

**dr Paweł Grygiel**

Instytut Badań Edukacyjnych

**Grzegorz Humenny**

Instytut Badań Edukacyjnych

## **Samotność a poczucie integracji z rówieśnikami klasowymi – jeden czy dwa typy doświadczenia?**

### **Wstęp**

Okres przedszkolny oraz – przede wszystkim – szkolny to etap wzrastającej roli relacji koleżeńskich. We wczesnym dzieciństwie, okresie przedszkolnym, a nawet wcześniej (Hay, Caplan, i Nash, 2009), relacje społeczne z rówieśnikami bazują na fizycznej bliskości, współdzieleniu tych samych form aktywności (Qualter i in., 2015). O ile do 3.–5. roku życia zabawy dzieci często nie wiążą się z interakcjami rówieśniczymi, o tyle w tym okresie nabierają charakteru społecznego (Rubin, Fein, i Vandenberg, 1983).

W okresie szkoły podstawowej jednym z podstawowych czynników wpływających na kształt relacji rówieśniczych jest płeć (Lubbers, 2003). Dzieci doświadczają większego komfortu z interakcji z rówieśnikami tej samej płci, preferują relacje jedнопłciowe w ramach zadań szkolnych (prac grupowych), spędzania wolnego czasu, zabawy (por. np. Dijkstra, Lindenberg, i Veenstra, 2007). Zasadniczo tendencje homofilne stają się wyraźne między 30. a 36. miesiącem życia, a ich natężenie stopniowo rośnie (Maccoby i Jacklin, 1987), szczyt osiągając około 11. roku życia (Stockard, 2006).

W okresie szkolnym mocno zaznacza się potrzeba bycia lubianym, rozumianym, posiadania bliższych, głębszych relacji z kimś, kto jednocześnie sam pozwala się poznać i polubić, komu można zaufać (Qualter i in., 2015). Cechą charakterystyczną wczesnej młodości (12–15 lat) okazuje się w konsekwencji chęć bycia akceptowanym przez grupę rówieśniczą, zdobycie i zapewnienie sobie możliwie wysokiego statusu społecznego, możliwości wywierania wpływu. Z jednej strony dzieci czerpią więc znaczące korzyści z interakcji z klasowymi rówieśnikami, będącymi m.in. źródłem wsparcia zarówno instrumentalnego, jak społecznego czy emocjonalnego (Wentzel, Battle, Russell, i Looney, 2010), z drugiej – długotrwałe negatywne doświadczenia rówieśnicze mogą stać się przyczyną wielu zaburzeń (Bukowski, Brendgen, i Vitaro, 2007).

Jedną z niekorzystnych konsekwencji negatywnych doświadczeń rówieśniczych jest poczucie samotności (Asher i Hopmeyer, 1997), czyli doświadczenia nieprzyjemnego i stresującego stanu emocjonalnego, nacechowanego smutkiem i lękiem, którego źródłem jest deficyt między oczekiwaniami a faktycznym i/lub postrzeganym stanem relacji interpersonalnych jednostki, a więc brak zaspokojenia potrzeby bliskości (Asher i Weeks, 2013; de Jong-Gierveld,

1987; Parkhurst i Hopmeyer-Gorman, 1999; Peplau, 1982). Asher i Weeks (2013) podkreślają, że to nie sam *brak* określonych *relacji* społecznych prowadzi do samotności, lecz oczekiwanych *korzyści*. Odwołując się do pracy Shaver'a i Buhrmester'a (1983) oraz Weissa (1975), wskazują w tym kontekście na dwa główne ich typy: (1) personalne (emocjonalne, egzystencjalne), związane z przywiązaniem, psychologiczną bliskością, bądź (2) społeczne, płynące ze społecznego zaangażowania. Ponieważ ocena *korzyści* jest funkcją żywionych *oczekiwań*, zjawiska samotności nie można zrozumieć, odwołując się jedynie do wielkości oraz (nawet) jakości sieci społecznych, w ramach których funkcjonuje jednostka. Wymaga ono także wglądu w indywidualne preferencje, oczekiwania, normy związane z relacjami społecznymi, które pełnić mogą funkcje moderujące i/lub mediujące (Parkhurst i Hopmeyer-Gorman, 1999).

Badacze są więc zgodni, że choć wraz ze wzrostem liczby „pozytywnych” relacji interpersonalnych nawiązywanych przez jednostkę prawdopodobieństwo doświadczenia samotności wyraźnie spada, to obu zjawisk (samotności oraz sieci społecznych/społecznej izolacji) nie należy ze sobą utożsamiać (de Jong Gierveld i van Tilburg, 2016). Podczas gdy sieci społeczne opisują obiektywne cechy relacji społecznych jednostki (takie chociażby jak *liczba* osób, z którymi podtrzymuje się relacje lub od których można otrzymać wsparcie), to samotność koncentruje się raczej na subiektywnych ocenach jakości tych relacji, „szacowanych” na podstawie rozbieżności między tym, co *posiadane*, a tym, co *pożądane*. Istotne, że *przekonania* na temat jakości relacji oraz *faktycznie* zajmowana pozycja w grupie rówieśniczej mogą w zróżnicowany (odmienny) sposób wpływać zarówno na różne formy dobrostanu (Bastian i in., 2015; Ladd i Coleman, 1997), jak i np. na efekty edukacyjne mierzone testami wiedzy (Grygiel i Humenny, 2015).

O ile różnice zachodzące między doświadczeniem samotności a społeczną izolacją są stosunkowo dobrze udokumentowane zarówno teoretycznie, jak i empirycznie, o tyle mniej wiadomo na temat tego, jakie relacje zachodzą między poczuciem integracji z rówieśnikami klasowymi a odczuwaniem samotności. Czy doświadczanie relacji rówieśniczych jako nieprzyjemnych i stresujących jest tym samym typem doświadczenia co poczucie samotności?

Pytanie to okaże się tym bardziej zasadne, gdy uzmysłowimy sobie, że najczęściej (Ebesutani i in., 2012; Qualter, 2003) stosowane narzędzie do pomiaru samotności wśród dzieci, tj. Skala Samotności i Braku Satysfakcjonujących Relacji Społecznych (Loneliness and Social Dissatisfaction Questionnaire – LSSDS; Asher, Hymel, i Renshaw, 1984; Asher i Wheeler, 1985) – mimo iż stworzone do pomiaru samotności – obejmuje również inne konstrukty teoretyczne. Asher i Wheeler (1985) wymieniają w tym kontekście: poczucie społecznego przystosowania vs niedostosowania oraz poczucie statusu rówieśniczego. Z kolei Asher i Parker (1993) wskazują na takie dodatkowe wymiary jak: samoocena aktualnych relacji społecznych, postrzeganie stopnia, w jakim zaspokojone są potrzeby istotnych relacji społecznych oraz samooceny kompetencji społecznych. Tak więc większość pozycji skali LSSDS nie koncentruje się na samotności jako takiej, lecz na jej (potencjalnych) przyczynach.

Jeżeli ocena relacji rówieśniczych i poczucie samotności stanowią jeden konstrukt, to wykorzystywanie łącznego wyniku ze skali LSDS (Asher i Wheeler, 1985) lub innych narzędzi skonstruowanych na podobnej zasadzie, nie powinno mieć negatywnych konsekwencji dla wyników prowadzonych badań. Jeżeli jednak oba konstrukty nie są tożsame, wówczas nie do końca wiadomo, jaki jest „ontologiczny” status łącznego wyniku uzyskanego za ich pomocą. W konsekwencji wnioski z badań obarczone mogą być trudnym do oszacowania błędem.

W celu przeanalizowania relacji pomiędzy oceną relacji rówieśniczych i poczuciem samotności w niniejszym artykule wykorzystane zostaną dwa narzędzia, jedno przeznaczone do pomiaru poczucia integracji rówieśniczej, tj. kwestionariusz Postrzeganej Integracji Rówieśniczej (PIR; Haeblerlin, Moser, Bless, i Klaghofer, 1989), oraz drugie, przeznaczone do pomiaru samotności, tj. skala samotności de Jong Gierveld (DJGLS; de Jong Gierveld i Kamphuls, 1985). Występowanie silnego związku między poczuciem jakości relacji rówieśniczych (mierzonym przez twierdzenia skali PIR) oraz zgeneralizowanego poczucia samotności (mierzonych przez pozycje skali DJGLS), czy wręcz tożsamość konstruktów mierzonych przez pozycje obu narzędzi uprawdopodobnia fakt, że DJGLS mierzy samotność bazującą raczej na relacjach rówieśniczych (*peer-related loneliness*) niż np. rodzinnych (por. np. Goossens i in., 2009).

