



Správa z merania inklúzie učiteľov

Aktivita 1.2

Spracoval:

Jakub Valovič

Národný projekt

**Zvyšovanie kvality vzdelávania na základných a stredných školách s využitím
elektronického testovania**

Bratislava 2015

Obsah

Zoznam tabuliek	3
1. Teoretický úvod	4
2. Meranie postojov	6
2.1. Výskumný výber	6
3. Psychometrická analýza	6
3.1. Faktorová analýza.....	6
3.2. Reliabilita dotazníka	7
3.3. Neparametrická IRT analýza.....	7
3.3.1. Unidimenzionalita	7
3.3.2. Monotónnosť priebehu IRF	8
3.3.3. Lokálna nezávislosť položiek	8
3.4. Parametrická IRT analýza	8
4. Výsledky merania postojov učiteľov k inklúzii znevýhodnených žiakov.....	9
4.1. Lineárne regresné modely.....	10
5. Diskusia.....	12
6. Zoznam použitej literatúry	13
7. Príloha.....	16

Zoznam tabuliek

<i>Tabuľka 1 Rozdelenie učiteľov podľa predmetov</i>	<i>5</i>
<i>Tabuľka 2 Reliabilita dotazníka MATIES</i>	<i>7</i>
<i>Tabuľka 3 Hodnoty PAG korelácií párov položiek</i>	<i>9</i>
<i>Tabuľka 4 Hodnoty parametrov položiek IRT modelu</i>	<i>10</i>
<i>Tabuľka 5 Lineárne regresné modely</i>	<i>11</i>

1. Teoretický úvod

Inkluzívne vzdelávanie môže byť definované ako edukačný prístup, ktorý rešpektuje rozdiely medzi deťmi a právo všetkých na rovnaký prístup ku vzdelávaniu (Lang, 2008). V praktickom význame teda takýto prístup spočíva vo vzdelávaní žiakov so špeciálnymi výchovno-vzdelávacími potrebami (ŠVVP) – teda žiakov, ktorým boli zariadením výchovného poradenstva a prevencie diagnostikované špeciálne výchovno-vzdelávacie potreby (Záborská, 2012) – v štandardnej triede spolu s intaktnými spolužiakmi. Inkluzívne vzdelávanie so sebou prináša niekoľko problémov. Keďže dôležitým prvkom podmieňujúcim dobré fungovanie takéhoto systému je začlenenie žiakov so ŠVVP do triedneho kolektívu, veľmi dôležitou premennou sú postoje žiakov a učiteľov k znevýhodneným žiakom. Zmenou školskej legislatívy bez zmeny postojov žiakov a učiteľov k žiakom so ŠVVP totiž nie je možné dosiahnuť optimálny stav inklúzie (Požár & Kvasnicová 2000), teda taký stav, pri ktorom sa môže znevýhodnený žiak aj ostatní žiaci optimálne rozvíjať (Zelina, 2014). Postoje učiteľov k žiakom so ŠVVP a ich inklúzii do štandardných tried môžu priamo ovplyvňovať celý priebeh začlenenia znevýhodneného žiaka a efektivitu vzdelávacieho procesu, ako aj nepriamo postoje ostatných žiakov k znevýhodnenému spolužiakovi alebo spolužiakom. Výskumy ukazujú, že je možné identifikovať niekoľko kľúčových problémov spojených s postojmi učiteľov k inklúzii znevýhodnených žiakov do bežnej triedy. V prvom rade sa jedná o nedostatok relevantných informácií o povahe znevýhodnenia a o tom, čo znevýhodnený žiak môže v rámci vzdelávania dosiahnuť (Gilmore, Campbell & Cuskelly, 2003). Takýto stav potom môže viesť k mylným predpokladom o nemožnosti vzdelávania takýchto detí, respektíve prispôsobenia vyučovania pre znevýhodnených žiakov (e.g. Reeves, 2006). Učelia potom predpokladajú, že nemajú dostatok času, zdrojov a vedomostí na to, aby inkluzívne vzdelávanie zvládli (Arramidis, Bayliss & Burden, 2000; Verplaetse, 1998). Predpoklad vyučovania sťaženého prítomnosťou znevýhodneného žiaka (žiakov) potom vedie priamo k predsudkom a horším postojom učiteľov k týmto žiakom. Ďalšie uvádzané problémy pri inklúzii znevýhodnených žiakov sú: - vyššie nároky na učiteľa (Gitlin et al., 2003) a problematické rozvrhnutie času tak, aby mohol učiteľ venovať dostatok pozornosti aj intaktným žiakom (Burke & Sutherland, 2004), z čoho vyplývajú obavy učiteľov, že nebudú mať dostatok času venovať sa znevýhodneným žiakom tak, aby dokázali úspešne napredovať vo vzdelávacom procese (Youngs, 1999). Negatívne postoje a očakávania neúspechu pri vzdelávaní znevýhodnených žiakov potom môžu viesť k nižšej motivácii učiteľov a splneniu

