

OCENY SZKOLNE A BEZRADNOŚĆ INTELEKTUALNA

Autorka definiuje wyuczoną bezradność intelektualną, a następnie przedstawia wyniki swoich badań dotyczących związku ocen szkolnych z płcią, typem szkoły i przedmiotem nauczania. Odkrywa, że poczucie bezradności jest większe u uczniów starszych i występuje u tych, którzy uzyskują oceny co najwyżej dostateczne oraz u tych, których rodzice mają wyższe oczekiwania.

Ocenianie szkolne obejmuje proces ustalania i komunikowania oceny szkolnej. „Ocena szkolna to informacja o wyniku uczenia się wraz z komentarzem... informacja o wyniku uczenia się ma nie tylko nadawcę, komunikat i odbiorcę, lecz także „koder”, zamieniający informację na uproszczony sygnał, „kanał”, służący do przekazywania sygnału, oraz „deko-der”, odtwarzający z sygnału pierwotną informację” (B. Niemierko, 2001, s. 166). Pozostając w tym zakresie pojęć, przedstawione poniżej rozważania poświęcone są zakłóceniom w trakcie dekodowania sygnału.

Rosnący stopień trudności treści nauczania prowadzi do wyłonienia się grupy osób, dla których uczenie się związane jest z pozytywnymi emocjami, a podejmowane w danym zakresie działania okazują się skuteczne oraz tych, którzy nie mogą sprostać wymaganiom stawianym im przez szkołę. Ich nauka nie przynosi oczekiwanych rezultatów, a mała skuteczność działań stanowi przyczynę przykrych odczuć. Powtarzające się negatywne doświadczenia w procesie uczenia się określonych treści programowych są powodem utrwalania się przekonania ucznia o braku wpływu na bieg zdarzeń. Poczuciu bezradności towarzyszy często pesymistyczny sposób wyjaśniania przyczyn niepowodzeń, stanowiący podłoże powstawania zaburzeń nastroju. Właśnie tej grupie uczniów poświęcone są poniższe rozważania.

WYUCZONA BEZRADNOŚĆ INTELEKTUALNA

Co dzieje się, gdy uczeń mimo wzmoczonego wysiłku intelektualnego, traci możliwość wpływania na bieg zdarzeń? Początkowo prowadzi to do podwyższonej mobilizacji intelektualnej oraz intensyfikacji działań w celu odzyskania kontroli nad zdarzeniami. Jeśli kolejne próby nie przynoszą oczekiwanych wyników, u ucznia występuje specyficzny rodzaj uczenia się braku związku między zachowaniem a sekwencją zdarzeń, prowadzący do zaburzeń sfery poznawczej, motywacyjnej i emocjonalnej (Sędek, 1995).

Zmiany zachowań uczniów nie mogących realizować w szkole swoich oczekiwań można interpretować modelem wyuczonej bezradności. Został on opisany przez amerykańskiego psychologa M. Seligmmana (1968) w celu wyjaśnienia zmian w zachowaniu zwierząt poddawanych wcześniej, występującym w sposób losowy, wzmocnieniom. Przeprowadzony eksperyment doprowadził do następujących konkluzji: przebywanie w sytuacji niekontrolowanej powoduje specyficzny rodzaj uczenia się braku związku między zachowaniem a występowaniem zdarzeń. Sytuacja niekontrolowana to sytuacja, w której zachowanie podmiotu nie zmienia prawdopodobieństwa zajścia określonych zdarzeń. Brak efektywności działań rejestrowany przez podmiot prowadzi do obniżenia motywacji do generowania nowych działań mogących przynieść pożądane efekty. Podmiot uczy się, że również w przyszłości nie będzie związku między jego działaniem a

osiąganymi wynikami. To oczekiwanie braku wpływu, występujące po treningu bezradności, powoduje pojawienie się wyuczonyj bezradności związanej z deficytami: poznawczymi (utrudnione rozpoznawanie związku między zachowaniem a jego następstwami), motywacyjnymi (utrudnienie w inicjowaniu dowolnych reakcji) oraz emocjonalnymi (występowanie lęku oraz uczuć związanych z depresją).

Uogólnienie poczynionych obserwacji na zachowanie ludzi spowodowało podjęcie rozległych badań nad wpływem treningu bezradności na funkcjonowanie człowieka w różnych sytuacjach zadaniowych. Publikowane wyniki wskazywały na ograniczoną przydatność pierwotnego modelu Seligmana w zastosowaniu do eksplanacji zachowań ludzi. W badaniach rejestrowano przypadki polepszenia wykonania zadania po odbytym treningu bezradności, czyli efekt odwrotny do przewidywanego przez model. Zaobserwowano również znaczne zróżnicowanie międzyosobnicze w wielkości oraz trwałości deficytów powstających wskutek przebywania w sytuacji niekontrolowanej.

W efekcie poprawiania eksplanacyjnych i predykcyjnych właściwości modelu powstał model atrybucyjny bezradności. Zdaniem Abramsona, Seligmana i Teasdale'a (1978) rodzaj atrybucji przyczynowych ma wpływ na oczekiwania co do dalszej niezależności działań i wyników, a w konsekwencji – na uczenie się bezradności. Myślenie o przyczynach tego, co nam się przydarza, zależy od stylu wyjaśniania, który jest cechą osobowości po części uwarunkowaną genetycznie, po części kształtowaną przez otoczenie, tzn. rodziców, rówieśników i nauczycieli. W znacznym stopniu zależy on od samooceny i decyduje o optymizmie lub pesymizmie człowieka. Na styl wyjaśniania wpływa nie tylko treść docierającej krytyki, ale i styl tej krytyki. Styl wyjaśniania kształtuje się w dzieciństwie, ale istnieje możliwość korygowania go przez zamierzone działania. Na styl wyjaśniania składają się trzy istotne wymiary: stałość (dotyczy trwałości w czasie przyczyn odnoszonych niepowodzeń i sukcesów), zasięg (dotyczy aspektu przestrzennego, określa rozległość oczekiwań) i personalizacja (dotyczy umiejscowienia przyczyn zdarzeń).

