Acta Mathematica Nitriensia
Vol. 3, No. 2, p. 15 – 23
ISSN 2453-6083

Analýza žákovských postojů k matematice na 1. stupni ZŠ

Analysis of Pupils' Attitudes Towards Mathematics at the Primary School

Vlastimil Chytrý[a*] - Roman Kroufek[a] - Jindřich Polák [b]

[a] *Department of Preschol and Primary Education, Faculty of Education, Univerzity of Jan Evangelista Purkyně in Ústí nad Labem, Pasteurova 1, Pasteurova 3544/1, 400 96 CZ*
[b] *Faculty of Education, Univerzity of Jan Evangelista Purkyně in Ústí nad Labem, Pasteurova 1, Pasteurova 3544/1, 400 96 CZ*

Received 27 September 2017; received in revised form 10 October 2017; accepted 12 October 2017

Abstract

The article deals with the relationship of the fourth and fifth grade pupils to the subject of mathematics at the primary school. The partial objectives were: to analyze the current state of the problem solved on a global and domestic scale; the establishment of an appropriate research tool, its administration and the statistical processing of the data obtained to verify hypotheses. Additional goals were to determine the influence of gender, grade, age, education of the parents, and school location on pupil attitudes towards mathematics. A questionnaire was used as a research tool with a 5-point scaled Likert-type items, which was administered to 225 pupils of four primary schools.

Keywords: attitudinal analysis, student attitudes, perception of mathematics

Classification: B10

Úvod

Dlouhodobý trend naznařuje pokles v úrovni matematických znalostí a matematického myšlení studentů středních i vysokých škol. Není možné na základě úspěšnosti v daném předmětu automaticky usuzovat na fakt, že daný předmět bude pro žáka oblíbený. Například Nicolaidou, Philipou (2003) odhalili, že ačkoliv japonští studenti předčí v matematice studenty z jiných zemí, mají často negativní postoj k matematice. Oproti tomu McCleod (1992) a Hammouri (2004) našli pozitivní vztah mezi mezi postoji a úspěchem v matematice. Oproti tomu výsledky žáků 4. ročníků v matematice (TIMMS 2015) byly lehce nadprůměrné. V matematice dosáhlo 9 zemí EU lepšího výsledku než ČR a čtyři země měly výsledek srovnatelný. Z dlouhodobého hlediska (1995 – 2007) byl zaznamenán statisticky významný pokles výsledků žáků v matematice. Pozitivní trend ve smyslu mírného zlepšení nastal v roce 2007, přesto však v roce 2015, byly zaznamenány horší výsledky než v roce 1995. Je příjemné konstatovat, že za posledních 8 let došlo u českých žáků k největšímu zlepšení ve zkoumaných oblastech matematiky ze všech 18 zemí, které se do šetření TIMMS 2007 a 2015 zapojily. Nepříjemným zjištěním je, že čeští žáci mají podprůměrnou motivaci učit se matematiku, mají malou důvěru ve své schopnosti, a také zájem žáků o studium matematiky poklesl. S tímto

* Corresponding author; email: vlchytry@gmail.com
DOI: 10.17846/AMN.2017.3.2.15-23

souvisí výzkum Pavelkové a Hrabala (2012) jež zahrnoval 3108 žáků (151 tříd 25 základních škol) 6. až 9. ročníku. Výzkumníci hodnotili postoje žáků ke školním předmětům pomocí šesti uzavřených škálových položek s přihlédnutím ke známce na posledním vysvědčení. Zaměřili se na oblibu předmětu, obtížnost, přisuzovaný význam a sebehodnocení žáka v daném předmětu. Autoři tvrdí, že matematika je českými žáky považována za jeden z nejméně oblíbených a nejobtížnějších předmětů. Chvál (2003) metodou sémantického diferenciálu na vzorku 4351 žáků z 53 škol z 230 tříd od čtvrté třídy základní školy, po konečné ročníky škol středních, zjistil, že postoje českých žáků k matematice, se během školní docházky zhoršují. Děti zpravidla začínají školní docházku s pozitivním postojem k matematice (Ma & Kishor, 1997) a výrazný posun směrem k negativnímu postoji, se objevuje na počátku druhého stupně základní školy. Samotným přechodem na střední školu, se tento vztah v průměru nemění, ale uvedený pokles nadále pokračuje. Neopomenutelný není ani fakt, že řada výzkumů není věkově dostatečně vyhraněna (Ruffel a kol., 1998). Na základě šetření Cheung (1988) jež popisuje věk 11-13 let jako kritický z hlediska postoje žáka k matematice bude nadále v článku analyzována právě tato věková skupina.

