

Związki heterofilii płciowej z pozycją socjometryczną i cechami sieci rówieśniczej w trzeciej klasie szkoły podstawowej

PAWEŁ GRYGIEL, GRZEGORZ HUMENNY

Instytut Badań Edukacyjnych*

Tematem artykułu są związki zachodzące między pozycją zajmowaną w sieci rówieśniczej oraz jej cechami strukturalnymi (spójnością, hierarchicznością) a preferencjami heterofilnymi, czyli częstością wskazywania osób odmiennej płci jako lubianych. W analizach wykorzystano dane pochodzące z badania przeprowadzonego na ogólnopolskiej, reprezentatywnej próbie uczniów trzecich klas szkół podstawowych i przeprowadzono dwuczęściowe modelowanie wielopoziomowe. Wyniki wskazują, że: (1) preferencje heterofilne są stosunkowo rzadkie; (2) dziewczynki wykazują nieco wyższy ich poziom niż chłopcy; (3) preferencje heterofilne wiążą się z niską pozycją w ramach sieci rówieśniczej wśród chłopców, wśród dziewcząt taka zależność nie występuje; (4) oddziaływanie gęstości oraz scentralizowania sieci na poziomie klasy na preferencje heterofilne nie jest spójne; różnicuje się ono w zależności od tego, czy bierze się pod uwagę występowanie czy też natężenie tego zjawiska; dodatkowo jest ono odmienne wśród chłopców oraz dziewcząt. W artykule dyskutuje się potencjalne zmiany w funkcjach pełnionych przez preferencje heterofilne w okresie szkoły podstawowej.

SŁOWA KLUCZOWE: socjologia edukacji; akceptacja rówieśnicza; homofilia; heterofilia; płeć; pozycja społeczna; sieć rówieśnicza.

Homofilia to nazwa zjawiska, które polega na tym, że sieci interpersonalne między osobami podobnymi do siebie są gęstsze niż między różnymi, czyli że ludzie – zgodnie z przysłowiem „Ciągnie swój do swego” – mają tendencję do nawiązywania i utrzymywania kontaktów na zasadzie podobieństwa. Homofilia to zatem „przekład” społecznie znaczących charakterystyk (cech statusowych lub wartości) na odległość w sieci, czyli na liczbę relacji, które musi przebyć informacja, aby połączyć dwie osoby (McPherson, Smith-Lovin i Cook, 2001). Pojęcie to, wprowadzone w latach 50.

ubiegłego stulecia przez Paula F. Lazarsfelda i Roberta K. Mertona (1954), leży u podłoża większości obserwowanych relacji społecznych (McPherson i in., 2001).

Od początku życia jednym z ważniejszych kryteriów oceny podobieństwa jest płeć (Fagot, 1993). Badania wskazują (Rose i Rudolph, 2006), że dzieci już od drugiego roku życia okazują niechęć – nawet w sytuacji braku alternatywy – do posługiwania się zabawkami przeznaczonymi dla przeciwnej płci (Caldera, Huston i O'Brien, 1989). W wieku od 18. do 28. miesiąca życia ujawnia się preferencja wobec osób tej samej płci jako partnerów do zabawy (La Freniere,

* Adres: ul. Górczewska 8, 01-180 Warszawa.
E-mail: p.grygiel@ibe.edu.pl

* Instytut Badań Edukacyjnych

Strayer i Gauthier, 1984), osiąga ona szczyt ok. 11. roku życia (Stockard, 2006). Analizy Candice Feiring (1999) wykazały, że na każdą osobę przeciwnej płci wchodzącą w skład sieci koleżeńskej dziewięciolatków przypada aż osiem osób tej samej płci. Podobnie jest w Europie: blisko 80% osób wskazanych jako przyjaciele przez trzynastoletnich Hiszpanów było tej samej płci (Babarro, Diaz-Aguado, Martinez Arias i Steglich, 2016). U chłopców homofilia pojawia się później niż u dziewczynek (La Freniere i in., 1984), ale jest silniejsza i trwalsza. Badania podłużne zespołu Susan McHale (McHale, Kim, Whiteman i Crouter, 2004), oparte na dzienniczkach jedenastoletnich dzieci, wykazały, że chłopcy w ciągu tygodnia spędzali na zabawach z innymi chłopcami około 195 minut, a z dziewczynkami 42 minuty, natomiast dziewczynki bawiły się z innymi dziewczynkami przez 109 minut, zaś z innymi chłopcami przez 43 minuty.

Wśród czynników prowadzących do powstania preferencji homofilnej wymienia się behawioralne (Mehta i Strough, 2009), m.in. zwiększone zapotrzebowanie chłopców na ruch fizyczny, oraz przetworzony w procesie socjalizacji pierwotnej dymorfizm płciowy.

Heterofilia a status rówieśniczy

W okresie wczesnoszkolnym w środowisku rówieśniczym pojawiają się normalne ograniczenia relacji międzypłciowych (Lee i Troop-Gordon, 2011; Monsour, 2002), wskutek czego utrzymujące je dzieci narażają się na kary. Dziewczynki bywają określane jako „rozwiązłe”, chłopcy zaś jako „geje” (Mehta i Strough, 2009). Chłopcy odczuwają większą niż dziewczynki presję na przestrzeganie norm płciowych (Navarro, Larrañaga i Yubero, 2016; Yu i Xie, 2010) i są narażeni na dotkliwsze sankcje za ich naruszenie (Leaper, 1994). Choć relacje z osobami przeciwnej płci

są w okresie szkolnym stosunkowo rzadkie, to jednak separacja obu zbiorowości nie jest całkowita (Poulin i Pedersen, 2007). Powstaje więc pytanie: Kto i dlaczego decyduje się na nawiązywanie relacji międzypłciowych?

Sporo wiadomo na temat statusu grupowego dzieci wybieranych przez rówieśników przeciwnej płci (np. Dijkstra, Cillessen, Lindenberg i Veenstra, 2010; Dijkstra, Lindenberg i Veenstra, 2007), natomiast statusowi dzieci wybierających rówieśników przeciwnej płci (tj. wykazujących tendencję heterofilną) poświęcono stosunkowo niewiele badań. Nasza wiedza w tym zakresie opiera się raczej na pośrednim wnioskowaniu (np. Monsour, 2002) niż na bezpośrednio uchwyconych faktach (por. Bowker, Adams, Bowker, Fisher i Spencer, 2016).

Jedno z nielicznych badań przeprowadzono w Sydney pod koniec lat 50. wśród 300 osób w wieku 13–21 lat (Dunphy, 1963). Na podstawie obserwacji uczestniczącej, wywiadów i dzienników autor stwierdził, że wśród homogenicznych płciowo klik relacje z płcią przeciwną inicjowały raczej osoby o centralnej pozycji w sieci rówieśniczej, a nasilenie relacji heterofilnych wiązało się z naśladowaniem tych osób. Odmienne wyniki przyniosło badanie Garry'ego Ladda (1983) przeprowadzone w dwóch szkołach podstawowych na obszarach wiejskich stanu Indiana. W każdej z nich obserwowano 24 uczniów (po 4 chłopców i 4 dziewczynki) wybranych spośród dzieci o wysokiej, średniej i niskiej popularności. Na interakcjach z dziewczętami najczęściej czasu spędzali chłopcy odrzucani przez rówieśników. Podobne wyniki przyniosły inne badania. Alan Sroufe i współpracownicy (Sroufe, Bennett, Englund, Urban i Shulman, 1993) wykazali, na podstawie danych obserwacyjnych i kwestionariuszowych 47 niespełna jedenastoletnich dzieci uczestniczących w trzech obozach letnich, że międzypłciowe granice relacji rówieśniczych najczęściej przekraczały dzieci o niskim

poziomie akceptacji przez rówieśników tej samej płci, a w utrwalanie granic między płciowych częściej angażowały się dzieci bardziej popularne, o mocniejszych związkach przyjacielskich, oceniane jako bardziej kompetentne społecznie. Zarówno w łamanie, jak i utrwalanie granic mocniej angażowali się chłopcy. Zespół Donny Kovacs (Kovacs, Parker i Hoffman, 1996) podzielił 723 uczniów z 3 i 4 klas z ośmiu szkół podstawowych ze środkowego zachodu Stanów Zjednoczonych na trzy grupy: mających tylko przyjaciół tej samej płci, mających tylko przyjaciół przeciwnej płci oraz mających przyjaciół obu płci. Uczniowie z drugiej grupy (zwłaszcza chłopcy) zajmowali najbardziej peryferyjne pozycje w sieci. Najbardziej lubiani byli uczniowie z trzeciej grupy. Badacze sugerują, że posiadanie jedynie przyjaciół płci przeciwnej może być wymuszone przez doświadczenie odrzucenia przez własną grupę płciową. Jedno badanie (Bukowski, Sippola i Hoza, 1999) przyniosło wynik kompromisowy. Analiza danych socjometrycznych i kwestionariuszowych 231 uczniów z klas 5–7 jednej ze szkół podstawowych w Nowej Anglii (Stany Zjednoczone) wykazała, że zarówno wśród chłopców, jak i dziewcząt szczególnie wysoki wskaźnik relacji heteropłciowych wystąpił wśród dzieci o bardzo wysokim i niskim poziomie akceptacji.

