

**Grzegorz Humenny**

Instytut Socjologii Uniwersytetu Jagiellońskiego

**dr Paweł Grygiel**

Instytut Pedagogiki Uniwersytetu Jagiellońskiego

**dr hab. Roman Dolata, prof. UW**

Wydział Pedagogiczny Uniwersytetu Warszawskiego

## **Płeć, ocena jakości relacji przyjacielskich a samotność wczesnych adolescentów<sup>1</sup>**

### **Abstrakt**

Celem prowadzonych analiz było zweryfikowanie znaczenia jakości przyjaźni dla samotności młodych adolescentów z uwzględnieniem różnic międzypłciowych. Przeprowadzone analizy (n = 629 uczniów V i VI klas szkół podstawowych) wskazują, że: (1) jakość relacji przyjacielskich (przy kontroli informacji o liczbie przyjaciół i poziomie lubienia przez rówieśników oraz płci przyjaciela) jest wyższa w wypadku dziewcząt niż chłopców; (2) wyższa jakość relacji przyjacielskich obniża poziom samotności; (3) siła efektu jakości przyjaźni na samotność wśród uczniów i uczennic jest praktycznie identyczna; (4) jednocześnie, o ile posiadanie przyjaciela płci przeciwnej nie wpływa znacząco na poziom samotności wśród dziewcząt, to wzmacnia – samotność chłopców. Artykuł rozważa znaczenie uzyskanych wyników.

Samotność to rozdźwięk między oczekiwanym a faktycznym i/lub postrzeganym stanem relacji interpersonalnych jednostki prowadzący do stanów emocjonalnych nacechowanych smutkiem i lękiem, (Asher & Weeks, 2013; de Jong-Gierveld, 1987; Parkhurst & Hopmeyer-Gorman, 1999; Peplau, 1982). W świadomości potocznej samotność to problem osób starszych (Victor, Scambler, Bond, & Bowling, 2000), ale badania dowodzą, że często doświadczana jest ona również przez młodszych badanych (Perlman & Landolt, 1999). Analizy wskazują, że samotność jest szczególnie intensywna wśród nastolatków (Woodhouse, Dykas, & Cassidy, 2012), szczególnie w okresie wczesnej adolescencji (Ladd & Ettekal, 2013). Szacuje się, że w tym okresie intensywnej samotności doświadcza od 7% do 12% dzieci (Asher, Hymel, & Renshaw, 1984; Asher & Wheeler, 1985; Cassidy & Asher, 1992; Galanaki & Kalantzi-Azizi, 1999; Grygiel, Humenny, & Rębisz, 2016).

---

<sup>1</sup> Badania w terenie sfinansowane zostały w ramach grantu realizowanego na Wydziale Filozoficznym Uniwersytetu Jagiellońskiego (decyzja nr 221.3110.3.2016) w okresie od 1.08.2016 do 30.09.2017. Praca powstała w wyniku realizacji projektu badawczego o numerze 2017/27/B/HS6/00850 finansowanego ze środków Narodowego Centrum Nauki.

Obowiązek szkolny wymusza przebywanie dziecka wśród rówieśników (Furman & Buhrmester, 1992), środowisko szkolne staje się przestrzenią intensywnego rozwoju nie tylko intelektualnego, lecz także psychospołecznego (Dweck, 2002; Marsh & Shavelson, 1985; Wigfield i in., 1997). Ważnym zadaniem rozwojowym wczesnej adolescencji (12–15 lat) staje się zdobycie możliwie wysokiego statusu w grupie rówieśniczej. Coraz mocniej zaznacza się również potrzeba bycia rozumianym, posiadania bliższych, głębszych relacji z kimś, kto jednocześnie sam pozwala się poznać i polubić, komu można zaufać (Qualter i in., 2015).

Pozytywne szkolne relacje rówieśnicze stają się źródłem wsparcia instrumentalnego, społecznego i emocjonalnego (Wentzel, Battle, Russell, & Looney, 2010), natomiast deficyt znaczących relacji interpersonalnych z klasowymi kolegami i koleżankami jest stresorem (Cohen, 1992) prowadzącym do obniżenia osiągnięć szkolnych i porzucenia szkoły (Wentzel & Wigfield, 2009). Długotrwała deprywacja potrzeb społecznych skutkować może także zmianami psychopatologicznymi (Bukowski, Brendgen, & Vitaro, 2007), w tym także intensyfikacją samotności (por. Asher i in., 1984; Boivin, Hymel, & Bukowski, 1995; Hoza, Bukowski, & Beery, 2000; Parker & Asher, 1993; Prinstein, Rancourt, Guerry, & Browne, 2009).

Relacje rówieśnicze są zjawiskiem wielopostaciowym (Lease, Musgrove, & Axelrod, 2002). W ramach badań empirycznych najczęściej rozróżnia się dwa ich aspekty: lubienie oraz nielubienie (Bukowski, Sippola, Hoza, & Newcomb, 2000; Maassen, Akkermans, & Van Der Linden, 1996) wiążące się generalnie z „koleżeństwem”, „rówieśniczą akceptacją”, przekładające się na pozycję zajmowaną w grupie. Jednak równie ważnym rozróżnieniem jest wyodrębnienie spośród relacji pozytywnych przyjaźni. Lubienie i przyjaźń są wprawdzie powiązanymi, lecz odrębnymi typami relacji. Lubienie jest warunkiem koniecznym, lecz niewystarczającym do nawiązania przyjaźni (Bukowski, Pizzamiglio, Newcomb, & Hoza, 1996).

Przyjaźń jest swoistą diadyczną relacją rówieśniczą, którą można zdefiniować jako bezinteresowną, wzajemną, pozytywną relację emocjonalną, zazwyczaj wiążącą się ze wspólnym spędzaniem czasu (Rubin & Bowker, 2018). Przyjaźń (por. Hartup, 1996; Newcomb & Bagwell, 1995; Rubin & Bowker, 2018) poprzez poczucie wartości jednostki jest podstawą bezpieczeństwa emocjonalnego. Wiąże się też z współdzieleniem interesów, nadziei i obaw, co daje okazje do współodczuwania okazywanych przez przyjaciela uczuć. Przyjaźń rozwija umiejętności społeczne i poznawcze, dostarcza znaczącego wsparcia instrumentalnego oraz informacyjnego. W końcu stanowi podstawę kształtowania się – w późniejszym okresie – relacji romantycznych, małżeńskich i rodzicielskich.

Badania faktycznie dowodzą, że przyjaźni nie należy utożsamiać z wysokim poziomem akceptacji czy popularności (Gifford-Smith & Brownell, 2003). Dzieci niepopularne czy odrzucane mogą mieć przyjaciół, podczas gdy uczniowie o wysokim poziomie akceptacji ze strony rówieśników mogą ich nie mieć wcale. Badania wskazują przykładowo, że 39% dzieci odrzucanych w ramach zbiorowości rówieśniczej posiada przynajmniej jednego przyjaciela w grupie, podczas gdy 31% dzieci popularnych nie ma ich wcale (Gest, Graham-Bermann, & Hartup, 2001). O specyficznym znaczeniu przyjaźni świadczy też

fakt, że posiadanie przyjaciela oraz poziom akceptacji rówieśniczej wpływają addytywnie na natężenie samotności (Parker & Asher, 1993). Wiele innych badań potwierdza swoistość wpływu posiadania relacji przyjacielskich na samotność (por. Lodder, Scholte, Goossens, & Verhagen, 2017).

Dla dobrostanu psychospołecznego ważna jest jednak nie tylko liczba relacji przyjacielskich, lecz także ich jakość (Hoza i in., 2000; Lodder i in., 2017; Parker & Asher, 1993). Jakość przyjaźni ma znaczenie dla procesów dostosowawczych (Berndt, 2002; Bukowski, Hoza, & Boivin, 1993; Hoza i in., 2000), samooceny, poczucia przynależności i sensu istnienia (Greitemeyer, Mügge, & Bollermann, 2014), radzenia sobie ze stresem (Hartup & Stevens, 1999), poziomu depresji (Oldenburg & Kems, 1997) i samotności (Bukowski i in., 1993; Nangle, Erdley, Newman, Mason, & Carpenter, 2003). W interesującym nas kontekście istotne jest, że – jak wskazują wyniki badań – jakość przyjaźni oddziałuje na samotność niezależnie nie tylko od innych typów relacji rówieśniczych (lubienia, popularności etc.), lecz także od liczby posiadanych przyjaciół (Parker & Asher, 1993).

Badacze przyjmują, że jakość przyjaźni jest konstruktem wielowymiarowym (Bukowski, Hoza, & Boivin, 1994; Parker & Asher, 1993). Wskazuje się, że na jakość przyjaźni składają się m.in. towarzyskość, niesienie pomocy, bezpieczeństwo, bliskość, wsparcie czy rozwiązywanie konfliktów. Wymiary te powiązane są bądź z kompetencjami potrzebnymi do nawiązywania i podtrzymywania przyjaźni (np. niesienie pomocy, umiejętność rozwiązywania konfliktów etc.) bądź z **pozytywnymi efektami relacji przyjacielskich (np. bezpieczeństwo, bliskość)**. Analizy wskazują, że poszczególne wymiary jakości relacji mają różne znaczenie dla dobrostanu psychospołecznego. Przykładowo przywiązanie obniża samotność, intymność pozwala ograniczać stres, a docenianie przez przyjaciół poprawia samoakceptację, dumę i poczucie wartości (Furman & Robbins, 1985).

W okresie wczesnej adolescencji w relacjach przyjacielskich duże znaczenie odgrywa płęć. Dziewczęta bardziej koncentrują się na aspekcie emocjonalnym relacji, na zwierzaniu się (ujawnianiu emocji), empatii, współzależności oraz potrzebie opieki. Chłopcy tworzą zaś większe grupy przyjacielskie, w ramach których koncentrują się raczej na byciu we własnym towarzystwie, współzawodnictwie, kontroli i konfliktach (Caldwell & Peplau, 1982; De Goede, Branje, & Meeus, 2009). Choć brak różnic międzypłciowych, co do chęci pozostawania w relacjach przyjacielskich, to oczekiwania wobec nich różnią się ze względu na to, kto z kim takie relacje utrzymuje. Relacje przyjacielskie dziewcząt, zarówno w stosunku do przyjaciela, jak i przyjaciółki, obejmują przede wszystkim rozmowy i zwierzanie się. Z kolei chłopcy różnicują przebieg relacji tego typu w zależności od tego, z kim je utrzymują. Dla uczniów przyjaźń z przyjaciółką oznacza przede wszystkim zwierzanie się, z przyjacielem zaś współdzielenie różnych form aktywności. Chłopcy, przyjaźniąc się z dziewczyną, gotowi są przyjąć „żeńską” definicję przyjaźni. W efekcie relacje przyjacielskie chłopców są bardziej płciowo zróżnicowane, dziewcząt zaś homogeniczne (Hall, 2011).

Kobiety oceniają swoje relacje przyjacielskie z kobietami jako bliższe i bardziej satysfakcjonujące niż z mężczyznami, mężczyźni zaś oceniają swoje przyjaźnie z kobietami jako bliższe niż przyjaźnie z mężczyznami. Zatem przyjaźnie z kobietami są odbierane jako bliższe zarówno przez mężczyzn, jak i przez kobiety.

Wynika z tego, że przyjaźnie pomiędzy osobami tej samej płci mogą dawać więcej kobietom niż mężczyznom ze względu na terapeutyczny charakter relacji z kobietami wynikający z charakteryzujących te relacje bliskości i empatii (Elkins & Peterson, 1993).

