

DOROTA TURSKA

Instytut Psychologii UMCS, Lublin
e-mail: dorota.turska@poczta.umcs.lublin.pl

Dlaczego tak niewiele? **Ocena z matematyki oraz lęk przed matematyką jako predyktory wyboru przez maturzystki studiów ścisłych i technicznych**

Artykuł stanowi próbę wyjaśnienia zjawiska niewielkiej reprezentacji kobiet na kierunkach ścisłych/technicznych (*Dlaczego tak niewiele?*). W pracy skoncentrowano się na „paradoksalnym” wymiarze zjawiska, ukazującym niepodjęcie przez uczennice studiów omawianego typu także w przypadku wysokich osiągnięć z matematyki. Sugeruje się (Trusz 2015), że przyczynę tego stanu rzeczy stanowi m.in. lęk przed matematyką. Badania własne przeprowadzono w celu empirycznego ukazania wysokości szkolnych not oraz lęku przed matematyką w roli predyktorów wyboru przez maturzystki (w relacji do ich kolegów) studiów ścisłych/technicznych. Uzyskane dane wskazują, że generalnie w przypadku uczennic rolę pozytywnego predyktora wyboru odgrywa najwyższa ocena z matematyki, zaś lęk przed testowaniem wiedzy matematycznej jest silnym predyktorem negatywnym. Dokonano szczegółowej analizy konstelacji obu predyktorów w kontekście przewidywanego prawdopodobieństwa wyboru studiów ścisłych/technicznych przez najwyżej oceniane uczennice. Rezultaty ukazują, że w ich przypadku zasadnicze znaczenie należy przypisać nie wysokości lęku, ale jego subiektywnej interpretacji. Dyskutując wyniki badań własnych, odwołano się do koncepcji statusu płci S.J. Correll (2004).

Słowa kluczowe: *matematyka, lęk przed matematyką, osiągnięcia z matematyki, koncepcja statusu płci*

Wprowadzenie

Zjawisko niewielkiej reprezentacji kobiet na kierunkach studiów ścisłych/technicznych ma uniwersalny wymiar, występuje w różnych krajach i kręgach kulturowych.

Informuje o tym znany raport C. Hill, Ch. Corbett i A. Rose (2010) o spektakularnym tytule: *Why so few?* (Dlaczego tak niewiele?). Badaczki ukazują, iż w Stanach Zjednoczonych na poziomie licencjatu z tzw. STEM (*Science, Technology, Engineering, and Mathematics*) dziewczęta stanowią 20% studiujących. Reprezentacja kobiet zmniejsza się sukcesywnie na wyższych poziomach studiów (magisterskich, doktorskich) i kolejny raz – wśród pracowników z tej grupy. Również w Polsce rejestruje się dominację mężczyzn na studiach ścisłych/technicznych¹. W efekcie zainicjowano program *Dziewczyny na politechniki*, wzorowany na projekcie niemieckim *Kobiety i dziewczęta w zawodach technicznych* (*Frauen und Mädchen in technischen Berufen*) (Turska 2013).

Zjawisko, o którym mowa, jest nie tylko uniwersalne, ale i paradoksalne. Chodzi o to, że kobiety nie preferują studiów w dziedzinie nauk ścisłych i technicznych również wtedy, gdy mają duże osiągnięcia z matematyki. Doskonałą egzemplifikacją tej tezy oferują rezultaty longitudinalnych badań zespołu C.P. Benbow (Benbow, Stanley 1980; Benbow i in. 2000). Raport początkowy (Benbow, Stanley 1980) informuje o utworzeniu grupy badanej, do której włączono 1% dzieci w wieku 12–14 lat, uzyskujących najwyższe oceny w matematycznej części egzaminu zewnętrznego. Dwadzieścia lat później zanalizowano dane dotyczące m.in. wyboru kierunku studiów i kariery zawodowej badanych (Benbow i in. 2000). Pomimo wybitnych wyników z matematyki kobiety wybierały przede wszystkim studia z zakresu nauk społecznych i humanistycznych. Mężczyźni natomiast preferowali kierunki ścisłe i techniczne, ponadto dysproporcja ze względu na płeć zwiększała się wraz z poziomem kształcenia akademickiego. Także w Polsce rezultaty rozległych badań S. Trusza (2015) ukazują, że studentki, w przeciwieństwie do studentów, w przypadku obiektywnie dobrych wyników egzaminu dojrzałości z matematyki częściej wybierają studia społeczno-humanistyczne. Paradoksalność takich decyzji autor wyjaśnia typową dla dziewcząt, zaniżoną autopercepcją zdolności matematycznych, będącą efektem stereotypowych przekonań nauczycieli i rodziców, że „matematyka jest domeną mężczyzn” (Gavin, Reis 2003; zob.: Turska, Bernacka 2010). Wniosek ten potwierdzają rezultaty innych badań rodzimych, ukazujące – w przypadku jednakowej wysokości szkolnych not – a) wyższe szacowanie przez nauczycieli zdolności matematycznych uczniów niż uczennic (Turska, Oszwa 2017), b) wyższe prawdopodobieństwo zapewnienia przez rodziców pozaszkolnej pomocy z matematyki córkom niż synom (Hawrot 2018) oraz c) wyższą samoocenę kompetencji matematycznych uczniów niż uczennic (Turska 2013).

Dyskutując wyniki badań własnych, S. Trusz (2015) formułuje przypuszczenie, że paradoksalne decyzje maturzystek pozostawały w związku z lękiem przed matematyką, który

mógł (...), ze względu na wzbudzaną awersję, zniechęcać do kontynuowania studiów w tym zakresie (argumentacja typu: co prawda uzyskałam wysoki wynik na

¹ Omawiane zjawisko nie dotyczy ścisłych kierunków studiów, które oferują uprawnienia nauczycielskie (zob.: Czajkowska 2018; Kopiciewicz 2012).

maturze z matematyki, ale takim kosztem, że wybór humanistycznego lub społecznego kierunku studiów, wydaje się przyjemniejszy) (tamże, s. 286).

Kolejno, badacz przyjął, że mężczyźni

traktowali wysoki wynik egzaminu z matematyki jako sygnał potwierdzający ich predyspozycje do studiowania na kierunkach technicznych lub ścisłych, co w konsekwencji wpływało pozytywnie na prawdopodobieństwo ich wyboru (argumentacja typu: wysoki wynik na maturze z matematyki dowodzi, że jestem dobry w tej dziedzinie, więc racjonalnym wyborem będzie studiowanie na kierunku technicznym lub ścisłym) (tamże, s. 287).

Warto podkreślić, iż w przytoczonym wyjaśnieniu – w odniesieniu do maturzystów – wynik egzaminu upatrywany jest jako wystarczający sygnał określonych predyspozycji, natomiast brakuje postulatu co do roli lęku przed matematyką w edukacyjnych decyzjach młodych mężczyzn. Można zatem odnieść wrażenie, że lęk przed matematyką pojmowany jest jako destruktywne doświadczenie, związane wyłącznie z akademickimi decyzjami maturzystek. Istotne jest, że w programie referowanych badań (Trusz 2015) nie uwzględniono pomiaru lęku przed matematyką.