Analýza žákovských postojů a možnosti jejich měření

Vznik postojů bývá rozmanitý, zpravidla se však utváří jako následek vlastních osobních zkušeností, či v důsledku velmi závažného a silného prožitku (např. velkého citového otřesu), nebo převzetím hotových postojů od jiných osob velmi blízkých, respektovaných nebo milovaných (Vacínová, Trpišovská, Farková, 2008). Čím je postoj extrémnější, tím více bývá intenzivní a mnohem obtížněji ovlivnitelný (Vágnerová, 1997). V pedagogické praxi je však úplná znalost funkce postoje téměř nemožná, proto se snažíme postihnout funkce nejdůležitější a na ně se zaměřit (Paulík, 2003). Heider (1958) zastává názor, že lidé usilují o dosažení tzv. kognitivní rovnováhy. Disonance mezi postoji, vede ke stavu kognitivní nerovnováhy, která představuje pro jedince, jež ji prožívá, stresor. Kognitivní disonance je jedním z hlavních faktorů, které vedou ke změně postojů.

Vlastní postoje jsou složité psychické struktury nemohou být měřeny přímo. Na postoje lze pouze usuzovat z různých typů činností člověka (Kohoutek, 2004). Nejčastěji používanou metodou měření postojů, bývají dotazníková šetření, která využívají celou řadu škál, jakými jsou i) Likertova škála, ii) Guttmanova škála, iii) stupnice sémantického diferenciálu. (Vlčková, 2013).

Vlastní výzkumné šetření

Výzkumný vzorek byl tvořen 225 žáky čtyř základních škol. Chlapci tvořili 52 % výzkumného vzorku (n = 117). Do výzkumného šetření byli zahrnuti žáci třetího, čtvrtého a pátého ročníku základních škol. Průměrný věk respondentů byl 9,61 roků a pohyboval se v rozmezí od 8 do 12 let. Zastoupení respondentů v jednotlivých ročnících bylo následující:
3. ročník – 61 respondentů, 4. ročník – 97 respondentů, 5. ročník – 67 respondentů. Podle oblíbeného předmětu lze žáky rozdělit do dvou skupin: první tvoří žáci, kteří jako svůj oblíbený předmět označili matematiku (n = 70), druhou část pak tvoří studenti s jiným oblíbeným předmětem než matematikou (n = 154).

Použitý výzkumný nástroj byl již v českém prostředí validizován v rámci výzkumu Prokopa a Komorníkové (2007). Pro zjišťování reliability použitých škál a jejich subškál byly použity standardní metody užívané v pedagogickém výzkumu. U nástrojů využívajících pro odpovědi respondentů pětistupňových Likertových škál (Likert, 1932) byl spočítán koeficient Cronbach α (Cronbach, 1951; McGartland Rubio, 2005). Zjištěná hodnota je v tomto případě

