

Interprzedmiotowe zróżnicowanie aktywności strategicznej, bezradność intelektualna i osiągnięcia w uczeniu się¹

Ewa Czerniawska²

Wydział Psychologii, Uniwersytet Warszawski

INTER-DOMAIN DIFFERENTIATION OF THE STRATEGIC ACTIVITY,
INTELLECTUAL HELPLESSNESS AND SCHOOL ACHIEVEMENTS

Summary. It seems obvious that various domains (school subjects) require different strategies. Still studies concerning that issue are sparse and inconclusive. Some demonstrated that students indeed differentiated their strategic behavior as a function of school subject; other failed to demonstrate such an effect. Inter-domain strategic flexibility can be treated as a more mature and beneficial way of handling academic learning. However in some conditions, this is not the case. When students demonstrate learned cognitive helplessness in one domain, and employ different strategies in this domain than in others, it is an extreme and disadvantageous case of inter-domain strategic flexibility. It may be hypothesized that strategic deficits are one of the conditions for the appearance of partial intellectual helplessness, as well as its result. A longitudinal research project was designed to test the hypothesis. The investigation was carried on in groups in Warsaw secondary schools. Learning strategies in mathematics and Polish were assessed twice, at the beginning of the first and second grade; intellectual helplessness was assessed at the end of the first grade and at the beginning of the second; school grades were recorded in the middle and at the end of the first grade. Data were analyzed by means of correlation coefficients computation, t-Student test and linear-structural modeling (EQS). It appeared that the strategic activity in mathematics and Polish was significantly correlated, but significant differences between both domains were also found. The patterns of relations between the strategic activity, intellectual helplessness and school achievements in mathematics and Polish, although comparable, varied in many respects.

¹ W artykule przedstawiono wyniki badań podłużnych nad aktywnością strategiczną w matematyce i języku polskim, bezradnością intelektualną i osiągnięciami w uczeniu się u uczniów rozpoczynających naukę w szkole średniej. Badania finansowane z funduszy BST 571/4, Wydział Psychologii UW.

² Adres do korespondencji: Wydział Psychologii Uniwersytetu Warszawskiego, ul. Stawki 5/7, 00-183 Warszawa.

Nurt poznawczy, dominujący we współczesnej psychologii uczenia się i nauczania, przypisuje strategiom uczenia się zasadniczą rolę dla osiągnięć szkolnych. Dane empiryczne na temat stosowanych przez uczniów strategii, ich efektywności i rozwoju czy wreszcie możliwości usprawniania drogą treningu są bogate. Wypływające z nich wnioski można zwięźle podsumować w następujący sposób. Stosowane przez uczniów strategie poznawcze i metapoznawcze determinują w dużej mierze rezultaty osiągane w nauce szkolnej (np. Dembo, 1994; Schmeck, 1988; Schunk, Zimmerman, 1994). Na ogół lepsze efekty przynosi stosowanie strategii głębokich oraz silniejsza kontrola metapoznawcza (wyższy poziom samoregulacji uczenia się, bardziej dojrzała samoregulacja uczenia się). Strategie poznawcze i metapoznawcze podlegają zmianom rozwojowym i mogą być usprawniane dzięki programom treningowym (Schmeck, 1988; Segal, Chipman, Glaser, 1985; Weinstein, Goetz, Alexander, 1988). Ponadto wskazuje się, że korzystna jest giętkość strategiczna, polegająca na dostosowywaniu aktywności strategicznej do postawionych zadań (Czerniawska, 1993; Schmeck, 1988). Powyższe stwierdzenia są poparte empiryczne.

W obszernej wiedzy na temat aktywności strategicznej występują jednak zaskakujące luki. O ile wiele wiadomo na temat interzadaniowej giętkości strategicznej (por. Czerniawska, 1993; 1999), o tyle zagadnienie interprzedmiotowej giętkości strategicznej, polegającej na różnicowaniu działań strategicznych w zależności od przedmiotu nauczania (dziedziny wiedzy), doczekało się niewielu badań, co nie oznacza, że nie jest w ogóle dostrzegane (Desforges, Bristow, 1995; Pintrich, 1994; Czerniawska, 1993; VanderStoep, Pintrich, Fagerlin, 1996; Wolters, Yu, Pintrich, 1996). Przeważnie było ono uwzględniane w badaniach dotyczących uczenia się matematyki, czytania lub pisanja. Ograniczano się przy tym do analizowania przebiegu uczenia się wybranego przedmiotu (lub umiejętności), nie dokonując porównań pomiędzy kilkoma różnymi przedmiotami czy umiejętnościami. Jednak oczekiwanie tego rodzaju zróżnicowania wydaje się oczywiste. Znajduje ono wyraz w konstruowanych modelach samoregulowanego uczenia się (np. Alexander, 1994; 1995; Boekaerts, 1997). Przypomnijmy pokrótce główne założenia koncepcji uczenia się przedmiotowego autorstwa Patricii Alexander. Według tej autorki, uczenie się każdej konkretnej dziedziny wiedzy przebiega w trzech etapach: aklimatyzacji, kompetencji i biegłości (*proficiency*)³. W pierwszym etapie uczący się ma bardzo ubogą i fragmentaryczną wiedzę z danej dziedziny. Dotyczy to zarówno ogólnej wiedzy przedmiotowej, jak i jednostkowych zagadnień. Uczenie się jest ukierunkowywane na bieżąco przez postawione z zewnątrz zadania. Z tego powodu uczący się wykorzystuje niemal wyłącznie, a przy tym często nieskutecznie, znane wcześniej strategie ogólne. W miarę uczenia się wiedza staje się obszerniejsza i lepiej ustrukturalizowana. Zatem w drugim etapie uczenie się jest coraz bardziej podporządkowywane szerszym celom przedmiotowym, a nie pojedynczym zadaniom. Uczący się zaczyna sam opracowywać i stosować coraz więcej strategii specyficznych, które okazują się skuteczne. W mniejszym stopniu potrzebuje zewnętrznej pomocy, wsparcia i kierowania. Ostatni etap stanowi przejście na pozycję eksperta w danej dziedzinie. Uczący się nie tylko ma rozległą i zorganizowaną wiedzę z danej dziedziny, ale i sam ją rozszerza. Na tym etapie stosowane są złożone i specyficzne strategie oraz stawiane samodzielnie przez uczącego się nowe, nierzadko trudne zadania. Według Alexander, na pierwszym etapie podejmowane są nieliczne i często nieskuteczne próby samoregulacji uczenia się. Dopiero zdobycie pewnego poziomu kompetencji przedmiotowej umożliwia efektywną samoregulację. Uczniom szkoły podstawowej i średniej dostępne są, zdaniem Alexander, tylko dwa pierwsze etapy rozwoju uczenia się przedmiotowego. Podsumowując, dla pierwszego etapu charakterystyczne są strategie ogólne, w drugim – uczący się poznaje lub sam wypracowuje strategie specyficzne i zaczyna je stosować, w trzecim – zdecydowanie dominują strategie specyficzne i występuje wysoki poziom samoregulacji uczenia się.

