



Barbara Ciżkowicz

Uniwersytet Kazimierza Wielkiego, Wydział Pedagogiki i Psychologii, Instytut Psychologii, e-mail: cizbar@ukw.edu.pl

Wyuczona bezradność jako zmienna pośrednicząca między stylem atrybucyjnym a osiągnięciami akademickimi

DOI: <http://dx.doi.org/10.12775/PBE.2017.005>

Nie ma nic ani dobrego, ani złego,
to myślenie czyni je takim.
W. Shakespeare, *Hamlet*

Learned Helplessness as a Mediating Variable Between the Attributional Style and Academic Achievement

Abstract

Theories and empirical studies link attributional style with many areas of everyday life including academic performance. Attributional style is also a theoretical construct important in explaining the motivation of achievement and development of learned helplessness.

The present study was conducted on a sample of 328 undergraduate students. This study examines the relationship between the attributional style and academic performance, taking into account the role of helplessness as mediator and moderating role of gender. The Attributional Style Questionnaire (ASQ; Peterson et al., 1982) was used to measure the attributional style. The anxiety and happiness were used as criterial variables in assessing the relevance of ASQ. The assessment of their psychometric properties allowed to choose the aggregation level with satisfactory reliability ($\alpha > 0,70$) and validity.

Attributional style shows a weak (failure $\beta = 0.21$; successful $\beta = -0.13$) but significant relationship with achievement in science. The introduction of learned helplessness, as an mediating variable revealed a significant effect of suppression (failure $\beta = 0.28$; successful

$\beta = -0.21$), and inclusion of gender as a moderator significantly improves the predictive ability of the models (ΔR^2 respectively 12.9% and 24,1% of the variance of average grade). In each regression model the direct effect of the attributional style on average grade shows that the higher optimism in the interpretation of events, the lower the grades.

Key words: attributional style, academic performance, learned helplessness, mediation and moderation model.

Wstęp

Teorie atrybucyjne stanowią ważny obszar badań w psychologii poznawczej, rozwojowej i w psychologii uczenia się (Chodkiewicz, Boyle, 2014; Seligman, 2010; Sędek, 2001; Valas, 2001; Wolters, Fan, 2013). Zakładają one, że ludzie dysponują zbiorem przekonań, schematów oraz naiwnych teorii determinujących ich myślenie przyczynowe. Przekonania te są po części uwarunkowane genetycznie, po części kształtowane przez środowisko i stanowią pewien styl wyjaśniania zdarzeń. *Styl atrybucyjny* (nazywany również stylem wyjaśniania) jest więc konstruktem teoretycznym oznaczającym względnie stałą tendencję jednostki do wyjaśniania przyczyn zachodzących zdarzeń (Peterson i in. 1982; Peterson, Steen 2009). Szczególnie w przypadku zdarzeń dotyczących bezpośrednio jednostki jest on ważnym czynnikiem kształtującym jej zachowania i emocje (Fiske, Taylor, 1991; Försterling, 2005). Oczekiwania sukcesów lub niepowodzeń w przyszłości, a w konsekwencji motywację do podejmowania określonych zachowań determinuje nie tylko historia sukcesów i niepowodzeń danej osoby, ale także sposób, w jaki wyjaśnia ona ich przyczyny (Abramson, Metalsky, Alloy, 1989; Abramson, Seligman, Teasdale, 1978; Buchanan, Seligman, 1995; Peterson, Maier, Seligman, 1994; Sędek, 1983).

Styl atrybucyjny wywiera wpływ na wiele znaczących obszarów życia codziennego. Badacze wiążą go z osiągnięciami poznawczymi (Gibb, Zhu, Alloy, Abramson, 2002), sportowymi (Gordon, 2008; Seligman i in. 1990), poczuciem szczęścia (Cheng, Furnham, 2001), zdrowiem fizycznym (Buchanan, Seligman, 1995). Liczne badania potwierdzają też związek pesymistycznego stylu wyjaśniania z lękiem i depresją (Abramson i in., 1999; Alloy i in. 1999; Fresco, Alloy, Reilly-Harrington, 2006; Haynes, 2012; Johnson, Miller, 1990; Nezu, Nezu, Nezu, 1986; Peterson, Steen, 2009).

Oddziaływanie stylu atrybucyjnego stosowanego przez człowieka na jego funkcjonowanie uwzględniono w atrybucyjnym modelu wyuczonej bezradności (Abramson, Seligman, Teasdale, 1978) oraz w motywacji osiągnięć (Weiner,

1986). *Wyuczona bezradność* jest oczekiwaniem braku wpływu na bieg zdarzeń powstałym w efekcie wcześniejszych, nieefektywnych działań i jest ona związana z deficytami poznawczymi, motywacyjnymi i emocjonalnymi (Seligman, Walker, Rosenhan, 2003).

W *atrybucyjnym modelu wyuczonej bezradności* styl atrybucyjny jest zmienną pośredniczącą między obserwowaną utratą kontroli a jej konsekwencjami dla dalszych zachowań (Abramson i in., 1978; Sędek, 2001). W modelu tym wyróżniono trzy wymiary wyjaśniania zdarzeń: *lokalizacja* przyczyn (wewnętrzna vs. zewnętrzna), *stałość* przyczyn (stałe vs. zmienne) oraz *zasięg* przyczyn (globalne vs. specyficzne; Abramson i in., 1978; Weiner, 1986). Każdy z tych wymiarów jest dwubiegunowy i każdy odpowiada za inny aspekt oczekiwania braku kontroli. Styl atrybucyjny uważany jest za czynnik ryzyka wyuczonej bezradności. Zdaniem Seligmana (2010) styl atrybucyjny jest zgeneralizowanym oczekiwaniem negatywnych vs. pozytywnych wyników zdarzeń i pozwala określić usytuowanie człowieka na kontinuum pesymizm–optymizm.

Styl atrybucyjny, który wiąże się ze stosowaniem stałych, wewnętrznych i globalnych atrybucji w odniesieniu do negatywnych zdarzeń oraz zmiennych, zewnętrznych i specyficznych atrybucji w przypadku sukcesów, zwany pesymistycznym stylem atrybucyjnym, zwiększa ryzyko wystąpienia wyuczonej bezradności pod wpływem poczucia braku kontroli zdarzeń (Abramson, Metalsky, Alloy, 1989; Seligman i in., 2003). Na optymistyczny styl wyjaśniania składa się wyjaśnianie zdarzeń pozytywnych jako stałych, globalnych i wewnętrznie kontrolowanych, a negatywnych jako zmiennych, specyficznych i zewnętrznie uwarunkowanych.

Pesymistyczny styl atrybucyjny wiąże się z niższymi osiągnięciami poznawczymi, niższą motywacją do uczenia się oraz z większym nasileniem zachowań bezradnych, stając się w efekcie predyktorem przyszłego wycofywania się (Nolen-Hoeksema, Girgus, Seligman, 1986). Badania potwierdzają prewencyjne oddziaływanie optymizmu na wyuczoną bezradność i depresję (Peterson, 2000; Seligman, 2010).

Jednak wnioski dotyczące związków stylu atrybucyjnego z osiągnięciami w nauce są niejednoznaczne. Odnosi się to zarówno do siły, jak i kierunku tych zależności (Houston, 2016). Część badań potwierdza osiąganie niższych wyników przez osoby, które odnosząc porażki, dokonują atrybucji do czynników stałych, globalnych i wewnętrznych (Henry, Martinko, Pierce, 1993; Peterson, Barrett, 1987; Wolters, Fan, 2013). W innych badaniach nie stwierdzono istotnego związku między stylem atrybucyjnym a osiągnięciami w nauce (Ciżkowicz, 2009; Fazio, Palm, 1998; Gibb i in., 2002; Musgrave-Marquart,

Bromley, Dalley, 1997; Ralph, Mineka, 1998) lub uzyskano efekt odwrotny – studenci z pesymistycznym stylem atrybucyjnym osiągnęli wyższe wyniki w nauce (Houston, 1994; Satterfield, Monahan, Seligman, 1997). Jedną z tez na temat powstawania tych rozbieżności jest rola zmiennych pośredniczących. Ich uwzględnienie w modelu badawczym może ułatwić interpretację otrzymywanych wyników (Bridges, 2001; Houston, 2016; Valas, 2001). Czyni to zasadnym podejmowanie dalszych badań w tym obszarze.