W badaniach własnych postanowiono – w miejsce przypuszczeń co do znaczenia lęku przed matematyką w decyzjach dotyczących kierunku kształcenia akademickiego – dokonać jego pomiaru. Celem tego artykułu jest zatem próba odpowiedzi na tytułowe pytanie: *Dlaczego tak niewiele?* Uwzględnia ona analizę osiągnięć szkolnych z matematyki oraz lęku przed matematyką jako predyktorów deklaracji wyboru kierunku studiów ścisłych i technicznych przez uczniów i uczennice.

Lęk przed matematyką

Minęło właśnie 60 lat, odkąd R. Dreger i L. Aiken (1957) empirycznie zidentyfikowali zjawisko „lęku przed liczbami” (*number anxiety*). Zgodnie z ustaleniami badaczy autorski konstrukt cechuje: a) swoista odmienność od lęku rozumianego jako cecha osobowości, b) brak istotnej korelacji z wynikiem inteligencji ogólnej, mierzonej skalą Wechslera oraz c) istotna korelacja ujemna z ocenami z matematyki (Dreger, Aiken 1957, s. 350). Współczesna literatura przedmiotu (Dowker, Sarkar, Looi 2016) akcentuje pionierskie znaczenie wspomnianego studium dla spójnego nurtu badań, posługujących się jednak nieco odmiennym terminem – „lęk przed matematyką” (*math anxiety*). Na przestrzeni lat zaproponowano szereg przedmiotowych definicji. Przykładowo, jedna z nich akcentowała *irracjonalność i beznadziejność* poznawczej i emocjonalnej blokady wobec matematyki i obszarów jej pokrewnych (Lazarus 1974, s. 16). Inna z kolei – intensywność pobudzenia (*panika, bezradność, paraliż i dezorganizacja psychiczna*; Tobias 1978

s. 65) pojawiającego się w konfrontacji z problemem matematycznym. Obecnie najczęściej przyjmuje się definicję lęku przed matematyką jako *wysokie pobudzenie i reaktywność fizjologiczną w odpowiedzi na manipulację liczbami, zarówno w realnym życiu, jak i w sytuacjach edukacyjnych* (Richardson, Suinn 1973, s. 212).

Przegląd współczesnej literatury przedmiotu umożliwia postawienie dwóch istotnych tez co do: a) rejestrowanej w ostatnich latach intensyfikacji badań nad lękiem przed matematyką oraz b) powszechności występowania analizowanego zjawiska w populacji uczniów wielu krajów. Uzasadnienie pierwszej tezy oferuje porównanie systematycznych przeglądów z początku obecnego wieku (Ashcraft, Ridley 2005) oraz dokonanego dekadę później (Suarez-Pellicioni, Núñez-Peña, Colomé 2015). Zwraca uwagę nie tylko lawinowy wzrost publikacji, ale przede wszystkim poszerzenie zakresu badań nad lękiem przed matematyką o jego podstawy mózgowe, ujmowane z perspektywy neuronauki (np.: Pletzer i in. 2015). Ukazano, że u osób z wysokim poziomem lęku przed matematyką mózgowe korelaty reakcji lękowej pojawiają się już podczas antycypacji problemu matematycznego. Wzbogacono tym samym dotychczasowe wyjaśnienie mechanizmu działania lęku przed matematyką w postaci ograniczania zasobów pamięci roboczej wskutek „mocowania” się z natrętnymi myślami podczas rozwiązywania zadań (Ashcraft, Kirk 2001). Konfirmację drugiej tezy potwierdzają – m.in. – analizy rezultatów badań PISA 2003 (Lee 2009) oraz PISA 2012 (Suarez-Pellicioni i in. 2015). Ostatni z tych raportów podkreśla, że częstość występowania lęku matematycznego wśród badanych 15-latków z 41 krajów jest większa, niż uprzednio szacowano: około 30% twierdziło, że odczuwa zdenerwowanie podczas rozwiązywaniu problemu matematycznego (także w ramach pracy domowej), a 59% zgłosiło przekonanie, że lekcje matematyki są dla nich trudne (tamże, s. 5). J. Lee (2009) natomiast ukazała istnienie związku ujemnego pomiędzy lękiem przed matematyką a wynikiem w teście PISA, a także przed autopercepcją kompetencji matematycznych (np. poczucie skuteczności własnej). Wymienione zależności mają wartość zróżnicowaną ze względu na analizowany kraj. Warto podkreślić, że w przypadku uczniów polskich uzyskany współczynnik korelacji, równy 0,49, należał do najwyższych (Lee 2009, zob.: Cipora i in. 2015). Badacze zgodnie utrzymują, że lęk przed matematyką obniża osiągnięcia w matematyce (np.: Miller, Bischel 2004), zarówno w postaci wyników egzaminów zewnętrznych, jak i ocen nauczycieli (zob.: metaanaliza X. Ma, 1999). X. Ma (1999) informuje ponadto, że to właśnie oceny szkolne pozostają w silniejszym związku z lękiem przed matematyką w relacji do wystandaryzowanych testów.

Dokonany przegląd rezultatów badań światowych powinien być uzupełniony istotnym wyjaśnieniem: do pomiaru lęku przed matematyką stosowano różnorodne narzędzia badawcze, głównie kwestionariusze (zob.: Ashcraft, Moore 2009), ale także zestawy kilku niewystandaryzowanych pytań, jak to się działo np. w badaniach PISA (zob.: Lee 2009, s. 358). Obecnie największym uznaniem – jako narzędzie krótkie a przy tym dobre psychometrycznie – cieszy się *Abbreviated Math Anxiety Scale* (AMAS) (Hopko, Mahadevan, Bare, Hunt 2003). Polska adaptacja AMAS (Cipora i in. 2015)

z udziałem 841 studentów umożliwiła intensyfikację badań rodzimych, oferując spójną z pracami światowymi perspektywę analizy wyników. Perspektywa ta pokazuje, że lęk przed matematyką jest wymiarem strukturalnym, w którym wyodrębnia się lęk przed uczeniem się matematyki oraz lęk przed byciem testowanym.

Zróźnicowanie lęku przed matematyką ze względu na płeć

Kwestia ta stanowi od wielu lat obszar intensywnych badań. Dane konsekwentnie ukazują, że dziewczęta odczuwają wyższy poziom lęku przed matematyką (zob. np.: Wigfield, Meece 1988; Devine i in. 2012). Średni efekt płci, szacowany na podstawie rezultatów badań PISA 2012 (zob.: OECD 2013), określany jest jako mały, lecz istotny (d Cohena = 0,30). W polskich badaniach adaptacyjnych (Cipora i in., 2015), w odniesieniu do studentów, omawiany efekt okazał się znacząco większy ($d = 0,61$), powodowany zwłaszcza kobiecą „przewagą” w wymiarze: lęk przed byciem testowanym.

Sugeruje się ponadto, że analizowane różnice pojawiają się dopiero w okresie dorastania, co oznacza brak zróźnicowania między młodszymi uczniami i uczennicami (zob. np.: Harrari i in. 2013), oraz intensyfikują się na dalszych etapach edukacji (Dowker i in. 2016). Statystycznie wyższy poziom lęku przed matematyką u dziewcząt pozostaje w sprzeczności z równie konsekwentnymi ustaleniami, że dziewczęta przewyższają chłopców wysokością ocen z matematyki na wszystkich etapach kształcenia szkolnego (Vrugt, Oort, Waardenburg 2009). Podejmowane próby wyjaśnienia tego zjawiska w kategoriach większej lękowości kobiet (w znaczeniu lęku jako cechy, zob.: Spielberger 1983) oraz powiązanej z lękiem neurotyczności (Costa i in. 2001) sfalsyfikowały badania A. Devine i współpracowników (Devine i in. 2012; Hill i in. 2016). Badacze skłonni są wyjaśniać zjawisko „dominacji lękowej” uczennic (w relacji do uczniów) oddziaływaniem stereotypu zdolności matematycznych jako typowych dla płci męskiej.

