použitelné numerické operace a statistika:

Je možné počítat medián a některé míry variability (např. kvartilovou odchylku), Spearmanův koeficient pořadové korelace, Kendallův koeficient shody, Wilcoxonův test, U-test, Kolmogorovův-Smirnovův test, Kruskalův-Wallisův test apod.

Měření intervalové

Měříme-li objekty na úrovni intervalového měření, přiřazujeme čísla tak, že vyjadřují, jak velké jsou mezi nimi rozdíly. Tento druh měření však nemá přirozený nulový bod, nula je na intervalové stupnici stanovena pouze arbitrárně. Čísla získaná intervalovým měřením je možno sčítat a odečítat, nelze je však násobit nebo dělit. Příkladem intervalového měření je např. měření úrovně vědomostí didaktickým testem (platí přibližně).

Použitelné numerické operace a statistika:

Je možné určovat aritmetický průměr a směrodatnou odchylku, je možné používat Studentův t-test, párový t-test, F-test, analýzu rozptylu, Pearsonův koeficient korelace apod.

Měření poměrové

U poměrového měření přiřazené hodnoty vyjadřují množství vlastnosti, kterou měří. Poměrové měření má (na rozdíl od intervalového) přirozenou nulu. U měření poměrového můžeme využívat všech vlastností reálných čísel, získané hodnoty můžeme sčítat, odčítat, násobit i dělit. Jednotlivé výsledky poměrového měření lze srovnávat na základě otázek „o kolik", ale i „kolikrát". Příkladem poměrového měření je např. měření hmotnosti dětí (vážení), určování věku dětí atd. Měření intervalová a poměrová bývají označována souborně jako *měření metrická*. Při měření v pedagogických výzkumech se na úroveň poměrového měření dostáváme jen zřídka (většinou jen při měření proměnných jako věk dítěte, charakteristiky tělesného vývoje dětí apod.).

Použitelné numerické operace a statistika:

Při poměrovém měření lze používat všech výše uvedených statistických postupů. Použijeme-li však pro poměrová data postupů určených pro data ordinální nebo nominální, dochází vždy k určité ztrátě informace.

Někdy se používá statistických postupů určených pro metrická data i v případech, kdy není plně zaručeno, že zpracovávaná data této úrovni měření odpovídají (např. při použití některých škál, u školní klasifikace atd.). V těchto případech podstupujeme určité riziko zkreslení získávaných výsledků.

2.2 Vlastnosti dobrého měření

Jestliže realizujeme určité pedagogické měření, nikdy si nemůžeme být dopředu jisti jeho kvalitou. Skutečnou kvalitu měření lze zpravidla dostatečně posoudit až na základě vyhodnocení výsledků již uskutečněného měření. Při posuzování vlastností měření nás obvykle nejvíce zajímá jeho *validita*, *reliabilita* a *praktičnost*.

Validita měření

Českým ekvivalentem pojmu validita je platnost. Měření má dobrou validitu tehdy, jestliže měří skutečně to, co podle předpokladu měřit má. Pro exaktní posouzení validity měření je třeba mít k dispozici nějaké jiné vnější kritérium (např. jiné měření, u něhož je validita nesporná), se kterým se dané měření srovnává. Podle toho, k čemu se validita vztahuje, lze rozlišit validitu:

a) ***obsahovou*** (posuzujeme, do jaké míry se měří stanovený obsah),
b) ***souběžnou*** (posuzujeme, do jaké míry se měření shoduje s jiným měřením týchž objektů),
c) ***predikční*** (posuzujeme, do jaké míry provedené měření vypovídá o budoucím vývoji objektů),
d) ***konstruktovou*** (pojmovou, teoretickou), u které posuzujeme, do jaké míry ovlivňuje výsledky provedeného měření nějaký faktor – konstrukt).

Reliabilita měření

Pojem reliabilita se často nahrazují pojmy spolehlivost, stabilita, homogenita, přesnost, konzistence nebo stálost, avšak žádný z nich pojem reliability plně nevystihuje. Aby měření bylo reliabilní, je třeba, aby při opakování za stejných podmínek poskytovalo stejné (zhruba stejné) výsledky. Tento aspekt reliability je možno označit jako *spolehlivost měření*. V některých případech je reliabilita chápána jen v tomto zúženém smyslu. Jestliže však chápeme reliabilitu širším způsobem, potom požadujeme, aby měření vedle spolehlivosti bylo ještě navíc přesné, tj. minimálně zatíženo chybami měření. Za přesné považujeme takové měření, při kterém se dopouštíme jen malého počtu chyb, a tyto chyby nejsou příliš velké. Oba uvedené aspekty, tj. spolehlivost a přesnost, zahrnujeme pod společný pojem *reliabilita měření*. Dostatečně vysoká reliabilita je nutnou podmínkou dobré validity měření, vysoká reliabilita však ještě nezaručuje dobrou validitu.

Stupeň reliability měření se vyjadřuje *koeficientem reliability*. Je to číslo, které může nabývat hodnot od 0 do +1, přičemž platí, že 0 vyjadřuje nulový stupeň reliability, a 1 vyjadřuje maximální (ideální) stupeň reliability.

Koeficient reliability je možno určovat mnoha způsoby. Uvedeme jen některé, v praxi často používané postupy:

a) *Metoda opakovaného měření*

Měření se provádí opakovaně (stejným měrným nástrojem) za stejných podmínek a koeficient reliability se určuje jako koeficient korelace pro obě provedená měření. Tento způsob stanovení reliability, který postihuje aspekt spolehlivosti měření, není v praxi příliš častý, protože je velmi obtížné (ne-li nemožné) zajistit dvakrát po sobě stejné podmínky pro měření.

b) *Metoda paralelního měření*

Měření se provádí opakovaně, za použití různých (ale ekvivalentních) měrných nástrojů (např. určitý problém se opakovaně zkoumá pomocí dvou dotazníků, které se různými způsoby dotazují na tutéž problematiku). Koeficient reliability se vypočítává i v tomto případě jako korelační koeficient pro obě měření. Tato metoda určování reliability postihuje opět aspekt spolehlivosti měření a je pro svoji náročnost v praxi spíše výjimkou.

c) *Metoda půlení (half-split method)*

U této metody se provedené měření (např. výsledky testu) rozděluje na dvě poloviny a každá z nich se potom samostatně vyhodnocuje. Výsledky měření dosažené oběma polovinami měrného nástroje se potom korelují a ze stupně korelace se vychází při stanovení koeficientu reliability. Podrobnosti výpočtu lze nalézt např. v práci (Chráska, 1999).

d) *Výpočet koeficientu reliability pomocí Kuderova-Richardsonova vzorce*

U této metody, která se používá např. při stanovení reliability didaktických testů, vychází koeficient reliability ze známého počtu úloh v testu, z obtížnosti jednotlivých testových úloh a z variability provedeného měření (směrodatné odchylky). Podrobnosti výpočtu lze opět najít např. v práci (Chráska, 1999).

e) *Stanovení reliability pomocí Cronbachova koeficientu alfa*

Tato metoda vychází z tzv. dvojnásobné analýzy rozptylu a bývá dostupná při zpracovávání výsledků měření novějšími počítačovými statistickými systémy (např. STATISTICA 10.0 Cz, nabídka: Vícerozměrné průzkumové techniky → Analýza spolehlivosti).

Určování reliability měření nemá v našich pedagogických výzkumech příliš dlouhou tradici. Pojem reliability je zatím většinou spojován jen s didaktickými testy, zatímco ostatní druhy měření (např. měření při pozorování, měření dotazníkem atd.) zpravidla nejsou tomuto kritériu podrobovány.

Praktičnost měření

Pro praxi měření mají velký význam i takové vlastnosti jako jednoduchost, hospodárnost, úspornost, snadná proveditelnost, malá časová náročnost, malé nároky na kvalifikaci osoby, která měření realizuje atd. Tyto vlastnosti měření označujeme společným názvem praktičnost měření.

Někdy se v literatuře uvádějí i další vlastnosti měření, jako např. citlivost (senzibilita), objektivita atd. Lze však prokázat, že tyto vlastnosti jsou součástí vlastností výše uvedených.

2.3 Metody měření v kvantitativně orientovaných výzkumech

Měření pedagogických jevů (proměnných) se v kvantitativně orientovaných výzkumech realizuje pomocí metod a technik, které bývají často souborně označovány jako *empirické metody sběru dat*. Těchto metod je k dispozici celá řada, ale frekvence jejich využívání ve výzkumech je velmi rozdílná. Mezi známé a poměrně často využívané metody sběru dat patří např. pedagogické pozorování, rozhovor, metody studia dokumentů, testy (např. didaktické, testy schopností, testy osobnosti), ale jednoznačně nejčastěji je v pedagogických výzkumech používán ke sběru dat dotazník. Dotazník je bohužel využíván často i v případech, kdy k měření proměnných jsou k dispozici spolehlivější a validnější nástroje. Největší slabinou dotazníku je, že nezachycuje, jací respondenti (pedagogická realita) skutečně jsou, ale jen to, jak sami sebe (resp. pedagogickou realitu) vidí, nebo chtějí, aby byli viděni (resp. pedagogická realita viděna). Informace o běžně používaných metodách sběru dat jsou dostupné v odborné literatuře (např. Gavora, 1996, 2000, Chráska, 2007, Maňák, et al., 1996 apod.).

Pro měření některých proměnných byla vyvinuta řada specifických a často velmi sofistikovaných systémů měření. Tyto metody umožňují měřit i velmi subtilní a obtížně přístupné proměnné, přičemž měření mívá velmi dobrou validitu a bývá velmi spolehlivé. Zaměření a rozsah této publikace neumožňují podrobnější popis a vysvětlení těchto metod.

Možnosti, které přináší úsilí o hledání účinnějších metod měření v pedagogickém výzkumu budeme alespoň ilustrovat na příkladě využití tzv. *metody sémantického diferenciálu*. Pomocí této metody je možné měřit individuální, psychologické významy pojmů u jednotlivých lidí. V původní podobě (Osgood et al., 1957) byl tento nástroj sestaven z řady škál, které zachycovaly individuální chápání určitého pojmu ze tří pohledů (hledisek): faktor hodnocení, faktor síly a faktor aktivity. Sémantický diferenciál byl následně mnohokrát upravován a byl používán k mnoha účelům. V posledních desetiletích byl sémantický diferenciál několikrát použit i v českých pedagogických výzkumech (např. měření postojů žáků nebo studentů ke škole, učení nebo studiu apod.).

Velice originálním a podnětným způsobem použil metodu sémantického diferenciálu např. J. Vala (Vala, Chráska, 2014) k měření recepce poezie u žáků základních a středních škol. K měření recepce poezie u žáků byl na bázi sémantického diferenciálu navržen nástroj, který recepci posuzoval z hlediska tří faktorů: faktoru srozumitelnosti, hodnocení a působivosti. Konstrukce tohoto nástroje měření vycházela z empirických výsledků mnohokrát opakovaných pokusů a z výsledků faktorové analýzy. Dosažené výsledky prokázaly, že sémantický diferenciál je využitelný i v případě měření proměnných, které jsou jinými metodami velmi obtížně přístupné.

2.4 Metody zpracování dat v kvantitativně orientovaných pedagogických výzkumech

V kvantitativně orientovaných výzkumech získáváme o studovaných jevech zpravidla velké množství číselných údajů (dat). Abychom z naměřených dat mohli vyčíst potřebné informace, je nutné je nejdříve zpracovat. Při zpracování výsledků pedagogických výzkumů se zpravidla realizují následující kroky:

- uspořádání dat a sestavení tabulek četností,
- grafické znázornění naměřených dat,
- výpočet charakteristik polohy (měr ústřední tendence),
- výpočet charakteristik rozptýlení (měr variability).

2.4.1 Uspořádání dat a sestavování tabulek četností

Základní utřídění dat lze provést např. pomocí tzv. *„čárkovací metody"*. Postup budeme ilustrovat na příkladě.

Příklad 1: Sestavení tabulky četností čárkovací metodou

Na konci školního roku žáci v určité třídě získali ve fyzice následující klasifikaci: 1, 1, 1, 2, 3, 4, 4, 3, 2, 2, 3, 2, 2, 1, 1, 1, 2, 1, 4, 5, 3, 3, 3, 2, 2.

Máme-li tyto výsledky zapsat do tabulky četností, můžeme je nejdříve zachytit pomocí „čárkování" a z toho potom snadno určit *četnosti* žáků, kteří získali jednotlivé klasifikační stupně.

Tabulka 3: Tabulka četností sestavená čárkovací metodou

Klasifikace	Čárkování	Četnost	Kumulativní četnost	Relativní četnost (%)	Kumulativní relat. četnost (%)
výborný	///////	7	7	28,00	28,00
chvalitebný	////////	8	15	32,00	60,00
dobrý	//////	6	21	24,00	84,00
dostatečný	///	3	24	12,00	96,00
nedostatečný	/	1	25	4,00	100,00
		Σ 25		Σ 100,00	

Do dalšího sloupce také můžeme zaznamenat tzv. **kumulativní četnost**, která vyjadřuje četnost v určitém řádku tabulky a četnosti ve všech předchozích řádcích dohromady. Velmi často se také v tabulkách četností vypočítává tzv. **relativní četnost** f_i

$$f_i = \frac{n_i}{n} \qquad (1)$$

kde n_i je absolutní četnost (v řádku) a n celková četnost (počet všech žáků ve sledované třídě).

Výpočet relativní četnosti pro klasifikační stupeň „výborně" (první řádek tabulky) vychází $f_i = \frac{7}{25} = 0{,}28$. Relativní četnost je možné vyjádřit také v procentech (f_i = 28 %).

Jestliže byl při měření získán velký počet rozdílných hodnot (nebo v případě měření tzv. spojitých náhodných veličin), obsahovala by tabulka četností příliš velký počet řádků a stávala by se tím nepřehlednou. V těchto případech se většinou získaná data seskupují do tzv. *intervalů*. Většinou se uvádí, že počet intervalů by neměl být větší než 20 a ne menší než 6.

Nejvýhodnější hloubku (šířku) intervalu lze přibližně odhadnout pomocí řady empirických vzorců, např.:

$$h \approx 0{,}08 \cdot R \qquad (2)$$

(kde h je hloubka intervalu a R tzv. *variační šíře* (rozdíl mezi největší a nejmenší naměřenou hodnotou). Vypočítanou hodnotu h je zpravidla nutno zaokrouhlit na vhodné celé číslo. Při stanovení intervalů je třeba dbát na to, aby krajní intervaly (první a poslední) nebyly prázdné a na to, aby všechny intervaly měly stejnou hloubku.

Sestavení tabulky četností s použitím intervalů a výpočet relativních četností budeme ilustrovat na dalším příkladu.

Příklad 2: Sestavení tabulky četností s intervaly

V dotazníku uvedlo 31 učitelů svůj věk takto: 29, 56, 32, 56, 29, 34, 42, 48, 47, 52, 50, 55, 44, 41, 42, 48, 51, 36, 32, 34, 55, 47, 42, 54, 44, 41, 37, 36, 37, 56, 31.

Máme-li v tomto případě prezentovat získaná data pomocí tabulky četností, bude vhodné použít tabulku s intervaly.

Pokud bychom měli odhadnout optimální hloubku intervalu h podle uvedeného empirického vztahu, vypočítali bychom nejdříve variační šíři R = 56 – 29 = 27 a z ní následně R ≈ 0,08 · 27 = 2,16. Optimální hloubka intervalu by proto byla (po zaokrouhlení) 2. V tomto konkrétním případě bychom asi byli schopni optimální hloubku intervalu odhadnout i bez počítání. Výpočet optimální hloubky intervalu může být ale užitečný např. u tzv. spojitých náhodných veličin (např. měření času), kde nepracujeme jen s celočíselnými hodnotami.

Pro další práci s tabulkou četností bude vhodné u každého intervalu stanovit jeho střed. Tak v prvním řádku tabulky (interval 29 – 30 roků) vychází střed intervalu x_1 = (29 + 30)/2 = 29,5, v druhém řádku x_1 = (31 + 32)/2 = 31,5 atd. Tabulka je navíc doplněna o sloupce pro relativní četnost a kumulativní četnost.

Tabulka 4: Tabulka četností s intervaly

Věk učitelů	Střed intervalu	Četnost n_i	Relativní četnost f_i (%)	Kumulativní četnost
29 – 30	29,5	2	6,45	2
31 – 32	31,5	3	9,68	5
33 – 34	33,5	2	6,45	7
35 – 36	35,5	2	6,45	9
37 – 38	37,5	2	6,45	11
41 – 42	41,5	5	16,13	16
43 – 44	43,5	2	6,45	18
47 – 48	47,5	4	12,90	22
49 – 50	49,5	1	3,23	23
51 – 52	51,5	2	6,45	25
53 – 54	53,5	1	3,23	26
55 – 56	55,5	5	16,13	31

Statistické charakteristiky se zpravidla vypočítávají (při počítačovém zpracování také tisknou) na více desetinných míst, než kolik jich obsahují vstupní údaje. Vypočítané hodnoty proto zpravidla zaokrouhlujeme na 2 – 3 platné číslice.

Ve statistických tabulkách by každé pole mělo být vyplněno údajem (číslicí nebo symbolem). Platí zásada, že pomlčka (–) vyjadřuje skutečnost, že daná hodnota se nevyskytla. Nula (s příslušným počtem desetinných míst) informuje o tom, že naměřená hodnota je tak malá, že ji můžeme považovat za nulovou. Tečka (.) vyjadřuje skutečnost, že hodnota není známa.

Sestavování tabulek četností, ale i další statistické operace, nám může usnadnit výpočetní technika. Možnosti využití některých statistických výpočetních systémů při zpracování výzkumných dat budeme uvádět v poznámkách, vždy po vysvětlení příslušných procedur.

Možnosti analýzy na PC EXCEL: Vložit funkci → Četnosti STATISTICA.cz: Základní statistiky → Tabulky četností SPSS: Descriptive statistics → Frequencies

2.4.2 Grafické metody zobrazování dat

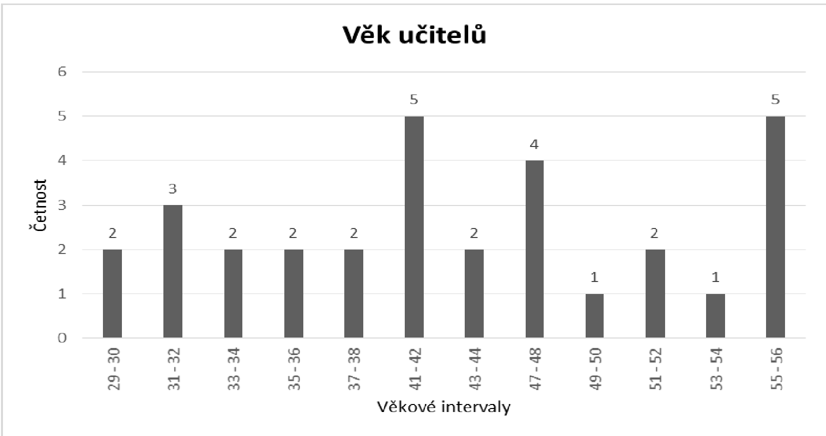
Data obsažená v tabulce četností je možno prezentovat také v názorné podobě. K tomuto účelu se velmi často používají např. histogramy četností, výsečové grafy apod.

Histogram četností je v podstatě sloupcový diagram, u kterého na vodorovnou osu (x) zobrazujeme jednotlivé získané hodnoty (intervaly) a na svislou osu (y) četnosti hodnot n_i.

Příklad 3: Vytvoření histogramu četností

Histogram četností budeme ilustrovat na datech, která byla uvedena v příkladu výše (tab. 4; věk učitelů). Histogram četností můžeme velmi snadno vytvořit např. pomocí programu EXCEL. Vytvořenou tabulku četností s intervaly lze s využitím tabulkového procesoru snadno transformovat do grafické podoby.

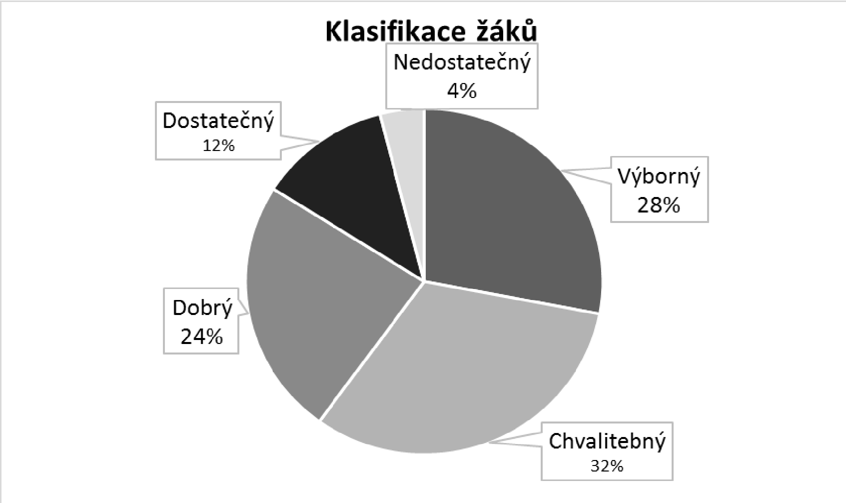
Obrázek 2: Histogram četností – věk učitelů



Příklad 4: Vytvoření výsečového diagramu

Podobu výsečového diagramu budeme ilustrovat na datech, uvedených v tab. 3 (klasifikace žáků ZŠ ve fyzice). Také v tomto případě lze výsečový diagram velmi snadno vytvořit např. pomocí programu EXCEL apod.

Obrázek 3: Výsečový diagram – klasifikace žáků z fyziky



2.4.3 Charakteristiky polohy (míry ústřední tendence)

Při zpracování hromadných dat zpravidla potřebujeme všechna naměřená data nějakým způsobem výstižně a stručně charakterizovat (jinak řečeno, potřebujeme určit hodnotu, která by všechny naměřené hodnoty dobře „reprezentovala“). V pedagogických výzkumech se k tomuto účelu nejčastěji užívá *aritmetický průměr* (u dat metrických), *medián* (u dat ordinálních) nebo *modus* (u dat nominálních).

Aritmetický průměr

Aritmetický průměr $\overline{x}$ z číselných hodnot $x_1,\ x_2,\ x_3 \dots x_n$ lze vypočítat podle vzorce

$$\overline{x} = \frac{x_1 + x_2 + x_3 + \dots + x_n}{n} \qquad (3)$$

kde *n* je celková četnost všech hodnot.

Pro součet všech hodnot x_i ($i = 1, 2, 3, \dots n$) užíváme často znaku $\sum_{i=1}^{n} x_i$.

Vzorec pro výpočet aritmetického průměru můžeme potom psát ve tvaru

$$\overline{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_i \qquad (4)$$

Ve výzkumech často počítáme aritmetický průměr z dat, která jsou obsažena v tabulce četností. V těchto případech lze aritmetický průměr vypočítat ze vzorce

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{k} n_i \cdot x_i \qquad (5)$$

kde n je celková četnost všech hodnot, x_i je určitá hodnota, n_i četnost hodnoty x_i a k je počet řádků v tabulce četností.

Výhodou aritmetického průměru je především to, že jeho matematické vyjádření je jednoduché a také, že je použitelný při odvozování dalších důležitých vztahů. Mezi výhody lze počítat i to, že jeho hodnota závisí na všech prvcích souboru dat. Nevýhodou aritmetického průměru je však to, že je značně citlivý k tzv. *extrémním hodnotám*, tj. hodnotám, které se od ostatních značně odchylují. Aritmetický průměr je možno počítat z intervalových nebo poměrových (tj. metrických) dat.

Příklad 5: Výpočet aritmetického průměru

Skupina 28 žáků dosáhla v didaktickém testu výsledky, které zachycuje tab. 5.

Tabulka 5: Výpočet aritmetického průměru z tabulky četností (bez intervalů)

Počet bodů v testu x_i	Četnost žáků n_i	$n_i \cdot x_i$
2	1	2
3	3	9
4	9	36
5	8	40
6	3	18
7	4	28
	Σ 28	Σ 133

Aritmetický průměr vypočítáme podle shora uvedeného vztahu

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{k} n_i \cdot x_i = \frac{1}{28} \cdot 133 = 4{,}75$$

V případě výpočtu aritmetického průměru z tabulky četností s intervaly bude postup následující. Vycházíme z dat zachycujících věk učitelů (příklad 2).

Tabulka 6: Výpočet aritmetického průměru z tabulky četností (s intervaly)

Věk učitelů	Střed intervalu x_i	Četnost n_i	$n_i \cdot x_i$
29 – 30	29,5	2	59,0
31 – 32	31,5	3	94,5
33 – 34	33,5	2	67,0
35 – 36	35,5	2	71,0
37 – 38	37,5	2	75,0
41 – 42	41,5	5	207,5
43 – 44	43,5	2	87,0
47 – 48	47,5	4	190,0
49 – 50	49,5	1	49,5
51 – 52	51,5	2	103
53 – 54	53,5	1	53,5
55 – 56	55,5	5	277,5
	Σ	31	1334,5

K výpočtu použijeme opět vztahu (5), za hodnoty x_i dosadíme středy příslušných intervalů.

$$\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{k} n_i \cdot x_i = \frac{1}{31} \cdot 1334{,}5 = 43{,}05$$

Poznámka: *Při výpočtu aritmetického průměru pomocí středů intervalů se dopouštíme určité chyby, která však většinou není příliš velká (zvláště u souborů dat velkého rozsahu). Pokud zpracováváme soubory dat malého rozsahu a pokud jednotlivé naměřené hodnoty známe, můžeme místo středů intervalů vypočítat pro každý interval průměr hodnot v něm obsažených (* $\bar{x}_i$ *) a aritmetický průměr celého souboru dat potom počítat jako průměr dílčích průměrů v jednotlivých intervalech.*

Medián

Medián ($\tilde{x}$) je prostřední hodnota z řady hodnot seřazených podle velikosti. Je to ta hodnota, která rozděluje soubor dat na dvě stejné části (počet hodnot menších nebo stejně velkých jako medián je stejný jako počet hodnot větších nebo stejně velkých jako medián).

