

Dorota Turska

Uniwersytet im. Marii Curie-Skłodowskiej w Lublinie

Urszula Oszwa

Uniwersytet im. Marii Curie-Skłodowskiej w Lublinie

Nauczycielskie atrybucje zdolności do matematyki uczniów i uczennic

Summary

TEACHERS' ATTRIBUTIONS OF MALE AND FEMALE STUDENTS' ABILITIES IN MATHEMATICS

The present study tested the hypothesis that gender differentiates teachers' attributions of students' ability to learn mathematics. Mathematics teachers in secondary schools ($n = 120$) completed the Polish versions of Ability Attribution Scale (AAS) and Gender Stereotypes Scale (GSS), by J. Tiedemann (2002). AAS concerned the assessment of students ($n = 720$), both boys and girls with low, average and high scores in mathematics. GSS assessed the degree of teacher's acceptance of the stereotypical belief that mathematics is the domain of men. There has been an empirically attained relationship between the teachers' belief that mathematics is a male domain and the attribution asymmetry, detrimental for the female students.

Key words: education, mathematics, gender stereotype, ability attributions

red. Paulina Marchlik

Niewielka reprezentacja kobiet na kierunkach studiów ściśle związanych z matematyką ma wymiar uniwersalny, występuje zatem w różnych krajach i kręgach kulturowych (Hill, Corbett, Rose 2010). Obecne od pół wieku w literaturze światowej i wciąż na nowo podejmowane próby wyjaśnienia tego zjawiska, ukazują wyraźną zmianę dominujących ram eksplanacyjnych. We wczesnych studiach (Anastasi 1958; Halpern 1986; Hyde 1981) akcentowano tezę, iż chłopcy przewyższają dziewczęta zdolnościami matematycznymi, czego przyczyny upatrywano w strukturalnym zróżnicowaniu mózgu kobiet i mężczyzn (Moir, Jessel 1993; Brizendine 2006) lub/i we wpływie mechanizmów hormonalnych na typowe dla

danej płci wzorce poznawcze (Kimura 1996). Zwolennicy stanowiska biologicznego nie potrafią jednak wyjaśnić faktu, że zdecydowana przewaga osiągnięć chłopców w szkolnych testach matematycznych ujawniona w latach 60. ubiegłego wieku systematycznie zmniejsza się (Hyde i in. 1990; Dee 2007), aż do wielkości określanej jako „trywialna” (Hyde i in. 2010).

Nie sposób zignorować także rezultatów coraz powszechniej przeprowadzanego na świecie Międzynarodowego Programu Oceny Umiejętności Uczniów (*The Programme for International Student Assessment, PISA*), który umożliwia bezpośrednie porównywanie uzyskanych wyników w jednoznacznie określonych kategoriach „zestawu umiejętności matematycznych” (Federowicz 2012: 4). Mimo że wciąż utrzymuje się dla wszystkich uczestników efekt średniej przewagi chłopców, to ma ona wartość określaną jako niewielka (d Cohena = 0,13). Ukazano również, że istnieją kraje (np. Jordania, Katar, Tajlandia, Malezja, Łotwa, Finlandia, Szwecja), w których rezultaty badanych dziewcząt są istotnie wyższe niż ich rówieśników (d Cohena = -0,09) (Reilly 2012). Są to bardzo ważne argumenty dla – alternatywnego wobec wyjaśnień natury biologicznej – stanowiska psychospołecznego. W tym szerokim nurcie przyczyny zróżnicowania ze względu na płeć lokowane są przykładowo w kontekście: Indeksu Równości Płci, rozwoju gospodarczego kraju czy kulturowego wymiaru dystansu władzy w ujęciu Gerta Hofstede (Nosek i in. 2009). Psychologiczne podejście akcentuje natomiast wagę stereotypów na temat zdolności „typowych” dla danej płci (Steel 1997) oraz specyfikę podporządkowanych tym stereotypom oddziaływań edukacyjnych (Li 1999; Tiedemann 2002; Robinson-Cimpian i in. 2014).

Treść tego stereotypu jest powszechnie znana w kulturze Zachodu: matematyka to domena mężczyzn (Gavin, Reis 2003; Leder i in. 1996; Tiedemann 2002). Stereotyp ten stanowi element wiedzy potocznej wszystkich uczestników interakcji edukacyjnej: nauczycieli, uczniów i rodziców. Wpływa na percepcję kompetencji własnego dziecka w postaci przypisywania sukcesu córki – wysiłkowi, sukcesu syna zaś – zdolnościom matematycznym (Eccles 1993; Tomasetto i in. 2011) oraz na autopercepcję tych kompetencji bardziej korzystną dla typowego ucznia niż dla typowej uczennicy (Metallidou, Vlachou 2007; Pajares, Miller 1994). Ponadto kształtuje oczekiwania nauczyciela matematyki wobec wychowanków obu płci (Sadker i in. 1991). Oczekiwania z kolei prowadzą do zróżnicowanego postępowania pedagoga. Mechanizm tego wpływu, w postaci samosprawdzającej się przepowiedni w edukacji (Trusz 2010), spotkał się z ogromnym zainteresowaniem badaczy (por. meta-analiza Kimball 1989).