Na podstawie nielicznych badań można stwierdzić, że istnieją przynajmniej dwie grupy, dla których zyski z relacji międzypłciowych mogą być większe niż koszty: osoby o wysokim i o niskim poziomie akceptacji w grupie. Pierwsze, nie musząc obawiać się utraty prestiżu, mogą inicjować zmianę istniejących norm, zyskując w zamian choćby dostęp do nowych, przydatnych w procesie edukacji źródeł informacji (Bahrami, Sibmar, Bukowski, Vedadhir i Panarello, 2016). Drugie mogą odbierać negatywne reakcje kolegów lub koleżanek jako bolesne, lecz nie tak bardzo, jak brak relacji z kimkolwiek (Ladd, 1983).

Strukturalne cechy zbiorowości jako czynniki modyfikujące skłonność do heterofilii

Siła normy zakazującej heterofilii zależy nie tylko od cech jednostek tworzących zbiorowość (ich indywidualnych przekonań, zaangażowania itp.), lecz także od cech zbiorowości, takich jak stopień gęstości i centralizacji (Ahn, Garandeanu i Rodkin, 2010; Bruhn, 2009; Moody i White, 2003). Gęstość sieci jest miarą faktycznej realizacji wszystkich potencjalnych relacji mogących wystąpić w sieci – dlatego bywa też określana jako kompletność lub stopień usieciowienia. Analizy empiryczne (por. Babarro i in., 2016) wskazują, że duża gęstość wiąże się z szybszym przepływem informacji w zbiorowości, co ułatwia transmisję przekonań grupowych i krystalizację tożsamości zbiorowej, w tym norm moralnych. Duża gęstość sprzyja homogenizacji jednostek.

Centralizacja to kwestia rozkładu gęstości wokół centralnych elementów sieci (Babarro i in., 2016; Freeman, 1978; Friedkin, 1981). W sieciach scentralizowanych nieliczne podmioty dysponują wieloma połączeniami (relacjami) z innymi (kumulują zasoby), a pozostali mają ich stosunkowo niewiele. W gęstszych, a zwłaszcza silniej scentralizowanych, sieciach łatwiej zidentyfikować podmioty „słabsze”, o niższym poziomie akceptacji rówieśniczej, doświadczające mniejszego wsparcia ze strony innych. Silna centralizacja sprzyja więc efektowi polaryzacji, który polega na tym, że uczniowie odrzucani bardziej różnią się od swojej grupy rówieśniczej, niż ma to miejsce w grupach w większym stopniu egalitarnych (Babarro i in., 2016). Większa „widoczność” odrzuconych powoduje, że łatwiej stają się oni ofiarami agresji. Badania wykazały, że w sieciach silniej scentralizowanych częściej występuje wrogość, zastraszanie i agresja (Ahn i in., 2010; Garandeanu, Ahn i Rodkin, 2011; Lewin, Lippitt i White, 1939; Sherif, 1956) i częstsze są relacje oparte na dominacji, prowadzące

do prześladowania jednostek o niższej pozycji w sieci (Emerson, 1962).

Generalnie można oczekiwać, że gęstość oraz centralizacja sieci będą wpływać na skłonność dzieci do zachowań heterofilnych. W sieciach o większej gęstości i silniejszej centralizacji nawiązywanie relacji z rówieśnikami innej płci będzie mniej prawdopodobne niż w sieciach bardziej egalitarnych.

Pytania i hipotezy

Celem referowanego badania jest odpowiedź na trzy pytania: Czy pozycja ucznia w sieci rówieśniczej wpływa na chęć nawiązywania relacji z osobami przeciwnej płci? Czy wpływ pozycji w sieci na chęć nawiązywania relacji z osobami przeciwnej płci jest inny u chłopców i dziewczynek? Czy gęstość i centralizacja klasowych sieci rówieśniczych wpływają na chęć nawiązywania relacji z osobami przeciwnej płci w klasie? Biorąc pod uwagę, że dotychczas prowadzone badania (Bukowski i in., 1999; Dunphy, 1963; Kovacs i in., 1996; Ladd, 1983; Sroufe i in., 1993) wykazały związek gotowości do nawiązywania relacji międzypłciowych z niską lub z wysoką pozycją w sieci rówieśniczej, stawiamy hipotezę:

- H_1 : Większą skłonność do nawiązywania relacji z osobami przeciwnej płci będą przejawiały dzieci zajmujące skrajne pozycje w sieci rówieśniczej (tj. niską oraz wysoką) niż dzieci zajmujące pozycje między tymi skrajami.

Przyjmując, że chłopcy odczuwają większą presję na przestrzeganie norm płciowych (Navarro i in., 2016; Yu i Xie, 2010) i są narażeni na dotkliwsze sankcje za ich naruszenie (Leaper, 1994) oczekujemy, że:

- H_2 : Związek pozycji socjometrycznej z nawiązywaniem relacji z osobami przeciwnej płci będzie silniejszy u chłopców niż u dziewczynek.

Zakładając, że: (1) większa gęstość i silniejsze scentralizowanie sieci wiążą się z ostrzejszymi sankcjami za łamanie norm

społecznych (Babarro i in., 2016) i że (2) relacje heterofilne pod koniec pierwszego etapu nauki w szkole podstawowej budzą opór zbiorowości, spodziewamy się, że:

- H_3 : Wraz ze wzrostem gęstości sieci będzie malała skłonność do nawiązywania relacji z osobami przeciwnej płci.
- H_4 : Wraz ze wzrostem centralizacji sieci będzie malała skłonność do nawiązywania relacji z osobami przeciwnej płci.

Dwie pierwsze hipotezy związane są z cechami uczniów, a dwie kolejne – z cechami relacji rówieśniczych w klasie.

Próba

Weryfikację hipotez przeprowadzono na danych pochodzących z trzeciej fali podłużnego badania przeprowadzonego w ramach projektu „Rozwój metody edukacyjnej wartości dodanej na potrzeby wzmocnienia ewaluacyjnej funkcji egzaminów zewnętrznych” (Dolata i in., 2014; 2015). Badaniem objęto 313 oddziałów trzeciej klasy ze 180 szkół podstawowych. Przeciętna liczebność oddziału wyniosła 16,45 (Min = 7; Max = 27; $s = 4$). Kwestionariusze socjometryczne wypełniło 4939 uczniów (w tym 50,6% dziewczynek) w wieku średnio 9,92 lat ($s = 0,34$).