BADANIA WŁASNE

Badaniami objęto próbę dostępną 726 osób, z których 201 było uczniami klas szóstych szkół podstawowych (tab.1). Pozostali badani uczęszczali do pierwszych klas liceów ogólnokształcących. Chłopców było 293 a dziewcząt - 433. Badania dotyczyły ocen szkolnych oraz ich związku z poczuciem bezradności intelektualnej na lekcjach języka polskiego i matematyki. Badania przeprowadzono w lutym 2000 roku na terenie siedmiu województw.

Tabela 1. Charakterystyka próbki

Poziom kształcenia	Płeć		Razem:
	chłopcy	dziewczynki	
szkoła podst.	90	111	201
licealiści	203	322	525
Razem:	293	433	726

Uczniowie wypełniali kwestionariusz ankiety, zawierający między innymi pytania dotyczące uzyskanych ocen szkolnych z języka polskiego i matematyki. Pytania dotyczyły końca poprzedniego roku szkolnego oraz ocen za I semestr roku bieżącego. Uczniów proszono również o podanie w każdym z wymienionych przypadków ocen oczekiwanych przez nich oraz przez ich rodziców. Jest to ważne ze względu na badania nad bezradnością. Zgodnie z teorią można oczekiwać, że poczucie bezradności towarzyszy uczniom, których realne możliwości sprostania wymaganiom szkolnym są zbyt niskie, ale istnieje możliwość wystąpienia

bezradności również u osób, których uzyskiwane oceny szkolne nie zaspokajają oczekiwań ich lub rodziców.

Badanie bezradności przeprowadzono stosując skonstruowaną na użytek badań skalę bezradności. Składała się ona z 20 pozycji zaopatrzonych w kafeterię Lickerta (B. Ciżkowicz, 2000). Uczniowie ustosunkowywali się do każdej pozycji, określając częstość występowania opisanych w niej odczuć. Odpowiedzi punktowano od zera do czterech punktów. Miarą bezradności uczyniono średnią aprobatę pozycji skali. Stąd może ona przyjmować wartości od 0 do 4. Rzetelność pomiaru jest zadowalająca (α Cronbacha dla bezradności na lekcjach j. polskiego = 0,91 na lekcjach matematyki = 0,88).

Badanie stylu wyjaśniania zdarzeń przeprowadzono u uczniów klas VI. Do badania stylu atrybucyjnego zastosowano Kwestionariusz Stylu Atrybucyjnego u Dzieci (Children's Attributional Style Questionnaire) [Seligman, 1996]. CASQ jest narzędziem badawczym opracowanym przez N. Kaslow i R. Tanenbauma [Seligman, 1997] i wystandaryzowanym na terenie USA. Kwestionariusz CASQ składa się z 48 pozycji. Każda pozycja opisuje sytuację, na którą badany może zareagować w jeden z dwóch ściśle określonych sposobów, uzyskując 0 lub 1 punkt w zależności od wybranej opcji. W kwestionariuszu zawarto po 16 pozycji dotyczących każdego z wyszczególnionych powyżej wymiarów atrybucji tj. stałości (S), zasięgu (Z), personalizacji (P). W każdej z tych trzech grup 8 pozycji dotyczy interpretacji niepowodzeń (N) i 8 – zdarzeń pomyślnych (P). Normy wyznaczone na próbie dzieci amerykańskich w wieku 9 – 13 lat obejmują każdy z wymiarów atrybucji oraz wynik końcowy (P-N), obliczany jako różnica między liczbą punktów uzyskanych za interpretację zdarzeń pomyślnych i interpretację niepowodzeń. W badaniach atrybucyjnego stylu wyjaśniania można uzyskać od -24 do +24 punktów, przy czym wyższy wynik świadczy o większym optymizmie. Badania kwestionariuszem CASQ kilku tysięcy dzieci amerykańskich pozwoliły stwierdzić, że w tej grupie wiekowej optymizm dziewczynek jest znacząco wyższy niż chłopców, stąd normy zostały podane osobno dla każdej płci (por. tab. 2).

Tabela 2. Normy CASQ dla dzieci 9-13 letnich w USA (Seligman, 1997)

Płeć	SN	SP	ZN	ZP	PN	PP	N	P	P-N
Dziewczeta	2,4	4,6	2,4	4,6	2,4	4,6	7,1	13,8	6,5
Chłopcy	2,9	4,6	2,9	4,6	2,9	4,6	8,7	13,8	5,1

Wymiar atrybucji:

SN – stałość niepowodzeń

SP – stałość powodzenia

$N = SN + ZN + PN$

ZN – zasięg niepowodzeń

ZP – zasięg powodzenia

$P = SP + ZP + PP$

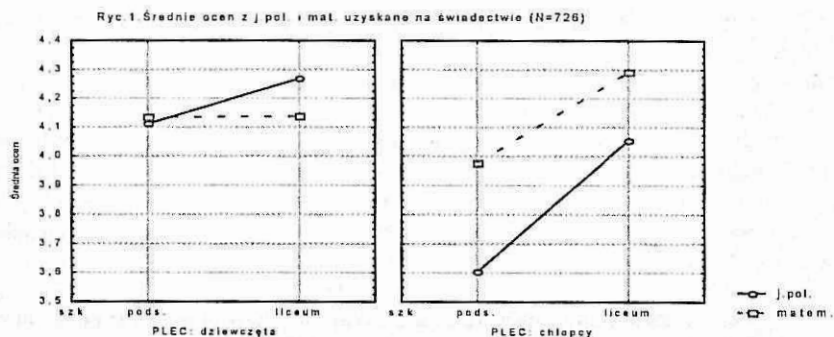
PN – personalizacja niepowodzeń

PP – personalizacja powodzenia

$P-N = P - N$

OCENY SZKOLNE

Badanie rozkładu ocen szkolnych miało umożliwić odpowiedź na pytanie, dotyczące wpływu poziomu kształcenia oraz płci na oceny szkolne. W celu zweryfikowania hipotezy o zależności ocen z języka polskiego i matematyki od poziomu kształcenia i płci badanych zastosowano dwuczynnikową analizę wariancji.



Ryc. 1. przedstawia średnie ocen z języka polskiego i matematyki w grupach zróżnicowanych płcią i wiekiem uczniów. W szkole podstawowej średnia ocen uzyskanych przez dziewczęta z języka polskiego i matematyki jest prawie identyczna (4,11 i 4,14). Średnia ocen z języka polskiego licealistek jest wyższa od ich średniej z matematyki (4,27 i 4,14). Chłopcy uczęszczający do szkoły podstawowej mają niższe oceny od swych starszych kolegów zarówno z języka polskiego, jak i z matematyki, przy czym różnica ta jest większa w przypadku języka polskiego (3,60 i 4,05). Na lekcjach matematyki średnia ocen chłopców ze szkoły podstawowej jest 3,9, a licealistów 4,29. Oceny szkolne dziewcząt z uwzględnionych w badaniach przedmiotów nauczania są wyższe niż chłopców. Jest to szczególnie widoczne w szkole podstawowej. Jednak starsi chłopcy wyprzedzają już swoje rówieśniczki w matematyce. Zadaje się to potwierdzać sugestie niektórych psychologów i pedagogów, co do „płci mózgu”.

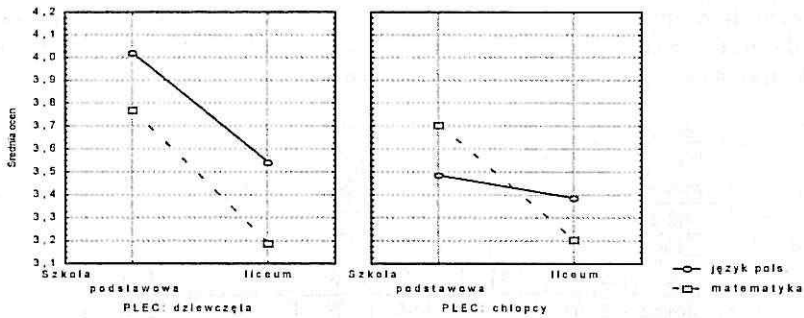
Wyniki zastosowanej analizy wariancji zawiera tab. 3. Zarówno poziom kształcenia, jak i płeć różnicują osiągnięcia badanych w stopniu istotnym. Mimo zarysowujących się zmian w relacjach ocen z matematyki interakcja płci i poziomu kształcenia okazała się nieistotna.

Tabela 3. Oceny szkolne uzyskane na zakończenie roku szkolnego – dwuczynnikowa analiza MANOVA (N=712)

Czynniki	Lambda Wilksa	R Rao	Poziom istotności p
typ szkoły	0,9799	7,3037	0,0007
płeć	0,9498	18,8119	0,0000
interakcja	0,9950	1,7802	0,1694

Badani podawali również swoje oceny za I semestr (por. ryc. 2 i tab. 4). Relacje w tym przypadku znacznie odbiegają od ocen na koniec roku. Należy zwrócić uwagę na fakt, że oceny roczne podawane przez uczniów I klasy liceum były ich ocenami na świadectwie ukończenia szkoły podstawowej.

Ryc. 2. Średnie ocen szkolnych z j. polskiego i matematyki za I semestr (n=725)



Oceny za I semestr licealistów są niższe niż oceny uzyskane przez uczniów klas szóstych. Dotyczy to uczniów obojga płci bez względu na przedmiot nauczania (ryc. 2). Największa różnica na niekorzyść dzieci starszych występuje na matematyce. W odniesieniu do dziewcząt średnia ocen z matematyki uczennic klas VI jest 3,78, a licealistek 3,19 (por. tab. 4). Najmniejsze różnice występują u chłopców i dotyczą ocen z języka polskiego. W szkole podstawowej mają oni w I semestrze średnią 3,49, a w liceum tylko o 0,1 niższą (3,39).

Tabela 4. Oceny szkolne uzyskane za I semestr (N=716) – dwuczynnikowa analiza MANOVA

Czynniki	Lambda Wilksa	R Rao	Poziom istotności p
typ szkoły	0,9467	20,146	0,0000
płeć	0,9672	12,129	0,0000
interakcja	0,9912	3,174	0,0424

Zastosowana analiza wariancji w celu zweryfikowania hipotezy o znaczącym wpływie płci i typu szkoły na oceny szkolne z języka polskiego i matematyki w przypadku ocen za I semestr wskazuje na istotność zarówno efektów głównych, jak i interakcji czynników. W przypadku efektów głównych różnice średnich ocen dla typu szkoły są bardziej znaczące w przypadku ocen za I semestr niż w przypadku ocen na koniec roku (por. wartość testu Rao tab. 3 i 4). Na ryc. 2 w grupie chłopców widoczna jest interakcja czynników. W szkole podstawowej średnia ocen z matematyki jest wyższa od średniej ocen z języka polskiego. W liceum oceny chłopców na matematyce spadły poniżej średniej ocen z języka polskiego.