α=0,89. Vzhledem ke skutečnosti, že obecně akceptovatelné hodnoty koeficientu jsou mezi 0,7 a 0,95 (Tavakol & Dennick, 2011) je možné nástroj použít. Vzhledem k jeho struktuře je možné jej rozdělit na tři části: **i)** demografické údaje (část A), **ii)** žákovské postoje k matematice (část B), **iii)** faktor spokojenosti žáka s jeho vlastním životem (část C). Poslední ze zmíňovaných faktorů je, vzhledem ke zkoumanému, spíše okrajový a proto mu nebude nadále věnována větší pozornost. K účelům vlastní analýzy dat byly formulovány hypotézy, které jsou zmíněny vždy u příslušné kapitoly. Z důvodu maximální přehlednosti je dále v textu věnována pozornost vždy nejdříve deskriptivní a následně induktivní analýze dat pro každou hypotézu zvlášť. Statistické veličiny uvedené v této části textu jsou používány ve shodě s odbornou statistickou literaturou (Hendl, 2012): **N** - četnost, **Ø** - průměr, průměrná hodnota, **Me** - medián, **Mod** - modus, **Min** - minimum, **Max** - maximum. Pokud došlo k identifikaci odlehlé hodnoty například pomocí kvantilového grafu, je vhodnější (než použití ne příliš rigorózních statistických metod) zkoumat, proč vůbec odlehlé hodnoty vznikly (to nelze ničím ekvivalentně nahradit). Pokud byla odlehlá hodnota identifikována, šetřili jsme, zda se nejedná o chybu v měření. Vzhledem k rozsahu souboru lze očekávat, že se vždy najde hodnota, která je odlehlá. Při odstraňování odlehlých nebo extrémních hodnot není možné postupovat mechanicky. Pro některé množiny dat jsou odlehlé hodnoty typickým jevem, což je nutné zohlednit (Hendl, 2012). Detekce odlehlých hodnot proběhla metodou vnitřních hradeb a ověřena Grubbsovým (využívá se za předpokladu normálního rozdělení dat) a Dean-Dixonovým testem (testování malých* souborů nebo souborů s neznámým rozdělením). Vlastní výzkumný nástroj tvořil 5-stupňový škálovaný dotazník Likertova typu obsahující 35 položek, kdy odpovědi se sčítaly. Bylo tak možné dosahnout hodnot v intervalu 35-175.

Vliv pohlaví na postoje k matematice

	B (postoj)	
	Chlapci	Dívky
N	117	108
Ø	133,54	124,56
Med	134,00	122,00
Mod	122,00	113,00
Min	80,00	76,00
Max	168,00	167,00

Tab. 1: Vliv pohlaví na postoje k matematice

Neprojevil se velký rozdíl mezi chlapci a dívkami vzhledem k rozložení dat. Maxima i minima jsou přibližně srovnatelná. Rozdíly začínají být patrné ve chvíli, kdy pracujeme s ukazateli charakterizujícími míru (medián, průměr, modus). Na základě těchto hodnot je možné se domnívat, že mezi skupinami bude statisticky významný rozdíl, což budeme nadále ověřovat pomocí induktivní analýzy. Vzhledem k charakteru dat (porovnáváme dvě metrické hodnoty) je nejdříve nutné ověřit jejich normalitu. Testování normality dat probíhalo pomocí Shapiro-Wilkova testu normality (Shapiro & Wilk, 1965), kdy testujeme proti nulové hypotéze, že posuzovaná data mají normální rozdělení. Vzhledem k hodnotě p-level příslušného testu (p=0,010) dochází k zamítnutí H_0 o normalitě dat, využijeme pro srovnání mediánů hodnot u chlapců a dívek Mann-Whitney test (Mann & Whitney, 1947). Testuje se nulová hypotéza

* Za malé soubory jsou považovány soubory o četnostech 3-10 pozorování (viz např. Meloun & Militký, 2012).

říkající, že mediány hodnot chlapců a dívek jsou si rovny. Protože zjištěná hodnota p-level daného testu je menší než 0,05 (p=0,0001) zamítáme nulovou hypotézu a tvrdíme, že mezi chlapci a děvčaty je statisticky významný rozdíl v postojích k matematice. Vzhledem k hodnotám uvedeným v tab. 1 je zřejmé, že chlapci mají k matematice lepší postoje, jak dívky.