Zmienne i narzędzia

Zmienna zależna

Skłonność do heterofilii określono na podstawie odpowiedzi dzieci na pytanie: „Kogo w klasie lubisz?”. Badani mogli wskazać dowolną liczbę osób bez względu na ich płeć. W badaniach empirycznych stosuje się wiele różnych miar homofilii lub heterofilii (por. Bojanowski i Corten, 2014). W referowanym badaniu zastosowano współczynnik EI (external-internal; Krackhardt i Stern, 1988) w znormalizowanej postaci zaproponowanej przez Martina Everetta oraz Stephena Borgattiego (2012), określany dalej jako NEI. Klasyczna miara

EI jest to różnica między liczbą powiązań jednostki z członkami innych grup a członkami własnej grupy podzielona przez ogólną liczbę powiązań w sieci. W tej postaci miara EI jest wrażliwa na gęstość oraz wielkość sieci, nie bierze bowiem pod uwagę „dostępności” partnerów interakcji. Większe sieci w naturalny sposób sprzyjają wyższym wskaźnikom homofilii. Normalizacja Everetta i Borgattiego (2012) rozwiązuje ten problem przez odniesienie obserwowanych wartości połączeń zewnętrznych i wewnętrznych do ich wartości maksymalnych, czyli wszystkich możliwych połączeń wewnątrz i na zewnątrz grupy. NEI może przyjmować wartości od -1 do 1. Wartość -1 oznacza, że dziecko wskazało jedynie osoby o tej samej płci (pełna homofilia), wartość 0 – że wśród wskazanych osób było tyle samo chłopców, ile dziewczynek, a wartość 1 – że dziecko wskazało jedynie osoby przeciwnej płci (pełna heterofilia).

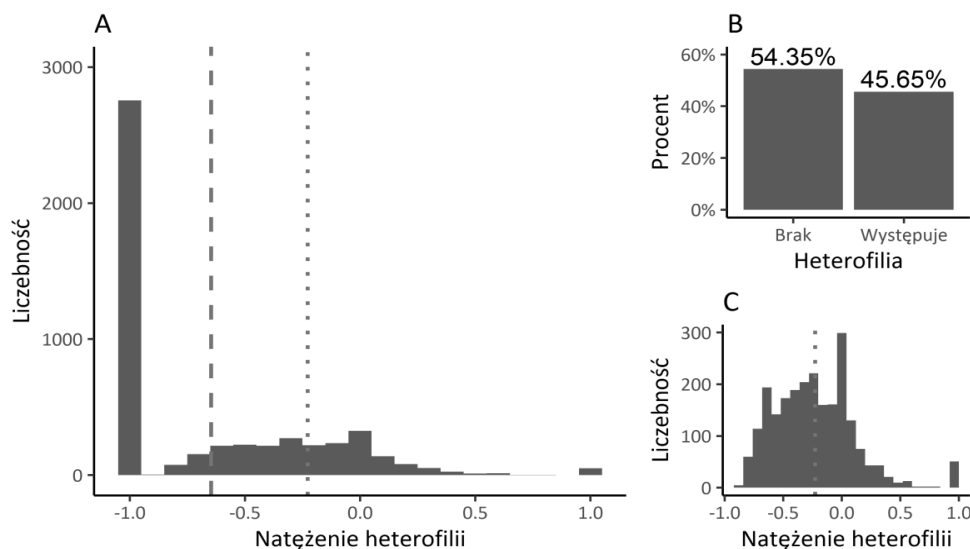
Wskaźnik obliczono za pomocą pakietu Igraph (Csardi i Napusz, 2006).

Z punktu widzenia planowanych analiz statystycznych jest istotne, że 54,4% uczniów nie wskazało jako lubianej ani jednej osoby płci przeciwnej, a 87,1% wykazało przewagę preferencji homofilnej nad heterofilną, wskutek czego rozkład poziomu heterofilii bardzo odbiega od normalnego (Rysunek 1). Koncentracja większości obserwacji na lewym skraju skali prowadzi również do przesunięcia w lewo średniej heterofilii (-0,65), co należy interpretować jako istnienie silnej homofilii płciowej.

Zmienne niezależne

Płeć. Wartość 0 oznacza chłopca, 1 – dziewczynkę.

Wiek. Zmienna: przyspieszenie toku nauki przyjmuje wartość 1 dla uczniów młodszych niż główna kohorta wieku oraz 0 dla pozostałych. Zmienna: opóźnienie



Rysunek 1. Rozkład natężenia heterofilii w klasie trzeciej ($N = 4939$).

Część C to rozkład heterofilii wśród dzieci wskazujących jako lubianą przynajmniej jedną osobę przeciwnej płci. Przerywana linia „kreskowana” oznacza średnią rozkładu dla wszystkich przypadków ($M = -0,65$). Przerywana linia „kropkowana” oznacza średnią po wyeliminowaniu badanych, których charakteryzuje pełna homofilia ($M = -0,23$).

przyjmuje wartość 1 dla uczniów starszych niż główna kohorta oraz 0 dla pozostałych.

Wielkość miejscowości zamieszkania. Zmienna: wieś przyjmuje 1 dla uczniów zamieszkałych w miejscowościach do 3 tys. mieszkańców i 0 dla pozostałych.

Status społecznoekonomiczny rodziny (SES). Regresyjne oszacowanie ocen czynnikowych na podstawie analizy głównych składowych trzech zmiennych: prestiżu zawodu wykonywanego przez rodziców (Treiman, 1977), wykształcenia rodziców wyrażonego w latach nauki oraz zasobności rodziny. SES odtwarza ponad 73% wariancji trzech zmiennych.

Inteligencja (IQ). Do oceny posłużył wynik testu matryc Ravena w wersji standardowej z wyłączeniem dwóch pozycji (12 z bloku C i 12 z bloku E), które okazały się za trudne i negatywnie korelowały z wynikiem sumarycznym.

Poczucie integracji z rówieśnikami (PIR). Wskaźniki czynnikowe kwestionariusza PIR (Grygiel, 2015; 2016; Szumski, 2010; Szumski i Karwowski, 2015) oszacowane w ramach confirmacyjnego modelu podwójnego czynnika (Humenny i Grygiel, 2015). Wyższe wartości odpowiadają silniejszemu poczuciu integracji.

Indywidualna pozycja socjometryczna. Reprezentowana przez dwie zmienne: *moc* i *aktywność* określone na podstawie badania socjometrycznego. Pierwsza to tzw. wektor własny aktora (Alexander, 1963) obliczony na podstawie liczby otrzymanych wyborów. Zmienna uwzględnia nie tylko, ile wyborów otrzymał uczeń, lecz także, od kogo je otrzymał. Przy tej samej liczbie wyborów wskaźnik mocy osoby wybranej przez osobę często wybieraną przez innych jest wyższy niż osoby wybranej przez osobę rzadko wybieraną. Druga zmienna to znormalizowana liczba wyborów dokonanych przez ucznia. Może przyjmować wartości od 0 (uczeń nie wybrał nikogo w klasie) do 1 (uczeń wybrał wszystkie osoby w klasie).

Relacje rówieśnicze na poziomie klasy.

Do pomiaru cech związanych z relacjami na poziomie klasy wykorzystano trzy zmienne: *gęstość sieci*, *liczbę uczniów w klasie* oraz *scentralizowanie sieci*. Pierwsza z nich to iloraz liczby faktycznie występujących połączeń (krawędzi) w sieci oraz maksymalnej w tej sieci liczby połączeń. Miara może przyjmować wartości od 0 do 1, gdzie 1 oznacza sieć pełną. Gęstość sieci jest związana z jej wielkością (Friedkin, 1981; Prell, 2012). Bardziej prawdopodobne jest utrzymywanie relacji ze wszystkimi członkami grupy dwunastoosobowej niż studwudziestoosobowej (Mitchell, 1969). Wzrost wielkości sieci sprzyja niższemu poziomowi gęstości, dlatego w równaniu regresji należy użyć nie tylko informacji o gęstości sieci, lecz także o jej wielkości. Centralizacja wskazuje, w jakim stopniu sieć jest zorganizowana wokół swoich centralnych elementów, czyli w przypadku referowanego badania – uczniów o najwyższej mocy. W sieci wysoce scentralizowanej niewielka liczba elementów ma wyraźnie wyższą moc niż pozostałe. Zmienną definiuje się jako sumę różnic pomiędzy mocą najmocniejszego węzła w sieci a mocą pozostałych węzłów, podzieloną przez maksymalną wartość tej sumy możliwą do osiągnięcia w sieci o tej samej wielkości. Miary sieci na poziomie indywidualnym i klasowym obliczono za pomocą pakietu Igraph (Csardi i Napusz, 2006).