W Polsce, w zgodzie z uniwersalnym zjawiskiem, obserwowana jest także dominacja studentów-mężczyzn na studiach politechnicznych, przyjmująca wręcz hegemoniczny wymiar na kierunkach najbardziej związanych z matematyką (mechanika, mechatronika) (Siwińska 2011). I również zgodnie ze światowymi doniesieniami (Vrugt i in. 2009), dziewczęta przewyższają chłopców wysokością ocen z matematyki na wszystkich etapach kształcenia szkolnego (Turska 2006). Płeć nie różnicuje istotnie średnich rezultatów egzaminów zewnętrznych z matematyki (CKE 2005–2015) ani egzaminów międzynarodowych (PISA 2012). Przedstawione dane nie tłumaczą więc zjawiska „kobiecej luki płciowej”, które spotkało się z próbami przeciwdziałania w postaci programu „Dziewczyny na politechniki”, zainicjowanego przez Fundację Edukacyjną „Perspektywy” w roku 2006. Obecnie program ma oficjalne wsparcie rektorów uczelni technicznych oraz Ministerstwa Nauki i Szkolnictwa Wyższego (stypendia dla wyróżniających się studentek kierunków ścisłych), a także uzyskał patronat Ministerstwa Edukacji Narodowej. Działania te należy uznać za potrzebne, lecz niewystarczające, gdyż koncentrują się one na zmniejszaniu objawów zjawiska, nie wyjaśniając jego przyczyn.

Przegląd literatury przedmiotu ukazuje, że w warunkach rodzimych takie dyskusje wyjaśniające podejmowane są – w relacji do doniesień w piśmiennictwie światowym – w niewielkim stopniu, zarówno przez pedagogów (Chomczyńska-Rubacha 2012; Kopciewicz 2012), jak i psychologów (Bedyńska 2009). Realizowany od kilku lat własny program badawczy, stanowi próbę empirycznego ukazania, iż stereotyp, jakoby matematyka była domeną mężczyzn, istnieje w wiedzy potocznej uczniów, rodziców i nauczycieli; oddziałuje także na rodziną „rzeczywistość edukacyjną”. Dotychczas analizowano perspektywę ucznia. W tym kontekście przeprowadzono diagnozę percepcji postępowania zawodowego nauczycieli matematyki. Uzyskane dane informują, że uczennice (w porównaniu z uczniami) rejestrują mniej korzystny klimat lekcji matematyki, większą powierzchowność informacji zwrotnych, mniejszą aktywizację procesów poznawczych, bez względu na płeć nauczyciela (Turska, Bernacka 2010; Turska 2011; Turska 2013a). Rezultaty te dały podstawę do przyjęcia hipotezy, że percepcja mniej stymulującego postępowania nauczyciela będzie współwystępować z mniejszą motywacją dziewcząt do uczenia się matematyki. Poddano analizie porównawczej motywację uczniów i uczennic o podobnych doświadczeniach ze szkolną edukacją matematyczną, operacjonalizowanych wysokością ocen. Dotychczas ukazano zróżnicowanie ze względu na płeć uczniów dwóch ważnych konstruktów motywacyjnych w ujęciu Jacquelynne Eccles i Allana Wigfielda

(2002): poczucia własnej skuteczności (Turska 2013b) oraz orientacji motywacyjnych (Oszwa 2015). Oba te konstrukty odnoszono wyłącznie do uczenia się matematyki (Turska 2015).

Interpretacja wszystkich uzyskanych wyników na dotychczasowym etapie realizacji programu badawczego pozwala na sformułowanie następującej sugestii: we współczesnych rodzimych realiach edukacyjnych uczennice, a więc osoby stygmatyzowane w myśl omawianego stereotypu, nie tylko rejestrują jego oddziaływanie (postępowanie zawodowe nauczyciela), lecz przede wszystkim – ponoszą jego konsekwencje w postaci obniżonych przekonań co do własnych kompetencji matematycznych.

W niniejszym artykule po raz pierwszy w badaniach własnych poddano analizie perspektywę nauczyciela.

Podłoże teoretyczne badań stanowi teoria atrybucji Bernarda Weinerja (1980), oferująca odpowiedź na typowo ludzkie dociekania przyczyn zachowań i zaistniałych zdarzeń. Szczególne znaczenie dla człowieka ma sposób wyjaśniania przyczyn sukcesów i niepowodzeń, przede wszystkim własnych, lecz też innych ludzi (np. uczniów). Kluczową rolę odgrywa tu zatem *percepcja* przyczynowości. Może być ona niezgodna z przyczynowością obiektywną, lecz rzeczywistość wpływa na samoocenę, oczekiwania co do przyszłości i stanowi stymulant lub inhibitor motywacyjny. Przyczyny sukcesów lub porażek przypisywane są czterem czynnikom: (a) wrodzonym zdolnościom, (b) wysiłkowi, (c) stopniowi trudności zadania oraz (d) przypadkowości (Frieze 1976). Dwa pierwsze z wymienionych czynników traktowane są jako dominujące w swej mocy wyjaśniającej, zwłaszcza w odniesieniu do nauczycielskiej percepcji osiągnięć uczniów (Hunter, Barker 2003).

Wszystkie atrybucje lokowane są na trzech wymiarach przyczynowych: umiejscowienia, stabilności oraz sterowności (Weiner 1996). Dwa bieguny wymiaru umiejscowienie określane jako: wewnątrzność-zewnętrzność polegają na przekonaniu, że źródło przyczynowości ma odpowiednio: charakter dyspozycji psychicznej osoby lub stanowi kontekst sytuacyjny. W tym ujęciu czynniki wewnętrzne „ja” – to zdolności i wysiłek, zewnętrzne natomiast „poza mną” – to szczęście i trudność zadania. Bieguny wymiaru stabilności odnoszą się z kolei do przeświadczeń co do stopnia, w jakim źródła przyczynowości utrzymują się lub też podlegają zmianom czasowym. Do czynników stabilnych zalicza się zatem zdolności i trudność zadania, czynniki zmienne zaś stanowią wysiłek i szczęście. Sterowność natomiast odzwierciedla stopień, w jakim czynniki przyczynowe podlegają intencjonalnej kontroli osoby dokonującej atrybucji. Pełnej kontroli może podlegać w tym aspekcie jedynie wysiłek.