Różnice pomiędzy uczniami a uczennicami występują także w ocenie jakości przyjaźni. Przykładowo Parker i Asher (1993) wskazują na wyższy poziom jakości przyjaźni wśród dziewcząt w zakresie wsparcia, rozwiązywania konfliktów oraz dzielenia się poufnymi informacjami (*intimate exchange*). Z kolei Bukowski z zespołem (1994) raportują wyższy poziom na subskali pomocy, bezpieczeństwa i bliskości. Badania generalnie wskazują na wyższy poziom satysfakcji z relacji przyjacielskich cechujący dziewczynki niż chłopców (Jones, 1991).

Analizując wpływ płci na relacje przyjacielskie, należy jednak pamiętać, że w okresie wczesnej adolescencji zdecydowana większość relacji zachodzi w ramach tej samej płci. Przykładowo, blisko 80% wskazań przyjaciół dokonywanych przez uczniów z hiszpańskich szkół podstawowych (w wieku 13 lat) nakierowanych było na przedstawicieli tej samej płci (Babarro, Díaz-Aguado, Arias, & Steglich, 2016). Analizy Candice Feiring (1999) wykazały z kolei, że na każdą osobę przeciwnej płci wchodzącą w skład sieci koleżeńskiej dziewięciolatków przypada aż osiem osób tej samej płci. W Polsce wśród 10-latków aż 54,4% uczniów nie wskazało jako lubianej ani jednej osoby płci przeciwnej, a 87,1% wykazało przewagę preferencji homofilnej nad heterofilną (Grygiel, Humenny, & Rębisz, 2017). Z kolei wśród uczniów klas III aż 91,3% zadeklarowało, że najlepszym przyjacielem/przyjaciółką jest osoba tej samej płci (Humenny & Grygiel, 2017).

### **Problem i hipotezy badawcze**

Głównym problemem badawczym podjętym w publikacji jest sprawdzenie, czy w okresie wczesnej adolescencji wpływ jakości relacji przyjacielskich na samotność zależy od płci. Choć postulowanie istnienia związku przyczynowego między jakością przyjaźni a samotnością jest hipotezą dość oczywistą, to przegląd dotychczasowych wyników badań wskazuje, że obraz może być bardziej skomplikowany i zależność może być uwarunkowana płcią osób badanych. Hipoteza wpływu jakości przyjaźni na samotność przestaje być też tak oczywista, gdy będzie testowana przy kontroli ilościowych aspektów sieci rówieśniczych: liczby pozytywnych wyborów i deklarowanej liczby przyjaciół.

*Empirycznemu testowi zostaną poddane cztery hipotezy.*

H1: Jakość relacji przyjacielskich dziewczynek jest, średnio rzecz biorąc, wyższa niż chłopców. Hipoteza ta jest w świetle dotychczasowych badań nieproblematyczna i pełni raczej funkcje walidacji narzędzia. Polska adaptacja Skali Jakości Przyjaźni (patrz: opis metody) nie była jeszcze wykorzystywana w badaniach, warto zatem sprawdzić, czy wyniki w tym teście są powiązane z płcią zgodnie z dotychczasowym stanem wiedzy. H1 będzie ważnym drogowskazem w analizach wstępnych.

H2: Jakość relacji przyjacielskich jest negatywnie powiązana z samotnością i zależność ta utrzymuje się mimo kontroli innych miar relacji rówieśniczych, tj. bycia lubianym przez rówieśników oraz liczby posiadanych przyjaciół. Potwierdzenie tej hipotezy wskazywałoby na istnienie bezpośredniego wpływu jakości przyjaźni na samotność.

H3: Siła zależności między jakością relacji przyjacielskich a samotnością będzie większa w grupie dziewcząt niż chłopców. Jeżeli przyjaźnie zawierane przez dziewczęta są bardziej „nasycone” czynnikiem emocjonalnym, a chłopców czynnikiem behawioralnym (wspólne działanie), to wysoka jakość przyjaźni powinna być skuteczniejszym inhibitorem samotności w przypadku dziewcząt niż w chłopców. Tę interakcję uprawdopodobnia silny komponent emocjonalny samotności.

H4: Relacje przyjacielskie z osobami przeciwnej płci powinny mieć znaczenie dla samotności w wypadku chłopców (przyjaźń z dziewczyną działa jak inhibitor samotności), powinny być natomiast bez znaczenia w wypadku dziewcząt. Hipoteza ta jest konsekwencją H2 oraz faktu, że relacje przyjacielskie chłopiec–dziewczynka są podporządkowane logice kobiecej, a nie męskiej przyjaźni. Chłopiec z takiej heterofilnej przyjaźni może czerpać silniejsze wsparcie emocjonalne niż w wypadku „męskiej” przyjaźni homofilnej. Wyniki wcześniejszych badań wskazywały, że przyjaźnie z kobietami są odbierane jako bliższe zarówno przez mężczyzn, jak i przez kobiety (Elkins & Peterson, 1993).

## Metoda

### *Próba i procedura badawcza*

Badanie miało charakter podłużny. Pomiary zostały przeprowadzone trzykrotnie w ciągu roku szkolnego. W poniższych analizach wykorzystano jednak dane z jednej, pierwszej fali badania, która została zrealizowana w grudniu 2016 i styczniu 2017 roku wśród uczniów klas piątych i szóstych wybranych szkół w Polsce. Szkoły do badania wybrane zostały celowo, aby reprezentować placówki wielkomiejskie, miejskie oraz wiejskie.

Analizy przeprowadzone zostały z wykorzystaniem danych z 62 oddziałów klasowych z 13 szkół. Do próby włączono uczniów, którzy zadeklarowali posiadanie przynajmniej jednego przyjaciela (88% badanych). Procedura taka jest standardowo stosowana w analizach jakości relacji przyjacielskich (Parker & Asher, 1993). Przeciętna liczba dzieci objętych analizami w ramach oddziału klasowego wyniosła 10,15 (min = 1; max = 21; SD = 4,17), w tym 50,4% chłopców i 49,6% dziewcząt. Średnia wieku badanych dzieci wyniosła niecałe 12 lat (M=11,97, SD=0,67). Uczniowie wypełniali ankietę internetową w szkołach pod nadzorem wykwalifikowanego ankietera w obecności nauczyciela.

## Narzędzia badawcze

### *Skala Jakości Przyjaźni (Friendship Quality Scale – FQS)*

Adaptacja Skali Jakości Przyjaźni (Friendship Quality Scale – FQS; Bukowski i in., 1994) została przeprowadzona na podstawie wersji zmodyfikowanej przez autorów w 1996 roku (Gauze, Bukowski, Aquan-Assee, & Sippola, 1996). Zespół składał

się z trzech socjologów, dwóch psychologów i psychiatry. Procedura obejmowała: 1) tłumaczenie pozycji skali niezależnie przez każdego z członków zespołu; 2) uspoźnienie tłumaczenia; 3) tłumaczenie zwrotne przez dwóch niezależnych tłumaczy z doświadczeniem w pracy ze skalami; 4) ujednolicenie tłumaczenia zwrotnego; 5) wprowadzenie korekt do polskiej wersji tłumaczenia na podstawie analizy różnic pomiędzy wersją oryginalną skali a wersją po tłumaczeniu zwrotnym.

FQS w wersji zmodyfikowanej składa się z 19 pozycji tworzących cztery wymiary: Towarzystwość (*Companionship*), Pomoc (*Help/support*), Bezpieczeństwo (*Security*) oraz Bliskość (*Closeness*). Towarzystwość tworzą 4 pozycje, zaś pozostałe podskale zbudowane zostały z 5 itemów. Respondenci mieli określić, na ile prawdziwe jest każde ze stwierdzeń w stosunku do nich samych i ich relacji z najlepszym przyjacielem, z wykorzystaniem czterech możliwych odpowiedzi od *całkowicie nieprawdziwe* do *całkowicie prawdziwe*. Test struktury czynnikowej, wymiarowości oraz rzetelności polskiej adaptacji skali zostanie przedstawiony w dalszej części artykułu.

#### *Skala samotności (Pure Loneliness Asher Gieveld Scale – PLAGS)*

Czysta Skala Samotności Ashera i Gierveld (Pure Loneliness Asher Gieveld Scale – PLAGS) została skonstruowana jako narzędzie jednowymiarowe z wybranych pozycji dwóch skal samotności: Skali Samotności de Jong Gierveld – DJGLS (de Jong Gierveld & Kamphuls, 1985) oraz Skali Samotności i Relacji Społecznych – CLSDS (Children's Loneliness and Social Dissatisfaction Scale; Asher i in., 1984; Asher & Wheeler, 1985). Skala składa się z 5 pozycji. Szczegółowy opis procedury tworzenia skali, analiza jednowymiarowości oraz rzetelności zostanie przedstawiony w dalszej części artykułu.

#### *Poziom bycia lubianym przez rówieśników*

W ramach pomiaru socjometrycznego uczniowie mieli między innymi wskazać dowolną liczbę rówieśników ze swojej klasy – bez względu na płeć – których lubią, z którymi chcieliby spędzać czas. Na tej podstawie obliczona została miara lubienia jako liczba wskazań danego ucznia znormalizowana wielkością klasy pomniejszoną o jeden. Została ona obliczona w programie R (R Development Core Team, 2008) z wykorzystaniem pakietu Igraph (Csardi & Nepusz, 2006). Może przyjmować wartości od 0 do 1, gdzie 0 oznacza brak osób, które wskazały respondenta jako osobę, którą lubią, zaś 1, że wszyscy badani w danej klasie wskazali go/ją jako lubianego. W takim ujęciu poziom lubienia jest ilościową miarą akceptacji grupowej. Rozkład zmiennej lubienie wśród uczniów i uczennic przedstawia rysunek 1 (Panel A).

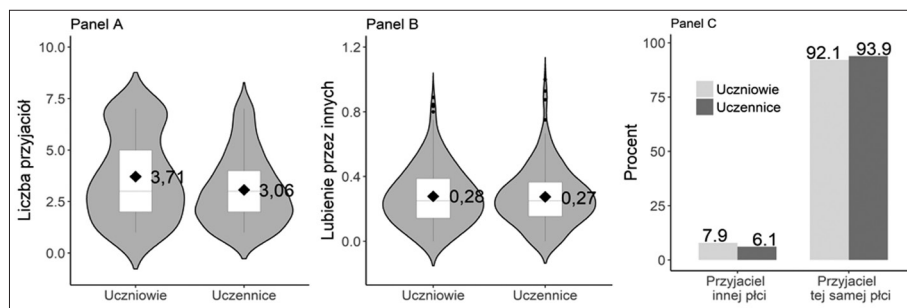
#### *Liczba posiadanych przyjaciół*

Każdy z biorących w badaniu uczniów był pytany o to, ilu ma przyjaciół, bez względu na to, czy są to osoby z tej samej klasy, szkoły czy spoza niej. Ze względu na fakt, że w analizach pozostawiono jedynie osoby mające przynajmniej jednego przyjaciela, minimalna wartość zmiennej wyniosła 1. Część uczniów podawała bardzo dużą liczbę przyjaciół, nawet kilkadziesiąt osób. W takich przypadkach przyjęto, że wszystkim, którzy deklarowali posiadanie ponad

7 przyjaciół przypisano wartość 7. Przycięcie wartości tej zmiennej nie wpłynęło znacząco na efekty prowadzonych analiz (analizy przeprowadzone na niezmodyfikowanej zmiennej dały zbliżone wyniki). Rozkład liczby przyjaciół w grupie chłopców i dziewcząt przedstawia rysunek 1 (Panel B).