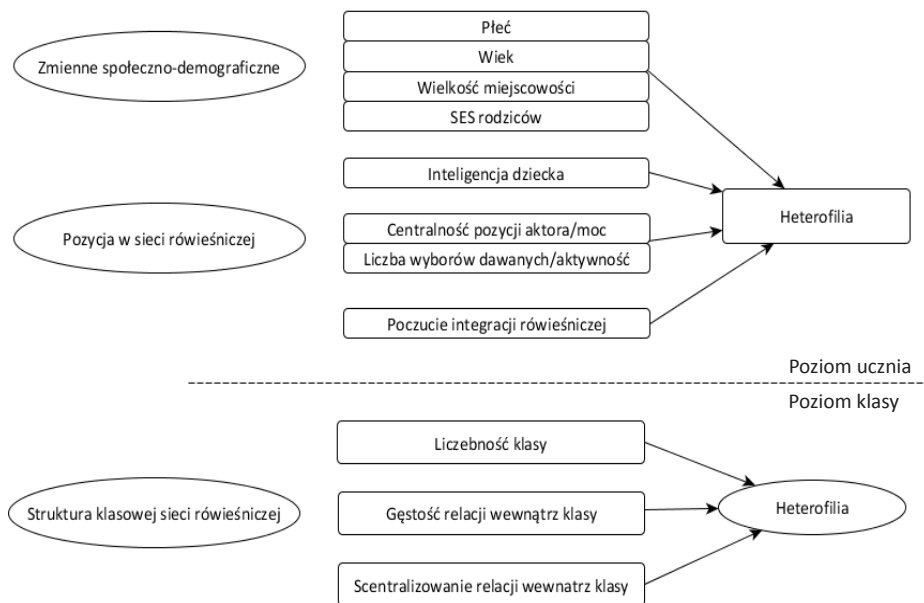
Plan i metody analiz statystycznych

Biorąc pod uwagę specyfikę danych (uczniowie zagnieżdżeni w klasach) i charakter hipotez (uwzględniających zmienne z poziomu ucznia i klasy), zastosowano dwupoziomowe modele regresji oraz odporny estymator największej wiarygodności (Heck i Thomas, 2015). Niezbędne obliczenia – jeżeli nie zaznaczono inaczej – przeprowadzono w pakiecie Mplus 7.4 (Muthén i Muthén, 2012). Wykorzystanie modelowania wielopoziomowego ma sens przede

wszystkim wtedy, gdy wariancja zmiennej zależnej wiąże się ze zróżnicowaniem pomiędzy grupami. O tym, że tak jest, przekonują wartości korelacji wewnątrzgrupowej (*intra-class correlation*, ICC). Obliczono je dla trzech form zmiennej heterofilii: (1) nieprzekształconej (zmienna ciągła; $N = 4339$); (2) zdychotomizowanej (pełna homofilia vs wybór przynajmniej jednej osoby przeciwnej płci, $N = 4339$); (3) opisującej natężenie heterofilii po usunięciu z analiz osób całkowicie homofilnych ($N = 2255$). Wartości współczynnika ICC wyniosły odpowiednio: 11,7%, 16,2% oraz 6,3%. Bez względu na formę zmiennej przewidywanej znaczna część jej wariancji wiąże się nie tylko z indywidualnymi cechami uczniów, lecz także z tym, że uczą się oni w różnych klasach. Uzasadnia to plan zastosowania modelowania wielopoziomowego.

Ze względu na zdecydowanie skośny rozkład współczynnika heterofilii (Rysunek 1), w analizach posłużono się modelowaniem

dwuczęściowym (*two-part modeling*). Odpowiada ono tzw. modelowi płotkowemu (*hurdle model*; Mullahy, 1986), tyle że zmienna zależna nie musi być wyrażona liczbami całkowitymi – może być także dowolną liczbą wymierną. Istotą modelu jest jednocześnie testowanie predyktorów dwóch form zmiennej zależnej: dychotomicznej i ciągłej. W wypadku formy dychotomicznej poszukujemy czynników wpływających na to, że coś występuje lub nie występuje. W wypadku formy ciągłej interesują nas predyktory natężenia interesującego zjawiska, jeżeli się ono pojawia (tj. z pominięciem zer; Muthén, Muthén i Asparouhov, 2016). W zastosowanym modelu część dychotomiczna odnosi się do uwarunkowań prawdopodobieństwa pojawienia się wśród osób wybranych przez ucznia osób przeciwnej płci, bez względu na liczbę takich osób, a część ciągła – do uwarunkowań częstości pojawiania się takich osób, pod warunkiem że przynajmniej jedna wybrana osoba jest przeciwnej płci.



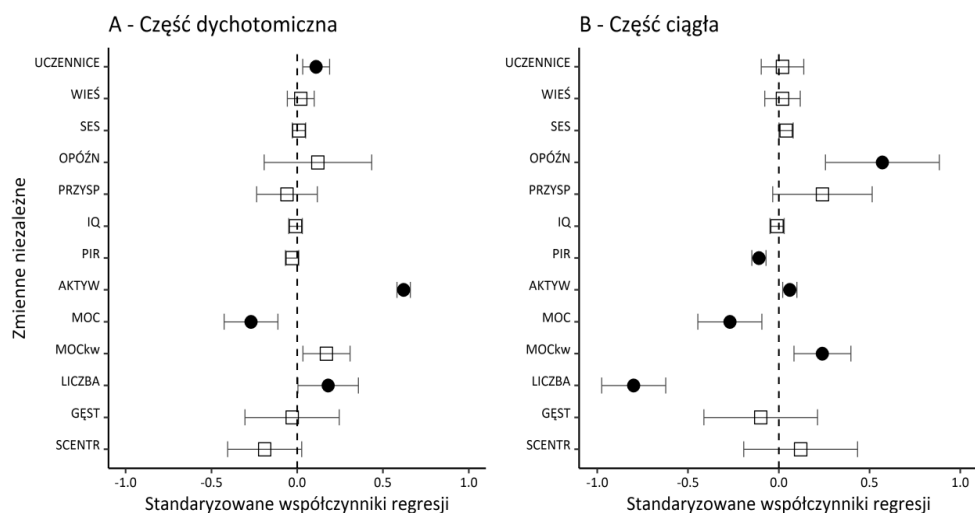
Rysunek 2. Dwupoziomowy model planowanych analiz.

Dwupoziomową analizę regresji dwuczęściowej przeprowadzono w dwóch etapach. W pierwszym (E1) włączono do równania płeć jako jedną ze zmiennych niezależnych. W drugim (E2) estymowano model dwugrupowej regresji dwupoziomowej, w którym jedną grupę stanowili chłopcy, a drugą dziewczynki. Wszystkie zmienne niezależne zostały scentrowane na swoich wartościach średnich z całej badanej zbiorowości (*grandmean*). Testowany model zilustrowano na Rysunku 2.

Wyniki

Model E1. Spośród sześciu zmiennych kontrolowanych (społeczno-demograficznych oraz inteligencji) jedynie płeć wiąże się z pojawieniem się heterofilii, czyli z wyborem przynajmniej jednej osoby przeciwnej

płci (Rysunek 3; Tabela 1). Dziewczynki są bardziej skłonne do heterofilii. Charakterystyki pozycji ucznia w sieci rówieśniczej istotnie różnicują zjawisko heterofilii. Sprzyja mu wyższy poziom aktywności. Im więcej osób uczeń wybiera, tym większa jest szansa, że znajdzie się wśród nich osoba przeciwnej płci. Moc pozycji ucznia obniża prawdopodobieństwo wybrania osób przeciwnej płci. Związek ten jest prosto-, a nie krzywoliniowy (kwadrat zmiennej mocy jest statystycznie nieistotny). Nie jest więc tak, że osoby przeciwnej płci wybierają uczniowie zajmujący skrajne bieguny w sieci, tj. pozycję niską lub wysoką. Warto zauważyć, że występowanie heterofilii nie jest powiązane z poczuciem integracji z rówieśnikami. Zmienne uwzględnione w omawianej części modelu wyjaśniają znaczną część wariancji występowania heterofilii: 36,2%.