Problem badań własnych

W badaniach podjęto próbę udzielenia odpowiedzi na tytułowe pytanie *dlaczego tak niewiele?* poprzez ukazanie roli, jaką odgrywa wysokość osiągnięć szkolnych oraz lęk przed matematyką w wyborach ścisłego lub technicznego kierunku studiów dokonywanych przez uczennice w porównaniu z uczniami. Na podstawie przeglądu literatury zdecydowano, że badania własne dotyczyć będą deklaracji wyboru ścisłego lub technicznego kierunku studiów, a nie wyboru już dokonanego. Respektując fakt nie-

pełnej przekładalności deklaracji na rzeczywisty kierunek studiowania, uznano, że w przypadku uczniów klas maturalnych, inaczej aniżeli w przypadku studentów, pomiar lęku przed matematyką będzie bardziej trafny „ekologicznie”. Jako uzasadnienie podaje się, że badanie kwestionariuszem AMAS może stawiać uczniom oraz studentom odmienne wymogi: raportowania bieżących, codziennych doświadczeń z uczeniem się matematyki (uczniowie) *versus* ich retrospektywnej analizy.

Na podstawie dokonanego przeglądu literatury sformułowano pytanie badawcze: w jaki sposób przewidywanie wyboru ścisłego lub technicznego kierunku studiów na podstawie wysokości ocen oraz lęku przed matematyką różnicuje się ze względu na płeć ucznia?

Zaproponowano następujący zapis hipotezy: Oczekuje się, że przewidywanie wyboru ścisłego/technicznego kierunku studiów różnicuje się ze względu na płeć ucznia w ten sposób, że w przypadku uczennic, w porównaniu z uczniami:

- predyktor pozytywny stanowić będzie wyższa ocena szkolna z matematyki,
- nasilenie lęku przed matematyką, a zwłaszcza lęku przed byciem testowanym, stanowić będzie silniejszy predyktor negatywny.

Osoby badane i procedura

W badaniu uczestniczyło 324 uczniów (177 dziewcząt, 147 chłopców; średnia wieku = 17,6; odchylenie standardowe = 0,8), z klas maturalnych o różnych profilach, to znaczy wszystkich, jakie istniały w losowo wybranych placówkach edukacyjnych województwa lubelskiego (Lubartów, Chełm, Lublin). Badanie miało charakter anonimowy. Odbywało się od stycznia do lutego 2018 roku, podczas zajęć szkolnych, z wyłączeniem lekcji matematyki. Celowy wybór tej fazy roku szkolnego spowodowany był jednoczesnym uwzględnieniem trzech ważnych dla respondentów czynników: a) otrzymaniem ocen semestralnych, b) koniecznością krystalizacji decyzji co do wyboru kierunku studiów, c) na tyle odległą czasowo maturą z matematyki, by lęk przed egzaminowaniem nie został sytuacyjnie nasilony.

Pomiar zmiennych

Do pomiaru lęku przed matematyką zastosowano skalę AMAS (Hopko i in. 2003) w polskiej adaptacji K. Cipory i współpracowników (Cipora i in. 2015). Skala ta składa się z dziewięciu pozycji opisujących różne sytuacje związane z matematyką jako przedmiotem szkolnej edukacji, np. „niezapowiedziana kartkówka z matematyki”. Zadaniem osoby badanej jest ocena, w jakim stopniu odczuwa niepokój w związku z przedstawi-

nymi sytuacjami (w skali od 5 – *silny niepokój* do 1 – *niewielki niepokój*). Pomiar umożliwia określenie zarówno ogólnego lęku przed matematyką, jak i jego aspektów szczegółowych: lęku przed uczeniem się matematyki oraz lęku przed byciem testowanym z matematyki. Teoretyczny rozrzut wyniku surowego dla całej skali zawiera się w przedziale od 9 do 45, dla wymiarów szczegółowych natomiast – od 5 do 25 (lęk przed uczeniem się) oraz od 4 do 20 (lęk przed byciem testowanym). Stosowane narzędzie ma zadowalające walory psychometryczne (Cipora, Szczygieł 2016, s. 94). Skala AMAS charakteryzuje się wysoką rzetelnością (alfa Cronbacha dla całej skali = 0,85; rzetelność test-retest = 0,71; dla skali lęku przed uczeniem się matematyki alfa Cronbacha wynosi 0,78; rzetelność test-retest 0,59; dla skali lęku przed byciem testowanym z matematyki alfa Cronbacha równa się 0,84; rzetelność test-retest = 0,71).

Po wypełnieniu testu badani składali deklaracje wyboru kierunku studiów. Wskazania te zostały następnie przyporządkowane przez badaczy do kategorii: ścisłe lub techniczne oraz inne. Deklarowany wybór kierunku ścisłego lub technicznego był udziałem 23% badanych maturzystek i 61% ich rówieśników. Na koniec respondenci podawali semestralne oceny z matematyki. Ze względu na wręcz incydentalną obecność stopni skrajnych (niedostatecznych – 1 oraz celujących – 6) przyjęto, że zmienna wysokość szkolnych ocen będzie występować na czterech poziomach: 2, 3, 4 i 5.

Analiza wyników

Statystyki opisowe uzyskanych rezultatów (wysokość not, lęk przed matematyką) z uwzględnieniem zróżnicowania ze względu na płeć ucznia prezentują odpowiednio tabele 1–3.

Tabela 1. Statystyki opisowe dla lęku przed matematyką i rezultaty testu istotności różnic ze względu na płeć badanych

	Osoby badane	\bar{X}	SD	Zróżnicowanie międzygrupowe: A i B
Ogólny lęk przed matematyką	Ogółem	22,01	6,74	$t = 6,84; p = ,001$ A > B d Cohena = 0,60
	A. Uczennice	23,12	6,81	
	B. Uczniowie	19,08	6,55	
Lęk przed uczeniem się	Ogółem	8,34	3,62	$t = 2,67; p = ,01$ A > B d Cohena = 0,21
	A. Uczennice	8,61	3,71	
	B. Uczniowie	7,82	3,44	
Lęk przed byciem testowanym	Ogółem	13,80	3,91	$t = 8,92; p = ,001$ A > B d Cohena = 0,80
	A. Uczennice	14,51	3,98	
	B. Uczniowie	11,26	4,01	