Příklad 6: Určení mediánu

Při měření vědomostí žáků didaktickým testem byly získány následující hodnoty (počty bodů): 14, 3, 18, 4, 8, 18, 4, 6, 8, 10, 8.

Pro tyto hodnoty máme určit medián. Hodnoty nejdříve seřadíme podle velikosti: 3 4 4 6 8 8 8 10 14 18 18. Celá řada hodnot má 11 prvků, prostředním prvkem je prvek šestý, tj. číslo 8. Medián proto bude $\tilde{x} = 8$.

Pokud by počet hodnot, u nichž máme určovat medián, byl sudý, určí se medián jako průměr ze dvou prostředních hodnot. V případě tabulek četností, ve kterých jsou získané hodnoty zapsány v intervalech, je možné medián vypočítat na základě interpolace (srov. např. Chráska 2007, s. 49).

Výhodou mediánu je, že není citlivý k extrémním hodnotám, ale také to, že jeho výpočet je někdy možný i v případech, kdy o prvcích souboru dat nemáme úplné informace. K určení mediánu totiž, na rozdíl od aritmetického průměru, není nutné znát všechny hodnoty souboru. Medián lze počítat (určovat) u dat, která mají charakter alespoň dat ordinálních (pořadových).

Modus

Někdy potřebujeme rychle stanovit alespoň přibližně charakteristiku polohy. K tomuto účelu se dobře hodí *modus*. Modus ($\hat{x}$) je ta hodnota, která se v daném souboru dat vyskytuje nejčastěji (která tedy má největší četnost).

Jestliže známe všechny naměřené hodnoty, lze modus velmi snadno stanovit tak, že zjistíme, která hodnota se v daném souboru dat vyskytuje nejčastěji.

Příklad 7: Určení modu

V souboru dat, která byla uvedena v souvislosti s určováním mediánu (14, 3, 18, 4, 8, 18, 4, 6, 8, 10, 8) je modem hodnota $\hat{x} = 8$ (hodnota 8 je v souboru dat nejčastější).

V případě tabulky četností s intervaly lze modus vypočítat přibližně jako střed intervalu s největší četností. Přesněji lze modus stanovit na základě grafické nebo početní interpolace (srov. Chráska, 2007, s. 51).

Podobně jako medián je i modus nezávislý na extrémních hodnotách měřené veličiny. Slouží většinou jen jako provizorní charakteristika polohy a neumožňuje další statistickou analýzu. Modus je možno počítat u dat nominálních, ale je použitelný i v případě dat ordinálních nebo metrických.

Určování modu má smysl pouze v případě tzv. jednovrcholového rozdělení (tj. v případě, kdy pouze jedna hodnota má největší četnost). Pokud data získaná ve výzkumu mají dvojvrcholové (bimodální) nebo vícevrcholové rozdělení, potom popsaný způsob určování modu pozbývá smyslu.

Vztah mezi charakteristikami polohy

Jestliže srovnáme hodnoty aritmetického průměru, mediánu a modu vypočítané ze stejných dat (aritmetický průměr 145, medián 145, modus asi 144), zjišťujeme, že se poněkud liší. Stejných hodnot by tyto střední hodnoty dosáhly v případě přesně symetrického rozdělení četností. Pokud rozdělení není příliš asymetrické, nejsou ani rozdíly mezi charakteristikami polohy příliš velké. U velkých souborů dat většinou platí přibližný vztah

$$\hat{x} \approx 3\tilde{x} - 2\bar{x} \qquad (6)$$

Tento vztah (byl zjištěn na základě zkušeností) lze použít v případě, že potřebujeme přibližně určit jednu charakteristiku polohy při znalosti zbývajících dvou.

2.4.4 Míry variability (charakteristiky rozptýlení)

Pomocí charakteristik polohy (měr ústřední tendence) je možno si učinit základní představu o datech, která zpracováváme – ale tato představa není zdaleka úplná. Charakteristika polohy neříká nic o skladbě hodnot, z nichž byla vypočítána. Informaci o tom, jak dalece jsou jednotlivé hodnoty kolem střední hodnoty nakupeny (či naopak rozptýleny) vyjadřují tzv. míry variability (charakteristiky rozptýlení).

Variační šíře

Pro přibližné posouzení rozptýlení hodnot (posouzení variability) lze užít např. *variační šíři R*. Jak již bylo uvedeno v souvislosti s určováním hloubky intervalu v tabulce četností, je to rozdíl mezi největší a nejmenší naměřenou hodnotou.

$$R = x_{\max} - x_{\min} \tag{7}$$

Směrodatná (standardní) odchylka

Nejčastěji používanou mírou variability pro data, která byla získána měřením intervalovým nebo poměrovým (metrickým), je směrodatná (standardní) odchylka, resp. rozptyl. Rozptyl (variance) je aritmetický průměr čtverců odchylek od aritmetického průměru. Rozptyl označujeme buď s^2 (v případě, že jej počítáme z hodnot získaných výběrem) nebo σ^2 (v případě, že se vztahuje na celý základní soubor). Výpočet rozptylu pro základní soubor lze provést podle vzorce

$$\sigma^2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}\left(x_i - \overline{x}\right)^2 \tag{8}$$

resp. v případě, že rozptyl počítáme z tabulky četností

$$\sigma^2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{k} n_i\left(x_i - \overline{x}\right)^2 \tag{9}$$

kde σ^2 je rozptyl (základního souboru), n celková četnost všech hodnot, x_i je určitá naměřená hodnota, n_i četnost hodnoty x_i, $\overline{x}$ aritmetický průměr všech hodnot a k je počet řádků (počet intervalů) v tabulce četností.

Výhodnější však bývá užití upraveného tvaru vzorce

$$\sigma^2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{k} x_i^2 \cdot n_i - \overline{x}^2 \tag{10}$$

Výpočet podle tohoto (upraveného) vzorce je podstatně snazší, navíc bývá i přesnější (vzhledem k možným zaokrouhlovacím chybám).

Směrodatnou (standardní) odchylku σ vypočítáme jako druhou odmocninu z rozptylu, tj. podle vztahu

$$\sigma = \sqrt{\sigma^2} \tag{11}$$

Pokud máme odhadnout rozptyl základního souboru z dat, která byla zjištěna ve výběru, potom je přesnější použít pro výpočet rozptylu vzorec

$$s^2 = \frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{k} n_i \cdot \left(x_i - \overline{x}\right)^2 = \frac{1}{n-1}\left[\sum_{i=1}^{k} x_i^2 \cdot n_i - \overline{x}^2 \cdot n\right] \tag{12}$$

Směrodatnou odchylku s potom vypočítáme opět jako druhou odmocninu z rozptylu, tj. ze vztahu

$$s = \sqrt{s^2} \tag{13}$$

Příklad 8: Výpočet směrodatné odchylky z tabulky četností s intervaly

Výpočet směrodatné odchylky σ budeme ilustrovat na příkladě dat, která byla použita při výpočtu aritmetického průměru věku učitelů (tab. 4).

Tabulka 7: Výpočet směrodatné odchylky z tabulky četností s intervaly

Věk učitelů	Střed intervalu x_i	x_i^2	Četnost n_i	$x_i^2 \cdot n_i$
29 – 30	29,5	870,25	2	1740,50
31 – 32	31,5	992,25	3	2976,75
33 – 34	33,5	1122,25	2	2244,50
35 – 36	35,5	1260,25	2	2520,50
37 – 38	37,5	1406,25	2	2812,50
41 – 42	41,5	1722,25	5	8611,25
43 – 44	43,5	1892,25	2	3784,50
47 – 48	47,5	2256,25	4	9025,00
49 – 50	49,5	2450,25	1	2450,25
51 – 52	51,5	2652,25	2	5304,50
53 – 54	53,5	2862,25	1	2862,25
55 – 56	55,5	3080,25	5	15401,25
			Σ 31	Σ 59733,75

Při výpočtu směrodatné odchylky je nejdříve třeba stanovit aritmetický průměr. Pro data, která analyzujeme, byl vypočítán aritmetický průměr $\overline{x} = 43{,}05$ (srov. tab. 6).

K výpočtu rozptylu σ² použijeme početně výhodnějšího vztahu (10). Po dosazení hodnot a po zaokrouhlení dostáváme

$$\sigma^2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{k} x_i^2 \cdot n_i - \overline{x}^2 = \frac{1}{31} \cdot 59733 - 43{,}05^2 = 73{,}77$$

$$\sigma = \sqrt{73{,}77} = 8{,}59$$

Ve výpočtu jsme vycházeli z tabulky četností s intervaly, a proto jsme za x_i dosazovali středy jednotlivých intervalů. Pokud bychom směrodatnou odchylku odhadovali z hodnot získaných ve výběrovém souboru, měli bychom místo směrodatné odchylky σ počítat směrodatnou odchylku *s*, která se počítá poněkud odlišným způsobem. U větších souborů dat jsou ale tyto rozdíly zanedbatelné (více Chráska, 2007, s. 52–54).

Rozptyl a standardní odchylka charakterizují kolísání jednotlivých hodnot kolem aritmetického průměru. Čím více a čím častěji se jednotlivé hodnoty odchylují od aritmetického průměru, tím je rozptyl i standardní odchylka větší. Výpočet rozptylu je oprávněný v těch případech, kdy zpracováváme metrická data (intervalová nebo poměrová).

Variační koeficient

Jestliže chceme srovnat variabilitu dvou nebo více souborů dat s rozdílnými průměry, můžeme k tomu použít tzv. *variační koeficient V*. Variační koeficient vyjadřuje, kolik procent z průměrné hodnoty směrodatná odchylka činí.
Lze jej snadno vypočítat podle vztahu

$$V = \frac{\sigma}{\overline{x}} \cdot 100\,\% \qquad (14)$$

kde σ je směrodatná odchylka a $\overline{x}$ aritmetický průměr.

Hodnoty variačního koeficientu *V* jsou pro různá měření srovnatelné, protože je vyloučen vliv různých jednotek měření i vliv rozdílných průměrů.

Všechny charakteristiky polohy a míry variability lze snadno určit s využitím počítačového softwaru.

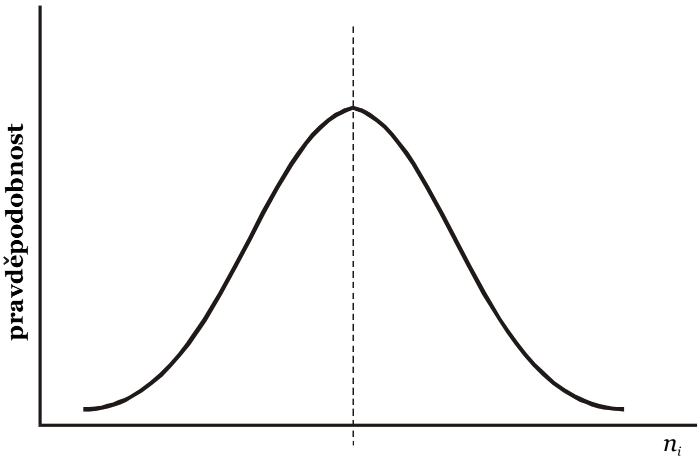
Možnosti analýzy na PC
EXCEL: Vložit funkci → PRŮMĚR; SMODCH
STATISTICA.cz: Základní statistiky → Popisné statistiky
SPSS: Descriptive statistics → Descriptives

2.5 Normální rozdělení

Ve výzkumech se často setkáváme se situací, kdy proměnná, kterou se zabýváme, je ovlivňována současným působením mnoha náhodných faktorů. Toto současné působení mnoha faktorů se často projevuje tím, že značná část výsledků se soustřeďuje kolem průměrné hodnoty a na obě strany od ní jsou výsledky stále méně časté, přičemž extrémní hodnoty se vyskytují jen ojediněle. Tuto empirickou zákonitost lze vyjádřit graficky pomocí křivky zvonovitého tvaru, zvané *Gaussova křivka* (viz obr. 4).

Gaussova křivka je souměrná podle osy, procházející jejím vrcholem. Vrchol křivky odpovídá aritmetickému průměru všech naměřených hodnot. Křivka nikde neprotíná vodorovnou osu, nýbrž se k ní stále blíží (tato veličina může teoreticky nabývat hodnot od -∞ do +∞). Tvar křivky je závislý na velikosti standardní odchylky. Při zvětšování standardní odchylky se křivka stává plošší a protáhlejší podél vodorovné osy, při zmenšování standardní odchylky se křivka protahuje nahoru a nabývá jehlovitý tvar.

Obrázek 4: Gaussova křivka



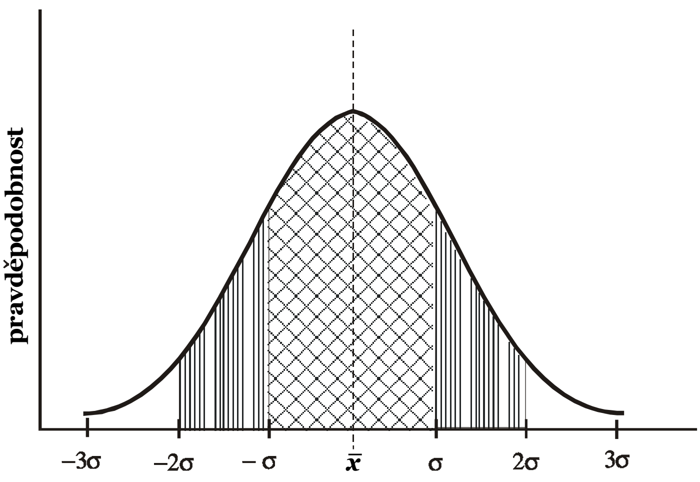
K získání základní představy o normálním rozdělení je dobré si zapamatovat následující údaje:

- v intervalu od -σ do +σ kolem aritmetického průměru se nachází přibližně 2/3 (68,27 %) všech hodnot,
- v intervalu od -2 σ do +2 σ leží přibližně 19/20 (95,4 %) všech hodnot,
- v intervalu od -3 σ do +3 σ leží již prakticky všechny hodnoty (99,73 %).

V této souvislosti se někdy hovoří o *„pravidlu šesti sigma*".

Uvedené skutečnosti jsou dobře patrné i z obr. 5, kde jsou pravděpodobnosti výskytu hodnot ve zmiňovaných intervalech vyznačeny různými druhy šrafování.

Obrázek 5: Pravděpodobnost výskytu hodnot u normálního rozdělení



K přesnějšímu popisu normálního rozdělení určité náhodné veličiny se nejčastěji používá tzv. *hustota pravděpodobnosti normálního rozdělení,* nebo tzv. *distribuční funkce normálního rozdělení.*

Hustota pravděpodobnosti normálního rozdělení je pravděpodobnost výskytu určité konkrétní hodnoty v daném souboru dat.

Při řešení praktických problémů, které se týkají normálního rozdělení, se často používá tzv. *distribuční funkce normálního rozdělení.* Distribuční funkce normálního rozdělení představuje pravděpodobnost, že normální veličina nabude hodnoty x anebo hodnot menších. Tuto hodnotu lze vypočítat, ale vzhledem k tomu, že výpočet je poměrně pracný, užívají se pro její stanovení většinou statistické tabulky. Aby nebylo nutné sestavovat tabulky normálního rozdělení zvlášť pro každou hodnotu aritmetického průměru a pro každou hodnotu směrodatné odchylky, zavádí se tzv. *normovaná normální veličina u*, jejíž hodnoty se vypočítávají ze vztahu

$$u = \frac{x - \overline{x}}{s} \tag{15}$$

kde x je určitá hodnota normální veličiny, $\overline{x}$ aritmetický průměr a s směrodatná odchylka. Veličina u má tedy průměr 0 a směrodatnou odchylku 1. Veličina u vlastně informuje o tom, jak daleko od aritmetického průměru daná hodnota je, přičemž tato vzdálenost se udává ve směrodatných odchylkách. Jestliže např. pro určitou hodnotu x vypočítáme, že u = -2, znamená to, že tato hodnota je o dvě směrodatné odchylky menší než aritmetický průměr.

V některých statistických aplikacích bývá hodnota normované normální veličiny označována symbolem z (srov. z-skóre – znaménkové schéma pro kontingenční tabulku).

Ve statistických tabulkách se nejčastěji uvádějí hodnoty *distribuční funkce normovaného normálního rozdělení* Φ (u) (Příloha I).

Možnosti využití distribuční funkce normovaného normálního rozdělení budeme ilustrovat na následujícím příkladu.

Příklad 9: Využití distribuční funkce normovaného normálního rozdělení

Při ověřování didaktického testu (na reprezentativním výběru studentů) byl vypočítán průměr $\overline{x} = 12{,}6$ bodů a směrodatná odchylka s = 3,8. Bylo ověřeno, že výsledky testování přibližně odpovídají normálnímu rozdělení. Máme odhadnout, kolik procent studentů v tomto testu dosáhne výkonu 6 bodů a nebo výkonů horších.

Nejdříve transformujeme hodnotu x = 6 pomocí vztahu (15) na veličinu u

$$u = \frac{6 - 12{,}6}{3{,}8} = -1{,}74$$

Vypočítaná hodnota znamená, že výsledek x = 6 bodů je o 1,74 směrodatné odchylky menší než aritmetický průměr. Ve statistických tabulkách (Příloha I) zjišťujeme, že Φ (1,74) = 0,9591 a tudíž Φ (-1,74) = 1 - 0,9591 = 0,04.

Z toho vyplývá, že pravděpodobnost výsledku x = 6 bodů, anebo výsledku ještě horšího, je velmi malá – asi 0,04, tj. 4 %.

Jak již bylo uvedeno, tendenci k normálnímu rozdělení projevují zejména ty náhodné veličiny, u kterých působí více náhodných vlivů současně. Lze to např. často pozorovat při měření rozumových schopností respondentů, při měření výkonů žáků v tělesné výchově, při měření vědomostí studentů pomocí didaktických testů, apod.

U mnoha statistických procedur se předpokládá, že výsledky, s nimiž pracujeme, mají normální rozdělení. Tento předpoklad by se měl vždy alespoň zhruba ověřovat, protože jinak lze snadno dospět ke zkresleným závěrům.

3 TESTOVÁNÍ HYPOTÉZ V KVANTITATIVNĚ ORIENTOVANÝCH VÝZKUMECH

Při testování (ověřování, verifikaci) hypotézy jde o rozhodování o tom, zda vyslovenou hypotézu můžeme přijmout (zda není v rozporu s empirickými fakty). Rozhodnout o přijatelnosti hypotézy lze u klasických (kvantitativně orientovaných) výzkumů pouze na základě rozsáhlého shromažďování (sběru) dat, jejich tříděním, zpracováním a vyhodnocováním. Data ve výzkumu získáváme metodami, které bývají souborně označovány jako *empirické metody* (např. pedagogické pozorování, dotazník, škály, rozhovor, různé typy testů, sociometrie, Q-metodologie, sémantický diferenciál apod.).

Významné místo při zpracování dat v pedagogických výzkumech i při interpretaci získaných výsledků má *matematická statistika*. Statistika je věda, která se zabývá metodami sběru, zpracování a vyhodnocování *hromadných dat*. Hromadná data získáváme sledováním hromadných jevů, což jsou jevy, které lze sledovat opakovaně (mnohokrát). Jedinečné jevy statistické analýze podrobovat nelze.

Výsledků, ke kterým statistika za několik posledních desetiletí dospěla, není dosud v našich pedagogických výzkumech náležitě využíváno. Mnohé výzkumy při zpracování a interpretaci výsledků využívají jen elementární postupy (jako je výpočet průměrů, procent apod.) a ignorují možnosti, které moderní statistika nabízí.

Při analýze dat získaných ve výzkumu plní statistika zejména dva základní úkoly. Prvním úkolem, kterým se zabývá tzv. *popisná (deskriptivní) statistika,* je shromážděná data popsat tak, aby poskytovala co možná nejpřesnější, přehlednou a názornou informaci o měřených hromadných jevech. Druhým základním úkolem statistiky je pomáhat při rozhodování o tom, zda mezi sledovanými jevy (proměnnými) je či není vztah. Tento druhý úkol plní tzv. *induktivní statistika*. Základním myšlenkovým principem induktivní statistiky je *usuzování na vlastnosti celku na základě vlastností jeho části.*

Na základě výsledků ověřování hypotéz vyslovujeme závěry, ke kterým výzkum dospěl. Konstatujeme přijetí či odmítnutí hypotéz, interpretujeme dosažené výsledky, srovnáváme je s dosavadními výsledky vědy, zdůvodňujeme případné rozdíly. Někdy na základě zjištěných výsledků dedukujeme další podmíněné výroky o vztazích mezi proměnnými. Tyto výroky se mohou stát hypotézami pro případné další výzkumy.

3.1 Věcné a statistické hypotézy ve výzkumu

V klasických (kvantitativně orientovaných) výzkumech ověřujeme hypotézy o vztazích mezi jevy (mezi proměnnými). Tyto hypotézy jsou obvykle nejdříve formulovány jako tzv. *věcné hypotézy*, v nichž se k vyjádření jednotlivých proměnných používá věcných termínů. Věcnými hypotézami jsou např. tvrzení:

Agresivita v předškolním věku se vyskytuje častěji u dětí vyrůstajících v neúplných rodinách než u dětí z úplných rodin.

Chlapci dosahují na základní škole lepších výsledků ve fyzice než dívky.

Proměnné (vlastnosti, jevy), které ve věcné hypotéze vystupují, se zpravidla následně *operacionalizují,* tj. vyjadřují tak, aby je bylo možno přesně zachytit, tj. změřit. Např. vědomosti žáka z fyziky je možné vyjádřit (operacionalizovat) jako výsledek určitého didaktického testu, agresivitu dětí lze operacionalizovat jako výskyt určitých projevů v chování dětí za určité období apod.

Aby bylo možné věcné hypotézy ověřovat (testovat) pomocí statistických metod, převádějí se na tzv. *statistické hypotézy*. Statistické hypotézy jsou hypotetická tvrzení o vztazích mezi jevy vyjádřená ve statistických termínech. Např. shora uvedeným věcným hypotézám odpovídají následující statistické hypotézy:

Četnost projevů agresivity v předškolním věku je u dětí, které vyrůstají v neúplných rodinách vyšší, než u dětí, které vyrůstají v rodinách úplných.

Průměrný počet bodů v didaktickém testu z fyziky je u chlapců vyšší než průměrný počet bodů u dívek.

Statistickou hypotézu neověřujeme přímo (samu o sobě), nýbrž vždy proti nějakému jinému tvrzení, obyčejně proti tzv. *nulové hypotéze*. Nulová hypotéza je domněnka, která prostřednictvím statistických termínů tvrdí, že mezi proměnnými, které zkoumáme, není vztah. Jestliže např. ověřujeme statistickou hypotézu, že průměrný počet bodů v testu u chlapců $\bar{x}_{ch}$ je větší než průměrný počet bodů v testu u dívek $\bar{x}_d$ (tj. $\bar{x}_{ch} > \bar{x}_d$), potom ji testujeme proti nulové hypotéze, která tvrdí, že $\bar{x}_{ch} = \bar{x}_d$.

Pokud se při statistické analýze ukáže, že nulovou hypotézu je možno odmítnout, přijímáme tzv. *alternativní hypotézu*, která je negací hypotézy nulové.

Při ověřování výzkumných hypotéz obvykle řešíme dva, spolu úzce spjaté problémy. Prvním problémem je otázka, zda vůbec dané proměnné (jevy) spolu souvisejí (většinou chceme také vědět, jaké riziko omylu při rozhodování o přijetí hypotézy podstupujeme). Poté, co existenci vztahu mezi proměnnými prokážeme, zpravidla také usilujeme o postižení těsnosti tohoto vztahu (míry závislosti mezi jevy). O existenci vztahů mezi proměnnými rozhodujeme ve většině případů pomocí tzv. *statistických testů významnosti*. Těsnost vztahu mezi proměnnými se většinou posuzuje pomocí různých koeficientů (např. koeficienty korelace, regrese, kontingence atd.).

3.1.1 Statistické testy významnosti jako prostředek pro verifikaci hypotéz

Statistické testy významnosti jsou postupy (procedury), pomocí nichž ověřujeme, zda mezi proměnnými existuje vztah (závislost, souvislost, rozdíl). Na základě testů významnosti rozhodujeme, zda mezi jevy je *statisticky významný* vztah. Jestliže tedy konstatujeme, že určitý výsledek šetření je *statisticky významný* (*signifikantní*), znamená to, že je velmi nepravděpodobné, že by byl způsoben pouhou náhodou.

Rozhodování ve statistických testech významnosti má vždy pravděpodobnostní charakter (nikdy si nejsme svým rozhodnutím beze zbytku jisti). Pravděpodobnost (riziko), že neoprávněně odmítneme nulovou hypotézu (a tudíž nesprávně přijmeme alternativní hypotézu) se nazývá *hladina významnosti* (*signifikance*).