Mimo że styl atrybucyjny jest powszechnie eksplorowanym konstruktem teoretycznym, właściwości psychometryczne kwestionariuszy używanych do jego pomiaru są nie zawsze satysfakcjonujące (Peterson, 1991a, 1991b; Peterson, Seligman, Vaillant, 1988). Sprzyja to opracowywaniu różnych wariantów kwestionariuszy ASQ. Część z nich bada styl atrybucyjny stosowany do ogólnych zdarzeń życiowych (*Attributional Style Questionnaire*; ASQ; Peterson i in., 1982; *Expanded Attributional Style Questionnaire*; EASQ; Peterson, Villanova, 1988), część – do zdarzeń specyficznych (np. sytuacje związane z edukacją; OASQ; Kent, Martinko, 1995; AASQ; Peterson, Barrett, 1987). Kwestionariusze dedykowane są też różnym grupom wiekowym (ASQ-A; Rodriguez-Narajo, Cano, 2010; CASQ; Seligman i in., 1984). Niektóre z nich pomijają styl atrybucyjny stosowany w przypadku odnoszonych sukcesów, koncentrując się wyłącznie na niepowodzeniach (*Extended Attributional Style Questionnaire*; EASQ; Metalsky, Halberstadt, Abramson, 1987; *Academic Attributional Style Questionnaire*; AASQ; Peterson, Barrett, 1987).

Raportowane pomiary stylu atrybucyjnego mają akceptowalną rzetelność podskal dotyczących *sukcesów* i *porażek*. Jednak rzetelność w obrębie wymiarów (*lokalizacja*, *stałość*, *zasięg przyczyn*) jest niska (α od ,44 do ,75; Dykema i in., 1996; Peterson i in., 1982). W chińskiej wersji ASQ uzyskano stosunkowo wysokie rzetelności ($\alpha > ,77$) z wyjątkiem jednego wymiaru (umiejscowienia przyczyn; $\alpha = ,49$; Ra i in., 2013). Niska rzetelność jest odnotowywana dla pomiaru stylu atrybucyjnego u dzieci (*Children's Attributional Style Questionnaire*; CASQ; α dla sukcesów: od ,47-,73; dla porażek: od ,42-,67; Nolen-Hoeksema, Girgus, Seligman, 1986; Panak, Garber, 1992; Seligman i in., 1984 oraz CASQ-Revised; CASQ-R; α dla sukcesów: od ,53-,60; dla porażek: od ,45-,46; Thompson i in. 1998). Wydaje się, że niska rzetelność może być jedną z przyczyn różnic w raportowanych wynikach badań, w których styl atrybucyjny jest ważną zmienną (Peterson, 1991a; Peterson, Vaidya, 2001).

W prezentowanych badaniach zastosowano kwestionariusz ASQ (Peterson i in., 1982; Jancz, 2000). Jest on spójny z założeniami atrybucyjnego modelu wyuczonej bezradności (bada atrybucje z uwzględnieniem trzech wymiarów za-

równy w odniesieniu do porażek, jak i sukcesów; Seligman, Walker, Rosenhan, 2003), a także posiada stabilną, akceptowalną zgodność wewnętrzną podskal dotyczących *sukcesów* i *porażek*. Ponadto jest on najczęściej stosowanym kwestionariuszem do badania stylu atrybucyjnego, co ułatwia porównywanie wyników. Niewątpliwą słabością tego i wielu innych wersji ASQ jest niestabilna i często niska rzetelność pomiaru poszczególnych wymiarów stylu atrybucyjnego.

Prezentowane badania podjęto w celu ustalenia roli *wycuczonej bezradności* jako zmiennej pośredniczącej w związku między *stylem atrybucyjnym* a *osiągnięciami w nauce* studentów oraz moderującym oddziaływaniem *płci* na ten związek.

Badania te mają dać odpowiedź na poniższe pytania:

1. czy styl atrybucyjny jest istotnym predyktorem osiągnięć akademickich studentów;
2. czy wycuczona bezradność jest zmienną pośredniczącą między stylem atrybucyjnym a osiągnięciami akademickimi studentów;
3. czy płeć jest znaczącym moderatorem tego związku.

METODA

Grupa badana i procedura

Badaniami przeprowadzonymi w roku akademickim 2013/2014 i 2014/2015 objęto grupę 328 studentów pedagogiki i psychologii studiujących na studiach stacjonarnych w uczelni publicznej. Średni wiek uczestników badań wynosił 21,6 lat ($SD = 2,05$). Wśród badanych dominowały kobiety (67%).

Studentom przedstawiono cel badań. Przed przystąpieniem do badań osoby, które wyraziły zgodę na udział w badaniach, były proszone o sprawdzenie swoich średnich ocen uzyskanych w poprzednim roku akademickim. Badania były anonimowe. Studenci wypełniali kwestionariusze w trakcie zajęć z metodologii lub statystyki w obecności nauczyciela akademickiego.

Pomiar

Badaniu poddano styl atrybucyjny, poczucie bezradności oraz osiągnięcia studentów w nauce. Dodatkowo dokonano pomiaru zmiennych, które zgodnie z teorią powinny korelować ze stylem atrybucyjnym. Były to poczucie szczęścia oraz lęk jako cecha. Zmienne te wykorzystano głównie do oceny trafności kryterialnej kwestionariusza ASQ.

Styl atrybucyjny badano kwestionariuszem stylu atrybucyjnego (ASQ; Peterson i in., 1982; Jancz, 2000). Składa się on z opisu 12 hipotetycznych

sytuacji, połowy pozytywnych (np. *stałeś się bardzo bogaty*) i połowy negatywnych (np. *idziesz na randkę i idzie Ci źle*). Badanych proszono o podanie głównej przyczyny zaistniałej sytuacji oraz ocenę jej zasięgu (Z; globalny vs. specyficzny), stałości (S; stały vs. zmienny) i lokalizacji przyczyn zdarzeń (P; wewnętrzne vs. zewnętrzne), mając do dyspozycji 7-stopniową skalę Likerta. W kwestionariuszu wyodrębniono dwie części: styl wyjaśniania zdarzeń pozytywnych (P) oraz negatywnych (N), a w każdej z nich po trzy powyżej podane wymiary. Wyniki analizowane są na trzech poziomach agregacji: jako całość będąca różnicą P i N (im wyższa wartość tej różnicy, tym większy optymizm), odrębnie dla zdarzeń pozytywnych (P; wyższy wynik – większy optymizm) i negatywnych (N; wyższy wynik – większy pesymizm) oraz każdy z trzech wymiarów rozpatrywany odrębnie dla sukcesów i porażek. Raportowana rzetelność pomiaru zdarzeń negatywnych ($\alpha = ,72$) i pozytywnych ($\alpha = ,75$) jest zadowalająca. Dla podskal rzetelność jest słaba (średnia $\alpha = ,54$).

Wyuczoną bezradność badano Skalą Bezradności Szkolnej (SBS, Ciżkowicz, 2009). Skala składa się z 20 pozycji dotyczących deficytów emocjonalnych (7 pozycji; np. *wstydzę się, kiedy czegoś nie rozumiem*), motywacyjnych (8 pozycji; np. *chętnie się uczę*) i poznawczych (5 pozycji; np. *rozumiem wszystko*). Badani określali na pięciostopniowej skali Likerta częstotliwość tych odczuć podczas zajęć. Miarą poziomu bezradności jest średni wynik uzyskany w 20 pozycjach (0–4). Im wyższy wynik, tym wyższy poziom bezradności. Raportowana rzetelność skali jest w pełni satysfakcjonująca ($\alpha = ,89$).

Subiektywne poczucie szczęścia badano przy użyciu *Oxford Happiness Questionnaire* (OHQ). Z oryginalnej wersji kwestionariusza składającego się z 29 stwierdzeń (Hills, Argyle, 2002) w polskiej wersji usunięto 3 stwierdzenia (Poprawa, 2012). W efekcie skala składa się z 26 pozycji (np. *dużo się śmieję*), do których badani ustosunkowywali się, stosując 6-stopniową skalę Likerta. Wyniki zawierają się w przedziale od 26 do 156 punktów. Wyższy wynik oznacza wyższe poczucie szczęścia. Raportowana zgodność wewnętrzna pozycji skali ($\alpha = ,90$) jest wysoka.