Rysunek 3. Uwarunkowania preferencji heterofilnych. Wyniki analiz regresyjnych (dwupoziomowe modele dwuczęściowe) – Model E1.

UCZENNICE – płeć dziecka; WIEŚ – miejsce zamieszkania ucznia; SES – status społeczno-ekonomiczny rodziny ucznia; OPÓŻN – przynależność do kohorty starszej niż główna; PRZYSYP – przynależność do kohorty młodszej niż główna; IQ – poziom inteligencji oszacowany na podstawie testu matrycy Ravena; PIR – poczucie integracji rówieśniczej; AKTYW – liczba wyborów kierowanych do innych; MOC – wektor własny aktora; MOCkw – kwadrat wektora własnego aktora; LICZBA – liczebność klasy (liczba uczniów); GĘST – gęstość sieci; SCENTR – scentralizowanie sieci. Biały kwadrat oznacza $p > 0,05$; czarna kropka oznacza $p < 0,05$; wąsy wyznaczają $\pm 1,96$ błędu standardowego.

Tabela 1
Uwarunkowania heterofilii – wyniki analiz regresyjnych (dwupoziomowe modele dwuczęściowe)

	Model E1				Model E2			
	Chłopcy		Dziewczyny		Chłopcy		Dziewczyny	
	β	(se)	β	(se)	β	(se)	β	(se)
<i>Poziom ucznia</i>								
Uczennice	0,11**	(0,04)	0,02	(0,06)	–	–	–	–
Wież	0,02	(0,04)	0,02	(0,05)	0,01	(0,06)	0,03	(0,06)
SES	0,01	(0,02)	0,04	(0,02)	0,01	(0,03)	0,02	(0,02)
Opóźnienie	0,12	(0,16)	0,57**	(0,16)	0,11	(0,17)	0,68**	(0,17)
Przyspieszenie	-0,06	(0,09)	0,24	(0,14)	-0,15	(0,13)	0,33	(0,33)
IQ	-0,01	(0,02)	-0,01	(0,02)	-0,02	(0,03)	-0,04	(0,03)
Aktywność	0,62**	(0,02)	0,06*	(0,02)	0,54**	(0,03)	0,04	(0,03)
Moc	-0,27**	(0,08)	-0,27**	(0,09)	-0,34**	(0,11)	-0,60**	(0,13)
Moc kwadrat	0,17	(0,07)	0,24**	(0,08)	0,28**	(0,11)	0,53**	(0,12)
PIR	-0,03	(0,02)	-0,11**	(0,02)	0,04	(0,03)	-0,10**	(0,04)
Próg /Stała	0,43	(0,81)	-0,08	(0,17)	-0,38	(0,98)	0,44	(0,24)
<i>Poziom oddziału</i>								
Liczba	0,18*	(0,09)	-0,80**	(0,09)	0,14	(0,11)	-0,93**	(0,09)
Gęstość	-0,03	(0,14)	-0,10	(0,16)	-0,14	(0,17)	-0,58**	(0,22)
SCENTR	-0,19	(0,11)	0,12	(0,16)	-0,40**	(0,12)	-0,34	(0,20)
Wariancja efektów oddziałów	0,67**	(0,10)	0,01**	(0,00)	0,67**	(0,10)	0,01*	(0,00)
Wariancja na poziomie ucznia	–	–	0,22**	(0,01)	–	–	0,21**	(0,01)

Model E1 jako zmienną niezależną uwzględniła płeć, a w Modelu E2 płeć została wykorzystana do podziału na grupy w estymowanej regresji wielogrupowej. Część dychotomiczna traktuje zmienną zależną jako dychotomiczną (pełna vs niepełna homofilia). Część ciągła odnosi się jedynie do natężenia poziomu heterofilii (ograniczona do uczniów, u których zjawisko to występuje). β – współczynnik regresji przy zmiennych niezależnych ciągłych standaryzowany odchyleniem standardowym zmiennej zależnej i niezależnej, przy zmiennych dychotomicznych standaryzowany odchyleniem standardowym zmiennej zależnej; se – błąd standardowy. Zmienne niezależne zostały opisane w tekście. Próg/Stała – dla części dychotomicznej modelu próg zmiennej zależnej, dla części ciągłej modelu stała; * oznacza $p < 0,05$; ** oznacza $p < 0,01$.

Część ciągła modelu E1 wykazuje, że spośród zmiennych demograficznych jedynie wiek ma wpływ na natężenie heterofilii. Dzieci starsze niż główna kohorta wykazują skłonność do wybierania większej liczby osób przeciwnej płci. Natężenie heterofilii rośnie wraz ze wzrostem aktywności badanych. Statystycznie istotne są efekty mocy i kwadratu mocy. O ile wśród uczniów zajmujących pozycje od przeciętnej do wysokiej zmienna heterofilii przyjmuje stosunkowo niskie i mało zróżnicowane wartości, o tyle wraz ze spadkiem pozycji ucznia w sieci od przeciętnej do niskiej poziom heterofilii dynamicznie rośnie. Innymi słowy: natężenie heterofilii rośnie przede wszystkim wśród osób o pozycji niższej niż przeciętna. Należy podkreślić, że nie oznacza to, iż natężenie heterofilii jest duże zarówno wśród dzieci o wysokiej, jak i niskiej pozycji w grupie, lecz raczej, że zainteresowanie osobami przeciwnej płci pojawia się przede wszystkim wśród dzieci o niższym niż przeciętnie poziomie mocy. Znaczące jest również, że silniejsze poczucie integracji z rówieśnikami wiąże się z mniejszym natężeniem heterofilii. Podkreślić wypada, że zmienne niezależne w omawianej części modelu wyjaśniają jedynie 2,7% wariancji natężenia heterofilii. Jest to zdecydowanie mniej niż w części dychotomicznej. Zmienne te znacznie lepiej przewidują więc prawdopodobieństwo wyboru osoby o przeciwnej płci niż liczbę takich osób.

Przechodzimy do zmiennych z poziomem oddziały. W części dychotomicznej poziom heterofilii jest związany jedynie z liczbą dzieci w klasie. Im większa jest klasa, tym większe prawdopodobieństwo heterofilii. Nie występuje natomiast związek między wystąpieniem heterofilii a gęstością i centralizacją sieci. Zmienne niezależne wyjaśniają niewielką część wariancji heterofilii na poziomie klas (4,3%). W części ciągłej modelu E1 znaczenie ma tylko wielkość klasy (liczba), przy czym jej efekt jest ujemny. Wraz ze wzrostem liczebności klasy zmniejsza się

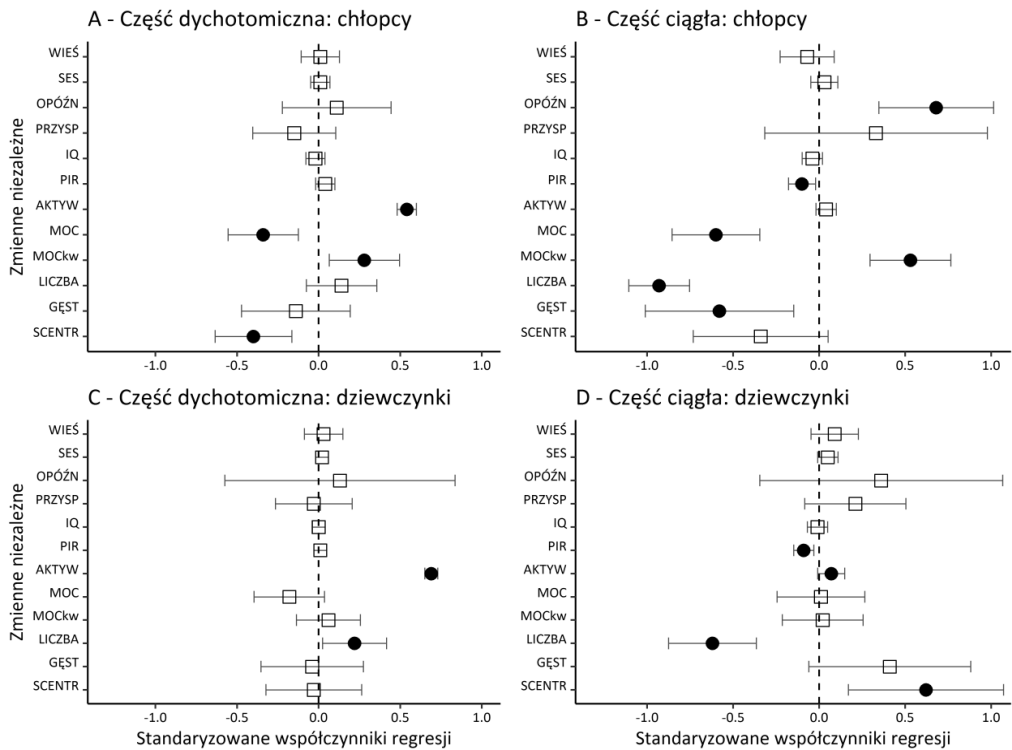
liczba relacji z osobami płci przeciwnej. Trzy zmienne wyjaśniają 54,6% wariancji natężenia heterofilii na poziomie klas.