negatívnych očakávaní. Vo všeobecnosti majú však postoje učiteľov tendenciu byť lepšie, ak majú osobnú skúsenosť so žiakom so ŠVVP a zúčastnia sa vzdelávacieho programu alebo semináru, ktorý bol zameraný na informácie o znevýhodnených žiakoch alebo priamo na informácie o vzdelávaní znevýhodnených žiakov v bežnej triede (Male, 2011; Arramidis, Bayliss & Burden, 2000).

Meranie postojov učiteľov k inklúzii znevýhodnených žiakov do štandardných tried je výhodné minimálne z dvoch dôvodov. Keďže postoje dokážu z dlhodobého hľadiska dobre predikovať tendencie v správaní (Fazio & Olson, 2003), môžeme podľa nich predpokladať samotné správanie učiteľov pri inklúzii znevýhodnených žiakov do ich triedy. Tak isto nám informácie o postojoch učiteľov môžu poskytnúť prehľad o stave inkluzívneho vzdelávania na Slovensku, respektíve pripravenosť na prechod od integrácie k inklúzii znevýhodnených žiakov (Balážová, 2010).

Tab. 1 Rozdelenie učiteľov podľa predmetov

	N	%
Slovenský jazyk	191	28,17
Matematika	198	29,20
Triedny učiteľ	221	32,60
Slovenský jazyk + triedny učiteľ	47	6,93
Matematika + triedny učiteľ	19	2,80
Slovenský jazyk, matematika + triedny učiteľ	2	0,29

2. Meranie postojov

Postoje učiteľov sme merali dotazníkom Multidimensional attitudes toward inclusive education scale (MATIES©Mahat, 2008). Dotazník pozostáva z 18 otázok s odpoveďami na 6 stupňovej škále od „vôbec nesúhlasím“ po „úplne súhlasím“ (Príloha 1). Otázky sýtia 3 faktory – kognitívny, afektívny a behaviorálny komponent – na základe trojfaktorového teoretického modelu postojov R. Fazzia a M. Olsona (2003). Položky dotazníka v pilotnom testovaní spĺňali kritériá reliability, konštruktovej a obsahovej validity a preukázali „predbežné dôkazy o vhodnosti tohto dotazníka pre meranie postojov učiteľov“ (Mahat, 2008, s.90). Pred odpovedaním na položky dotazníka si učitelia vybrali z troch typov znevýhodnenia (zdravotné, sociálne alebo porucha správania/učenia), ku ktorému typu sa budú vyjadrovať a uviedli, či majú alebo nemajú v triede znevýhodneného žiaka.

2.1. Výskumný výber

Výskumu sa zúčastnilo 678 učiteľov a učiteliek (matematika, slovenský jazyk a literatúra, triedni učitelia; pozri Tab. 1) z 82 základných škôl.

3. Psychometrická analýza

3.1. Faktorová analýza

Konfirmačná faktorová analýza (IBM SPSS Amos 22.0) ukázala, že kosouhlé (oblique; kognitívny a afektívny komponent – $r(676)=0,720$; kognitívny a behaviorálny komponent – $r(676)=0,638$; afektívny a behaviorálny komponent – $r(676)=0,506$) riešenie trojfaktorového modelu vykazuje vlastnosti na hranici optimálnych hodnôt indikátorov goodness-of-fit pre model ($\chi^2/df=5,945$; $GFI=0,873$; $RMSEA=0,085$). Predpokladáme, že výsledok bol spôsobený položkami kognitívneho a afektívneho komponentu, ktoré vykazujú štandardizované reziduálne kovariancie vyššie (resp. nižšie) ako $\pm 1,96$ (teda nespádajú do 95% plochy pod krivkou normálneho rozloženia). Jedná sa o dvojice položiek p1-p2; p1-p3; p1-p4; p1-p5; p2-p5; p4-p5; p5-p6 (kognitívny komponent) a p7-p9; p9-p10 (afektívny komponent). Po vyradení položiek 1, 5 a 9 sa indikátory goodness-of-fit mierne zlepšili