W tab. 5 zamieszczono średnie oceny, dotyczące określonego: przedmiotu nauczania, typu szkoły oraz płci. Analiza średnich ocen w każdej z tych kategorii odpowiednio na zakończenie roku szkolnego i ocen uzyskanych za I semestr wskazuje, że we wszystkich przypadkach nastąpiło obniżenie średnich semestralnych w porównaniu ze średnimi rocznymi. Na uwagę zasługują jednak wielkości tych zmian. U uczniów klas szóstych różnice są nie duże. Wielkości tych różnic zwiększają się w przypadku uczniów klas I licealnych. U nich dodatkowymi czynnikami, które mogą implikować te rozbieżności jest zmiana środowiska szkolnego łącznie z osobami oceniającymi.

Tabela 5. Średnia ocen z języka polskiego i matematyki (N=716)

Typ szkoły	Płeć	Język polski		Matematyka	
		roczna	za I sem.	roczna	za I sem.
szkoła podstawowa	dziewczęta (n=107)	4,11	4,02	4,14	3,78
	chłopcy (n=87)	3,60	3,49	3,98	3,71
liceum	dziewczęta (n=322)	4,27	3,54	4,14	3,19
	chłopcy (n=200)	4,07	3,39	4,31	3,21
Ogółem:		4,11	3,56	4,17	3,35

Prowadzone badania miały umożliwić ocenę zgodności uzyskiwanych ocen szkolnych z oczekiwaniami zarówno uczniów, jak i ich rodziców. Zgodnie z teorią frustracja i brak motywacji do nauki pojawia się głównie u uczniów, którzy mimo wyłożonego wysiłku intelektualnego nie osiągają oczekiwanych rezultatów.

Tabela 6. Oceny z języka polskiego na koniec roku szkolnego (N=701)

Oceny uzyskane	Oceny oczekiwane przez rodziców					Ogółem:
	dop	dst	dobra	bdb	celująca	
ndst	0	4	0	0	0	4
dop	3	16	13	2	0	34
dst	0	41	94	8	1	144
dobra	0	5	164	76	5	250
bdb	1	0	9	219	3	232
celująca	0	0	0	25	12	37
ogółem:	4	66	280	330	21	701

Rozkład liczebności w tab. 6 wskazuje na rozbieżności między oczekiwaniami rodziców a uzyskanymi ocenami ich dzieci. Na poziomie uzyskanych ocen od 1 do 4 oczekiwania przewyższają rezultaty. I tak z 34 osób, które z języka polskiego uzyskały ocenę dopuszczającą tylko troje rodziców takiej oceny oczekiwało. W 16 przypadkach rodzice spodziewali się oceny dostatecznej, w 13 – oceny dobrej, a w dwóch nawet oceny bdb. Oczywiście w tym zakresie ocen zdarzają się też sytuacje odwrotne, kiedy oczekiwania rodziców były niższe niż oceny uzyskane przez dziecko, ale są to sytuacje mniej liczne, chociaż relacje te ulegają zmianie przy przesuwaniu się w kierunku ocen wyższych. Dla przykładu z 250 osób, które uzyskały ocenę dobrą 76 rodziców oczekiwało wyniku bardzo dobrego, a 5 - celującego. Tylko 5 rodziców spodziewało się oceny dostatecznej. W przypadku oceny bardzo dobrej już tylko 3 rodziców miało wyższe oczekiwania, a 9 – niższe. Inaczej przedstawia się sytuacja dla ocen celujących. Duża część rodziców nie oczekiwała tak wysokich not swoich dzieci. Podobnie kształtuje się relacja między oczekiwaniami rodziców a uzyskanymi ocenami z matematyki (tab. 7).

Tabela 7. Oceny z matematyki na koniec roku szkolnego (N=699)

Oceny uzyskane	Oceny oczekiwane przez rodziców					Ogółem:
	dop	dst	dobra	bdb	celująca	
ndst	0	3	0	0	0	3
dop	11	28	13	1	0	53
dst	3	44	56	4	1	108
dobra	1	7	144	82	2	236
bdb	0	2	17	217	17	253
celująca	0	0	0	24	22	46
ogółem:	15	84	230	328	42	699

STYL WYJAŚNIANIA W PRÓBIE

Wyniki badań stylu wyjaśniania na próbie 201 uczniów klas szóstych zawiera tablica 8 oraz ryc. 3a i 3b. Nie znalazło w nich potwierdzenia występowanie istotnych różnic między stylem wyjaśniania zdarzeń dziewcząt i chłopców ($p=0,375$). Analiza wymiarów atrybucji (S, Z, P) wskazała na znaczące różnice między średnimi jedynie w przypadku wyjaśniania zasięgu niepowodzeń (ZN). Zastosowany test istotności różnic między średnimi dla tego wymiaru ma wartość $t = -2,375$ ($p=0,019$). Porównanie otrzymanych wyników z wartościami zamieszczonymi w tab. 1 pozwala stwierdzić, że zarówno chłopcy, jak i dziewczynki uzyska-