Należy także podkreślić, że atrybucje różnicują się ze względu na percepcję aktora (wykonawcy zachowań) lub obserwatora (zachowań innych). Zgodnie ze stanowiskiem Edwarda Jonesa i Richarda Nisbetta (1972) przyjęcie perspektywy obserwatora wzmacnia tendencję do upatrywania przyczynowości w stałych dyspozycjach osobowościowych wykonawcy. Odnosząc wiedzę o zniekształceniu atrybucyjnym obserwatora do wyjaśniania przyczyn sukcesów i niepowodzeń uczniów przez nauczyciela matematyki, skoncentrowano się na analizie nauczycielskich atrybucji zdolności do matematyki. Zdolności stanowią dominujący czynnik atrybucyjny w nauczycielskiej narracji wyjaśniającej (Espinoza i in. 2014), spostrzegane są jako stała dyspozycja oraz cechuje je niska sterowalność. W tym sensie empiryczne ukazanie, że nauczyciel, który kieruje się stereotypowym przekonaniem, że matematyka jest domeną mężczyzn, niżej szacuje zdolności uczennic, może pogłębić wyjaśnienie mechanizmu niższego szacowania przez dziewczęta własnych kompetencji matematycznych. Taki nauczyciel – w myśl stanowiska Alberta Bandury (1997) – dostarcza bowiem typowej uczennicy (w porównaniu z typowym, podobnie ocenianym uczniem) mniej korzystnych informacji zwrotnych, mniej uwagi i wsparcia. Wymienione oddziaływania, jako społeczna perswazja, stanowią źródło budowania poczucia własnej skuteczności.

Metoda

W referowanych badaniach podjęto próbę odpowiedzi na dotychczas nie poddawany analizie w warunkach polskich problem:

Czy, a jeśli tak, to w jakim stopniu, płeć ucznia jest czynnikiem różnicującym atrybucje zdolności do matematyki podobnie ocenianych wychowanków w przypadku nauczycieli „tradycjonalistów” (przekonanych, że matematyka jest domeną mężczyzn) i „nietradycjonalistów” (niedeklarujących takich przekonań)?

Osoby badane i procedura

Próba badana obejmowała 120 nauczycieli, ze szkół podstawowych, gimnazjalnych i licealnych, wybranych losowo spośród placówek w południowo-wschodniej Polsce (województwa: lubelskie i podkarpackie). Każdy pedagog dokonywał ewaluacji zdolności do szkolnego uczenia się matematyki sześciorga

uczniów (trzech chłopców i trzech dziewcząt) z danej klasy. Analizowaną grupę uczniów stanowiło zatem 360 chłopców i 360 dziewcząt, z tego 240 osób (po 120 chłopców i dziewcząt) ocenianych przez nauczycieli jako osiągających wysokie wyniki w nauce matematyki, 240 jako przeciętne (po 120 uczniów i uczennic) oraz 240 jako najslabsze (po 120 chłopców i dziewcząt).

Wśród badanych nauczycieli liczebnie przeważały kobiety ($K = 95$, $M = 25$). Wszyscy nauczyciele deklarowali dobrą orientację w postępkach matematycznych ocenianych uczniów.

Badanie składało się z trzech etapów. Etap pierwszy polegał na „myślowym” wyborze przez nauczyciela uczniów z tej samej klasy, uwzględnionych w dalszej analizie. Kryteria wyboru stanowiły: (a) płeć ucznia (dziewczynka, chłopiec) oraz operacjonalizowany poprzez ocenę nauczyciela (b) poziom osiągnięć z matematyki (niski, przeciętny, wysoki). Na etapie drugim nauczyciel wypełniał Skalę Atrybucji Zdolności w odniesieniu do każdego z wybranych podopiecznych z osobna. Etap trzeci polegał na zajęciu przez nauczyciela stanowiska wobec stwierdzeń zawartych w Skali Stereotypów Płciowych.

Badania zostały przeprowadzone w roku szkolnym 2013/14 przez studentki Pedagogiki UMCS w Lublinie: Ilonę Gawlak, Justynę Gancarz i Annę Zajęc. Miały one każdorazowo charakter indywidualnego spotkania z nauczycielem.

Narzędzia badawcze

Zastosowano Skalę Atrybucji Zdolności oraz Skalę Stereotypów Płciowych autorstwa Joachima Tiedemanna (2002). Uzyskano zgodę na tłumaczenie narzędzi oraz na ich wykorzystanie w badaniach własnych.

Skala Atrybucji Zdolności (SAZ) składa się z pięciu stwierdzeń dotyczących przekonań nauczyciela co do zdolności matematycznych analizowanego ucznia/uczennicy:

1. „Jest dobry/a w rozwiązywaniu zadań matematycznych”.
2. „Czasami zbyt wiele od niego/niej oczekuję, jeśli chodzi o matematykę”.
3. „Matematyka jest dla niego/niej trudnym przedmiotem”.
4. „Jeśli z następnym sprawdzianem z matematyki poradzi sobie znacznie lepiej niż tego po nim/niej oczekuję, to tego powodem będą zdolności”.
5. „Jeśli z następnym sprawdzianem z matematyki poradzi sobie znacznie gorzej niż tego po nim/niej oczekuję, to tego powodem będzie brak zdolności”.

Stwierdzenia oceniano na 5-stopniowej skali Rensisa Likerta (5 – prawda, 4 – raczej prawda, 3 – trudno powiedzieć, 2 – raczej nieprawda, 1 – nieprawda).

W przypadku pozycji 2, 3, 5 zastosowano punktację odwróconą. Teoretyczny rozrzut wyników skali zawiera się w przedziale od 5 do 25 punktów.