($\chi^2/df=5,655$; $GFI=0,909$; $RMSEA=0,083$; $\Delta AIC=304,756$ $p=6,65 \times 10^{-64}$; $\Delta \chi^2(45, N=678)=292,756$ $p<0,001$). Výsledkom jednofaktorového riešenia len s položkami behaviorálneho komponentu (ktoré aj v trojfaktorových riešeniach vykazovali optimálne vlastnosti) bol model s najlepšimi indikátormi goodness-of-fit ($\chi^2/df=4,979$; $GFI=0,979$; $RMSEA=0,077$). Tiež žiadna štandardizovaná reziduálna kovariancia medzi položkami nepresiahla hodnotu $\pm 1,96$.

3.2. Reliabilita dotazníka

Reliabilita dotazníka MATIES bola zisťovaná pomocou Cronbachovho koeficientu α . Hodnoty koeficientu pre celkové skóre dotazníka ako aj pre jednotlivé komponenty uvádzame v tabuľke 2 spolu s pôvodne publikovanými hodnotami (Mahat, 2008).

3.3. Neparametrická IRT analýza

3.3.1. Unidimenzionalita

Na základe neparametrického modelu Mokkenovej homogénnej monotónnosti (i.e. Van der Ark, 2007) sme zistili, že podľa kritérií zaradenia položiek do Mokkenových škál (Straat, Van der Ark & Sijtsma, 2013) tvoria všetky položky dotazníka unidimenzionálnu škálu. Po rozdelení položiek do troch komponentov boli tak isto vytvorené unidimenzionálne škály. Na analýzu bol použitý balík *mokken* (v.2.7.5) pre *R* (v.3.1.2) (Van der Ark, 2014).

Tab. 2 Reliabilita dotazníka MATIES

	α	α (Mahat, 2008)
Kognitívny komponent	0,79	0,77
Afektívny komponent	0,85	0,78
Behaviorálny komponent	0,85	0,91
Celkové skóre	0,90	-

3.3.2. Monotónnosť priebehu IRF

Druhý predpoklad Mokkenovho modelu je monotónnosť priebehu funkcií odpovede na položku (Van der Ark, 2007). Zistili sme, že len položka 2 porušuje tento predpoklad – skupina s najnižším zostatkovým skóre mala vyššiu pravdepodobnosť odpovedať na túto položku „nesúhlasím“ alebo „vôbec nesúhlasím“ ako skupina so zvyškovým skóre o jeden, respektíve dva body vyšším.

3.3.3. Lokálna nezávislosť položiek

Lokálnu nezávislosť (resp. závislosť) položiek sme zisťovali pomocou pooled-across group (*PAG*) prístupu (Michaels, Ferrara & Huynh, 1995; Huynh, Michaels & Ferrara, 1995). Hodnoty *PAG* korelácií, ktoré boli vytvorené priemerovaním medzipoložkových Pearsonových korelácií v rámci skupín probandov so skóre v rozsahu troch bodov v danom komponente dotazníka, uvádzame v tabuľke 3. Kritickú hodnotu medzipoložkovej *PAG* korelácie uvádzajú Huynh, Michaels a Ferrara (1995) ako 0,03. Znamená to teda, že v kognitívnom aj afektívnom komponente dotazníka existujú dva páry lokálne závislých položiek a v behaviorálnom komponente 3 páry. Lokálna závislosť položiek v dotazníku zisťujúcim postoje je však kvôli obmedzeným možnostiam formulácie otázok prirodzená a očakávaná. Keďže v dotazníku, ktorý nie je zameraný na výkon probanda, nemôže dôjsť k situácii zistenia správnej odpovede zo zadania (resp. odpovede) inej položky, lokálna závislosť položiek väčšinou vyjadruje sémantickú blízkosť páru položiek.