Badatel se může při realizaci testů významnosti dopustit dvou druhů chyb. *Chyba prvního druhu* (je zpravidla označována α) spočívá v tom, že neoprávněně odmítneme nulovou hypotézu, ač je správná. Velikost této chyby je dána zvolenou hladinou významnosti. *Chyba druhého druhu* (její velikost se většinou označuje β) spočívá v tom, že neoprávněně (nesprávně) přijmeme nulovou hypotézu, ač není správná. Velikost obou chyb spolu souvisí. Jestliže např. při daném rozsahu výběru snížíme chybu prvního druhu (např. místo hladiny významnosti 0,05 použijeme hladinu významnosti 0,01), zvýšíme tím současně chybu druhého druhu. Zmenšování obou chyb současně lze dosáhnout jedině zvětšováním rozsahu výběru.

3.1.2 Druhy statistických testů významnosti

Statistické testy významnosti, u nichž se nulová hypotéza týká některého parametru rozdělení náhodné veličiny (např. aritmetického průměru, směrodatné odchylky apod.), se označují jako *testy parametrické*. Parametrické testy vyžadují splnění řady předběžných podmínek a požadavků, má-li být jejich použití oprávněné. Vyžaduje se např., aby rozdělení náhodné veličiny bylo určitého typu (nejčastěji se požaduje, aby rozdělení bylo normální). Splnění těchto podmínek může v praxi znamenat určité komplikace.

Statistické testy významnosti, u nichž se nulová hypotéza netýká parametrů rozdělení (nýbrž nějaké jiné, obecné vlastnosti rozdělení), označujeme jako *testy neparametrické*. Použití neparametrických testů není vázáno na splnění tak velkého počtu požadavků a na tak přísné předběžné podmínky jako u testů parametrických. Použití neparametrických testů významnosti je možné i v případech, kdy není znám typ rozdělení náhodné veličiny. Větší univerzálnost neparametrických testů významnosti je však vykoupena jejich menší statistickou účinností. Účinností statistického testu významnosti se rozumí schopnost testu rozpoznat i malé odchylky od nulové hypotézy (a odmítnout tedy nulovou hypotézu jako nesprávnou). Parametrické testy významnosti jsou naopak účinnější (ale ne tak univerzálně použitelné) jako testy neparametrické. Neparametrické testy významnosti vyžadují ve srovnání s testy parametrickými větší počet případů (pozorování).

Podle toho, jakým způsobem formulujeme v testu významnosti alternativní hypotézu, lze rozlišit statistické *testy jednostranné* a statistické *testy oboustranné*. Jestliže např. ve statistickém testu významnosti byla formulována nulová hypotéza typu $a = b$ (např. aritmetický průměr skupiny A = aritmetický průměr skupiny B), lze alternativní hypotézu formulovat dvojím způsobem: buď $a \neq b$ a nebo $a < b$ (resp. $a > b$). Pokud statistický test významnosti pracuje s alternativní hypotézou typu $a \neq b$, jedná se o tzv. *oboustranný test*. Pokud je alternativní hypotéza formulována ve formě $a > b$ (resp. $a < b$), hovoříme o *testech jednostranných*.

Testů jednostranných by se mělo používat pouze v případech, kdy je prakticky jisté, že může platit pouze jedna z alternativ (buď $a > b$ nebo $a < b$). V případě, že mohou platit obě alternativy, používáme testů oboustranných. Příklady všech testů významnosti uváděné v této práci jsou testy oboustrannými.

Bližší a podrobnější vysvětlení k těmto dvěma typům statistických testů lze nalézt v další odborné literatuře (Komenda a Klementa, 1981; Hendl, 2012; Field, 2013).

3.2 Statistické metody pro analýzu nominálních dat

U statistických testů významnosti, které jsou určeny pro nominální data, se pracuje pouze s četnostmi znaků přiřazených k měřeným objektům (pokud tyto přiřazené znaky mají podobu čísel, potom tato „čísla“ nemají žádný kvantitativní význam). Nejčastěji používanými testy významnosti při zpracovávání nominálních dat jsou testy typu chí-kvadrát. V následujícím textu uvedeme jejich nejčastější aplikace. Princip tohoto testu významnosti popíšeme na konkrétním příkladě z pedagogického výzkumu.

Příklad 10: Výpočet testu dobré shody chí-kvadrát

Ve výzkumu se zjišťovalo, jak náročné jsou pro žáky základní školy vybrané jazykové dovednosti (poslech, porozumění textu, písemný projev, mluvený projev, gramatika). Na základě rozhovorů se žáky byla stanovena věcná hypotéza: *Mezi náročností sledovaných jazykových dovedností (poslech, porozumění textu, písemný projev, mluvený projev, gramatika) jsou u žáků základní školy rozdíly.*

Data potřebná k verifikaci hypotézy byla získána dotazníkem, ve kterém byla zařazena otázka:

Kterou jazykovou dovednost považuješ za nejnáročnější?

A. poslech
B. porozumění textu
C. písemný projev
D. mluvený projev
E. gramatika

Odpovědi získané od 120 žáků byly zapsány do tabulky četností (tab. 8).

Tabulka 8: Náročnost jazykových dovedností u žáků ZŠ

Jazykové dovednosti	Pozorovaná četnost *P*	Očekávaná četnost *O*	$P-O$	$(P-O)$	$\frac{(P-O)^2}{O}$
A. poslech	23	24	-1	1	0,042
B. porozumění textu	10	24	-14	196	8,167
C. písemný projev	33	24	9	81	3,375
D. mluvený projev	26	24	2	4	0,167
E. gramatika	28	24	4	16	0,667
Σ	120				12,417

Na základě testu dobré shody chí-kvadrát máme rozhodnout, zda jsou mezi náročností sledovaných jazykových dovedností u žáků statisticky významné rozdíly.

Nejdříve stanovíme nulovou a alternativní hypotézu:

H_0: Četnosti žáků, kteří vybírají jednotlivé jazykové dovednosti, jsou stejné.

H_A: Mezi četnostmi žáků, kteří vybírají jednotlivé jazykové dovednosti, jsou rozdíly.

Nulovou hypotézu budeme testovat pomocí **testového kritéria** chí-kvadrát, které lze vypočítat ze vztahu

$$\chi^2 = \sum \frac{(P-O)^2}{O} \qquad (16)$$

kde χ^2 je testové kritérium chí-kvadrát, *P* je tzv. *pozorovaná četnost* a *O* je tzv. *očekávaná četnost*.

Očekávaná četnost odpovídá platnosti nulové hypotézy. Pokud by žáci považovali jazykové dovednosti za stejně náročné, potom bychom očekávali, že je budou vybírat stejně často (se stejnou pravděpodobností). Očekávanou četnost proto v našem případě určíme tak, že počet respondentů dělíme počtem nabízených odpovědí, tj. 120 : 5 = 24 .

Hodnoty z tabulky dosadíme do vzorce a vypočítáme testové kritérium $\chi^2 = 12{,}417$.

Dalším krokem při realizaci testu dobré shody chí-kvadrát je určení tzv. *počtu stupňů volnosti* (*f*), který závisí na počtu řádků v tabulce. Počet stupňů volnosti je počet řádků tabulky, do kterých bychom mohli (teoreticky) zapsat libovolnou hodnotu a přitom dodržet stanovený sloupcový součet. V našem případě zjišťujeme, že součet četností v tabulce (tj. 120) je vytvořen z pěti hodnot. Teoreticky můžeme součet 120 vytvořit ze čtyř libovolných hodnot, přičemž vhodným doplněním poslední hodnoty lze daný součet 120 získat. Tabulka četností má proto v našem případě 5 - 4 = 4 stupně volnosti.

Tabulka 9: Určení počtu stupňů volnosti u testu dobré shody chí-kvadrát

Jazykové dovednosti	Pozorovaná četnost *P*
A. poslech	libovolná hodnota
B. porozumění textu	libovolná hodnota
C. písemný projev	libovolná hodnota
D. mluvený projev	libovolná hodnota
E. gramatika	?
	Σ 120

Dalším krokem je volba tzv. *hladiny významnosti*. Hladina významnosti je pravděpodobnost, že nesprávně odmítneme nulovou hypotézu. Tuto pravděpodobnost (riziko) můžeme zvolit podle typu řešeného problému, ale ve většině pedagogických výzkumů pracujeme na hladině významnosti 0,05 (případně na hladině významnosti 0,01). Volba hladiny významnosti 0,05 znamená, že bude 5 % pravděpodobnost, že nesprávně (neoprávněně) odmítneme nulovou hypotézu.

Vypočítaná hodnota testového kritéria chí-kvadrát (χ^2 = 12,417) je ukazatelem rozdílu mezi pozorovanou a očekávanou četností. Při rozhodování o platnosti nulové hypotézy zpravidla postupujeme tak, že vypočítanou hodnotu testového kritéria srovnáváme s tzv. *kritickou hodnotou*, kterou lze nalézt ve statistických tabulkách (Příloha II). Kritickou hodnotu hledáme vždy pro zvolenou hladinu významnosti a určitý počet stupňů volnosti. V popisovaném případě nalezneme v tabulce kritických hodnot pro hladinu významnosti 0,05 a 2 stupně volnosti hodnotu $\chi^2_{0,05}(2) = 9{,}488$.

Vypočítaná hodnota testového kritéria χ^2 = 12,417 je větší než kritická hodnota 9,488, a proto odmítáme nulovou hypotézu a přijímáme hypotézu alternativní. Z výsledků výzkumu vyplývá, že mezi obtížností sledovaných jazykových kompetencí u žáků jsou statisticky významné rozdíly a že můžeme přijmout formulovanou věcnou hypotézu. Riziko nesprávného rozhodnutí je přitom dáno zvolenou hladinou významnosti, tj. v našem případě 5 %.

Pokud by vypočítaná hodnota testového kritéria chí-kvadrát byla menší než kritická hodnota, byli bychom nuceni přijmout nulovou hypotézu a konstatovat, že na základě získaných dat nelze nulovou hypotézu odmítnout. Přijetí nulové hypotézy obecně znamená to, že výsledek výzkumu je možné vysvětlovat působením náhody, že tedy mezi studovanými jevy nebyl prokázán významný vztah (souvislost nebo rozdíl).

Možnosti analýzy na PC

EXCEL: Vložit funkci → CHISQ.TEST

STATISTICA.Cz: Neparametrické statistiky → Pozorované versus očekávané

SPSS: Nonparametric tests → Legacy Dialogs → Chi-square

3.2.2 Test nezávislosti chí-kvadrát pro kontingenční tabulku

Tohoto testu významnosti je možno využít např. v případech, kdy rozhodujeme, zda existuje souvislost (závislost) mezi dvěma pedagogickými jevy, které byly zachyceny pomocí nominálního (popř. ordinálního) měření. Tato situace je velmi častá např. při zpracovávání výsledků dotazníkových šetření, ale vyskytuje se i v mnoha dalších situacích.

Příklad 11: Test nezávislosti chí-kvadrát pro kontingenční tabulku

Pracovníci firmy měli možnost se přihlásit do kurzů podnikového vzdělávání. Každý zaměstnanec si přitom mohl vybrat pouze jeden kurz. V nabídce byly následující kurzy:

A. kurz práce na počítači,
B. kurz asertivity,
C. kurz zvládání stresu.

V přihlášce zaměstnanci dále uváděli, na kterém oddělení pracují (ekonomické nebo reklamační oddělení).

Byla vyslovena hypotéza:

Preference vzdělávacích kurzů je u zaměstnanců firmy ovlivněna jejich uplatněním ve firmě.

Data získaná od 89 pracovníků firmy zachycuje tab. 10. Tento typ tabulky, ze které lze vyčíst, jaké preference vzdělávacích kurzů mají pracovníci ve sledovaných odděleních firmy, se nazývá kontingenční tabulka.

Pomocí testu nezávislosti chí-kvadrát máme rozhodnout, zda mezi pracovním uplatněním zaměstnanců (podle oddělení) a zaměřením vzdělávacích kurzů, na které se zaměstnanci hlásí, je vztah.

Tabulka 10: Zájem pracovníků firmy o vzdělávání

	Kurz práce na počítači	Kurz asertivity	Kurz zvládání stresu	Σ
reklamační oddělení	8 (10,38)	21 (14,16)	13 (17,46)	42
ekonomické oddělení	14 (11,62)	9 (15,84)	24 (19,54)	47
Σ	22	30	37	89

Čísla v kontingenční tabulce (bez závorek) vyjadřují četnosti pracovníků podle jejich pracovního zařazení a jejich zájmu o nabízené vzdělávací kurzy.

Čísla uváděná vpravo od tabulky a pod tabulkou jsou tzv. *marginální* („okrajové“) četnosti, tj. součty četností v řádcích a sloupcích kontingenční tabulky.

Test nezávislosti chí-kvadrát začíná formulováním nulové a alternativní hypotézy.

H_0: Preference vzdělávacích kurzů a pracovní uplatnění pracovníků ve firmě spolu nesouvisí.

H_A: Preference vzdělávacích kurzů souvisí s pracovním uplatněním pracovníků ve firmě.

Dalším krokem bude výpočet očekávaných četností *O* pro každé pole kontingenční tabulky. Jak již bylo uvedeno, očekávané četnosti jsou „teoretické“ četnosti, které by odpovídaly platnosti nulové hypotézy. Očekávané četnosti jsou v kontingenční tabulce uvedeny v závorkách.

Očekávané četnosti pro jednotlivá pole kontingenční tabulky se vypočítají tak, že vždy násobíme odpovídající marginální četnosti (v určitém řádku a určitém poli) v tabulce a tento součin dělíme celkovou četností. Např. očekávanou četnost „10,38“ v prvním řádku kontingenční tabulky vypočítáme

$$O = \frac{22 \cdot 42}{89} = 10{,}382$$

Výsledky výpočtů všech očekávaných četností *O* zapíšeme do pomocné tabulky (tab. 11), ve které provedeme také výpočet testového kritéria chí-kvadrát podle již dříve uvedeného vztahu

$$\chi^2 = \sum \frac{(P - O)^2}{O}$$

Tabulka 11: Pomocná tabulka pro výpočet testového kritéria chí-kvadrát

P	O	$P - O$	$(P - O)^2$	$\frac{(P-O)^2}{O}$
8	10,38	-2,38	5,66	0,546
21	14,16	6,84	46,79	3,304
13	17,46	-4,46	19,89	1,139
14	11,62	2,38	5,66	0,487
9	15,84	-6,84	46,79	2,954
24	19,54	4,46	19,89	1,018

$\sum$ 9,456

Vypočítaná hodnota $\chi^2 = 9{,}456$ je ukazatelem velikosti rozdílu mezi skutečností a nulovou hypotézou. Pro posouzení vypočítané hodnoty χ^2 je třeba určit počet stupňů volnosti v kontingenční tabulce. Pro tabulku o *r* řádcích a *s* sloupcích se určí počet stupňů volnosti podle vztahu

$$f = (r - 1) \cdot (s - 1) \qquad (17)$$

kde *r* je počet řádků v kontingenční tabulce a *s* počet sloupců v kontingenční tabulce.

V našem případě vychází pro tabulku o dvou řádcích a třech sloupcích

$$f = (2-1)\cdot(3-1) = 2$$

Počet stupňů volnosti v kontingenční tabulce vyjadřuje stejnou informaci jako počet stupňů volnosti u testu dobré shody chí-kvadrát. Je to počet polí v kontingenční tabulce, ve kterých by bylo možno zvolit hodnotu libovolně (volně) a přitom dodržet dané součty v řádcích a ve sloupcích kontingenční tabulky.

V této souvislosti je třeba zdůraznit, že stupně volnosti se určují vždy pro výchozí kontingenční tabulku a nikoliv pro pomocnou tabulku, ve které jsme počítali hodnotu testového kritéria chí-kvadrát.

Pro stanovený počet stupňů volnosti kontingenční tabulky a pro zvolenou hladinu významnosti 0,05 nalezneme ve statistických tabulkách (Příloha II) kritickou hodnotu testového kritéria $\chi^2_{0,05}(2) = 5{,}991$.

Srovnáme-li vypočítanou hodnotu testového kritéria s hodnotou kritickou, zjišťujeme, že vypočítaná hodnota je vyšší, a proto odmítáme nulovou hypotézu a přijímáme hypotézu alternativní. Preference vzdělávacích kurzů závisí na pracovním uplatnění pracovníků ve firmě.

Počítačové programy většinou analyzují vztahy mezi proměnnými tak, že uživatele informují jen o hodnotě vypočítaného testového kritéria a neuvádějí srovnávání s kritickou hodnotou ze statistických tabulek. V těchto případech se většinou uvádí hodnota tzv. *signifikace p, která* určuje pravděpodobnost, že v daném případě neoprávněně (nesprávně) odmítneme příslušnou nulovou hypotézu. Pokud je hodnota signifikace menší než zvolená hladina významnosti, nulovou hypotézu odmítáme.

Vzhledem k tomu, že testy chí-kvadrát špatně rozlišují mezi malými četnostmi, neměl by se test nezávislosti chí-kvadrát používat v případech, kdy ve více než 20 % polí kontingenční tabulky jsou očekávané četnosti menší než 5 a v případě, že v některém poli je očekávaná četnost menší než 1.

Ve výzkumech, které pracují s malými výběrovými soubory, bývají požadavky kladené na velikost očekávaných četností v kontingenční tabulce někdy obtížně splnitelné. Tato situace je poměrně častá např. u závěrečných prací ve vysokoškolském studiu (bakalářské práce, diplomové práce). Situaci je možné řešit v některých případech volbou jiné statistické procedury, a nebo tím, že u kontingenční tabulky vhodnou redukcí zmenšíme počet polí. Tím lze dosáhnout žádoucího zvětšení četností a splnění podmínek pro oprávněné použití testu nezávislosti chí-kvadrát. Bohužel toto řešení je nutno „zaplatit“ zmenšením citlivosti testu významnosti ztrátou části informace, kterou data obsahují.

Příklad 12: Redukce počtu polí v kontingenční tabulce

Autor diplomové práce uskutečnil u 190 náhodně vybraných učitelů základní školy výzkumné šetření, ve kterém ověřoval hypotézu, že *efekt vyhoření (burnout efekt) se vyskytuje u starších učitelů častěji než u učitelů mladších*.

Výskyt efektu vyhoření u učitelů byl zjišťován speciálním dotazníkem BM (Burnout Measure). Ve výzkumném šetření byly získány výsledky, které zachycuje následující kontingenční tabulka.

Tabulka 12: Kontingenční tabulka zachycující vztah věk učitelů vs. výskyt efektu vyhoření

		Věk učitelů (roky)				
		do 25	26–30	31–35	36–40	41–45
Výskyt efektu vyhoření	ano	6 (4,8)	7 (13,3)	6 (13,8)	6 (5,3)	6 (4,3)
	ne	3 (4,2)	18 (11,7)	20 (12,2)	4 (4,7)	2 (3,7)
	Σ	9	25	26	10	8

		Věk učitelů (roky)				
		46–50	51–55	56–60	61–65	Σ
Výskyt efektu vyhoření	ano	18 (20,2)	18 (10,6)	16 (12,8)	18 (15,9)	101
	ne	20 (17,8)	2 (9,4)	8 (11,2)	12 (14,1)	89
	Σ	38	20	24	30	190

Pro všechny pozorované četnosti v kontingenční tabulce (čísla bez závorek) byly vypočítány očekávané četnosti (čísla v závorkách). Bohužel některé vypočítané očekávané četnosti jsou velmi malé (celkem 5 očekávaných četností je menších než 5). V daném případě tudíž nejsou splněny předpoklady pro použití testu nezávislosti chí-kvadrát.

Situaci je možno řešit tak, že zredukujeme v kontingenční tabulce počet polí a tím dosáhneme zvětšení četností. V sestavené kontingenční tabulce je celkem 18 polí, což je vzhledem k velikosti výzkumného vzorku příliš velký počet. V daném případě bude poměrně snadné počet polí v tabulce zredukovat tak, že zvětšíme věkové kategorie učitelů. Jedno z možných řešení je prezentováno v tab. 13.

Tabulka 13: Kontingenční tabulka vytvořená redukcí věkových kategorií učitelů

		Věk učitelů (roky)			
		do 25	26–40	nad 40	Σ
Výskyt efektu vyhoření	ano	19 (31,9)	30 (29,8)	52 (39,3)	101
	ne	41 (28,1)	26 (26,2)	22 (34,7)	89
	Σ	60	56	74	190

Původních 9 kategorií věku bylo zredukováno na 3 kategorie:

- mladí (začínající) učitelé (do 25 roků),
- učitelé středního věku (26–40 roků),
- učitelé s delší pedagogickou praxí (nad 40 let).

Provedenou úpravou kontingenční tabulky jsme dosáhli toho, že všechny očekávané četnosti mají dostatečně velké hodnoty a můžeme realizovat test nezávislosti chí-kvadrát.

V upravené kontingenční tabulce vypočítáme pro všechna pole očekávané četnosti a dále obvyklým postupem určíme hodnotu testového kritéria chí-kvadrát. V daném případě byla vypočítána hodnota $\chi^2 = 19{,}836$.

Upravená kontingenční tabulka má $f = (2 - 1) \cdot (3 - 1) = 2$ stupně volnosti a kritická hodnota testového kritéria pro 2 stupně volnosti a zvolenou hladinu významnosti 0,01 je $\chi^2_{0{,}01}(2) = 9{,}210$.

Z výsledků vyplývá, že vypočítaná hodnota testového kritéria je výrazně větší než nalezená kritická hodnota a proto odmítáme nulovou hypotézu. Na základě výsledků statistické analýzy a na základě srovnání pozorovaných a očekávaných četností v kontingenční tabulce přijímáme věcnou hypotézu, tzn., že ve výzkumném šetření se prokázalo, že efekt vyhoření se vyskytuje u starších učitelů častěji než u učitelů mladších.

Možnosti analýzy na PC

EXCEL: Vložit funkci → CHISQ.TEST

STATISTICA.Cz: Základní statistiky → Popisné statistiky → Kontingenční tabulky → Pozorované versus očekávané

SPSS: Nonparametric tests → Crosstabs

3.2.3 Znaménkové schéma pro kontingenční tabulku

V pedagogických výzkumech (které pracují s kontingenční tabulkou) se zpravidla nespokojujeme s konstatováním, že mezi proměnnými (vlastnostmi, jevy) je statisticky významný vztah (souvislost). Zajímá nás, kde (ve kterém poli kontingenční tabulky) se vztah projevuje a jak jej můžeme interpretovat. Dobrou pomůckou pro interpretaci výsledků obsažených v kontingenční tabulce je sestavení tzv. *znaménkového schématu kontingenční tabulky*.

Příklad 13: Znaménkové schéma pro kontingenční tabulku

Na základě údajů, které shromáždili členové komisí pro státní závěrečné zkoušky, byla vytvořena následující kontingenční tabulka.

Tabulka 14: Forma absolvovaného studia a celková úspěšnost studentů u SZZ

Celkový prospěch u SZZ	Forma studia			Σ
	prezenční	kombinovaná	distanční	
neprospěl	13 (14,10)	6 (13,51)	20 (11,39)	39
prospěl	39 (45,17)	54 (43,32)	32 (36,51)	125
prospěl s vyznamenáním	21 (13,73)	10 (13,17)	7 (11,10)	38
Σ	73	70	59	202

Pomocí testu nezávislosti chí-kvadrát pro kontingenční tabulku bylo prokázáno, že existuje statisticky významný vztah mezi formou studia a úspěšností studentů u státní závěrečné zkoušky (vypočítaná hodnota χ^2 = 20,927, kritická hodnota pro hladinu významnosti 0,05 a 4 stupně volnosti je $\chi^2_{0,05}(4) = 9{,}488$).

Na vztahy mezi srovnávanými jevy v kontingenční tabulce usuzujeme z velikosti rozdílů mezi pozorovanými a očekávanými četnostmi v jednotlivých polích tabulky. Významnost rozdílů mezi pozorovanými a očekávanými četnostmi v jednotlivých polích obyčejně testujeme pomocí testového kritéria *z* (tzv. *z-skóre*).

Testové kritérium *z* je možné vypočítat např. podle vztahu

$$z = \frac{P_{\%} - O_{\%}}{\sqrt{O_{\%} \cdot (100 - O_{\%})}} \cdot \sqrt{n} \tag{18}$$

kde $P_{\%}$ je pozorovaná četnost v určitém poli vyjádřená v procentech z celkové četnosti, $O_{\%}$ je očekávaná četnost v tomto poli vyjádřená v procentech z celkové četnosti a *n* je celková četnost v kontingenční tabulce.

Vypočítaná hodnota testového kritéria *z* je ukazatelem velikosti rozdílu mezi pozorovanou a očekávanou četností v určitém poli kontingenční tabulky. Pokud má vypočítaná hodnota *z* v určitém poli kladné znaménko, znamená to, že v tomto poli je pozorovaná četnost větší než četnost očekávaná. Záporné znaménko vypovídá o tom, že v daném poli kontingenční tabulky je pozorovaná četnost menší než četnost očekávaná. Čím vyšší je vypočítaná hodnota *z*, tím větší je mezi pozorovanou a očekávanou četností rozdíl.