Lęk jako cechę mierzono Inwentarzem Cechy Lęku Spielbergera (STAI X-2; Sosnowski, Wrześniewski, Jaworowska, Fecenec, 2011). Badanym przedstawiano 20 stwierdzeń (np. *chce mi się płakać*), z prośbą o określenie, jak zazwyczaj się czują. Swoje odczucia określali oni na czterostopniowej skali (1–4). Wyniki wyższe (20–80) oznaczają wyższy poziom lęku. Pomiar lęku cechuje wysoka rzetelność. Raportowany współczynnik $\alpha = ,86$ – $,95$.

Wskaźnikiem osiągnięć akademickich jest średnia ocen uzyskanych przez studentów w poprzednim roku akademickim.

Analizy statystyczne

Analizy statystyczne przeprowadzono głównie z wykorzystaniem pakietu SPSS Statistics v.21. Analizę mediacji i moderacji przeprowadzono przy użyciu modelu regresyjnego. Wykorzystano hierarchiczną analizę regresji i model 5 z makro PROCESS (Hayes, 2013; 2015). W analizie modelu 5 wybrano opcję wylosowania 10 000 próbek *bootstrap* (Domański, Pruska, 2000). Ocenę istotności pośredniczącej roli bezradności badano testem Sobela (Internet1). Dane poddano kontroli na kompletność. Sprawdzono liniowość zależności oraz normalność rozkładów, przyjmując dla skośności i kurtozy odpowiednio wartości <3 i <8 (Chou, Bentler, 1995; Kline, 2015). Rzetelność pomiarów szacowano metodą zgodności wewnętrznej, stosując współczynnik α Cronbacha. Wartości $\alpha > 0,7$ wskazują na adekwatny poziom rzetelności pomiaru. Istotność różnic wartości zmiennych ilościowych względem płci badano testem t. Obliczono też wielkość efektu (d Cohena), który może być klasyfikowany jako słaby (0,2), umiarkowany (0,5) i duży (0,8) (Cohen, 1988).

WYNIKI

Poniżej zaprezentowane zostały wyniki analizy pośredniczącej roli bezradności w związku między stylem atrybucyjnym a osiągnięciami akademickimi oraz interakcji stylu atrybucyjnego i płci.

Statystyki opisowe

W tabeli 1 zamieszczono statystyki opisowe stylu atrybucyjnego, wyuczony bezradności, poczucia szczęścia, lęku oraz średniej ocen uzyskanych przez badanych w poprzednim roku akademickim. Styl atrybucyjny poddano analizie na trzech poziomach agregacji: jako łączny styl wyjaśniania sukcesów i porażek (P-N), jako styl wyjaśniania tylko sukcesów (P) i tylko porażek (N). Najniższy poziom agregacji dotyczy trzech wymiarów stylów wyjaśniania (zasięgu, stałości i lokalizacji przyczyn zdarzeń) stosowanych odrębnie dla zdarzeń pozytywnych i negatywnych.

W tabeli 1 zamieszczono też rzetelności pomiarów szacowane metodą zgodności wewnętrznej. Pomiar kwestionariuszem ASQ nie daje w pełni zadowalającej rzetelności. I tak, umiarkowaną rzetelnością cechują się pomiary stylu wyjaśniania zdarzeń pozytywnych (P) i negatywnych (N) oraz stałości zdarzeń negatywnych (SN) i personalizacji zdarzeń pozytywnych (PP). W pozostałych przypadkach pomiar stylu wyjaśniania zdarzeń charakteryzuje niska rzetelność. Zgodność wewnętrzna dla skal użytych do pomiaru bezradności, poczucia szczęścia oraz lęku jest wysoka.

Kształty rozkładów wszystkich zmiennych (tabela 1) można uznać w przybliżeniu za normalne. Nie wykazują one ani nadmiernej asymetrii, ani nadmiernej kurtozy. Skośności rozkładów mieszczą się między $-,50$ a $,51$. Tylko nieco większe odchylenia od normalności dotyczą kurtozy ($-,99$ do $,71$).

Tabela 1. Statystyki opisowe zmiennych oraz α Cronbacha skal pomiarowych (n = 328)

Skala	M	SD	min	Max	Skośność	Kurtoza	α Cronbacha
ASQ	3,99	2,56	-,16	10,17	,51	-,19	,66
ASQ-P	16,05	1,50	12,67	19,50	,01	-,42	,81
ASQ-ZP	5,18	,76	3,33	6,83	-,50	,20	,58
ASQ-SP	5,01	,69	3,50	6,17	,00	-,99	,67
ASQ-PP	5,87	,69	4,00	7,00	-,46	-,04	,70
ASQ-N	12,07	1,89	7,67	15,67	-,39	-,74	,75
ASQ-ZN	3,58	,94	1,00	6,00	-,19	,71	,64
ASQ-SN	4,26	,79	2,33	6,5	,32	,43	,75
ASQ-PN	4,22	1,12	2,00	6,33	,14	-,66	,68
SBS	1,61	,45	,85	2,45	,06	-,95	,85
OHQ	103,82	16,10	67	135	,00	-,56	,89
STAI	46,53	9,46	28	66	,09	-,84	,90
Śr.ocen	3,92	,36	3,10	4,88	-,01	,05	-

M – wartość średnia; SD – odchylenie standardowe; ASQ – styl atrybucyjny; ASQ-P – styl atrybucyjny sukcesów; ASQ-N – styl atrybucyjny porażek; ASQ-ZP – styl atrybucyjny zasięgu sukcesów; ASQ-SP – styl atrybucyjny stałości sukcesów; ASQ-PP – styl atrybucyjny personalizacji sukcesów; ASQ-ZN – styl atrybucyjny zasięgu porażek; ASQ-SN – styl atrybucyjny stałości porażek; ASQ-PN – styl atrybucyjny personalizacji porażek; SBS – bezradność; OHQ – poczucie szczęścia; STAI – lęk jako cecha.

Średnia ocen uzyskanych przez studentów w poprzednim roku akademickim, będąca wskaźnikiem empirycznym osiągnięć akademickich studentów, ma rozkład o nieznacznym odstępstwach od symetrii. Wartość średnia w tym rozkładzie ($M = 3,92$) jest bliska wartości środkowej ($Me = 4,0$). Dominantą rozkładu jest też ocena dobra, którą otrzymało 19,4% studentów. Zróżnicowanie średnich ocen jest małe (współczynnik zmienności 9,2%).

W dalszych analizach styl atrybucyjny rozpatrywano odrębnie dla zdarzeń pozytywnych (P) i negatywnych (N). Jest to jedyny poziom agregacji wyników ASQ, dla którego współczynniki rzetelności przyjmują zadowalające wartości ($\alpha > ,70$). W pozostałych przypadkach (por. tabela 1) rzetelności pomiaru są zbyt niskie.

W celu sprawdzenia, czy poziom zmiennych ilościowych uwzględnionych w badaniu różni się w grupach studentów i studentek, zastosowano testy istot-

ności różnic średnich. Wyniki analiz zamieszczono w tabeli 2. Istotne statystycznie różnice ze względu na płeć wystąpiły dla wszystkich zmiennych, przy czym przeciętny efekt płci daje się zauważyć w przypadku średniej ocen (d Cohen = ,60), natomiast najmniejsze różnice wystąpiły w poziomie bezradności (d = ,22). Przeciętna studentka uzyskała wyższe oceny niż przeciętny student. Prezentuje też bardziej pesymistyczny styl wyjaśnienia zdarzeń negatywnych (ASQ-N), co oznacza, że za swoje niepowodzenia wini siebie i uważa, że porażki mogą dotyczyć różnych obszarów jej życia i mogą utrzymywać się w czasie. Jednak przeciętna studentka z większym optymizmem interpretuje zdarzenia pozytywne, których doświadcza (ASQ-P). Oznacza to, że jeśli osiąga sukces, to czuje się jego sprawczynią i wierzy, że będzie go odnosiła również w przyszłości w różnych dziedzinach swojej aktywności.