Vliv věku na postoje žáka k matematice

B (postoj)				
	8 let	9 let	10 let	11 let
N	24	81	80	37
Ø	134,75	129,23	128,14	128,05
Med	139,50	132,00	127,00	124,00
Mod	102,00	132,00	113,00	153,00
Min	102,00	76,00	77,00	83,00
Max	167,00	168,00	168,00	163,00

Tab. 2: Vliv věku na postoje žáka k matematice

Patrný je mírný pokles hodnot v rámci ukazatelů charakterizujících míru polohy (medián, aritmetický průměr). Tato poloha mediánu vůči průměru, zřejmě indikuje zešikmení hodnot. Na základě tohoto poklesu lze předpokládat, že s přibývajícím věkem žáků, může klesat obliba matematiky, což se nadále ověří pomocí induktivní statistiky. Tuto situaci jsme se snažili ověřit tak, že jsme zjistili, zda jsou rozdílné postoje žáků vzhledem k věkovým skupinám. Vzhledem k nenormalitě ($p<0,01$ pro Shapiro-Wilkův test) dat byl pro toto šetření použit Kruskal-Wallisův test (Kruskal & Wallis, 1952). Testovala se nulová hypotéza říkající, že mediány hodnot jsou si rovny vzhledem k věku respondenta. Vzhledem k hodnotě p-level (p=0,72) není možné zamítnout nulovou hypotézu a vycházíme tak z předpokladu, že žáci v rozmezí věku 8 – 11 let mají stejné postoje k matematice.

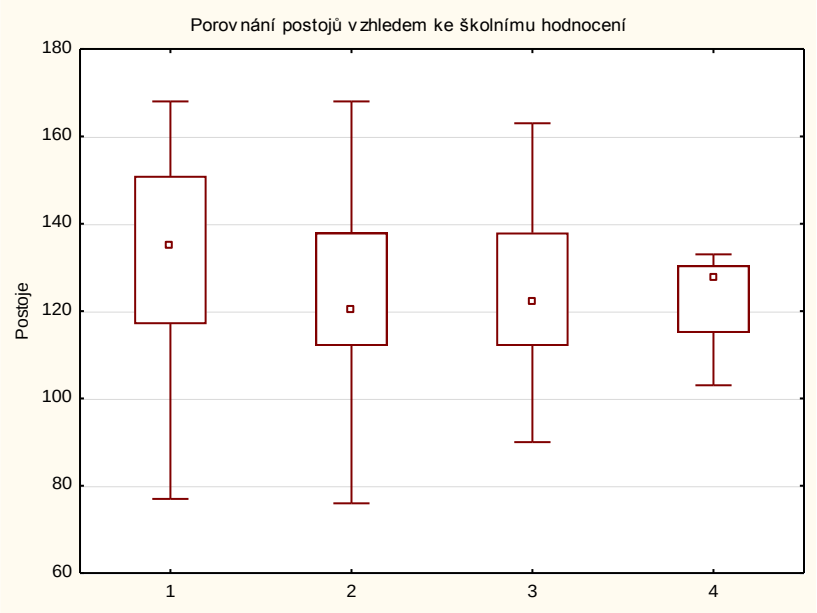
Vliv školního hodnocení z matematiky na postoje žáka k matematice

	B (postoj)		
	Výborně	Chvalitebně	Dobře
N	115	70	21
Ø	133,86	121,99	124,86
Med	135,00	120,50	122,00
Mod	99,00	138,00	104,00
Min	77,00	76,00	90,00
Max	168,00	168,00	163,00

Tab. 3: Vliv školního hodnocení z matematiky na postoje žáka k matematice

Je zřejmý zajímavý pokles hodnot pokud se zaměříme na ukazatele míry polohy (medián a průměr) mezi žáky, kteří obdrželi na vysvědčení výbornou známku, oproti zbývajícím žákům. Proti této skutečnosti stojí ukazatele variability, kde hodnoty dosahují stejných nebo téměř stejných hodnot. Pokud se podíváme na minima, dochází ke značnému rozdílu hodnot, mezi žáky s výborným a chvalitebným hodnocením oproti žákům, kteří mají na vysvědčení matematiku hodnocenou dobře. Maxima jsou téměř stejná. Z tabulky byly vyřazeny hodnoty 4 respondentů, kteří v dotazníku uvedli známku z matematiky dostatečnou, a 1 respondenta s hodnocením z matematiky nedostatečně. Tuto hypotézu jsme se snažili ověřit tak, že jsme