Przedstawione dane (tab. 1) informują, że uczennice w relacji do swoich kolegów charakteryzuje istotnie wyższe nasilenie lęku przed matematyką, ujmowanego zarówno ogólnie, jak i szczegółowo. Omawiane zróżnicowanie przyjmuje największą wartość w odniesieniu do lęku przed byciem testowanym, uzyskany efekt można określić jako wysoki (d Cohena = 0,80). Przeciętną wielkość efektu (d Cohena = 0,60) odnotowano w przypadku wyniku ogólnego, efekt mały natomiast (d Cohena = 0,21) dotyczy lęku przed uczeniem się matematyki. Porównanie uzyskanych rezultatów do danych z prac nad polską adaptacją AMAS (Cipora i in. 2015) ukazuje zasadnicze podobieństwo przedstawionych średnich, aczkolwiek należy odnotować wyższą wartość niektórych wyników badań własnych, zwłaszcza w przypadku dziewcząt. Jeśli chodzi o wielkość efektu zróżnicowania poziomu lęku ze względu na płć, całkowicie zgodne dane dotyczą ogólnego nasilenia lęku przed matematyką (d Cohena = 0,60), nieco mniejsze zróżnicowanie wystąpiło w badaniach własnych w odniesieniu do lęku przed uczeniem się (d Cohena odpowiednio: 0,21 i 0,25), większe natomiast w przypadku lęku przed byciem testowanym (d Cohena odpowiednio: 0,80 i 0,75). W tabeli 2 zawarto rezultaty opisu statystycznego ocen z matematyki uzyskanych przez badanych maturzystów.

Tabela 2. Statystyki opisowe dla ocen semestralnych z matematyki i rezultaty testu istotności różnic ze względu na płć badanych

Osoby badane	Mediana	Dominanta	Zróżnicowanie międzygrupowe: A i B
Ogółem	3,00	2,00	$z = 2,06; p = 0,05$ $A > B; rg = 0,11$
A. Uczennice	3,00	2,00	
B. Uczniowie	2,00	2,00	

rg – rangowy współczynnik korelacji dwuseryjnej Glassa.

Dane zawarte w tabeli 2 informują, że dominującą oceną badanych, bez względu na płć, jest ocena dopuszczająca, czyli najniższa nota pozytywna. W odniesieniu do uczniów ta nota stanowi także medianę. Statystycznie ujmując, oceny dziewcząt są wyższe, aczkolwiek wielkość efektu należy określić jako bardzo małą (rangowy współczynnik korelacji dwuseryjnej Glassa = 0,11).

Aby zweryfikować postawioną hipotezę, w pierwszym etapie analiz przeprowadzono – osobno dla badanych obu płci – analizę regresji logistycznej dla deklarowanego wyboru kierunku studiów, traktowanego jako zmienna wyjaśniana. Deklarację wyboru kodowano według schematu: 1 – kierunki studiów techniczne lub ścisłe, 0 – inne kierunki. Do modelu wprowadzono zmienne wyjaśniające: oceny szkolne oraz aspekty szczegółowe lęku przed matematyką (lęk przed uczeniem się i lęk przed byciem testowanym). Ponieważ w zapisie hipotezy istotną rolę odgrywa wysokość oceny szkolnej, zastosowano metodę powtarzającego się kontrastu tej zmiennej. Polega ona na tym, że

każda kategoria oceny (z wyjątkiem ostatniej) porównywana jest z następną. Przedstawione w kolumnie predyktory (tab. 3) określenia: Ocena z matematyki (1), (2) i (3) odpowiednio oznaczają: porównanie dwójki z trójką, trójki z czwórką oraz czwórki z piątką. W tabeli 3 podsumowano wyniki uzyskane dla porównywanych grup, wprowadzając tylko predyktory istotne.

Tabela 3. Istotne predyktory deklarowanego wyboru kierunku studiów ścisłych/technicznych – metoda powtarzanego kontrastu oceny (A – Uczennice, B – Uczniowie)

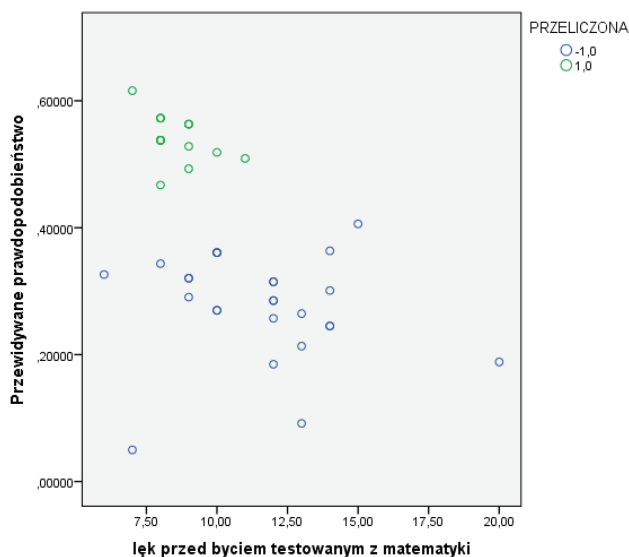
Predyktory	beta		Wald		p		Exp(B)	
	A	B	A	B	A	B	A	B
Ocena z matematyki (1)	–	2,59	–	4,69	–	,01	–	5,23
Ocena z matematyki (2)	–	4,93		11,28	–	,001	–	14,25
Ocena z matematyki (3)	2,29	–	4,03	–	,04		8,99	
Lęk przed byciem testowanym	–,91	–,58	10,10	8,10	,01	,01	,48	,71

Testowany model wyjaśniający deklaracje wyboru ścisłego lub technicznego kierunku studiów (tabela 3) jest dobrze dopasowany do danych, o czym świadczy wartość testu dobroci dopasowania Hosmera i Lemeshowa (chi-kwadrat odpowiednio: dla A = 3,98; $p = 0,86$; dla B = 5,23, $p = 0,91$). Można stwierdzić, że model wyjaśnia (R^2 Nagelkerkego) 73% i 79% wariacji w deklarowanym wyborze kierunku studiów.

Zastosowanie metody powtarzającego się kontrastu wysokości szkolnych ocen umożliwiło precyzyjne ukazanie odmienności pomiędzy uczniami i uczennicami. W odniesieniu do maturzystek prawdopodobieństwo deklarowanego wyboru kierunku ścisłego lub technicznego znacząco wzrasta w przypadku porównania czwórki z piątką {(ocena z matematyki (3))}. Oznacza to, że dopiero uzyskanie przez uczennicę oceny bardzo dobrej z matematyki (w relacji do oceny dobrej) zwiększa szanse analizowanej deklaracji o około 9 razy {(Exp(B) = 8,99, beta = 2,29)}. W przypadku uczniów natomiast „porównanie krytyczne” pojawia się już pomiędzy ocenami znacznie niższymi. Istotnym predyktorem zwiększającym szanse wyboru kierunku ścisłego lub technicznego okazuje się już ocena dostateczna {(w relacji do dopuszczającej), (ocena z matematyki (1))}. Prawdopodobieństwo przedmiotowej deklaracji wzrasta wówczas o około 5 razy {Exp(B) = 5,23; beta = 2,59}. Najsilniejszym predyktorem natomiast okazuje się uzyskanie czwórki – w relacji do trójki {(czyli ocena z matematyki (2))}. Analizowana szansa wzrasta w tym przypadku o około 14 razy {(Exp(B) = 14,25, beta = 4,93)}. Dla prawdopodobieństwa deklaracji kierunku ścisłego lub technicznego porównanie czwórki z piątką nie ma natomiast istotnego znaczenia.