Tabela 2. Średnie, odchylenia standardowe, testy istotności różnic średnich, wielkość efektu zmiennych ilościowych uwzględnionych w modelu

Zmienne	Kobiety (N = 20)		Mężczyźni (N = 108)		t (326)	d Cohen
	M	SD	M	SD		
ASQ-N	12,3	1,85	11,2	2,43	4,39***	,49
ASQ-P	16,1	1,54	15,3	2,90	3,24***	,36
SBS	1,65	,49	1,54	,34	1,95*	,22
Śr.ocen	3,99	,33	3,77	,37	5,27***	,60

M – wartość średnia; SD – odchylenie standardowe; ASQ-N – styl atrybucyjny porażek; ASQ-P – styl atrybucyjny sukcesów; SBS – bezradność; t – test istotności różnic średnich; d Cohen – wielkość efektu; * $p < ,05$; *** $p < ,001$

Należy przypomnieć, że styl atrybucyjny, zdaniem autorów kwestionariusza ASQ, jest zmienną pozwalającą na usytuowanie badanych na kontinuum pesymizm vs. optymizm, co oznacza, że powinien korelować z poczuciem szczęścia (OHQ). Ponadto rola stylu atrybucyjnego w atrybucyjnym modelu wyuczonej bezradności pozwala oczekiwać związku stylu atrybucyjnego z wyuczoną bezradnością oraz z lękiem. W tabeli 3 zestawiono wartości współczynników korelacji liniowej Pearsona dla analizowanych zmiennych ilościowych.

Tabela 3. Korelacje r Pearsona i testy istotności ($n = 328$)

Zmienne	ASQ-P	STAI	OHQ	SBS	Śr.ocen
ASQ-N	-,33***	,66***	-,50***	,33***	,21***
ASQ-P		-,54***	,51***	-,41***	-,13*
STAI			-,77***	,43***	,19***
OHQ				-,34***	-,10 ⁿⁱ

Tabela 3. Korelacje r Pearsona i testy istotności ($n = 328$)

Zmienne	ASQ-P	STAI	OHQ	SBS	Śr-ocen
SBS					-,12'

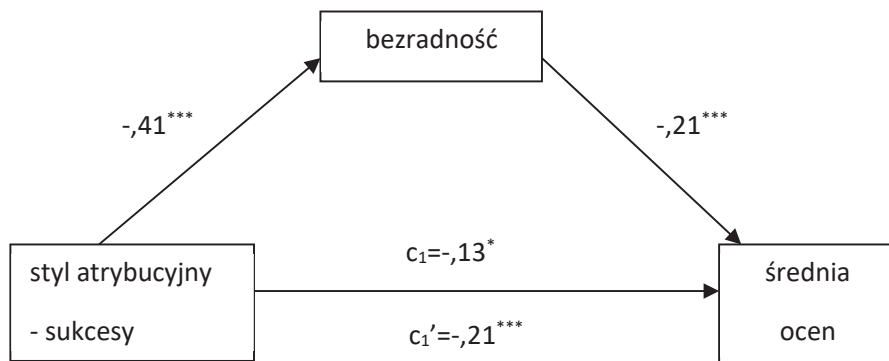
gdzie: ASQ-N – styl atrybucyjny porażek; ASQ-P – styl atrybucyjny sukcesów; OHQ – poczucie szczęścia; STAI – lęk jako cecha; SBS – bezradność; ' $p >,05$; * $p <,05$; *** $p <,001$.

Zgodnie z założeniami zależności między stylem atrybucyjnym a lękiem, poczuciem szczęścia i wyuczoną bezradnością są przeciętne i wysoce istotne statystycznie ($p <,001$). Zgodny z prognozowanym na podstawie teorii jest też kierunek tych zależności. Im bardziej pesymistyczny styl wyjaśniania porażek (wyższy wynik ASQ-N), tym wyższy poziom lęku i bezradności oraz niższy poziom poczucia szczęścia. I odwrotnie, im bardziej optymistyczny styl wyjaśniania sukcesów (wyższy wynik ASQ-P), tym niższy poziom lęku i bezradności oraz wyższy poziom poczucia szczęścia. Styl atrybucyjny koreluje też istotnie ze średnią ocen uzyskanych przez studentów. Korelacje te są słabe, ale znaczące. Na uwagę zasługuje kierunek zależności. Osoby o pesymistycznym stylu wyjaśniania porażek uzyskują wyższe oceny niż ci, których cechuje większy optymizm. Podobnie jest w przypadku zdarzeń pozytywnych. Większy optymizm uzyskują nieco gorsze oceny.

Poniżej poddano testowaniu pośredniczącą rolę bezradności w przewidywaniu osiągnięć w nauce studentów na podstawie stosowanego przez nich stylu atrybucyjnego (Baron, Kenny, 1986). Zmienne pośredniczące pozwalają wyjaśnić zmianę siły związku między zmienną niezależną i zależną. Wyróżnia się efekt mediacji i efekt supresji. W przypadku mediacji włączenie trzeciej zmiennej osłabia związek między predyktorem i zmienną zależną, ponieważ mediator, który znajduje się w ścieżce przyczynowej między zmienną niezależną a zależną, wyjaśnia część lub całość związku. W przypadku supresji włączenie trzeciej zmiennej uwydatnienia (wzmacnia) związek między zmienną niezależną a zmienną zależną (MacKinnon, Krull, Lockwood, 2000).

Na rysunku 1 przedstawiono zależności w modelu uwzględniającym styl wyjaśniania sukcesów. Bezpośrednia relacja między stylem atrybucyjnym a osiągnięciami w nauce ($c_1 = -,13^*$) jest ujemna, słaba, ale istotna statystycznie. Relacje między stylem atrybucyjnym sukcesów i bezradnością ($-,41^{***}$) oraz między bezradnością a średnią ocen ($-,21^{***}$) są ujemne i wysoce istotne. Im bardziej pozytywny styl interpretacji sukcesów, tym student jest mniej bezradny, ale osiąga niższą średnią ocen. Z kolei osoby bezradne osiągają gorsze wyniki w nauce. Wprowadzenie do regresji bezradności spowodowało wzrost siły bezpośredniego związku między stylem atrybucyjnym a średnią ocen

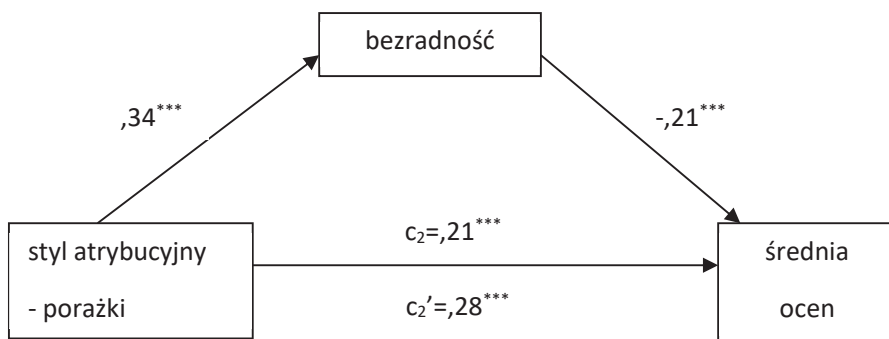
z $c_1 = -,13$ do $c_1' = -,21$. Poprawiło też własności predykcyjne modelu ($\Delta R^2 = ,035$; $p = ,001$). Obliczona wartość testu Sobela (3,06; $p = ,003$) pozwala uznać bezradność za istotną zmienną pośredniczącą w związku między stylem atrybucyjnym sukcesów a średnią ocen.



Rysunek 1. Efekt supresji bezradności na zależność średniej ocen od stylu wyjaśniania sukcesów (model 1; $n = 314$)

wartości przedstawiają standaryzowane β ; * $p < ,05$; *** $p < ,001$; c_1 - β dla sukcesu i średniej ocen; c_1' - β dla sukcesu i średniej ocen z uwzględnieniem bezradności; $R^2 = ,051$.

Podobnie przedstawiają się wyniki dotyczące pośredniczącej roli bezradności w związku między stylem atrybucyjnym porażek a średnią ocen uzyskanych przez studentów (rys. 2).



Rysunek 2. Efekt supresji bezradności na zależność średniej ocen od stylu wyjaśniania porażek (model 2; $n = 314$)

wartości przedstawiają standaryzowane β ; *** $p < ,001$; c_2 - β dla porażek i średniej ocen; c_2' - β dla porażek i średniej ocen z uwzględnieniem bezradności; $R^2 = ,086$.