3.4. Parametrická IRT analýza

Na odhad parametrov položiek dotazníka MATIES sme použili dvojparametrický Samejmov spojité IRT model (Ferrando, 2002). Hodnota parametrov a štandardné chyby (Tab. 4) boli odhadnuté pomocou neparametrického bootstrap resamplingu z 500 simulovaných výberov (Zpluoglu, 2002). Parameter *a* vyjadruje rovnako ako pri výkonových testoch rozlišovaciu schopnosť položky, parameter *b* však nevyjadruje obtiažnosť položky; vypovedá o tom, akou váhou daná položka indikuje meranú vlastnosť (Urbánek, Denglerová & Širůček, 2011). Odhad parametrov a štandardných chýb bol prevedený pomocou balíka *EstCRM* (v. 1.3) pre *R* (v.3.1.2) (Zpluoglu, 2012).

4. Výsledky merania postojov učiteľov k inklúzii znevýhodnených žiakov

Pri identifikácii faktorov, ktoré môžu súvisieť s postojmi učiteľov k znevýhodneným žiakom sme ako závislú premennú použili hrubé skóre behaviorálneho komponentu dotazníka MATIES. Tento komponent vykazoval v rámci neparametrickej IRT analýzy najvyššie hodnoty koeficientu škálovateľnosti H pre jednotlivé položky aj celú škálu (konkrétne 0,581 pre celú škálu a od 0,490 do 0,649 pre jednotlivé položky oproti 0,437 pre kognitívny komponent; od 0,388 do 0,501 pre jeho položky; respektíve 0,517 pre afektívny komponent; od 0,467 do 0,537 pre jeho položky). Loevingerov koeficient H nahrádza v neparametrických IRT modeloch parameter a , teda vyjadruje citlivosť položky (Van Abswoude, Van der Ark & Sijtsma, 2004). Tiež v rámci parametrickej analýzy dosahoval najvyššie hodnoty parametru a , preto môžeme predpokladať, že jeho položky majú najlepšiu rozlišovaciu schopnosť a tiež dokážu najlepšie zoradiť probandov na škále latentnej črty vyjadrujúcej postoje učiteľov k znevýhodneným žiakom. Navyše, v rámci analýzy postojov žiakov k znevýhodneným spolužiakom sme tiež použili behaviorálny komponent dotazníka určeného pre žiakov (Gálová, Sotáková & Valovič, 2014). Použitie skóre založeného na rovnakých teoretických komponentoch nám tak dáva možnosť porovnať postoje žiakov a učiteľov a hľadať medzi nimi možné vzťahy a závislosti.

Tab. 3 Hodnoty PAG korelácií párov položiek

Kognitívny komponent		Afektívny komponent		Behaviorálny komponent	
Položky	$\bar{\rho}$	Položky	$\bar{\rho}$	Položky	$\bar{\rho}$
p1p3	0,126	p10p11	0,049	p17p18	0,224
p2p5	0,047	p8p9	0,032	p16p17	0,169
p2p3	-0,028	p7p9	0,010	p15p16	0,039
p1p4	-0,029	p11p12	-0,031	p16p18	0,024
p3p4	-0,041	p10p12	-0,084	p13p14	-0,017
p5p6	-0,046	p7p8	-0,084	p13p15	-0,024
p4p6	-0,087	p7p11	-0,147	p14p18	-0,037
p2p4	-0,112	p8p12	-0,150	p14p17	-0,045
p3p5	-0,128	p7p10	-0,153	p13p16	-0,050
p1p2	-0,175	p8p10	-0,200	p14p16	-0,069
p4p5	-0,187	p9p12	-0,200	p15p17	-0,072
p2p6	-0,203	p7p12	-0,227	p13p18	-0,168
p1p6	-0,208	p8p11	-0,231	p13p17	-0,173
p1p5	-0,281	p9p11	-0,264	p15p18	-0,187
p3p6	-0,362	p9p10	-0,279	p14p15	-0,288