Jeśli chodzi o kolejną zmienną, wprowadzoną do testowanego modelu, znaczącym predyktorem ujemnym analizowanej deklaracji, bez względu na płeć respondentów, okazał się ten sam wymiar lęku przed matematyką – lęk przed byciem testowanym. Występuje zróżnicowanie predykcyjnej mocy tej zmiennej w porównywanych grupach. W przypadku maturzystek wzrost jednostkowy lęku (o 1 punkt) zmniejsza prawdopodobieństwo deklaracji wyboru ścisłego lub technicznego kierunku studiów o 52% $\{(1 - \text{Exp}(B) = 0,48); \text{beta} = -0,91\}$, w odniesieniu do ich kolegów natomiast – o 29% $\{(1 - \text{Exp}(B) = 0,71); \text{beta} = -0,58\}$.

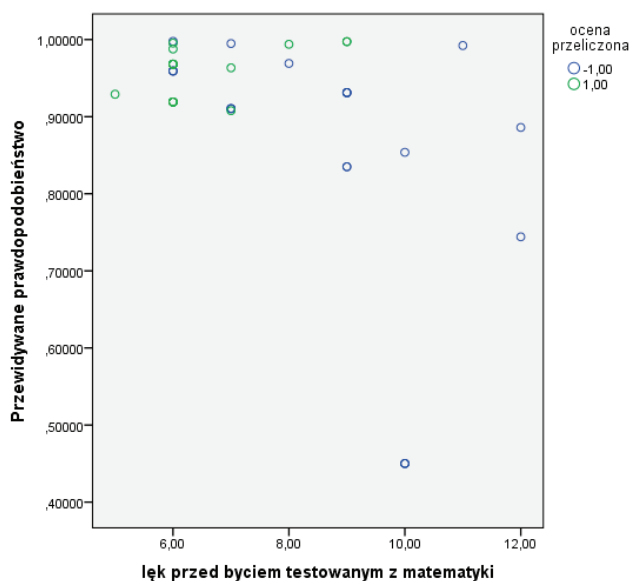
Kolejny etap wnioskowania statystycznego miał na celu wnikliwy wgląd w konstelację lęku przed byciem testowanym z matematyki oraz wysokości oceny, która okazała się „krytyczna” w odniesieniu do wyborów akademickich uczennic i uczniów. Przypomnijmy, że zmienną tę stanowią odpowiednio: ocena z matematyki (3) – porównanie czwórki z piątką oraz: ocena z matematyki (1) – porównanie dwójki z trójką. W celu oszacowania konstelacji utworzono zmienną ocena przeliczona, która powstała w wyniku zastosowania procedury *Effect Coding*. Procedura umożliwia zakodowanie wartości analizowanej – w tym przypadku: piątki (lub trójki) jako 1, natomiast –1 przyporządkowano czwórce (lub dwójce). Do modelu wprowadzono nowo utworzony predyktor: interakcja zmiennych, będący iloczynem oceny przeliczonej z lękiem przed testowaniem z matematyki (por.: Sosnowski 2010). Uznano, że najlepszy obraz efektu interakcji omawianych predyktorów obrazuje graficzna prezentacja uzyskanych wyników w porównywanych grupach (rys. 1–3).



Rys. 1. Przewidywane prawdopodobieństwo deklaracji ścisłego/technicznego kierunku studiów w przypadku jednoczesnego uwzględnienia lęku przed byciem testowanym i oceny dobrej (–1) oraz bardzo dobrej (1) – uczennice

Dane ukazują, że przewidywane prawdopodobieństwo deklaracji analizowanego kierunku studiów w grupach maturzystek o wysokich ocenach mieści się w przedziale od 0 do 65%. Występuje znaczny rozrzut wyników lęku przed byciem testowanym z matematyki – od niskiego do maksymalnego (zob.: tab. 1). Najwyższą szansę wyboru (równą 65%) oferuje jednoczesne występowanie oceny bardzo dobrej i niskiego nasilenia lęku. Efekt interakcji oceny przeliczonej z nasileniem tego aspektu lęku ($\beta = -1,01$; $p = 0,58$) oscyluje wokół istotnego, co oznacza, że oddziaływanie lęku w kontekście deklaracji analizowanego kierunku studiów ma tendencję do większej siły na poziomie oceny dobrej niż bardzo dobrej (Krejtz, Krejtz 2007).

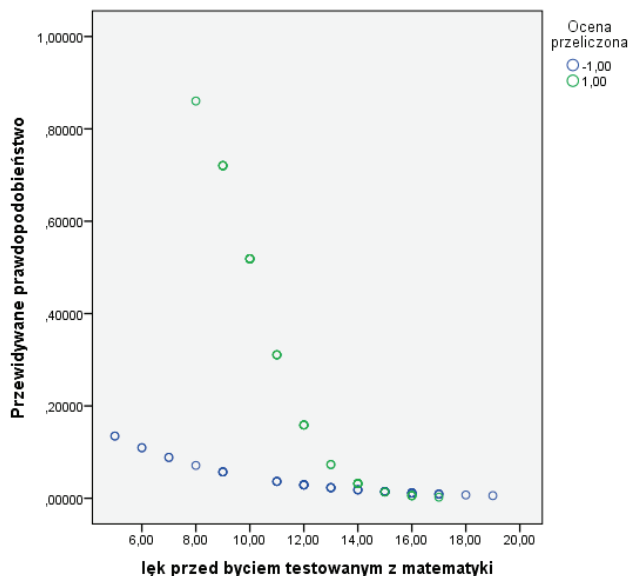
Analogiczną prezentację, w odniesieniu do uczniów, zawiera rysunek 2.



Rys. 2. Przewidywane prawdopodobieństwo deklaracji ścisłego/technicznego kierunku studiów w przypadku jednoczesnego uwzględnienia lęku przed byciem testowanym i oceny dobrej (-1) oraz bardzo dobrej (1) – uczniowie

Jak ukazują dane na rysunku 2, w grupach maturzystów z wysokimi ocenami szanse deklaracji studiów ścisłych lub technicznych mieszczą się zasadniczo w przedziale od 75 do 100% (wyłączywszy incydentalną obecność wyniku na poziomie 46%). Uzyskany rozrzut wyników lęku przed byciem testowanym z matematyki oscyluje pomiędzy rezultatem minimalnym a średnim (zob.: tab. 1). Nie występuje efekt interakcji oceny przeliczonej z lękiem ($\beta = -0,81$, $p = ,11$), co oznacza, że oddziaływanie lęku w kontekście prawdopodobieństwa wyboru kierunku studiów ścisłych lub technicznych ma taką samą siłę zarówno na poziomie oceny dobrej, jak i bardzo dobrej.

W odniesieniu do kolejnej noty „krytycznej” – ocena z matematyki (1), okazało się niemożliwe przeprowadzenie odpowiednich analiz w grupie maturzystek z powodu niewystępowania deklaracji wyboru kierunku ścisłego lub technicznego w przypadku oceny niedostatecznej. Prezentacje danych, uzyskanych w grupie maturzystów, zawiera rysunek 3.