Model E2. Drugi etap analiz prowadził do rozpoznania uwarunkowań heterofilii osobno w zbiorowościach chłopców i dziewczynek. W części dychotomicznej modelu można zauważyć podobieństwa i różnice międzypłciowe (Rysunek 4; Tabela 1). Zarówno u chłopców, jak i u dziewczynek zmienne społeczno-demograficzne, inteligencja i poczucie integracji z rówieśnikami nie mają wpływu na heterofilię, natomiast ma wpływ aktywność. Tylko u chłopców heterofilia zależy od pozycji w sieci (sprzyja jej niska moc) i od scentralizowania sieci (sprzyja jej słaba centralizacja). Tylko u dziewczynek heterofilia zależy od wielkości oddziały.

W części ciągłej modelu zarówno u chłopców, jak i u dziewczynek zmienne społeczno-demograficzne i inteligencja nie mają żadnego znaczenia dla natężenia heterofilii, z wyjątkiem wieku chłopców (chłopcy starsi niż główna kohorta wybierają więcej dziewczynek). Podobnie oddziałuje na heterofilię poczucie integracji z rówieśnikami, ale tylko u chłopców heterofilia zależy od mocy ich pozycji w sieci, i tylko u dziewczynek – od ich aktywności. Wśród cech oddziały wielkość podobnie wpływa na heterofilię chłopców i dziewczynek, ale tylko u chłopców zależy ona od gęstości (ujemnie), i tylko u dziewczynek – od scentralizowania sieci (dodatnio).

Wnioski

Analiza danych wykazała, po pierwsze, że w klasie trzeciej zjawisko heterofilii jest stosunkowo rzadkie: ponad połowa badanych dzieci wskazała jako lubiane jedynie osoby swojej płci. Jest to zgodne z wynikami innych badań (Connolly, Furman i Konarski, 2000; Feiring, 1999; Poulin i Pedersen, 2007). Po drugie, dziewczynki nieco częściej niż chłopcy włączają osoby przeciwnej płci



Rysunek 4. Uwarunkowania preferencji heterofilnych. Wyniki analiz regresyjnych (dwupoziomowe modele dwuczściowe) – Model E2.

UCZENNICE – płeć dziecka; WIEŚ – miejsce zamieszkania ucznia; SES – status społeczno-ekonomiczny rodziny ucznia; OPÓŹN – przynależność do kohorty starszej niż główna; PRZYSP – przynależność do kohorty młodszej niż główna; IQ – poziom inteligencji oszacowany na podstawie testu matryc Ravena; PIR – poczucie integracji rówieśniczej; AKTYW – liczba wyborów kierowanych do innych; MOC – wektor własny aktora; MOCkw – kwadrat wektora własnego aktora; LICZBA – liczebność klasy (liczba uczniów); GĘST – gęstość sieci; SCENTR – scentralizowanie sieci. Białe kwadraty oznaczają $p > 0,05$; czarna kropka oznacza $p < 0,05$; wąsy wyznaczają $\pm 1,96$ błędu standardowego.

w swoje sieci koleżeńskie, co też jest zgodne z wynikami wcześniejszych badań (Stehlé, Charbonnier, Picard, Cattuto i Barrat, 2013). Po trzecie, zarówno wśród chłopców, jak i wśród dziewczynek heterofilia okazuje się w niewielkim stopniu związana z ich cechami społeczno-demograficznymi.

Hipoteza 1, zakładająca wyższy poziom heterofilii u dzieci zajmujących skrajne pozycje w sieci rówieśniczej, została jedynie częściowo potwierdzona. Związek heterofilii z pozycją występuje tylko u chłopców – co potwierdza Hipotezę 2 – a sprzyjają jej tylko

pozycje poniżej przeciętnych oraz słabsze poczucie integracji. Wszystko to wiąże heterofilię z peryferyjnością.

Częściowy brak zgodności z wynikami dotychczasowych badań może wynikać z różnic wieku badanych dzieci. Badanie zespołu Williama Bukowskiego (1999), wykazujące wyższą heterofilię w grupach o skrajnych pozycjach w sieci, przeprowadzono wśród jedenastolatków, natomiast badanie Kovacs i współpracowników (1996), wykazujące wyższą heterofilię w grupie osób o niższym statusie socjometrycznym, zrealizowano

wśród uczniów klas trzecich i czwartych. Można postawić wartą weryfikacji hipotezę, że w okresie przedpokwitaniowym relacje heteropłciowe, zwłaszcza wśród chłopców, są regulowane inaczej niż na kolejnym etapie rozwoju. W tym okresie kontakty z dziewczynkami pełnią funkcję kompensacyjną („ostatniej deski ratunku”). Relacje heteropłciowe u przeciętnego chłopca można postrzegać jako zastępczy sposób zaspokojenia potrzeby relacji z innymi, która nie może być zaspokojona zgodnie z obowiązującą w grupie normą homofilii z powodu izolowania go przez innych chłopców. W następnym etapie, wraz z dojrzewaniem płciowym, relacje heteropłciowe nabywają funkcji przygotowania do relacji romantycznych. Można oczekiwać, że rosnącemu zainteresowaniu płcią przeciwną będzie towarzyszyć ograniczanie normy homofilnej inicjowane przez uczniów stojących wysoko w hierarchii i jednocześnie mających wysokie kompetencje społeczne. Weryfikacja tej hipotezy wymagałaby danych podłużnych. Wstępnie uprawdopodobniają ją wyniki dotychczasowych badań, które wskazują, że umiejętności społeczne są skorelowane z pozycją w zbiorowości (Vansteenkiste, Soenens, Verstuyf i Lens, 2009), i że wśród nieco starszej młodzieży posiadanie sympatii wiąże się z wyższą pozycją w sieci (Gaub i Carlson, 1997; Kuttler i La Greca, 2004).

Hipotezy 3 i 4 również zostały potwierdzone jedynie częściowo. Gęstość sieci przekłada się na heterofilię tylko wśród chłopców i tylko w części ciągłej modelu (w zakresie natężenia heterofilii, lecz nie jej prawdopodobieństwa). Ujemna zależność między centralizacją a heterofilią, którą zakładała Hipoteza 4, występuje tylko u chłopców i tylko w części dychotomicznej modelu. W wypadku dziewczynek zależność ta zachodzi tylko w części ciągłej i jest dodatnia.

Analiza ujawniła interesującą zależność heterofilii od liczebności oddziały. Większe sieci sprzyjają przełamaniu ścisłej homofilii, ale ograniczają natężenie heterofilii. Powstaje

warte empirycznego rozstrzygnięcia pytanie: Czy nawiązywanie relacji z przeciwną płcią ma większe znaczenie dla dobrostanu psychospołecznego dzieci w mniejszych klasach niż w większych? Czy i jaką funkcję w tym kontekście pełni proporcja uczniów określonej płci w klasie?