### Płeć najlepszego przyjaciela

Przeprowadzone badania umożliwiły identyfikację płci osoby wskazywanej przez ucznia jako najlepszego przyjaciela w klasie. Na tej podstawie przygotowana została zmienna wskazująca, czy uczeń wybrał osobę tej samej płci. Zdecydowana większość (93%) najlepszych przyjaciół było tej samej płci co badani. Rysunek 1 (Panel C) przedstawia szczegółowe dane w podziale na płeć respondentów.



Rysunek 1. Rozkład zmiennych: liczba posiadanych przyjaciół, lubienie przez innych i płeć przyjaciela w podziale na uczniów i uczennice

**Uwaga:** Rombem oznaczono średnią; prostokąt to wartość dolnego i górnego kwartyla; pozioma kreska wewnątrz prostokąta oznacza medianę; szary pole opisuje wygładzoną gęstość prawdopodobieństwa dla poszczególnych wartości zmiennej.

## Plan analiz statystycznych

### Plan analiz wstępnych

Wybór pozycji do pomiaru samotności w badaniu zależności między relacjami przyjacielskimi a samotnością wiąże się z problemem natury metodologicznej. Treść części pozycji testowych tworzących skale do badania samotności zawiera odniesienie do relacji przyjacielskich. Ich wykorzystanie do analiz relacji między przyjaźnią a samotnością grozi uzyskaniem artefaktów. W praktyce badawczej dokonuje się wyboru tylko tych pozycji skal samotności, które nie wiążą się z relacjami przyjacielskimi. Przykładowo, korzystając ze skali Ashera (CLSDS), analizy relacji między obu konstruktami przeprowadza się na podstawie trzech pozycji, określanych jako „pure loneliness items” (Cassidy & Asher, 1992). Rozwiązanie takie ma jednak wady metodologiczne. Po pierwsze, wykorzystanie jedynie trzech pozycji testowych uniemożliwia weryfikację jakości dopasowania modelu struktury czynnikowej do danych. Po drugie, dwa spośród trzech itemów wydają się redundantne („Jestem osamotniony” oraz „Czuję, że jestem sam”). Bliskość znaczeniowa tych pozycji została zidentyfikowana w innych badaniach (Ebesutani i in., 2012).

W niniejszym artykule przyjęto więc odmienną strategię. Postanowiono, bazując na puli 27 pozycji tworzących dwie uznane skale samotności, tj. Skalę Samotności de Jong Gierveld (DJGLS – 11 pozycji testowych) oraz – wspomnianą już – skalę Ashera (16 itemów), wybrać te pozbawione bezpośredniego odniesienia do relacji przyjacielskich. Wybór przeprowadzono w dwóch krokach. W pierwszym, wykorzystując sieciową metodę mapowania itemów, dokonano wstępnej selekcji pozycji. W drugim przeprowadzono analizę jakościową wstępnie wybranych pozycji, eliminując te, których treść wiązała się z oceną relacji przyjacielskich.

W pierwszej fazie selekcji wykorzystano rozwijające się dynamicznie ostatnimi laty modelowanie sieciowe relacji pomiędzy pozycjami testu (Dalege, Borsboom, van Harreveld, & van der Maas, 2017). Wybrano tę nową metodę przede wszystkim ze względu na przewagę **над tradycyjnymi technikami** określania struktury narzędzia (np. eksploracyjnej analizy czynnikowej – EFA). Za nową metodą przemawia brak potrzeby podejmowania arbitralnych decyzji dotyczących identyfikowania optymalnej liczby klastrów, czy przynależności pozycji do określonych czynników (Christensen, Cotter, & Silvia, 2018). Badania symulacyjne (Golino & Epskamp, 2017) wskazują, że w przypadku istnienia dwóch czynników analizy sieciowe sprawdzają się nie gorzej niż najlepsze „tradycyjnie” stosowane metody, np. analiza równoległa (*parallel analysis* – PA), EBIC (*extended Bayesian information criterion*) czy kryterium Kaisera wartości własnej większej od 1. Gdy zaś czynników jest więcej, zwłaszcza gdy są ze sobą mocno skorelowane i/lub składają się z niewielkiej liczby wskaźników, metody oparte na analizie sieci wykazują lepszą trafność.

Wśród metod analizy służących wyodrębnianiu klastrów pozycji testowych jedną z najefektywniejszych jest Eksploracyjna Analiza Grafów (*Exploratory Graph Analysis* – EGA; Golino & Epskamp, 2017) bazująca na algorytmie *walk-trap* (Pons & Latapy, 2006). Algorytm ten wykorzystuje losowe przechodzenie po sieci, określając w ten sposób granice klastrów definiowanych jako grupy zmiennych powiązanych ze sobą licznymi, silnymi relacjami i otoczonych przez słabo z nimi powiązane inne zmienne. Losowe przechodzenie po sieci wykonywane jest wielokrotnie rozpoczynając, proces rozpoczyna się od każdej zmiennej wskazanej do analizy. W efekcie tworzone są miary podobieństwa pomiędzy zmiennymi stanowiące podstawę wyznaczenia klastrów (ich wielkości i składu). W analizach wykorzystano specjalistyczne oprogramowanie do EGA.

#### *Testowanie niezmienności pomiarowej*

Kolejny, bardzo ważny etap analiz wstępnych, to przetestowanie niezmienności pomiarowej dla kluczowych testów w grupie dziewcząt i chłopców. Inwariancja pomiarowa jest krytycznym założeniem przy prowadzeniu porównań międzygrupowych (Horn & Mcardle, 1992; Millsap, 2011). Vandenberg i Lance (2000) zaproponowali sposób testowania niezmienności pomiarowej wykorzystujący porównania pomiędzy hierarchicznymi zagnieżdżonymi modelami, z których każdy kolejny nakłada więcej ograniczeń związanych z równością parametrów pomiędzy grupami. Porównania prowadzi się na podstawie miar dopasowania modeli (Dimitrov, 2010). Procedura zaczyna się od zdefiniowania modelu konfiguralnego, w którym jedynym założeniem jest to, że poszczególne pozycje



testu ładują określone czynniki, lecz nie zakłada się równości parametrów związanych z określeniem poziomu mierzonej cechy (ładunków, progów etc.). W modelu metrycznym zakłada się z kolei, że ładunki czynnikowe w porównywanych grupach nie różnią się znacząco. Z kolei model skalarny zakłada dodatkowo takie same wartości progów kategorialnych zmiennych obserwowalnych (tj. przewidywanych wartości zmiennej ukrytej, w których respondent zmienia odpowiedź z danej kategorii na kategorię o jeden wyższą, np. zmienia odpowiedź z *raczej tak* na *zdecydowanie tak*). Model skalarny jest zagnieżdżony w modelu metrycznym, ten zaś w modelu konfiguralnym. Ustanowienie przynajmniej częściowej niezmienności skalarnej pozwala na porównywanie średnich poziomów badanych cech (wartości na skalach czynnikowych) pomiędzy grupami (Little, 2013).

W celu sprawdzenia, czy nałożone ograniczenia w znaczącym stopniu pogarszają dopasowanie modelu do danych w stosunku do modelu bez ograniczeń, zgodnie z propozycją Meade'a i in. (2008), uwzględniona zostanie zmiana dwóch miar: CFI i RMSEA. Zakładamy dosyć liberalną (łatwo pozwalającą odrzucić hipotezę) regułę, że przypuszczenie o niezmienności pomiarowej odrzucimy, gdy różnica ( $\Delta$ ) między modelem z większą liczbą ograniczeń a modelem z mniejszą ich liczbą w przypadku CFI okaże się niższa od  $-0,002$ , zaś w przypadku RMSEA wyższa od  $0,007$ .

#### *Analiza rzetelności i jednowymiarowości*

Do przetestowania rzetelności oraz wymiarowości skal FQS oraz PLAGS wykorzystano współczynniki  $\alpha$  Cornbacha (1951) oraz  $\omega$  (omega),  $\omega_H$ ,  $\omega_S$ ,  $\omega_{HS}$  oraz ECV. Możliwe wartości wszystkich współczynników zawierają się w przedziale od 0 do 1. Dla  $\omega = 0$  oznacza brak rzetelności, a **1 rzetelność doskonałą**. W przypadku zmiennych latentnych ogólną miarę rzetelności stanowi współczynnik  $\omega$  (omega; McDonald, 1999; Revellé & Zinbarg, 2009), będący analogiem  $\alpha$ , lecz – w odróżnieniu od niego – nie zakładający tau-ekwiwalentności, czyli równości ładunków czynnikowych pozycji skali. Miarę uznaje się za rzetelną, gdy  $\omega > 0,7$  (Nunnally, 1978). Kolejne miary związane są z rzetelnością i wymiarowością skal analizowanych z wykorzystaniem modelu podwójnego czynnika. Współczynnik  $\omega_H$  może być interpretowany jako estymator tego, na ile zmienność sumy wartości pozycji skali może być wiązana z czynnikiem głównym (Gustafsson & Åberg-Bengtsson, 2010; Reise, Bonifay, & Haviland, 2013; Reise, Moore, & Haviland, 2010). Wartości  $\omega_H > 0,7$  świadczą, że czynnik główny dobrze reprezentuje zmienność całej skali. Miara,  $\omega_S$ , odnosi się z kolei do rzetelności subczynników i jest odpowiednikiem  $\omega$ , ale jedynie dla pozycji tworzących subczynnik. Z kolei  $\omega_{HS}$  jest analogiem  $\omega_H$  dla subczynnika. Przyjmuje się, że  $\omega_{HS} > 0,5$  wskazuje, że subczynnik przenosi – *niezależnie* od czynnika głównego – niedający się zignorować zasób informacji (Reise, Scheines, Widaman, & Haviland, 2013). O substancjalnej jednowymiarowości skali świadczy także współczynnik ECV (*explained common variance*)  $> 0,6$ . Można go interpretować jako proporcję całej wariancji skali wyjaśnianą przez czynnik główny (Quinn, 2014; Reise, Scheines, i in., 2013; Ten Berge & Sočan, 2004).

### *Plan analiz właściwych*

Analizy właściwe przeprowadzone zostaną dla całej próby oraz w podziale na grupy ze względu na płeć (modelowanie wielogrupowe). Wykorzystany zostanie model regresji, w którym zmienną zależną będzie poziom samotności mierzony jako zmienna ukryta (na podstawie pozycji PLAGS). Zmiennymi niezależnymi zaś: jakość przyjaźni (zmienna ukryta na podstawie pozycji FQS), liczba posiadanych przyjaciół (zmienna obserwowalna), poziom bycia lubianym przez rówieśników (zmienna obserwowalna) oraz płeć przyjaciela w odniesieniu do płci respondenta (zmienna obserwowalna). W modelach międzygrupowych wykorzystane zostaną wartości parametrów skalarnych modeli pomiarowych przyjętych jako niezmiennie pomiarowo, co pozwoli odnosić do siebie uzyskane współczynniki regresji w obu grupach.

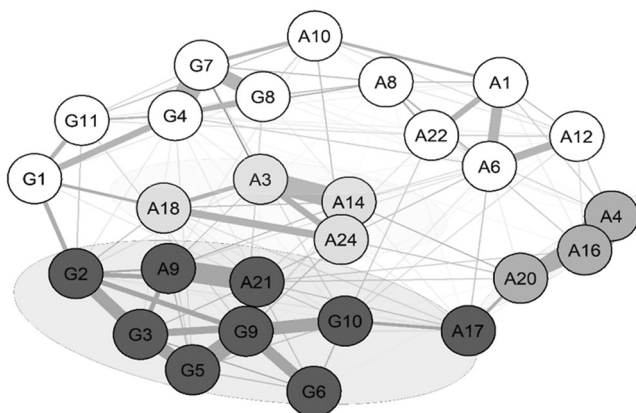
## **Wyniki analiz**

### *Wyniki analiz wstępnych*

#### *Pomiar samotności*

Wyniki mapowania sieciowego 27 pozycji tworzących dwie skale samotności wykazały występowanie czterech skupień itemów (por. rys. 2), przy czym jedno z nich objęło wszystkie (trzy) pozycje określone przez Ashera i jego zespół jako „pure loneliness items” oraz dodatkowo sześć twierdzeń ze skali DJGLS. Treść tych pozycji przedstawia tabela 1. W dalszych analizach skoncentrowano więc uwagę na tym właśnie zbiorze pozycji jako potencjalnie najlepszych wskaźnikach „czystej samotności”.