zjistili, zda jsou rozdílné postoje žáků vzhledem k jejich školnímu hodnocení (konkrétněji známce z matematiky na posledním vysvědčení). Vzhledem k nenormalitě dat byl pro toto šetření použit Kruskal-Wallisův test. Testovala se nulová hypotéza říkající, že mediány hodnot značící postoj žáka k matematice jsou si rovny vzhledem ke školnímu hodnocení z matematiky. Na základě hodnoty p-level (p=0,002) je možné zamítnout nulovou hypotézu a tvrdit, že je rozdíl v postojích vzhledem ke školnímu hodnocení. Bližší informace je možné vidět z kvartilového grafu.



Obr. 1: Kvartilový graf porovnávající postoje žáků vzhledem ke známce z matematiky

Z grafu je na první pohled patrný významný rozdíl středních hodnot v postojích žáků s hodnocením výborně z matematiky, oproti zbývajícím kategoriím. Žáci s hodnocením chvalitebným, dobrým, či dostatečným, již vykazují více negativní postoje vůči matematice oproti výborným žákům. Žáci s hodnocením nedostatečným, nejsou vzhledem k nízkému počtu respondentů (jeden žák), součástí analýzy. Také žáků s hodnocením dosatatečně bylo velmi málo a do grafu jsou uvedeny pouze pro přehled.

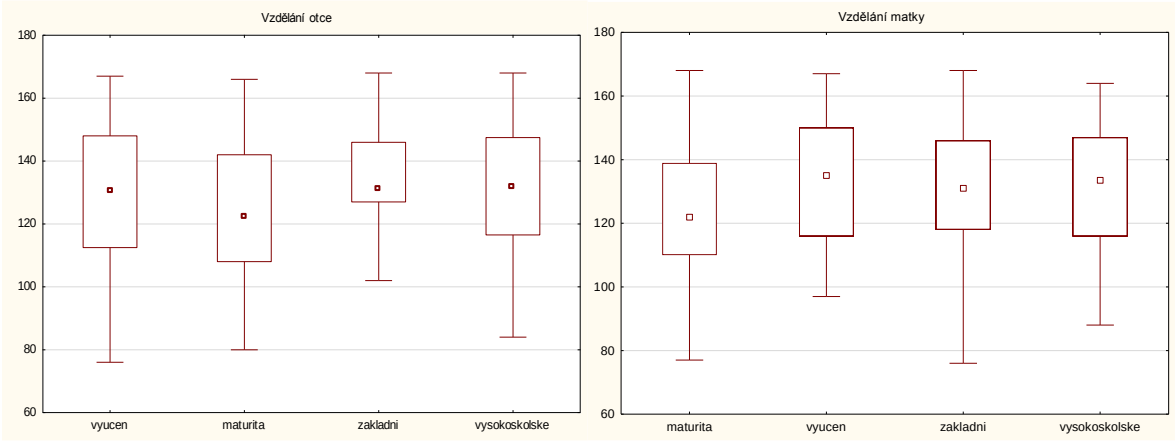
Vliv vzdělání rodičů na postoje žáka k matematice

V tabulce jsou uvedeny následující zkraty: ZŠ – základní škola, VL – střední škola s výučním listem, SŠ – střední škola s maturitou, VŠ – vysoká škola.

Vzdělání otce	Postoje				Vzdělání matky	Postoje			
	ZŠ	VL	SŠ	VŠ		ZŠ	VL	SŠ	VŠ
N	21	72	74	52	N	33	60	83	42
Ø	134	130	125	132	Ø	130	134	124	132
Med	131	131	123	132	Med	131	135	122	134
Mod	130	147	123	132	Mod	130	158	99	128
Min	102	76	80	84	Min	76	97	77	88
Max	168	167	166	168	Max	168	167	168	164