Rys. 3. Przewidywane prawdopodobieństwo deklaracji ścisłego/technicznego kierunku studiów w przypadku jednoczesnego uwzględnienia lęku przed byciem testowanym i oceny niedostatecznej (-1) oraz dostatecznej (1) – uczniowie

Przewidywane prawdopodobieństwo deklaracji wyboru analizowanego kierunku studiów w grupach najniżej ocenianych maturzystów waha się od 0 do 85%. Otrzyma-ny rozrzut wyniku surowego równy jest dyspersji teoretycznej (od 4 do 20 punktów). Występuje efekt interakcji oceny przeliczonej z lękiem ($\beta = -0,33$; $p = 0,05$), co informuje o większej sile oddziaływania lęku w przypadku uzyskania dwójki (w relacji do trójki).

Dyskusja

Opisane w artykule badania, podobnie jak będące dla nich inspiracją obszerne studium S. Trusza (2015), stanowią próbę wyjaśnienia specyfiki akademickich wyborów

kobiet, „odległych” od kierunków ścisłych lub technicznych. W obu pracach za płaszczyzną analiz przyjęto istnienie stereotypu zdolności „typowych dla danej płci”, ze szczególnym podkreśleniem, że matematyka jest domeną mężczyźni. Jak to ujmują S. Trusz (2015), *kulturowa transmisja tego stereotypu utrwała tradycyjny pogląd co do właściwego dla kobiet i mężczyzn wykształcenia, zachęcając maturzystów do wyboru studiów technicznych lub ścisłych, a maturzystki – studiów humanistycznych lub społecznych* (tamże, s. 290). Jeżeli przyjmiemy, że opisany mechanizm kulturowej zachęty skutecznie funkcjonuje, to jego konsekwencją powinna być specyficzna interpretacja przez uczniów i uczennice pewnych wyznaczników predyspozycji do studiowania omawianych kierunków studiów. W tej pracy przyjęto za istotne dwa wyznaczniki: wysokość szkolnych not z matematyki oraz poziom lęku przed matematyką. Pierwszy z nich ma wymiar obiektywny w tym sensie, że stanowi informację klarowną co do poziomu realizacji wymogów stawianych młodemu człowiekowi przez system edukacyjny (Turska 2006). Drugi wyznacznik natomiast jest subiektywną reestracją napięcia, jakie wywołuje konfrontacja z problemem matematycznym.

Jak wielokrotnie ukazano (Niemierko 2002; Turska 2006), wysokość szkolnych not jako efekt codziennej, bieżącej ewaluacji postępów stanowi – w rodzimym systemie edukacyjnym – istotną podstawę budowania oczekiwań wobec przyszłości wychowanka i ważnej wskazówki co do wyboru akademickiego kierunku kształcenia. Rezultaty badań własnych ukazują natomiast, że w przypadku maturzystów różnej płci potwierdzenie predyspozycji do wyboru studiów ścisłych lub technicznych oferuje zasadniczo odmienna ocena z matematyki. Okazuje się, że dla badanych maturzystek dopiero nota bardzo dobra jest sygnałem do rozważenia studiów na omawianym kierunku. Ich koledzy natomiast taki sygnał upatrują nawet już w przypadku oceny dostatecznej, a jeszcze wyraźniej – w przypadku uzyskania czwórki z matematyki. Uzyskane dane sugerują zatem, że występuje zjawisko mniej korzystnej percepcji kompetencji matematycznych uczennic. Przedstawione rezultaty pozostają w ścisłym związku z innym studium rodzimym (Turska 2013), w którym wykazano, że płeć uczniów jest specyficznym czynnikiem wyjaśniającym poczucie autoskuteczności, formowane na podstawie – zdawałoby się obiektywnych – osiągnięć w matematyce. Najbardziej zaniżona percepcja własnych kompetencji dotyczyła uczennic (w relacji do ich kolegów) uzyskujących niskie oceny. Dopiero uzyskanie przez uczennicę najwyższej oceny powodowało, że *jej sposób interpretacji danych służących formowaniu poczucia skuteczności własnej stawał się bardziej „uniwersalny”, co w istocie oznacza – bardziej podobny (ale wciąż mniej korzystny) do sposobu typowego dla wysoko ocenianych uczniów* (tamże, s. 111). Z drugiej strony można także interpretować, że to właśnie maturzyści prezentują zawiżoną ocenę własnych kompetencji matematycznych. Obiecujące wyjaśnienie teoretyczne zjawiska zarejestrowanego w obu przytoczonych badaniach oferuje koncepcja charakterystyki statusu S.J. Correll (2004). Autorka utrzymuje, że płeć określa istotny, wyrazisty status jednostki. Społecznie kultywowane przekonania o statusie płciowym stanowią znaczący element stereotypów dotyczących

płci. Elementem tym jest przeświadczenie, że mężczyźni cechuje kompetencja we wszystkich kwestiach „związanych z liczeniem” (tzw. wyższy status mężczyzn). Jeżeli osoby, które posiadają niższy status (w tym przypadku – kobiety w matematyce), dobrze wykonują jakieś zadanie, spotyka się ono z wnikliwą i krytyczną oceną, ponieważ dobry wynik jest niezgodny z charakterystyką statusu. Odwrotnie – równie wysoki wynik w przypadku osób o wyższym statusie jest spójny z oczekiwaniami i jako taki podlega mniej wnikliwej, rzadszej i bardziej łagodnej ocenie. W rezultacie jest bardzo prawdopodobne, że członkowie grupy wysokiego statusu zostaną uznani za posiadających kompetencje, nawet gdy obiektywne porównanie z uczestnikami innej grupy nie wykazuje ich przewagi. Ten *podwójny standard oceny kompetencji* (tamże, s. 98) wpływa także na formowanie samooceny. Jeżeli samoocena kształtować się będzie w kontekście kulturowego przeświadczenia, że płęć męska jest predysponowana do wykonania danego zadania, to mężczyźni będą stosować łagodniejszy standard autoewaluacji. Tym samym mogą przeceniać własne kompetencje, przejawiając optymistyczną tendencyjność. Istnieją wysokie szanse, że kulturowy kontekst osiągnięć z matematyki będzie natomiast powodował niedocenywanie własnych kompetencji przez dziewczęta (tamże, s. 99).

Przedstawione rezultaty badań własnych, lokowane w kontekście koncepcji charakterystyki statusu, oferują pierwsze wyjaśnienie tytułowego pytania: *dlaczego tak niewiele?* oraz weryfikację pierwszego członu hipotezy. Wskazują bowiem, że „pula” potencjalnych kandydatek jest – w relacji do kandydatów – drastycznie zawężona do osób uzyskujących najwyższe noty z matematyki. Kolejną perspektywę wyjaśniającą ukazują wyniki pomiaru lęku przed matematyką. Charakterystyczne, że bez względu na płęć maturzystów znaczącą, negatywną rolę w podejmowaniu decyzji co do studiowania kierunków ścisłych lub technicznych odgrywa lęk przed byciem testowanym z matematyki. Teza ta oznacza, że ten rodzaj lęku nie jest specyficznym atrybutem tylko dziewcząt, lecz uniwersalnym (wprawdzie silniejszym w przypadku maturzystek) inhibitorem omawianych decyzji co do kształcenia akademickiego. Warto podkreślić, na podstawie analizy treści pozycji diagnozujących lęk przed byciem testowanym, że dotyczy on aspektu zamartwiania się, pojawiania się dokuczliwych myśli związanych z przewidywaniem niepowodzenia (na klasówce, egzaminie), co powoduje wyrażenie rejestrowane stany fizjologiczne—przyspieszone bicie serca, ból brzucha czy głowy. Emocjonalne i poznawcze skutki lęku przed byciem testowanym można obrazowo określić jako konieczność zmagania się w sytuacji egzaminacyjnej z jakimś dodatkowym zadaniem. Zrozumiała wydaje się zatem wielokrotnie raportowana zależność (np.: Dowker, Sarkar, Looi 2016) między lękiem przed testowaniem a obniżonym poziomem osiągnięć z matematyki. Rezultaty badań własnych ukazują tymczasem, że dziewczęta uzyskują statystycznie wyższe noty (efekt niewielki) przy doświadczaniu znacznie silniejszych stanów lękowych. Ta sprzeczność, już notowana w literaturze przedmiotu (zob.: Hyde i in. 2010), wciąż czeka na wyjaśnienie, składając do refleksji nad niewykorzystanym potencjałem dziewcząt. Na potrzeby wła-