Wyniki dotychczasowych badań wskazują, że zarówno w przypadku PIR (Grygiel, 2015, 2016), jak i DJGLS (Grygiel, Humenny, Rebisz, Świtaj, Sikorska, 2013; Humenny i Grygiel, 2015) oba narzędzia posiadają zbliżoną strukturę czynnikową, którą najlepiej reprezentuje model podwójnego czynnika (Holzinger i Swineford, 1937). Oba narzędzia cechuje substancjalna (zasadnicza, wystarczająca – Stout, 1990) jednowymiarowość. W obu poza „głównym” wymiarem, występują więc także wymiary „poboczne” (podczynniki, czynniki specyficzne, lokalne, subczynniki), przy czym to, co wspólne dla wszystkich wskaźników (czynnik generalny) dominuje nad tym, co łączy tylko ich część (subczynnikami) (Reise, Moore, i Haviland, 2010). W praktyce oznacza to, że każde z tych narzędzi mierzy jeden konstrukt latentny.

## Problem i hipotezy badawcze

W niniejszym tekście stawiamy następujące pytanie badawcze: „Czy poczucie samotności wśród dzieci w wieku szkolnym oraz samoocena stopnia integracji ze zbiorowością klasowych rówieśników są tym samym doświadczeniem, czy też są one wprawdzie wysoko skorelowane, lecz należy traktować je jako odrębne zjawiska?”. Przekładając problem na język analiz empirycznych: w poniższym artykule zamierzamy ustalić, czy twierdzenia tworzące dwa narzędzia badawcze, tj. kwestionariusz Postrzeganej Integracji Rówieśniczej (PIR) oraz skalę samotności de Jong Gierveld (DJGLS), dają się wyjaśnić jednym, czy też raczej dwoma konstruktami latentnymi (lub większą ich liczbą). Uściślając, główna część analiz polegać będzie na sprawdzeniu, ile zmiennych latentnych leży u podstaw zmienności pozycji tworzących oba narzędzia badawcze. Naturalną drogą wiodącą do udzielenia odpowiedzi na tak postawione pytanie jest analiza struktury czynnikowej (w formie *item factor analysis* – IFA).

W modelach czynnikowych – oraz równaniach strukturalnych – konstrukty niemierzalne, zwane także zmiennymi latentnymi (MacCallum i Austin, 2000), reprezentowane są najczęściej przez zestaw wielu obserwowalnych wskaźników. W perspektywie modelowania czynnikowego zmienne latentne postrzega się poprzez zdolność wyjaśniania relacji zachodzących między obserwowalnymi wskaźnikami. Innymi słowy, model czynnikowy zakłada, że istnieje jedna (lub więcej niż jedna) bezpośrednio nieobserwowalna (hipotetyczna) zmienna leżąca u podstaw relacji zachodzących pomiędzy zmiennymi obserwowalnymi (wskaźnikami). Zakłada się, że kontrola oddziaływania tego konstruktów powinna prowadzić do zaniku wcześniej występujących korelacji między jego wskaźnikami<sup>1</sup>. Jeżeli jednak wzajemne zależności utrzymują się do wyjaśnienia zmienności wskaźników (najczęściej) niezbędne okazuje się uwzględnienie w modelu kolejnej zmiennej latentnej, kolejnego „czynnika” (Bollen, 2002). Analiza czynnikowa umożliwia więc udzielenie odpowiedzi nie tylko na pytanie: „Czy dany test faktycznie mierzy to, co zakłada się, że mierzyć powinien?” (Guilford, 1946), lecz także „Czy różne narzędzia mierzą ten sam konstrukt, czy też nie?”.

Metoda wykazywania specyficzności danego konstruktów na podstawie analizy czynnikowej (liczby i charakteru czynników) ma w naukach społecznych długą tradycję. Przykłady analiz tego typu odnaleźć można także w ramach badań nad samotnością. Przykładowo, Cacioppo, Hughes, Waite, Hawkley oraz Thisted (2006) wykazali w ten sposób niezależność poczucia samotności od depresji, Newcomb i Bentler (1986) od wsparcia społecznego, natomiast Badcock, Barkus, Cohen, Bucks oraz Badcock (2016) od cech schizotypowych.

W interesującym nas przypadku możliwych jest kilka alternatywnych rozwiązań. Po pierwsze, obie skale mierzą tylko jeden konstrukt teoretyczny – to jednak w świetle dotychczasowych badań wydaje się mało prawdopodobne, gdyż ani PIR, ani DJGLS nie są narzędziami ściśle jednowymiarowymi (w obu przypadkach analizy wskazują na gorsze dopasowanie modelu jednoczynnikowego niż wieloczynnikowych). Po drugie, pozycje tworzące obie skale mierzą wprawdzie tylko jeden konstrukt, lecz ze względu na sposób sformułowania twierdzeń (zarówno PIR, jak i DJGLS zawierają twierdzenia „pozytywne” oraz „negatywne”) analiza czynnikowa wykaże występowanie dwóch wymiarów związanych ze sposobem sformułowania pozycji obu skal (wystąpi efekt metody). Po trzecie, istnieje – podobnie jak w przypadku dwu poprzednich – jeden konstrukt generalny i wiele podwymiarów związanych (1) po części ze sposobem werbalizacji pozycji („pozytyw” / „negatyw”), (2) po część z merytoryczną ich zawartością (treścią niezależną od sposobu „kierunku” twierdzeń). Po czwarte, pozycje mierzą dwa częściowo niezależne konstrukty, zgodnie ze znaczeniem przypisywanym przez twórców obu narzędzi, jednak z tych samych powodów co rozwiązanie pierwsze przypadek ten jest mało prawdopodobny. Po piąte, twierdzenia mierzą i dwa częściowo zależne konstrukty oraz dwa podwymiary powiązanych z „pozytywnym” i „negatywnym” sformułowaniem pozycji obu narzędzi (efekt metody).

<sup>1</sup> Mówiąc językiem nieco bardziej „technicznym”: przyjmując założenie o „lokalnej niezależności”, przy kontroli wektora zmiennej/zmiennych latentnych współczynnik korelacji cząstkowej między zmiennymi obserwowalnymi powinien wynosić zero.

Po szóste wreszcie, istnieją dwa powiązane konstrukty oraz (podobnie jak w rozwiązaniu trzecim) wiele podwymiarów, których nie można sprowadzić do efektu metody.

Opierając się na – opisanych we Wstępie – wynikach dotychczasowych badań, zakładamy, że:

1. Eksploracyjna analiza czynnikowa (EFA) wskaże na występowanie pięciu czynników jako najlepiej odzwierciedlających relacje między wskaźnikami. Jednocześnie stawiamy hipotezę, że trzy z nich łączyć będą pozycje skali PIR, dwa zaś odnosić się do twierdzeń skali DJGLS. Zakładamy więc, że analiza eksploracyjna przeprowadzona na połączonych pozycjach z obu narzędzi badawczych odtworzy strukturę subczynników z modeli podwójnego czynnika estymowanych wcześniej oddzielnie na pozycjach skali PIR oraz DJGLS (Hipoteza 1).
2. Konfirmacyjna analiza czynnikowa wykaże, że najlepiej dopasowanym modelem do danych będzie model zakładający występowanie dwóch skorelowanych czynników głównych (jednego odnoszącego się do pozycji skali PIR oraz drugiego związanego z pozycjami skali DJGLS) oraz kilku ortogonalnych (zarówno wzajemnie, jak i w stosunku do obu czynników głównych) subczynników. Będzie to model lepszy zarówno od modelu zakładającego występowanie tylko jednego czynnika głównego, jak i modelu zakładającego występowanie kilku skorelowanych czynników (bez czynnika głównego). Innymi słowy, stawiamy hipotezę, że optymalnym modelem będzie „złożony”, bo zakładający istnienie dwóch odrębnych (choć silnie skorelowanych) czynników głównych, model podwójnego czynnika (w naszym przypadku: podwójnych czynników) (Hipoteza 2).
3. Analiza miar rzetelności oraz jednowymiarowości wykaże, że – w przypadku obu analizowanych zmiennych latentnych – będziemy mieli do czynienia z substancjalną (choć nie ścisłą) jednowymiarowością. Innymi słowy, że subczynniki przenosić będą stosunkowo niewielką część wariancji między pozycjami po uwzględnianiu wariancji między pozycjami narzędzi związanej z obu czynnikami głównymi (Hipoteza 3).
4. Oprócz ustalenia struktury czynnikowej występującej przy łącznej analizie wszystkich pozycji tworzących oba narzędzia interesować nas będzie ponadto, czy wyodrębnione konstrukty: (1) różnić się będą pod względem poziomu natężenia ze względu na płeć dzieci<sup>2</sup> oraz (2) czy