Za występowaniem interprzedmiotowego zróżnicowania aktywności strategicznej przemawiają więc liczne względy: merytoryczne (odmienność charakteru i struktury poszczególnych przedmiotów) oraz podmiotowe (odmienny wyjściowy poziom wiedzy ogólnej i przedmiotowej, inne podejście do uczenia się poszczególnych przedmiotów reprezentowane przez uczniów, a wynikające m.in. z zainteresowań, motywacji, wcześniejszych doświadczeń, zdolności itd.).

Nieliczne badania nad interprzedmiotowym zróżnicowaniem aktywności strategicznej przyniosły sprzeczne wyniki. Na przykład Desforges i Bristow (1995) w badaniach dzieci w wieku od 7 do 11 lat nie stwierdzili występowania różnic w aktywności strategicznej w uczeniu się matematyki, języka angielskiego i środowiska. Z kolei badania własne nad strategiami uczenia się z tekstów podręcznikowych wykazały, że już w klasie piątej szkoły podstawowej można wyodrębnić grupę uczniów giętkich strategicznie, a ich odsetek rośnie z wiekiem (Czerniawska, 1993; 1994; 1995; 1999). W odpowiedziach na pytania otwarte kwestionariusza Uczenie się Tekstów Podręcznikowych prawie 50% uczniów klasy piątej i szóstej opisywało takie same strategie uczenia się z tekstów podręcznikowych niezależnie od przedmiotu nauczania; w przypadku omawianych badań były to: biologia, geografia i historia. Oznacza to, że pozostałe 50% opisywało odmienne strategie w poszczególnych

3Ujęcie Alexander jest wyraźnie wzorowane na modelu nabywania umiejętności Fittsa (1964) i Andersona (1995).

INTERPRZEDMIOTOWE ZRÓŻNICOWANIE AKTYWNOŚCI STRATEGICZNEJ

przedmiotach nauczania. Procent uczniów giętkich w klasie siódmej wyniósł ponad 60, natomiast w klasie ósmej jedynie co czwarty uczeń opisywał stosowanie takich samych strategii niezależnie od przedmiotu nauczania (Czerniawska, 1992). Uzyskane dane zdają się wskazywać, że interprzedmiotowa giętkość strategiczna stanowi nie tylko rezultat rozwoju poznawczego, ale jest także indywidualną cechą funkcjonowania poznawczego powiązaną z innymi aspektami funkcjonowania poznawczego, takimi jak styl poznawczy czy umiejscowienie poczucia kontroli, oraz cechami temperamentalnymi (Czerniawska, 1995; Farley, 1985). Okazało się ponadto, że interprzedmiotowa giętkość strategiczna sprzyja wyższym osiągnięciom w uczeniu się (Czerniawska, 1993; 1995; 1997; 1999).

Jednak zróżnicowanie aktywności strategicznej w zależności od przedmiotu nauczania nie zawsze musi wiązać się z uzyskiwaniem lepszych efektów. W badaniach prowadzonych na podstawie informacyjnego modelu wyuczonej bezradności, zaproponowanego przez Koftę i Sędką (1989; Sędek, McIntosh, 1998), okazało się, że niektórzy uczniowie prezentują parcjalaną, specyficzną dla danego przedmiotu nauczania, bezradność intelektualną (Sędek, 1995; Sędek, McIntosh, 1998)). Można powiedzieć, że stanowi ona szczególnie, krańcowy i niekorzystny, przypadek interprzedmiotowego zróżnicowania aktywności strategicznej. Jednak wymienione powyżej badania nie pozwalają na określenie relacji przyczynowo-skutkowych pomiędzy bezradnością intelektualną a aktywnością strategiczną. Również model teoretyczny bezradności nie daje podstaw do jednoznacznego rozstrzygnięcia tej kwestii. Zgodnie z nim, jednym z czynników odpowiedzialnych za powstawanie syndromu bezradności są nieefektywne strategie uczenia się, które są jednak również traktowane jako skutek treningu bezradności (Sędek, 1995; Sędek, McIntosh, 1998). Parcjalność zaburzeń wskazuje, że uczniowie bezradni na jednym przedmiocie nie przejawiają uogólnionych deficytów strategicznych. Nie jest to jednak równoznaczne ze stwierdzeniem, że niska efektywność strategiczna jest wyłącznie skutkiem treningu bezradności. Badania wykazały, że wszyscy uczniowie mogą być nauczeni stosowania efektywnych strategii, jednak postawieni wobec zadań nierozwiązywalnych (niekontrolowalnych) uczniowie bezradni nie korzystają z nich, w przeciwieństwie do tych, którzy nie wykazują bezradności (Diener, Dweck, 1978; Licht, Dweck, 1984). Można więc sądzić, że zgodnie z ogólnymi założeniami informacyjnego modelu bezradności niska efektywność strategiczna stanowi rzeczywiście jeden z czynników sprzyjających bezradności, trening bezradności zaś pogłębia pierwotne deficyty strategiczne.