Tab. 4: Vliv vzdělání rodičů na postoje žáka k matematice

Na základě deskriptivní analýzy není možné dojít k jednoznačnému závěru a tak jsme přistoupi k induktivní analýze. Vzhledem k nenormalitě dat byl opro toto šetření použit Kruskal-Wallisův test. Testovala se nulová hypotéza říkající, že není statisticky významný rozdíl v postojích žáka vzhledem k dosaženému vzdělání otce či matky. Tuto situaci jsme rozdělili zvlášť pro otce a zvlášť pro matku. Vzhledem k testovým hodnotám p-level (p=0,0001 v případě vzdělání otce a p=0,0004 v případě vzdělání matky) dochází k zamítnutí H_0 pro obě tyto oblasti. Je tedy znatelný vliv vzdělání rodičů na postoje žáka k matematice. Blíže budeme celou situaci demonstrovat kvartilovým grafem.



Obr. 2: Kvartilový graf rozdílu v postojích žáků vzhledem ke vzdělání otce a matky

Z grafu je patrné, že žáci, jejichž otcové dosáhli základního a vysokoškolského vzdělání, vykazují kladnější postoje k matematice oproti zbývajícím kategoriím. Tato skutečnost byla patrna již z ukazatelů středních hodnot z tabulky č. 4 v deskriptivní části. Obecně však vzhledem k velikosti, rozložení a kolísavosti hodnot, nelze potvrdit hypotézu o pozitivním vlivu vzdělání otce na vztah žáka k matematice ve smyslu: čím větší vzdělání otce, tím lepší vztah žáka k matematice. V případě vzdělání matky je situace odlišná. Na základě kvartilového grafu je zřejmé, že žáci, jejichž matky dosáhly základního, středního odborného a vysokoškolského vzdělání, vykazují přibližně shodné postoje k matematice. Je zde však významný rozdíl těchto tří kategorií oproti žákům s matkami se středním odborným vzděláním s maturitou. Tito žáci vykazují méně pozitivní postoje k matematice oproti zbytku. Obecně však, vzhledem k velikosti, rozložení a kolísavosti hodnot docházíme (vzhledem k výše formulované hypotéze) ke stejnému závěru jako u otců. Vzdělání rodičů má v obou případech přibližně stejný vliv. Z obou grafů lze vysledovat statisticky významný pokles hodnot v postojích žáků, jejichž otcové či matky dosáhli středního odborného vzdělání s maturitou, oproti zbývajícím žákům.

Závěr

Výzkumné šetření bylo zaměřeno na zjištění postojů žáků prvního stupně základních škol k vyučovacímu předmětu matematika. Kromě zjišťování celkové úrovně postojů žáků, byl také zjišťován vliv dílčích proměnných jako jsou pohlaví, ročník, věk a vzdělání rodičů. Z hodnot získaných během výzkumu, můžeme na zkoumaném vzorku tvrdit, že mezi chlapci a děvčaty je statisticky významný rozdíl v postojích k matematice. Přičemž chlapci v průměru dosáhli pozitivnějších postojů k matematice. Ke stejnému výsledku dospěli i Aiken (1976) a Betz (1978) taktéž tuto teorii potvrdili i Frost, Hyde, Fennema (1994). Ma & Kishor (1997) a Pajares & Graham (1999) ve svých studiích taktéž poukazují na kladnější postoje chlapců

k matematice. Ukazuje se, že žáci ve věkovém rozmezí 8 – 12 let mají stejné postoje k matematice. Stejný závěr učinila ve své bakalářské práci Wolffová (2013), která použitím Tukeyova post-hoc testu potvrdila, že rozdíly mezi věkem a postojem k matematice nejsou statisticky významné. Tyto závěry jsou v rozporu s tvrzením Brusha (1980) a Meece (1981) jež zkoumali postoje k matematice u žáků z pohledu věku a zjistili, že postoj k matematice se s věkem zhoršuje. Stejného názoru je také Chvál (2013).