I w tym przypadku rola bezradności jako zmiennej pośredniczącej okazała się istotna. Siła bezpośredniego związku między stylem atrybucyjnym a osiągnięciami w nauce studentów obliczona w prostej regresji ($\beta = ,21^{***}$) jest dodatnia i wysoce istotna, co oznacza, że osoby mające pesymistyczny styl wyjaśniania porażek osiągają wyższe wyniki w nauce. Zależność ta wzrosła po włączeniu do modelu regresji dodatkowo bezradności ($\beta = ,28^{***}$). Wzrosła też istotnie wariancja wyjaśniona przez model ($\Delta R^2 = ,041$; $p < ,001$). Również test Sobela (3,26; $p = ,001$) potwierdza supresyjną rolę bezradności w związku między atrybucją porażek a średnią ocen studentów.

Dodatkowo poddano weryfikacji modele 1 i 2, do których dodano płeć jako moderator związku między stylem atrybucyjnym a średnią ocen (odpowiednio model 1a i 2a). Analiza ta pozwala stwierdzić, czy zależność między stylem atrybucyjnym a średnią ocen różni się istotnie w grupie studentów i studentek. W tabelach 4 i 5 zamieszczono wyniki analizy mediacji i moderacji przeprowadzonej przy użyciu modelu regresyjnego z makro PROCESS (model 5, Hayes, 2015). W obu modelach (1a i 2a) płeć okazała się nieistotna, ale jest istotnym moderatorem bezpośredniego związku stylu wyjaśniania zdarzeń ze średnią ocen (ASQ x płeć, tabela 4). Wprowadzenie moderatora spowodowało znaczący wzrost wariancji wyjaśnionej przez modele (ΔR^2 , por. tabela 4).

Tabela 4. Modele regresji z uwzględnieniem płci jako moderatora (n = 314)

Predyktory	Zmienna zależna: średnia ocen					
	Model 1a (P)			Model 2a (N)		
	współ. B	SE	t	współ. B	SE	T
Stała	4,157	,151	27,63 ^{***}	4,206	,131	32,07 ^{***}
ASQ	-,019	,004	-4,48 ^{***}	,027	,008	3,60 ^{***}
SBS	-,157	,044	-3,61 ^{***}	-,173	,044	-3,91 ^{***}
płeć	,128	,101	1,28 ⁿⁱ	-,115	,094	-1,23 ⁿⁱ
ASQ x płeć	-,022	,004	-5,87 ^{***}	-,019	,006	-2,94 ^{**}
R ² dla modelu	,291 ^{***}			,215 ^{***}		
ΔR^2	,241 ^{***}			,129 ^{***}		

gdzie: B – niestandardyzowany wsp. regresji; SE – błąd standardowy; ASQ w modelu 1a (P) – styl atrybucyjny sukcesów; ASQ w modelu 2a (N) – styl atrybucyjny porażek; SBS – bezradność; ASQ x płeć – moderacja związku ASQ ze średnią ocen przez płeć; ΔR^2 – zmiana współczynnika determinacji wielokrotnie po uwzględnieniu płci jako moderatora; t – wartość testu; ⁿⁱ p > ,05; * p < ,05; *** p < ,001.

W celu sprawdzenia, jak moderowana jest bezpośrednia relacja między ASQ a średnią ocen, poddano analizie ten związek osobno w grupie kobiet

i mężczyzn (tabela 5). Styl wyjaśniania sukcesów jest nieistotnym predyktorem wyników w nauce studentek, a istotnym – studentów (Model 1a, tabela 5). Mężczyźni, którzy bardziej optymistycznie wyjaśniają swoje sukcesy, uzyskują gorsze wyniki w nauce. W przypadku stylu wyjaśniania porażek sytuacja jest odwrotna (Model 2a, tabela 5). Styl wyjaśniania porażek jest nieistotnym predyktorem osiągnięć studentów, a istotnym – studentek. Kobiety, które mają pesymistyczny styl wyjaśniania porażek, uzyskują lepsze wyniki w nauce. U mężczyzn uzyskiwane oceny pozostają bez związku ze stosowanym przez nich stylem wyjaśniania porażek.

Tabela 5. Wielkość bezpośrednich efektów ASQ na średnią ocen w grupie kobiet i mężczyzn (n = 314)

Moderator	Model 1a (P)			Model 2a (N)		
	współ. B	t	95% CI	współ. B	t	95% CI
Kobiety	-,002 (,0013)	-1,81ni	-,0049; ,0002	,008 (,0023)	3,62***	,0038; ,0128
Mężczyźni	-,024 (,0035)	-6,92***	-,0307; -,0171	-,011 (,0060)	-1,76ni	-,0224; ,0012

gdzie: B – niestandardyzowany współ. regresji; w nawiasach – błąd standardowy; model 1a (P) – styl atrybucyjny sukcesów; model 2a (N) – styl atrybucyjny porażek; t – wartość testu; ni $p > ,05$; * $p < ,05$; *** $p < ,001$

DYSKUSJA

Kwestionariusz ASQ zastosowany w badaniu mierzy styl atrybucyjny z podziałem na dwie podskale dotyczące zdarzeń pozytywnych (ASQ-P) i negatywnych (ASQ-N). W każdej z tych podskal wyróżniono trzy wymiary dotyczące lokalizacji, stałości i zasięgu. Z uwagi na własności psychometryczne kwestionariusza ASQ wyniki analizowano tylko w zakresie podskal ASQ-P i ASQ-N. Analizy całkowitego wyniku ASQ oraz wyników w obrębie poszczególnych wymiarów pominięto, zważywszy na niskie rzetelności pomiaru (tab. 1). Korelacje stylu atrybucyjnego z poziomem lęku i poczuciem szczęścia potwierdziły trafność kryterialną ASQ. Osoby o wyższym poziomie lęku i niższym poczuciu szczęścia stosują pesymistyczny styl wyjaśniania zarówno w przypadku porażek, jak i sukcesów, a siła związku między zmiennymi jest porównywalna do raportowanej we wcześniejszych badaniach (Cheng, Furnham, 2001; Nezu i in., 1986).

W badaniu znalazł potwierdzenie istotny związek stylu atrybucyjnego studentów z ich osiągnięciami w nauce, przy czym związek ten jest nieco silniej-

szy w przypadku stylu wyjaśniania porażek (tab. 3). Potwierdzono też istotną rolę bezradności jako zmiennej pośredniczącej w tym związku. Włączenie jej do modelu regresji wskazuje na efekt supresji (Cichocka, Bilewicz, 2010; MacKinnon, Krull, Lockwood, 2000) skutkujący uwydatnieniem analizowanego związku (rys. 1 i 2). Jednak modele zarówno dla sukcesów, jak i dla porażek wyjaśniają niewielką część zmienności osiągnięć w nauce (odpowiednio 5,1% i 8,6%).

Właściwości predykcyjne modeli znacząco poprawiło wprowadzenie płci jako moderatora związku ASQ z osiągnięciami (tab. 4). Spowodowało to wzrost wariancji wyjaśnionej o 24% dla sukcesów i o 13% dla porażek. W testowanych modelach regresji płeć nie jest istotnym predyktorem wyników w nauce, ale jest istotnym moderatorem efektu bezpośredniego stylu atrybucyjnego na wyniki w nauce. Pozwala to dostrzec pewne różnice w związku między stylem atrybucyjnym a wynikami w nauce w grupach studentów i studentek. U kobiet oceny są zależne od stylu wyjaśniania porażek, a nie są – od stylu wyjaśniania sukcesów. U mężczyzn jest odwrotnie. Wyniki w nauce pozostają w istotnym związku ze stylem wyjaśniania sukcesów, a brak związku – z wyjaśnianiem porażek.