Skala Stereotypów Płciowych (SSP) składa się z czterech dwubiegunowych stwierdzeń, dotyczących pojmowania matematyki jako atrybutu jednej z płci:

1. „Mężczyźni są o wiele bardziej utalentowani matematycznie niż kobiety vs. Kobiety są o wiele bardziej utalentowane matematycznie niż mężczyźni”.
2. „Matematyka jest raczej dziedziną chłopców vs. Matematyka jest raczej dziedziną dziewcząt”.
3. „Matematyka jest bardziej istotna dla przyszłych losów zawodowych chłopców vs. Matematyka jest bardziej istotna dla przyszłych losów zawodowych dziewcząt”.
4. „Mężczyźni wykazują większe zdolności logicznego myślenia vs. Kobiety wykazują większe zdolności logicznego myślenia”.

Zadaniem nauczyciela była ocena tych przekonań w 5-stopniowej skali Likerta (5 – mężczyźni prawda, 4 – mężczyźni raczej prawda, 3 – trudno powiedzieć, 2 – kobiety raczej prawda, 1 – kobiety prawda). Wynik mógł przyjmować wartości od 5 do 20 punktów.

Uzyskane rezultaty umożliwiły wyodrębnienie grupy nauczycieli „tradycjonalistów” (kierujących się stereotypowym przekonaniem, iż matematyka jest domeną mężczyzn) i „nietradycjonalistów” (niedeklarujących takiego przekonania). Jako kryterialny dla grupy nauczycieli „tradycjonalistów” przyjęto wynik co najmniej 13 punktów, który obrazuje odpowiedzi ukierunkowane na pogląd o matematycznej dominacji mężczyzn. Grupę tę utworzyło 74 nauczycieli (62% wszystkich respondentów) i – podobnie jak miało to miejsce w całej badanej próbie – kobiety stanowiły 3/4 uczestników. Dominujący w próbie „tradycjonalistów” staż pracy mieścił się w przedziałach: 16–20 lat oraz ponad 20 lat (po 30%), najrzadziej (10%) reprezentowani byli nauczyciele najmłodsi, o stażu do 5 lat. Pozostali badani utworzyli grupę „nietradycjonalistów” ($n = 46$). W tej grupie zwiększa się reprezentacja kobiet (blisko 83%) oraz – przy utrzymującej się dominacji nauczycieli ze stażem 16–20 lat (około 40%) – wyraźnie zaznaczona jest obecność nauczycieli najmłodszych (25%).

Analizę wyników warto poprzedzić pomiarem rzetelności danych, uzyskanych za pomocą zaadaptowanych na grunt polski narzędzi badawczych. Przeprowadzono analizę rzetelności obu skal, obliczając wartość Alfa Cronbacha. W odniesieniu do Skali Stereotypów Płciowych współczynnik Alfa równa się 0,72.

Jest to wartość satysfakcjonująca, która świadczy o adekwatności pomiaru tej zmiennej. W przypadku Skali Atrybucji Zdolności natomiast, współczynnik Alfa wyniósł 0,48. Jest to wartość niska, informująca, że wśród pięciu pozycji znajdują się takie stwierdzenia, które okazały się dla respondentów niejasne. Zgodnie z zaleceniami Sylwii Bedyńskiej i Marzeny Cypryańskiej (2007) zdecydowano się na wyeliminowanie pozycji 2 i 5, które obniżają wartość statystyki Alfa. Po tym zabiegu polską wersję Skali Atrybucji Zdolności cechuje rzetelność równa 0,80. Analizę uzyskanych wyników przeprowadzono zatem w odniesieniu do skali zawierającej stwierdzenia:

1. „Jest dobry/a w rozwiązywaniu zadań matematycznych”.
3. „Matematyka jest dla niego/niej trudnym przedmiotem”.
4. „Jeśli z następnym sprawdzianem z matematyki poradzi sobie znacznie lepiej niż tego po nim/niej oczekuję, to tego powodem będą zdolności”.

Analiza wyników

Aby odpowiedzieć na postawiony problem badawczy: „Czy, a jeśli tak, to w jakim stopniu, płeć ucznia jest czynnikiem różnicującym atrybucje zdolności do matematyki podobnie ocenianych wychowanków w przypadku nauczycieli „tradycjonalistów” (przekonanych, że matematyka jest domeną mężczyzn) i „nie-tradycjonalistów” (nieokreślających takich przekonań)” przeprowadzono dwuczynnikową analizę wariancji w pakiecie SPSS w odniesieniu do obu wyodrębnionych grup nauczycieli. Uzyskane rezultaty wnioskowania statystycznego w przypadku nauczycieli „tradycjonalistów” zawarto w tabeli 1.

Dwuczynnikowa analiza wariancji pozwala określić samodzielny wpływ każdej ze zmiennych niezależnych (czynników) oraz ich ewentualny wpływ interakcyjny na zmienną zależną (atrybucję uczniowskich zdolności do matematyki). Umożliwia tym samym określenie dwóch efektów głównych (dla każdej zmiennej osobno – w tym przypadku dla poziomu ucznia, określanego wysokością szkolnej noty z matematyki oraz dla płci) i jednego efektu interakcyjnego (Krejtz K., Krejtz I. 2007). Przedstawione dane (tabela 1) ukazują istotne statystycznie efekty obu czynników – poziomu osiągnięć ucznia: $F(2, 322) = 313,28$; $p = 0,001$ oraz płci ucznia: $F(1, 322) = 40,56$; $p = 0,001$. Nie wystąpił natomiast efekt interakcji tych czynników (płeć * poziom ucznia), aczkolwiek należy odnotować tendencję do jego istotności: $F(2, 322) = 2,39$; $p = 0,093$. Wartości cząstkowego η^2 pozwalają zaś na ocenę siły poszczególnych efektów. Największy

procent (77) całkowitej wariancji zmiennej zależnej jest wyjaśniany poprzez poziom ucznia. Płeć ucznia wyjaśnia niespełna 11% całkowitej wariancji.