Z analýzy dat vyplynul významný rozdíl v postojích žáků s hodnocením výborně z matematiky, oproti zbývajícím kategoriím. Žáci s hodnocením chvalitebným, dobrým, či dostatečným, již vykazují více negativní postoje vůči matematice oproti výborným žákům. McCleod (1992) uvedl, že postoj žáka k matematice, má vliv na úspěch žáka v tomto předmětu. Hammouri (2004) ze svých výzkumů vyvodil závěr, že samotný postoj může mít vliv na úspěšnost v předmětu. V rozporu s prezentovanými výsledky je tvrzení Lindgrena, Silvy, Faraca a Da Rochy (1964), kteří tvrdí, že je mezi známkou a postojem k matematice sice pozitivní, ne však významný vztah.

Poslední zkouanou oblastí bylo vzdělání rodičů, které se ukázalo být, vzhledem k postoji žáka k matematice, diskutabilní. Dle Poffenbergera a Nortona (1959) rodiče ovlivňují postoj dětí třemi způsoby: 1. rodičovskými očekáváními úspěchu dítěte, 2. podporou rodičů, 3. vlastními postoji rodičů. Zjistili také, že postoje žáků jsou spíše pozitivně spojeny s vnímáním matematiky z pohledu otců. Mortimore a Blackstome (2002) nalezli významnou souvislost mezi povoláním rodiče a úspěchem v matematice. Zjistili větší průměrné skóre u žáků, jejichž otcové zastávali profesionální zaměstnání, oproti žákům, jejichž otcové zastávali funkci nekvalifikovaných manuálních pracovníků.

Poděkování

Výzkum byl proveden za přispění studentského grantu UJEP-SGS-172-03-01.

Seznam literatury

1. Aiken, L. (1978). Attitudes toward mathematics. *Review of educational research*. 40(4), 551-596
2. Betz, N. (1978). Prevalence, distribution, and correlates of math anxiety in college students. *Journal of Counseling Psychology,* 25(5), 441-448.
3. Cronbach, L. J. (1951). Coefficient Alpha and the Internal Structure of Tests. *Psychometrika, 16*(3): 297-334. DOI: 10.1007/BF02310555
4. Frost, L. A., Hyde, J. S., Fennema, E. (1994). Gender, mathematics performance, and mathematics related attitudes and affect: a meta-analytic synthesis. International Journal of Educational Research, 21(4), 373-385.
5. Hammouri, H. (2004). Attitudinal and motivational variables related to mathematics achievement in Jordan: findings from the Third International Mathematics and Science Study (TIMSS). *Educational Research* [online]. 46(3), 241-257 [cit. 2017-01-24]. DOI: 10.1080/0013188042000277313. ISSN 0013-1881. Dostupné z: http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/0013188042000277313
6. Heider, F. (2008). *The psychology of interpersonal relations*, New York, Wiley, 1958
7. Hendl, J. (2012). *Přehled statistických metod.* Praha: Portál.
8. Cheung, K. C. (1988). Outcomes of Schooling: Mathematics Achievement and Attitudes towards Mathematics Learning in Hong Kong. *Mathematics Education and Culture* [online]. Dordrecht: Springer Netherlands, s. 209 [cit. 2017-01-24]. DOI:

10.1007/978-94-017-2209-4_6. ISBN 978-90-481-8457-6. Dostupné z: http://link.springer.com/10.1007/978-94-017-2209-4_6