Analiza treści wstępnie wyselekcjonowanych pozycji wykazała jednak, że część z nich zawiera bezpośrednio lub pośrednio odwołanie do relacji przyjacielskich (pozycje o numerach G2, G5 i G6). Zostały one wyeliminowane z dalszych analiz. Dodatkowo, zgodnie z przypuszczeniami, dwie pozycje z kwestionariusza CLSDS (A9 oraz A21) łączyła bardzo wysoka korelacja częściowa, co potwierdziło hipotezę o ich możliwej redundantności. Ponieważ w przeprowadzonej weryfikacyjnie konfirmacyjnej analizie czynnikowej (zakładającej występowanie jednej zmiennej latentnej) item A9 charakteryzował się niższym ładunkiem, został odrzucony. W efekcie ostateczna liczba pozycji zakwalifikowanych jako „pure loneliness items” wyniosła pięć, z czego trzy pochodziły ze skali DJGLS („Doświadczam ogólnej pustki” [DJGLS-3]; „Brakuje ludzi wokół mnie” [DJGLS-9]; „Często czuję się odrzucony” [DJGLS-10]), dwie zaś z narzędzia CLSDF („Czuję się pominięty w jakichś sprawach” [CLSDF-17]; „Jestem osamotniony” [CLSDF-21]).



Rysunek 2. Korelacje cząstkowe pozycji skal samotności de Jong Gierveld oraz samotności i braku satysfakcji z relacji społecznych dla dzieci Asher i Wheeler

Uwaga: Litera 'A' oznacza pozycję ze Skali Samotności i Relacji Społecznych Ashera, litera 'G' zaś pozycję ze skali Skali Samotności de Jong Gierveld; numery oznaczają numer porządkowy pozycji w oryginalnej wersji danej skali.

Tabela 1. Treść pozycji połączonych w jeden klastery na podstawie algorytmu walk-trap analizy EGA

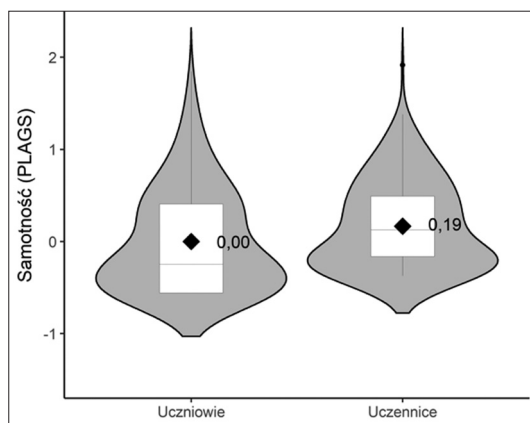
Pozycja	Treść	Ładunki <sup>a</sup>	SE	Ładunki <sup>b</sup>
G2		-	-	
G3 (PLAGS 1)	Doświadczam ogólnej pustki.	,81**	(,03)	1,49 (,87 /,76)
G5	Brak mi towarzystwa innych ludzi.	-	-	
G6	Czuję, że mam zbyt ograniczony krąg przyjaciół i znajomych.	-	-	
G9 (PLAGS 2)	Brakuje ludzi wokół mnie.	,84**	(,03)	1,51 (,89 /,81)
G10 (PLAGS 3)	Często czuję się odrzucony.	,84**	(,03)	1,50 (,88 /,82)
A9	Czuję, że jestem sam.	-	-	
A17 (PLAGS 4)	Czuję się pominięty w jakichś sprawach.	,64**	(,04)	1,00 (,59 /,70)
A21 (PLAGS 5)	Jestem osamotniony.	,80**	(,03)	1,37 (,81 /,79)

Uwaga: Pogrubione pozycje ostatecznie włączone do skali PLAGS (Pure Loneliness Asher-Gierveld Scale). Podano standaryzowane ładunki czynnikowe z rozwiązania jednowymiarowego oraz oznaczenia pozycji w nowej skali; Litera 'A' oznacza pozycję ze Skali Samotności i Relacji Społecznych Ashera, litera 'G' zaś pozycję ze skali Skali Samotności de Jong Gierveld; numery oznaczają numer porządkowy pozycji w oryginalnej wersji danej skali; Ładunki<sup>a</sup> to standaryzowane ładunki czynnikowe z analizy dla ogółu badanych; Ładunki<sup>b</sup> to ładunki czynnikowe z modelu inwariantnego skalarnie, niestandaryzowane przed nawiasem, w nawiasie standaryzowane (przed ukośnikiem chłopcy, po ukośniku dziewczęta).

Konfirmacyjna analiza jednoczynnikowa wykazała dobre dopasowanie modelu do dodanych zarówno w przypadku ogółu badanych, jak i (osobno) w grupie chłopców i dziewcząt (por. tab. A1 w Aneksie). Wszystkie pozycje znacząco ( $\lambda_{\min} = 0,64$ ) ładowały czynnik główny (por. tab. A2 w Aneksie). Analiza międzygrupowej (ze względu na płeć) niezmienności pomiarowej wykazała występowanie pełnej niezmienności metrycznej oraz częściowej niezmienności skalarnej (osiągniętej po uwolnieniu ograniczeń nałożonych na trzeci próg czwartej zmiennej). Odpowiednie dane zawiera tabela A1 w Aneksie. Wszystkie zmienne (zarówno wśród chłopców, jak i dziewcząt) znacząco ładowały czynnik główny (por. tab. A3 w Aneksie).

Współczynniki rzetelności skali (na podstawie modelu częściowo niezmiennego skalarnie) również okazały się satysfakcjonujące, tak wśród uczniów, jak i uczennic. W obu grupach współczynnik zgodności wewnętrznej alfa Cronbacha (estymowany na podstawie macierzy korelacji Pearsona) wyniósł 0,83. Z kolei współczynnik Omega (szacowany na podstawie wielkości ładunków czynnikowych opartych na macierzy korelacji polichorycznych z zastosowaniem estymatora WLSMV) także nie różnił się międzygrupowo i wynosił w obu grupach 0,91.

Osiągnięcie częściowej niezmienności skalarnej umożliwiło sprawdzenie międzygrupowych różnic w natężeniu poziomu samotności. W modelu częściowo inwariantnym skalarnie średnia latentna wśród dziewcząt okazała się wyższa (wyniosła 0,19, przy  $p < 0,01$ ) w porównaniu ze średnią chłopców – traktowanych jako grupa odniesienia, dla której poziom samotności wynosi z definicji 0. Prowadzi to do wniosku, że uczennice charakteryzuje nieco wyższy poziom samotności niż uczniowie. Rozkład zmiennych w obu analizowanych grupach ilustruje rysunek 3.

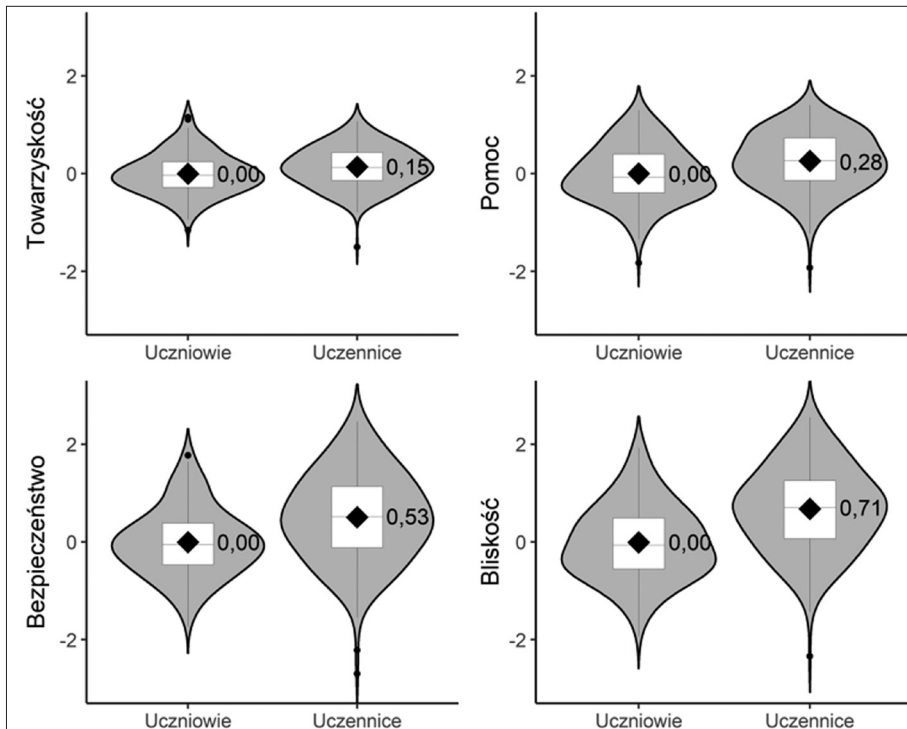


Rysunek 3. Poziom samotności (PLAGS) uczniów ( $n = 316$ ) i uczennic ( $n = 312$ ) na podstawie wartości czynnikowych z modelu niezmiennego pomiarowo

Uwaga: Rombem oznaczono średnią; prostokąt to wartości dolnego i górnego kwartyla; pozioma kreska wewnątrz prostokąta oznacza medianę; szare pole opisuje wygładzoną gęstość prawdopodobieństwa dla poszczególnych wartości zmiennej.

Pomiar Jakości Przyjaźni (Friendship Quality Scale – FQS)

Postulowany przez twórców narzędzia model czterech zmiennych latentnych leżących u podstaw odpowiedzi na 19 pozycji tworzących kwestionariusz miał satysfakcjonujące wartości miar dopasowania do danych zarówno w całej próbie, jak i w grupie uczniów i uczennic (por. tab. A2 w Aneksie). Model 4-czynnikowy okazał się także metrycznie oraz częściowo skalarnie niezmienny pomiarowo ze względu na płeć (por. tab. A2 w Aneksie). Warunkiem otrzymania niezmienności pomiarowej na poziomie skalarnym było uwolnienie progu trzeciego zmiennej trzynastej. Otrzymanie częściowej międzypłciowej niezmienności skalarnej umożliwiło wnioskowanie na temat różnic występujących między uczennicami i uczniami w ocenie jakości czterech wymiarów przyjaźni. Analiza średnich latentnych pochodzących z analizowanego modelu konfirmacyjnego wskazuje, że dziewczęta lepiej oceniają jakość swoich relacji przyjacielskich w każdym z analizowanych zakresów, tj. towarzyskości, pomocy, bezpieczeństwa i bliskości. Zaobserwowane różnice ilustruje rysunek 4.