W związku z powyższym sformułowano następującą hipotezę:

Interprzedmiotowe zróżnicowanie aktywności strategicznej, przejawiające się w niskiej efektywności aktywności strategicznej w obrębie niektórych przedmiotów nauczania, stanowi czynnik ryzyka wystąpienia bezradności intelektualnej. Trening bezradności przyczynia się do pogłębienia pierwotnych deficytów strategicznych polegających na dominacji powierzchniowych strategii uczenia się oraz niskiej kontroli metapoznawczej.

METODA

W celu zweryfikowania postawionej hipotezy przeprowadzono badania podłużne uczniów rozpoczynających naukę w szkole średniej. Do badań wybrano sześć klas o profilu podstawowym z warszawskich liceów ogólnokształcących. Badania o charakterze grupowym przeprowadzono na terenie szkół. W pierwszym etapie (październik-listopad 1996) uczniowie klasy pierwszej wypełniali, w odniesieniu do matematyki i języka polskiego, kwestionariusz Jak się Uczysz? (polska wersja kwestionariusza J. Lompschera Wie Lernst Du?, prace adaptacyjne wykonano w ramach BST 541/6, Czerniawska, 1998). Kwestionariusz służy do pomiaru czterech aspektów aktywności strategicznej: stosowanie strategii głębokich, powierzchniowych, metapoznawczych oraz zewnętrznych. Zebrano wówczas także dane dotyczące doświadczeń z nauki dwóch wybranych przedmiotów (matematyka i język polski) w szkole podstawowej⁴. W drugim etapie (maj-czerwiec 1997), pod koniec roku szkolnego, dokonano pomiaru bezradności intelektualnej w odniesieniu do nauki matematyki i języka polskiego (kwestionariuszem SBI Sędką). Ponadto zebrano dane dotyczące osiągnięć w nauce matematyki i języka polskiego w pierwszej klasie liceum (oceny na koniec pierwszego półrocza oraz na koniec roku szkolnego). W trzecim, ostatnim etapie badań (październik 1997) dokonano ponownie pomiaru aktywności strategicznej i bezradności intelektualnej w odniesieniu do matematyki i języka polskiego. Zbadano w sumie 172 uczniów. Pełne dane uzyskano od 117 osób.

WYNIKI

Zebrane dane poddano analizom statystycznym, wykorzystując rachunek korelacyjny, test *t*-Studenta dla prób zależnych oraz analizy liniowo-strukturalne – EQS.

⁴Te dane nie zostały uwzględnione w niniejszym artykule.

Aktywność strategiczna w matematyce i języku polskim

Obliczono współczynniki korelacji między wymiarami aktywności strategicznej w matematyce i języku polskim w pierwszym pomiarze na początku klasy pierwszej, tzn. w chwili rozpoczynania nauki w szkole średniej. Stwierdzono, że wszystkie współczynniki korelacji są dodatnie i istotne na poziomie 0,001 (zob. tabela 1). Najwyższe współczynniki korelacji (powyżej 0,800) dotyczyły tych samych wymiarów aktywności strategicznej w obu przedmiotach: głębokie-głębokie, metapoznawcze-metapoznawcze, powierzchniowe-powierzchniowe, zewnętrzne-zewnętrzne. Wysokie współczynniki o wartości powyżej 0,700 stwierdzono także w przypadku strategii głębokich i metapoznawczych, głębokich i zewnętrznych, metapoznawczych i zewnętrznych. Pozostałe współczynniki, chociaż również istotne, miały niższą wartość.

Analogiczny rachunek przeprowadzono dla drugiego pomiaru i jego rezultaty były zbliżone, chociaż wartość współczynników korelacji była, w większości przypadków, minimalnie niższa (zob. tabela 2). Zatem deklarowana aktywność strategiczna w matematyce i języku polskim jest istotnie pozytywnie skorelowana zarówno w pierwszym pomiarze, jak i w drugim. Inaczej mówiąc, uczniowie deklarujący np., częste stosowanie strategii głębokich przy uczeniu się matematyki deklarują również częste stosowanie takich strategii w przypadku języka polskiego. Powyższe wyniki mogą wskazywać na występowanie indywidualnych stylów uczenia się niezależnych od przedmiotu nauczania, a polegających na częstym (lub rzadkim) stosowaniu głębokich, powierzchniowych, metapoznawczych i zewnętrznych strategii uczenia się w przypadku obu przedmiotów nauczania (por. Schmeck, 1988). Należy jednak zwrócić uwagę na fakt, że wystąpiły również istotne, pozytywne korelacje pomiędzy wszystkimi aspektami aktywności strategicznej, deklarowanymi w kwestionariuszu.