Reasumując, w prezentowanych badaniach analizy efektu bezpośredniego stylu atrybucyjnego na osiągnięcia w nauce wskazują, że osoby mające optymistyczny styl wyjaśniania zdarzeń uzyskują gorsze wyniki w nauce niż osoby, które cechuje styl pesymistyczny. Prawidłowość ta utrzymuje się zarówno wtedy, gdy analizowany jest styl wyjaśniania porażek, jak i gdy analizowane atrybucje dotyczą sukcesów. Taki kierunek zależności wystąpił w prostych regresjach (tab. 2) i nie uległ zmianie pod wpływem włączania zmiennych interweniujących. W modelach poszerzanych o kolejne zmienne modyfikujące ten związek (rys. 1 i 2, tab. 4) nadal badani, którzy w sposób optymistyczny wyjaśniają zdarzenia uzyskują niższe oceny i odwrotnie – większemu pesymizmowi w interpretacji zdarzeń towarzyszą lepsze wyniki w nauce. Dotyczy to zarówno wyjaśniania sukcesów, jak i porażek, przy czym sukcesy są ważne dla mężczyzn, a porażki – dla kobiet. Kierunek tej zależności nie jest zgodny z atrybucyjnym modelem bezradności (Abramson i in., 1978), w którym pesymistyczny styl wyjaśniania zdarzeń powinien być związany z niższym poziomem osiągnięć, a optymistyczny – z wyższym.

Jednak wyniki te inaczej przedstawiają się na tle wcześniej publikowanych badań dotyczących związku stylu atrybucyjnego z osiągnięciami akademickimi (Bridges, 2001; Ward, 2003). Jak wspomniano we wstępie, w tym przypadku konkluzje są niejednoznaczne. W części badań potwierdzono założenia modelu

teoretycznego (Henry i in., 1993; Peterson, Barrett, 1987; Wolters, Fan, 2013), w innych wskazano na brak związku między stylem wyjaśniania a osiągnięciami akademickimi (Ciżkowicz, 2009; Fazio, Palm, 1998; Gibb i in., 2002; Musgrave-Marquart i in., 1997; Ralph, Mineka, 1998), w jeszcze innych, do których należy zaliczyć prezentowane badania, zależność występuje, ale jej kierunek jest odwrotny (Houston, 1994; Satterfield i in., 1997; Yee, Pierce, Ptacek, Modzelesky, 2003).

W literaturze podejmowane są różne próby uzasadnienia niejednorodności wyników badań. Ich przyczyny upatrywane są w specyfice próby (studenci starszych lat; $M = 25$ lat; Fazio, Palm, 1998; studenci pierwszego roku; Peterson, Barrett, 1987) i stosowanej metodologii badań (różne narzędzia badawcze; różne zmienne kontrolowane). Podkreśla się, że włączanie do modelu badawczego zmiennych kontrolowanych, szczególnie takich, które wywierają bezpośredni wpływ na wyniki w nauce (np. umiejętności; Bridges, 2001; zdolności, Gibb i in., 2002), może zmieniać zarówno siłę, jak i kierunek zależności między stylem atrybucyjnym a osiągnięciami akademickimi (Satterfield i in., 1997).

Kolejną przyczyną niejednoznacznych wyników badań może być zakres, w jakim badani spełniają założenia modelu wycudzonej bezradności. Badacze podkreślają, że w modelu przyjmuje się powstawanie bezradności w efekcie występowania zdarzeń niekontrolowanych i to w takim przypadku optymistycznemu stylowi wyjaśniania powinny towarzyszyć wyższe osiągnięcia. W tym kontekście warto przytoczyć badania wpływu stylu wyjaśniania na radzenie sobie z kontrolowanymi zdarzeniami, z których wynika, że „pesymiści” oceniają swoje zasoby radzenia sobie bardziej pozytywnie i wykazują większą efektywność podejmowanych działań (Sellers, Peterson, 1993). Podobną konkluzję można sformułować na podstawie badań Gibb i in. (2002). Tylko u studentów o niskim poziomie zdolności pesymistyczny styl atrybucyjny współwystępuje z gorszymi osiągnięciami. Kiedy studenci mieli poczucie kontroli nad sytuacją kształcenia, taka relacja nie wystąpiła.

Badania Sellers i Petersona (1993) oraz Gibb i in. (2002) wspierają tezę przyjmującą, że w sytuacji kiedy student nie czuje się bezradny, pesymistyczny styl wyjaśniania może wiązać się z realistyczną oceną zasobów radzenia sobie i roztropnością w podejmowaniu decyzji, to zaś może skutkować poczuciem odpowiedzialności za swoje osiągnięcia, wzmacniając motywację do uczenia się i poprawiając wyniki w nauce (Satterfield i in., 1997). Taka sytuacja może występować w prezentowanych badaniach. Analiza rozkładu bezradności (tab. 1) pokazuje, że bezradność wśród badanych studentów jest na stosunkowo niskim poziomie (tylko u ok. 20% badanych bezradność osiąga wartość 2 i więcej na

skali 0–4, z max = 2,45). Kierunek zależności stylu atrybucyjnego z osiągnięciami akademickimi zgodny z modelem atrybucyjnym może ujawniać się dopiero u osób bezradnych. Wyjaśniałoby to również odnotowaną supresję bezradności i stylu atrybucyjnego. Kontrolowanie bezradności pozwala usunąć z oddziaływania stylu atrybucyjnego na osiągnięcia akademickie tę część, która związana jest z pesymizmem prowadzącym do wycofywania. Może to powodować nasilenie pozytywnego związku pozostałej części pesymizmu, rozumianego jako roztropność w podejmowaniu decyzji, z osiągnięciami akademickimi studentów.

Ustalenia dotyczące moderującej roli płci pozostają zgodne z innymi badaniami (Hu, Zhang, Yang, 2015; Petiprin, Johnson, 1991). Sugerują, że podobny poziom negatywnego stylu atrybucyjnego może prowadzić do większych negatywnych konsekwencji wśród kobiet niż wśród mężczyzn.

Wyjaśnienie związków między stylem atrybucyjnym a osiągnięciami w nauce ma też ważny aspekt praktyczny ze względu na stosowane w edukacji programy interwencyjne. Służą one korygowaniu stylu atrybucyjnego uczniów, zmierzając do poprawy motywacji i osiągnięć w nauce (Chodkiewicz, Boyle, 2014). W efekcie ich stosowania badacze odnotowują korzystne zmiany stylu atrybucyjnego i osiągnięć w nauce (Dresel, Haugwitz, 2008; Haynes i in., 2011; Perry i in., 2010). Jednak nie wszystkim badaczom udało się zaobserwować pożądane zmiany w stylu atrybucyjnym (Okolo, 1992) i osiągnięciach poznawczych (Berkeley i in., 2011; Morris, 2013). Potwierdza to tezę, że związki między stylem atrybucyjnym a osiągnięciami kształtują się odmiennie w zależności od kontekstu, w jakim są obserwowane.

Jak pokazano wyżej, podejmowane są różne próby uzasadnienia niereplikowalności wyników badań związku stylu atrybucyjnego z osiągnięciami akademickimi, jednak pozostają one nadal głównie na poziomie tezy. Wymaga to prowadzenia dalszych badań w celu ich weryfikacji. Powinny się one odbywać z uwzględnieniem zarówno odpowiednio dobranych prób, jak i ważnych zmiennych interweniujących.

Bibliografia

- Abramson L., Seligman M., Teasdale J. (1978), Learned Helplessness in Humans: Critique and Reformulation, *Journal of Abnormal Psychology*, 87, 49–74. <http://dx.doi.org/10.1037/0021-843X.87.1.49>.
- Abramson L., Metalsky G., Alloy L. (1989), Hopelessness Depression: A Theory-Based Subtype of Depression, *Psychological Review*, 99, 358–372, <http://dx.doi.org/10.1037/0033-295X.96.2.358>.