<sup>2</sup> Decyzja o przeprowadzeniu analizy niezmienności ze względu na płeć wiąże się z wykazywaniem przez dzieci w wieku szkolnym – wspomnianej we Wstępie – tendencji do zamykania interakcji w ramach własnych grup płciowych. Jeżeli homofilia płciowa jest jednym z podstawowych czynników wpływających na kształt relacji rówieśniczych, relacje interpersonalne zachodzące między dziewczynkami mają inny charakter niż te występujące między chłopcami (por. np. Benenson, 1990; Benenson i Benarroch, 1998), to postrzeganie ich jakości może zdecydowanie różnić się między chłopcami a dziewczynkami. Różnice wynikać mogą nie tylko zresztą z odmiennego charakteru sieci rówieśniczych, lecz także innego poziomu rozwoju społeczno-emocjonalnego dziewczynek i chłopców w tym samym wieku, a więc od czynników rozwojowych (por. np. Grygiel, Modzelewski, i Pisarek, 2016). W każdym razie uzasadnione wydaje się przeprowadzenie analiz osobno w grupie uczniów oraz uczennic. To zaś wymaga zweryfikowania założenia o pomiarowej niezmienności.



zajmowana przez uczniów pozycja w sieciach rówieśniczych (zarówno „pozytywnych”, jak i „negatywnych”) będzie na nie oddziaływać z jednakową, czy też z różną siłą. W tym kontekście:

5. Ze względu na niejednoznaczne wyniki dotychczasowych badań (Maes, Klimstra, Van den Noortgate, i Goossens, 2015) nie stawiamy żadnych hipotez związanych z różnicami w poziomie poczucia integracji rówieśniczej oraz zgeneralizowanego poczucia samotności między chłopcami a dziewczętami. Zakładamy jedynie, że wystąpienie (dowolnych, statystycznie istotnych) różnic w natężeniu obu zmiennych latentnych potwierdzać będzie ich – przynajmniej częściową – wzajemną niezależność (Hipoteza 4).
6. Zakładamy równocześnie, że czynnik generalny odnoszący się do postrzegania relacji rówieśniczych będzie mocniej związany (zarówno wśród chłopców, jak i wśród dziewczyn) z pozycją zajmowaną w ramach sieci rówieśniczej niż generalne poczucie samotności (Hipoteza 5).

## Metody

### Próba

Badania, na podstawie których przeprowadzone zostaną analizy, zrealizowane zostały przez Instytut Badań Edukacyjnych w ramach podłużnego projektu EWD<sup>3</sup>. Pierwsza fala przeprowadzona została w 2010 roku wśród uczniów klas pierwszych losowo wybranych szkół w Polsce. Szczegóły realizacji badania prezentują publikacje poświęcone efektywności nauczania na pierwszym i drugim etapie edukacji szkolnej (Dolata i in., 2014, 2015).

W ramach czwartej fali (piąta klasa szkoły podstawowej) w badaniu wzięło udział 6142 uczniów z 323 klas skupionych w pierwotnie wylosowanych 180 szkołach (49,6% chłopców i 50,4% dziewcząt). Średni wiek badanych wyniósł 11,85 roku (SD = 0,39; Min = 10,02; Max = 15,19).

### Plan analiz

#### Modelowanie struktury czynnikowej

Analiza struktury czynnikowej kwestionariuszy PIR i DJGLS przeprowadzona zostanie w dwóch etapach. W pierwszym etapie wykorzystana zostanie eksploracyjna analiza czynnikowa (EFA), której celem będzie (1) określenie optymalnej liczby czynników niezbędnych do wyjaśnienia zmienności występującej między wskaźnikami oraz (2) przyporządkowaniu im pozycji z analizowanych kwestionariuszy. Podkreślimy, że analiza eksploracyjna (podobnie zresztą jak confirmacyjna) zostanie przeprowadzona na wszystkich twierdzeniach tworzących oba analizowane narzędzia. Liczba czynników wyznaczona zostanie na podstawie dwóch – najczęściej (Schmitt, 2011) wykorzystywanych w praktyce – kryteriów: (a) Kaisera wartości własnych większych niż 1 oraz (b) wykresu osypiska.

---

<sup>3</sup> Projekt „Rozwój metody edukacyjnej wartości dodanej na potrzeby wzmocnienia ewaluacyjnej funkcji egzaminów zewnętrznych” realizowany jest w Instytucie Badań Edukacyjnych w ramach działania 3.2. Rozwój systemu egzaminów zewnętrznych priorytetu III. Wysoka jakość systemu oświaty Programu Operacyjnego Kapitał Ludzki.

Przy wyznaczaniu optymalnej liczby czynników uwzględnione zostaną także: (a) ich interpretowalność; (b) niewielka liczba „ładunków krzyżowych”, (c) warunek posiadania przez czynnik przynajmniej trzech pozycji z ładunkami powyżej wartości 0,3, które to pozycje jednocześnie nie będą posiadały ładunków wyższych w ramach żadnego innego czynnika (Brown, 2006). Innymi słowy, jako warunek istnienia czynnika przyjmujemy nie tylko możliwość jego sensownej interpretacji, lecz także „swoistość” tworzących go pozycji. Przyporządkowanie twierdzeń odpowiednim czynnikom nastąpi na podstawie wielkości ładunków czynnikowych. Twierdzenie zostanie przypisane danemu czynnikowi, gdy ładunek z nim związany będzie wyższy niż ładunki na pozostałych czynnikach.

W drugim etapie analizy, po określeniu liczby czynników oraz wstępnym przyporządkowaniu do nich pozycji (na podstawie wybranych rozwiązań EFA), estymowane zostaną trzy confirmacyjne modele czynnikowe (CFA): (1) z  $n$  skorelowanymi czynnikami, (2) z jednym czynnikiem głównym oraz  $n$  nieskorelowanymi z nim i między sobą podczynnikami oraz (3) z dwoma skorelowanymi czynnikami głównymi (jednego odzwierciedlającego postrzeganie relacji rówieśniczych, drugiego odnoszącego się do zgeneralizowanego poczucia samotności) i  $n$  nieskorelowanymi z nimi i między sobą podczynnikami, gdzie  $n$  oznacza liczbę czynników określonych w ramach EFA. Modele 2 i 3 są odmianami modelu podwójnego czynnika (Humenny i Grygiel, 2015; Reise, 2012).

Na tym etapie do oceny jakości dopasowania modelu do danych wykorzystane zostaną trzy miary: (1) pierwiastek ze średniego kwadratu błędu przybliżenia – *root mean square error of approximation*, RMSEA (Steiger, 1990), (2) niernormowany indeks dopasowania – *Tucker-Lewis index*, TLI (Tucker i Lewis, 1973) oraz (3) porównawczy indeks dopasowania – *comparative fit index*, CFI (Bentler, 1990). Zgodnie z powszechnie przyjętymi regułami (Marsh, Hau i Grayson, 2005; Yu, 2002) model wskazujący na adekwatne dopasowanie do danych powinien cechować się wartościami RMSEA równymi lub mniejszymi niż 0,06 oraz wartościami CFI i TLI większymi niż 0,90. Jednocześnie o lepszym dopasowaniu modelu do danych, bardziej adekwatnym odzwierciedleniu „faktycznej” struktury czynnikowej świadczą będą niższe wartości współczynników RMSEA oraz wyższe wartości współczynników CFI i TLI.

### **Rzetelność i miary jednowymiarowości**

W zależności od modelu najlepiej odzwierciedlającego relacje między wskaźnikami obliczone zostaną różne miary rzetelności/jednowymiarowości. W przypadku każdego z modeli obliczone zostaną współczynniki Alfa (opierającego się na sumie punktów; Cronbach, 1951) i Omega (opierającego się na ładunkach czynnikowych; McDonald, 1999), który – w odróżnieniu od współczynnika Alfa – nie zakłada tau-ekwiwalentności (równości ładunków czynnikowych). Współczynniki Alfa i Omega o wartości ponad 0,7 wskazują na adekwatny poziom rzetelności skali (Nunnally, 1978).

W przypadku modeli bi-factor do analizy rzetelności wykorzystane zostaną dodatkowo trzy specyficzne formy współczynnika Omega (Olatunji, Ebesutani, i Reise, 2015; Revelle i Zinbarg, 2009; Rodriguez, Reise, i Haviland, 2015):

1. OmegaS (*omega subscale*) – to miara rzetelności konkretnego podczynnika opierająca się na wszystkich źródłach wariancji pozycji tworzących dany podczynnik, jest to odpowiednik współczynnika Omega obliczany jedynie dla pozycji tworzących dany podczynnik;
2. OmegaH (*omega hierarchical*) – która wyraża, jaką częścią wariancji wyników sumarycznych wszystkich pozycji tworzących daną skalę stanowi wariancja czynnika głównego (zmiennej latentnej); wartości powyżej 0,7 można uznać za świadczące o substancjalnej jednowymiarowości skali (Reise, Bonifay, i Haviland, 2013; Reise, Scheines, Widaman, i Haviland, 2013);
3. OmegaHS (*omega hierarchical subscale*) – obliczana jest dla poszczególnych podczynnika i informuje, na ile rzetelny jest pomiar dokonywany na podstawie tylko pozycji podczynnika, a więc na ile informacja z nimi związana *wykracza poza to*, co przekazuje czynnik generalny; wartością minimalną, świadczącą o tym, że dany podczynnik ma znaczenie merytoryczne niezależne od czynnika głównego jest 0,5 (Reise, Bonifay i in., 2013).