Tabela 1.

Współczynniki korelacji pomiędzy wymiarami aktywności strategicznej w matematyce i języku polskim (pierwszy pomiar, początek klasy pierwszej)

		Matematyka			
Język polski	Strategie	Głębokie	Metapoznawcze	Powierzchniowe	Zewnętrzne
	Głębokie	0,862**	0,723**	0,371**	0,730**
	Metapoznawcze	0,772**	0,809**	0,523**	0,746**
	Powierzchniowe	0,270**	0,403**	0,808**	0,260**
	Zewnętrzne	0,702**	0,696**	0,344**	0,808**

Tabela 2.

Współczynniki korelacji pomiędzy wymiarami aktywności strategicznej w matematyce i języku polskim (drugi pomiar, początek klasy drugiej)

		Matematyka			
Język polski	Strategie	Głębokie	Metapoznawcze	Powierzchniowe	Zewnętrzne
	Głębokie	0,832**	0,653**	0,372**	0,670**
	Metapoznawcze	0,673**	0,773**	0,443**	0,725**
	Powierzchniowe	0,334**	0,372**	0,809**	0,434**
	Zewnętrzne	0,574**	0,686**	0,405**	0,822**

W dalszej kolejności dokonano porównania pomiędzy deklarowaną aktywnością strategiczną w matematyce i języku polskim, posługując się testem *t*-Studenta dla prób zależnych. To porównanie wykazało występowanie istotnych różnic pomiędzy deklarowanymi zachowaniami strategicznymi w matematyce i języku polskim. Różnice takie wystąpiły w pierwszym pomiarze w stosunku do strategii metapoznawczych (wyższe wyniki w matematyce) i powierzchniowych (wyższe wyniki w języku polskim) oraz w drugim pomiarze w stosunku do strategii głębokich, powierzchniowych i zewnętrznych (wyższe wyniki w języku polskim) (zob. tabela 3). Obliczono również współczynniki korelacji pomiędzy poszczególnymi wymiarami aktywności strategicznej w trakcie poszczególnych pomiarów i pomiędzy pomiarami dla każdego przedmiotu osobno. W przypadku matematyki wszystkie współczynniki okazały się pozytywne i istotne statystycznie (zob. tabela 4). Co ciekawe jednak, najwyższe wartości współczynników stwierdzono nie w stosunku do tych samych wymiarów w obu pomiarach (miały one wysokość od 0,497 do 0,675), ale pomiędzy strategiami głębokimi i metapoznawczymi, głębokimi i zewnętrznymi oraz metapoznawczymi i głębokimi w pierwszym pomiarze (0,800 i powyżej) oraz metapoznawczymi i zewnętrznymi w drugim pomiarze (0,788).

INTERPRZEDMIOTOWE ZRÓŻNICOWANIE AKTYWNOŚCI STRATEGICZNEJ

Tabela 3.

Różnice pomiędzy deklarowaną aktywnością strategiczną w matematyce i języku polskim (porównanie testem t-Studenta dla prób zależnych)

	Strategie	Matematyka	Język polski	Wartość <i>t</i>	Istotność
Pierwszy pomiar	Głębokie	2,7707	2,7863	-0,824	0,412
	Metapoznawcze	2,7956	2,6920	5,227	0,000
	Powierzchniowe	2,2923	2,7352	-2,656	0,009
	Zewnętrzne	2,5477	2,5577	-0,441	0,660
Drugi pomiar	Głębokie	2,6664	2,7738	-5,798	0,000
	Metapoznawcze	2,6652	2,6506	0,684	0,495
	Powierzchniowe	2,6603	2,7375	-5,321	0,000
	Zewnętrzne	2,4836	2,5730	-4,834	0,000

Tabela 4.

Współczynniki korelacji między poszczególnymi wymiarami aktywności strategicznej dla matematyki

	Meta. 1	Pow. 1	Zew. 1	Głęb. 2	Meta. 2	Pow. 2	Zew. 2
Głęb. 1	0,808**	0,439**	0,800**	0,675**	0,493**	0,363**	0,531**
Meta. 1		0,529**	0,819**	0,512**	0,497**	0,443**	0,490**
Pow. 1			0,447**	0,324**	0,356**	0,621**	0,378**
Zew. 1				0,548**	0,508**	0,376**	0,585**
Głęb. 2					0,720**	0,386**	0,685**
Meta. 2						0,483**	0,788**
Pow. 2							0,489**

W odniesieniu do języka polskiego uzyskane współczynniki korelacji, wszystkie dodatnie, były nieco niższe, a niektóre okazały się nieistotne (zob. tabela 5). Jednak ogólny obraz zależności był zdecydowanie podobny do stwierdzonego w przypadku matematyki. Współczynniki korelacji pomiędzy tymi samymi wymiarami w obu pomiarach były dodatnie i istotne (od 0,523 do 0,672), ale niższe niż pomiędzy głębokimi i metapoznawczymi, głębokimi i zewnętrznymi oraz metapoznawczymi i zewnętrznymi w pierwszym pomiarze (od 0,760 do 0,824), a także głębokimi i metapoznawczymi oraz metapoznawczymi i zewnętrznymi w drugim pomiarze (odpowiednio: 0,750 i 0,791).

Tabela 5.