Tabulka 15: Hodnoty *z-skóre* pro kontingenční tabulku (forma studia vs. výsledky studentů u SZZ)

Celkový prospěch u SZZ	Forma studia		
	prezenční	kombinovaná	distanční
neprospěl	-0,302	-2,116	2,626
prospěl	-1,042	1,831	-0,825
prospěl s vyznamenáním	2,031	-0,903	-1,266

Vypočítané hodnoty *z-skóre* je možno názorně prezentovat pomocí tzv. znaménkového schématu.

Tabulka 16: Znaménkové schéma kontingenční tabulky (forma studia vs. výsledky studentů u SZZ)

Celkový prospěch u SZZ	Forma studia		
	prezenční	kombinované	distanční
neprospěl	0	-	++
prospěl	0	0	0
prospěl s vyznamenáním	+	0	0

Při konstrukci znaménkového schématu kontingenční tabulky se většinou dodržuje konvence, podle níž znaménka mají význam, který uvádí tab. 17 a 18.

Tabulka 17: Význam znamének ve znaménkovém schématu kontingenční tabulky

+++	pozorovaná četnost je významně větší než četnost očekávaná na hladině významnosti 0,001 (rozdíl je velmi výrazný)
---	pozorovaná četnost je významně menší než četnost očekávaná na hladině významnosti 0,001 (rozdíl je velmi výrazný)
++	pozorovaná četnost je významně větší než četnost očekávaná na hladině významnosti 0,01 (rozdíl je výrazný)
--	pozorovaná četnost je významně menší než četnost očekávaná na hladině významnosti 0, 01 (rozdíl je výrazný)
+	pozorovaná četnost je významně větší než četnost očekávaná na hladině významnosti 0,05
-	pozorovaná četnost je významně menší než četnost očekávaná na hladině významnosti 0,05
0	mezi pozorovanou četností a četností očekávanou není statisticky významný rozdíl.

Tabulka 18: Rozdíl mezi pozorovanou a očekávanou četností ve znaménkovém schématu kontingenční tabulky

Vypočítaná hodnota z	Označení ve schématu	Významnost rozdílu P - O
$\langle 1{,}95\,; -1{,}96 \rangle$	0	nevýznamný
$\langle 1{,}96; 2{,}57 \rangle$	+	0,050
$\langle -1{,}96\,; -2{,}57 \rangle$	-	0,050

Vypočítaná hodnota *z*	Označení ve schématu	Významnost rozdílu *P* - *O*
$\langle 2{,}58\,;-3{,}29\rangle$	++	0,010
$\langle -2{,}58\,;-3{,}29\rangle$	- -	0,010
větší než 3,30	+++	0,001
menší než –3,30	- - -	0,001

Poznámka: *V případě, že testové kritérium chí-kvadrát není výrazně vyšší než jeho příslušná kritická hodnota, může se stát, že ve znaménkovém schématu nenalezneme žádný vztah (+ nebo -), který by bylo možné jednoznačně interpretovat. Znaménkové schéma vyhodnocuje rozdíly mezi pozorovanými a očekávanými četnostmi v každém poli tabulky zvlášť, je proto „přísnější" (a přesnější) než samotná hodnota chí-kvadrát, která se vztahuje na tabulku jako celek.*

Na základě znaménkového schématu můžeme výsledky provedeného šetření interpretovat. Pro každé pole kontingenční tabulky, které obsahuje alespoň jedno znaménko, můžeme vyslovit jeden interpretační výrok. V uvedeném případě je možné např. tvrdit, že

- mezi studenty prezenčního studia je v porovnání s ostatními studenty více těch, kteří u státní závěrečné zkoušky prospěli s vyznamenáním.
- Mezi studenty v kombinované formě studia je v porovnání s ostatními studenty méně těch, kteří u zkoušky neprospěli.
- Mezi studenty distanční formy studia je v porovnání s ostatními studenty výrazně více těch, kteří u státní závěrečné zkoušky neprospěli.

Výpočet *z-skóre* je při ručním zpracování náročný a může při něm také dojít k výrazným zkreslením způsobeným zaokrouhlováním. Proto jej doporučujeme realizovat s využitím počítačových programů.

Použití znaménkového schématu postrádá smyslu v případech, kdy nebyl v kontingenční tabulce prokázán statisticky významný vztah.

Příklad 14: Použití znaménkového schématu k verifikaci několika dílčích hypotéz

V některých případech mohou informace získané při konstrukci znaménkového schématu posloužit jako podklad pro ověřování dílčích hypotéz, které mohou být formulovány až na základě výsledků verifikace jiné obecnější hypotézy.

V souvislosti s testem nezávislosti chí-kvadrát byl popisován postup, kterým byla verifikována hypotéza o vztahu mezi preferencemi vzdělávacích kurzů a pracovním zařazením pracovníků ve firmě (příklad 11). V tomto příkladě byla ověřována hypotéza *„Preference vzdělávacích kurzů je u zaměstnanců firmy ovlivněna jejich uplatněním ve firmě"*. Pomocí testu nezávislosti chí-kvadrát byla tato věcná hypotéza přijata (vypočítaná hodnota $\chi^2 = 9{,}456$, kritická hodnota $\chi^2_{0{,}05}(2) = 5{,}991$). Uvedený výsledek implikuje otázku, jakým způsobem se prokázaný vztah mezi preferencemi a pracovním uplatněním pracovníků projevuje.

K této otázce lze vyslovit dvě dílčí hypotézy:

H_{D1}: *Pracovníci z reklamačního oddělení preferují kurz asertivity častěji než pracovníci z ekonomického oddělení.*

H_{D2}: *Pracovníci z ekonomického oddělení preferují kurz práce na počítači častěji než pracovníci z reklamačního oddělení.*

O přijetí formulovaných dílčích hypotéz lze rozhodnout na základě konstrukce znaménkového schématu kontingenční tabulky. Vycházíme z kontingenční tabulky, která obsahuje pozorované i očekávané četnosti (tab. 10). Pro každé pole kontingenční tabulky bylo vypočítáno *z-skóre* a jednotlivým vypočítaným hodnotám byl přiřazen příslušný symbol znaménkového schématu.

Tabulka 19: Hodnoty *z-skóre* a znaménkové schéma pro kontingenční tabulku (preference vzdělávacích kurzů vs. pracovní uplatnění pracovníků)

	Kurz práce na počítači	Kurz asertivity	Kurz zvládání stresu
reklamační oddělení	-0,79	1,98	-1,19
ekonomické oddělení	-0,75	-1,90	1,14

	Kurz práce na počítači	Kurz asertivity	Kurz zvládání stresu
reklamační oddělení	0	+	0
ekonomické oddělení	0	0	0

Z uvedených výsledků vyplývá, že je možné přijmout pouze první dílčí hypotézu, tj. *„pracovníci z reklamačního oddělení preferují kurz asertivity častěji než pracovníci z ekonomického oddělení“*.

Možnosti analýzy na PC
SPSS: Analyze → Descriptive Statistics → Crosstabs (zvolit nabídku adjustovaná rezidua)

3.2.4 Test nezávislosti chí-kvadrát pro čtyřpolní tabulku

Zvláštním případem kontingenční tabulky je čtyřpolní tabulka se dvěma řádky a dvěma sloupci. Použití čtyřpolní tabulky přichází v úvahu v případech, kdy proměnné (jevy), mezi nimiž máme ověřovat vztah, mohou nabývat pouze dvou alternativních kvalit (např. chlapec – dívka, plavec – neplavec, kuřák – nekuřák, ano – ne atd.).

Použití testu nezávislosti chí-kvadrát pro čtyřpolní tabulku budeme ilustrovat na příkladě výzkumu, který se zabýval volnočasovými aktivitami žáků na základní škole.

Příklad 15: Test nezávislosti chí-kvadrát pro čtyřpolní tabulku

Náhodně vybranému vzorku 92 žáků na druhém stupni základní školy (34 dívek a 58 chlapců) byla v dotazníku položena otázka, zda hrají na některý hudební nástroj.

Byla formulována následující hypotéza: *Dívky hrají na hudební nástroje častěji než chlapci.*

Odpovědi žáků na danou otázku v dotazníku zachycuje následující tabulka.

Tabulka 20: Hra žáků základní školy na hudební nástroje vs. pohlaví žáků

Pohlaví	hraje na hudební nástroj	nehraje na hudební nástroj	Σ
dívky	25	9	34
chlapci	26	32	58
Σ	51	41	92

Hypotézu budeme ověřovat pomocí testu nezávislosti chí-kvadrát.

Byly formulovány následující statistické hypotézy:

H_0: *Četnosti dětí, které hrají na hudební nástroj, jsou u chlapců i dívek stejné.*

H_A: *Mezi četnostmi chlapců, kteří hrají na hudební nástroj a četnostmi dívek, které hrají na hudební nástroj, jsou rozdíly.*

Vzhledem k okolnostem výzkumu bylo rozhodnuto, že testování statistické významnosti bude realizováno na hladině významnosti 0,01.

Při výpočtu testového kritéria chí-kvadrát je možné postupovat stejně jako v případě obecné kontingenční tabulky. V případě čtyřpolní tabulky je však možné výpočet zjednodušit použitím vztahu

$$\chi^2 = n \cdot \frac{(ad - bc)^2}{(a+b)\cdot(a+c)\cdot(b+d)\cdot(c+d)} \tag{19}$$

kde význam hodnot *a, b, c, d* a *n* vyplývá z následujícího schématu čtyřpolní tabulky.

Tabulka 21: Schéma čtyřpolní tabulky pro výpočet testového kritéria chí-kvadrát

	A	*non A*	
B	*a*	*b*	*a+b*
non B	*c*	*d*	*c+d*
	a+c	*b+d*	*n*

V našem případě vychází testové kritérium

$$\chi^2 = 92 \cdot \frac{(25 \cdot 32 - 9 \cdot 26)^2}{(25+9)\cdot(26+32)\cdot(25+26)\cdot(9+32)} = 7{,}148$$

Vypočítanou hodnotu χ^2 = 7,148 srovnáme s kritickou hodnotou testového kritéria na hladině významnosti 0,01 pro 1 stupeň volnosti $\chi^2_{0{,}01} = 6{,}635$. Protože námi vypočítaná hodnota je vyšší, než hodnota kritická, přijímáme alternativní hypotézu.

Interpretace nalezeného vztahu je ve čtyřpolní tabulce jednodušší než u obecné kontingenční tabulky. Stačí porovnat pozorované a očekávané četnosti v každém poli tabulky a na základě jejich rozdílů stanovit, v čem se nalezený vztah projevuje. Očekávané četnosti ve čtyřpolní tabulce se vypočítávají stejně jako očekávané četnosti u obecné kontingenční tabulky.

Tabulka 22: Očekávané četnosti a znaménkové schéma u čtyřpolní tabulky

	hraje na hudební nástroj	nehraje na hudební nástroj	Σ
dívky	25 (18,85)	9 (15,15)	34
chlapci	26 (32,15)	32 (25,85)	58
Σ	51	41	92

	hraje na hudební nástroj	nehraje na hudební nástroj	Σ
dívky	+ +	0	34
chlapci	0	+ +	58
Σ	51	41	92

Na základě porovnání pozorovaných a očekávaných četností zjišťujeme, že dívky hrají na hubení nástroj významně častěji než chlapci. Statistická významnost rozdílu mezi pozorovanými a očekávanými četnostmi je dána zvolenou hladinou významnosti, tj. v daném případě 0,01.

Test nezávislosti chí-kvadrát pro čtyřpolní tabulku by se měl používat pouze v tom případě, že celková četnost n je alespoň 40 a žádná očekávaná četnost není menší než 5.

3.3 Statistické metody pro analýzu ordinálních dat

Při ověřování hypotéz se často setkáváme s tím, že proměnné vystupující v hypotézách jsou zachyceny (změřeny) na úrovni ordinálního (pořadového) měření. Po vhodné kategorizaci můžeme k tomuto účelu použít všech metod a postupů, které byly doporučovány pro nominální data. Navíc můžeme ale použít i metod, které jsou určeny primárně pro data ordinální.

3.3.1 Znaménkový test

Tento statistický test se využívá v případě dvou opakovaných měření týchž objektů. Hodnoty naměřené u jednoho objektu (respondenta) tvoří vždy pár. Jde o velmi jednoduchý test, který lze využít v případě ordinálního měření, tedy pokud jsme schopni rozhodnout, která z opakovaně naměřených hodnot je vyšší, nebo v jakém směru došlo ke změně. Jeho nevýhodou je ale nízká účinnost.

Příklad 16: Znaménkový test

U skupiny 20 žáků ve věku 10 let byla sledována jejich tepová frekvence ve dvou typech stresových situací:

- těsně před vyhlášením zábavné soutěže o ceny (pozitivní zátěž – eustres),
- těsně před zadáním didaktického testu (negativní zátěž – distres).

Máme rozhodnout, zda se tepová frekvence žáků v těchto dvou typech stresových situací liší.

Byla formulována hypotéza: *Tepová frekvence dětí je při prožívání distresu vyšší než při prožívání eustresu.*

Výsledky měření tepové frekvence žáků jsou prezentovány v následující tabulce.

Tabulka 23: Tepová frekvence 10letých žáků při prožívání stresových situací

Dítě číslo	Tepová frekvence		Změna
	eustres	distres	
1	91	110	+
2	85	106	+
3	105	102	-
4	110	95	-
5	102	106	+
6	89	99	+
7	115	120	+
8	103	96	-
9	105	98	-
10	96	100	+
11	87	102	+
12	118	106	-
13	110	105	-
14	109	115	+
15	102	120	+
16	105	118	+
17	110	120	+
18	85	101	+
19	87	95	+
20	91	103	+

Formulace statistických hypotéz:

H_0: *Tepová frekvence dětí je při prožívání distresu i eustresu stejně vysoká.*

H_A: *Mezi tepovou frekvencí dětí při prožívání distresu a eustresu je rozdíl.*

Pro posouzení souvislostí mezi dvěma provedenými měřeními sebraná data uspořádáme do tabulky. S pomocí znamének + a - u každé dvojice hodnot označíme, zda došlo k navýšení frekvence nebo k jejímu snížení.

Z tabulky je patrné, že ve 14 případech došlo ke zvýšení tepové frekvence, zatímco v šesti případech se tepová frekvence snížila. Abychom mohli rozhodnout, zda je zjištěný rozdíl statisticky významný, zaměříme se na počet znamének, která se vyskytují méně často (v našem případě je to 6 znamének „mínus“).

Znaménkový test je založen na úvaze, že v případě neexistence rozdílu mezi oběma měřeními, by se obě znaménka měla vyskytovat se stejnou pravděpodobností, tj. měl by jich být stejný počet. Rozdíl mezi oběma opakovanými měřeními se projeví tím, že znaménka jednoho druhu začnou převažovat nad znaménky druhého druhu, a to tím více, čím tento rozdíl bude výraznější. Existují statistické tabulky (Příloha III), které umožňují určit, kolikrát se může znaménko (jehož výskyt je méně častý – znaménko řidčeji se vyskytujícího druhu) objevit, máme-li považovat rozdíl mezi měřeními za statisticky významný.

Pohledem do tabulky v Příloze III zjišťujeme, že při 20 dvojicích naměřených hodnot znamená výskyt šesti méně často se vyskytujících znamének ještě statisticky *nevýznamný* výsledek. Nemůžeme proto odmítnout nulovou hypotézu, a konstatujeme, že z naměřených hodnot nelze usuzovat na významné zvýšení tepové frekvence při prožívání distresu ve srovnání s prožíváním eustresu. Formulovanou věcnou hypotézu se nepodařilo prokázat. Abychom mohli rozdíl považovat za statisticky významný, muselo by v našem případě (tj. při 20 párech měření) být znamének minus nanejvýš pět.

Poznámka: *Znaménkový test pracuje pouze s dvěma alternativami při srovnávání výsledků opakovaných měření. V případě, že výsledek opakovaného měření je stejný jako výsledek měření prvního, můžeme situaci řešit tak, že případy „stejný výsledek“ přidáme k případům (-), a nebo k případům (+), podle toho, zda se nám jedná o prokázání „nárůstu“ daného jevu, nebo o prokázání „poklesu“ daného jevu.*

Možnosti analýzy na PC

STATISTICA.Cz: Neparametrické statistiky → Porovnání dvou závislých vzorků

3.3.2 Wilcoxonův test

Tento test významnosti se používá v podobných případech jako znaménkový test. Opět porovnává dvě měření provedená na týchž objektech, přičemž naměřené hodnoty tvoří páry. Od znaménkového testu se liší tím, že klade vyšší nároky za sebraná data, která musí být ordinální a musí navíc umožňovat stanovení rozdílu mezi dvěma měřeními. Výhodou Wilcoxonova testu oproti znaménkovému testu je jeho vyšší citlivost. To znamená, že s jeho využitím lze odhalit i menší rozdíly mezi výsledky opakovaných měření.

Příklad 17: Výpočet Wilcoxonova testu

Použití Wilcoxonova testu budeme ilustrovat na stejné situaci a na stejných výzkumných datech, která byla použita při prezentaci znaménkového testu. Pomocí znaménkového testu se existenci statisticky významného rozdílu mezi prožíváním distresu a eustresu u skupiny 20 dětí nepodařilo prokázat.

Pomocí Wilcoxonova testu budeme testovat stejnou věcnou hypotézu, jako tomu bylo u znaménkového testu, tj. „*tepová frekvence dětí je při prožívání distresu vyšší než jejich tepová frekvence při prožívání eustresu*“.

Také formulace statistických hypotéz je stejná jako při aplikaci znaménkového testu.

H_0: *Mezi tepovou frekvencí dětí při prožívání distresu a eustresu není rozdíl.*
H_A: *Mezi tepovou frekvencí dětí při prožívání distresu a eustresu je rozdíl.*

Data získaná měřením tepové frekvence u 20 dětí uvádí tab. 24.

Tabulka 24: Wilcoxonův test pro opakovaná měření tepové frekvence u skupiny 20 dětí

Dítě číslo	Tepová frekvence		d	$\|d\|$	Pořadí	+	–
	eustres	distres					
1	91	110	-19	19	19,0		19,0
2	85	106	-21	21	20,0		20,0
3	105	102	3	3	1,0	1,0	
4	110	95	15	15	15,5	15,5	
5	102	106	-4	4	2,5		2,5
6	89	99	-10	10	10,5		10,5
7	115	120	-5	5	4,5		4,5
8	103	96	7	7	7,5	7,5	
9	105	98	7	7	7,5	7,5	
10	96	100	-4	4	2,5		2,5
11	87	102	-15	15	15,5		15,5
12	118	106	12	12	12,5	12,5	
13	110	105	5	5	4,5	4,5	
14	109	115	-6	6	6,0		6,0
15	102	120	-18	18	18,0		18,0
16	105	118	-13	13	14,0		14,0
17	110	120	-10	10	10,5		10,5
18	85	101	-16	16	17,0		17,0
19	87	95	-8	8	9,0		9,0
20	91	103	-12	12	12,5		12,5
						Σ 48,5	Σ 161,5

Provedení Wilcoxonova testu je ve srovnání se znaménkovým testem poněkud složitější. Nejdříve se stanoví diference (rozdíl) d mezi oběma naměřenými hodnotami tepové frekvence. Vypočítané hodnoty diference převedeme na jejich absolutní hodnotu (to znamená, že u záporných hodnot nebereme v úvahu znaménka mínus). Jednotlivým absolutním hodnotám diferencí přiřadíme pořadí podle velikosti (nejmenší diferenci přiřadíme pořadí 1, největší diferenci přiřadíme pořadí 20).

V případě, že dvě nebo více hodnot jsou stejně velké, přiřadíme jim tzv. *průměrné pořadí*. Např. u dětí č. 5 a č. 10 je stejná diference $|d| = 4$ a měly by proto být na druhém až třetím místě. Přidělíme jim tudíž průměrné pořadí tj. (2+3)/2 = 2,5.

Stanovené pořadí diferencí potom rozdělíme do dvou sloupců podle toho, zda byly původně kladné (+) nebo záporné (-). Každý sloupec pořadí sečteme.

Menší z obou součtů označíme T (v našem případě T = 48,5). Tato hodnota bude fungovat jako testové kritérium pro posouzení významnosti rozdílu v provedených měřeních. Vypočítanou hodnotu testového kritéria T srovnáváme s kritickou hodnotou tohoto kritéria (Příloha IV). Zjišťujeme, že pro 20 párů naměřených hodnot a zvolenou hladinu významnosti 0,05 je kritická hodnota $T_{0,05}(20) = 52$.

U Wilcoxonova testu odmítáme nulovou hypotézu v případě, že vypočítaná hodnota testového kritéria T je menší nebo rovna hodnotě kritické. Tato situace nastala v našem případě, což znamená, že odmítáme nulovou hypotézu a přijímáme hypotézu alternativní. Tím byla prokázána věcná hypotéza, tj. *při prožívání distresu je tepová frekvence dětí vyšší než při prožívání eustresu.*

Pokud by vypočítaná hodnota T byla větší než hodnota kritická, byli bychom nuceni nulovou hypotézu přijmout.

Výsledek Wilcoxonova testu je jiný, než výsledek testu znaménkového, přesto, že oba vycházejí ze stejných empirických dat. Rozdílné výsledky jsou způsobeny větší citlivostí Wilcoxonova testu. Na uvedených příkladech lze demonstrovat, jakou informaci o pedagogické realitě získáváme v případě přijetí nulové hypotézy.

Z toho, že jsme u znaménkového testu přijali nulovou hypotézu, vyplývá pouze to, že z daných empirických dat a při použití zvoleného statistického postupu ověřování nelze nulovou hypotézu odmítnout. Neměli bychom proto tvrdit, že nulová hypotéza byla prokázána. Pokud nad získanými výsledky v obou analýzách uvažujeme tímto způsobem, zjišťujeme, že nejsou v rozporu.

Možnosti analýzy na PC
STATISTICA.Cz: Neparametrické statistiky → Porovnání dvou závislých vzorků
SPSS: Nonparametric tests → Related samples

3.3.3 U-test Manna a Whitneyho

Tento test významnosti lze použít např. v případech, kdy máme porovnat dosažené výsledky měření ve dvou různých skupinách osob, přičemž získaná data mají charakter dat ordinálních. Provedení tohoto testu významnosti se poněkud liší podle toho, jak početné jsou skupiny dat, které srovnáváme.

Příklad 18: Použití U-testu Manna a Whitneyho

Postup při realizaci U-testu vyložíme na příkladě fiktivního pedagogického výzkumu, ve kterém se ověřovala účinnost dvou metod výuky čtení (genetická metoda, analyticko-syntetická metoda). Experiment se uskutečnil ve dvou menších paralelních skupinách (19 a 14 žáků).

Experiment probíhal tak, že v náhodně vybrané skupině 19 žáků byla realizována výuka čtení genetickou metodou, a v paralelní skupině, která měla 14 žáků, byla uskutečněna výuka čtení metodou analyticko-syntetickou.

Následně byla v obou skupinách žáků pomocí standardizovaného testu zjišťována úroveň jejich čtenářské gramotnosti. Cílem experimentu bylo zjistit, zda se výsledky žáků v testu čtenářské gramotnosti u obou skupin žáků liší.

Byla vyslovena hypotéza: *Úroveň čtenářské gramotnosti žáků není závislá na tom, jakou metodou se učili číst.*

1. skupina ($n_1 = 19$): 5, 4, 5, 5, 6, 8, 10, 4, 7, 7, 10, 9, 5, 5, 4, 6, 7, 5, 6.

2. skupina ($n_2 = 14$): 6, 7, 7, 5, 5, 4, 5, 4, 3, 4, 5, 5, 9, 10.

Byly formulovány statistické hypotézy.

H_0: *Mezi dosaženými výsledky v obou dvou skupinách žáků nejsou rozdíly.*

H_A: *Mezi dosaženými výsledky obou skupin žáků jsou rozdíly.*

Výsledky dosažené v obou skupinách žáků zapíšeme do dvou tabulek četností. V dalším kroku budeme uvažovat o všech dosažených výsledcích dohromady (v první i druhé skupině). Jednotlivým bodovým hodnotám budeme přiřazovat pořadí tak, že nejnižší bodové hodnotě přiřadíme pořadí 1.

Nejnižší počet bodů dosažený v experimentu byl 3, proto této hodnotě přiřadíme pořadí 1. Výsledku 4 body dosáhlo v obou skupinách celkem 6 žáků, a proto jim přiřadíme průměrné pořadí (2+3+4+5+6+7)/6=4,5.

Výsledku 5 bodů dosáhlo v testu celkem 11 žáků a přiřadíme jim průměrné pořadí (8+9+10+11+12+13+14+15+16+17+18)/11=13 atd.

Pořadí potom v obou tabulkách sečteme (součty R_1 a R_2).

Tabulka 25: Výsledky žáků v testu čtenářské gramotnosti

Skupina 1 ($n_1 = 19$)	
Počet bodů	Pořadí
4	4,5
4	4,5
4	4,5
5	13,0
5	13,0
5	13,0
5	13,0
5	13,0
5	13,0
6	20,5
6	20,5
6	20,5
7	25,0
7	25,0
7	25,0
8	28,0
9	29,5
10	32,0
10	32,0

$R_1 = 349{,}5$

Skupina 2 ($n_2 = 14$)	
Počet bodů	Pořadí
3	1,0
4	4,5
4	4,5
4	4,5
5	13,0
5	13,0
5	13,0
5	13,0
5	13,0
6	20,5
7	25,0
7	25,0
9	29,5
10	32,0

$R_2 = 211{,}5$

Z hodnot v tab. 24 je možné vypočítat testové kritérium U (resp. U') podle vztahů

$$U = n_1 \cdot n_2 + \frac{n_1 \cdot (n_1 + 1)}{2} - R_1 \tag{20}$$

$$U' = n_1 \cdot n_2 + \frac{n_2 \cdot (n_2 + 1)}{2} - R_2 \tag{21}$$

kde n_1 je četnost hodnot v první skupině, n_2 je četnost hodnot ve druhé skupině, R_1 je součet pořadí v první skupině a R_2 je součet pořadí ve druhé skupině.