Przeprowadzona analiza skłania do wniosku, że skłonność do heterofilii u chłopców jest bardziej niż u dziewczynek uzależniona od strukturalnych cech sieci rówieśniczej. Jest to zgodne z wynikami innych badań. Chłopcy częściej niż dziewczynki postrzegają siebie w odniesieniu do typowych cech własnej płci, mocniej niż dziewczynki postrzegają swoją grupę płciową jako lepszą, a jednocześnie podlegają większej presji ze strony rówieśników na przestrzeganie norm homofilnych (Kornienko, Santos, Martin i Granger, 2016), szczególnie gdy funkcjonują w silnie scentralizowanej sieci społecznej.

W trzeciej klasie szkoły podstawowej decyzja o utrzymywaniu relacji z osobami przeciwnej płci wydaje się więc – w przypadku chłopców – wynikiem braku możliwości utrzymywania relacji z osobami tej samej płci. Na tym etapie rozwoju relacje heteropłciowe chłopców można postrzegać jako sposób zaspokojenia potrzeby utrzymywania relacji z innymi, której – ze względu na izolację przez rówieśników tej samej płci – nie można zrealizować zgodnie z obowiązującą w grupie normą homofilii.

Literatura

- Ahn, H.-J., Garandeau, C. F. i Rodkin, P. C. (2010). Effects of classroom embeddedness and density on the social status of aggressive and victimized children. *The Journal of Early Adolescence*, 30(1), 76–101. doi: 10.1177/0272431609350922
- Alexander, C. N. (1963). A method for processing sociometric data. *Sociometry*, 26(2), 268. doi: 10.2307/2785912
- Babarro, J. M., Diaz-Aguado, M. J., Martinez Arias, R. i Steglich, C. (2016). Power structure in the peer group: the role of classroom cohesion and hierar-

- chy in peer acceptance and rejection of victimized and aggressive students. *The Journal of Early Adolescence*. doi: 10.1177/0272431616648451
- Bahrami, N., Sibmar, M., Bukowski, W. M., Vedadhir, A. i Panarello, B. (2016). Factors that promote and impede other-sex friendships: a qualitative study of Iranian adolescent girls. *International Journal of Adolescent Medicine and Health*. doi: 10.1515/ijamh-2016-0067
- Bojanowski, M. i Corten, R. (2014). Measuring segregation in social networks. *Social Networks*, 39, 14–32. doi: 10.1016/j.socnet.2014.04.001
- Bowker, J. C., Adams, R. E., Bowker, M. H., Fisher, C. i Spencer, S. V. (2016). Same- and other-sex popularity and preference during early adolescence. *The Journal of Early Adolescence*, 36(5), 704–722. doi: 10.1177/0272431615581417
- Bruhn, J. (2009). The concept of social cohesion. W: J. Bruhn, *The group effect* (s. 31–48). Boston: Springer.
- Bukowski, W. M., Sippola, L. K. i Hoza, B. (1999). Same and other: interdependency between participation in same- and other-sex friendships. *Journal of Youth and Adolescence*, 28(4), 439–459.
- Caldera, Y. M., Huston, A. C. i O'Brien, M. (1989). Social interactions and play patterns of parents and toddlers with feminine, masculine, and neutral toys. *Child Development*, 60(1), 70–76. doi: 10.2307/1131072
- Connolly, J. A., Furman, W. i Konarski, R. (2000). The role of peers in the emergence of heterosexual romantic relationships in adolescence. *Child Development*, 71(5), 1395–1408. doi: 10.1111/1467-8624.00235
- Csardi, G. i Napusz, T. (2006). The igraph software package for complex network research. *InterJournal, Complex Systems*, 1695.
- Dijkstra, J. K., Cillessen, A. H. N., Lindenberg, S. i Veenstra, R. (2010). Same-gender and cross-gender likeability: associations with popularity and status enhancement: the trails study. *The Journal of Early Adolescence*, 30(6), 773–802. doi: 10.1177/0272431609350926
- Dijkstra, J. K., Lindenberg, S. i Veenstra, R. (2007). Same-gender and cross-gender peer acceptance and peer rejection and their relation to bullying and helping among preadolescents: comparing predictions from gender-homophily and goal-framing approaches. *Developmental Psychology*, 43(6), 1377–1389.
- Dolata, R., Hawrot, A., Humenny, G., Jasińska-Maciąg, A., Koniewski, M. i Majkut, P. (2014). *Kontekstowy model oceny efektywności nauczania po pierwszym etapie edukacyjnym*. Warszawa: Instytut Badań Edukacyjnych.
- Dolata, R., Hawrot, A., Humenny, G., Jasińska-Maciąg, A., Koniewski, M., Majkut, P., ... Otręba-Szklarczyk, A. (2015). *(Ko)warianty efektywności nauczania. Wyniki badania w klasach IV–VI*. Warszawa: Instytut Badań Edukacyjnych.
- Dunphy, D. C. (1963). The social structure of urban adolescent peer groups. *Sociometry*, 26(2), 230–246. doi: 10.2307/2785909
- Emerson, R. M. (1962). Power-dependence relations. *American Sociological Review*, 27(1), 31–41. doi: 10.2307/2089716
- Everett, M. G. i Borgatti, S. P. (2012). Categorical attribute based centrality: E-I and G-F centrality. *Social Networks*, 34(4), 562–569. doi: 10.1016/j.socnet.2012.06.002
- Fagot, B. I. (1993). Gender-role development in young children: from discrimination to labeling. *Developmental Review*, 13(2), 205–224. doi: 10.1006/drev.1993.1009
- Feiring, C. (1999). Other-sex friendship networks and the development of romantic relationships in adolescence. *Journal of Youth and Adolescence*, 28(4), 495–512.
- Freeman, L. C. (1978). Centrality in social networks conceptual clarification. *Social Networks*, 1(3), 215–239. doi: 10.1016/0378-8733(78)90021-7
- Friedkin, N. E. (1981). The development of structure in random networks: an analysis of the effects of increasing network density on five measures of structure. *Social Networks*, 3(1), 41–52. doi: 10.1016/0378-8733(81)90004-6
- Garandeau, C. F., Ahn, H.-J. i Rodkin, P. C. (2011). The social status of aggressive students across contexts: the role of classroom status hierarchy, academic achievement, and grade. *Developmental Psychology*, 47(6), 1699–1710. doi: 10.1037/a0025271
- Gaub, M. i Carlson, C. L. (1997). Behavioral characteristics of DSM-IV ADHD subtypes in a school-based population. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 25(2), 103–111.
- Grygiel, P. (2015). Test ukrytej struktury kwestionariusza „Poczucie Integracji Rówieśniczej”. Częściowo konfirmacyjny model podwójnego czynnika z ładunkami krzyżowymi. W: B. Niemierko i M. K. Szmigiel (red.), *Zastosowania diagnozy edukacyjnej* (s. 438–458). Kraków: Polskie Towarzystwo Diagnostyki Edukacyjnej.
- Grygiel, P. (2016). Test podłużnej niezmienności modelu podwójnego czynnika na przykładzie Kwestionariusza poczucia integracji rówieśniczej. *Edukacja*, 137(2), 79–99.