Współczynniki korelacji między poszczególnymi wymiarami aktywności strategicznej dla języka polskiego

	Meta. 1	Pow. 1	Zew. 1	Głęb. 2	Meta. 2	Pow. 2	Zew. 2
Głęb. 1	0,812**	0,249**	0,760**	0,672**	0,537**	0,238**	0,500**
Meta. 1		0,430**	0,824**	0,535**	0,604**	0,315**	0,556**
Pow. 1			0,259**	0,113	0,201*	0,523**	0,176
Zew. 1				0,521**	0,579**	0,244**	0,648**
Głęb. 2					0,750**	0,374**	0,663**
Meta. 2						0,451**	0,791**
Pow. 2							0,388**

Aktywność strategiczna a bezradność intelektualna i osiągnięcia w nauce szkolnej

Obliczono także współczynniki korelacji pomiędzy ocenami szkolnymi na koniec pierwszego półrocza i na koniec roku szkolnego oraz między wynikami w Skali Bezradności Intelektualnej (SBI) a wskaźnikami aktywności strategicznej. W przypadku matematyki stwierdzono istotne ujemne współczynniki korelacji pomiędzy ocenami z matematyki i strategiami powierzchniowymi zarówno w pierwszym, jak i w drugim pomiarze (wartość współczynników od -0,262 do -0,365) (zob. tabela 6). Ujawniły się również istotne ujemne korelacje pomiędzy wynikami w skali SBI w pierwszym pomiarze i strategiami głębokimi w drugim pomiarze oraz wynikami

drugiego pomiaru SBI, a także strategiami głębokimi i metapoznawczymi w drugim pomiarze (zob. tabela 6). Zatem w przypadku matematyki częstsze stosowanie strategii powierzchniowych mogło wiązać się z uzyskiwaniem gorszych ocen szkolnych, natomiast częstsze stosowanie strategii głębokich i metapoznawczych łączyło się z uzyskiwaniem niższych wskaźników bezradności (lub rzadsze stosowanie tych strategii z wyższymi wskaźnikami bezradności).

Tabela 6.

Aktywność strategiczna a oceny szkolne i bezradność intelektualna (wyniki w kwestionariuszu SBI) dla matematyki

	Głęb. 1	Meta. 1	Pow. 1	Zew. 1	Głęb. 2	Meta. 2	Pow. 2	Zew. 2
Oceny 1	0,012	-0,108	-0,365**	-0,100	0,049	-0,091	-0,294**	-0,123
Oceny 2	0,051	0,005	-0,262**	0,039	0,135	-0,040	-0,270**	-0,058
SBI 1	-0,126	-0,050	0,014	-0,042	-0,235**	-0,132	-0,089	-0,087
SBI 2	-0,234*	-0,071	0,066	-0,083	-0,395**	-0,295**	-0,016	-0,152

W odniesieniu do języka polskiego stwierdzono nieco odmienne zależności (zob. tabela 7). Oceny okazały się istotnie pozytywnie skorelowane ze strategiami głębokimi w pierwszym i drugim pomiarze. Natomiast wyniki w kwestionariuszu SBI były istotnie ujemnie powiązane z następującymi wymiarami strategicznymi: strategię głęboką (pierwszy pomiar), strategię głęboką, metapoznawczą i zewnętrzną (drugi pomiar). Tak więc w przypadku języka polskiego częstsze stosowanie strategii głębokich mogło przyczyniać się do uzyskiwania wyższych ocen szkolnych z tego przedmiotu oraz niższych wskaźników bezradności intelektualnej.

Tabela 7.

Aktywność strategiczna a oceny szkolne i bezradność intelektualna (wyniki w kwestionariuszu SBI) dla języka polskiego

	Głęb. 1	Meta. 1	Pow. 1	Zew. 1	Głęb. 2	Meta. 2	Pow. 2	Zew. 2
Oceny 1	0,189*	0,014	-0,096	0,068	0,290**	0,037	-0,050	0,088
Oceny 2	0,255**	0,170	-0,017	0,158	0,328**	0,126	0,022	0,135
SBI 1	-0,244**	-0,145	-0,038	-0,160	-0,372**	-0,270**	-0,139	-0,289**
SBI 2	-0,202*	-0,057	0,122	-0,130	-0,365**	-0,224**	-0,038	-0,189*

Ponadto stwierdzono, że uzyskiwane oceny w przypadku obu przedmiotów nauczania korelowały istotnie ujemnie ze wskaźnikami bezradności intelektualnej (zob. tabela 8).

Tabela 8.

Współczynniki korelacji między wskaźnikami bezradności intelektualnej i ocenami z matematyki i języka polskiego na koniec pierwszego półrocza i na koniec klasy pierwszej

	Oceny mat. 1	Oceny mat. 2		Oceny pol. 1	Oceny pol. 2
SBI mat. 1	-0,268**	-0,326**	SBI Pol 1	-0,333**	-0,334**
SBI mat. 2	-0,282**	-0,342**	SBI Pol 2	-0,321**	-0,342**

W dalszej części analiz skonstruowano model zawierający wszystkie badane zmienne i dokonano jego weryfikacji za pomocą analizy liniowo-strukturalnej (EQS) dla każdego przedmiotu osobno. W modelu założono występowanie ogólnego konstruktów (zmiennej latentnej) nazwanego „strategie głębokie”, definiowanego przez strategię głęboką, metapoznawczą i zewnętrzną (zmienne obserwowane). Spodziewano się, że strategię głęboką i powierzchniową wpływają na uzyskiwane oceny szkolne i wskaźniki bezradności intelektualnej w pierwszym pomiarze, z kolei oceny szkolne i bezradność w pierwszym pomiarze wpływają na strategię głęboką i powierzchniową oraz bezradność w drugim pomiarze. Przeprowadzone analizy wykazały, że skonstruowany model dobrze odzwierciedla strukturę zależności. Uzyskano następujące wskaźniki trafności dopasowania: dla matematyki CFI (Comparative Fit Index) był równy 0,980 (drugą miarą trafności dopasowania był $\chi^2(41) = 59,201$; $p < 0,033$); dla języka polskiego – 0,970 ($\chi^2(41) = 66,993$; $p < 0,006$).