Tabela 1. Rezultaty dwuczynnikowej analizy wariancji atrybucji uczniowskich zdolności do matematyki – nauczyciele „tradycjonałści”

Źródło	Typ III sumy kwadratów	df	Średni kwadrat	F	Istotność	Cząstkowe Eta ²
Model skorygowany	3257,43	5	651,49	133,07	0,001	0,772
Stała	28348,25	1	28348,44	15220,26	0,001	0,968
Płeć ucznia	125,03	1	125,03	40,56	0,001	0,109
Poziom ucznia	3467,61	2	1733,80	313,28	0,001	0,768
Płeć ucznia * poziom ucznia	23,43	2	11,72	2,39	0,093	0,015
Błąd	1076,51	322	4,90			
Ogółem	32941,00	328				
Ogółem skorygowane	4580,94	327				

$R^2 = 0,772$, skorygowane $R^2 = 0,769$

Powracając do kwestii efektu interakcyjnego warto przypomnieć, że „zachodzi on wtedy, gdy efekt jednej zmiennej niezależnej ma inną wielkość lub/i kierunek na poszczególnych poziomach drugiej zmiennej niezależnej” (Krejtz K., Krejtz I. 2007: 232). W przypadku referowanych badań oznacza to, że efekt płci wykazuje tendencję do zróżnicowania w grupach uczniów utworzonych ze względu na wysokość ocen z matematyki. Odpowiednie dane zawarto w tabeli 2.

Tabela 2. Wielkość efektu płci ucznia na poszczególnych poziomach osiągnięć z matematyki – nauczyciele „tradycjonałści”

Poziom ucznia	Płeć	Średnia	Odchylenie standardowe	F	Istotność	d Cohena
Wysokie oceny	Uczeń	19,02	2,39	3,86	0,05	0,37
	Uczennica	18,20	2,04			
Przeciętne oceny	Uczeń	16,37	2,28	17,46	0,001	1,34
	Uczennica	14,61	2,39			
Niskie oceny	Uczeń	12,33	2,04	24,16	0,001	1,40
	Uczennica	10,09	2,36			

Uzyskane rezultaty (tabela 2) ukazują, że efekt płci w grupach utworzonych ze względu na poziom ucznia, ma taki sam kierunek: nauczyciele „tradycjoniści” niżej szacują zdolności dziewcząt do matematyki. Wzór omawianej „męskiej dominacji” przyjmuje przy tym interesującą postać. Wartość F oraz wielkość efektu d Cohena, informujące o zróżnicowaniu atrybucji zdolności w przypadku podobnie ocenianych uczniów różnej płci, zwiększają się wraz ze spadkiem poziomu osiągnięć (od wysokich do niskich wyników). Relatywnie najmniejsza, bo pozostająca na granicy istotności, przewaga nauczycielskich atrybucji zdolności chłopców nad dziewczętami występuje w przypadku ocen wysokich (bardzo dobrych i celujących) [$F(1, 322) = 3,86$; $p = 0,05$; $d \text{ Cohena} = 0,37$].

Wyniki analogicznego wnioskowania statystycznego w odniesieniu do nauczycieli „nietradycjonalistów”, przedstawiono w tabelach 3 i 4.

Tabela 3. Rezultaty dwuczynnikowej analizy wariancji atrybucji uczniowskich zdolności do matematyki – nauczyciele „nietradycjoniści”

Źródło	Typ III sumy kwadratów	df	Średni kwadrat	F	Istotność	Cząstkowe Eta^2
Model skorygowany	3678,85	5	535,770	87,098	0,001	0,531
Stała	34262,10	1	9222,441	14993,118	0,001	0,975
Płeć	6,32	1	6,318	0,081	0,793	0,012
Poziom ucznia	3674,19	2	1737,095	487,367	0,001	0,717
Płeć ucznia * poziom ucznia	5,63	2	2,816	0,458	0,633	0,002
Błąd	1368,26	385	6,151			
Ogółem	38872,00	391				
Ogółem skorygowane	4047,11	390				

$$R^2 = 0,718, \text{ skorygowane } R^2 = 0,714$$

Uzyskane dane (tabela 3) informują o samodzielnym wpływie na zmienną zależną tylko jednego czynnika – poziomu ucznia. Efekt tej zmiennej wyjaśnia 72% całkowitej wariancji atrybucji uczniowskich zdolności do matematyki. Efekt płci nie jest istotny, co szczegółowo przedstawiono w tabeli 4. Nie występuje także efekt interakcji obu analizowanych czynników (por. tabela 3).