Tab. 4 Hodnoty parametrov položiek IRT modelu

Položka	Kognitívny komponent			
	<i>a</i>	<i>SE</i>	<i>b</i>	<i>SE</i>
1	0,64	0,11	-0,92	0,16
2	0,89	0,13	0,33	0,07
3	1,02	0,15	-0,31	0,06
4	0,71	0,12	-0,59	0,10
5	0,87	0,17	-0,30	0,10
6	0,64	0,10	-0,84	0,18
Položka	Afektívny komponent			
	<i>a</i>	<i>SE</i>	<i>b</i>	<i>SE</i>
7	0,99	0,09	-0,46	0,06
8	1,03	0,12	-0,37	0,06
9	0,92	0,09	-0,78	0,07
10	0,69	0,08	0,05	0,07
11	0,86	0,09	0,15	0,06
12	0,89	0,09	-0,55	0,07
Položka	Behaviorálny komponent			
	<i>a</i>	<i>SE</i>	<i>b</i>	<i>SE</i>
13	0,80	0,07	-1,53	0,12
14	0,80	0,08	-0,71	0,07
15	0,84	0,08	-1,50	0,11
16	1,59	0,16	-0,90	0,04
17	1,73	0,17	-0,98	0,05
18	1,10	0,12	-1,06	0,08

4.1. Lineárne regresné modely

V tabuľke 5 uvádzame lineárne regresné modely, ktoré sú výsledkom analýzy dát. Použité nezávislé premenné (konkrétne typ znevýhodnenia) boli vybrané na základe vylučovania faktorov, pre ktoré test signifikancie (*t*-test) nedosiahol potrebnú hodnotu, respektíve ktorých 95% konfidenčný interval odhadu obsahoval nulu. Po tomto krokovom procese zostal ako jediný významný faktor typ znevýhodnenia, ku ktorému sa učitelia vyjadrovali. V tabuľke 5 následne uvádzame modely s touto nezávislou premennou. Model 5a je jednoduchý lineárny model, model 5b je hierarchický lineárny model s náhodným priesečníkom, model 5c je hierarchický lineárny model s náhodným priesečníkom a náhodnými smernicami. Parametre týchto modelov boli odhadnuté pomocou maximum-likelihood prístupu. Na základe Akaikovho informačného kritéria (*AIC*) sme ako najvhodnejší model vybrali model 5b – teda hierarchický lineárny model s náhodným priesečníkom. Tento model z interpretačného hľadiska hovorí, že na jednotlivých školách existuje rôzna základná úroveň postojov k inklúzii. Táto hodnota sa potom mení v závislosti od toho, k akému typu

znevýhodnenia sa učitelia vyjadrovali. V tomto ohľade však už medzi školami nie je výrazná variabilita (tj. regresné priamky sú rovnobežné). Znamená to teda, že trend v postojoch vzhľadom k jednotlivým typom znevýhodnených žiakov je veľmi podobný na všetkých školách bez ohľadu na to, či sú postoje učiteľov na konkrétnej škole vo všeobecnosti lepšie alebo horšie (teda či má priesečník danej školy vyššiu alebo nižšiu hodnotu, respektíve či je priemerná hodnota postojov učiteľov danej školy vyššia alebo nižšia). Zmiešané modely (s náhodnými efektmi) boli odhadnuté pomocou balíka *lme4* (v.1.1-7) pre *R* (v. 3.1.2) (Bates et al., 2014).

Tab. 5 Lineárne regresné modely

5a - jednoduchý lineárny regresný model				
Fixné parametre	<i>Estimate</i>	<i>SE</i>	<i>AIC</i>	<i>logLik</i>
Intercept	28,715	0,265		
Sociálne znevýhodnenie	-0,504	0,399	3881,374	-1936,687
Porucha správania alebo učenia	-1,357	0,385		
5b - lineárny regresný model s náhodným priesečníkom				
Fixné parametre	<i>Estimate</i>	<i>SE</i>	<i>AIC</i>	<i>logLik</i>
Intercept	28,622	0,314		
Sociálne znevýhodnenie	-0,294	0,400		
Porucha správania alebo učenia	-1,434	0,382	3852,000	-1921,000
Náhodné parametre	<i>Estimate</i>	<i>SD</i>		
(<i>var</i>) Intercept	2,449	1,565		
(<i>var</i>) Reziduálny	15,353	3,918		
5c- lineárny regresný model s náhodným priesečníkom a náhodnými smernicami				
Fixné parametre	<i>Estimate</i>	<i>SE</i>	<i>AIC</i>	<i>logLik</i>
Intercept	28,255	0,231		
Náhodné parametre	<i>Estimate</i>	<i>SE</i>		
(<i>var</i>) Intercept	4,210	2,052		
(<i>var</i>) Sociálne znevýhodnenie	2,283	1,511		
(<i>var</i>) Porucha správania alebo učenia	4,931	2,221	3862,900	-1923,400
(<i>cov</i>) Sociálne znevýhodnenie, Porucha správania alebo učenia	0,320	0,097		
(<i>var</i>) Reziduálny	14,675	3,831		