Dokładniejsze analizy danych dla matematyki wykazały, po pierwsze, że występują silne zależności między trzema zmiennymi obserwowanymi i zmienną latentną w obu pomiarach (współczynniki korelacji o wartościach od 0,80 do 0,94). Po drugie, wystąpiły także spodziewane istotne zależności między analogicznymi zmiennymi w obu pomiarach, np. dla strategii głębokich (0,65), powierzchniowych (0,43), ocen (0,75) itd. (zob. rys. 1). Co najważniejsze jednak, stwierdzono występowanie następujących istotnych powiązań: strategię powierzchniową,

INTERPRZEDMIOTOWE ZRÓŻNICOWANIE AKTYWNOŚCI STRATEGICZNEJ

pierwszy pomiar i oceny 1 (-0,44**), oceny 1 i SBI 1 (-0,21**), SBI 1 i oceny 2 (-0,13*), SBI 2 i strategii głębokie, drugi pomiar (-0,33**) oceny 2 i strategii powierzchniowe, drugi pomiar (0,16*).

W przypadku języka polskiego również stwierdzono, po pierwsze, że występują silne zależności między trzema zmiennymi obserwowanymi i zmienną latentną w obu pomiarach (współczynniki korelacji o wartości od 0,82 do 0,95). Po drugie, wystąpiły także spodziewane istotne zależności między analogicznymi zmiennymi w obu pomiarach, np. dla strategii głębokich (0,65), powierzchniowych (0,43), ocen (0,73) itd. (zob. rys. 2). Ponadto stwierdzono występowanie następujących istotnych powiązań: oceny 1 i SBI 1 (-0,33**) oraz SBI 1 i strategii głębokie, drugi pomiar (-0,21*).

DYSKUSJA I WNIOSKI

Aktywność strategiczna przejawiana przez uczniów w różnych przedmiotach nauczania – matematyce i języku polskim – okazała się istotnie skorelowana. Zdaje się to wskazywać na występowanie indywidualnych stylów uczenia się, np. głębokiego lub powierzchniowego, niezależnych od przedmiotu nauczania (Schmeck, 1988). Jednak równocześnie stwierdzono występowanie istotnych różnic w aktywności strategicznej w matematyce i języku polskim, przy czym różnice te wydają się nasilać w miarę przebiegu kształcenia. Również odmienny obraz zależności pomiędzy aktywnością strategiczną, ocenami szkolnymi i bezradnością intelektualną przemawia za zróżnicowaniem interprzedmiotowym.

Wiadomo, że aktywność strategiczna zmienia się z czasem. Uczniowie rozpoczynający naukę w szkole średniej są do pewnego stopnia nowicuszami, pomimo że uczyli się matematyki i języka polskiego przez osiem lat szkoły podstawowej. Jednak wraz z przejściem na kolejny etap kształcenia następują istotne zmiany w przekazywanych treściach, w sposobach nauczania, samym środowisku szkolnym. Uczniowie muszą więc dostosować się do nowej sytuacji, co nie zawsze jest łatwe. Wyniki badań wskazują przy tym, że przechodzeniu na kolejne etapy kształcenia towarzyszy obniżenie się poziomu motywacji i osiągnięć szkolnych (np. Dembo, 1994; Sędek, McIntosh, 1998). Zgodnie z modelem uczenia się przedmiotowego, Alexander (1994; 1995) w pierwszym etapie uczenia się dominują strategie ogólne, które – co istotne – często okazują się nieskuteczne. Dopiero nabycie pewnego poziomu wiedzy pozwala na konstruowanie i stosowanie strategii specyficznych. Należy sądzić, że uczniowie na początku nauki w szkole średniej próbują stosować głównie strategie znane ze szkoły podstawowej. Dopiero po przystosowaniu się do nowych wymagań lub gdy wykorzystywane strategie okazują się nieskuteczne, mogą rozpocząć proces budowania bardziej efektywnych i specyficznych przedmiotowo sposobów radzenia sobie z nauką szkolną.

Analizy wykazały występowanie nieco odmiennych zależności pomiędzy wybranymi aspektami aktywności strategicznej a bezradnością intelektualną w przypadku języka polskiego i matematyki. W nauce języka polskiego stosowanie strategii głębokich, metapoznawczych oraz zewnętrznych okazało się ujemnie skorelowane z bezradnością. Natomiast stosowanie strategii głębokich było pozytywnie powiązane z uzyskiwanymi ocenami. W odniesieniu do matematyki stwierdzono istotne ujemne korelacje pomiędzy stosowaniem strategii głębokich a bezradnością. Ponadto stosowanie strategii powierzchniowych korelowało ujemnie z uzyskiwanymi ocenami. Związki pomiędzy aktywnością strategiczną i bezradnością intelektualną okazały się silniejsze w zestawieniu wyników drugiego pomiaru aktywności strategicznej i drugiego pomiaru bezradności niż w zestawieniu wyników pierwszych pomiarów. Powyższe fakty wspierają hipotezę, że przejawiana aktywność strategiczna może stanowić czynnik ryzyka wystąpienia bezradności intelektualnej, a trening bezradności pogłębia pierwotne deficyty.