Po dosazení příslušných hodnot do vzorců dostaneme:

$$U = 19 \cdot 14 + \frac{19 \cdot (19 + 1)}{2} - 349{,}5 = 106{,}5$$

$$U' = 19 \cdot 14 + \frac{14 \cdot (14+1)}{2} - 211{,}5 = 159{,}5$$

Jako testové kritérium se používá *menší* z vypočítaných hodnot, tj. U = 106,5. Vypočítanou hodnotu U srovnáme s kritickou hodnotou, kterou lze vyhledat ve statistických tabulkách (Příloha V). Pro hladinu významnosti 0,05 je tabelována kritická hodnota $U_{0,05}$ = (19,14) = 78. Protože vypočítaná hodnota U je větší než hodnota kritická, přijímáme nulovou hypotézu.

Nebylo prokázáno, že by některá ze dvou ověřovaných metod výuky čtení měla vliv na dosahovanou úroveň čtenářské gramotnosti žáků.

Příklad 19: Postup při realizaci U-testu v případě větších skupin respondentů

V případě, že jedna nebo obě srovnávané skupiny dat mají více než 20 prvků, postupujeme stejně jako v předchozím příkladě, avšak s tím rozdílem, že vypočítané testové kritérium U nesrovnáváme přímo s tabelovanou kritickou hodnotou U.

Vypočítanou hodnotu U nejdříve transformujeme pomocí vzorce (22) na tzv. *normovanou náhodnou veličinu u* a teprve pak pomocí této veličiny testujeme statistickou významnost.

$$|u| = \frac{U - \frac{n_1 \cdot n_2}{2}}{\sqrt{\frac{n_1 \cdot n_2 \cdot (n_1 + n_2 + 1)}{12}}} \qquad (22)$$

V tomto vzorci je U vypočítaná hodnota testového kritéria, n_1 četnost hodnot v prvním výběru a n_2 četnost hodnot ve druhém výběru.

Vypočítanou hodnotu $|u|$ srovnáme s kritickou hodnotou normované náhodné veličiny pro zvolenou hladinu významnosti. Pro hladinu významnosti 0,05 je kritická hodnota $u_{0,05}$ = 1,96, pro hladinu významnosti 0,01 je kritická hodnota $u_{0,01}$ = 2,58.

Nulovou hypotézu odmítneme v případě, že vypočítaná hodnota $|u|$ je větší než hodnota kritická.

Možnosti analýzy na PC STATISTICA.Cz: Neparametrické statistiky → Porovnání dvou nezávislých vzorků SPSS: Nonparametric tests → Independent samples

3.3.4 Těsnost vztahu mezi jevy u ordinálního měření

Uvedené testy významnosti pro ordinální data umožňovaly rozhodnout, zda mezi jevy jsou statisticky významné vztahy. Velmi často nás ale zajímá i to, jak těsné tyto vztahy jsou (jak velký je stupeň závislosti mezi sledovanými jevy). Těsnost vztahu je možno posoudit pomocí různých koeficientů.

Spearmanův koeficient pořadové korelace

Pokud posuzujeme těsnost vztahu mezi dvěma jevy, zachycenými alespoň na úrovni ordinálního měření, potom se velmi často používá tzv. Spearmanův koeficient pořadové korelace. Pokud potřebujeme posoudit těsnost vztahu mezi více než dvěma proměnnými, je k tomu možné použít např. tzv. Kendallův koeficient shody. Podrobnější informace o těchto možnostech je možné získat z odborné literatury (např. Chráska, 2007, Hendl, 2004 apod.).

Příklad 20: Výpočet Spearmanova koeficientu pořadové korelace

Ve výzkumném šetření byl sledován vztah mezi věkem předškolních dětí a dobou, po kterou jsou schopny se soustředit na zadaný úkol. Byla ověřována hypotéza, že *s věkem dětí se zvětšuje doba, po kterou jsou schopny se soustředit na zadaný úkol.*

U skupiny 12 dětí byla měřena doba, po kterou se dokázaly v běžné situaci (bez jakéhokoli nátlaku) věnovat zadanému úkolu (skládání puzzle). Protože by bylo velmi obtížné měřit čas, po který se děti dokázaly na činnost soustředit, postupovalo se tak, že bylo zaznamenáváno pořadí, ve kterém děti danou činnost (skládání puzzle) ukončily. Výsledky pozorování dětí a jejich věk uvádí tab. 26.

Tabulka 26: Věk dětí a doba jejich soustředění na řešení úkolu

Číslo	Dítě	Věk	Pořadí podle věku	Pořadí podle doby soustředění	d	d^2
1	Marek	4	1,5	1	0,5	0,25
2	Josef	4	1,5	4	-2,5	6,25
3	Klára	5	3,5	5	-1,5	2,25
4	Eliška	5	3,5	2	1,5	2,25
5	Pavel	6	6,0	6	0	0
6	Jana	6	6,0	9	-3,0	9,00
7	Edita	6	6,0	8	-2,0	4,00
8	Tomáš	7	9,0	3	6,0	36,00
9	Eva	7	9,0	7	2,0	4,00
10	Petr	7	9,0	11	-2,0	4,00
11	Jaroslav	8	11,5	10	1,5	2,25
12	Dita	8	11,5	12	-0,5	0,25
					Σ	70,50

Při výpočtu Spearmanova koeficientu pořadové korelace je nejdříve třeba vytvořit pořadí dětí podle obou sledovaných proměnných (pořadí podle věku a pořadí podle doby soustředění).

Při vytváření pořadí postupujeme stejným způsobem, jak bylo popsáno v souvislosti s U-testem Manna a Whitneyho. Ve skupině jsou dvě děti ve věku 4 let, proto jim přiřadíme průměrné pořadí (1 + 2)/2 = 1,5 . Dále jsou ve skupině dvě děti ve věku 5 let, kterým přiřadíme průměrné pořadí (3+ 4/2 = 3,5, třem dětem ve věku šest roků přiřadíme pořadí (5 + 6 + 7)/3 = 6 atd. Stejným způsobem vytváříme pořadí dětí podle doby soustředění. Nejkratší doba soustředění byla zaznamenána u dítěte č. 1 (Marek), kterému přiřadíme pořadí podle doby soustředění 1. Dítě č. 12 (Dita) mělo dobu soustředění nejdelší – proto obdrží pořadí 12 atd.

V tabulce, která zachycuje výsledky výzkumného šetření, ještě vypočítáme rozdíly d (diference) mezi pořadími u jednotlivých dětí a hodnotu d^2.

Spearmanův koeficient pořadové korelace vypočítáme podle vztahu

$$r_S = 1 - \frac{6 \cdot \sum d^2}{n \cdot (n^2 - 1)} \tag{23}$$

kde r_S je Spearmanův koeficient pořadové korelace, n je počet srovnávaných dvojic hodnot (v našem případě počet dětí, které se zúčastnily výzkumného šetření) a d jsou rozdíly (diference) mezi oběma pořadími u jednotlivých dvojic hodnot.

$$r_S = 1 - \frac{6 \cdot 70{,}5}{12 \cdot (12^2 - 1)} = 0{,}75$$

Vypočítaná hodnota koeficientu korelace r_S = 0,75 vypovídá o tom, že mezi dobou soustředění dětí na zadaný úkol a jejich věkem je poměrně značná souvislost. S rostoucím věkem se zvyšuje doba, po kterou jsou děti schopny se soustředit na zadaný úkol.

Koeficient r_S může nabývat hodnot od 0 do ±1. Výsledek r_S = 0 by vypovídal o tom, že mezi srovnávanými pořadími není žádný vztah. Čím více se tento koeficient blíží hodnotě +1, tím více jsou si srovnávaná pořadí podobná. Kladné hodnoty koeficientu korelace vypovídají o tom, že s rostoucími hodnotami jedné proměnné rostou i hodnoty proměnné druhé. Záporné hodnoty koeficientu korelace naopak vypovídají o tom, že v případě růstu hodnot jedné proměnné klesají hodnoty druhé proměnné.

Záporné hodnoty koeficientu korelace mohou vycházet např. při srovnávání hmotností žáků a jejich výkonů ve skoku do výšky. V tomto případě by záporný koeficient korelace vypovídal o tom, že se zvyšující se hmotností dětí klesá jejich výkon ve skoku do výšky a naopak, se snižující se hmotností výkon ve skoku do výšky vzrůstá. U záporných koeficientů korelace je třeba mít vždy na paměti, že záporný koeficient nevypovídá o neexistenci vztahu mezi jevy, ale pouze o negativním charakteru tohoto vztahu.

Pro přibližnou interpretaci hodnot r_S je možné použít tab. 26. Při interpretaci záporných hodnot koeficientu korelace bereme v úvahu absolutní hodnotu vypočítaného koeficientu.

Tabulka 27: Přibližná interpretace vypočítaných hodnot Spearmanova koeficientu pořadové korelace

Hodnota koeficientu korelace r_S	Interpretace
$r_S = 1{,}00$	naprostá závislost (funkční závislost)
$1{,}00 > r_S \geq 0{,}90$	velmi vysoká závislost
$0{,}90 > r_S \geq 0{,}70$	vysoká závislost
$0{,}70 > r_S \geq 0{,}40$	střední (značná) závislost
$0{,}40 > r_S \geq 0{,}20$	nízká závislost
$0{,}20 > r_S > 0{,}00$	velmi slabá závislost
$r_S = 0{,}00$	naprostá nezávislost

Podle uvedené tabulky pro přibližnou interpretaci bychom získaný výsledek r_s = 0,75 mohli považovat za vysokou závislost.

Vypočítaná hodnota koeficientu korelace může být v různých výzkumech interpretována poněkud rozdílně, výše uvedené hodnoty jsou pouze orientační. Většinou však považujeme za významné koeficienty, jejichž absolutní hodnota je minimálně 0,40.

Možnosti analýzy na PC
STATISTICA.Cz: Neparametrické statistiky → Korelace
SPSS: Correlate → Bivariate

3.4 Statistické metody pro analýzu metrických dat

Pokud při verifikaci hypotéz ve výzkumu máme proměnné zachyceny pomocí metrického měření, měli bychom k analýzám využívat zejména těch metod, které jsou specifické pro tento druh měření. V tomto případě lze totiž z metrických dat vytěžit maximum informací, které jsou v nich uloženy.

V některých případech ovšem lze ke zpracování metrických dat použít i metod a postupů určených primárně pro zpracování dat „nižší" kategorie (metod pro ordinální nebo nominální data). Data „vyššího" typu lze totiž vždy (zavedením vhodné kategorizace) převést na data „nižšího" typu. Takový postup však je zpravidla doprovázen určitou ztrátou informace.

V dalším textu uvedeme několik statistických testů významnosti a dalších statistických metod, které se při analýze metrických dat nejčastěji používají.

3.4.1 Statistická závislost mezi jevy

Výzkumy v sociálních vědách (sociologie, psychologie, pedagogika apod.) se ve většině případů zabývají závislostmi (vztahy), které bývají označovány jako *závislosti statistické* (stochastické). Příkladem statistické závislosti je např. závislost mezi věkem učitelů a výskytem tzv. *efektu vyhoření* (burnout efektu). Ze zkušenosti a z četných výzkumných studií sice víme, že efekt vyhoření se vyskytuje častěji u starších učitelů než u učitelů mladších, ale nelze např. tvrdit, že v určitém věku učitele dochází vždy k výskytu projevů efektu vyhoření.

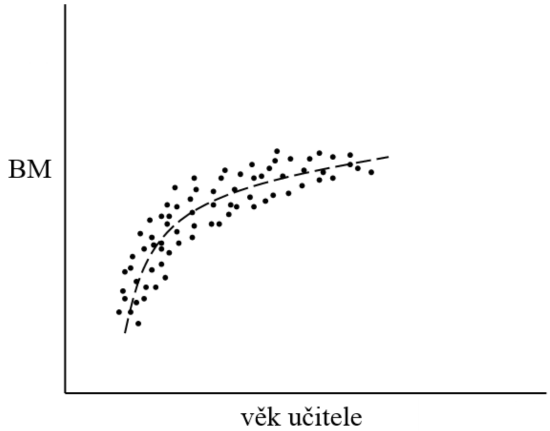
U statistické závislosti platí, že jedné určité hodnotě první veličiny (proměnné) neodpovídá pouze jedna hodnota druhé veličiny (proměnné), nýbrž celý obor těchto hodnot.

Pro přiblížení povahy statistických závislostí je možné využít *bodových diagramů*. U bodových diagramů se naměřené hodnoty dvou sledovaných jevů (znaků, proměnných) na týchž objektech zobrazují jako body v pravoúhlé souřadnicové soustavě. Na vodorovnou osu se nanášejí hodnoty jedné proměnné x a na svislou osu odpovídající hodnoty druhé proměnné y.

Obrazem každé dvojice hodnot je potom jeden bod v bodovém diagramu. Jednotlivé body se mohou v bodových diagramech při studiu statistické závislosti seskupovat různými způsoby. V obr. 6 je např. pomocí bodového diagramu znázorněna závislost mezi věkem učitelů a výsledkem testu, který stupeň ohrožení efektem vyhoření měří (BM).

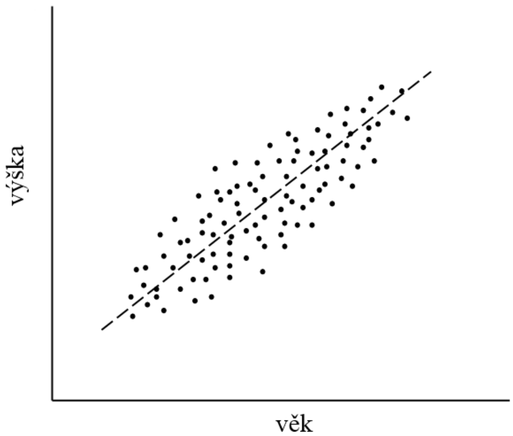
Body se v bodovém diagramu kupí tak, že jejich seskupení lze zpravidla vystihnout určitou křivkou (čarou), která se nazývá *regresní křivka* (čára). Regresní křivka průběh dané závislosti charakterizuje.

Obrázek 6: Statistická závislost (test BM, věk učitelů)



Pokud regresní čára má tvar přímky, hovoříme o tzv. *lineární statistické závislosti*. Příkladem tohoto typu závislosti může být např. závislost mezi výškou a věkem žáků na základní škole.

Obrázek 7: Lineární statistická závislost



3.4.2 Regresní a korelační analýza

Analýza závislosti mezi dvěma proměnnými má dva základní aspekty. Prvním z nich je nalezení příslušné regresní čáry (nalezení regresní funkce), druhým aspektem je posouzení těsnosti vztahu mezi danými proměnnými.

Úkolem *regresní analýzy* je nalézt regresní funkci, pomocí níž lze ze známých hodnot nezávisle proměnné určit příslušné hodnoty závisle proměnné. Nejjednodušší situace nastává v případě, že mezi proměnnými je lineární statistická závislost. Příkladem takové závislosti je např. vztah mezi věkem učitelů na středních školách (x) a jejich průměrnou mzdou (y). V tomto případě je *mzda* učitelů funkcí *věku* učitelů. Čím vyšší je věk učitelů, tím vyšší je jejich průměrná mzda. Platí, že

$$y = f(x) = a + bx \tag{24}$$

kde výrazy *a, b* jsou konstanty, jejichž skutečnou velikost neznáme, ale můžeme ji odhadnout ze zjištěných empirických dat. Konstanta *b* se nazývá *koeficient regrese* a udává, o kolik se změní (průměrně) hodnota závisle proměnné y, jestliže hodnota nezávisle proměnné x se zvětší o jednotku. Známe-li obě konstanty (*a, b*), můžeme pro kteroukoli hodnotu nezávisle proměnné x (např. pro věk učitelů) vypočítat hodnotu závisle proměnné y (např. průměrnou mzdu učitelů). Podrobné vysvětlení regresní analýzy lze nalézt např. v práci Králík; Hartman (2000).

V pedagogických výzkumech je regresní analýza spíše výjimkou. Daleko častější je posuzování těsnosti vztahu mezi proměnnými, tj. *korelační analýza*. Nejjednodušší případ korelační analýzy nastává v případě, že mezi proměnnými se projevuje lineární statistická závislost (přímá nebo nepřímá). Těsnost vztahu mezi proměnnými je možné vyjádřit pomocí *koeficientu korelace*.

3.4.3 Pearsonův koeficient korelace

Pearsonův koeficient korelace se používá v případech, kdy chceme rozhodnout, jak těsně spolu souvisí dva jevy zachycené (změřené) na úrovni metrického měření.

Pro jeho korektní použití by měly být splněny následující podmínky:

- regresní čára by měla být přímka, tj. mělo by se jednat o lineární statistickou závislost,
- základní soubor by měl mít tzv. dvojrozměrné normální rozdělení (tzn., že každé hodnotě první proměnné by mělo odpovídat normální rozdělení druhé proměnné a naopak),
- data musí být metrická.

Splnění uvedených požadavků by se vždy mělo alespoň přibližně ověřit. Pokud data dané nároky nesplňují, lze jako alternativu tohoto testu použít Spearmanův koeficient pořadové korelace.

Příklad 21: Výpočet Pearsonova koeficientu korelace

Ve sportovním klubu byly prováděny testy motorických schopností 12 mužů ve věku 20 let. U každého sportovce byl měřen skok do dálky z místa a vertikální výskok. Máme určit, jak těsný je vztah mezi výkony mužů v obou skocích.

Tabulka 28: Výsledky mužů ve skoku do dálky z místa a ve vertikálním výskoku

Číslo sportovce	Skok do dálky z místa x (cm)	Vertikální Výskok y (cm)	$x \cdot y$	x^2	y^2
1	192	35	6720	36864	1225
2	215	42	9030	46225	1764
3	224	45	10080	50176	2025
4	232	62	14384	53824	3844
5	203	40	8120	41209	1600
6	201	39	7839	40401	1521
7	198	38	7524	39204	1444
8	196	41	8036	38416	1681
9	204	45	9180	41616	2025

Číslo sportovce	Skok do dálky z místa x (cm)	Vertikální Výskok y (cm)	$x \cdot y$	x^2	y^2
10	211	46	9706	44521	2116
11	218	59	12862	47524	3481
12	193	49	9457	37249	2401
Σ	2487	541	112938	517229	25127

Pearsonův koeficient vypočítáme ze vztahu

$$r_p = \frac{n \cdot \sum xy - \sum x \cdot \sum y}{\sqrt{\left[n \sum x^2 - \left(\sum x\right)^2\right] \cdot \left[n \sum y^2 - \left(\sum y\right)^2\right]}} \qquad (25)$$

kde x, y jsou jednotlivé dvojice hodnot obou proměnných a n je počet srovnávaných dvojic hodnot.

Po dosazení příslušných hodnot do vzorce dostaneme

$$r_p = \frac{12 \cdot 112938 - 2487 \cdot 541}{\sqrt{\left[12 \cdot 517229 - 2487^2\right] \cdot \left[12 \cdot 25127 - 541^2\right]}} = 0{,}709$$

Pearsonův koeficient korelace nabývá hodnot od -1 do +1. Hodnota 0 vypovídá o nezávislosti obou proměnných. Čím více se koeficient blíží hodnotě ±1, tím těsnější je vztah mezi zkoumanými proměnnými. Kladné hodnoty vypovídají o přímé závislosti, kdy se stoupajícími hodnotami jedné proměnné stoupají také hodnoty druhé proměnné. Při klesajících hodnotách jedné proměnné přitom klesají hodnoty druhé proměnné. Záporné hodnoty koeficientu vypovídají o nepřímé závislosti, kdy s rostoucími hodnotami jedné proměnné klesají hodnoty druhé proměnné.

Hodnotu koeficientu je však nutné vždy interpretovat vzhledem ke konkrétní situaci, v různých výzkumných šetřeních může být výsledek interpretován různě. Vypočítanou hodnotu Pearsonova koeficientu korelace je možno také přibližně interpretovat podle tabulky, která byla uvedena pro posouzení výsledků Spearmanova koeficientu (tab. 27). Hodnota r_p = 0,709 by v tomto případě vypovídala o vysoké závislosti mezi jevy. Muži, kteří dosahují dobrých výkonů ve skoku do dálky z místa, dosahují současně také dobrých výkonů v horizontálním výskoku a naopak.

Představu o výpovědní schopnosti vypočítaného koeficientu korelace můžeme ještě doplnit výpočtem tzv. *koeficientu determinace*. Koeficient determinace je druhá mocnina koeficientu korelace, tj. r_p^2. Koeficient determinace informuje o tom, jak velkou část z celkové variability výsledků vypočítaný korelační koeficient vysvětluje. V našem případě vychází koeficient determinace $r_p^2 = 0{,}709^2 = 0{,}503$, tj. asi 50 %. Tento výsledek znamená, že koeficient korelace vysvětluje přibližně polovinu variability výsledků. Výkon v horizontálním výskoku sportovců je tedy přibližně z 50 % determinován výkonem ve skoku do dálky (a naopak). Zbytek variability je způsoben dalšími, nezjištěnými činiteli.

Při interpretaci vypočítané hodnoty korelačního koeficientu je nutno zdůraznit, že pouhá existence vysoké korelace mezi dvěma jevy ještě nemusí znamenat existenci skutečného a smysluplného vztahu mezi jevy. V některých případech může být příčinou vysoké korelace působení nějaké jiné, nekontrolované proměnné; někdy může jít i o tzv. *nonsense correlation* (nesmyslnou korelaci). Skutečné vztahy, příčiny a účinky je třeba určit vždy na základě logické analýzy, ve které zvážíme všechny okolnosti zkoumaného vztahu.

Velmi důležitou informaci pro hodnocení vypočítaného koeficientu korelace získáme na základě testování jeho statistické významnosti. Při tomto testování rozhodujeme o tom, zda vypočítaná hodnota korelačního koeficientu je natolik vysoká, abychom vztah mohli považovat za statisticky významný. Testování statistické významnosti korelačního koeficientu se nejčastěji provádí pomocí testového kritéria *t*.

Příklad 22: Testování statistické významnosti vypočítaného Pearsonova koeficientu korelace

Testování statistické významnosti koeficientu korelace probíhá podobně jako ostatní testy významnosti.

Formulujeme statistické hypotézy:

H_0: *Vypočítaná hodnota koeficientu korelace nevypovídá o závislosti mezi jevy.*

H_A: *Vypočítaná hodnota koeficientu korelace vypovídá o tom, že jevy jsou závislé.*

Testové kritérium *t* vypočítáme v tomto případě podle vzorce

$$t = \frac{r_p}{\sqrt{1 - r_p^2}} \cdot \sqrt{n-2} \tag{26}$$

kde r_p je koeficient korelace a n počet srovnávaných dvojic hodnot.

Po dosazení příslušných hodnot do vzorce dostaneme

$$t = \frac{0{,}709}{\sqrt{1 - 0{,}709^2}} \cdot \sqrt{12-2} = 3{,}176$$

Počet stupňů volnosti f se pro testové kritérium t určí ze vztahu

$$f = n - 2 \tag{27}$$

kde n je počet srovnávaných dvojic hodnot.

V našem příkladě vychází počet stupňů volnosti $f = 12 - 2 = 10$. Pro hladinu významnosti 0,05 a 10 stupňů volnosti nalezneme ve statistických tabulkách (Příloha VI) kritickou hodnotu $t_{0,05}(10) = 2{,}228$.

Protože vypočítaná hodnota t je vyšší než hodnota kritická, odmítáme nulovou hypotézu a přijímáme hypotézu alternativní. Vypočítaný koeficient korelace je statisticky významný na hladině významnosti 0,05.

Možnosti analýzy na PC
EXCEL: Vložit funkci → Pearson
STATISTICA.Cz: Základní statistiky → Korelační matice
SPSS: Correlate → Bivariate

3.4.4 Studentův t-test

Pomocí Studentova t-testu můžeme rozhodnout, zda dva soubory dat, získané měřením ve dvou různých skupinách objektů (např. osob), mají stejný aritmetický průměr. Studentův t-test je jedním z nejznámějších statistických testů významnosti. Jde o tzv. parametrický test, jehož použití se váže na splnění několika podmínek:

- soubor dat má normální rozdělení,
- v obou srovnávaných skupinách je přibližně stejný rozptyl (požadavek homogenity rozptylu),
- měření jsou navzájem nezávislá,
- data jsou metrická.

Splnění uvedených podmínek by se mělo alespoň přibližně ověřovat. Pokud nejsou podmínky splněny, lze jako alternativu použít U-test Manna a Whitneyho.

Příklad 23: Použití Studentova t-testu

Cílem výzkumu bylo zjistit, zda dosažený stupeň vzdělání pracovníků ve vybrané organizaci ovlivňuje výši jejich základní mzdy.