9. Chvál, M. (2013). Změna postojů českých žáků k matematice během školní docházky. *Orbis scholae*. 7(3), 49-71.
10. Kohoutek, R. (2004). *Sociální psychologie*. Brno: Institut mezioborových studií.
11. Kruskal, W. H. & Wallis, A. (1952). Use of Ranks in One-Criterion Variance Analysis. *Journal of the American Statistical Association, 47*(260): 583-621. DOI: 10.1080/01621459.1952.10483441
12. Likert, R. (1932). A technique for the measurement of attitudes. *Archives of psycholo*gy, 22, 5–55.
13. Lindgren, H. C., Silva, I., Faraco, I., Da Rocha, N. S. (1964). Attitudes toward problem solving as a function of success in arithmetic in Brazilian elementary schools. Journal of Educational Research, 58(4), 44-45
14. Ma, X.; Kishor, N. (1997) Assessing the relationship between attitude toward mathematics and achievement in mathematics: A meta-analysis. *Journal for research in mathematics education*, 28 (1), 26-47.
15. Mann, H. B. & Whitney, D. R. (1947). On a Test of Whether One or Two Random Variables is Stochastically Larger than the Other. The Annals of Mathematical Statistics, 18(1): 50-60. DOI: 10.1214/aoms/1177730491
16. McGartland Rubio, D. (2005). Alpha Reliability. In Kempf-Leonard, K. [ed.] Encyclopedia of Social Measurement. Elsveir: 59-63. DOI: 10.1016/B0-12-369398-5/00395-9
17. McLeod, D.B. (1992) Research on Affect in Mathematics Education: A Reconceptualization. In: Grows, D.A., Ed., Handbook of Research on Mathematics Teaching and Learning. Macmillan Publishing Company, New York, 575-596.
18. Meece, J. (1981). Individual differences in the affective reactions of middle and high school students to mathematics: A social cognitive perspective. Unpublished doctoral disertation, University of Michigan
19. Mortimore & Blackstone S. (2002) Mathematics and science achievement: effects of motivation, interest, and academic engagement. Journal of Educational Research, 95(6): 323–332.
20. Nicolaidou, M.; Philippou, G. (2003). Attitude towards mathematics, self-efficacy and achievement in problem-solving. Proceedings of the 3rd Conference of the European Society for Research in Mathematics Education, http://www.dm.unipi.it/~didattica/CERME3/proceedings/Groups/TG2/TG2_nicolaidou_cerme3.pdf
21. Pajares, F., & Graham, L. (1999). SE, motivation constructs, and mathematics performance of entering middle school students. Contemporary Educational Psychology, 24, 124-139. http://dx.doi.org/10.1006/ceps.1998.0991
22. Paulík, K. (2003). Nárys obecné psychologie. Vyd. 1. Ostrava: Ostravská univerzita.
23. Pavelková, I., & Hrabal, V. (2012). Mathematics in Perception of Pupils and Teachers. Orbis Scholae, 6(2), 119−132.
24. Poffenberger, T., Norton, D. A. (1959). Factors in the formation of attitudes towards mathematics. Journal of Educational Research, 52(5), 171-176.
25. Prokop, P., Komorníková, M. (2007). Postoje k prírodopisu u žiakov druhého stupňa základných škôl. Pedagogika , 57(1), 37–46.
26. Ruffell, M.; Mason, J.; Allen, B. (1998). Studying attitude to mathematics. Educational Studies in Mathematics.

27. Shapiro, S. S. & Wilk, M. B. (1965). An analysis of variance test for normality (complete samples). Biometrika, 52(3 & 4): 591-6011. DOI: 10.1093/biomet/52.3-4.591
28. Tavakol, M. & Dennick, R. (2011). Making sense of Cronbach's alpha. International Journal of Medical Education, 2011(2): 53-55. DOI: 10.5116/ijme.4dfb.8dfd
29. Mullis, I. V. S., Martin, M. O., & Foy, P. (2008). TIMSS 2007 International mathematics report. Chestnut Hill: TIMSS & PIRLS International Study Center, Boston College.
30. Vacínová, M., Trpišovská, D., Farková, M. (2008). Psychologie. Praha: Univerzita Jana Amose Komenského
31. Vágnerová, M. (1997). Úvod do psychologie. Praha: Karolinum.
32. Vlčková, J. (2013), Přírodopis v očích žáků II. stupně základních škol, diplomová práce, 55. Str. Milun Kubiatko. Masarykova univerzita Pedagogická fakulta Katedra pedagogiky.
33. Wolffová, V. (2013). Vnímání matematiky žáky základních škol druhého stupně [online]. Brno, 2013 [cit. 2017-10-10]. Dostupné z: <http://is.muni.cz/th/327272/pedf_b/>. Bakalářská práce. Masarykova univerzita, Pedagogická fakulta. Vedoucí práce Milan Kubiatko.