Rysunek 4. Poziom (natężenie) poszczególnych wymiarów Skali Jakości Przyjaźni (FQS) w grupie chłopców i dziewcząt na podstawie modelu skalarnie niezmiennego

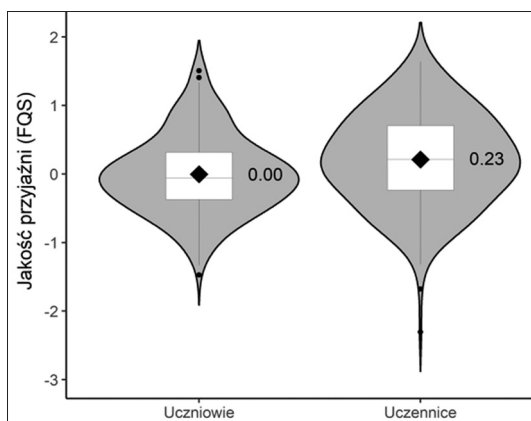
Uwaga: Rombem oznaczono średnią; prostokąt to wartość dolnego i górnego kwartyła; pozioma kreska wewnątrz prostokąta oznacza medianę; szare pole opisuje wygładzoną gęstość prawdopodobieństwa dla poszczególnych wartości zmiennej.

Zaznaczyć należy, że wszystkie wymiary FQS (por. tab. A3 w Aneksie) cechuje zasadniczo satysfakcjonujący poziom rzetelności (zarówno wśród chłopców, jak i dziewcząt). Wyjątek stanowi wymiar „towarzystwa” wśród chłopców ( $\alpha = 0,52$ ;  $\omega = 0,61$ ). Wielkości ładunków dla modelu czteroczynnikowego przedstawia tabela A4 w Aneksie.

Analizowane wymiary FQS okazały się mocno wzajemnie skorelowane (por. tab. A5 w Aneksie), co może oznaczać, że kwestionariusz FQS mierzy tylko jeden konstrukt latentny, czyli ogólną ocenę jakości relacji przyjacielskich. Najlepszym odzwierciedleniem tego konstruktu w ramach CFA może być model podwójnego czynnika (Humenny & Grygiel, 2015), tj. model uwzględniający występowanie jednego czynnika głównego (tworzonego przez wszystkie pozycje testu) oraz czterech ortogonalnych (tak w stosunku do czynnika głównego, jak siebie nawzajem) podczynników.

Miary dopasowania modelu podwójnego czynnika do danych okazały się satysfakcjonujące zarówno w przypadku ogółu badanych, jak i uczniów i uczennic osobno (por. tab. A6 w Aneksie). Porównanie miar dopasowania (RMSEA oraz CFI) modelu zakładającego występowanie czterech skorelowanych czynników z modelem z jednym czynnikiem głównym oraz czterema ortogonalnymi subczynnikami (bifaktor) przemawia na rzecz modelu podwójnego czynnika. Cowięcej, wyniki analiz rzetelności i jednowymiarowości (por. tab. A3 w Aneksie) wskazują, że kwestionariusz FQS jest substancjalnie (choć nie ściśle) jednowymiarowy, a więc że istniejące podczynniki charakteryzują się niskim poziomem swoistej (niezależnej od czynnika głównego) rzetelności. Innymi słowy, że poszczególne pozycje narzędzia przenoszą informację raczej o jednym konstrukcie niż o czterech, a to co łączy wszystkie wskaźniki jest znacznie „mocniejsze” od tego, co łączy ich podzbiory. W **konsekwencji, kolejne analizy (dotyczące relacji zachodzących między oceną jakości przyjaźni a poczuciem izolacji) przeprowadzone zostaną z wykorzystaniem modelu podwójnego czynnika.**

Dodajmy jeszcze, że model podwójnego czynnika (podobnie jak analizowany wcześniej model zakładający występowanie czterech skorelowanych czynników) okazał się niezmienny pomiarowo (ze względu na płeć) zarówno na poziomie metrycznym, jak i skalarnym (por. tab. A6). Analiza natężenia czynnika głównego (ogólnej oceny jakości przyjaźni) wykazała, że uczennice lepiej oceniają jakość swoich relacji przyjacielskich niż chłopcy. Zależność tę ilustruje rysunek 5.



Rysunek 5. Ocena jakości przyjaźni (FQS) w grupie chłopców ( $n = 317$ ) i dziewcząt ( $n = 312$ ) na podstawie wartości czynnikowych z niezmiennego pomiarowo modelu podwójnego czynnika

Uwaga: Rombem oznaczono średnią; prostokąt to wartość dolnego i górnego kwartyła; pozioma kreska wewnątrz prostokąta oznacza medianę; szare pole opisuje wygładzoną gęstość prawdopodobieństwa dla poszczególnych wartości zmiennej.

Przedstawione powyżej wyniki dobitnie potwierdzają H1. Wskazuje to na trafność narzędzia i dostarcza dodatkowo interesującej wiedzy na temat „profilu jakości” przyjaźni dziewcząt i chłopców.

## Wyniki właściwe

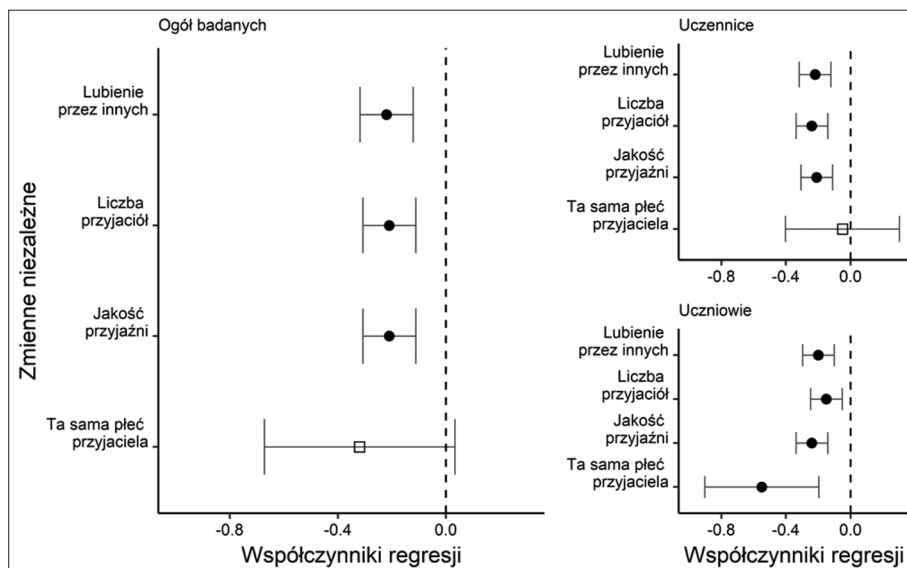
Modelowanie strukturalne (por. tab. 2 oraz wykres 6) wykazało, że – przy kontroli bycia lubianym przez klasowych rówieśników, liczby deklarowanych przyjaciół oraz płci przyjaciela – lepsza ocena jakości przyjaźni w znaczący sposób redukuje poziom samotności. Pozytywne oddziaływanie jakości przyjaźni odnotowano zarówno w przypadku ogółu badanych, jak i w grupie dziewcząt i chłopców. Porównując  $R^2$  z modelu, w którym brak jest jakości przyjaźni (nie załączony), można stwierdzić, że uwzględnianie tej miary pozwala znacząco zwiększyć wyjaśnianą zmienność samotności. Dla ogółu badanych wzrasta ona z 10,7% do 15,3%, dla uczennic z 11,3% do 15,7%, dla uczniów zaś z 9,4% do 15,1%.

Pozostałe czynniki uwzględnione w modelu również – poza jednym wyjątkiem – są znacząco powiązane z samotnością. Tak wśród uczniów, jak i uczennic samotność słabnie, im bardziej są lubiani/lubiane przez klasowych rówieśników oraz im mają większą liczbę przyjaciół (ilościowy aspekt przyjaźni). Porównanie współczynników regresji w obu grupach płciowych wskazuje na występowanie tylko jednej różnicy. O ile wśród uczennic płeć (najlepszego) przyjaciela nie ma – w kontekście poczucia izolacji – znaczenia, o tyle wśród uczniów posiadanie przyjaciela tej samej płci znacząco obniża (przy kontroli pozostałych wprowadzonych do modelu zmiennych) natężenie samotności. Innymi słowy, poziom samotności uczniów jest bardziej – niż ma to miejsce wśród dziewczynek – wrażliwy na płeć osoby, z którą podmiot się przyjaźni. Dla chłopców wyraźnie korzystniejsze jest posiadanie przyjaciela tej samej płci.

Tabela 2. Predyktory samotności (jakość przyjaźni, lubienie, deklarowana liczba przyjaciół oraz płeć przyjaciela)

	Ogół badanych		Uczniowie		Uczennice	
	Beta	SE	Beta	SE	Beta	SE
Jakość przyjaźni	-,21**	(,05)	-,24**	(,06)	-,21**	(,06)
Lubienie	-,22**	(,05)	-,20**	(,06)	-,22**	(,06)
Liczba przyjaciół	-,21**	(,05)	-,15**	(,07)	-,24**	(,06)
Przyjaciel tej samej płci	-,32	(,18)	-,55**	(,19)	-,05	(,29)
R <sup>2</sup>	15,3%		15,1%		15,7%	

Uwaga: Dla zmiennych „Lubienie przez innych”, „Liczba przyjaciół” oraz „Jakość przyjaźni” standaryzowane współczynniki regresji (zmiana zmiennej zależnej i zmiennych niezależnych wyrażona na standaryzowanej skali); dla zmiennej „Ta sama płeć przyjaciela” współczynniki regresji (zmiana poziomu samotności wyrażonej na standaryzowanej skali przy zmianie wartości zmiennej niezależnej z 0 na 1); wąsy oznaczają 95% przedział ufności dla danego współczynnika.



Rysunek 6. Predyktory samotności (jakość przyjaźni, lubienie, deklarowana liczba przyjaciół oraz płeć przyjaciela)

Uwaga: Dla zmiennych „Lubienie przez innych”, „Liczba przyjaciół” oraz „Jakość przyjaźni” kropki oznaczają punktowe oszacowanie standaryzowanego współczynnika regresji (zmiana zmiennej zależnej i zmiennych niezależnych wyrażona na standaryzowanej skali); dla zmiennej „Ta sama płeć przyjaciela” kropki i kwadraty oznaczają punktowe oszacowanie współczynnika regresji (zmiana poziomu samotności wyrażonej na standaryzowanej skali przy zmianie wartości zmiennej niezależnej z 0 na 1); wąsy oznaczają 95% przedział ufności dla danego współczynnika.

Przedstawione powyżej wyniki są zgodne z hipotezą H2, ale nie potwierdzają hipotez H3 i H4.



## Wnioski

Celem prowadzonych analiz było zweryfikowanie znaczenia jakości przyjaźni dla samotności młodych adolescentów z uwzględnieniem różnic międzypłciowych.

Zgodnie z hipotezą H1 jakość relacji przyjacielskich (przy kontroli informacji o liczbie przyjaciół i poziomie lubienia przez rówieśników oraz płci przyjaciela) jest przeciętnie wyższa w wypadku dziewcząt. Dotyczy to zarówno ogólnej satysfakcji z tych relacji, jak i każdego z wymiarów mierzonych przez Skalę Jakości Przyjaźni. Największa różnica pomiędzy uczniami i uczennicami dotyczy bliskości, co jest zgodne z wynikami innych badań (Hall, 2011). Może to wynikać z faktu, że przyjaźnie dziewcząt są bardziej nastawione na relacje diadyczne odwołujące się do emocji i zwierzenia się, a relacje przyjacielskie chłopców koncentrują się na towarzyskości – pozostawaniu w grupie, ale także obejmują rywalizację czy konflikt. W efekcie relacje przyjacielskie dziewcząt wiążą się prawdopodobnie z większą liczbą wzmocnień, co przekłada się na lepszą ocenę relacji jako takich.