Byla formulována věcná hypotéza: *Pracovníci s vysokoškolským vzděláním mají ve vybrané organizaci vyšší základní mzdu než pracovníci se středoškolským vzděláním.*

V organizaci pracovalo celkem 33 pracovníků, z nichž 15 mělo vysokoškolské vzdělání a 18 vzdělání středoškolské. Tab. 29 a 30 uvádějí informace o základní mzdě pracovníků organizace.

Tabulka 29: Základní mzda pracovníků s vysokoškolským vzděláním

Pracovník	Základní mzda (tis. Kč) x_{1i}	$x_{1i} - \bar{x}_1$	$(x_{1i} - \bar{x}_1)^2$
1	20,00	-0,26	0,07
2	19,00	-1,26	1,59
3	19,30	-0,96	0,92
4	19,00	-1,26	1,59
5	20,00	-0,26	0,07
6	21,00	0,74	0,55
7	22,00	1,74	3,03
8	21,00	0,74	0,55
9	19,00	-1,26	1,59

Pracovník	Základní mzda (tis. Kč) x_{1i}	$x_{1i} - \bar{x}_1$	$(x_{1i} - \bar{x}_1)^2$
10	18,00	-2,26	5,11
11	21,60	1,34	1,80
12	22,50	2,24	5,02
13	20,30	0,04	0,00
14	19,70	-0,56	0,31
15	21,50	1,24	1,54
Σ	303,90		23,72

Průměrná mzda pracovníků s vysokoškolským vzděláním $\bar{x}_1 = 20{,}26$.

Tabulka 30: Základní mzda pracovníků se středoškolským vzděláním

Pracovník	Základní mzda (tis. Kč) x_{2j}	$x_{2j} - \bar{x}_2$	$(x_{2j} - \bar{x}_2)^2$
1	18,50	-0,30	0,09
2	18,00	-0,80	0,64
3	19,00	0,20	0,04
4	16,50	-2,30	5,29
5	18,50	-0,30	0,09
6	18,70	-0,10	0,01
7	19,30	0,50	0,25
8	21,00	2,20	4,84
9	21,50	2,70	7,29
10	17,00	-1,80	3,24
11	17,50	-1,30	1,69
12	18,00	-0,80	0,64
13	17,30	-1,50	2,25
14	19,20	0,40	0,16
15	20,00	1,20	1,44
16	22,00	3,20	10,24
17	18,60	-0,20	0,04
18	17,80	-1,00	1,00
Σ	338,40		39,24

Průměrná mzda pracovníků se středoškolským vzděláním $\bar{x}_2 = 18{,}80$

Byly formulovány statistické hypotézy:

H_0: *Průměrná mzda je u pracovníků s vysokoškolským vzděláním a u pracovníků se středoškolským vzděláním stejná.*

H_A: *Průměrná mzda je u pracovníků s vysokoškolským vzděláním jiná než u pracovníků se středoškolským vzděláním.*

U Studentova t-testu je testovým kritériem veličina t, kterou je možno vypočítat pomocí vzorce

$$t = \frac{\overline{x}_1 - \overline{x}_2}{s} \sqrt{\frac{n_1 \cdot n_2}{n_1 + n_2}} \tag{28}$$

kde $\overline{x}_1$ je průměr jedné skupiny (pracovníci s vysokoškolským vzděláním), $\overline{x}_2$ je průměr druhé skupiny (pracovníci se středoškolským vzděláním), n_1 a n_2 jsou četnosti obou skupin a s je směrodatná odchylka.

Směrodatnou odchylku vypočítáme z hodnot, uvedených v tab. 29 a 30 podle vzorců

$$s^2 = \frac{1}{n_1 + n_2 - 2} \left[\sum (x_{1i} - \overline{x}_1)^2 + \sum (x_{2j} - \overline{x}_2)^2 \right] \tag{29}$$

$$s = \sqrt{s^2} \tag{30}$$

kde x_{1i} a x_{2i} jsou jednotlivé naměřené hodnoty v obou skupinách a význam ostatních symbolů je stejný jako ve vzorci (28).

V našem případě vychází

$$s^2 = \frac{1}{15 + 18 - 2} [23{,}72 + 39{,}24] = 2{,}03$$

$$s = \sqrt{2{,}03} = 1{,}43$$

a testové kritérium

$$t = \frac{20{,}26 - 18{,}80}{1{,}43} \sqrt{\frac{15 \cdot 18}{15 + 18}} = 2{,}93$$

Vypočítanou hodnotu testového kritéria t srovnáváme s kritickou hodnotou tohoto kritéria nalezenou ve statistických tabulkách (Příloha VI).

Kritickou hodnotu t vyhledáme pro zvolenou hladinu významnosti a počet stupňů volnosti, který určíme ze vztahu

$$f = n_1 + n_2 - 2 \tag{31}$$

Počet stupňů volnosti je v našem případě $f = n_1 + n_2 - 2 = 15 + 18 - 2 = 31$ a kritická hodnota testového kritéria pro hladinu významnosti 0,05 činí přibližně $t_{0,05}(31) = 2{,}042$ (v tabulce kritických hodnot, která je uvedena v Příloze VI, je nejbližší tabelovaná hodnota pro 30 stupňů volnosti). Protože vypočítaná hodnota $t = 2{,}93$ je větší než hodnota kritická, odmítáme nulovou hypotézu a přijímáme alternativní hypotézu. Ve výzkumném šetření bylo prokázáno, že mezi průměrnou základní mzdou pracovníků s vysokoškolským vzděláním a mzdou pracovníků se středoškolským vzděláním jsou statisticky významné rozdíly. Průměrná základní mzda pracovníků s vysokoškolským vzděláním je vyšší než průměrná mzda pracovníků se středoškolským vzděláním.

Možnosti analýzy na PC

EXCEL: Vložit funkci → T.TEST (nezávislé výběry)

STATISTICA.Cz: Základní statistiky → t-test (nezávislé)

SPSS: Compare Means → Independent Samples

3.4.5 Párový t-test

Tento statistický test významnosti se používá např. v případech, kdy máme srovnávat výsledky opakovaného (párového) měření u stejné skupiny osob. V těchto situacích není použitelný Studentův t-test, protože ten předpokládá, že oba výběry jsou na sobě nezávislé. U párového t-testu naměřené hodnoty tvoří páry (vztahují se ke stejným osobám) a jsou proto závislé.

Při opakovaných měřeních téže vlastnosti je třeba mít jistotu, že měříme za stejných podmínek. V opačném případě by se mohlo stát, že eventuální zjištěná změna bude výsledkem působení faktorů, které nemáme pod svojí kontrolou (a nemusela by tudíž být výsledkem vlivu té proměnné, jejíž vliv analyzujeme).

S opakovaným měřením se setkáváme často při měření fyziologických nebo anatomických charakteristik žáků. U pedagogických jevů má opakované měření smysl jen tehdy, pokud zapamatování prvního měření nemá vliv na měření druhé.

Má-li být používání párového t-testu statisticky korektní, mělo by být splněno několik podmínek:

- základní soubor by měl mít normální rozdělení,
- obě měření by měla probíhat za stejných podmínek,
- první měření by nemělo ovlivňovat druhé měření,
- data by měla být metrická.

Příklad 24: Použití párového t-testu

Trenér měřil u 21 žen sportovního oddílu jejich výkonnost na začátku sportovní přípravy, a posléze po půl roce pravidelných tréninků. Výkonnost jednotlivých žen posuzoval (kromě jiných ukazatelů) na základě počtu lehů-sedů provedených ženou za 30 sekund. Výsledky provedeného šetření jsou prezentovány v tab. 31.

Tabulka 31: Výkonnost žen na začátku tréninku a na konci tréninku

č.	Počet lehů-sedů za 30 sekund		d	d^2
	na počátku	po půl roce		
1	31	33	2	4
2	33	34	1	1
3	42	40	-2	4
4	37	36	-1	1
5	36	38	2	4
6	40	39	-1	1
7	45	47	2	4
8	36	37	1	1
9	35	37	2	4
10	42	42	0	0
11	37	38	1	1
12	30	31	1	1
13	29	30	1	1
14	33	35	2	4
15	36	38	2	4
16	37	35	-2	4
17	41	39	-2	4
18	42	43	1	1
19	46	48	2	4
20	36	37	1	1
21	37	37	0	0
		Σ	13	49

Provedeným šetřením chtěl trenér zjistit, jaký vliv má trénink na výkonnost žen a současně ověřit svoji hypotézu, že *výkonnost žen (měřená na základě frekvence uvedených cviků) se půlročním tréninkem zvýší.*

Byly formulovány statistické hypotézy:

H_0: *Ve frekvenci lehů-sedů na začátku tréninku a po půl roce trénování není rozdíl.*

H_A: *Frekvence lehů-sedů je po půl roce tréninku jiná, než na začátku tréninku.*

Výpočet testového kritéria *t* se v případě párového t-testu provádí podle vzorce

$$t = \frac{\overline{d} \cdot \sqrt{n \cdot (n-1)}}{\sqrt{\sum \left(d - \overline{d}\right)^2}} \tag{32}$$

kde *n* je počet párů hodnot, *d* diference mezi hodnotami u jednoho páru a $\overline{d}$ je průměrná diference.

V tabulce byly vypočítány diference d a hodnota d^2.

Byla také vypočítána průměrná diference

$$\bar{d} = \frac{\sum d}{n} = \frac{13}{21} = 0{,}62$$

Při výpočtu hodnoty Σd je třeba respektovat znaménka jednotlivých diferencí. K výpočtu hodnoty $\Sigma(d-\bar{d})^2$ bylo použito (kvůli jednoduššímu výpočtu) vztahu

$$\sum\left(d-\bar{d}\right)^2 = \sum d^2 - \bar{d}\sum d \qquad (33)$$

Po dosazení příslušných hodnot do vzorce bylo vypočítáno testové kritérium *t*

$$t = \frac{0{,}62 \cdot \sqrt{21 \cdot (21-1)}}{\sqrt{49 - 0{,}62 \cdot 13}} = 1{,}98$$

Vypočítanou hodnotu *t* porovnáváme s kritickou hodnotou ve statistických tabulkách. Kritická hodnota má počet stupňů volnosti *f*, který se určí ze vztahu

$$f = n - 1 = 21 - 1 = 20 \qquad (34)$$

kde *n* je počet párů hodnot v tabulce.

Pro zvolenou hladinu významnosti 0,05 a vypočítaných 20 stupňů volnosti lze v tabulce kritických hodnot (Příloha VI) nalézt kritickou hodnotu $t_{0,05}(20) = 2{,}086$.

Protože vypočítaná hodnota *t* je menší než tabelovaná kritická hodnota, přijímáme nulovou hypotézu a konstatujeme, že nebyl prokázán statisticky významný rozdíl ve frekvenci sedů – lehů na začátku tréninku a na jeho konci. Věcná hypotéza trenéra, totiž že výkonnost žen (měřená na základě frekvence uvedených cviků) se po šestiměsíčním tréninku zvýší, nebyla potvrzena.

Možnosti analýzy na PC
EXCEL: Vložit funkci → T.TEST (závislé výběry)
STATISTICA.Cz: Základní statistiky → t-test (závislé)
SPSS: Compare Means → Paired Samples

3.4.6 Analýza rozptylu

Analýza rozptylu je moderní, slibná, ale také poměrně náročná statistická metoda, kterou je možné aplikovat při řešení mnoha náročných problémů v pedagogickém výzkumu. Nejjednodušší typ této analýzy, tzv. jednoduchou analýzu rozptylu můžeme např. použít v případě, kdy chceme porovnat průměry více než dvou skupin dat. Jednou z výhod tohoto postupu je, že, na rozdíl od Studentova t-testu, lze srovnávání většího počtu průměrů uskutečnit jedinou statistickou procedurou. Při použití Studentova t-testu bychom museli při větším počtu srovnávaných průměrů uskutečnit srovnávání všech možných dvojic průměrů navzájem. Kromě toho při použití analýzy rozptylu dosahujeme také výrazně spolehlivějších a přesnějších výsledků, než u klasických statistických postupů.

Základní myšlenku analýzy rozptylu je možno vyjádřit následujícím způsobem: Jestliže máme určitý soubor metrických dat (celkem *n* hodnot), který je rozdělen do několika (*k*) skupin, potom můžeme vypočítat dva na sobě nezávislé odhady rozptylu:

- první odhad vychází z rozptylu mezi průměry skupin,
- druhý odhad vychází z rozptylu uvnitř skupin.

Rozptyl mezi skupinami je závislý na rozdílech mezi jednotlivými skupinami. Pokud je rozptyl mezi skupinami statisticky významně vyšší než rozptyl uvnitř skupin, znamená to, že mezi výsledky jednotlivých skupin jsou statisticky významné rozdíly.

K objektivnímu posouzení velikostí obou rozptylů se používá tzv. testové kritérium *F*, které lze vypočítat z jednoduchého vztahu

$$F = \frac{rozptyl\ mezi\ skupinami}{rozptyl\ uvnitř\ skupin} \qquad (35)$$

Příklad 25: Výpočet jednofaktorové analýzy rozptylu

Žáci středních škol se zúčastnili ekonomicko-manažerské olympiády. V krajském kole této olympiády se účastníci podrobili didaktickému testu, který zjišťoval úroveň jejich vědomostí a dovedností v daném oboru. Krajského kola se zúčastnilo celkem 32 žáků, z toho 14 žáků z gymnázií, 10 žáků ze středních odborných škol a 8 žáků z lyceí. Pomocí jednofaktorové analýzy rozptylu máme rozhodnout, zda mezi výsledky žáků z jednotlivých typů středních škol jsou rozdíly. Organizátoři olympiády vyslovili hypotézu, že *mezi dosaženými výsledky žáků z jednotlivých typů středních škol jsou rozdíly.*

Byly formulovány následující statistické hypotézy:

H_0: *Žáci z jednotlivých typů středních škol dosáhli v testu stejného průměrného počtu bodů.*

H_A: *Průměrné počty bodů, které získali v testu žáci z jednotlivých typů středních škol, jsou rozdílné.*

Tabulka 32: Výsledky žáků v didaktickém testu

Gymnázia		
Žák	Počet bodů x	x^2
1	6	36
2	5	25
3	7	49
4	8	64
5	5	25
6	9	81
7	9	81
8	3	9
9	3	9
10	4	16
11	5	25
12	6	36
13	5	25
14	8	64
Σ	83	545
	$\bar{x} = 5{,}93$	

Střední odborné školy		
Žák	Počet bodů x	x^2
1	5	25
2	3	9
3	3	9
4	4	16
5	2	4
6	2	4
7	3	9
8	5	25
9	6	36
10	6	36
Σ	39	173
	$\bar{x} = 3{,}90$	

Lycea		
Žák	Počet bodů x	x^2
1	3	9
2	4	16
3	5	25
4	3	9
5	5	25
6	6	36
7	6	36
8	6	36
Σ	38	192
	$\bar{x} = 4{,}75$	

Tabulka 33: Výsledky ve skupinách (typ SŠ)

Typ SŠ	Počet žáků	Celkový počet bodů x	$\sum \bar{x}$	Průměrný počet bodů $\bar{x}$
Gymnázia	14	83	545	5,93
SOŠ	10	39	173	3,90
Lycea	8	38	192	4,75
Σ	32	160	910	

U jednofaktorové analýzy rozptylu nejdříve vypočítáváme tzv. *„součty čtverců" SČ* Součtem čtverců *SČ* se rozumí součet čtverců odchylek od aritmetického průměru, tj.

$$SČ = \sum (x - \bar{x})^2 \tag{36}$$

Je možné vypočítat tři druhy součtů čtverců, mezi nimiž platí vztah:

$$Celkový\ SČ = SČ\ uvnitř\ skupin + SČ\ mezi\ skupinami \tag{37}$$

Kromě závěrečného stadia se při analýze rozptylu pracuje jen se součty čtverců. Má to výhodu v tom, že součty čtverců jsou vždy aditivní (jednotlivé *SČ* je možno sčítat a odčítat). Rozptyly naopak aditivní nejsou, takže je nelze ani sčítat ani odčítat.

Celkový součet čtverců vypočítáme podle vzorce

$$Celkový\ SČ = \sum(x-\bar{x})^2 = \sum x^2 - \bar{x}\sum x = \sum x^2 - \frac{\left(\sum x\right)^2}{n} \tag{38}$$

kde x jsou jednotlivé naměřené hodnoty (ve všech skupinách), $\bar{x}$ je aritmetický průměr všech hodnot, Σx je součet všech naměřených hodnot.

V našem případě dostáváme

$$Celkový\ SČ = 910 - \frac{160^2}{32} = 110\ .$$

Součet čtverců mezi skupinami je mírou variability pro průměry skupin, tj. mírou kolísání průměrů skupin kolem celkového průměru. Lze odvodit, že součet čtverců mezi skupinami lze vypočítat podle vztahu

$$SČ\ mezi\ skupinami = \frac{\left(\sum x_a\right)^2}{n_a} + \frac{\left(\sum x_b\right)^2}{n_b} + \frac{\left(\sum x_c\right)^2}{n_c} - \frac{\left(\sum x\right)^2}{n} \tag{39}$$

kde x_a, x_b, x_c jsou naměřené hodnoty v jednotlivých skupinách, Σx je součet všech naměřených hodnot (ve všech skupinách), n_a, n_b, n_c jsou četnosti hodnot ve skupinách a n celková četnost všech hodnot.

Po dosazení hodnot do vzorce dostáváme

$$SČ\ mezi\ skupinami = \frac{83^2}{14} + \frac{39^2}{10} + \frac{38^2}{8} - \frac{160^2}{32} = 24{,}67\ .$$

Součet čtverců uvnitř skupin vypočítáme ze vztahu

$$SČ\ uvnitř\ skupin = Celkový\ SČ - SČ\ mezi\ skupinami \tag{40}$$

Po dosazení hodnot dostáváme

$$SČ\ uvnitř\ skupin = 110 - 24{,}67 = 85{,}33$$

Z vypočítaných hodnot *SČ mezi skupinami a SČ uvnitř skupin* určíme příslušné rozptyly (součet čtverců vždy dělíme příslušným počtem stupňů volnosti).

Výsledky analýzy rozptylu se obyčejně zapisují do přehledné tabulky.

Tabulka 34: Výsledky jednofaktorové analýzy rozptylu

Zdroj rozptylu	*SČ*	Stupně volnosti	Rozptyl	*F*
mezi skupinami	24,67	2	12,34	4,19
uvnitř skupin	85,33	29	2,94	
celkem	110,00	31		

Rozptyl mezi skupinami je určen ze tří skupinových průměrů, má proto pouze 2 stupně volnosti. Rozptyl uvnitř skupin (označovaný také jako rozptyl reziduální) je určen ze tří skupin hodnot, a má proto 14 + 10 + 8 = 32 - 3 = 29 stupňů volnosti. Celkový rozptyl byl vypočítán ze všech hodnot a má proto 32 - 1 = 31 stupňů volnosti.

Dalším krokem jednofaktorové analýzy rozptylu je rozhodnutí, zda rozptyl mezi skupinami je signifikantně větší než rozptyl uvnitř skupin. Toto rozhodnutí učiníme na základě F-testu. Nejdříve formulujeme nulovou a alternativní hypotézu.

H_0: *Rozptyl mezi skupinami a rozptyl uvnitř skupin se neliší.*

H_A: *Rozptyl mezi skupinami je větší než rozptyl uvnitř skupin.*

Testové kritérium F vypočítáme podle vztahu (35)

$$F = \frac{\text{rozptyl mezi skupinami}}{\text{rozptyl uvnitř skupin}} = \frac{12{,}34}{2{,}94} = 4{,}19$$

Vypočítanou hodnotu F = 4,19 srovnáme s kritickou hodnotou F pro zvolenou hladinu významnosti 0,05 a f_1 = 2 a f_2 = 29 stupňů volnosti. Tuto hodnotu nalezneme ve statistických tabulkách (Příloha VII).

Zjišťujeme, že vypočítaná hodnota testového kritéria F = 4,19 je větší než kritická hodnota $F_{0,05}(2;\ 29) = 3{,}32$ (hodnota nalezena pro nejblíže tabelované stupně volnosti f_1 = 2 a f_2 = 30). Proto odmítáme nulovou hypotézu, a přijímáme hypotézu alternativní. Rozptyl mezi skupinami je tedy významně větší než rozptyl uvnitř skupin. Z toho vyplývá, že mezi výsledky žáků v jednotlivých skupinách jsou statisticky významné rozdíly.

Pokud jednofaktorová analýza prokázala, že mezi průměry sledovaných skupin jsou statisticky významné rozdíly, zpravidla nás také zajímá, mezi kterými průměry se signifikantní rozdíly projevují. K tomuto účelu můžeme použít tzv. Duncanův test.

Možnosti analýzy na PC
STATISTICA.Cz: ANOVA → Jednofaktorová ANOVA
SPSS: Compare Means → One-Way ANOVA

3.4.7 Duncanův test

Duncanův test má smysl pouze v případě, když jednofaktorová analýza rozptylu prokázala, že mezi srovnávanými skupinami jsou statisticky významné rozdíly.

Pro porovnávání více než dvou skupin není vhodné použití Studentova t-testu. Studentův t-test vyhovuje pouze v případě, že srovnáváme dva průměry, které leží v řadě průměrů seřazených podle velikosti vedle sebe. Pokud bychom tímto testem srovnávali vzdálenější průměry (např. první a třetí průměr v řadě), došlo by k výraznému snížení spolehlivosti testu.

Příklad 26: Výpočet Duncanova testu

U Duncanova testu se nejdříve porovnávané skupiny seřadí vzestupně podle dosaženého průměru. Tab. 35 uvádí výsledky tří skupin žáků středních škol (z příkladu č. 25, na kterém byla ilustrována jednofaktorová analýza rozptylu) seřazené podle dosažených průměrů v didaktickém testu.

Tabulka 35: Pořadí skupin žáků podle dosaženého průměrného počtu bodů v didaktickém testu

Typ školy	Počet žáků n	Průměrný počet bodů $\bar{x}$
SOŠ	10	3,90
Lyceum	8	4,75
Gymnázium	14	5,93

Rozdíl mezi dvěma průměry je statisticky významný, pokud platí vztah

$$\left(\bar{x}_i - \bar{x}_j\right) \cdot \sqrt{\frac{2 n_i \cdot n_j}{n_i + n_j}} \geq s \cdot R_\alpha \qquad (41)$$

kde $\bar{x}_i$ je průměr jedné skupiny, $\bar{x}_j$ průměr druhé skupiny, n_i je počet hodnot v jedné skupině, n_j počet hodnot v druhé skupině, s směrodatná odchylka určená z rozptylu uvnitř skupin (reziduálního rozptylu) a R_α je hodnota, která se určí ze statistických tabulek (Příloha VIII).

Hodnota R_α se v tabulkách vyhledá pro:

- zvolenou hladinu významnosti (v našem případě α = 0,05),
- počet stupňů volnosti f rozptylu uvnitř skupin (v našem případě f = 29),
- počet průměrů p, které leží v uspořádané řadě průměrů mezi srovnávanými průměry (včetně krajních hodnot). Srovnáváme-li průměry SOŠ vs. lyceum nebo lyceum vs. Gymnázium, je p = 2. Při srovnávání průměrů SOŠ vs. gymnázium je p = 3.

Při jednofaktorové analýze rozptylu byl vypočítán rozptyl uvnitř skupin s^2 = 2,94 této hodnotě odpovídá směrodatná odchylka $s = \sqrt{2{,}94} = 1{,}72$.

Následující tabulka shrnuje hodnoty potřebné pro další výpočty.

Tabulka 36: Hodnoty R_α a $s \cdot R_\alpha$ pro Duncanův test

p	2	3
R_α	2,888	3,035
$s \cdot R_\alpha$	4,954	5,206

Výsledky srovnávání všech tří průměrů uvádí tab. 37.

Tabulka 37: Posouzení významnosti rozdílů mezi průměry ve skupinách

Srovnávané skupiny	Posouzení rozdílu mezi průměry
SOŠ vs. LYCEUM $(p=2)$ $(4{,}75-3{,}90)\cdot\sqrt{\frac{2\cdot 8\cdot 10}{8+10}}=2{,}534$	2,534 < 4,954 statisticky **nevýznamné** na hladině významnosti 0,05
LYCEUM vs. GYMNÁZIUM $(p=2)$ $(5{,}93-4{,}75)\cdot\sqrt{\frac{2\cdot 14\cdot 8}{14+8}}=3{,}761$	3,761 < 4,954 statisticky **nevýznamné** na hladině významnosti 0,05
SOŠ vs. GYMNÁZIUM $(p=3)$ $(5{,}93-3{,}90)\cdot\sqrt{\frac{2\cdot 14\cdot 10}{14+10}}=6{,}929$	6,929 > 5,026 statisticky **významné** na hladině významnosti 0,05

Statisticky významný rozdíl byl prokázán pouze mezi průměrem studentů gymnázia a průměrem studentů střední odborné školy. Ostatní rozdíly mezi průměry nejsou na hladině významnosti 0,05 statisticky významné.

4 ANALÝZA DAT V KVANTITATIVNĚ ORIENTOVANÉM VÝZKUMU

4.1 Data získaná ve výzkumu a možnosti jejich analýzy

V kvantitativně orientovaném pedagogickém výzkumu jde o ověřování vztahů mezi proměnnými. Jednotlivé proměnné se ve výzkumech zachycují (měří) pomocí metod, které bývají souborně označovány jako *empirické metody sběru dat*. Získávané výsledky měření (data) se mohou výrazně lišit svoji kvalitou, ale zejména tím, jaký charakter mělo realizované měření. Jak již bylo podrobně vysvětleno v kap. 2.1 *Měření a jeho druhy,* existují čtyři základní druhy (úrovně) měření. Jednotlivé druhy měření se liší jednak tím, co jsou schopny na měřených objektech zachytit, ale také tím jaké možnosti statistického zpracování umožňují.