5. Diskusia

Model s náhodným priesečníkom v prípade našich dát ponúka možnosť modelovať efekt typu znevýhodnenia žiaka na postoje učiteľov k inklúzii takýchto žiakov v bežnej triede s tým, že pre každú zúčastnenú školu je odhadnutá hodnota priesečníka (konštanty), ktorý vyjadruje úroveň postojov učiteľov k inklúzii znevýhodnených žiakov na danej konkrétnej škole. Tento prístup je korektný hlavne vzhľadom na hierarchický charakter dát, keďže vo výskumnom súbore sa vždy nachádzajú niekoľkí učitelia z rovnakej školy. V takomto prípade teda nemôžeme očakávať nezávislosť jednotlivých pozorovaní vo výskumnom výbere, keďže je pravdepodobné, že učitelia z rovnakej školy budú mať podobné skúsenosti a budú pracovať v rovnakej klíme, preto je pravdepodobné, že budú mať aj podobné postoje k inklúzii znevýhodnených žiakov.

Interpretácia modelu s náhodným priesečníkom naznačuje, že u učiteľov existuje všeobecná tendencia mať negatívnejšie postoje k žiakom s poruchou správania alebo učenia ako k žiakom so zdravotným alebo sociálnym znevýhodnením (*t*-test nepreukázal, že sa parameter pre skupinu učiteľov vyjadrujúcich sa k žiakom so sociálnym znevýhodnením odlišuje od nuly). Vzhľadom na to, že žiaci s poruchou správania alebo učenia majú veľký potenciál narušovať priebeh vyučovacej hodiny a viac zaťažovať učiteľa, je táto tendencia očakávateľná. Zo štruktúry modelu s náhodným priesečníkom navyše vyplýva, že táto tendencia je zachovaná pre všetky školy z výskumného výberu, respektíve je zrejmé, že model s náhodnými smernicami, ktorý by zachytával individuálnu tendenciu v postojoch k rôzne znevýhodneným žiakom na každej zúčastnenej škole, neprináša lepšie výsledky. Znamená to teda, že je možné odhadnúť základnú úroveň postojov učiteľov k inklúzii na danej škole a vo všeobecnosti predpokladať, že učitelia budú mať negatívnejšie postoje k inklúzii žiakov s poruchami správania alebo učenia, ako k inklúzii žiakov so zdravotným alebo sociálnym znevýhodnením. Základná úroveň postojov k inklúzii znevýhodnených žiakov, ktorá je variabilná naprieč školami, potom môže súvisieť s takými faktormi ako je počet znevýhodnených žiakov v škole, vzťahy medzi znevýhodnenými žiakmi a učiteľmi, spolupráca školy s rodičmi a v neposlednom rade história danej školy alebo triedy vzhľadom na prítomnosť znevýhodnených žiakov. Zaujímavým výsledkom je to, že postoje učiteľov neboli rozdielne vzhľadom na to, či osobne poznali alebo nepoznali žiaka so ŠVVP (faktor nebol zaradený do konečného modelu vzhľadom na to, že v predchádzajúcich krokoch nebolo vylúčené, že sa jeho parameter rovná nule). Tento faktor významne vystupoval v modeli

postojov žiakov k ich spolužiakom so ŠVVP (Gálová, Sotáková & Valovič, 2014) a jeho nezaradenie do modelu postojov učiteľov môže naznačovať lepšiu informovanosť učiteľov (aj keď takého žiaka nepoznajú, majú dostatok informácií, aby si vytvorili názor a postoj veľmi podobný tomu, ako majú učitelia so skúsenosťou so žiakom so ŠVVP).