- Abramson L., Alloy L., Hogan M., Whitehouse W., Donovan P., Rose D., Panzarella C., Ragniere D. (1999), Cognitive Vulnerability to Depression: Theory and Evidence, *Journal of Cognitive Psychotherapy*, 13, 5–20.
- Alloy L., Abramson L. (1999), The Temple-Wisconsin Cognitive Vulnerability to Depression (CVD) Project: Conceptual background, design and methods, *Journal of Cognitive Psychotherapy*, 13, 227–262.
- Arntz A., Gerlsma C., Albersnagel F. (1985), Attributional Style Questioned: Psychometric Evaluation of the ASQ in Dutch Adolescents, *Advances in Behaviour Research and Therapy*, 7, 55–89, [http://dx.doi.org/10.1016/0146-6402\(85\)90011-6](http://dx.doi.org/10.1016/0146-6402(85)90011-6).
- Baron R., Kenny D. (1986), The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic and Statistical Considerations, *Journal of Personality and Social Psychology*, 51, 1173–1182, <http://dx.doi.org/10.1037/0022-3514.51.6.1173>.
- Berkeley S., Mastropieri M., Scruggs T. (2011), Reading Comprehension Strategies for Secondary Students' with Learning and Other Mild Disabilities, *Journal of Learning Disabilities*, 44(1), 18–32, <http://dx.doi.org/10.1177/0022219410371677>.
- Bridges K. (2001), Using Attributional Style to Predict Academic Performance: How does It Compare to Traditional Methods?, *Personality and Individual Differences*, 31, 723–730, [http://dx.doi.org/10.1016/S0191-8869\(00\)00174-4](http://dx.doi.org/10.1016/S0191-8869(00)00174-4).
- Buchanan G., Seligman M. (red.) (1995), *Explanatory Style*, Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Cheng H., Furnham A. (2001), Attributional Style and Personality as Predictors of Happiness and Mental Health, *Journal of Happiness Studies*, 2, 307–327, <http://dx.doi.org/10.1023/A:1011824616061>.
- Chodkiewicz A., Boyle C. (2014), Exploring the Contribution of Attribution Retraining to Student Perceptions and the Learning Process, *Educational Psychology in Practice*, 30, 78–87, <http://dx.doi.org/10.1080/02667363.2014.880048>.
- Chou C., Bentler P. (1995), *Estimates and Tests in Structural Equation Modeling*, w: R. Hoxby (red.), *Structural Equation Modeling: Concepts, Issues, and Applications*, Thousand Oaks, CA: Sage.
- Cichońska A., Bilewicz M. (2010), *Co się kryje w nieistotnych efektach statystycznych? Możliwości zastosowania analizy supresji w psychologii społecznej*, „Psychologia Społeczna”, 5(14), 191–198.
- Ciżkowicz B. (2009), *Wyuczona bezradność w szkole*, Bydgoszcz: Wydawnictwo UKW.
- Cohen J. (1988), *Chapter 2.2: the Effect Size Index – d*, w: J. Cohen (red.), *Statistical Power*

- Analysis for the Behavioral Sciences*, 2 wyd., Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, 20–22.
- Domański Cz., Pruska K. (2000), *Nieklasyczne metody statystyczne*, Warszawa: PWE.
- Dresel M., Haugwitz M. (2008), A Computer-Based approach to Fostering Motivation and Self-Regulated Learning, *The Journal of Experimental Education*, 77(1), 3–18, <http://dx.doi.org/10.3200/jexe.77.1.3-20>.
- Dykema K., Bergbower K., Doctora J., Peterson C. (1996), An Attributional Style Questionnaire for general use, *Journal of Psychoeducational Assessment*, 14, 100–108, <http://dx.doi.org/10.1177/073428299601400201>.
- Fazio N., Palm L. (1998), Attributional Style, Depression, and Grade Point Averages of College Students, *Psychological Reports*, 83, 159–161, <http://dx.doi.org/10.2466/PRO.83.5.159-162>.
- Fiske S., Taylor S. (1991), *Social Cognition*, New York: McGraw-Hill.
- Försterling F., Buhner M., Gall S. (1998), Attributions of Depressed Persons: How Consistent Are They with the Covariation Principle, *Journal of Personality and Social Psychology*, 75, 1047–1061, <http://dx.doi.org/10.1037/0022-3514.75.4.1047>.
- Försterling F. (2005), *Atrybucje. Podstawowe teorie, badania i zastosowanie*, Gdańsk: GWP.
- Fresco D., Alloy L., Reilly-Harrington N. (2006), Association of Attributional Style for Negative and Positive Events and the Occurrence of Life Events with Depression and Anxiety, *Journal of Social and Clinical Psychology*, 25, 1140–1160, <http://dx.doi.org/10.1521/jscp.2006.25.10.1140>.
- Gibb B., Zhu L., Alloy L., Abramson L. (2002), Attributional Styles and Academic Achievement in University Students: A Longitudinal Investigation, *Cognitive Therapy and Research*, 26(3), 309–315, <http://dx.doi.org/10.1023/A:1016072810255>.
- Gordon R. (2008), Attributional Style and Athletic Performance: Strategic Optimism and Defensive Pessimism, *Psychology of Sport and Exercise*, 9(3), 336–350, <http://dx.doi.org/10.1016/j.psychsport.2007.04.007>.
- Hayes A. (2013), *Introduction to Mediation, Moderation, and Conditional Process Analysis: A Regression-Based Approach*, NY: Guilford Press.
- Hayes A. (2015), An Index and Test of Linear Moderated Mediation, *Multivariate Behavioral Research*, 50, 1–22, <http://dx.doi.org/10.1080/00273171.2014.962683>.
- Haynes S., Clifton R., Daniels L., Pery R., Chipperfield J., Ruthig J. (2011), Attributional Retraining: Reducing the Likelihood of Failure, *Social Psychology Education*, 14, 75–92, <http://dx.doi.org/10.1007/s11218-010-9130-2>.

- Haynes P., Ancoli-Israel S., Walter C., McQuaid J. (2012), Preliminary Evidence for a Relationship Between Sleep Disturbance and Global Attributional Style in Depression, *Cogn Ther Res*, 36, 140–148, <http://dx.doi.org/10.1007/s10608-011-9416-5>.
- Henry J., Martinko M., Pierce M. (1993), Attributional Style as a Predictor of Success in a First Computer Course, *Computers in Human Behavior*, 9, 341–352, [http://dx.doi.org/10.1016/0747-5632\(93\)90027-P](http://dx.doi.org/10.1016/0747-5632(93)90027-P).
- Hills P., Argyle M. (2002), The Oxford Happiness Questionnaire: a Compact Scale for the Measurement of Psychological Well-Being, *Personality and Individual Differences*, 33, 1073–1082, [http://dx.doi.org/10.1016/S0191-8869\(01\)00213-6](http://dx.doi.org/10.1016/S0191-8869(01)00213-6).
- Houston D. (1994), Gloomy but Smarter: The Academic Consequence of Attributional style, *British Journal of Social Psychology*, 33, 433–441, <http://dx.doi.org/10.1111/j.2044-8309.1994.tb01039.x>.
- Houston D. (2016), Revisiting the Relationship between Attributional Style and Academic Performance, *Journal of Applied Social Psychology*, 46(3), 192–200, <http://dx.doi.org/10.1111/jasp.12356>.
- Hu T., Zhang D., Yang Z. (2015), The Relationship between Attributional Style for Negative Outcomes and Depression: a Meta-Analysis, *Journal of Social and Clinical Psychology*, 34(4), 304–321, <http://dx.doi.org/10.1521/jscp.2015.34.4.304>.
- Internet1: <http://quantpsy.org/sobel/sobel.htm>.
- Jancz M. (2000). *Social and Psychological Adjustment of First Generation Polish Immigrants to Australia, Sydney*. Pozyskano z: <https://ses.library.usyd.edu.au/handle/2123/363>.
- Johnson J., Miller M. (1990), Attributional, Life-Event, and Affective Predictors of Onset of Depression, Anxiety, and Negative Attributional Style, *Cognitive Therapy and Research*, 14, 417–430, <http://dx.doi.org/10.1007/BF01172936>.
- Kent R., Martinko M. (1995), *The Development and Evaluation of a Scale to Measure Organizational Attributional Style*, w: M. Martinko (red.), *Attribution Theory: An Organizational Perspective*, 53–75, Delray Beach, FL: St. Lucie Press.
- Kline R. (2015), *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*, 4 wyd., NY, London: The Guilford Press.
- MacKinnon D., Krull J., Lockwood C. (2000), Equivalence of the Mediation, Confounding and Suppression Effect, *Prevention Science*, 1(4), 173–181, <http://dx.doi.org/10.1023/A:1026595011371>.
- Metalsky G., Halberstadt L., Abramson L. (1987), Vulnerability to Depressive Mood Reactions: Toward a More Powerful Test of the Diathesis-Stress and Causal Mediation Components of the Reformulated Theory of Depression, *Journal of Personality and Social Psychology*, 52, 386–393, <http://dx.doi.org/10.1037/0022-3514.52.2.386>.