Následující tabulka uvádí přehled základních typů proměnných dle charakteru prováděného měření, jejich stručný popis, příklad a použitelné metody statistického zpracování (pouze metody zmiňované v této práci).

Tabulka 38: Základní typy proměnných dle druhu měření

Typ proměnné	Popis	Příklad	Metody statistického zpracování
nominální	kategorizace objektů měření, všechny kategorie jsou rovnocenné, čísla nemají kvantitativní význam	**dichotomická:** muž/žena, ano/ne **polytomická:** národnost, typ střední školy, životní hodnoty	četnosti, relativní četnosti, modus, neparametrické testy (chí-kvadrát: dobré shody, nezávislosti)
ordinální (pořadová)	čísla vypovídají o pořadí objektu ve skupině, nikoli o velikosti rozdílů mez měřenými objekty	pořadí podle výkonu, důležitosti, času apod.	medián, kvantily, neparametrické testy (Znaménkový test, Wilcoxonův test, U-test), Spermanův koeficient
metrická (intervalová a poměrová)	čísla vypovídají o velikosti rozdílů mezi měřenými objekty, intervalové (není přirozená nula), poměrové (existuje přirozená nula)	**intervalová:** body v did. testu, teplota **poměrová:** čas, hmotnost, výška, mzda, délka praxe	aritmetický průměr, směrodatná odchylka, parametrické testy (Studentův t-test, Párový t-test, analýza rozptylu), Pearsonův koeficient korelace

V některých případech mohou vznikat problémy, pramenící z neujasněnosti, jakého typu jsou data, která máme zpracovávat. Často se např. diskutuje otázka, zda data získaná pomocí škálových položek v dotazníku lze považovat za data metrická a zda lze při jejich zpracování používat parametrické metody. Parametrické metody totiž vyžadují splnění celé řady předpokladů, které ne vždy mohou být splněny, na druhé straně však umožňují přesnější a citlivější postižení vztahů v realitě. I když mezi odborníky není v této otázce, ale i v dalších podobných otázkách úplná shoda, stále častěji se setkáváme s pragmatickým přístupem. Při tomto přístupu srovnáváme riziko možného zkreslení výsledků analýzy vlivem nesplnění určitých teoreticky stanovených podmínek s rizikem, spočívajícím v méně citlivém proniknutí do struktury vztahů ve zkoumané realitě.

V souvislosti s otázkou, zda je vždy nutné striktně dodržovat stanovené podmínky pro daný typ statistické analýzy, je možné zmínit jednu z důležitých vlastností dobré statistické metody, tzv. *„robustnost"*. Dobrá statistická metoda by měla být dostatečně robustní, tj. při malé změně jejích parametrů by měla pořád poskytovat správné a dostatečně přesné výsledky (Komenda, Klementa, 1981). Výsledky ověřování mnohých parametrických statistických metod ukazují, že (s výjimkou extrémních případů) jsou zkreslení minimální.

Při volbě vhodného statistického postupu pro analýzu je rozhodující až konečná podoba dat, se kterou v analýzách pracujeme. V některých případech můžeme při měření určité proměnné získat např. metrická data, ale ta pro potřeby statistické analýzy můžeme transformovat na data ordinální nebo nominální. Transformace dat může ale probíhat i obráceným směrem. Zjistíme-li např. v dotazníku, kolik respondentů preferuje určité životní hodnoty (měření nominální), můžeme na základě zjištěných četností vytvořit pořadí preferencí u respondentů (získáme data ordinální).

4.2 Základní principy a postupy používané při verifikaci hypotéz

Základní principy a postupy používané při verifikaci hypotéz budeme demonstrovat na příkladě jednoduchého výzkumu, který se uskutečnil u žáků 9. ročníku základní školy.

Příklad 27: Zpracování výsledků jednoduchého výzkumu u žáků základní školy

Cílem výzkumu bylo objasnění vztahů mezi třemi proměnnými: počtem zameškaných hodin, školním prospěchem žáků a genderovými rozdíly mezi žáky v 9. ročníku základní školy.

Bylo stanoveno několik dílčích cílů:

- zjistit, jaký je celkový prospěch žáků na konci školního roku (na vysvědčení),
- zjistit, jaký je počet zameškaných hodin žáků za druhé pololetí školního roku,
- zjistit, jaký je vztah mezi počtem zameškaných hodin a pohlavím žáků,
- zjistit, jaký je vztah mezi počtem zameškaných hodin a celkovým prospěchem žáků.

K dílčím cílům byly formulovány výzkumné otázky a výzkumné problémy.

K prvním dvěma dílčím cílům formulujeme dvě *výzkumné otázky*. Tyto otázky jsou na popisné úrovni a odpovědi na ně budeme hledat na základě tzv. *třídění prvního stupně. (*Při třídění prvního stupně se získané výsledky vyhodnocují vždy jen na základě jedné proměnné, tj. v prvním případě prospěch žáků a v druhém případě počet zameškaných hodin.)

O1: Jaký je celkový průměrný prospěch žáků na konci škol. roku (na vysvědčení)?

O2: Jaký je průměrný počet zameškaných hodin žáků za druhé pololetí?

Další dva dílčí cíle se zaměřují na vztahy mezi proměnnými, a proto je přesnější v tomto případě hovořit o *výzkumných problémech*. Odpovědi na výzkumné problémy budeme hledat na základě tzv. *třídění druhého stupně.*

P1: Jaký je vztah mezi počtem zameškaných hodin a pohlavím žáků?

P2: Jaký je vztah mezi počtem zameškaných hodin a celkovým prospěchem žáků?

K výzkumným problémům můžeme formulovat věcné hypotézy.

H1: Počet zameškaných hodin je u chlapců větší než u dívek.

H2: Žáci, kteří prospěli s vyznamenáním, mají méně zameškaných hodin než ostatní žáci.

Analýzou školní dokumentace byla získána data od 244 náhodně vybraných žáků 9. ročníku základní školy. Data, která jsou potřebná ke splnění cíle výzkumu, jsou uvedena v tab. 39 – 41.

Tabulka 39: Pohlaví žáků

Pohlaví	Absolutní četnost	Relativní četnost (%)
chlapci	88	36,07
dívky	156	63,93
	Σ 244	Σ 100,00

Tabulka 40: Celkový prospěch žáků na konci školního roku (na vysvědčení)

Celkový prospěch	Absolutní četnost	Relativní četnost (%)
prospěl s vyznamenáním	36	14,75
prospěl	196	80,33
neprospěl	12	4,92
	Σ 244	Σ 100,00

Tabulka 41: Průměrné počty zameškaných hodin žáků

Respondenti	Průměr zameškaných hodin
Chlapci	77,40
Dívky	73,31
Celkem	74,78

Výsledky výzkumu

Před zpracováním výsledků vztahujících se k výzkumným otázkám jsme žáky rozdělili do dvou skupin podle pohlaví (chlapci, děvčata) – tab. 39. Toto rozdělování dat podle jednoho kritéria označujeme jako třídění prvního stupně. Třídění prvního stupně umožňuje popsat daný jev (v tomto případě popisujeme, jaké zastoupení ve výzkumném vzorku mají chlapci a jaké děvčata).

Výzkumná otázka O1

Odpověď na výzkumnou otázku O1 je obsažena v tab. 40. Z tabulky zjišťujeme, že nejvíce žáků (n = 196) ukončilo 9. ročník školní docházky s celkovým prospěchem „prospěl“, což je asi 80 % z celkového počtu žáků. S celkovým výsledkem „prospěl s vyznamenáním“ ukončilo

9. ročník 36 žáků, což je asi 15 % z celkového počtu žáků. S celkovým prospěchem „neprospěl“ ukončilo 9. ročník 12 žáků, což je přibližně 5 %.

Výzkumná otázka O2

Odpověď na tuto výzkumnou otázku je možné získat nahlédnutím do tab. 41. Zjišťujeme, že průměrný počet zameškaných hodin je v 9. ročníku asi 75 hodin. U dívek je průměrný počet zameškaných hodin poněkud menší (asi 73 hodin), u chlapců poněkud vyšší (přibližně 77 hodin). Také v tomto případě třídíme respondenty podle jednoho kritéria (počet zameškaných hodin) a jedná se proto o třídění prvního stupně.

Verifikace hypotézy H1

K verifikaci věcné hypotézy *H1* (tj. „*Počet zameškaných hodin je u chlapců větší než u dívek.*“) bylo použito U-testu Manna a Whitneyho (srov. kap. 3.3 *Statistické testy významnosti pro analýzu ordinálních dat*). Známější, parametrický Studentův t-test nemohl být použit, protože získaná data (počet zmeškaných hodin u žáků) nesplňují požadavek normálního rozdělení.

Byly formulovány následující statistické hypotézy:

H_0: *Počet zameškaných hodin je u chlapců stejně velký jako u dívek.*

H_A: *Počet zameškaných hodin se u chlapců a dívek liší.*

Při realizaci U-testu se postupuje tak, že data (počty zameškaných hodin) všech respondentů seřadíme podle velikosti a na základě toho jim přiřadíme pořadí. V případě, že více žáků má stejný počet zameškaných hodin, přiřadíme jim průměrné pořadí. Následně soubor dat rozdělíme do dvou skupin podle pohlaví žáků. V každé skupině potom všechna pořadí sečteme a tím získáme dva součty R_1 a R_2 (postup je podrobně popsán v kap. 3.3.3 *U-test Manna a Whitneyho*).

V našem případě jsme vypočítali součet pořadí u dívek $R_1 = 18161$ a součet pořadí u chlapců $R_1 = 11728$.

Po dosazení všech hodnot do vzorců (20, 21) dostáváme hodnoty U, resp. U′. Menší z těchto dvou hodnot použijeme jako testové kritérium pro U-test.

$$U = n_1 \cdot n_2 + \frac{n_1 \cdot (n_1 + 1)}{2} - R_1 = 156 \cdot 88 + \frac{156 \cdot (156 + 1)}{2} - 18161 = 7813$$

$$U' = n_1 \cdot n_2 + \frac{n_2 \cdot (n_2 + 1)}{2} - R_2 = 156 \cdot 88 + \frac{88 \cdot (88 + 1)}{2} - 11728 = 5916$$

V daném případě jsou četnosti hodnot ve srovnávaných skupinách natolik velké, že už není možné je srovnávat s tabelovanými hodnotami kritických hodnot.

V případě velkých četností se postupuje tak, že vypočítanou hodnotu testového kritéria (v našem případě U = 5916) transformujeme pomocí vztahu (22)

$$|u| = \frac{U - \frac{n_1 \cdot n_2}{2}}{\sqrt{\frac{n_1 \cdot n_2 \cdot (n_1 + n_2 + 1)}{12}}} = \frac{5916 - \frac{156 \cdot 88}{2}}{\sqrt{\frac{156 \cdot 88 \cdot (156 + 88 + 1)}{12}}} = 1{,}79$$

na hodnotu tzv. *„normované náhodné veličiny“ u*. Veličinu *u* je potom možné srovnat s její kritickou hodnotou pro zvolenou hladinu významnosti. Pro hladinu významnosti 0,05 je kritická hodnota $u_{0,05}$ = 1,96.

Protože vypočítaná hodnota normované náhodné veličiny *u* je menší než kritická hodnota $u_{0,05}$ = 1,96, přijímáme nulovou hypotézu. Věcná hypotéza, tj. tvrzení, že „počet zameškaných hodin je u chlapců větší než u dívek“ *nebyla ve* výzkumu prokázána. V popisovaném případě jsme hypotézu ověřovali na základě tzv. *třídění druhého stupně*. Při třídění druhého stupně data rozdělujeme (třídíme) podle dvou kritérií současně, v našem případě podle pohlaví a podle dosaženého počtu zameškaných hodin.

Verifikace hypotézy H2

K verifikaci věcné hypotézy *H2*, tj. *„Žáci, kteří prospěli s vyznamenáním, mají méně zameškaných hodin než ostatní žáci.“* bylo použito testu nezávislosti chí-kvadrát pro kontingenční tabulku. V rámci třídění druhého stupně byla sestavena kontingenční tabulka, ve které byla data tříděna podle celkového prospěchu na konci 9. ročníku (prospěch na vysvědčení, tab. 40) a podle počtu zameškaných hodin za druhé pololetí školního roku (tab. 41).

Údaje o počtu zameškaných hodin u jednotlivých žáků byly přitom rozděleny do dvou kategorií. První kategorii tvořili respondenti, kteří měli počet zameškaných hodin menší než celkový průměr všech žáků. Protože průměrný počet zameškaných hodin byl 74,78, byli do této kategorie zařazeni respondenti, kteří měli počet zameškaných hodin do 74. Respondenti, kteří měli počet zameškaných hodin větší než průměr (tj. 75 hodin a více) byli zařazeni do druhé kategorie.

Tabulka 42: Kontingenční tabulka pro celkový prospěch vs. počet zameškaných hodin

Počet zameškaných hodin	Celkový prospěch			
	prospěl s vyznamenáním	prospěl	neprospěl	Σ
do 74	29 (18,15)	91 (98,80)	3 (6,05)	123
více než 74	7 (17,85)	105 (97,20)	9 (5,95)	121
Σ	36	196	12	244

V kontingenční tabulce jsou uvedeny pozorované četnosti (čísla bez závorek) a vypočítány očekávané četnosti (čísla v závorkách).

Byly formulovány následující statistické hypotézy.

H_0: *Žáci, kteří prospěli s vyznamenáním, mají stejný počet zameškaných hodin jako ostatní žáci.*

H_A: *Počet zameškaných hodin je u žáků, kteří prospěli s vyznamenáním, odlišný od ostatních žáků.*

Pro uvedenou kontingenční tabulku vyla vypočítána hodnota testového kritéria chí-kvadrát χ^2 = 17,43 .

Kontingenční tabulka má $f=(s-1)\cdot(r-1)=(3-1)\cdot(2-1)=2$ stupně volnosti, kritická hodnota testového kritéria chí-kvadrát pro 2 stupně volnosti a hladinu významnosti 0,01 (Příloha II) je $\chi^2_{0,01}(2)=9{,}210$. Vypočítaná hodnota testového kritéria je větší než hodnota kritická, a proto odmítáme nulovou hypotézu na hladině významnosti 0,01.

Výsledek testu nezávislosti chí-kvadrát prokázal, že mezi počtem zameškaných hodin u žáků a jejich celkovým prospěchem na vysvědčení je statisticky významný vztah. Srovnáváme-li četnosti v kontingenční tabulce, zjišťujeme, že pozorovaná četnost žáků, kteří dosáhli celkového prospěchu „prospěl s vyznamenáním“ je výrazně větší v kategorii „menší počet zameškaných hodin“ než v kategorii „větší počet zameškaných hodin“.

Na základě výsledku testu významnosti a na základě srovnávání pozorovaných a očekávaných četností v kontingenční tabulce přijímáme věcnou hypotézu *H2*, tj. *„Žáci, kteří prospěli s vyznamenáním, mají méně zameškaných hodin než ostatní žáci“*.

4.3 Analýza dat s využitím počítačového softwaru

V publikaci záměrně prezentujeme všechny statistické metody a postupy takovou formou, aby je bylo možno realizovat a vyhodnotit bez použití specializovaného počítačového softwaru. Chceme tak čtenáře vést k přemýšlení o tom, jakou mají jednotlivé procedury logiku a pro jaká data jsou vhodné.

V současné době je běžnou praxí, že výzkumná data se vyhodnocují pomocí speciálních počítačových programů. Zpracování dat bez použití počítače je nemyslitelné zejména v případech, kdy zpracováváme velké množství dat. Analýza dat s využitím počítače je jednak mnohonásobně rychlejší než při ručním zpracování, ale také je podstatně menší riziko chyb (např. chyb, které vznikají při zaokrouhlování hodnot). Na druhé straně může být počítačové zpracování dat také problematické (vzhledem ke snadné dostupnosti počítačových programů i vzhledem ke zdánlivé jednoduchosti realizace). Aplikace statistických procedur bez patřičných znalostí na nevhodná data a neplnění základních podmínek testů vede k mylným zjištěním.

K běžně dostupným programům obsahujícím statistické funkce patří EXCEL, který je součástí aplikací Microsoft Office. Nabízí jednoduché uživatelské prostředí, kde lze zaznamenávat data, analyzovat je na popisné i vztahové úrovni, vytvářet grafy. V pedagogických výzkumech bývá využíván v první řadě jako prostředí pro zápis sebraných dat. Je zvykem zapisovat data v určitém formátu (tab. 43 uvádí příklad zápisu demografických údajů a několika dalších proměnných pro14 respondentů).

Tabulka 43: Forma záznamu dat do tabulkového procesoru

	A	B	C	D	E	G	H	I
1	**Číslo respondenta**	**Pohlaví**	**Věk**	**Délka praxe**	**Typ školy**	**P1**	**P2**	**P3**
2	1	muž	56	30	ZŠ	3	2	3
3	2	muž	51	27	ZŠ	3	4	4
4	3	žena	26	2	ZŠ	1	5	1
5	4	muž	29	5	SOŠ	2	1	2
6	5	žena	59	33	G	1	2	2
7	6	žena	38	11	L	2	4	5
8	7	žena	55	30	ZŠ	1		
9	8	žena	52	30	G	4	2	2
10	9	muž	50	27	SOŠ	2	2	2

	A	B	C	D	E	G	H	I
11	10	muž	56	31	G	5		1
12	11	žena	43	21	L	2	2	1
13	12	muž	59	35	ZŠ	2	3	5
14	13	žena	37	13	SOŠ	2		2
15	14	žena	49	25	G	2	2	1

Zatímco do jednotlivých sloupců (A – I) zapisujeme hodnoty jednotlivých proměnných, které byly ve výzkumu zjišťovány (například podle položek v dotazníku), každý řádek tabulky (2 – 15) obsahuje údaje o jednom respondentovi (případně o jedné události). Do prvního řádku tabulky zaznamenáváme označení proměnné, ať už slovní nebo číselné. Z prezentované tabulky zjišťujeme údaje (informace) o výzkumném souboru. V uvedeném příkladě je to pohlaví respondentů, věk respondentů, délka praxe, typ školy a informace o odpovědích ve třech položkách dotazníku (respondenti vybírali odpovědi na škále od 1 do 5 např. od zcela souhlasím po zcela nesouhlasím).

Data mohou být zaznamenána buď pomocí slov, nebo čísel. Rozhodnutí, zda použijeme výhradně čísla, a nebo slovní označení, závisí na programu, který plánujeme pro analýzu použít. Zatímco v EXCELU není možné provádět některé operace na buňkách obsahujících text, programy STATISTICA a SPSS dokáží analyzovat i textem kódované proměnné. Prázdné buňky znamenají, že údaj není znám, například proto, že respondent danou položku v dotazníku vynechal. Jakmile máme data zaznamenána, je nutné zkontrolovat jejich správnost. Chybně zapsaná data mohou vést ke špatně zpracované analýze, kterou bychom museli po odhalení chyby celou opakovat.

EXCEL se výborně hodí na základní práci s daty, jako je jejich zaznamenání, případné překódování, doplnění součtů, průměrů, atd. Přestože statistické funkce nejsou jeho hlavní doménou, umožňuje využít základní operace na popisné i vztahové úrovni, avšak v některých případech je nutné jim nejdříve přizpůsobit formát dat. Umístění a konkrétní postup použití funkcí se mírně liší podle různých verzí programu, avšak člověk zvyklý pracovat s počítačem intuitivně odhalí, kde je najít. Statistické funkce jsou v nabídce umístěny pod volbou *Vzorce → Vložit funkci*, kde lze v tabulce přímo vybrat ze seznamu požadovaný úkon. Tento program je vhodný také pro tvorbu grafů.

Na trhu je dostupná celá řada počítačových programů zaměřených přímo na statistiku. K nejpoužívanějším patří v současnosti STATISTICA. Nabízí prostředí, které je primárně zaměřeno na statistickou analýzu. V programu je možné otevřít soubor dat, která byla původně zaznamenána v EXCELU. To je vhodné především v případě, kdy nevlastníme licenci programu a potřebujeme sebraná a předem připravená data analyzovat například na univerzitním počítači, kde je tento program k dispozici. V nabídce lze najít velmi široké spektrum operací, které se může mírně lišit podle verze programu. V zásadě se však jedná o stejný systém.

V nabídce *Statistiky → Základní statistiky* nalezneme výběr všech popisných statistik, přičemž stačí jen vybrat jednu či více proměnných, které chceme do analýzy zahrnout. Veškeré statistické procedury jsou dále rozděleny v nabídce *Statistiky → Základní statistiky, Vícenásobná regrese, Anova a Neparametrické statistiky.* Program vytváří jako výstup z analýzy přehledné tabulky, které po přidání do protokolu (*Domů → Přidat do protokolu*) můžeme upravovat, kopírovat do Excelu, do Wordu nebo ukládat přímo v protokolu. Program ke každé analýze přímo nabízí graf, který je možné si upravit podle vlastních požadavků. Je také možné vytvářet grafy přímo bez předchozí analýzy, a to v nabídce *Grafy*.

Dalším hojně využívaným programem, který byl vytvořen přímo pro potřeby analýzy dat ve společenských vědách, je SPSS (*Statistical Package for the Social Sciences).* Nabízí podobné uživatelské prostředí jako STATISTICA.

Veškeré postupy, které jsou zahrnuty v této publikaci, lze provést s využitím výše jmenovaných programů. Základní možnosti analýzy jsou uvedeny přímo u konkrétních statistických metod.

Závěrem

Tato publikace se věnuje zejména kvantitativně orientovanému výzkumu. Jsme si přitom vědomi toho, že pravdivé poznání pedagogické reality pochopitelně vyžaduje postižení jak kvalitativní, tak kvantitativní stránky zkoumaných jevů.

Při kvalitativním přístupu k realitě získáváme konkrétní, názorný a plastický obraz skutečnosti, který je ovšem ovlivněn zkušenostmi a názory výzkumníka, a je proto často subjektivní. Kvantitativní přístup umožňuje poznání skutečnosti v její racionální obecnosti. Při kvalitativním přístupu se v podstatě jedná o charakteristiku jedinečnosti různorodých prvků, zatímco při kvantitativním přístupu se postihují četnosti stejnorodých prvků.

K výhodám kvantitativního přístupu patří zejména přehlednost, stručnost a syntetičnost výsledků. Při kvantitativním přístupu je výrazně eliminována mnohoznačnost slov. Vysoká míra abstrakce, která je pro číselné nebo funkční vyjadřování vztahů charakteristická, může však v některých případech vést k simplifikaci skutečnosti tím, že se např. ztrácí charakteristická pestrost nebo proměnlivost zkoumaných jevů.

Při měření pedagogických jevů musí badatel brát v úvahu, že některé stránky pedagogické reality jsou tak složité nebo obtížně přístupné, že jejich měření je velmi obtížné a v některých případech dokonce nemožné. Tyto obtíže by však neměly být důvodem k tomu, aby pedagogická věda na řešení těchto problémů rezignovala. Ukazuje se, že i velmi subtilní a velmi obtížně dostupné jevy se často podaří zachytit měřením, někdy dokonce s překvapivou mírou spolehlivosti a dobrou validitou.

Resumé

Publikace se zaměřuje na základy kvantitativního výzkumu v pedagogice, a to z hlediska jeho projektování, realizace a vyhodnocování s využitím statistických metod na popisné a vztahové úrovni. První část se zabývá podstatou a základními fázemi kvantitativně orientovaného pedagogického výzkumu. Značná pozornost je věnována vědeckým hypotézám, základním metodologickým pojmům a principům. Druhá část je věnována měření v pedagogických výzkumech. Jsou popsány jednotlivé druhy (úrovně) měření a analyzována jejich výpovědní hodnota. Nejrozsáhlejší je třetí část publikace, která je věnována podrobnému popisu a vysvětlení statistických metod nejčastěji používaných při ověřování výzkumných hypotéz. Autoři odkazují také na možnosti jejich realizace s využitím počítačového softwaru. V poslední části publikace je diskutován problém výběru vhodného statistického postupu pro verifikaci výzkumných hypotéz v souvislosti s druhem získaných dat. Publikace je určena zejména pracovníkům, kteří zatím nemají s realizací pedagogických výzkumů větší zkušenosti (např. začínajícím akademickým pracovníkům), ale i dalším zájemcům, kteří se s kvantitativně orientovaným výzkumem nebo s jeho výsledky ve své činnosti setkávají.

Summary

The publication deals with the bases of quantitative research in educational sciences from the view of its designing, implementation and evaluating with use of statistical methods on descriptive as well as inductive level. The first part is aimed at the nature and basic phases of quantitatively oriented educational research. A considerable focus is devoted to scientific hypotheses, basic methodological notions and principles. The second part offers the explanation of measurement in educational research. Individual types of measurement are described and their predictive value is analysed. The third part of this publication is the most extensive. It is devoted to detailed description and explanation of statistical methods, which are mostly used for verification of research hypotheses. The authors also refer to common statistical software. In the last part of the publication, the problem of using suitable statistical methods is discussed in connection to the types of research data. The publication aims primarily at academic workers who do not have many experiences with educational research, but also at anybody whose activities are connected to quantitative educational research.