Tabela 4. Wielkość efektu płci ucznia na poszczególnych poziomach osiągnięć z matematyki – nauczyciele „nietradycjonalistów”

Poziom ucznia	Płeć	Średnia	Odchylenie standardowe	F	Istotność
Wysokie oceny	Uczeń	18,85	2,38	0,12	n.i.
	Uczennica	18,76	2,42		
Przeciętne oceny	Uczeń	15,30	2,27	0,14	n.i.
	Uczennica	15,23	2,14		
Niskie oceny	Uczeń	12,34	2,98	0,21	n.i.
	Uczennica	12,08	2,56		

Dyskusja

Badania własne stanowiły próbę odpowiedzi na pytanie, czy, a jeśli tak, to w jakim stopniu, płeć ucznia różnicuje atrybucje zdolności do matematyki podobnie ocenianych wychowanków w przypadku nauczycieli „tradycjonalistów” i „nietradycjonalistów”. Po raz pierwszy w polskich studiach empirycznych wprowadzono precyzyjne kryterium klasyfikacyjne, pozwalające określić „tradycjonalizm” nauczyciela matematyki. Kryterium to stanowi stopień akceptacji stereotypu co do zdolności matematycznych jako typowych dla płci męskiej oraz istotnych dla dalszych losów życiowych chłopców. Jeżeli nawet zgodzimy się z tezą, że deklarowany brak zgody dla prawdziwości tego stereotypu nie oznacza automatycznie braku jego wpływu na decyzje i zachowanie nauczycieli, to jednak wystąpiły odmienne wzorce wyjaśniania zdolności uczniów i uczennic do matematyki w porównywanych grupach pedagogów.

Uzyskane rezultaty ukazują, że w przypadku badanych nauczycieli „nietradycjonalistów” atrybucje zdolności uczniów i uczennic do matematyki są wyjaśniane wyłącznie poprzez poziom osiągnięć wychowanków. Płeć ucznia nie odgrywa roli różnicującej nauczycielskie atrybucje w tym zakresie. Na tle tych wyników uwidacznia się odmiennosc percepcji zdolności do matematyki nauczycieli „tradycjonalistów”. W ich przypadku obraz przestrzeni wyjaśniającej analizowaną atrybucją jest dużo bogatszy. Obie zmienne, teoretycznie postulowane jako ważne: zarówno płeć, jak i poziom osiągnięć wychowanków, odgrywają rolę w budowaniu tego obrazu. Poziom osiągnięć uczniów i uczennic, analogicznie jak w przypadku badanych nauczycieli „nietradycjonalistów”, okazuje się silniej-

szą zmienną, wyjaśniającą atrybucje nauczycieli. Inaczej niż w przypadku nauczycieli „nietradycjonalistów” natomiast, płeć ucznia pozostaje tu w związku z atrybucją zdolności i przyjmuje rolę moderatora, co ilustruje istotność efektu interakcji obu zmiennych.

Efekt płci w najmniejszym, aczkolwiek istotnym stopniu, dotyczy uczniów najwyżej ocenianych. Oznacza to, że powodowane stereotypem nauczycielskie zniekształcenie atrybucyjne słabnie (lecz nie zanika), dopiero wtedy, gdy pedagog ma do czynienia z wyraźną manifestacją zdolności matematycznych przez uczennicę.

Empirycznie ukazano ponadto, że siła efektu płci wykazuje tendencję wzrostową wraz ze spadkiem poziomu osiągnięć matematycznych wychowanków. Wyjaśnienie tego faktu wymaga odrębnej dyskusji. Jak ukazuje wiedza na temat mechanizmu oczekiwań (Rosenthal, Jacobson 1968; Trusz 2010), nauczyciel wchodzi w częste i ciepłe emocjonalnie interakcje z uczniami ocenianymi najwyżej (efekt Galatei). Z tego powodu najlepsi uczniowie są dobrze rozpoznani przez pedagoga i traktowani indywidualnie. Odmienna sytuacja dotyczy uczniów przeciętnych i nisko ocenianych. W tym przypadku interakcje z nauczycielem są rzadsze (zwykle wymuszane „wywołaniem” do odpowiedzi) i bardziej powierzchowne (efekt Golema). W konsekwencji bardziej powierzchowne jest również poznanie niżej ocenianych wychowanków. W ich przypadku silniejsze odwołanie się do stereotypu pozwala nauczycielowi na redukcję stresu informacyjnego (Ledzińska 2009), związanego z nadmiarem niejasności i niepewności wiedzy na temat słabego ucznia.

Określona w efekcie badań własnych percepcja zdolności uczniów przez nauczycieli jest spójna z zapisem poczucia kompetencji matematycznych podobnie ocenianych uczniów i uczennic (Turska 2013a, 2013b). Jak się okazuje, zarówno w przypadku nauczycieli, jak i uczniów, występuje ten sam kierunek i poziom zniekształceń. Dziewczeta oceniają niżej swoje kompetencje matematyczne niż podobnie oceniani chłopcy. Analogicznie, nauczyciele niżej oceniają zdolności dziewcząt do matematyki. Płeć w największym stopniu różnicuje – w przypadku ocen najniższych – zarówno uczniowskie poczucie kompetencji matematycznych, jak i nauczycielskie szacowanie uczniowskich zdolności. W ten sposób empirycznie ukazano związek między specyfiką poczucia skuteczności własnej uczennic a przekonaniem nauczycieli co do zdolności matematycznych jako „typowych” dla mężczyzn.

Analizując uzyskane wyniki w relacji do rezultatów badań Tiedemanna (2002), zrealizowanych w niemieckiej „rzeczywistości edukacyjnej”, warto odnotować istotne podobieństwa. Uniwersalne okazały się: (a) sam fakt występowania znie-

kształceń atrybucyjnych w grupie nauczycieli „tradycjonalistów”, (b) zgodny z brzmieniem stereotypu kierunku tych asymetrii oraz (c) ich poziom (najwyższy efekt płci w przypadku najniżej ocenianych uczniów).

Warta odnotowania jest pewna odmienność, polegająca na tym, że w warunkach polskich uzyskano niesatysfakcjonującą rzetelność skali atrybucji zdolności, poddanej najprostszej adaptacji (tłumaczenie). Jest to o tyle interesujące, że w przypadku badań nauczycieli niemieckich uzyskano bardzo wysoką rzetelność skali (Alfa Cronbacha = 0,91; Tiedemann 2002: 54). Autorki formułują sugestię, że wyraźna zgodność odpowiedzi nauczycieli polskich dotyczy tylko tych pozycji narzędzia, które akcentują stabilność i widoczną demonstralność zdolności ucznia („jest dobry/dobra z matematyki”).