Do określenia wymiarowości badanych skal wykorzystany zostanie współczynnik ECV – wyjaśnionej wspólnej wariancja (*explained common variance*; Ten Berge i Sočan, 2004), uważany obecnie za najlepszą miarę jednowymiarowości, jaka może być wykorzystana w analizie modeli typu bi-factor (podwójnego czynnika). ECV jest miarą tego, ile czynnik główny wyjaśnia wspólnej wariancji wszystkich pozycji. Przyjmuje się, że wartości powyżej 0,6 świadczą przynajmniej o substancjalnej jednowymiarowości analizowanej skali (Reise, Scheines i in., 2013), zaś wartości powyżej 0,9 o jej ścisłej jednowymiarowości (Quinn, 2014).

### **Międzygrupowa niezmiennosc pomiarowa oraz testowanie różnic między średnimi**

Niezmiennosci pomiarowa stanowi krytyczne założenie do dokonywania jakichkolwiek porównań międzygrupowych (Millsap, 2011). Brak niezmiennosci pomiarowej uniemożliwia poprawne wnioskowania na temat różnic (np. w poziomach średnich) występujących pomiędzy analizowanymi grupami. W niniejszym artykule przyjmujemy zaproponowaną przez Vandenbergę i Lance'a (2000) sekwencyjną procedurę testowania inwariancji, tj. estymację serii modeli zagnieżdżonych ze wzrastającą liczbą ograniczeń nałożonych na testowane parametry (Dimitrov, 2010).

Modelem bazowym jest model konfiguracyjny (M1), niezakładający niezmiennosci żadnych parametrów w modelu. W następnym kroku estymowany będzie model metryczny (M2), w którym ładunki czynnikowe, pierwsze progi wszystkich pozycji oraz drugie progi pozycji, które wykorzystane zostają do ustalenia metryki czynników, zostaną zrównane pomiędzy grupami. Ostatni etap polegał będzie na estymacji modelu skalarnego (M3), w którym odpowiadające sobie ładunki czynnikowe oraz wszystkie progi poszczególnych pozycji będą ustalone na tej samej wartości w obu grupach. Zastosowana procedura pozostaje zgodna z zaleceniami sformułowanym przez B. i L. Muthénów (2012).



W celu weryfikacji, czy wprowadzone ograniczenia w znaczącym stopniu powodują pogorszenie dopasowania modelu (w stosunku do modelu bez ograniczeń lub z mniejszą ich liczbą), zgodnie z sugestią Meade'a i in. (2008), uwzględniona zostanie zmiana dwóch miar dobroci: CFI oraz RMSEA. Zakładamy, że hipoteza o występowaniu niezmienności pomiarowej zostanie odrzucona, 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. Osiągnięcie przynajmniej częściowej inwariancji skalarnej umożliwi dokonanie porównania średniego poziomu zmiennych latentnych pomiędzy chłopcami a dziewczętami.

### **Oddziaływanie pozycji w strukturze sieci socjometrycznej na zmienne latentne (wielogrupowy model MIMIC)**

Model zakładający (przynajmniej częściową) skalarną niezmiennosć pomiarową wykorzystany zostanie jako podstawa do sprawdzenia, czy – a jeżeli tak, to jak mocno – pozycje zajmowane w sieci „pozytywnej” oraz „negatywnej” wpływają na estymowane zmienne latentne. Analiza ta przeprowadzona zostanie równoległe w grupie chłopców oraz dziewczynek (opcja Multigroup w Mplusie). Wykorzystanie modelu międzygrupowego da możliwość przeprowadzenia porównania parametrów siły oddziaływania zmiennych niezależnych między obu grupami płciowymi.

W tej części analiz wykorzystana zostanie więc międzygrupowa wersja metody wielu wskaźników i wielu przyczyn (*multiple indicators, multiple causes, MIMIC*), stanowiąca połączenie dwóch rodzajów technik analitycznych: konfirmacyjnej analizy czynnikowej (*confirmatory factor analysis, CFA*) oraz analizy ścieżek (*path analysis, PA*).

Modele MIMIC składają się z komponentu pomiarowego (CFA) oraz regresyjnego (PA), zwanego także strukturalnym. Część pomiarowa służy do estymacji niedającego się bezpośrednio zaobserwować poziomu interesującej nas cechy (np. poczucia samotności), szacowanego na podstawie odpowiedzi udzielonych na pytania tworzące narzędzie badawcze – stąd pochodzi część nazwy „wiele wskaźników” (*multiple indicators*). Komponent regresyjny natomiast umożliwia poznanie wpływu (jawnych) zmiennych niezależnych na poziom cechy ukrytej, uchwyconej w ramach komponentu pomiarowego – stąd część nazwy „wiele przyczyn” (*multiple causes*). Więcej informacji na temat modelu MIMIC zainteresowany Czytelnik odnaleźć może w publikacji Grygiel, Świtaj, Humenny (2015).

### **Metody estymacji**

Wszystkie analizy zostaną przeprowadzone za pomocą pakietu Mplus 7.4 (Muthén i Muthén, 2012). Ze względu na fakt, iż dane wykorzystane w analizach mają hierarchiczny charakter, uczniowie są zagnieżdżeni w klasach, aby móc szacować nieobciążone błędy standardowe, wykorzystano opcję *complex* w Mplusie. Aby rozwiązać problem braków danych, wykorzystano pełnoinformacyjną estymację największej warygodności (*full-information maximum likelihood* – FIML). Daje ona mniej obciążone wyniki w porównaniu z tradycyjnie stosowanymi rozwiązaniami, takimi jak usunięcie wszystkich obserwacji z brakami czy też usunięcie obserwacji parami (Ernst i Cacioppo, 1999).

Ze względu na porządkowy charakter pomiaru pozycji analizowanych skal obliczenia przeprowadzono na macierzy korelacji polichorycznych, wykorzystując estymator najmniejszych ważonych kwadratów ze skorygowaną średnią i wariancją (*weighted least squares mean and variance adjusted*, WLSMV).

Dodatkowym narzędziem analitycznym będzie pakiet Igraph (Csardi i Nepusz, 2006) funkcjonujący w środowisku R (R Core Team, 2013), który zostanie wykorzystany do obliczenia stopnia centralności badanych uczniów w sieciach pozytywnych i negatywnych.

## Narzędzia pomiarowe

### Kwestionariusz Poczucia Integracji Rówieśniczej (PIR)

Kwestionariusz Poczucia Integracji Rówieśniczej (PIR) jest częścią większego narzędzia – Fragebogen zur Erfassung von Dimensionen der Integration von Schülern (FDI 4–6; Haeblerlin, Moser, Bless i Klaghofer, 1989) – służącego do pomiaru samooceny stopnia integracji ucznia ze zbiorowością uczniów w szkole. Za pomocą kwestionariusza PIR uzyskujemy informację o opinii danego ucznia na temat postrzegania zarówno pozytywnych, jak i negatywnych relacji z kolegami/koleżankami klasowymi. Narzędzie tworzy osiem pozycji, których akceptacja oznacza „pozytywne” relacje rówieśnicze oraz siedem twierdzeń, z którymi zgoda oznacza „negatywne” ich postrzeganie. Zadaniem badanych jest ocena tego, jak dobrze każde z piętnastu twierdzeń skali odzwierciedla sytuację respondenta. Zgodność tę uczniowie opisują, korzystając z czteropunktowej skali: od „tak” poprzez „raczej tak”, „raczej nie” aż do „nie”. Po przekodowaniu pozycji „negatywnych” łączny wyższy wynik wskazuje na gorszą ocenę relacji rówieśniczych.

### Skala samotności de Jong Gierveld (DJGLS)

Skala samotności de Jong Gierveld (DJGLS) [de Jong Gierveld i Kamphuis, 1985] jest to narzędzie częściowo zbalansowane, składające się z pięciu pozycji pozytywnych i sześciu negatywnych, z których żadna nie zawiera słowa „samotność”. Skalę cechuje dobra rzetelność oraz trafność (de Jong Gierveld i Kamphuis, 1985; de Jong Gierveld i van Tilburg, 1999; Dykstra i de Jong Gierveld, 2004; van Tilburg i Leeuw, 1991). Poziom akceptacji poszczególnych twierdzeń respondenci zaznaczali na takiej samej skali jak w przypadku kwestionariusza PIR. Po przekodowaniu pozycji „negatywnych” łączny wyższy wynik wskazuje na bardziej intensywne odczuwanie samotności.