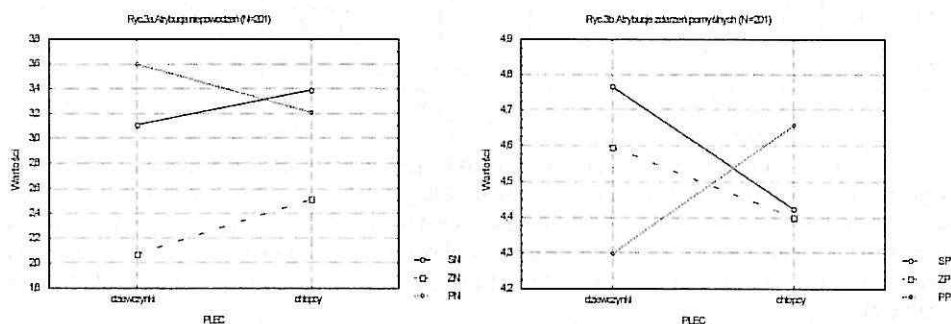
ły niższy wynik od swoich amerykańskich rówieśników, jednak różnica ta jest zdecydowanie większa w przypadku dziewcząt (P-N dla chłopców jest odpowiednio 4,4 i 5,1; dla dziewcząt 4,9 i 6,5). Wskazuje to na większy pesymizm dzieci objętych badaniami (N=201).

Tabela 8. Wyniki uzyskane w CASQ w badanej próbie (N=201)

Płeć	SN	SP	ZN	ZP	PN	PP	N	P	P-N
Dziewczeta	3,1	4,8	2,1	4,6	3,6	4,3	8,8	13,7	4,9
Chłopcy	3,4	4,4	2,5	4,4	3,2	4,7	9,1	13,5	4,4

oznaczenia jak pod tab. 2

Największa różnica wystąpiła u dziewcząt w interpretacji personalizacji niepowodzeń (PN: 2,4 i 3,6). Oznacza to, że objęte badaniami dziewczynki znacznie częściej niż ich amerykańskie rówieśniczki obarczają siebie winą za niepowodzenia. Różnice na niekorzyść badanych dziewcząt wystąpiły też w postrzeganiu stałości niepowodzeń (SN: 2,4 i 3,1). W porównaniu z normami korzystniej przedstawia się styl wyjaśniania zasięgu niepowodzeń.

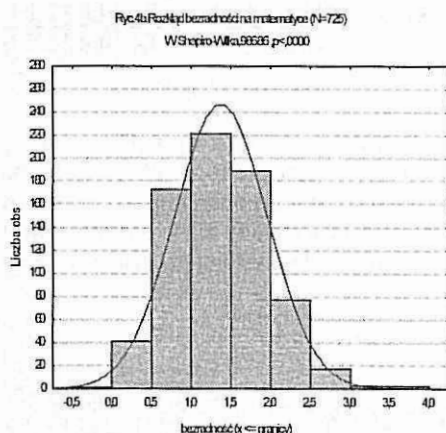
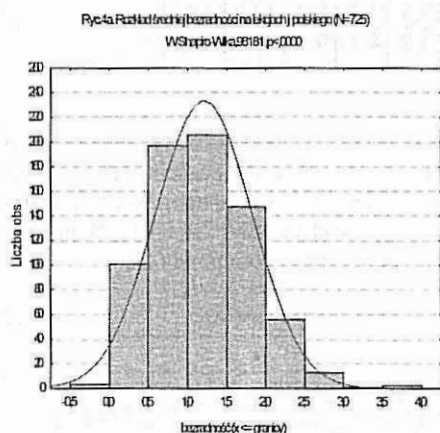


Dotyczy to dzieci obojga płci (ZN dziewcząt i chłopców jest niższe od wartości podanych w tab. 2) i oznacza, że dzieci w zetknięciu z porażką wierzą, że jej przyczyny mają charakter specyficzny. U chłopców interpretacja niepowodzeń w wymiarze stałości i personalizacji pozostaje w tej samej relacji do norm jak u dziewcząt, jednak różnice są mniejsze. Za interpretację zdarzeń pomyślnych badane dzieci obojga płci uzyskały wyniki prawie identyczne z wartościami zamieszczonymi w tab. 2, co oznacza, że w tym przypadku nie odbiegają one od swych rówieśników z USA. Chociaż różnice między stylem wyjaśniania dziewcząt i chłopców w próbie (N=201) są nieistotne, to jednak tendencja większego pesymizmu chłopców wystąpiła w odniesieniu do wymiaru stałości i zasięgu (ryc.3a, 3b). W wymiarze personalizacji chłopcy okazali się większymi optymistami niż dziewczynki. Oznacza to, że winę za niepowodzenia przypisują niesprzyjającym warunkom zewnętrznym, natomiast sukcesy – ich zdaniem – odnoszą dzięki własnym zaletom.

WYUCZONA BEZRADNOŚĆ

W tab. 9 zestawiono statystyki, dotyczące poziomu bezradności na lekcjach języka polskiego i matematyki w całej próbie oraz osobno uczniów klas szóstych szkół podstawowych i pierwszych klas liceów. Rozkład bezradności przedstawia ryc. 4a i b. Średnia bezradność na matematyce (1,37) jest istotnie wyższa od średniej bezradności na lekcjach polskiego. W obu przypadkach zbliżone są wartości miar dyspersji (tab. 9. S). Rozkłady są prawoskośne o zbliżonej asymetrii (skoś. tab. 9). Zastosowany test normalności Shapiro-Wilka upoważnia do odrzucenia hipotezy o normalnym kształcie rozkładu. Ponadto dokonano analizy poziomu bezradności uczniów w grupach, w których oczekiwania rodziców przewyższały osiągnane

wyniki dzieci z danego przedmiotu. Odrębnie też wyznaczono poziom bezradności uczniów, którzy z danego przedmiotu uzyskali oceny nie wyższe niż dostateczne. Miało to umożliwić odpowiedź na pytania: *Czy uczniowie, którzy w szkole nie mogą sprostać oczekiwaniom rodziców bądź swoim czują się bardziej bezradni niż ich koledzy?* i *Czy niskiej efektywności uczenia się, znajdującej wyraz w niskich ocenach szkolnych, towarzyszy wzrost poczucia bezradności?*



Średnia bezradność na lekcjach matematyki jest wyższa niż na lekcjach języka polskiego w każdym z rozpatrywanych przypadków (tab. 9). Do zweryfikowania istotności różnic średnich zastosowano test t dla prób zależnych i niezależnych. Znacząco wyższa jest bezradność na matematyce, w każdej grupie wiekowej, przy czym ta różnica jest bardziej istotna u uczniów starszych (poziom istotności dla szkoły podstawowej $p = 0,007$; dla liceum $p=0,0000$).