- Heck, R. H. i Thomas, S. L. (2015). *An introduction to multilevel modeling techniques: MLM and SEM approaches using Mplus* (wyd. 3). New York: Routledge-Taylor&Francis.
- Humenny, G. i Grygiel, P. (2015a). Poza ścisłą jedno- i wielowymiarowość. Struktura czynnikowa skali samotności de Jong Gierveld wśród dzieci. W: A. Pokropek (red.), *Modele cech ukrytych w badaniach edukacyjnych, psychologii i socjologii. Teoria i zastosowania* (s. 400–424). Warszawa: Instytut Badań Edukacyjnych.
- Humenny, G. i Grygiel, P. (2015b). Wielowymiarowa struktura latentna w perspektywie analizy czynnikowej. W: A. Pokropek (red.), *Modele cech ukrytych w badaniach edukacyjnych, psychologii i socjologii. Teoria i zastosowania* (s. 130–165). Warszawa: Instytut Badań Edukacyjnych.
- Kornienko, O., Santos, C. E., Martin, C. L. i Gran-ger, K. L. (2016). Peer influence on gender identity development in adolescence. *Developmental Psychology*, 52(10), 1578–1592. doi: 10.1037/dev0000200
- Kovacs, D. M., Parker, J. G. i Hoffman, L. W. (1996). Behavioral, affective, and social correlates of involvement in cross-sex friendship in elementary school. *Child Development*, 67(5), 2269–2286. doi: 10.1111/j.1467-8624.1996.tb01856.x
- Krackhardt, D. i Stern, R. N. (1988). Informal networks and organizational crises: an experimental simulation. *Social Psychology Quarterly*, 51(2), 123–140. doi: 10.2307/2786835
- Kuttler, A. F. i La Greca, A. M. (2004). Linkages among adolescent girls' romantic relationships, best friendships, and peer networks. *Journal of Adolescence*, 27(4), 395–414. doi: 10.1016/j.adolescence.2004.05.002
- La Freniere, P., Strayer, F. F. i Gauthier, R. (1984). The emergence of same-sex affiliative preferences among preschool peers: a developmental/ethological perspective. *Child Development*, 55(5), 1958–1965. doi: 10.2307/1129942
- Ladd, G. W. (1983). Social networks of popular, average, and rejected children in school settings. *Merrill-Palmer Quarterly*, 29(3), 283–307.
- Lazarsfeld, P. F. i Merton, R. K. (1954). Friendship as a social process: a substantive and methodological analysis. W: M. Berger (red.), *Freedom and control in modern society* (s. 18–66). New York: Van Nostrand.
- Leaper, C. (1994). Exploring the consequences of gender segregation on social relationships. *New Directions for Child and Adolescent Development*, 1994(65), 67–86. doi: 10.1002/cd.23219946507
- Lee, E. A. E. i Troop-Gordon, W. (2011). Peer socialization of masculinity and femininity. Differential effects of overt and relational forms of peer victimization: Peer socialization of gendered behaviour. *British Journal of Developmental Psychology*, 29(2), 197–213. doi: 10.1111/j.2044-835X.2010.02022.x
- Lewin, K., Lippitt, R. i White, R. K. (1939). Patterns of aggressive behavior in experimentally created "social climates". *The Journal of Social Psychology*, 10(2), 269–299. doi: 10.1080/00224545.1939.9713366
- McHale, S. M., Kim, J.-Y., Whiteman, S. i Crouter, A. C. (2004). Links between sex-typed time use in middle childhood and gender development in early adolescence. *Developmental Psychology*, 40(5), 868–881. doi: 10.1037/0012-1649.40.5.868
- McPherson, M., Smith-Lovin, L. i Cook, J. M. (2001). Birds of a feather: homophily in social networks. *Annual Review of Sociology*, 27(1), 415–444. doi: 10.1146/annurev.soc.27.1.415
- Mehta, C. M. i Strough, J. (2009). Sex segregation in friendships and normative contexts across the life span. *Developmental Review*, 29(3), 201–220. doi: 10.1016/j.dr.2009.06.001
- Mitchell, J. C. (red.). (1969). *Social networks in urban situations: analyses of personal relationships in Central African towns*. Manchester: Manchester University Press.
- Monsour, M. (2002). *Women and men as friends: relationships across the life span in the 21st century*. Mahwah: Lawrence Erlbaum.
- Moody, J. i White, D. R. (2003). Structural cohesion and embeddedness: a hierarchical concept of social groups. *American Sociological Review*, 68(1), 103. doi: 10.2307/3088904
- Mullahy, J. (1986). Specification and testing of some modified count data models. *Journal of Econometrics*, 33(3), 341–365. doi: 10.1016/0304-4076(86)90002-3
- Muthén, B. O., Muthén, L. K. i Asparouhov, T. (2016). *Regression and mediation analysis using Mplus*. Los Angeles: Muthén&Muthén.
- Muthén, L. K. i Muthén, B. O. (2012). *Mplus user's guide. Seventh edition*. Los Angeles: Muthén & Muthén.
- Navarro, R., Larrañaga, E. i Yubero, S. (2016). Gender identity, gender-typed personality traits and school bullying: victims, bullies and bully-victims. *Child Indicators Research*, 9(1), 1–20. doi: 10.1007/s12187-015-9300-z

- Poulin, F. i Pedersen, S. (2007). Developmental changes in gender composition of friendship networks in adolescent girls and boys. *Developmental Psychology*, 43(6), 1484–1496. doi: 10.1037/0012-1649.43.6.1484
- Prell, C. (2012). *Social network analysis: history, theory & methodology*. Los Angeles–London: SAGE.
- Rose, A. J. i Rudolph, K. D. (2006). A review of sex differences in peer relationship processes: potential trade-offs for the emotional and behavioral development of girls and boys. *Psychological Bulletin*, 132(1), 98–131. doi: 10.1037/0033-2909.132.1.98
- Sherif, M. (1956). Experiments in group conflict. *Scientific American*, 195, 54–58.
- Sroufe, L. A., Bennett, C., Englund, M., Urban, J. i Shulman, S. (1993). The significance of gender boundaries in preadolescence: Contemporary correlates and antecedents of boundary violation and maintenance. *Child Development*, 64(2), 455–466. doi: 10.1111/j.1467-8624.1993.tb02921.x
- Stehlé, J., Charbonnier, F., Picard, T., Cattuto, C. i Barrat, A. (2013). Gender homophily from spatial behavior in a primary school: a sociometric study. *Social Networks*, 35(4), 604–613. doi: 10.1016/j.socnet.2013.08.003
- Stockard, J. (2006). Gender Socialization. W J. Saltzman Chafetz (red.), *Handbook of the sociology of gender* (s. 215–227). New York: Springer.
- Szumski, G. (2010). *Wokół edukacji włączającej: efekty kształcenia uczniów z niepełnosprawnością intelektualną w stopniu lekkim w klasach specjalnych, integracyjnych i ogólnodostępnych*. Warszawa: Wydawnictwo Akademii Pedagogiki Specjalnej.
- Szumski, G. i Karwowski, M. (2015). Emotional and social integration and the big-fish-little-pond effect among students with and without disabilities. *Learning and Individual Differences*, 43, 63–74. doi: 10.1016/j.lindif.2015.08.037
- Treiman, D. J. (1977). *Occupational prestige in comparative perspective*. New York: Academic Press.
- Vansteenkiste, M., Soenens, B., Verstuyf, J. i Lens, W. (2009). “What is the usefulness of your schoolwork?” The differential effects of intrinsic and extrinsic goal framing on optimal learning. *Theory and Research in Education*, 7(2), 155–163. doi: 10.1177/1477878509104320
- Yu, L. i Xie, D. (2010). Multidimensional gender identity and psychological adjustment in middle childhood: a study in China. *Sex Roles*, 62(1–2), 100–113. doi: 10.1007/s11199-009-9709-2

Artykuł powstał na podstawie danych pochodzących z badań przeprowadzonych w ramach projektu „Rozwój metody edukacyjnej wartości dodanej na potrzeby wzmocnienia ewaluacyjnej funkcji egzaminów zewnętrznych” w Instytucie Badań Edukacyjnych w ramach działania 3.2. Rozwój systemu egzaminów zewnętrznych priorytetu III. Wysoka jakość systemu oświaty Programu Operacyjnego Kapitał Ludzki 2007–2013.

Tekst złożony 1 marca 2017 r., zrecenzowany 5 czerwca 2017 r., przyjęty do druku 22 sierpnia 2017 r.

Gender heterophily and its relationship to sociometric position and peer network characteristics in the third grade of primary school

In this study – based on a Polish nationwide, representative sample of third grade primary school pupils – we analysed the relationships between position within the peer network, its structural features (cohesion, hierarchy) and preferences for heterophily (PH), i.e. the frequency of choosing children of the other sex as liked. The analysis used two-part multi-level modelling. The results indicate that: (1) PH is relatively rare; (2) girls have a slightly higher PH level than boys; (3) PH is associated with a low position within peer networks among boys but not among girls; (4) the impact of network density and centralization (network measures at the class level) on PH is not consistent as it varies depending on whether the occurrence or intensity of PH is taken into account and it additionally differs for boys and girls. The article discusses potential changes in the functions performed by PH during primary school.

KEYWORDS: sociology; peer acceptance; homophily; heterophily; sex; gender; social position; peer network.