- Morris M. (2013), A Naturalistic Investigation into the Effectiveness of an Attributional Retraining Programme for Academic Performance, *Social Sciences Directory*, 2(2), 16–30, <http://dx.doi.org/10.7563/SSD020202>.
- Musgrave-Marquart D., Bromley S., Dalley M. (1997), Personality, Academic Attribution, and Substance Use as Predictors of Academic Achievement in College Students, *Journal of Social Behavior and Personality*, 12(2), 501–511.
- Nezu A., Nezu Ch., Nezu V. (1986), Depression, General Distress, and Causal Attributions among University Students, *Journal of Abnormal Psychology*, 95(2), 184–186, <http://dx.doi.org/10.1037/0021-843X.95.2.184>.
- Nolen-Hoeksema S., Gircus J., Seligman M. (1986), Learned Helplessness in Children: A Longitudinal Study of Depression, Achievement, and Explanatory Style, *Journal of Personality and Social Psychology*, 51, 435–442, <http://dx.doi.org/10.1037/0022-3514.51.2.435>.
- Okolo C. (1992), The Effects of Computer-Based Attribution Retraining on the Attributions, Persistence, and Mathematics Computation of Students with Learning Disabilities, *Journal of Learning Disabilities*, 25(5), 327–334, <http://dx.doi.org/10.1177/002221949202500507>.
- Panak W., Garber J. (1992), Role of Aggression, Rejection, and Attributions in the Prediction of Depression in Children, *Development and Psychopathology*, 4, 145–165, <http://dx.doi.org/10.1017/S0954579400005617>.
- Perry R., Stupnisky R., Hall N., Chipperfield J., Weiner B. (2010), Bad Starts and Better Finishes: Attributional Retraining and Initial Performance in Competitive Achievement Settings, *Journal of Social and Clinical Psychology*, 29(6), 668–700, <http://dx.doi.org/10.1521/jscp.2010.29.6.668>.
- Peterson C., Semmel A., Von Baeyer C., Abramson L., Metalsky G., Seligman M. (1982), The Attributional Style Questionnaire, *Cognitive Therapy and Research*, 6, 287–299, <http://dx.doi.org/10.1007/bf01173577>.
- Peterson C., Villanova P. (1988), An Expanded Attributional Style Questionnaire, *Journal of Abnormal Psychology*, 97, 87–89, <http://dx.doi.org/10.1037/0021-843X.97.1.87>.
- Peterson C., Barrett L. (1987), Explanatory Style and Academic Performance among University Freshmen, *Journal of Personality and Social Psychology*, 53, 603–607, <http://dx.doi.org/10.1037/0022-3514.53.3.603>.
- Peterson C., Seligman M., Vaillant G. (1988), Pessimistic Explanatory Style Is a Risk Factor for Physical Illness: A thirty-five years longitudinal study, *Journal of Personality and Social Psychology*, 55, 23–27, <http://dx.doi.org/10.1037/0022-3514.55.1.23>.

- Peterson C. (1991a), The Meaning and Measurement of Explanatory Style, *Psychological Inquiry*, 2, 1–10, http://dx.doi.org/10.1207/s15327965pli0201_1.
- Peterson C. (1991b), Further Thoughts on Explanatory Style, *Psychological Inquiry*, 2, 50–57, http://dx.doi.org/10.1207/s15327965pli0201_14.
- Peterson C., Maier S., Seligman M. (1994), *Learned Helplessness*, Oxford: Oxford University Press.
- Peterson C. (2000), The Future of Optimism, *American Psychologist*, 55, 44–55, <http://dx.doi.org/10.1037/0003-066X.55.1.44>.
- Peterson C., Vaidya R. (2001), Explanatory Style, Expectations and Depressive Symptoms, *Personality and Individual Differences*, 31, 1217–1223, [http://dx.doi.org/10.1016/S0191-8869\(00\)00221-X](http://dx.doi.org/10.1016/S0191-8869(00)00221-X).
- Peterson C., Steen T. (2009), *Optimistic Explanatory Style*, w: S. Lopez, C. Snyder (red.), *Oxford handbook of positive psychology*, t. 2, 313–321, Oxford, UK: Oxford University Press.
- Petiprin G., Johnson M. (1991), Effects of Gender, Attributional Style, and Item Difficulty on Academic Performance, *Journal of Psychology*, 125(1), 45–50, <http://dx.doi.org/10.1080/00223980.1991.10543268>.
- Poprawa R. (2012), Oksfordzki Kwestionariusz Szczęścia. Polska adaptacja The Oxford Happiness Questionnaire, *Psychologia Jakości Życia*, 11(1), 37–56.
- Ra Y., Cha S., Hyun M., Bea S. (2013), The Mediating Effects of Attribution Styles on the Relationship between Overt-Covert Narcissism and Forgiveness, *Social Behavior And Personality*, 41(6), 881–892, <http://dx.doi.org/10.2224/sbp.2013.41.6.881>.
- Ralph J., Mineka S. (1998), Attributional Style and Self-Esteem: the Prediction of Emotional Distress Following a Midterm Exam, *Journal of Abnormal Psychology*, 107(2), 203–215, <http://dx.doi.org/10.1037/0021-843X.107.2.203>.
- Rodriguez-Narajo C., Cano A. (2010), Development and Validation of an Attributional Style Questionnaire for Adolescents, *Psychological Assessment*, 22(4), 837–851, <http://dx.doi.org/10.1037/a0020426>.
- Satterfield J., Monahan J., Seligman M. (1997), Law School Performance Predicted by Explanatory Style, *Behavioral Science and the Law*, 15, 95–105, [http://dx.doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-0798\(199724\)15](http://dx.doi.org/10.1002/(SICI)1099-0798(199724)15).
- Sellers R., Peterson C. (1993), Explanatory Style and Coping with Controllable Events by Student Athletes, *Cognition and Emotion*, 7(7), 431–441, <http://dx.doi.org/10.1080/02699939308409197>.

- Seligman M., Peterson C., Kaslow N., Tanenbaum R., Alloy L., Abramson L. (1984), Attributional Style and Depressive Symptoms among Children, *Journal of Abnormal Psychology*, 93, 235–238, <http://dx.doi.org/10.1037/0021-843X.93.2.235>.
- Seligman M., Nolen-Hoeksema S., Thornton N., Thornton K. (1990), Explanatory Style as a Mechanism of Disappointing Athletic Performance, *Psychological Science*, 1, 143–146, <http://dx.doi.org/10.1111/j.1467-9280.1990.tb00084.x>.
- Seligman M., Walker E., Rosenhan M. (2003), *Psychopatologia*, Poznań: Zysk i S-ka Wydawnictwo.
- Seligman M. (2010), *Optymizmu można się nauczyć. Jak zmieniać swoje myślenie i swoje życie*, Poznań: Media Rodzina.
- Sędek G. (1983), Przegląd badań i modeli teoretycznych zjawiska wyuczonej bezradności, *Przegląd Psychologiczny*, XXVI, 3.
- Sędek G. (2001), *Bezradność intelektualna w szkole*, Warszawa: Wydawnictwo Instytutu Psychologii.
- Sosnowski T., Wrześniewski K., Jaworowska A., Fecenec D. (2011), STAI – Inwentarz Stanu i Cechy Lęku STAI, Warszawa: Pracownia Testów Psychologicznych PTP.
- Thompson M., Kaslow N., Weiss B., Nolen-Hoeksema S. (1998), Children's Attributional Style Questionnaire-Revised: Psychometric examination, *Psychological Assessment*, 10, 166–170, <http://dx.doi.org/10.1037/1040-3590.10.2.166>.
- Valas H. (2001), Learned Helplessness and Psychological Adjustment: Effects of Age, Gender and Academic Achievement, *Scandinavian Journal of Educational Research*, 45(1), 71–90, <http://dx.doi.org/10.1080/00313830020042689>.
- Weiner B. (1986), *An Attributional Theory of Motivation and Emotion*, NY: Springer.
- Wolters C., Fan W. (2013), Examining Achievement Goals and Causal Attributions Together as Predictors of Academic Functioning, *The Journal of Experimental Education*, 81(3), 295–321, <http://dx.doi.org/10.1080/00220973.2012.700498>.
- Yee P., Pierce G., Ptacek J., Modzelesky K. (2003), Learned Helplessness Attributional Style and Examination Performance: Enhancement Effects are not Necessarily Moderated by Prior Failure, *Anxiety, Stress, and Coping*, 16(4), 359–373, <http://dx.doi.org/10.1080/003379031000140928>.