Również hipoteza H2 została potwierdzona. Wyższa jakość relacji przyjacielskich obniża poziom samotności (przy kontroli pozostałych zmiennych uwzględnionych w modelu). Jakość przyjaźni oddziałuje więc na samotność nie tylko z podobną siłą, co ilościowe aspekty relacji rówieśniczych (liczba przyjaciół oraz lubienie przez innych), lecz także niezależnie od nich. Włączenie do modelu regresji informacji o postrzeganej jakości relacji przyjacielskich pozwala wyjaśnić niemal o połowę więcej zmienności poziomu samotności. Wskazuje to, że – częste w praktyce badawczej nad samotnością – koncentrowanie się tylko na ilościowym aspekcie relacji rówieśniczych, nieuwzględnianie informacji o przyjaźni w jej jakościowym wymiarze, utrudniać może zrozumienie relacji zachodzących pomiędzy pozycją w grupie rówieśniczej a samotnością. Równocześnie należy mieć na uwadze, że tak poczucie samotności, jak i jakość przyjaźni mierzone są za pomocą narzędzi samoopisowych, odzwierciedlają zatem percepcję relacji, a nie jej obiektywny stan. Siła relacji występująca pomiędzy samotnością a oceną przyjaźni może być zawyżona ze względu na stosowanie tej samej metody pomiaru.

Hipoteza H3 mówiąca, że siła zależności między jakością relacji przyjacielskich a samotnością będzie większa w grupie dziewcząt niż chłopców, nie znalazła potwierdzenia. Siła efektu jakości przyjaźni na samotność w obu grupach jest praktycznie identyczna. Jeżeli faktycznie przyjaźnie zawierane przez dziewczęta są bardziej „nasycone” czynnikiem emocjonalnym, a chłopców czynnikiem behawioralnym (wspólne działanie), to okazuje się, że obie te formy przyjaźni, o ile są wysokiej jakości, chronią przed samotnością. Widać bycie członkiem „zgranej paczki” przyjaciół równie skutecznie chroni przed samotnością, co zwieranie się dające poczucie bycia rozumianym i emocjonalnie „dopieszczonym”.

Hipoteza H4, zakładająca, że relacje przyjacielskie z osobami przeciwnej płci powinny mieć znaczenie dla samotności w wypadku chłopców (przyjaźń z dziewczyną działa jak inhibitor samotności), powinny być natomiast bez znaczenia w wypadku dziewcząt. Uzyskane wyniki wskazują jednak na inny kształt zależności. O ile posiadanie przyjaciela płci przeciwnej nie wpływa znacząco na poziom samotności wśród dziewcząt (zgodne z H4), to wzmagają – a nie obniżają

– samotność chłopców (odwrotnie niż głosiła H4). W tym kontekście należy wziąć pod uwagę, że wyniki wcześniejszych badań (Hall, 2011) wskazują, że wśród dziewczynek – bez względu na płeć osoby, z którą się przyjaźnią – relacja ta opiera się przede wszystkim na rozmowach i zwierzaniu się, o tyle chłopcy w zależności od płci przyjaciela aktywują inne obszary podtrzymywania relacji. Na tym poziomie rozwoju chłopcy preferują towarzyskość i podtrzymywanie relacji poprzez współdziałanie w grupie i ważniejsza jest zatem dla samotności przyjaźń z innymi chłopcami niż – rzadkie skądinąd – przyjaźnie z dziewczynkami. Sytuacja może zmieniać się, gdy wraz z dojrzewaniem społeczno-emocjonalnym chłopcy w większym stopniu zaczynają cenić bliższe relacje diadyczne prowadzące do nawiązania relacji romantycznych.

Interpretując uzyskane wyniki, należy wziąć pod uwagę, że w niniejszym artykule przyjęto, iż wyższy poziom samotności jest efektem gorszej jakości relacji przyjacielskich. Możliwa jest jednak także inna interpretacja, tj. zakładająca, że to raczej poziom samotności oddziałuje na ocenę jakości przyjaźni. Osoby bardziej samotne, dysponując często niższymi kompetencjami społecznymi (Mahon, Yarcheski, Yarcheski, Cannella, & Hanks, 2006) i w konsekwencji znajdując się niżej w hierarchii klasy (Newcomb, Bukowski, & Pattee, 1993), nawiązują relacje z rówieśnikami „dostępnymi” nie zaś takimi, z którymi faktycznie chciałyby się przyjaźnić. Brak możliwości wyboru przekładałby się na mniej satysfakcjonującą ocenę jakości przyjaźni. W tym kontekście należy mieć także na uwadze, że występowanie relacji między wyższym poziomem samotności a gorszą oceną jakości przyjaźni może wynikać nie tyle z „obiektywnie” gorszej ich jakości, lecz (także) błędu poznawczego. Badania wskazują, że osoby doświadczające samotności postrzegają swoje relacje społeczne bardziej pesymistycznie (Geers, Reilley, & Dember, 1998).

## Aneks

**Tabela A1. Miary dopasowania modeli testujących skalę samotności PLAGS ( $n_b = 316$ ,  $n_g = 312$ )**

	Model	Parametry	test $\chi^2$ ( <i>df</i> )		CFI	$\Delta$ CFI	RMSEA	$\Delta$ RMSEA
Inwariancja pomiarowa	Ogółem badani	20	6,8	(5)	0,999		0,024	
	uczniowie	20	13,2*	(5)	0,994		0,072	
	uczennice	20	2,3	(5)	1,000		0,000	
	Konfiguralny <sup>a</sup>	40	15,4	(10)	0,998	-	0,041	-
	Metryczny <sup>b</sup>	36	15,3	(14)	0,999	-,001	0,017	-,024
	Skalarny <sup>c</sup>	27	28,9	(23)	0,997	,002	0,029	,012
	Skalarny <sup>c-1</sup>	24	25,1	(22)	0,999	,000	0,021	,004

**Uwaga:** <sup>a</sup> = Progi i ładunki uwolnione pomiędzy grupami; <sup>b</sup> = Ładunki czynnikowe zrównane pomiędzy grupami, progi uwolnione; <sup>c</sup> = Progi i ładunki czynnikowe zrównane pomiędzy grupami; <sup>c-1</sup> = Progi i ładunki czynnikowe zrównane pomiędzy grupami poza trzecim progiem czwartej pozycji skali;  $\chi^2$  = statystyka dobroci dopasowania chi kwadrat; *df* = stopnie swobody; CFI = Porównywalny Indeks Dopasowania (*Comparative Fit Index*); RMSEA = Pierwiastek Kwadratowy Błędu Aproksymacji (*Root-Mean-Square Error of Approximation*); \* oznacza, że test  $\chi^2$  jest statystycznie istotny na poziomie ( $p < .05$ ) a \*\* ( $p < .01$ )

**Tabela A2. Miary dopasowania modeli testujących Skalę Jakości Przyjaźni (FQS) ( $n_b = 317$ ,  $n_g = 312$ ) z modelu czteroczynnikowego**

	Model	Parametry	test $\chi^2$ ( <i>df</i> )		CFI	$\Delta$ CFI	RMSEA	$\Delta$ RMSEA
Inwariancja pomiarowa	Ogółem badani	81	372,8**	(146)	0,971		0,05	
	uczniowie	81	302,7**	(146)	0,949		0,058	
	uczennice	81	242,3**	(146)	0,982		0,046	
	Konfiguralny <sup>a</sup>	162	548,5**	(292)	0,970	-	0,053	-
	Metryczny <sup>b</sup>	147	551,7**	(307)	0,972	,002	0,050	-,003
	Skalarny <sup>c</sup>	114	611,9**	(340)	0,968	-,004	0,050	,000
	Skalarny <sup>c-1</sup>	97	569,7**	(357)	0,975	,003	0,044	-,006

**Uwaga:** <sup>a</sup> = Progi i ładunki uwolnione pomiędzy grupami; <sup>b</sup> = Ładunki czynnikowe zrównane pomiędzy grupami, progi uwolnione; <sup>c</sup> = Progi i ładunki czynnikowe zrównane pomiędzy grupami; <sup>c-1</sup> = Progi i ładunki czynnikowe zrównane pomiędzy grupami poza trzecim progiem trzynastej pozycji skali;  $\chi^2$  = statystyka dobroci dopasowania chi kwadrat; *df* = stopnie swobody; CFI = Porównywalny Indeks Dopasowania (*Comparative Fit Index*); RMSEA = Pierwiastek Kwadratowy Błędu Aproksymacji (*Root-Mean-Square Error of Approximation*); \* oznacza, że test  $\chi^2$  jest statystycznie istotny na poziomie ( $p < .05$ ), a \*\* ( $p < .01$ ).

**Tabela A3. Miary rzetelności i wymiarowości Skali Jakości Przyjaźni (FQS) dla chłopców (n = 317) i dziewcząt (n = 312)**

		Chłopcy					Dziewczęta				
		Przyjaźń	Towarzystwość	Pomoc	Bezpieczeństwo	Bliskość	Przyjaźń	Towarzystwość	Pomoc	Bezpieczeństwo	Bliskość
Z modelu cztero-czynnikowego	Alpha <sup>a</sup>	,84	,52	,79	,56	,73	,90	,61	,84	,76	,78
	Omega		0,61	0,87	0,71	0,82		0,75	0,92	0,84	0,89
Z modelu podwójnego czynnika	Omega	,92	-				,96	-			
	OmegaS	-	,64	,87	,77	,83	-	,76	,91	,87	,90
	OmegaH	,82	-				,91	-			
	OmegaHS		,19	,32	,24	,23		,16	,25	,13	,15
	ECV	,66	-				,78	-			

**Uwaga:** <sup>a</sup> Alfa Cronbacha obliczona z wykorzystaniem macierzy korelacji Pearsona w SPSS PASW Statistics. Omega oraz ECV obliczone z wykorzystaniem wyestymowanych w Mplus parametrów modeli i z macierzy korelacji polychorycznych oraz estymatora ważonych najmniejszych kwadratów z korektą średniej i wariancji (*weighted least squares mean and variance adjusted - WLSMV*).