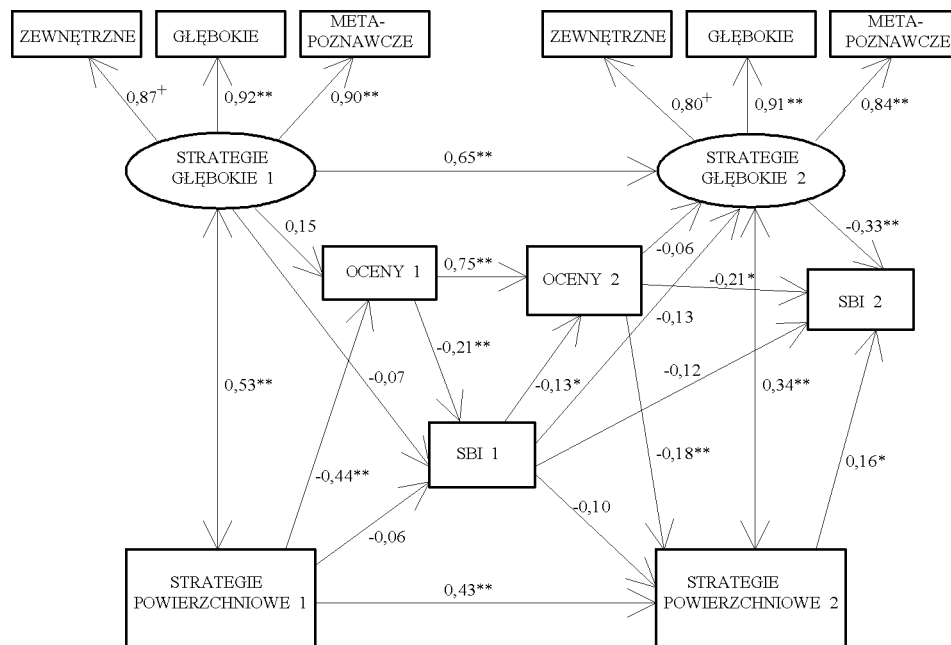
Przeprowadzone badania dają relatywnie spójny obraz badanych zależności. Ich wyniki można ująć w następujących stwierdzeniach:

1. Aktywność strategiczna przejawiana przez uczniów na początku nauki w szkole średniej w różnych przedmiotach (matematyka i język polski) jest skorelowana.
2. Występują równocześnie różnice w aktywności strategicznej stosowanej w przypadku obu analizowanych przedmiotów nauczania, które zdają się nasilać w miarę upływu czasu (słabsze różnice w pierwszej klasie, silniejsze w drugiej).
3. Przejawiana przez uczniów aktywność strategiczna znajduje odzwierciedlenie w uzyskiwanych ocenach szkolnych. W matematyce częstsze stosowanie strategii powierzchniowych wiąże się z uzyskiwaniem gorszych efektów; w języku polskim lepszym efektem sprzyja częstsze stosowanie strategii głębokich.
4. Dojrzała aktywność strategiczna wiąże się z niższymi wskaźnikami bezradności intelektualnej w obu przedmiotach.
5. Wyższe wskaźniki bezradności intelektualnej łączą się z gorszymi wynikami w nauce szkolnej.
6. Przejawiana aktywność strategiczna może stanowić czynnik ryzyka wystąpienia bezradności intelektualnej,

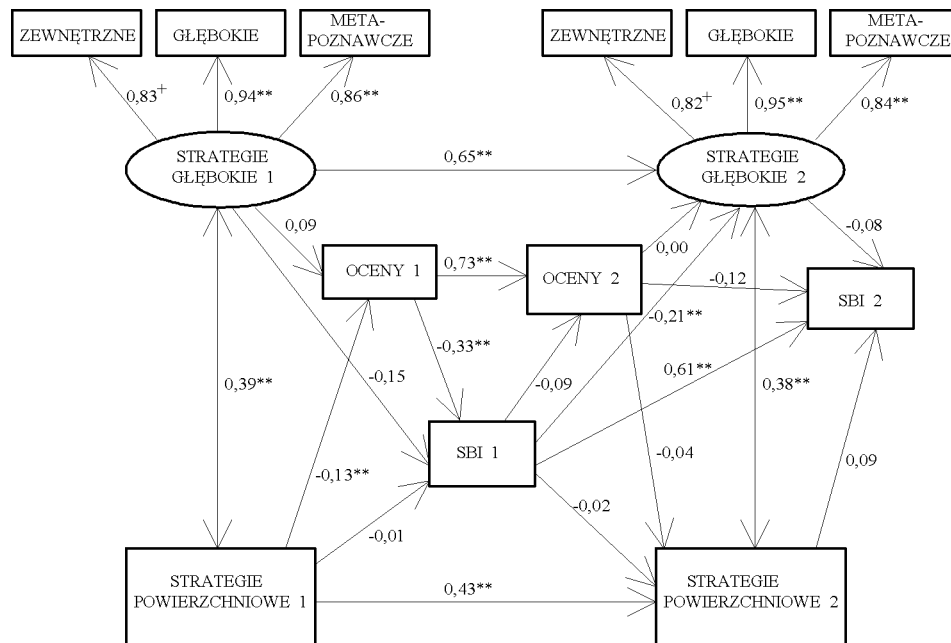
EWA CZERNIAWSKA

a trening bezradności pogłębia pierwotne deficyty.

7. Dojrzała aktywność strategiczna, polegająca na stosowaniu strategii głębokich oraz silniejszej samoregulacji, może pomóc uczniom uniknąć bezradności intelektualnej.