Tabela 9. Statystyki wyuczoney bezradności na lekcjach języka polskiego i matematyki

Beznadność na lekcjach języka polskiego						Beznadność na lekcjach matematyki					
cała próba (N=725)											
średnia	med.	min.	max.	S	skoś.	średnia	med.	min.	max.	S	skoś.
1,21	1,15	0,00	3,70	0,62	0,43	1,37	1,35	0,10	3,70	0,58	0,41
VI klasy szkoły podstawowej (N=201)											
1,03	0,95	0,10	2,40	0,59	0,41	1,11	1,05	0,10	2,70	0,51	0,41
oczek.rodz>oceny uzysk. (N=93)						oczek.rodz> oceny uzysk. (N=76)					
1,19	1,20	0,10	2,40	0,58	0,18	1,23	1,25	0,20	2,70	0,51	0,36
uczniowie z ocenami dostatecznymi lub niższymi											
z języka polskiego (N=64)						z matematyki (N=42)					
1,34	1,40	0,10	2,40	0,54	-0,24	1,50	1,58	0,40	2,7	0,41	0,24
uczniowie liceum (N=525)											
średnia	med.	min.	max.	S	skoś.	średnia	med.	min.	max.	S	skoś.
1,27	1,20	0,00	3,70	0,62	0,44	1,47	1,45	0,10	3,70	0,58	0,39
oczek.rodz>oceny uzysk. (N=140)						oczek.rodz>oceny uzysk. (N=141)					
1,42	1,45	0,00	3,70	0,65	0,37	1,55	1,55	0,30	3,50	0,59	0,47
uczniowie z ocenami dostatecznymi lub niższymi											
z języka polskiego (N=124)						z matematyki (N=129)					
1,45	1,45	0,35	3,70	0,53	0,65	1,75	1,70	0,60	3,65	0,55	0,46

Uczniowie liceum ogólnokształcącego silniej odczuwają bezradność w szkole niż dzieci ze szkół podstawowych. W przypadku lekcji języka polskiego różnica okazała się zna-

cząca na poziomie $p=0,0000$ ($t=4,789$). Na lekcjach matematyki różnica w poczuciu bezradności uczniów młodszych i starszych jest jeszcze większa niż na lekcjach polskiego ($p=0,0000$; $t=7,805$).

Analiza poziomu bezradności w grupach nie zaspokajających oczekiwań rodziców i uzyskujących niskie oceny prowadzi do następujących konkluzji (tab. 9): na lekcjach języka polskiego w każdym z tych przypadków poziom bezradności jest istotnie wyższy od przeciętnego. Dotyczy to zarówno uczniów szkół podstawowych, jak i licealistów. Podobnie jest w szkole podstawowej na lekcjach matematyki. Tu także ci, którzy nie spełniają pokładanych w nich nadziei i ci, którzy zdaniem nauczyciela nie zasługują na wyższą notę niż dostateczna, dotkliwiej odczuwają bezradność niż pozostali. U licealistów niespełnionym oczekiwaniom na lekcjach matematyki nie towarzyszy istotnie wyższa bezradność ($p=0,074$).

W celu sprawdzenia, czy występuje współzmiennność poziomu wyuczony bezradności z ocenami szkolnymi zastosowano współczynnik korelacji liniowej Pearsona. Wartości współczynnika obliczone dla ocen na zakończenie roku szkolnego i poziomu bezradności zawiera tab. 10. W szkole podstawowej bezradność na matematyce w podobnym stopniu koreluje z ocenami z języka polskiego i matematyki. Wskazywałoby to na niespecyficzność poczucia bezradności na matematyce. W przypadku poczucia bezradności na języku polskim daje się zauważyć jego specyficzny charakter. Korelacja z ocenami z języka polskiego jest wyższa niż z ocenami z matematyki, chociaż w obu przypadkach zależności są istotne (poziom istotności $p=0,000$).

Bezradność licealistów na matematyce niżej koreluje z ocenami z polskiego niż z ocenami z matematyki ($-0,17$; $-0,32$). Zastosowany test statystyczny istotności różnic współczynników korelacji pozwala stwierdzić, że różnice te są znaczące ($p=0,0118$). Podobnie przedstawiają się wyniki bezradności na języku polskim i ich korelacji z ocenami szkolnymi. Zdaje się to potwierdzać tezę, że wyuczona bezradność w znaczącej liczbie przypadków jest specyficzna.