### Pozycja socjometryczna

Do określenia pozycji socjometrycznej dzieci została wykorzystana standardowa procedura opracowana przez Coie i zespół (1982). W procedurze tej uczniowie są proszeni o wskazanie rówieśników z tej samej klasy, z którymi (1) najbardziej oraz (2) najmniej chcieliby spędzać czas. Uczniowie mogli wskazać dowolną liczbę osób bez względu na ich płeć. Wskazania te były zliczane dla każdego dziecka. Na tej podstawie obliczone zostały miary stopnia centralności (Freeman, 1978) pozycji socjometrycznej każdego z badanych, zarówno w sieci pozytywnej (tworzonych przez wskazania „chęć spędzać czas” – *positive in-degree* – PIND), jak i w negatywnej (tworzonych przez wskazania „nie chęć spędzać czasu” – *negative in-degree* – NIND). Miary te są standaryzowane

w ramach klas (ze średnią równą 0 oraz odchyleniem standardowym równym 1). Wyższy wynik PIND oznacza lepszą pozycję socjometryczną (więcej wskazań o charakterze „pozytywnym”). Z kolei wyższa wartość NIND oznacza gorszą pozycję socjometryczną (więcej wskazań o charakterze „negatywnym”).

## Wyniki

### Modele eksploracyjne

Zgodnie z planem analizy rozpoczęto od określenia optymalnej liczby czynników niezbędnych do wyjaśnienia zmienności między wskaźnikami tworzącymi obie skale. Metoda wartości własnych większych niż 1 sugeruje wybór 4 czynników (wartości własne pierwszych sześciu wyniosły: 12,08; 1,95; 1,67; 1,13; 0,85; 0,67). Z kolei wykres osypiska (którego nie prezentujemy ze względu na ograniczoną ilość miejsca) sugeruje konieczność wyodrębnienia sześciu czynników. Ładunki czynnikowe dla rozwiązania zakładającego występowanie czterech, pięciu oraz sześciu czynników zawiera tabela A1 w Aneksie.

Zauważyć należy, że w rozwiązaniu sześcioczynnikowym w przypadku ostatniego z czynników (szóstego) występuje tylko jeden ładunek swoisty (pozycja K17). Przy czym, mocno ładuje ona także czynnik piąty. Rozwiązanie sześcioczynnikowe zakłada więc zbyt dużą liczbę czynników (*over-factoring*). Z kolei w przypadku rozwiązania czteroczynnikowego aż dwanaście pozycji ładuje znacząco ( $\lambda > 0.3$ ) na więcej niż jednym czynniku (posiada tzw. ładunki krzyżowe). Jest to więc rozwiązanie zakładające prawdopodobnie zbyt małą liczbę czynników (*under-factoring*). W rozwiązaniu pięcioczynnikowym pozycji z ładunkami krzyżowymi jest zdecydowanie mniej (jedynie trzy). Ponadto w takim rozwiązaniu każdy czynnik jest tworzony przez przynajmniej trzy twierdzenia. Co istotne, rozwiązanie pięcioczynnikowe posiada klarowną interpretację zgodną z wynikami dotychczas prowadzonych badań w tym zakresie (Grygiel, 2015, 2016; Humenny i Grygiel, 2015).

Warto zwrócić uwagę, że trzy czynniki tworzone są wyłącznie przez pozycje skali PIR, zaś dwa niemal wyłącznie przez twierdzenia skali DJGLS. Niemal, gdyż wyjątkiem jest twierdzenie K29, pierwotnie występujące w ramach skali PIR, które – przy łącznej analizie pozycji z obu narzędzi – okazało się wiązać raczej z „negatywnymi” pozycjami DJGLS niż PIR. W tym kontekście nie bez znaczenia jest treść tej pozycji: „W klasie czuję się samotny”. Mocniejszy związek twierdzenia będącego „bezpośrednią” miarą poczucia samotności raczej z twierdzeniami skali DJGLS niż PIR wydaje się uprawniać do postawienia tezy, że – w świadomości dzieci – to twierdzenia skali DJGLS definiują typ doświadczeń będący desygnatem samotności. To zaś stanowi wstępne potwierdzenie hipotezy mówiącej, że doświadczanie relacji rówieśniczych jako nieprzyjemnych i stresujących nie jest tym samym typem doświadczenia co poczucie samotności.

Generalnie, czynnik pierwszy reprezentują twierdzenia „pozytywne” z kwestionariusza PIR (o numerach 5, 8, 20, 35). Czynnik drugi składa się z trzech pozostałych twierdzeń pozytywnych odnoszących się do chęci utrzymywania relacji towarzyskich z koleżankami/kolegami z klasy, w tym głównie poza środowiskiem szkolnym (pozycje o numerach 2, 14 oraz 35) oraz z twierdzenia negatywnego 44 („Nudzę się z moimi koleżankami i kolegami z klasy”), które

również odnosi się do oceny relacji o charakterze „towarzyskim”. Z kolei czynnik trzeci utworzyły pozycje „negatywne” ze skali PIR (o numerach 11, 17, 23, 38 oraz 41). Na czynnik czwarty składa się sześć pozycji, również „negatywnych”, lecz tym razem pochodzących ze skali DJGLS oraz – dodatkowo – jedna (także „negatywna”) ze skali PIR – wspomniana już pozycja K29. W skład ostatniego, piątego, czynnika weszło pozostałe dziewięć pozycji ze skali DJGLS, a więc wszystkie „pozytywne” itemy składające się na to narzędzie.

Eksploacyjna analiza czynnikowa pozwala więc na stwierdzenie, że: (1) u źródeł zmienności pozycji obu skal nie leży jeden konstrukt (zdecydowanie lepiej dopasowane do danych są rozwiązania wieloczynnikowe niż jednoczynnikowe); (2) generalnie pozycje skali PIR i DJGLS nie łączą się we wspólne czynniki (tj. czynniki zawierające pozycje z obu skal), co świadczy o odrębności konstruktów leżących u ich podstaw; (3) fakt, że najlepszym modelem eksploacyjnym jest model pięcioczynnikowy (trzy wymiary „pozytywne” oraz dwa „negatywne”), wskazuje, że zmienne latentne nie przenoszą jedynie efektu metody (*wording effect*), ale mają również komponent merytoryczny. Wyniki pozwalają więc na przyjęcie pierwszej z postawionych hipotez (H1)

### Modele konfirmacyjne

Zgodnie z planem analiz w opartym na rozwiązaniu eksploacyjnym (konkretnie: zakładające występowanie pięciu czynników), dokonano specyfikacji trzech alternatywnych modeli konfirmacyjnych, tj. (1) modelu bez czynnika głównego z pięciu skorelowanymi czynnikami (5CZ), (2) modelu zakładającego występowanie jednego czynnika głównego oraz pięciu (wzajemnie ortogonalnych) subczynników (5S1G) oraz (3) modelu zakładającego występowanie dwóch skorelowanych czynników głównych oraz pięciu (ortogonalnych w stosunku do siebie oraz wobec czynników głównych) subczynników (5S2G).

Analiza miar dobroci dopasowania modeli do danych wskazuje, że najlepszym spośród trzech testowanych modeli okazał się ostatni z wymienionych modeli (tj. 5S2G), o najniższych wartościach RMSEA oraz najwyższych wartościach CFI oraz TLI.

**Tabela 1. Miary dobroci dopasowania testowanych konfirmacyjnych modeli czynnikowych (CFA)**

	Model	Parametr	Test $\chi^2(df)$	CFI	TLI	RMSEA	RMSEACI 90%	
CFA	Model1(5CZ)	114	4289,0 (289)**	,965	,960	,047	[,046-	,049]
	Model2(5S1G)	130	4102,8 (273)**	,966	,960	,048	[,047-	,049]
	Model3(5S2G)	131	3215,5 (272)**	,974	,969	,042	[,041-	,043]

Uwaga: CFA = konfirmacyjna analiza czynnikowa; 5CZ = model z pięcioma skorelowanymi czynnikami (bez czynnika głównego); 5S1G = model z jednym czynnikiem głównym i pięcioma subczynnikami; 5S2G = model z dwoma czynnikami głównymi i pięcioma subczynnikami;  $\chi^2$  = test dobroci dopasowania chi-kwadrat; df = stopnie swobody; CFI = *Comparative Fit Index*; TLI = *Tucker Lewis Index*; RMSEA = *Root-Mean-Square Error of Approximation*; CI = Przedział ufności; \*\*oznacza istotnie statystyczny wynik testu  $\chi^2$  ( $p < .01$ ).

Dodać należy, że w modelu 5S2G korelacja między obu czynnikami głównymi okazała się wysoka ( $r = 0,885$ , przy  $p < 0,01$ ). Dotychczas przedstawione analizy wskazują więc, że: (1) model podwójnego czynnika (podwójnych czynników) lepiej reprezentuje powiązania między pozycjami tworzącymi oba narzędzie niż model ograniczony do pięciu skorelowanych czynników (bez żadnych czynników głównych) oraz model zakładający istnienie tylko jednego czynnika głównego, (2) subczynniki nie wiążą się jedynie z „kierunkiem” (pozytywnym lub negatywnym) twierdzenia<sup>4</sup>. Przeprowadzone analizy pozwalają więc na przyjęcie drugiej z postawionych hipotez (H2).