Ryc. 1. Wyniki analizy liniowo-strukturalnej (EQS) - MATEMATYKA



Ryc. 2. Wyniki analizy liniowo-strukturalnej (EQS) - JĘZYK POLSKI

INTERPRZEDMIOTOWE ZRÓŻNICOWANIE AKTYWNOŚCI STRATEGICZNEJ

BIBLIOGRAFIA

- Alexander, P. A. (1994). Stages and phases of domain learning: The dynamics of subject-matter knowledge, strategy knowledge, and motivation. [W:] C. E. Weinstein, B. L. McCombs (red.), *Strategic learning: Skill, will, and self-regulation*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Alexander, P. A. (1995). Superimposing a situation-specific and domain-specific perspective on an account of self-regulated learning. *Educational Psychologist*, 30(4), 189-193.
- Anderson, J. R. (1995). *Learning and memory. An integrated approach*. New York: John Wiley and sons. (Wydanie polskie: *Uczenie się i pamięć. Integracja zagadnień*. Warszawa: 1998 WSiP).
- Boekaerts, M. (1997). Self-regulated learning: A new concept embraced by researchers, policy makers, educators, teachers, and students. *Learning and Instruction*, 7, 161-186.
- Czerniawska, E. (1992). Strategie uczenia się tekstów podręcznikowych. *Psychologia Wychowawcza*, 35, 337-346.
- Czerniawska, E. (1993). Swobodne i narzucone stosowanie strategii zapamiętywania a reproduktywne i produktywne efekty uczenia się tekstów. *Psychologia Wychowawcza*, 36, 212-224.
- Czerniawska, E. (1994). Zmiany rozwojowe w strategiach uczenia się tekstów podręcznikowych u uczniów starszych klas szkoły podstawowej. *Psychologia Wychowawcza*, 37, 46-55.
- Czerniawska, E. (1995). Korelaty giętkości/ sztywności strategicznej w uczeniu się tekstów podręcznikowych. *Psychologia Wychowawcza*, 38, 56-65.
- Czerniawska, E. (1997). Self-regulation in text learning. *Polish Psychological Bulletin*, 28, 47-57.
- Czerniawska, E. (1998). Z prac nad polską adaptacją kwestionariusza „Wie lernst Du?” („Jak się uczysz?”) Joachima Lompschera. *Psychologia Wychowawcza*, 41, 353-364.
- Czerniawska, E. (1999). *Dynamika zachowań strategicznych w uczeniu się z tekstów podręcznikowych*. Warszawa: Wydawnictwa UW.
- Dembo, M. H. (1994⁵). *Applying educational psychology*. New York and London: Longman. (Wydanie polskie: *Stosowana psychologia wychowawcza*. Warszawa: 1997 WSiP).
- Desforges, C., Bristow, S. (1995). Academic subjects and pupils' constructive learning processes in the primary school. *British Journal of Educational Psychology*, 65, 465-475.
- Diener, C. T., Dweck, C. S. (1978). An analysis of learned helplessness: Continuous changes in performance, strategy, and achievement following failure. *Journal of Personality and Social Psychology*, 36, 451-462.
- Farley, F. H. (1985). Psychobiology and cognition: An individual differences model. [W:] J. Strelau, A. Gale (red.), *The biological bases of personality and behavior* (vol. 1, s. 61-73). Washington-New York-London: Hemisphere Publishing Company.
- Fitts, P. M. (1964). Perceptual-motor skill learning. [W:] A. W. Melton (red.), *Categories of human learning* (s. 243-285). New York: Academic Press.
- Kofta, M., Sędek, G. (1989). Learned helplessness: Affective or cognitive disturbance? [W:] C. D. Spielberger, I. G. Sarason, J. Strelau (red.), *Stress and anxiety* (vol. 12). Washington, DC: Hemisphere.
- Licht, B. G., Dweck, C. S. (1984). Determinants of academic achievement: The interaction of children's achievement orientation with skill area. *Developmental Psychology*, 20, 628-636.
- Pintrich, P. R. (1994). Continuities and discontinuities. Future directions for research in educational psychology. *Educational Psychologist*, 29 (3), 137-148.
- Schmeck, R. R. (red.) (1988). *Learning strategies and learning styles*. New York-London: Plenum Press.
- Schunk, D. H., Zimmerman, B. J. (red.) (1994). *Self-regulation of learning and performance. Issues and educational applications*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Segal, J., Chipman, S., Glaser, R. (red.) (1985). *Thinking and learning skills: Relating instruction to basic research*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Sędek, G. (1995). *Bezradność intelektualna w szkole*. Warszawa: Wydawnictwo Instytutu Psychologii PAN.
- Sędek, G., McIntosh, D. N. (1998). Intellectual helplessness: Domain specificity, teaching style, and school achievement. [W:] M. Kofta, G. Weary, G. Sędek (red.), *Personal control in action: Cognitive and motivational mechanisms* (s. 391-418). New York: Plenum Press.
- VanderStoep, S. W., Pintrich, P. R., Fagerlin, A. (1996). Disciplinary differences in self-regulated learning in college students. *Contemporary Educational Psychology*, 21, 345-362.
- Weinstein, C. E., Goetz, E. T., Alexander, P. A. (red.) (1988). *Learning and study strategies. Issues in assessment, instruction and evaluation*. San Diego: Academic Press.
- Wolters, C. A., Yu, S. L., Pintrich, P. R. (1996). The relation between goal orientation and students' motivational beliefs and self-regulated learning. *Learning and Individual Differences*, 8, 211-238.