**Tabela A4. Standaryzowane ładunki czynnikowe podskal Skali Jakości Przyjaźni (FQS – Friendship Quality Scale) na podstawie confirmacyjnej analizy czynnikowej**

Podskala	Treść pozycji	Ładunek	SE
Towarzystwość (Companionship)	FQS1 Mój przyjaciel i ja spędzamy razem cały nasz wolny czas.	,52**	(,04)
	FQS2 Mój przyjaciel wymyśla fajne rzeczy, które możemy robić razem.	,62**	(,03)
	FQS3 Mój przyjaciel i ja odwiedzamy się w swoich domach po szkole i w weekendy.	,49**	(,04)
	FQS4 Czasem z moim przyjacielem po prostu siadamy i rozmawiamy o szkole, sporcie i innych rzeczach, które lubimy.	,61**	(,03)
Pomoc (Help/support)	FQS5 Gdybym zapomniał drugiego śniadania lub potrzebował trochę pieniędzy, mój przyjaciel podzieliłby się ze mną.	,69**	(,03)
	FQS6 Mój przyjaciel pomaga mi, gdy mam jakiś kłopot.	,81**	(,02)
	FQS7 Mój przyjaciel pomógłby mi, gdybym tego potrzebował.	,86**	(,02)
	FQS8 Gdyby inne dzieci dokuczały mi, mój przyjaciel pomógłby mi.	,78**	(,02)
	FQS9 Mój przyjaciel broniłby mnie, gdyby inne dzieci sprawiały mi kłopoty.	,83**	(,02)

Podskala	Treść pozycji	Ładunek	SE
Bezpieczeństwo (Security)	FQS10 Jeśli mam jakiś problem w szkole lub w domu, mogę o tym pogadać z moim przyjacielem.	,79**	(,02)
	FQS11 Jeśli coś mnie martwi, mogę o tym powiedzieć mojemu przyjacielowi, nawet jeśli jest to coś, o czym nie mogę powiedzieć innym.	,82**	(,02)
	FQS12 Mój przyjaciel nadal byłby na mnie wściekły, nawet gdybym go przeprosił po naszej kłótni.	,44**	(,04)
	FQS13 Jeśli mój przyjaciel lub ja zrobimy coś, co denerwuje drugiego, z łatwością umiemy się pogodzić.	,50**	(,03)
	FQS14 Jeśli mój przyjaciel i ja pobijemy się albo pokłócimy, umiemy powiedzieć „przepraszam” i wszystko znów jest w porządku.	,62**	(,03)
Bliskość (Closeness)	FQS15 Jeśli mój przyjaciel musiałby się wyprowadzić, tęskniłbym za nim.	,84**	(,02)
	FQS16 Cieszę się, gdy jestem razem z moim przyjacielem.	,85**	(,02)
	FQS17 Myślę o moim przyjacielu, nawet gdy go przy mnie nie ma.	,66**	(,02)
	FQS18 Gdy coś mi dobrze pójdzie, mój przyjaciel cieszy się z tego.	,74**	(,03)
	FQS19 Czasem mój przyjaciel robi coś dla mnie lub sprawia, że czuję się wyjątkowo.	,69**	(,03)

**Tabela A5. Współczynniki korelacji latentnych pomiędzy podskalami Skali Jakości Przyjaźni (FQS)**

	Towarzystwość	Pomoc	Bezpieczeństwo	Bliskość
Towarzystwość		,82	,89	,90
Pomoc	,68		,80	,78
Bezpieczeństwo	,77	,71		,90
Bliskość	,75	,65	,71	

**Tabela A6. Miary dopasowania modeli testujących międzygrupową niezmienną pomiarową Skali Jakości Przyjaźni (FQS) (nb = 317, ng = 312) z modelu podwójnego czynnika**

	Model	Parametry	test $\chi^2$ (df)	CFI	$\Delta$ CFI	RMSEA	$\Delta$ RMSEA
Inwariancja pomiarowa	Ogółem badani	94	267,6** (133)	0,983		0,040	
	uczniowie	94	237,2** (133)	0,966		0,050	
	uczennice	94	188,6** (133)	0,990		0,037	
	Konfiguralny <sup>a</sup>	188	409,1** (266)	0,983	-	0,042	-
	Metryczny <sup>b</sup>	156	437,2** (298)	0,984	-0,001	0,039	-0,003
	Skalarny <sup>c</sup>	123	476,1** (331)	0,983	,001	0,037	-0,002

**Uwaga:** <sup>a</sup> = Progi i ładunki uwolnione pomiędzy grupami; <sup>b</sup> = Ładunki czynnikowe zrównane pomiędzy grupami, progi uwolnione; <sup>c</sup> = Progi i ładunki czynnikowe zrównane pomiędzy grupami;  $\chi^2$  = statystyka dobroci dopasowania chi kwadrat; df = stopnie swobody; CFI = Porównywalny Indeks Dopasowania (Comparative Fit Index); RMSEA = Pierwiastek Kwadratowy Błędu Aproksymacji (Root-Mean-Square Error of Approximation); \* oznacza, że test  $\chi^2$  jest statystycznie istotny na poziomie ( $p < .05$ ), a \*\* ( $p < .01$ ).

**Bibliografia**

- Asher, S. R., Hymel, S., & Renshaw, P. D. (1984). Loneliness in Children. *Child Development*, 55(4), 1456. <https://doi.org/10.2307/1130015>
- Asher, S. R., & Weeks, M. S. (2013). Loneliness and Belongingness in the College Years. W R. J. Coplan & J. C. Bowker (Red.), *The Handbook of Solitude* (s. 283–301). Hoboken, NJ: John Wiley & Sons.
- Asher, S. R., & Wheeler, V. A. (1985). Children's loneliness: A comparison of rejected and neglected peer status. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 53(4), 500–505. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.53.4.500>
- Babarro, J. M., Díaz-Aguado, M. J., Arias, R. M., & Steglich, C. (2016). Power Structure in the Peer Group The Role of Classroom Cohesion and Hierarchy in Peer Acceptance and Rejection of Victimized and Aggressive Students. *The Journal of Early Adolescence*, 0272431616648451.
- Berndt, T. J. (2002). Friendship Quality and Social Development. *Current Directions in Psychological Science*, 11(1), 4.
- Boivin, M., Hymel, S., & Bukowski, W. M. (1995). The roles of social withdrawal, peer rejection, and victimization by peers in predicting loneliness and depressed mood in childhood. *Development and Psychopathology*, 7(04), 765. <https://doi.org/10.1017/S0954579400006830>
- Bukowski, W. M., Brendgen, M., & Vitaro, F. (2007). Peers and socialization: Effects on externalizing and internalizing problems. W J. E. Grusec & P. D. Hastings (Red.), *Handbook of socialization: theory and research* (Second edition, s. 355–381). New York: The Guilford Press.
- Bukowski, W. M., Hoza, B., & Boivin, M. (1993). Popularity, friendship, and emotional adjustment during early adolescence. *New Directions for Child and Adolescent Development*, 1993(60), 23–37. <https://doi.org/10.1002/cd.23219936004>
- Bukowski, W. M., Hoza, B., & Boivin, M. (1994). Measuring Friendship Quality During Pre- and Early Adolescence: The Development and Psychometric Properties of the Friendship Qualities Scale. *Journal of Social and Personal Relationships*, 11(3), 471–484. <https://doi.org/10.1177/0265407594113011>
- Bukowski, W. M., Pizzamiglio, M. T., Newcomb, A. F., & Hoza, B. (1996). Popularity as an Affordance for Friendship: The Link Between Group and Dyadic Experience\*. *Social Development*, 5(2), 189–202. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9507.1996.tb00080.x>
- Bukowski, W. M., Sippola, L., Hoza, B., & Newcomb, A. F. (2000). Pages from a sociometric notebook: An analysis of nomination and rating scale measures of acceptance, rejection, and social preference. W A. H. N. Cillessen & W. M. Bukowski (Red.), *Recent advances in the measurement of acceptance and rejection in the peer system* (T. 2000, s. 11–26). San Francisco, CA: Jossey-Bass.
- Caldwell, M., & Peplau, L. (1982). Sex differences in same-sex friendship. *Sex Roles*, 8(7). <https://doi.org/10.1007/BF00287568>
- Cassidy, J., & Asher, S. R. (1992). Loneliness and Peer Relations in Young Children. *Child Development*, 63(2), 350–365. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8624.1992.tb01632.x>
- Christensen, A. P., Cotter, K. N., & Silvia, P. J. (2018). Reopening Openness to Experience: A Network Analysis of Four Openness to Experience Inventories. *Journal of Personality Assessment*, 1–15. <https://doi.org/10.1080/00223891.2018.1467428>
- Cohen, S. (1992). Stress, social support, and disorder. W H. O. F. Veiel & U. Baumann (Red.), *The meaning and measurement of social support* (s. 109–124). New York: Hemisphere Pub. Corp.
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *psychometrika*, 16(3), 297–334. <https://doi.org/10.1007/BF02310555>
- Csardi, G., & Nepusz, T. (2006). The igraph software package for complex network research. *InterJournal, Complex Systems*, 1695.

- Dalege, J., Borsboom, D., van Harreveld, F., & van der Maas, H. L. J. (2017). Network Analysis on Attitudes: A Brief Tutorial. *Social Psychological and Personality Science*, 8(5), 528–537. <https://doi.org/10.1177/1948550617709827>
- De Goede, I. H. A., Branje, S. J. T., & Meeus, W. H. J. (2009). Developmental changes and gender differences in adolescents' perceptions of friendships. *Journal of Adolescence*, 32(5), 1105–1123. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2009.03.002>
- de Jong Gierveld, J., & Kamphuis, F. (1985). The Development of a Rasch-Type Loneliness Scale. *Applied Psychological Measurement*, 9(3), 289–299. <https://doi.org/10.1177/014662168500900307>
- de Jong-Gierveld, J. (1987). Developing and testing a model of loneliness. *Journal of Personality and Social Psychology*, 53(1), 119–128. <https://doi.org/10.1037//0022-3514.53.1.119>
- Dimitrov, D. M. (2010). Testing for factorial invariance in the context of construct validation. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 43(2), 121–149. <https://doi.org/10.1177/0748175610373459>
- Dweck, C. S. (2002). The development of ability conceptions. W A. Wigfield & J. S. Eccles (Red.), *Development of achievement motivation* (s. 57–88). San Diego: Academic Press.
- Ebesutani, C., Drescher, C. F., Reise, S. P., Heiden, L., Hight, T. L., Damon, J. D., & Young, J. (2012). The Loneliness Questionnaire–Short Version: An Evaluation of Reverse-Worded and Non-Reverse-Worded Items Via Item Response Theory. *Journal of Personality Assessment*, 94(4), 427–437. <https://doi.org/10.1080/00223891.2012.662188>
- Elkins, L. E., & Peterson, C. (1993). Gender differences in best friendships. *Sex Roles*, 29(7–8), 497–508. <https://doi.org/10.1007/BF00289323>
- Feiring, C. (1999). Other-sex friendship networks and the development of romantic relationships in adolescence. *Journal of Youth and Adolescence*, 28(4), 495–512.
- Furman, W., & Buhrmester, D. (1992). Age and sex differences in perceptions of networks of personal relationships. *Child development*, 63(1), 103–115.
- Furman, W., & Robbins, P. (1985). What's the Point? Issues in the Selection of Treatment Objectives. W B. H. Schneider, K. H. Rubin, & J. E. Ledingham (Red.), *Children's Peer Relations: Issues in Assessment and Intervention* (s. 41–54). New York, NY: Springer US. [https://doi.org/10.1007/978-1-4684-6325-5\\_3](https://doi.org/10.1007/978-1-4684-6325-5_3)
- Galanaki, E. P., & Kalantzi-Azizi, A. (1999). Loneliness and social dissatisfaction: Its relation with children's self-efficacy for peer interaction. *Child Study Journal*, 29(1), 1–22.
- Gauze, C., Bukowski, W. M., Aquan-Assee, J., & Sippola, L. K. (1996). Interactions between family environment and friendship and associations with self-perceived well-being during early adolescence. *Child development*, 67(5), 2201–2216.
- Geers, A. L., Reilley, S. P., & Dember, W. N. (1998). Optimism, Pessimism, and Friendship. *Current Psychology*, 17(1), 3–19. <https://doi.org/10.1007/s12144-998-1017-4>
- Gest, S. D., Graham-Bermann, S. A., & Hartup, W. W. (2001). Peer Experience: Common and Unique Features of Number of Friendships, Social Network Centrality, and Sociometric Status. *Social Development*, 10(1), 23–40. <https://doi.org/10.1111/1467-9507.00146>
- Gifford-Smith, M. E., & Brownell, C. A. (2003). Childhood peer relationships: social acceptance, friendships, and peer networks. *Journal of School Psychology*, 41(4), 235–284. [https://doi.org/10.1016/S0022-4405\(03\)00048-7](https://doi.org/10.1016/S0022-4405(03)00048-7)
- Golino, H. F., & Epskamp, S. (2017). Exploratory graph analysis: A new approach for estimating the number of dimensions in psychological research. *PLOS ONE*, 12(6), e0174035. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0174035>
- Greitemeyer, T., Mügge, D. O., & Bollermann, I. (2014). Having Responsive Facebook Friends Affects the Satisfaction of Psychological Needs More Than Having Many Facebook Friends. *Basic and Applied Social Psychology*, 36(3), 252–258. <https://doi.org/10.1080/01973533.2014.900619>