Warto podkreślić, że wszystkie pozycje mocniej (por. tab. A2 w Aneksie) ładują czynnik główny niż czynniki specyficzne, biorąc pod uwagę wartości standaryzowane. Ładunki czynników głównych są – w przypadku każdej pozycji – nie tylko istotnie statystycznie różne od 0, ale także wyraźnie przekraczają wartość 0,3. Średnia wielkość ładunków czynnikowych czynnika głównego PIR (G-PIR) wyniosła 0,67, natomiast dla G-DJGLS równa była 0,66. W tym kontekście istotne, że ładunki dla podczynników okazały się znacznie niższe. Ich przeciętna wielkość dla SP1-PIR wyniosła 0,43, dla SP2-PIR równa była 0,30, dla SN-PIR 0,33, dla SP-DJGLS 0,42, natomiast dla SN-DJGLS wyniosła 0,35.

W konsekwencji, przedstawione dane pozwalają na wyciągnięcie dwóch (wstępnych) wniosków. Po pierwsze, narzędzia wydają się nadawać do pomiaru ogólnego (generalnego) postrzegania jakości relacji rówieśniczych zachodzących w klasie oraz generalnego poczucia samotności. Wprawdzie nie cechuje ich ścisła jednowymiarowość (na co wskazują wyniki EFA), nie są jednak także ściśle wielowymiarowe (czego dowodzi z kolei słabsze dopasowanie confirmacyjnego modelu 5CZ niż 5S2G). Zdecydowanie lepsze zdefiniowane czynników głównych niż podczynników prowadzi do wniosku, że strukturę obu skal dobrze oddaje jednowymiarowość typu substancjalnego.

Jak zostało to wspomniane we wcześniejszej partii tekstu, problem substancjalnej jednowymiarowości narzędzia może zostać poddany analizie opartej na estymacji specyficznych dla modeli podwójnego czynnika miar rzetelności/jednowymiarowości – różnych wersji współczynnika Omega oraz wskaźnika ECV.

### Miary rzetelności i jednowymiarowości

Zarówno współczynniki Alfa, jak i jego odpowiedniki dla latentnych czynników głównych (Omega oraz OmegaS) wskazują na wysoki poziom rzetelności obu czynników głównych (w obu przypadkach Alfa  $> 0,7$ , Omega  $> 0,7$ , i OmegaS  $> 0,7$ ). Wielkość współczynników OmegaH (wskaźnika substancjalnej jednowymiarowości – w przypadku obu czynników głównych  $> 0,70$ ) oraz OmegaHS (odzwierciedlającego rzetelność subczynników przy kontroli rzetelności czynników głównych  $< 0,5$ ) wskazuje, że interpretacja subczynników niezależnie od czynników głównych nie jest rozwiązaniem optymalnym ze względu na stosunkowo niewielką część wariancji pozycji wyjaśnianą przez nie po uwzględnieniu występowania czynników głównych. Tezę tę potwierdzają zresztą wartości

<sup>4</sup> Gdyby wiązały się one jedynie z „kierunkiem” pozycji, należałoby oczekiwać występowania tylko dwóch subczynników: jednego łączącego wszystkie pozycje „pozytywne” obu skal oraz drugiego grupującego pozycje „negatywne”.



współczynników ECV, przekraczające zarówno w przypadku czynnika głównego odnoszącego się do relacji klasowych (G-PIR), jak i zgeneralizowanego poczucia samotności (G-DJGLS) graniczną wartość 0,6 (por. tab. 2). Przeprowadzona analiza potwierdza więc trafność również trzeciej hipotezy (H3).

**Tabela 2. Rzetelność pomiarowa skal PIR i DJGLS na podstawie modelu 5S2G**

	PIR				DJGLS		
	G-PIR	P1-PIR	P2-PIR	N-PIR	G-DJGLS	P-DJGLS	N-DJGLS
Alfa <sup>a</sup>	0,89	0,77	0,84	0,77	0,86	0,84	0,80
Omega	0,92	–	–	–	0,91	–	–
OmegaS	–	0,83	0,83	0,82	–	0,88	0,81
OmegaH	0,91	–	–		0,78	–	–
OmegaHS		0,25	0,13	0,17		0,18	0,26
ECV	0,77	–	–		0,74	–	–

Uwaga: G-PIR – czynnik główny postrzeganej integracji uczniowskiej; G-DJGLS – czynnik główny samotności; P1-PIR – pierwszy pozytywny subczynnik integracji; P2-PIR – drugi pozytywny subczynnik integracji; N-PIR – negatywny subczynnik integracji; P-DJGLS – pozytywny subczynnik samotności; N-DJGLS – negatywny subczynnik samotności; <sup>a</sup>Alfa Cronbacha obliczona z wykorzystaniem macierzy korelacji Pearsona w pakiecie SPSS PASW Statistics; współczynniki Omega oraz ECV obliczone na podstawie parametrów oszacowanych z wykorzystaniem macierzy korelacji polichorycznych oraz estymatora WLSMV.

### Niezmiennosc pomiarowa ze wzgledu na plec

Analizy niezmiennosci rozpoczeto (model M1) od przetestowania niezmiennosci typu konfiguracyjnego, w ktorej zarowno wielkosci ladunkow czynnikowych, jak i progii mogly sie roznic miedzy obu wyroznionymi grupami (tj. chlopcami oraz dziewczętami). Dane zawarte w tabeli 3 wskazuja, ze dobrze oddaje on relacje wystepujace miedzy zmiennymi (RMSEA < 0,06; CFI > 0,9; TLI > 0,9). Wyjatkiem jest test chi-kwadrat (p < 0,05), lecz wskaznika tego – jak zostalo to wzescniej zaznaczone – nie bierzemy pod uwage ze wzgledu na jego wzrażliwosc związana z wielkoscia próby. W ramach kolejnego modelu przetestowano niezmiennosc typu metrycznego (M2), zakladajaca, ze wzród uczniow i uczennic wielkosci ladunkow czynnikowych nie beda sie znacząco rozniły. Estymowany model nie okazal sie (por. tab. 3) znacząco gorzej dopasowany do danych niz model konfiguracyjny ( $\Delta$ RMSEA < 0,002;  $\Delta$ CFI = 0,002), co nie pozwala na odrzucenie testowanej hipotezy. Takze model skalarny, w ktorym oprócz ladunkow czynnikowych zalożono miedzygrupowa rownosc progow, okazal sie nie gorzej dopasowany niz testowany wzescniej model metryczny. Nie mamy wzec podstaw do odrzucenia hipotezy o zbliżonej w obu wyroznionych grupach „trudnosci” pozycji tworzaczych analizowany model czynnikowy.

**Tabela 3. Miary dopasowania modeli dla międzygrupowej niezmienności pomiarowej skal PIR i DJGLS**

Model	Parameters	test $\chi^2(df)$		TLI	CFI	$\Delta CFI$	RMSEA	RMSEACI 90%		$\Delta RMSEA$
M1 - konfiguralny <sup>a</sup>	262	3619,4	(544)**	,975	,970	-	,043	[,042-	,044]	-
M2 - metryczny <sup>b</sup>	219	3611,3	(587)**	,975	,972	,002	,041	[,040-	,042]	-,002
M3 - skalarny <sup>c</sup>	172	3540,2	(634)**	,976	,975	,003	,039	[,037-	,040]	-,002

Uwagi: <sup>a</sup> – Ładunki czynnikowe oraz progi uwolnione; <sup>b</sup> – Ładunki czynnikowe, pierwsze progi wszystkich pozycji oraz drugie progi pozycji, które wykorzystane zostały do ustalenia metryki czynników zrównane pomiędzy grupami; <sup>c</sup> – Ładunki czynnikowe oraz wszystkie progi poszczególnych pozycji zrównane pomiędzy grupami;  $\chi^2$  = test dobroci dopasowania chi-kwadrat; df = stopnie swobody; CFI = *Comparative Fit Index*; TLI = *Tucker Lewis Index*; RMSEA = *Root-Mean-Square Error of Approximation*; CI = Przedział ufności; \*\*oznacza istotnie statystyczny wynik testu  $\chi^2$  ( $p < .01$ ).