snych analiz istotna jest jednak nie sama „przewaga” dziewcząt w rejestrowaniu lęku przed testowaniem z matematyki, lecz rola stanów lękowych, zniechęcająca do podjęcia studiów ścisłych lub technicznych. Jak się okazuje, wraz z takim samym, jednostkowym wzrostem nasilenia lęku szansa wyboru omawianego kierunku kształcenia maleje niemal dwukrotnie w przypadku uczennic niż uczniów. Oznacza to, że maturzystki doskonale potrafią sobie wyobrazić, jak destrukcyjnym doświadczeniem stać się może dla nich studiowanie kierunków ścisłych lub technicznych. Kolejny raz warto odwołać się do koncepcji S.J. Correll (2004), postulującej wyższy „status matematyczny” mężczyzn. W ich przypadku nie pojawia się bowiem tak ciemny koloryt antycypacji przebiegu studiów. Nawet gdy występuje doświadczenie lęku przed testowaniem, optymistyczna tendencyjność pomaga w budowaniu przeświadczenia, że „prawdopodobnie jakoś dam sobie radę na studiach odpowiednich dla mężczyzn”. Mamy tu zatem do czynienia z odmienną interpretacją przez maturzystki i maturzystów stanów lękowych jako podstawy do formowania oczekiwań co do sensowności deklarowanych wyborów akademickich. W ten sposób prezentowane rezultaty badań własnych oferują drugie wyjaśnienie tytułowego pytania *dlaczego tak niewiele?*, stanowiąc o pełnej weryfikacji postawionej hipotezy.

Dotychczasowe analizy ujmowały dwa zasadnicze wyznaczniki predyspozycji do studiowania kierunków ścisłych lub technicznych w sposób niezależny. Dalsza analiza interakcji wyznaczników na poziomie „ocen krytycznych” umożliwiła wnikliwy wgląd w konstelację obu zmiennych w kontekście przewidywanego prawdopodobieństwa analizowanych deklaracji przez maturzystki i maturzystów. Graficzna prezentacja uzyskanych wyników spowodowała także, że osoby badane stały się „bardziej żywe”, gdyż ten raport wykracza poza ujęcie „statystycznej” uczennicy i „statystycznego” ucznia. Widoczne jest (rys. 1), że poziom lęku przed byciem testowanym w grupie tylko bardzo dobrze ocenianych dziewcząt jest porównywalny do uzyskanego przez maturzystów z oceną bardzo dobrą ($z = 1,65$; $p = 0,054$), natomiast przewidywana szansa wyboru studiów ścisłych lub technicznych w najlepszym przypadku nieznacznie przewyższa 60%. Analiza prawdopodobieństwa omawianego wyboru w sytuacji, gdy lęk przykładowo wynosi 8 punktów, informuje, że większe szanse niż najwyżej oceniana maturzystka ma maturzysta o takim samym poziomie lęku, uzyskujący ledwie ocenę dostateczną (rys. 3). W przypadku maturzysty z oceną bardzo dobrą wskazany poziom lęku współwystępuje natomiast ze stuprocentowym prawdopodobieństwem wyboru ścisłego lub technicznego kierunku studiów.

Reasumując, uzasadnione wydaje się stwierdzenie, że weryfikacja postawionej hipotezy dotyczy „statystycznej” maturzystki. W przypadku najwyżej ocenianych uczennic sam poziom lęku przed byciem testowanym nie odbiega istotnie od rejestrowanego przez ich równie wysoko notowanych kolegów, nie pojawia się także – podobnie jak u pozostałych respondentów – inhibicyjna rola lęku przed uczeniem się matematyki. Wyniki badań własnych zatem zdają się nie potwierdzać pierwszego członu przytoczonej sugestii (Trusz 2015, s. 286), że konfrontacja ze szkolną edukacją matematycz-

ną mogła być dla tych maturzystek awersyjna i psychologicznie „kosztowna”. Analiza prawdopodobieństwa wyboru studiów, w których matematyka jest „narzędziem i językiem myślenia”, konfirmuje jednocześnie dalszą część tej sugestii, iż studiowanie na kierunku humanistycznym lub społecznym wydaje się tym uczennicom „przyjemniejsze” (tamże). Zasadniczą rolę odgrywa przeto nie rejestracja destrukcyjnych doświadczeń ze szkolną matematyką, ale antycypacja szczególnego obciążenia, jakie powodować będą dla nich studia ścisłe lub techniczne. Ukazaną specyfikę percepcji zasadności wyborów akademickich najlepszych z matematyki maturzystek należy upatrywać w kontekście kulturowej transmisji poglądów na temat właściwego kobietom i mężczyznom wykształcenia (Trusz 2015), której mechanizm trafnie objaśnia koncepcja charakterystyki statusu (Corell 2004),

Przedstawionym badaniom można postawić zarzut nierozpatrywania wysokości ocen z matematyki w kontekście not z innych przedmiotów, zwłaszcza humanistycznych. Przewiduje się zatem kontynuację badań z uwzględnieniem tak poszerzonego programu.

Bibliografia

- ASHCRAFT M.H., KIRK E.P., 2001, *The relationships among working memory, math anxiety, and performance*, Journal of Experimental Psychology: General, 2.
- ASHCRAFT M.H., MOORE A.M., 2009, *Mathematics anxiety and the affective drop in performance*, Journal of Psychoeducational Assessment, 3.
- ASHCRAFT M.H., RIDLEY K., 2005, *Math anxiety and its cognitive consequences: A tutorial review*, [in:] J.I.D. Campbell (ed.), *Handbook of mathematical cognition*, Psychology Press, New York.
- BENBOW C.P., LUBINSKI D.L., SHEA D., EFTEKHARI-SANJANI H., 2000, *Sex differences in mathematical reasoning ability at age 13: Their status 20 years later*, Psychological Sciences, 11.
- BENBOW C.P., STANLEY J.C., 1980, *Sex differences in mathematical ability: Fact or artifact?*, Science, 222.
- CIPORA K., SZCZYGIEL M., 2016, *Lęk przed matematyką przyszłych nauczycieli edukacji przedszkolnej i wczesnoszkolnej: jak uczyć, kiedy sama się boję?*, Problemy Wczesnej Edukacji, 2(33).
- CIPORA K., SZCZYGIEL M., WILLMES K., NUERK H-CH., 2015, *Math Anxiety Assessment with the Abbreviated Math Anxiety Scale: Applicability and Usefulness: Insights from the Polish Adaptation*, Frontiers in Psychology, 6, 1833.
- CORRELL S., 2004, *Constraints into Preferences: Gender, Status, and Emerging Career Aspirations*, American Sociological Review, 106(6).
- COSTA P., TERRACCIANO A., MCCRAE R., 2001, *Gender differences in personality traits across cultures: robust and surprising findings*, J. Pers. Soc. Psychol., 81.
- CZAJKOWSKA M., 2018, *Różnice osiągnięć dziewcząt i chłopców w rozwiązywaniu zadań matematycznych*, Terazniejszość – Człowiek – Edukacja, 1(81).
- DEVINE A., FAWCETT K., SZUCS D., DOWKER A., 2012, *Gender differences in mathematics anxiety and the relations to mathematics performance while controlling for test anxiety*, Behav., Brain. Funct., 8.
- DOWKER A., SARKAR A., LOOI C., 2016, *Mathematics Anxiety: What Have We Learned in 60 Years?*, Front., Psychol., 7.
- DREGER R.M., AIKEN L.R., 1957, *The identification of number anxiety in a college population*, Journal of Educational Psychology, 6.