LITERATURA

ANDERSON, Gary J. *Fundamentals of educational research*. 2nd ed. London: Routledge, 1998. ISBN 0-7507-0857-3.

APA. *Publicaton manual of the American Psychological Association*. 6th ed. Washington: APA, 2009. ISBN 1-4338-0561-8.

BREZINKA, Wolfgang. K problému vymezení vědy o výchově. *Pedagogika, roč.* 17, 1967, č. 2, s. 160–170.

BROWN, Andrew a Paul DOWLING. *Doing Research/Reading Research.* A mode of Interrogation for Education. London: Falmer Press, 1998. ISBN 0-7507-0728-3.

CRESWELL, John W. *Qualitative inquiry & research design: choosing among five approaches*. 2nd ed. Thousand Oaks: Sage Publications, 2007. ISBN 1-4129-1606-2.

CYHELSKÝ, Lubomír. *Úvod do teorie popisné statistiky*. Praha: SNTL, 1974.

DISMAN, Miroslav. *Jak se vyrábí sociologická znalost*. Praha: Karolinum, 1993. ISBN 80-7066-822-9.

FIELD, Andy P. *Discovering statistics using IBM SPSS statistics*. 4th ed. London: SAGE, 2013. ISBN 978-1-4462-4917-8.

GAJDA, Vojtěch a Jarmila ZVOLSKÁ. *Úvod do statistických metod*. Ostrava: Pedagogická fakulta v Ostravě, 1982.

GAVORA, Peter. Kvalitatívny výskum v pedagogike. *Výchova a vzdělávání*, roč.1, 1990/1991, č. 8, s. 170-172.

GAVORA, Peter. *Úvod do pedagogického výzkumu*. Brno: Paido, 2000. ISBN 80-85931-79-6.

GAVORA, Peter. *Výzkumné metody v pedagogice*. Brno: Paido, 1996. ISBN 80-85931-15-X.

GNITECKI, Janusz. *Zarys metodologii badan w pedagogice empirycznej*. Zielona Góra: Wyzsza szkola pedagogiczna, 1993. ISBN 83-85693-21-1.

HENDL, Jan. *Kvalitativní výzkum: základní metody a aplikace*. Praha: Portál, 2005. ISBN 80-7367-040-2.

HENDL, Jan. *Přehled statistických metod: analýza a metaanalýza dat*. 4., rozš. vyd. Praha: Portál, 2012. ISBN 978-80-262-0200-4.

HILLEBRANDT, Friedrich. *Elementárna štatistika pre psychológov, sociológov a pedagógov*. Bratislava: Slovenské pedagogické nakladatelství, 1968.

HORÁK, František a Miroslav CHRÁSKA. *Metodologie pedagogiky*. Olomouc: Pedagogická fakulta UP, 1986.

HORÁK, František a Miroslav CHRÁSKA. *Úvod do metodologie pedagogického výzkumu*. Olomouc: Univerzita Palackého, 1989.

CHHRÁSKA, Miroslav. *Metody pedagogického výzkumu*. Praha: Grada, 2007. ISBN 978-80-247-1369-4.

CHRÁSKA, Miroslav a Vladimír JANÁK. *Statistika pro pedagogy*. Olomouc: Pedagogická fakulta UP, 1990.

CHRÁSKA, Miroslav. *Empirická pedagogická šetření a jejich statistické vyhodnocování*. Olomouc: Pedagogická fakulta UP, 1988.

CHRÁSKA, Miroslav. *Hypotézy a jejich ověřování v klasických pedagogických výzkumech*. Olomouc: Votobia, Pedagogická fakulta UP, 2005. ISBN 80-7220-253-7.

CHRÁSKA, Miroslav. K *současným trendům pedagogického výzkumu ve světě*. Olomouc: Pedagogická fakulta UP, 1995.

CHRÁSKA, Miroslav. *Metodologie řešení vybraných problémů v pedagogickém výzkumu*. Olomouc: Pedagogická fakulta UP, 1992.

CHRÁSKA, Miroslav. *Metody sběru a statistického vyhodnocování dat v evaluačních pedagogických výzkumech*. Olomouc: Votobia, Pedagogická fakulta, 2003. ISBN 80-7220-164-6

CHRÁSKA, Miroslav. Spolehlivost a přesnost měření v evaluačních pedagogických výzkumech. In *Sborník referátů ze 4. konference České asociace pedagogického výzkumu*. Olomouc: Pedagogická fakulta UP, 1996, s. 27–33.

CHRÁSKA, Miroslav. *Úvod do výzkumu v pedagogice. Základy kvantitativně orientovaného výzkumu*. Olomouc: Vydavatelství Univerzity Palackého, 2003. ISBN 80-244-0765-5.
CHRÁSKA, Miroslav. *Základy výzkumu v pedagogice*. Olomouc: Pedagogická fakulta UP, 1998. ISBN 80-7076-798-9.
JEDLIČKA, Josef. *Úvod do statistických metod v pedagogice*. Ostrava: Pedagogická fakulta, 1976.
KAPR, Jaroslav a Zdeněk ŠAFÁŘ. *Sociologie nebo zdravý rozum?* Praha: Mladá fronta, 1969.
KERLINGER, Fred. N. *Základy výzkumu chování*. Praha: Academia, 1972.
KOMENDA, Stanislav a Josef KLEMENTA. *Analýza náhodného v pedagogickém experimentu a praxi*. Praha: SPN 1981.
KOMENDA, Stanislav. Pedagogika a edukometrie. *Pedagogika*, 43, 1993, č. 4, s. 391-404.
KOMENDA, Stanislav. *Základy pravděpodobnostních a statistických metod v psychologickém a pedagogickém výzkumu*. Praha: Státní pedagogické nakladatelství, 1967.
KOVÁŘ, Rudolf a Petr BLAHUŠ. *Aplikace vybraných statistických metod v antropomotorice*. Praha: Univerzita Karlova, 1989.
KRÁLÍK, Oldřich a Jiří HARTMANN. *Základy statistiky pro pedagogy*. Brno: Akademické nakladatelství Cerm, 2000. ISBN 80-7204-152-5.
LAMSER, Václav a Ladislav RŮŽIČKA. *Základy statistiky pro sociology*. Praha: Svoboda, 1970.
LIKEŠ, Jiří a Josef LAGA, *Základní statistické tabulky*. Praha: SNTL, 1978.
LINDQUIST, Everett F. *Statistická analýza v pedagogickém výzkumu*. Praha: SPN, 1967.
LOUČKOVÁ, Ivana. *Integrovaný přístup v sociálně vědním výzkumu*. Praha: Sociologické nakladatelství, 2010. ISBN 978-80-86429-79-3.
MAŇÁK, Josef et al. *Kapitoly z metodologie pedagogiky*. Brno: Masarykova univerzita, 1996. ISBN 80-2101-031-2.
McKENZIE, George, Jane POWELL a Robert USHER. *Understanding Social research: Perspectives on Metodology and Praktice*. London: Falmer Press, 1997. ISBN 0-7507-0720-8.
MEŠKO, Dušan a Dušan KATUŠČÁK et al. *Akademická príručka*. Martin: Nakladateľstvo Osveta, 2004. ISBN 80-8063-150-6.
MITTENECKER, Erich. *Plánování a statistické hodnocení experimentů*. Praha: SPN, 1968.
NIČKOVIČ, Radisav. *Metodológia pedagogického výskumu*. Bratislava: SPN, 1968.
NOWAK, Stefan *Metody badán socjologicznych*. Warszawa: 1965.
ONDREJKOVIČ, Peter. *Úvod do metodologie sociálných vied: Základy metodológie kvantitatívného výskumu*. Nitra: Regent, 2005. ISBN 80-88904-35-8.
OSGOOD, Charles E. et al. *The Measurement of Meaning*. Urbana: University of Illinois Press, 1957.
PAPICA, Jan. *Základy psychometrie*. Olomouc: Filozofická fakulta UP, 1984.
PEERS, Ian. *Statistical Analysis for Education & Psychology Researchers*. London: Falmer Press, 1996. ISBN 0-7507-0506.
PELIKÁN, Jiří. *Základy empirického výzkumu pedagogických jevů*. Praha: Karolinum, 1998. ISBN 80-7184-569-6.
PRŮCHA, Jan et al. *Pedagogická encyklopedie*. Praha: Grada, 2009. ISBN 978-80-7367-546-2.
PRŮCHA, Jan. *Pedagogické teorie a výzkumy na Západě*. Praha: Karolinum 1992.
STRAUSS, Anselm a Juliet CORBIN. *Basics of qualitative research 3e*. California: Sage Publications, Inc., 2008. ISBN 978-1-4129-0644-9.
STRAUSS, Anselm a Juliet CORBINOVÁ. *Základy kvalitativního výzkumu: postupy a techniky metody zakotvené teorie*. Boskovice: Albert, 1999. ISBN 80-85834-60-x.
ŠVAŘÍČEK, Roman a Klára ŠEĎOVÁ. *Kvalitativní výzkum v pedagogických vědách*. Praha: Portál, 2007. ISBN 978-80-7367-313-0.
VALA, Jaroslav a Miroslav CHRÁSKA. Recepce poezie u žáků středního odborného učiliště a gymnázia. *Studia Paedagogica*, roč. 19, č. 1, 2014, s. 43-63. ISSN 1803-7437.
VOGT, W. Paul a Burke JOHNSON. *Dictionary of statistics & methodology: a nontechnical guide for the social sciences*. 4th ed. Thousand Oaks, Calif.: SAGE Inc., 2011. ISBN 978-1-4129-7109-6.
YIN, Robert K. *Case study research: design and methods*. 5th ed. Thousand Oaks: SAGE Inc., 2014. ISBN 978-1-4522-4256-9.

PŘÍLOHA: STATISTICKÉ TABULKY

I DISTRIBUČNÍ FUNKCE NORMOVANÉHO NORMÁLNÍHO ROZDĚLENÍ

u	$\Phi(u)$	u	$\Phi(u)$	u	$\Phi(u)$
0,00	0,5000	0,50	0,6915	1,00	0,8413
0,02	0,5080	0,52	0,6985	1,02	0,8461
0,04	0,5160	0,54	0,7054	1,04	0,8508
0,06	0,5239	0,56	0,7123	1,06	0,8554
0,08	0,5319	0,58	0,7190	1,08	0,8599
0,10	0,5398	0,60	0,7257	1,10	0,8643
0,12	0,5473	0,62	0,7324	1,12	0,8686
0,14	0,5557	0,64	0,7389	1,14	0,8729
0,16	0,5636	0,66	0,7454	1,16	0,8770
0,18	0,5714	0,68	0,7517	1,18	0,8810
0,20	0,5793	0,70	0,7580	1,20	0,8849
0,22	0,5871	0,72	0,7642	1,22	0,8888
0,24	0,5948	0,74	0,7703	1,24	0,8925
0,26	0,6026	0,76	0,7764	1,26	0,8962
0,28	0,6103	0,78	0,7823	1,28	0,8997
0,30	0,6179	0,80	0,7881	1,30	0,9032
0,32	0,6255	0,82	0,7939	1,32	0,9066
0,34	0,6331	0,84	0,7995	1,34	0,9099
0,36	0,6406	0,86	0,8051	1,36	0,9131
0,38	0,6480	0,88	0,8106	1,38	0,9162
0,40	0,6554	0,90	0,8159	1,40	0,9192
0,42	0,6628	0,92	0,8212	1,42	0,9222
0,44	0,6700	0,94	0,8264	1,44	0,9251
0,46	0,6772	0,96	0,8315	1,46	0,9279
0,48	0,6844	0,98	0,8365	1,48	0,9306
0,50	0,6915	1,00	0,8413	1,50	0,9332

Pro záporné hodnoty veličiny u určíme hodnotu distribuční funkce Φ podle vzorce

$$\Phi(-u) = 1 - \Phi(u)$$

Příklad: $\Phi(-0{,}92) = 1 - \Phi(0{,}92) = 1 - 0{,}8212 = 0{,}1788$

I DISTRIBUČNÍ FUNKCE NORMOVANÉHO NORMÁLNÍHO ROZDĚLENÍ
(Pokračování)

u	$\Phi(u)$	u	$\Phi(u)$	u	$\Phi(u)$
1,50	0,9332	2,00	0,9772	2,50	0,99380
1,52	0,9357	2,02	0,9783	2,55	0,99460
1,54	0,9382	2,04	0,9793	2,60	0,99530
1,56	0,9406	2,06	0,9803	2,65	0,99600
1,58	0,9429	2,08	0,9812	2,70	0,99650
1,60	0,9452	2,10	0,9821	2,75	0,99700
1,62	0,9474	2,12	0,9830	2,80	0,99740
1,64	0,9495	2,14	0,9838	2,85	0,99780
1,66	0,9515	2,16	0,9846	2,90	0,99810
1,68	0,9535	2,18	0,9854	2,95	0,99840
1,70	0,9554	2,20	0,9861	3,00	0,99865
1,72	0,9573	2,22	0,9868	3,05	0,99886
1,74	0,9591	2,24	0,9875	3,10	0,99903
1,76	0,9608	2,26	0,9881	3,15	0,99918
1,78	0,9625	2,28	0,9887	3,20	0,99931
1,80	0,9641	2,30	0,9893	3,25	0,99942
1,82	0,9656	2,32	0,9898	3,30	0,99952
1,84	0,9671	2,34	0,9904	3,35	0,99960
1,86	0,9686	2,36	0,9909	3,40	0,99966
1,88	0,9699	2,38	0,9913	3,45	0,99972
1,90	0,9713	2,40	0,9918	3,50	0,99977
1,92	0,9726	2,42	0,9922	3,60	0,99984
1,94	0,9738	2,44	0,9927	3,70	0,99989
1,96	0,9750	2,46	0,9931	3,80	0,99993
1,98	0,9761	2,48	0,9934	3,90	0,99995
2,00	0,9772	2,50	0,9938	4,00	0,99997

II KRITICKÉ HODNOTY TESTOVÉHO KRITÉRIA CHÍ-KVADRÁT

Stupně volnosti	Hladina významnosti	
	0,050	0,010
1	3,841	6,635
2	5,991	9,210
3	7,815	11,341
4	9,488	13,277
5	11,070	15,086
6	12,592	16,812
7	14,067	18,475
8	15,507	20,090
9	16,919	21,666
10	18,307	23,209
11	19,675	24,725
12	21,026	26,217
13	22,362	27,688
14	23,685	29,141
15	24,996	30,578
16	26,296	32,000
17	27,587	33,409
18	28,868	34,805
19	30,144	36,191
20	31,410	37,576
21	32,671	38,932
22	33,924	40,289
23	35,172	41,638
24	36,415	42,980
25	37,652	44,314
26	38,885	45,642
27	40,113	46,963
28	41,337	48,278
29	42,557	49,588
30	43,773	50,892

III ZNAMÉNKOVÝ TEST

Počty znamének řidčeji se vyskytujícího druhu pro znaménkový test (oboustranný test)
Nulovou hypotézu *odmítáme* na hladině významnosti 0,05, jestliže zjištěný počet znamének řidčeji se vyskytujícího druhu je *menší nebo roven tabelované hodnotě.*

Počet dvojic hodnot	Počet znamének	Počet dvojic hodnot	Počet znamének	Počet dvojic hodnot	Počet znamének
		31	9	61	22
		32	9	62	22
		33	10	63	23
		34	10	64	23
5	-	35	11	65	24
6	0	36	11	66	24
7	0	37	12	67	25
8	0	38	12	68	25
9	1	39	12	69	25
10	1	40	13	70	26
11	1	41	13	71	26
12	2	42	14	72	27
13	2	43	14	73	27
14	2	44	15	74	28
15	3	45	15	75	28
16	3	46	15	76	28
17	4	47	16	77	29
18	4	48	16	78	29
19	4	49	17	79	30
20	5	50	17	80	30
21	5	51	18	81	31
22	5	52	18	82	31
23	6	53	18	83	32
24	6	54	19	84	32
25	7	55	19	85	32
26	7	56	20	86	33
27	7	57	20	87	33
28	8	58	21	88	34
29	8	59	21	89	34
30	9	60	21	90	35

IV KRITICKÉ HODNOTY T_α PRO WILCOXONŮV TEST

n	Hladina významnosti	
	0,05	0,01
6	0	-
7	2	-
8	3	0
9	5	2
10	8	3
11	10	5
12	13	7
13	17	10
14	21	13
15	25	16
16	29	20
17	34	23
18	40	28
19	46	32
20	52	38
21	58	43
22	65	49
23	73	55
24	81	61
25	89	68

V KRITICKÉ HODNOTY TESTOVÉHO KRITÉRIA U_{α} pro hladinu významnosti 0,05

n_2 \ n_1	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
3																		
4		0																
5	0	1	2															
6	1	2	3	5														
7	1	3	5	6	8													
8	2	4	6	8	10	13												
9	2	4	7	10	12	15	17											
10	3	5	8	11	14	17	20	23										
11	3	6	9	13	16	19	23	26	30									
12	4	7	11	14	18	22	26	29	33	37								
13	4	8	12	16	20	24	28	33	37	41	45							
14	5	9	13	17	22	26	31	36	40	45	50	55						
15	5	10	14	19	24	29	34	39	44	49	54	59	64					
16	6	11	16	21	26	31	37	42	48	53	59	64	70	75				
17	6	11	17	22	28	34	39	45	51	57	63	69	75	81	87			
18	7	12	18	24	30	36	42	48	55	61	67	74	80	86	93	99		
19	7	13	19	25	32	38	45	52	58	65	72	78	85	92	99	106	113	
20	8	14	20	27	34	41	48	55	62	69	76	83	90	98	105	112	120	127

VI KRITICKÉ HODNOTY TESTOVÉHO KRITÉRIA t_α

Stupně volnosti	Hladina významnosti		Stupně volnosti	Hladina významnosti	
	0,050	0,010		0,050	0,010
1	12,706	63,657	26	2,056	2,779
2	4,303	9,925	27	2,052	2,771
3	3,182	5,841	28	2,048	2,763
4	2,776	4,604	29	2,045	2,756
5	2,571	4,032	30	2,042	2,750
6	2,447	3,707	35	2,030	2,724
7	2,365	3,499	40	2,021	2,705
8	2,306	3,355	45	2,014	2,690
9	2,262	3,250	50	2,009	2,678
10	2,228	3,169	55	2,004	2,668
11	2,201	3,106	60	2,000	2,660
12	2,179	3,055	70	1,994	2,648
13	2,160	3,012	80	1,990	2,639
14	2,145	2,977	90	1,987	2,632
15	2,131	2,947	100	1,984	2,626
16	2,120	2,921	140	1,977	2,611
17	2,110	2,898	200	1,972	2,601
18	2,101	2,878	400	1,966	2,588
19	2,093	2,861	1000	1,962	2,581
20	2,086	2,845	f > 1000	1,960	2,576
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			

VII KRITICKÉ HODNOTY FISHEROVA-SNEDECOROVA F
pro hladinu významnosti 0,05

f_2	f_1 (větší rozptyl)																
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	15	20	30	40	60	120	∞
1	161,45	199,50	215,71	224,58	230,16	233,99	236,77	238,88	240,54	241,88	245,95	248,01	250,09	251,14	252,20	253,25	254,32
2	18,51	19,00	19,16	19,25	19,30	19,33	19,35	19,36	19,39	19,40	19,43	19,45	19,46	19,47	19,48	19,49	19,50
3	10,13	9,55	9,28	9,12	9,01	8,94	8,89	8,85	8,81	8,79	8,70	8,66	8,62	8,59	8,57	8,55	8,53
4	7,71	6,94	6,59	6,39	6,26	6,16	6,09	6,04	6,00	5,96	5,86	5,80	5,75	5,72	5,69	5,66	5,63
5	6,61	5,79	5,41	5,19	5,04	4,95	4,88	4,82	4,77	4,74	4,62	4,56	4,50	4,46	4,43	4,40	4,37
6	5,99	5,14	4,76	4,53	4,39	4,28	4,21	4,15	4,10	4,06	3,94	3,87	3,81	3,77	3,74	3,71	3,67
7	5,59	5,74	4,35	4,12	3,97	3,87	3,79	3,73	3,68	3,64	3,51	3,45	3,38	3,34	3,30	3,27	3,23
8	5,32	4,46	4,07	3,84	3,69	3,58	3,50	3,44	3,39	3,35	3,22	3,15	3,08	3,04	3,01	2,97	2,93
9	5,12	4,26	3,86	3,63	3,48	3,37	3,29	3,23	3,18	3,14	3,01	2,94	2,86	2,83	2,79	2,75	2,71
10	4,97	4,10	3,71	3,48	3,33	3,22	3,14	3,07	3,02	2,98	2,85	2,77	2,70	2,66	2,62	2,58	2,54
15	4,54	3,68	3,29	3,06	2,90	2,79	2,71	2,64	2,59	2,54	2,40	2,33	2,25	2,20	2,16	2,11	2,07
20	4,35	3,49	3,10	2,87	2,71	2,60	2,51	2,45	2,39	2,35	2,20	2,12	2,04	1,99	1,95	1,90	1,84
30	4,17	3,32	2,92	2,69	2,53	2,42	2,33	2,27	2,21	2,17	2,02	1,93	1,84	1,79	1,74	1,68	1,62
40	4,09	3,23	2,84	2,61	2,45	2,34	2,25	2,18	2,12	2,08	1,93	1,84	1,74	1,69	1,64	1,58	1,51
60	4,00	3,15	2,76	2,53	2,37	2,25	2,17	2,10	2,04	1,99	1,84	1,75	1,65	1,59	1,53	1,47	1,39
120	3,92	3,07	2,68	2,45	2,29	2,18	2,09	2,02	1,96	1,91	1,75	1,66	1,55	1,50	1,43	1,35	1,25
∞	3,84	3,00	2,61	2,37	2,21	2,10	2,01	1,94	1,88	1,83	1,67	1,57	1,46	1,39	1,32	1,22	1,00

VIII HODNOTY R_α PRO DUNCANŮV TEST

pro hladinu významnosti 0,05

f	p								
	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1	17,970	17,970	17,970	17,970	17,970	17,970	17,970	17,970	17,970
2	6,085	6,085	6,085	6,085	6,085	6,085	6,085	6,085	6,085
3	4,501	4,516	4,516	4,516	4,516	4,516	4,516	4,516	4,516
4	3,927	4,013	4,033	4,033	4,033	4,033	4,033	4,033	4,033
5	3,635	3,749	3,797	3,814	3,814	3,814	3,814	3,814	3,814
6	3,461	3,587	3,649	3,680	3,694	3,697	3,697	3,697	3,697
7	3,344	3,477	3,548	3,588	3,611	3,622	3,626	3,626	3,626
8	3,261	3,399	3,475	3,521	3,549	3,566	3,575	3,579	3,579
9	3,199	3,339	3,420	3,470	3,502	3,523	3,536	3,544	3,547
10	3,151	3,293	3,376	3,430	3,465	3,489	3,505	3,516	3,522
11	3,113	3,256	3,342	3,397	3,435	3,462	3,480	3,493	3,501
12	3,082	3,225	3,313	3,370	3,410	3,439	3,459	3,474	3,484
13	3,055	3,200	3,289	3,348	3,389	3,419	3,442	3,458	3,470
14	3,033	3,178	3,268	3,329	3,372	3,403	3,426	3,444	3,457
15	3,014	3,160	3,250	3,312	3,356	3,389	3,413	3,432	3,446
16	2,998	3,144	3,235	3,298	3,343	3,376	3,402	3,422	3,437
17	2,984	3,130	3,222	3,285	3,331	3,366	3,392	3,412	3,429
18	2,971	3,118	3,210	3,274	3,321	3,356	3,383	3,405	3,421
19	2,960	3,107	3,199	3,264	3,311	3,347	3,375	3,397	3,415
20	2,950	3,097	3,190	3,255	3,303	3,339	3,368	3,391	3,409
24	2,919	3,066	3,160	3,226	3,276	3,315	3,345	3,370	3,390
30	2,888	3,035	3,131	3,199	3,250	3,290	3,322	3,349	3,371
40	2,858	3,006	3,102	3,171	3,224	3,266	3,300	3,328	3,352
60	2,829	2,976	3,073	3,143	3,198	3,241	3,277	3,307	3,333
120	2,800	2,947	3,045	3,116	3,172	3,271	3,254	3,287	3,314
∞	2,772	2,918	3,017	3,089	3,146	3,193	3,232	3,265	3,294

Rejstřík

KVANTITATIVNÍ DESIGN V PEDAGOGICKÝCH VÝZKUMECH
ZAČÍNAJÍCÍCH AKADEMICKÝCH PRACOVNÍKŮ

Autoři:
Prof. PhDr. Miroslav Chráska, CSc.
Mgr. Ilona Kočvarová, Ph.D.

Recenzovali:
Prof. PhDr. Peter Gavora, CSc.
doc. PaedDr. Petr Urbánek, Ph.D.

Grafický design obálky: PaedDr. Alena Jůvová, Ph.D.
Grafická úprava textů: PaedDr. Alena Jůvová, Ph.D.

Vydavatel:
UTB ve Zlíně, Fakulta humanitních studií
Mostní 5139, 760 01 Zlín

Tisk: Academia centrum, Mostní 5139, 760 01 Zlín
Pořadí vydání: První
Rok vydání: 2014

ISBN 978-80-7454-420-0