Ponadto należy zauważyć, że w badanej grupie nauczycieli „nietradycjonalistów” znaleźli się głównie nauczyciele z krótszym stażem, natomiast w grupie „tradycjonalistów”, o poglądach silniej związanych z treścią stereotypu, przeważali pedagodzy starszej generacji. Być może ukazane w rezultacie referowanych badań zjawisko związku między stereotypowymi przekonaniem nauczycieli a ich percepcją zdolności, niekorzystną dla uczennic, będzie zmniejszać swój zakres wraz ze zmianą pokoleniową wśród pedagogów. Istnieje potrzeba budowania powszechnej świadomości, że realizowana szkolna edukacja matematyczna wciąż ma wymiar „nierównościowy” (Kopciwicz 2012). Powoduje to niewykorzystanie potencjału dziewcząt i zawęża ich dalsze wybory edukacyjne, a w konsekwencji – zawodowe.

Bibliografia

- Anastasi A.H. 1958. *Environment and the question "how?"*, „Psychological Review”, nr 65(4), s. 197–208.
- Bandura A. 1997. *Self-efficacy: The exercise of control*, Academic Press, New York.
- Bedyńska S. 2009. *Disabling the able: stereotype threat and women's deductive reasoning*, [w:] *Psychologia twórczości. Psychology of creativity. New approaches*, red. S. Popek, E. Bernacka, C. Domański, B. Gawda, D. Turska, A. Zawadzka, Wydawnictwo UMCS, Lublin, s. 327–335.
- Bedyńska S., Cypryańska M. 2007. *Zaawansowane sposoby tworzenia wskaźników: zastosowanie analizy czynnikowej oraz analizy rzetelności pozycji*, [w:] *Statystyczny drogowskaz*, red. S. Bedyńska, A. Brzezicka, Wydawnictwo SWPS Academica, Warszawa, s. 134–161.
- Brizendine L. 2006. *The Female Brain*, Morgan Road Books, New York.
- Chomczyńska-Rubacha M. 2012. *Płeć i szkoła. Od edukacji rodzajowej do pedagogiki rodzaju*, Wydawnictwo Naukowe PWN, Warszawa.

- CKE. Centralna Komisja Egzaminacyjna – *Osiągnięcia uczniów kończących gimnazjum w roku 2005, 2006, 2007, 2008, 2009, 2010, 2011, 2012, 2013, 2014, 2015*; www.cke.edu.pl (dostęp: 21.11.2015).
- Dee T.S. 2007. *Teachers and Gender Gaps in Student Achievement*, „Journal of Human Resources”, nr 3, s. 528–554.
- Eccles J. 1993. *School and family effects on the ontogeny of children's interests, self-perceptions, and activity choice*, [w:] *Nebraska Symposium in Motivation*, red. J.E. Jacobs, University of Nebraska Press, Lincoln, s. 145–218.
- Eccles J.S., Wigfield A. 2002. *Motivational beliefs, values, and goals*, „Annual Review of Psychology”, nr 53, s. 109–132.
- Espinoza P., Arêas da Luz Fontes A., Arms-Chavez C.J. 2014. *Attributional gender bias: teachers' ability and effort explanations for students' math performance*, „Social Psychology of Education”, nr 17, 1, s. 105–112.
- Federowicz M. red. 2012. *Program Międzynarodowej Oceny Umiejętności Uczniów OECD PISA. Wyniki badania 2012 w Polsce*, MEN, Warszawa.
- Friezie I.H. 1976. *Causal Attributions and Information Seeking to Explain Success and Failure*, „Journal of Research in Personality”, nr 10, s. 293–305.
- Gavin M.K., Reis S.M. 2003. *Helping teachers to encourage talented girls in mathematics*, „Gifted Child Today”, nr 1, s. 32–44.
- Halpern D.F. 1986. *Sex differences in cognitive abilities*, Hillsdale Erlbaum, New York.
- Hill C., Corbett Ch., Rose A. 2010. *Why so few? Women in science, technology, engineering and mathematics*, AAUW, Washington.
- Hunter M., Barker G. 2003. *“If at first”... Attribution theory in the classroom*, „Educational Leadership”, nr 2, s. 50–54.
- Hyde J.S. 1981. *How large are cognitive gender differences?*, „American Psychologist”, nr 36, s. 892–901.
- Hyde J.S., Fennema E., Lamon S.J. 1990. *Gender differences in mathematics performance: A Meta-analysis.*, „Psychological Bulletin”, nr 2, s. 139–155.
- Hyde J.S., Lindberg S.M., Linn M.C., Ellis A.B., Williams C.C. 2010. *Gender similarities characterize math performance*, „Science”, nr 321, s. 494–495.
- Jones E.E., Nisbett R.E. 1972. *The actor and the observer: divergent perceptions of the causes of behaviour*, [w:] *Attribution: Perceiving the causes of behavior*, red. E.E. Jones, D.E. Kanouse, H.H. Kelley, E.E. Nisbett, S. Valins, B. Weiner, General Learning Press, Morristown, s. 79–94.
- Kimball M.M. 1989. *A New perspective on women's Math achievement*, „Psychological Bulletin”, nr 105, 2, s. 198–214.
- Kimura D. 1996. *Sex, sexual orientation and sex hormones influence human cognitive function*, „Current Opinion in Neurobiology”, nr 6(2), s. 259–263.
- Kopciwicz L. 2012. *Równa szkoła. Matematyka, władza i pole wytwarzania kultury*, Diffin, Warszawa.