- GAVIN M.K., REIS S., 2003, *Helping Teachers to Encourage Talented Girls in Mathematics Gifted*, Child Today, 1.
- HARRARI R., VUKOVIC R., BAILEY S., 2013, *Mathematics Anxiety in Young Children: An Exploratory Study*, The Journal of Experimental Education, 4.
- HAWROT A., 2018, *Pozaszkolna pomoc w nauce a osiągnięcia szkolne w okresie adolescencji*, Edukacja, 1(144).
- HEMBREE R., 1990, *The nature, effects, and relief of mathematics anxiety*, J. Res. Math. Educ., 21.
- HILL C., CORBETT CH., ROSE A., 2010, *Why So Few? Women in Science, Technology, Engineering, and Mathematics*, AAUW, Washington.
- HILL F., MAMMARELLA I., DEVINE A., CAVIOLA S., PASSOLUNGI M., SZÜCS D., 2016, *Maths anxiety in primary and secondary school students*, Learning & Individual Differences, 48.
- HOPKO D.R., MAHADEVAN R., BARE R.L., HUNT M.K., 2003, *The abbreviated math anxiety scale (AMAS) construction, validity, and reliability*, Assessment, 10(2).
- HYDE J.S., LINDBERG S.M., LINN M.C., ELLIS A.B., WILLIAMS C.C., 2010, *Gender similarities characterize math performance*, Science, 321.
- KOPCIEWICZ L., 2012, *Równa szkoła, Matematyka, władza i pole wytwarzania kultury*, Difin, Warszawa.
- KREJTZ K., KREJTZ I., 2007, *Dwuczynnikowa analiza wariancji w schemacie międzygrupowym*, [w:] S. Bedyńska, A. Brzezicka (red.), *Statystyczny drogowskaz*, Wyd. SWPS Academica, Warszawa.
- LAZARUS M., 1974, *Mathophobia: Some Personal Speculations*, National Elementary Principal, 2.
- LEE J., 2009, *Universals and specifics of math self-concept, math self-efficacy, and math anxiety across 41 PISA 2003 participating countries*, Learning and Individual Differences, 3.
- MA X., 1999, *A meta-analysis of the relationship between anxiety toward mathematics and achievement in mathematics*, J. Res. Math. Educ., 30.
- MILLER H., BICHSEL J., 2004, *Anxiety, working memory, gender, and math performance*, Pers. Individ. Dif., 37.
- NIEMIĘRKO B., 2002, *Ocenianie szkolne bez tajemnic*, WSiP, Warszawa.
- OECD, 2013, *PISA 2012 assessment and analytical framework: Mathematics, reading, science, problem solving and financial literacy*, OECD Publishing, Paris.
- PLETZER B., KRONBICHLER M., NUERK H.-C., KERSCHBAUM H.H., 2015, *Mathematics anxiety reduces default mode network deactivation in response to numerical tasks*, Front. Hum. Neurosci., 9.
- RICHARDSON F.C., SUINN R.M., 1973, *A comparison of traditional systematic desensitization, accelerated massed desensitization, and anxiety management training in the treatment of mathematics anxiety*, Behavior Therapy, 2.
- SOSNOWSKI T., 2010, *Analiza interakcji zmiennych kategoryalnych i ciągłych*, Psychologia Społeczna, 5.
- SPIELBERGER C.D., 1983, *State-Trait Anxiety Inventory*, Consulting Psychologists Press, Palo Alto, CA.
- SUÁREZ-PELLICIONI M., NÚÑEZ-PEÑA M.I., COLOMÉ À., 2015, *Math anxiety: a review of its cognitive consequences, psychophysiological correlates, and brain bases*, Cogn. Affect. Behav. Neurosci., 16.
- TOBIAS S., 1978, *Overcoming math anxiety*, Houghton Mifflin, Boston, MA.
- TRUSZ S., 2015, *Kulturowa transmisja stereotypu płci. Co sprawia, że mężczyźni studiują na kierunkach ścisłych lub technicznych, a kobiety na kierunkach humanistycznych lub społecznych?*, Labor et Educatio, 3.
- TURSKA D., 2013, *Poczucie autoskuteczności w matematyce uczniów i uczennic*, Kultura i Edukacja, 3.
- TURSKA D., 2006, *Skuteczność ucznia. Od czego zależy udana realizacja wymogów edukacyjnych?*, Wyd. UMCS, Lublin.
- TURSKA D., BERNACKA R.E., 2010, *Maths Lessons – Are They Gender Neutral in the Polish Perspective? Report on the Third Stage of Research*, The New Educational Review, 4(22).
- TURSKA D., OSZWA A., 2017, *Nauczycielskie atrybucje zdolności do matematyki uczniów i uczennic*, Kwartalnik Pedagogiczny, 2.

- VRUGT A., OORT F., WAARDENBURG L., 2009, *Motivation of men and women in mathematics and language*, Int. J. Psych., 5.
- WIGFIELD A., MEECE J.L., 1988, *Math anxiety in elementary and secondary school students*, J. Educ. Psychol., 80.

***Why are there so few? A note from mathematics
and the fear of mathematics as predictors of choosing science
and technical studies by female secondary school graduates***

The article makes an attempt to explain a phenomenon of a small representation of women on science/technical degree courses (*Why are there so few?*). The study focuses on the “paradox” dimension of the phenomenon, showing that female students do not take up such studies also if they have high achievements in mathematics. It is suggested (Trusz 2015) that the reason for that is, amongst others, the fear of mathematics. Own research was carried out in order to empirically show the school notes and the fear of mathematics in the role of predictors for choosing science/technical studies by the secondary school graduates (in relation to their schoolmates). The obtained data indicate that generally, in the case of the female students the role of a positive predictor of the choice is the highest maths note, but the fear of testing the mathematics knowledge is a strong negative predictor. A detailed analysis of the constellation of those both variables in the context of the predicted probability of choosing the science/technical studies by the highest evaluated female students was carried out. The results show that a subjective interpretation of the fear, and not the extent of the fear, has a significant importance. Discussing the results of own research, a reference was made to S.J. Correll’s concept of gender status (2004).

Keywords: *mathematics, fear of mathematics, achievements in mathematics, the concept of gender status*