### Średnie natężenie poczucia integracji rówieśniczej oraz zgeneralizowanego poczucia samotności między chłopcami i dziewczętami

Brak podstaw do odrzucenia hipotezy o przybliżonej równości ładunków czynnikowych oraz progów (niezmiennosc na poziomie skalarnym) umożliwia zweryfikowanie hipotezy o braku statystycznie istotnych różnic pomiędzy średnim poziomem analizowanych zmiennych latentnych, przede wszystkim czynników głównych (poczucia integracji rówieśniczej oraz ogólnego poczucia samotności). Zastosowany sposób estymacji modelu zakłada, że w grupie chłopców poziom wszystkich analizowanych zmiennych latentnych wynosi zero (0), zaś w grupie dziewczynek jest on estymowany jako parametr wolny. W konsekwencji, uzyskanie poziomu istotności dla średniej danego konstruktów niższego niż graniczne 0,05 oznacza, że wartość tego parametru w znaczący sposób różni się od zera (0), a więc różni się w sposób statystycznie istotny od wyniku uzyskanego wśród chłopców.

Przeprowadzone analizy (por. tab. 4) dowodzą, że – zakładając skalarną niezmiennosc międzygrupową (por. model M3 z tab. 3) – dziewczynki w stosunku do chłopców z jednej strony cechuje lepsza ocena zachodzących w ramach klasy relacji rówieśniczych ( $\Delta PIR = 0,13$ , przy  $p < 0,05$ ), z drugiej zaś, że nie różnią się one od chłopców pod względem poziomu zgeneralizowanego poczucia samotności ( $\Delta DJGLS = 0,02$ , przy  $p > 0,05$ ). Tak więc poziom natężenia obu analizowanych konstruktów (postrzeganej jakości relacji rówieśniczych oraz samotności) nie jest taki sam wśród uczennic oraz uczniów. Potwierdza to, że – mimo wysokiego poziomu skorelowania – obu zmiennych latentnych nie powinno traktować się jako tożsamy. Wyniki analiz wskazują więc na trafność czwartej z postawionych hipotez (H4).

**Tabela 4. Oszacowania wybranych parametrów modelu skalarnego międzypłciowej niezmienności pomiarowej**

parametry	Chłopcy						Dziewczęta						$\Delta G-PIR_{CHL-DZ}$		$\Delta G-DJGLS_{CHL-DZ}$	
	G-PIR		G-DJGLS		$\Delta_{G-PIR-G-DJGLS}$		G-PIR		G-DJGLS		$\Delta_{G-PIR-G-DJGLS}$					
	OSZ	(SE)	OSZ	(SE)	OSZ	(SE)	OSZ	(SE)	OSZ	(SE)	OSZ	(SE)	OSZ	(SE)	OSZ	(SE)
średnia	,00	-	,00	-	-	-	-,13'	(,05)	-,02	(,03)	-,11*	(,05)	,13'	(,05)	,02	(,03)
wariancja	1,31''	(,11)	,35''	(,03)	,96''	(,11)	1,32''	(,11)	,48''	(,04)	,84''	(,11)	-,01	(,08)	-,13''	(,03)
G-DJGLS ↔	,90''	(,01)					,87''	(,01)								

Uwaga: OSZ – oszacowanie parametru; SE – błąd standardowy;  $\Delta$  – różnica; G-PIR – czynnik generalny PIR (z modelu podwójnego czynnika); G-DJGLS – czynnik generalny DJGLS (z modelu podwójnego czynnika); CHL – chłopcy; DZ – dziewczęta;  $\leftrightarrow$  – korelacja; \*\*  $p < 0,01$ , \*  $p < 0,05$ .

**Pozycja socjometryczna a doświadczenie integracji z rówieśnikami oraz samotności (wielogrupowe modele MIMIC)**

Odpowiedzmy teraz na pytanie, czy „gęstość” sieci pozytywnych („lubienie”) oraz „negatywnych” („nie lubienie”) różni się między chłopcami oraz dziewczętkami. O ile w przypadku sieci pozytywnych (ilości otrzymywanych wskazań typu „lubię”) uczniowie nie różnią się od uczennic ( $\Delta PIND_{CHL-DZ} = -0,01$ , przy  $p > 0,05$ ), o tyle różnice takie występują w przypadku sieci „negatywnych” (ilości otrzymywanych wskazań „nie lubię”). Analiza danych zawartych w tabeli 5 wskazuje, że chłopcy otrzymują wyraźnie więcej wskazań „negatywnych” niż dziewczęta ( $\Delta NIND_{CHL-DZ} = 0,05$ , przy  $p < 0,01$ ). Dodajmy jednocześnie, że – zarówno w przypadku dziewczynek, jak i chłopców – sieci „pozytywne” są wyraźnie „gęstsze” niż „negatywne”. Dzieciom łatwiej jest wskazać kogoś jako lubianego niż jako nie lubianego. O odmiennym charakterze obu typów sieci świadczy także umiarkowana wartość współczynnika korelacji między nimi ( $r = -0,49$ , przy  $p < 0,01$  wśród chłopców oraz  $r = -0,43$ , przy  $p < 0,01$  wśród dziewcząt). Sieci „pozytywne” nie stanowią więc lustrzanego odbicia sieci „negatywnych” (i *vice versa*).

**Tabela 5. Oszacowanie różnic międzypłciowych w pozycji dziewcząt i chłopców w sieciach pozytywnych i negatywnych**

parametry	Chłopcy				Dziewczęta				$\Delta PIND_{CHL-DZ}$		$\Delta NIND_{CHL-DZ}$	
	PIND		NIND		PIND		NIND					
	OSZ	(SE)	OSZ	(SE)	OSZ	(SE)	OSZ	(SE)	OSZ	(SE)	OSZ	(SE)
średnia	,30''	(,01)	,18''	(,01)	,30''	(,01)	,13''	(,01)	-,01	(,00)	,05''	(,01)
NIND ↔	-,49''	(,02)			-,43''	(,03)						

Uwaga: OSZ – oszacowanie parametru; SE – błąd standardowy;  $\Delta$  – różnica; PIND – pozycja zajmowana w sieci „pozytywnej”; NIND – pozycja zajmowana w sieci „negatywnej”; CHL – chłopcy; DZ – dziewczęta;  $\leftrightarrow$  – korelacja;  $\rightarrow$  niestandardyzowany współczynnik regresji; \*\*  $p < 0,01$ , \*  $p < 0,05$ .

Jak można było oczekiwać, wyższa pozycja w sieciach „pozytywnych” zmniejsza z jednej strony negatywne postrzeganie jakości relacji rówieśniczych, z drugiej zaś zgeneralizowane poczucie samotności. I na odwrót, wyższa pozycja w sieciach „negatywnych” prowadzi do gorszej oceny zarówno relacji rówieśniczych, jak i poczucia samotności (por. tab. 6). Przy czym, ponownie zgodnie z oczekiwaniami, pozycja zajmowana w sieci rówieśniczej mocniej związana jest z poczuciem jakości relacji rówieśniczych (G-PIR) niż zgeneralizowanym poczuciem samotności (G-DJGLS). Dotyczy to zarówno sieci „pozytywnych” („lubienie”), jak i „negatywnych” („nielubienie”). Potwierdza się więc także ostatnia z postawionych hipotez (H5).

Większe oddziaływanie pozycji socjometrycznej na G-PIR niż G-DJGLS występuje zarówno wśród chłopców, jak i dziewczynek (por. tab. 6). Wśród chłopców współczynnik b regresji PIND → G-PIR wyniósł -2,15, podczas gdy b dla regresji PIND → G-DJGLS już tylko -1,18 ( $\Delta\text{PIND}_{\text{CHL}} = -0,97$ , przy  $p < 0,01$ ). Z kolei wśród dziewczynek współczynnik b PIND → G-PIR wyniósł -2,17, natomiast PIND → G-DJGLS równy był -1,23 ( $\Delta\text{PIND}_{\text{DZ}} = -0,94$ , przy  $p < 0,01$ ). Z kolei w przypadku sieci negatywnych w grupie chłopców współczynnik b z regresji NIND → G-PIR wyniósł 1,30, zaś z regresji NIND → G-DJGLS okazał się niższy i wyniósł 0,58 ( $\Delta\text{NIND}_{\text{CHL}} = 0,72$ , przy  $p < 0,01$ ). Wśród dziewczynek współczynnik regresji b z regresji NIND → G-PIR wyniósł 1,47, natomiast z regresji NIND → G-DJGLS 0,91 ( $\Delta\text{NIND}_{\text{DZ}} = 0,56$ , przy  $p < 0,01$ ).