6. Zoznam použitej literatúry

- Avramidis, E., Bayliss, P., Burden, R. (2000). A survey into mainstream teachers' attitudes towards the inclusion of children with special educational needs in the ordinary school in one local education authority. *Educational psychology*, 20(2), 191-210
- Balážová, J. (2010). Inkluzívna pedagogika ako jedna z pedagogických vied. *Acta facultatis pedagogicae universitatis tyrnaviensis*, 14
- Bates, D., Maechler, M., Bolker, B., Walker, S., Christensen, R. H. B., Singmann, H. & Dai, B.(2014). lme4:Linear mixed.effects models using Eigen and S4. R package version 1.1-7. <http://cran.r-project.org/web/packages/lme4/index.html>
- Burke, K., Sutherland, C. (2004). Attitudes towards inclusion: knowledge vs. Experience. *Education*, 125(2), 163-172
- Fazio, R. H., Olson, M. A. (2003). *Attitudes: foundations, functions, and consequences*. In Hogg, M. A. & Cooper, J. (Eds.) *The Sage handbook of social psychology*. London: Sage
- Ferrando, P. J. (2002). Theoretical and empirical comparisons between two models for continuous item response. *Multivariate behavioral research*, 37(4), 521-542
- Gálová, L., Sotáková, K., Valovič, J. (2014). *Správa z merania inklúzie*. Interný dokument NÚCEM, Bratislava
- Gilmore, L., Campbell, J., Cuskelly, M. (2003). Developmental expectations, personality stereotypes, and attitudes towards inclusive education: community and teacher views of down syndrome. *International journal of disability, development and education*, 50(1), 65-76

- Gitlin, A., Buendia, E., Crosland, K., Doumbia, F. (2003). The production of margin and center: welcoming-unwelcoming of immigrant students. *American educational research journal*, 40(1), 91-122
- Huynh, H., Michaels, H. R., Ferrara, S. (1995). A comparison of three statistical procedures to identify clusters of items with local dependency. *Paper presented at the annual meeting of the National council on measurement in education, San Francisco, CA.*
Dostupné z: <http://www.education.umd.edu/MARC/mdarch/pdf/M032027.pdf>
- Mahat, M. (2008). Development of a psychometrically-sound instrument to measure teachers' multidimensional attitudes toward inclusive education. *International journal of special education*, 13(1), 82-92
- Male, D. B. (2011). The impact of a professional development programme on teachers' attitudes towards inclusion. *Support for learning*, 26(4), 182-186
- Michaels, H. R., Ferrara, S., Huynh, H. (1995). A beginning of the validation of local item dependence causes in a mathematics performance assessment. *Paper presented at the annual meeting of the National council on measurement in education, San Francisco, CA.*
- Požár, L., Kvasnicová, J. (2000). Postoje spoločnosti k deťom s telesným postihnutím. *Efeta I*, 3-5.
- Reeves, J. R. (2006). Secondary teacher attitudes toward including english-language learners in mainstream classrooms. *The journal of educational research*, 99(3), 131-142
- Straat, J. H., Van der Ark, L. A., Sijtsma, K. (2013). Comparing optimization algorithms for item selection in Mokken scale analysis. *Journal of classification*, 30, 75-99
- Urbánek, T., Denglerová, D., Širůček, J. (2011). *Psychometrika: měření v psychologii*. Praha: Portál, 320s.
- Van Abswoude, A. A. H., Van der Ark, L. A., Sijtsma, K. (2004). A comparative study of test data dimensionality assessment procedures under nonparametric IRT models. *Applied psychological measurement*, 28(1), 3-24
- Van der Ark, L. A. (2007). Mokken scale analysis in R. *Journal of statistical software*, 20(11), 1-19