- Grygiel, P., Humenny, G., & Rębisz, S. (2016). Using the De Jong Gierveld Loneliness Scale With Early Adolescents: Factor Structure, Reliability, Stability, and External Validity. *Assessment*. <https://doi.org/10.1177/1073191116682298>
- Grygiel, P., Humenny, G., & Rębisz, S. (2017). Płeć a dynamika sieci rówieśniczych: Przykład drugiego etapu nauki w szkole podstawowej. W A. Łukasik, K. Węgrzyn-Białogłowicz, & A. Englert-Bator (Red.), *Kobiety i mężczyźni. Różnice, pdobieństwa*. Rzeszów: Wydawnictwo Uniwersytetu Rzeszowskiego.
- Gustafsson, J.-E., & Åberg-Bengtsson, L. (2010). Unidimensionality and interpretability of psychological instruments. W S. E. Embretson (Red.), *Measuring psychological constructs: Advances in model-based approaches*. (s. 97–121). Washington: American Psychological Association.
- Hall, J. A. (2011). Sex differences in friendship expectations: A meta-analysis. *Journal of Social and Personal Relationships*, 28(6), 723–747. <https://doi.org/10.1177/0265407510386192>
- Hartup, W. W. (1996). The Company They Keep: Friendships and Their Developmental Significance. *Child Development*, 67(1), 1–13. <https://doi.org/10.2307/1131681>
- Hartup, W. W., & Stevens, N. (1999). Friendships and Adaptation Across the Life Span. *Current Directions in Psychological Science*, 8(3), 76–79. <https://doi.org/10.1111/1467-8721.00018>
- Horn, J. L., & Mcardle, J. J. (1992). A practical and theoretical guide to measurement invariance in aging research. *Experimental Aging Research*, 18(3), 117–144. <https://doi.org/10.1080/03610739208253916>
- Hoza, B., Bukowski, W. M., & Beery, S. (2000). Assessing Peer Network and Dyadic Loneliness. *Journal of Clinical Child Psychology*, 29(1), 119–128. [https://doi.org/10.1207/S15374424jccp2901\\_12](https://doi.org/10.1207/S15374424jccp2901_12)
- Humenny, G., & Grygiel, P. (2015). 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.
- Humenny, G., & Grygiel, P. (2017). Częstość i struktura relacji przyjacielskich wśród dzieci kończących szkołę podstawową. W B. Niemierko & M. K. Szmigel (Red.), *Diagnozowanie umiejętności praktycznych w toku kształcenia i egzaminowania*. Łódź: PTDE.
- Jones, D. C. (1991). Friendship Satisfaction and Gender: An Examination of Sex Differences in Contributors to Friendship Satisfaction. *Journal of Social and Personal Relationships*, 8(2), 167–185. <https://doi.org/10.1177/0265407591082002>
- Ladd, G. W., & Ettekal, I. (2013). Peer-related loneliness across early to late adolescence: Normative trends, intra-individual trajectories, and links with depressive symptoms. *Journal of Adolescence*, 36(6), 1269–1282. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2013.05.004>
- Lease, A. M., Musgrove, K. T., & Axelrod, J. L. (2002). Dimensions of Social Status in Preadolescent Peer Groups: Likability, Perceived Popularity, and Social Dominance. *Social Development*, 11(4), 508–533. <https://doi.org/10.1111/1467-9507.00213>
- Little, T. D. (Red.). (2013). *The Oxford handbook of quantitative methods*. New York: Oxford University Press.
- Lodder, G. M. A., Scholte, R. H. J., Goossens, L., & Verhagen, M. (2017). Loneliness in Early Adolescence: Friendship Quantity, Friendship Quality, and Dyadic Processes. *Journal of Clinical Child & Adolescent Psychology*, 46(5), 709–720. <https://doi.org/10.1080/15374416.2015.1070352>
- Maassen, G. H., Akkermans, W., & Van Der Linden, J. L. (1996). Two-Dimensional Sociometric Status Determination with Rating Scales. *Small Group Research*, 27(1), 56–78. <https://doi.org/10.1177/1046496496271003>



- Mahon, N. E., Yarcheski, A., Yarcheski, T. J., Cannella, B. L., & Hanks, M. M. (2006). A meta-analytic study of predictors for loneliness during adolescence. *Nursing Research*, 55(5), 308–315.
- Marsh, H. W., & Shavelson, R. (1985). Self-Concept: Its Multifaceted, Hierarchical Structure. *Educational Psychologist*, 20(3), 107–123. [https://doi.org/10.1207/s15326985ep2003\\_1](https://doi.org/10.1207/s15326985ep2003_1)
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: a unified treatment*. Mahwah, N.J.: L. Erlbaum Associates.
- Meade, A. W., Johnson, E. C., & Braddy, P. W. (2008). Power and sensitivity of alternative fit indices in tests of measurement invariance. *Journal of Applied Psychology*, 93(3), 568–592. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.93.3.568>
- Millsap, R. E. (2011). *Statistical approaches to measurement invariance*. New York: Psychology Press.
- Nangle, D. W., Erdley, C. A., Newman, J. E., Mason, C. A., & Carpenter, E. M. (2003). Popularity, Friendship Quantity, and Friendship Quality: Interactive Influences on Children's Loneliness and Depression. *Journal of Clinical Child & Adolescent Psychology*, 32(4), 546–555. [https://doi.org/10.1207/S15374424JCCP3204\\_7](https://doi.org/10.1207/S15374424JCCP3204_7)
- Newcomb, A. F., & Bagwell, C. L. (1995). Children's friendship relations: A meta-analytic review. *Psychological Bulletin*, 117(2). <https://doi.org/10.1037/0033-2909.117.2.306>
- Newcomb, A. F., Bukowski, W. M., & Pattee, L. (1993). Children's peer relations: A meta-analytic review of popular, rejected, neglected, controversial, and average sociometric status. *Psychological Bulletin*, 113(1), 99–128. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.113.1.99>
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory* (2d ed). New York: McGraw-Hill.
- Oldenburg, C. M., & Kems, K. A. (1997). Associations between Peer Relationships and Depressive Symptoms: Testing Moderator Effects of Gender and Age. *The Journal of Early Adolescence*, 17(3), 319–337. <https://doi.org/10.1177/0272431697017003004>
- Parker, J. G., & Asher, S. R. (1993). Friendship and friendship quality in middle childhood: Links with peer group acceptance and feelings of loneliness and social dissatisfaction. *Developmental Psychology*, 29(4), 611–621. <https://doi.org/10.1037/0012-1649.29.4.611>
- Parkhurst, J. T., & Hopmeyer-Gorman, A. (1999). Developmental change in the sources of loneliness in childhood and adolescence: Constructing a theoretical model. W K. Rotenberg & S. Hymel (Red.), *Loneliness in Childhood and Adolescence* (s. 56–80). Cambridge: New York: Cambridge University Press.
- Peplau, L. A. (1982). Perspectives on loneliness. W L. A. Peplau & D. Perlman (Red.), *Loneliness: A sourcebook of current theory, research, and therapy* (s. 135–151). New York: Wiley Interscience.
- Perlman, D., & Landolt, M. A. (1999). Examination of Loneliness in Children-Adolescents and in Adults: Two Solitudes or Unified Enterprise? W K. J. Rotenberg & S. Hymel (Red.), *Loneliness in childhood and adolescence* (s. 325–347). Cambridge [England]; New York: Cambridge University Press.
- Pons, P., & Latapy, M. (2006). Computing Communities in Large Networks Using Random Walks. *Journal of Graph Algorithms and Applications*, 10(2), 191–218.
- Prinstein, M. J., Rancourt, D., Guerry, J. D., & Browne, C. B. (2009). Peer reputations and psychological adjustment. W K. H. Rubin, W. M. Bukowski, & B. P. Laursen (Red.), *Handbook of peer interactions, relationships, and groups* (s. 548 – 567). New York: Guilford Press.
- Qualter, P., Vanhalst, J., Harris, R. A., Van Roekel, E., Lodder, G. M. A., Bangee, M., ... Verhagen, M. (2015). Loneliness Across the Life Span. *Perspectives on Psychological Science*, 10(2), 250–264. <https://doi.org/10.1177/1745691615568999>

- Quinn, H. O. (2014). *Bifactor models, explained common variance (ECV), and the usefulness of scores from unidimensional item response theory analyses*. Chapel Hill: University of North Carolina.
- R Development Core Team. (2008). *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing.
- Reise, S. P., Bonifay, W. E., & Haviland, M. G. (2013). Scoring and Modeling Psychological Measures in the Presence of Multidimensionality. *Journal of Personality Assessment*, 95(2), 129–140. <https://doi.org/10.1080/00223891.2012.725437>
- Reise, S. P., Moore, T. M., & Haviland, M. G. (2010). Bifactor Models and Rotations: Exploring the Extent to Which Multidimensional Data Yield Univocal Scale Scores. *Journal of Personality Assessment*, 92(6), 544–559. <https://doi.org/10.1080/00223891.2010.496477>
- Reise, S. P., Scheines, R., Widaman, K. F., & Haviland, M. G. (2013). Multidimensionality and Structural Coefficient Bias in Structural Equation Modeling: A Bifactor Perspective. *Educational and Psychological Measurement*, 73(1), 5–26. <https://doi.org/10.1177/0013164412449831>
- Revelle, W., & Zinbarg, R. E. (2009). Coefficients alpha, beta, omega, and the glb: Comments on Sijsma. *Psychometrika*, 74(1), 145–154. <https://doi.org/10.1007/s11336-008-9102-z>
- Rubin, K. H., & Bowler, J. C. (2018). Friendship. W M. Bornstein, M. E. Arterberry, K. L. Fingerman, & J. E. Lansford (Red.), *The SAGE Encyclopedia of Lifespan Human Development* (1. wyd.). Los Angeles; London; New Delhi; Singapore; Washington DC; Melbourne: SAGE Publications, Inc.
- Ten Berge, J. M. F., & Sočan, G. (2004). The greatest lower bound to the reliability of a test and the hypothesis of unidimensionality. *Psychometrika*, 69(4), 613–625. <https://doi.org/10.1007/BF02289858>
- Vandenberg, R. J., & Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 3(1), 4–70. <https://doi.org/10.1177/109442810031002>
- Victor, C., Scambler, S., Bond, J., & Bowling, A. (2000). Being alone in later life: loneliness, social isolation and living alone. *Reviews in Clinical Gerontology*, 10(4), 407–417. <https://doi.org/10.1017/S0959259800104101>
- Wentzel, K. R., Battle, A., Russell, S. L., & Looney, L. B. (2010). Social supports from teachers and peers as predictors of academic and social motivation. *Contemporary Educational Psychology*, 35(3), 193–202. <http://dx.doi.org/10.1016/j.cedpsych.2010.03.002>
- Wentzel, K. R., & Wigfield, A. (2009). *Handbook of motivation at school*. New York; London: Routledge.
- Wigfield, Allan, Eccles, J. S., Yoon, K. S., Harold, R. D., A, J., Freedman-Doan, C., & Blumenfeld, P. C. (1997). Change in children's competence beliefs and subjective task values across the elementary school years: A 3-year study. *Journal of Educational Psychology*, 89(3), 451–469. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.89.3.451>
- Woodhouse, S. S., Dykas, M. J., & Cassidy, J. (2012). Loneliness and Peer Relations in Adolescence: Loneliness in Adolescence. *Social Development*, 21(2), 273–293. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9507.2011.00611.x>