Tabela 10. Korelacja ocen rocznych z wyuczoną bezradnością

Bezradność		oceny z języka polskiego			oceny z matematyki		
		uzysk.	ocz.rodz.	ocz.ucznia	uzysk.	ocz.rodz.	ocz.ucznia
szkoła podsta- wowa	matematyka	-0,52	-0,42	-0,46	-0,52	-0,49	-0,43
	j.polski	-0,48	-0,40	-0,46	-0,32	-0,32	-0,32
liceum	matematyka	-0,17	-0,09	-0,14	-0,32	-0,32	-0,33
	j.polski	-0,17	-0,10	-0,20	-0,08	-0,05	-0,06

Pogrubiona czcionka oznacza istotność związku $p<0,05$

W tab. 11. zestawiono wartości współczynników Pearsona dla korelacji bezradności z ocenami za I semestr. Korelacje te wskazują, że specyficzność bezradności na lekcjach języka polskiego jest wyraźniejsza niż w przypadku matematyki. Jest to szczególnie widoczne u licealistów, gdzie korelacja bezradności na języku polskim z ocenami z tego przedmiotu ma wartość $-0,36$, a z ocenami z matematyki korelacja jest nikłą ($-0,04$).

Oczywiście ujemny znak przy wszystkich współczynnikach zawartych w tab. 10 i 11 wskazuje, że wyższej bezradności odpowiadają niższe oceny.

Tabela 11. Korelacja ocen za I semestr z wyuczoną bezradnością

Bezradność		oceny z języka polskiego			oceny z matematyki		
		uzysk.	ocz.rodz.	ocz.ucznia	uzysk.	ocz.rodz.	ocz.ucznia
szkoła podstawowa	matematyka	-0,47	-0,42	-0,38	-0,56	-0,45	-0,37
	j.polski	-0,47	-0,40	-0,42	-0,34	-0,27	-0,22
liceum	matematyka	-0,27	-0,13	-0,21	-0,40	-0,33	-0,35
	j.polski	-0,36	-0,22	-0,34	-0,04	-0,01	-0,03

Pogrubiona czcionka oznacza istotność związku $p < 0,05$

W celu uzyskania odpowiedzi na pytanie, czy styl wyjaśniania jest predykatorem ocen szkolnych, obliczono macierz korelacji, w której uwzględniono uzyskiwane i oczekiwane oceny szkolne oraz wyniki w kwestionariuszu stylu wyjaśniania (tab. 12). Korelacja stylu wyjaśniania z ocenami szkolnymi uczniów klas szóstych okazała się nieznacząca ($r_{xy}=0,11$). Istotny jest natomiast związek interpretacji zasięgu niepowodzeń i zdarzeń pomyślnych z uzyskanymi stopniami. Jak wskazują znaki przy współczynnikach, wyższym wynikiem, uzyskanym za interpretację zasięgu porażek (ZN), towarzyszą niższe oceny, natomiast wynik ZP zmienia się zgodnie z ocenami. Styl wyjaśniania silniej koreluje z uzyskiwanymi ocenami niż ze stopniami oczekiwanymi przez uczniów i ich rodziców.

Tabela 12. Macierz korelacji ocen z wynikami kwestionariusza CASQ (N=201)

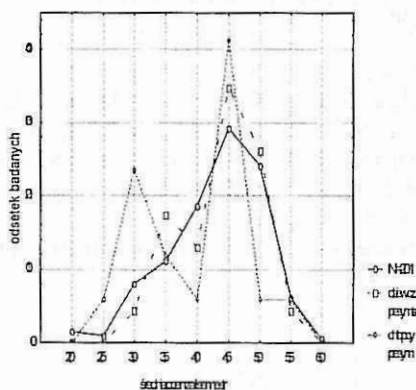
Oceny za I	Styl wyjaśniania									
	SN	SP	ZN	ZP	SN_Z N	PN	PP	N	P	P-N
uzyskane	-,11	,05	-,21*	,26*	-,20*	,13	-,15	-,08	,09	,11
oczek.rodzic	-,03	,01	-,09	,14	-,07	,03	-,06	-,04	,05	,06
oczek.ucznia	-,06	,02	-,11	,19*	-,11	-,00	-,09	-,08	,06	,10

- oznacza istotność związku $p < 0,05$

SN_ZN = SN + ZN

W celu sprawdzenia, czy pesymistyczny styl wyjaśniania współwystępuje z niskimi osiągnięciami szkolnymi, wydzielono grupę dziewcząt, które uzyskały w kwestionariuszu CASQ wynik < 4 i grupę chłopców o wyniku $< 1,5$. Zgodnie z normami dzieci o takich wynikach cechuje głęboki pesymizm [Seligman, 1997]. Poniżej przedstawiono rozkład ocen w tych grupach (ryc. 6).

Ryc. 6. Rozkład ocen z języka polskiego (KJ) i matematyki (KM) w grupach pesymistycznych



Jak widać, pesymistom uczniów klas szóstych nie towarzyszą niskie osiągnięcia szkolne. Wśród dzieci o nastawieniu pesymistycznym dominantą jest średnia ocen 4,5. Dotyczy to zarówno dziewcząt, jak i chłopców. Tę samą wartość ma modalna rozkładu stopni w całej próbie. Podobnie przedstawiają się pozostałe statystyki.

PODSUMOWANIE

Badania ocen szkolnych w zależności od płci, typu szkoły i przedmiotu nauczania zdają się potwierdzać tezę o większej sumienności dziewcząt w realizacji obowiązków szkolnych, co znajduje odzwierciedlenie w ich wyższych ocenach. Jest to szczególnie widoczne na niższych etapach kształcenia. W liceum oceny uczniów obojga płci ulegają pogorszeniu i nieznaczna przewaga dziewcząt utrzymuje się już tylko na lekcjach języka polskiego.

Badanie bezradności wskazuje, że towarzyszy ona częściej uczniom na lekcjach matematyki. Poczucie bezradności jest też wyższe u uczniów starszych i ma poziom ponadprzeciętny zarówno u tych osób, których oceny z danego przedmiotu są co najwyżej dostateczne, jak i tych, których oceny nie zaspokajają oczekiwań rodziców.