- Krejtz K., Krejtz I. 2007. *Dwuczynnikowa analiza wariancji w schemacie międzygrupowym*, [w:] *Statystyczny drogowskaz*, red. S. Bedyńska, A. Brzezicka, Wydawnictwo SWPS Academica, Warszawa, s. 231–252.
- Leder G.C., Forgasz H.J., Solar C. 1996. *Research and intervention programs in mathematics education: A gendered issue*, [w:] *International handbook of mathematics education*, A. Bishop, K. Clements, C. Keitel, J. Kilpatrick, C. Laborde, Kluwer, Dordrecht, s. 945–998.
- Ledzińska M. 2009. *Człowiek współczesny w obliczu stresu informacyjnego*, Wydawnictwo Instytutu Psychologii PAN, Warszawa.
- Li Q. 1999. *Teachers' beliefs and gender differences in mathematics: a review*, „Educational Research”, nr 1, s. 63–76.
- Metallidou P., Vlachou A. 2007. *Motivational beliefs, cognitive engagement, and achievement in language and mathematics in elementary school children*, „International Journal of Psychology”, nr 1, s. 2–15.
- Moir A., Jessel D. 1993. *Płeć mózgu. O prawdziwej różnicy między mężczyzną a kobietą*, PIW, Warszawa.
- Nosek B., Smyth F., Sriram N., Lindner N., Devos T., Ayala A., Bar-Anan Y., Bergh R., Cai H., Gonsalkorale K., Kesebir S., Maliszewski N., Neto F., Olli E., Park J., Schnabel K., Shiomura K., Tulbure B., Wiers R., Somogyi M., Akrami N., Ekehammar B., Vianello M., Banaji M., Greenwald A. 2009. *National differences in gender–science stereotypes predict national sex differences in science and math achievement*, „Proceedings of the National Academy of Sciences”, nr 106, s. 10593–10597.
- Oszwa U. 2015. *Motywacja do uczenia się a lęk przed matematyką i jej postrzeganie*. Referat wygłoszony na Międzynarodowej Konferencji Naukowej: „Psychopedagogiczne problemy edukacji i funkcjonowania człowieka – teoria i praktyka”, UMCS, Lublin.
- Pajares F., Miller M.D. 1994. *The role of self-efficacy and self-concept beliefs in mathematical problem-solving: A path analysis*. „Journal of Educational Psychology”, nr 86, s. 193–203.
- PISA. 2012. *Wyniki badania 2009 w Polsce*, [w:] *Program Międzynarodowej Oceny Umiejętności Uczniów OECD PISA*, red. M. Federowicz, MEN, Warszawa.
- Reilly D. 2012. *Gender, Culture, and Sex-Typed Cognitive Abilities*, PLoS ONE 7: e39904. DOI: 10.1371/journal.pone.0039904 [dostęp: 15.12.2015].
- Robinson-Cimpian J.P., Lubienski S.T., Ganley C.M., Copur-Gencturk Y. 2014. *Teachers' perceptions of students' mathematics proficiency may exacerbate early gender gaps in achievement*, „Developmental Psychology”, nr 50, 4, s. 1262–1284.
- Rosenthal R., Jacobson L. 1968. *Pygmalion in the classroom: Teacher expectation and pupils' intellectual development*, Irvington Publisher, New York.
- Sadker M., Sadker D., Klein S. 1991. *The Issue of gender in elementary and secondary education*, „Review of Research in Education”, nr 17, s. 35–46.
- Siwińska B. 2011. *Dziewczyny na politechniki*, Fundacja Edukacyjna Perspektywy, Warszawa.
- Steel C.M. 1997. *A threat in the air. How stereotypes shape intellectual identity and performance*, „American Psychologist”, nr 52 (6), s. 613–629.

- Tiedemann J. 2002. *Teacher's gender stereotypes as determinants of teacher perceptions in elementary school mathematics*, „Educational Studies in Mathematic”, nr 50, s. 49–62.
- Tomasetto C., Alparone F.R., Cadinu M. 2011. *Girls' math performance under stereotype*, Guilford Press, New York.
- Trusz S. 2010. *Efekt oczekiwań interpersonalnych w edukacji*, Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Pedagogicznego, Kraków.
- Turska D. 2006. *Skuteczność ucznia. Od czego zależy udana realizacja wymogów edukacyjnych*, Wydawnictwo UMCS, Lublin.
- Turska D. 2011. *Female Maths teachers – will they fall prey to stereotype threat*, „New Educational Review”, nr 4, s. 263–271.
- Turska D. 2013a. *A stigmatising stereotype or a universal gap in expectations? Lessons in mathematics in the perception of Polish and Ukrainian students*, „New Educational Review”, nr 1, 31, s. 255–263.
- Turska D. 2013b. *Poczucie autoskuteczności w matematyce uczniów i uczennic*, „Kultura i Edukacja”, nr 3, s. 98–115.
- Turska D. 2015. *Orientacje motywacyjne uczniów i uczennic w szkolnym uczeniu się matematyki*. Referat wygłoszony na XXIV Konferencji Psychologii Rozwojowej, Warszawa.
- Turska D., Bernacka E.R. 2010. *Maths lessons – are they gender neutral in the Polish perspective?*, „The New Educational Review”, nr 3–4, s. 273–288.
- Vrugt A., Oort F.J., Waardenburg L. 2009. *Motivation of men and women in mathematics and language*, „International Journal of Psychology”, nr 5, s. 351–359.
- Weiner B. 1980. *Human motivations*, Holt, Rinehart and Wilson, New York.
- Weiner B. 1996. *Judgements of responsibility: A foundation for a theory of social conduct*, The Guilford Press, New York.