- Van der Ark, L. A. (2014). *Mokken: Mokken scale analysis in R*. R package version 2.7.7.
<http://CRAN.R-project.org/package=mokken>
- Veplaeitse, L. S. (1998). How content teachers interact with english language learners. *TESOL journal*, 7(5), 24-28
- Youngs, C. S. (1999). Mainstreaming the marginalized: secondary mainstream teachers' perceptions of ESL students. *Doctoral dissertation, University of Nort Dakota, Grand Forks*
- Záborská, D. (2012). *Školská integrácia žiakov so špeciálnymi výchovno-vzdelávacími potrebami (ŠVVP) a vzdelávanie žiakov so ŠVVP v špeciálnych triedach ZŠ*. Interný metodický materiál ŠŠI
- Zelina, M. (2014). *Inkluzívna škola*. In Gajdošová, E. (Ed.) *Psychológia-škola-inklúzia. Zborník príspevkov z medzinárodnej vedeckej konferencie pri príležitosti 10. Výročia založenia Paneurópskej vysokej školy*, Bratislava
- Zopluoglu, C.(2012). EstCRM: An R package for Samejima's continuous IRT model. *Applied Psychological Measurement*,36, 149-150.
- Zopluoglu, C.(2015). EstCRM: Calibrating parameters for the Samejima's continuous IRT model. R package version 1.3.
<http://cran.r-project.org/web/packages/EstCRM/index.html>

7. Príloha

Slovenský preklad dotazníka MATIES (Mahat, 2008)

1. Myslím si, že inkluzívna škola je taká, ktorá umožňuje pokrok v štúdiu všetkým žiakom bez ohľadu na ich schopnosti.
2. Myslím si, že žiaci so špeciálnymi výchovno-vzdelávacími potrebami by sa mali učiť vo vyčlenených (pre ne vyhradených) školách.
3. Myslím si, že začlenenie žiakov so špeciálnymi výchovno-vzdelávacími potrebami do bežnej školy napomáha spoločensky vhodnému správaniu všetkých žiakov.
4. Myslím si, že každý žiak môže zvládnuť požiadavky štandardnej školy, ak je vzdelávací program prispôbený jeho individuálnym potrebám.
5. Myslím si, že žiaci so špeciálnymi výchovno-vzdelávacími potrebami by sa mali vzdelávať oddelene v iných zariadeniach, pretože inklúzia je príliš finančne nákladná pre školu.
6. Myslím si, že žiaci so špeciálnymi výchovno-vzdelávacími potrebami by mali byť umiestnení vo vyčlenených školách preto, aby nemali skúsenosť s odmietnutím v bežnej škole.
7. Som frustrovaný/á, keď komunikácia so žiakmi so špeciálnymi výchovno-vzdelávacími potrebami je obťažná.
8. Hnevá ma, že žiaci so špeciálnymi výchovno-vzdelávacími potrebami v mojej triede nemôžu držať tempo zároveň s preberaným učivom.
9. Som nervózný/a, keď neviem porozumieť žiakom so špeciálnymi výchovno-vzdelávacími potrebami.
10. Nie som spokojný/á s inklúziou žiakov so špeciálnymi výchovno-vzdelávacími potrebami v bežnej triede.
11. Som vyvedený/á z miery, keď žiaci so špeciálnymi výchovno-vzdelávacími potrebami sú zaradení do bežnej triedy bez ohľadu na závažnosť ich problému.
12. Som frustrovaný/á, keď musím prispôbiť učivo individuálnym potrebám všetkých žiakov.
13. Som ochotný/á podporiť žiakov so špeciálnymi výchovno-vzdelávacími potrebami k účasti na všetkých spoločenských aktivitách triedy.
14. Som ochotný/á prispôbiť učebný plán tak, aby spĺňal potreby všetkých žiakov bez ohľadu na ich rozdiely.
15. Som ochotný/á v rámci výchovno-vzdelávacieho procesu aj fyzicky pomôcť žiakovi so zdravotným postihnutím.

16. Som ochotný/á prispôsobiť prostredie triedy na začlenenie žiakov so špeciálnymi výchovno-vzdelávacími potrebami.

17. Som ochotný/á prispôsobiť svoje komunikačné schopnosti tak, aby som uľahčil/a inklúziu žiakov so špeciálnymi výchovno-vzdelávacími potrebami.

18. Som ochotný/á prispôsobiť hodnotenie jednotlivých žiakov so špeciálnymi výchovno-vzdelávacími potrebami v záujme ich inklúzie do vzdelávacieho procesu.