Zgodnie z teorią, w każdym z tych przypadków wpływ na uczenie się bezradności ma dekodowanie komunikatu napływającego z oceną. Styl wyjaśniania porażki lub braku efektywności działań decyduje o zachowaniach przyszłych.

Badanie atrybucyjnego stylu wyjaśniania dzieci 12 letnich przeprowadzone przy użyciu CASQ wskazuje na ich większy pesymizm w porównaniu z dziećmi amerykańskimi, dla których standaryzowano kwestionariusz. Dokładniejsza analiza pozwala stwierdzić u uczniów objętych badaniami niewielkie odstępstwa od norm stylu wyjaśniania zdarzeń pomysłnych. Oznacza to, że w przypadku odnoszonych sukcesów interpretacja stałości, zasięgu oraz umiejscowienia przyczyn jest zbliżona do stosowanej przez ich rówieśników z USA. Pesymizm badanych ujawnił się dopiero w zetknięciu z porażką. Szczególnie dziewczynki okazały się większymi pesymistkami niż należało oczekiwać. Dzieci obarczają siebie winą za niepowodzenia i jednocześnie wierzą, że przyczyny mają charakter utrzymujący się w czasie. Bardziej optymistycznie przedstawia się ich sposób prognozowania rozległości porażek. Badani, uzasadniając odnoszone niepowodzenia, uważają, że mają one charakter specyficzny, dzięki czemu ich funkcjonowanie w innych dziedzinach pozostaje nie zaburzone.

W prowadzonych badaniach nie znalazł potwierdzenia - podkreślany w publikacjach - większy optymizm dziewcząt 12-letnich w porównaniu z ich kolegami. Jedynie dziewczynki zamieszkujące na wsi okazały się bardziej optymistyczne niż chłopcy. W miastach styl wyjaśniania zdarzeń dzieci obojga płci nie różni się.

Analiza ocen szkolnych i stylu wyjaśniania uprawnia do sformułowania tezy, że pesymizm dzieci 12-letnich nie jest cechą współwystępującą ze słabymi osiągnięciami szkolnymi. Stopnie osób o nastawieniu pesymistycznym niewiele różnią się od ocen ich pozostałych rówieśników.

Globalizacja, zdaniem socjologów, w istotnym stopniu kształtuje warunki dorastania młodzieży. Związana z częstymi zmianami egzystencjalnymi, pozbawia możliwości czerpania z wzorców starszych pokoleń. Ponadto staje się przyczyną coraz mniejszego związku jednostki ze społecznością lokalną, począwszy od najszerzego jej rozumienia jako narodu, aż po najwęższe - jako rodziny. Wyizolowanie czyni człowieka mniej odpornym na ponoszone porażki. Utrzymujące się w czasie niepowodzenia, w połączeniu z pesymistycznym stylem atrybucyjnym, prowadzą do bezradności.

Publikacje z zakresu psychologii i psychiatrii donoszą o rosnącej liczbie chorobowych zaburzeń nastroju. Zachorowania na depresję w Polsce, dotykające najliczniej osoby w średnim wieku (ok. 40 roku życia), zdają się znajdować uzasadnienie w konsekwencjach zachodzących transformacji. Jednak badania prowadzone w krajach rozwiniętych wskazują, że nie jest to zjawisko, którego zaniku można oczekiwać po ustabilizowaniu się procesów społeczno-ekonomicznych. Można jedynie prognozować, że stany depresyjne będą dotykały ludzi coraz młodszych. Stąd odpowiednia dbałość o kształtowanie atrybucyjnego stylu wyjaśniania dzieci i młodzieży może uchronić je przed bezradnością, która jest następstwem pesymizmu i porażki, a jednocześnie jedną z przyczyn depresji.

Na zakończenie należy podkreślić, że sformułowane wnioski autorka traktuje jako wskazania do dalszej eksploracji problemu, nie zaś jako wiążące uogólnienia, gdyż: po pierwsze badania były wykonywane na próbie dostępnej, po wtóre trafność kwestionariusza CASQ nie została poddana weryfikacji na terenie Polski.

Barbara Ciżkowicz

LITERATURA

- Abramson L., Seligman M., Treasdale J., 1978, *Learned helplessness in humans: Critique and reformulation*, „Journal of Abnormal Psychology”, 87.
- Bauman Z., 2000, *Globalizacja*, Warszawa.
- Ciżkowicz B., 2000, *Jak badać wyuczoną bezradność?*, (w:) K. Waligórski (red.), *Reforma edukacji. Realia. Szanse. Zagrożenia*, Bydgoszcz – Wągrowiec.
- Kwieciński Z., 2000, *Tropy – Ślady – Próby. Studia i szkice z pedagogiki pogranicza*, Poznań – Olsztyn.
- Mądrzycki T., 1996, *Osobowość jako system tworzący i realizujący plany*, Gdańsk.
- Niemierko B., (w druku), *Ocenianie szkolne bez tajemnic*, Sopot.
- Seligman M., Maier S., Geer J., 1968, *The alleviation of learned helplessness in dogs*, „Journal of Abnormal Psychology”, 73, 256- 262.
- Seligman M., Garber, J. (red.), 1980, *Human helplessness: Theory and application*, New York.
- Seligman M., 1996, *Optymizm można się nauczyć*, Poznań.
- Seligman M., 1997, *Optymistyczne dziecko*, Poznań.
- Seligman M., 2000, *Co możesz zmienić a czego nie możesz*, Poznań.
- Sędek G., 1995, *Bezradność intelektualna w szkole*, Warszawa.
- Tillmann K., 1996, *Teorie socjalizacji. Społeczność, instytucja, upodmiotowienie*, Warszawa.