**Tabela 6. Oszacowania wybranych parametrów modelu z regresją pozycji socjometrycznej na czynniki generalne PIR i DJGLS**

parametry	Chłopcy						Dziewczęta						$\Delta\text{G-PIR}_{\text{CHL-DZ}}$		$\Delta\text{G-DJGLS}_{\text{CHL-DZ}}$	
	G-PIR		G-DJGLS		$\Delta_{\text{G-PIR-G-DJGLS}}$		G-PIR		G-DJGLS		$\Delta_{\text{G-PIR-G-DJGLS}}$					
	OSZ	(SE)	OSZ	(SE)	OSZ	(SE)	OSZ	(SE)	OSZ	(SE)	OSZ	(SE)	OSZ	(SE)	OSZ	(SE)
średnia	,00	-	,00	-	-	-	-,06	(,11)	,01	(,07)	-,07	(,10)	,06	(,11)	-,01	(,07)
wariancja	,95**	(,08)	,35**	(,03)	,60**	(,08)	1,02**	(,09)	,48**	(,04)	,55**	(,09)	-,07	(,06)	-,13**	(,03)
G-DJGLS ↔	,89**	(,01)					,85**	(,01)								
PIND →	-2,15**	(,10)	-1,18**	(,10)	-,97**	(,19)	-2,17**	(,20)	-1,23**	(,13)	-,94**	(,21)	,03	(,26)	,06	(,17)
NIND →	1,30**	(,17)	,58**	(,10)	,72**	(,14)	1,47**	(,20)	,91**	(,14)	,56**	(,18)	-,17	(,25)	-,33*	(,16)

Uwaga: OSZ – oszacowanie parametru; SE – błąd standardowy;  $\Delta$  – różnica; G-PIR – czynnik generalny PIR (z modelu podwójnego czynnika); G-DJGLS – czynnik generalny DJGLS (z modelu podwójnego czynnika); PIND – pozycja zajmowana w sieci „pozytywnej”; NIND – pozycja zajmowana w sieci „negatywnej”; CHL – chłopcy; DZ – dziewczęta; ↔ – korelacja; → – niestandardyzowany współczynnik regresji; \*\*  $p < 0,01$ , \*  $p < 0,05$ .

Należy przy tym zauważyć, że nie ma różnic pomiędzy chłopcami i dziewczętami w sile oddziaływania pozycji w sieciach pozytywnych na G-PIR ( $\Delta\text{PIND} \rightarrow \text{G-PIR}_{\text{CHL-DZ}} = 0,03$ , przy  $p > 0,05$ ) oraz G-DJGLS ( $\Delta\text{PIND} \rightarrow \text{G-DJGLS}_{\text{CHL-DZ}} = 0,06$ , przy  $p > 0,05$ ). Brak takich różnic również w przypadku oddziaływania pozycji w sieciach negatywnych na G-PIR ( $\Delta\text{NIND} \rightarrow \text{G-PIR}_{\text{CHL-DZ}} = -0,17$ , przy  $p > 0,05$ ). Co ważne, pozycja w sieci negatywnej mocniej podwyższa poczucie samotności (G-DJGLS) wśród dziewczynek niż wśród chłopców ( $\Delta\text{NIND} \rightarrow \text{DJGLS}_{\text{CHL-DZ}} = -0,33$ , przy  $p < 0,05$ ).

Podkreślić jednocześnie należy, że uwzględnienie pozycji zajmowanej w sieci rówieśniczej powoduje, iż występujące wcześniej, tj. w modelu bez relacji sieciowych, lepsze oceny relacji koleżeńskich w klasie wyrażana przez dziewczynki zanika ( $\Delta\text{PIR} = 0,06$ , przy  $p > 0,05$ ). Tak więc za różnice w postrzeganiu jakości relacji rówieśniczych występujące między chłopcami i dziewczętami odpowiada zróżnicowana pozycja zajmowana przez uczniów i uczennice w ramach sieci koleżeńskiej (por. tab. 6).

## Wnioski

W niniejszym tekście staraliśmy się odpowiedzieć na pytanie: „Czy poczucie samotności wśród dzieci w wieku szkolnym oraz samoocena stopnia integracji ze zbiorowością klasowych rówieśników są tym samym doświadczeniem, czy też są one wprawdzie wysoko skorelowane, lecz należy taktować je jako odrębne zjawiska?”. Przeprowadzone analizy, wykorzystujące zarówno eksploracyjne, jak i konformacyjne modele czynnikowe jasno wskazują, iż odpowiedzi na twierdzenia zawarte w obu kwestionariuszach wiążą się z dwiema skorelowanymi wprawdzie, lecz odrębnymi zmiennymi latentnymi, z których pierwsza odnosi się bezpośrednio do oceny integracji z rówieśnikami w klasie, druga zaś jest miarą zgeneralizowanego poczucia samotności. Analizy wykazały także, że oba czynniki główne (z najlepszego spośród testowanych modelu podwójnego czynnika) cechują się stosunkowo wysokim poziomem rzetelności oraz – co nie mniej istotne – oba można uznać za substancjalnie jednowymiarowe. Przeprowadzone analizy potwierdziły więc trzy pierwsze postawione hipotezy (H1–H3).

O istotowej odrębności obu zidentyfikowanych zmiennych latentnych świadczy także fakt, że płęć nie różnicuje ich poziomu w jednakowy sposób. Dziewczynki wprawdzie lepiej oceniają swoje relacje rówieśnicze niż chłopcy (co wynika z lepszej pozycji zajmowanej w ramach sieci socjometrycznej), lecz wcale nie odczuwają niższego poziomu samotności. Wielogrupowe modele MIMIC ujawniły ponadto, że pozycja zajmowana w ramach sieci rówieśniczej (zarówno „pozytywna”, jak i „negatywna”) wyraźnie mocniej wiąże się z oceną rówieśniczego klimatu klasy niż poczuciem samotności, co dodatkowo uprawomocnia stwierdzenie, że wskaźniki tworzące oba narzędzia nie odnoszą się do tego samego typu doświadczeń. Tak więc również hipotezy H5 oraz H6 znalazły uzasadnienie w danych.

Wyniki przeprowadzonych analiz nie przesądzają jednak o tym, jakie wzajemne relacje zachodzą między ujawnionymi zmiennymi latentnymi. Możemy postawić jedynie pewne przypuszczenia (hipotezy) uwzględniające ich wzajemną odrębność przy wysokim poziomie skorelowania. Naszym zdaniem zgeneralizowane poczucie samotności jest doświadczeniem szerszym niż poczucie integracji z rówieśnikami: przykrą, emocjonalną *konsekwencją* złożonej oceny szerokiego spektrum własnych relacji społecznych. Konstruktem wprawdzie nabudowanym także na ocenach relacji zachodzących między klasowymi rówieśnikami, lecz nie tylko na tym typie relacji społecznych.

W tym kontekście należy pamiętać, że wprawdzie znaczenie środowiska rówieśniczego (przede wszystkim klasowego) w okresie szkoły podstawowej rośnie, to jednak samotność może mieć także inne źródła, np. pozaszkolne relacje



rówieśnicze czy – przede wszystkim – relacje z rodzicami. Dostępne dane empiryczne wskazują, że posiadane przez dzieci, a związane ze środowiskiem rodzinnym, deficyty w zakresie społecznych kompetencji są przez rówieśników „odczytywane” już w okresie wczesnoprzedszkolnym. W efekcie dzieci z rodzin o niższym SES wybierane są jako partnerzy zabawy mniej chętnie niż osoby z rodzin lepiej usytuowanych (Milteer, Ginsburg, i Mulligan, 2012).

Stwierdzenie braku tożsamości między konstruktami mierzonymi przez dwa analizowane narzędzia posiada konsekwencje wiążące się z dotychczasową praktyką badania poczucia samotności wśród dzieci w wieku szkolnym. Skoro ocena jakości poziomu integracji rówieśniczej oraz poczucie samotności to odmienne typy doświadczenia, to wnioskowanie o poziomie samotności na podstawie kwestionariuszy, w których znaczna część pozycji odnosi się nie tyle do samotności jako takiej, lecz jej (potencjalnych) przyczyn, tj. postrzegania jakości różnego typu relacji rówieśniczych, nie wydaje się – z oczywistych względów – rozwiązaniem optymalnym. Przypomnijmy w tym miejscu, że taką złożoną strukturę posiada najczęściej stosowane wśród dzieci w wieku szkolnym narzędzie do pomiaru poczucia samotności, tj. Skala Samotności i Braku Satysfakcjonujących Relacji Społecznych (The Loneliness and Social Dissatisfaction Measure – LSDS; Asher i Wheeler, 1985).

Rozsądną propozycją w tym kontekście wydaje się wyodrębnienie twierdzeń odnoszących się do samotności oraz postrzegania relacji koleżeńskich i analizowanie wyników osobno dla obu grup pozycji. Taki zabieg jest zresztą stosowany przez niektórych badaczy stosujących skalę LSDS (por. np.: Parker i Asher, 1993; Qualter i in., 2013). Przy czym użyteczność tej propozycji ograniczać może fakt, iż część pozycji LSDS odnoszących się do „samotności” wykorzystuje *expressis verbis* – potencjalnie stygmatyzujący (Lau i Gruen, 1992; Rotenberg i MacKie, 1999) – termin „samotność”, co obniżyć może prawdopodobieństwo udzielenia odpowiedzi twierdzącej (zaniżyć faktyczny poziom poczucia samotności).

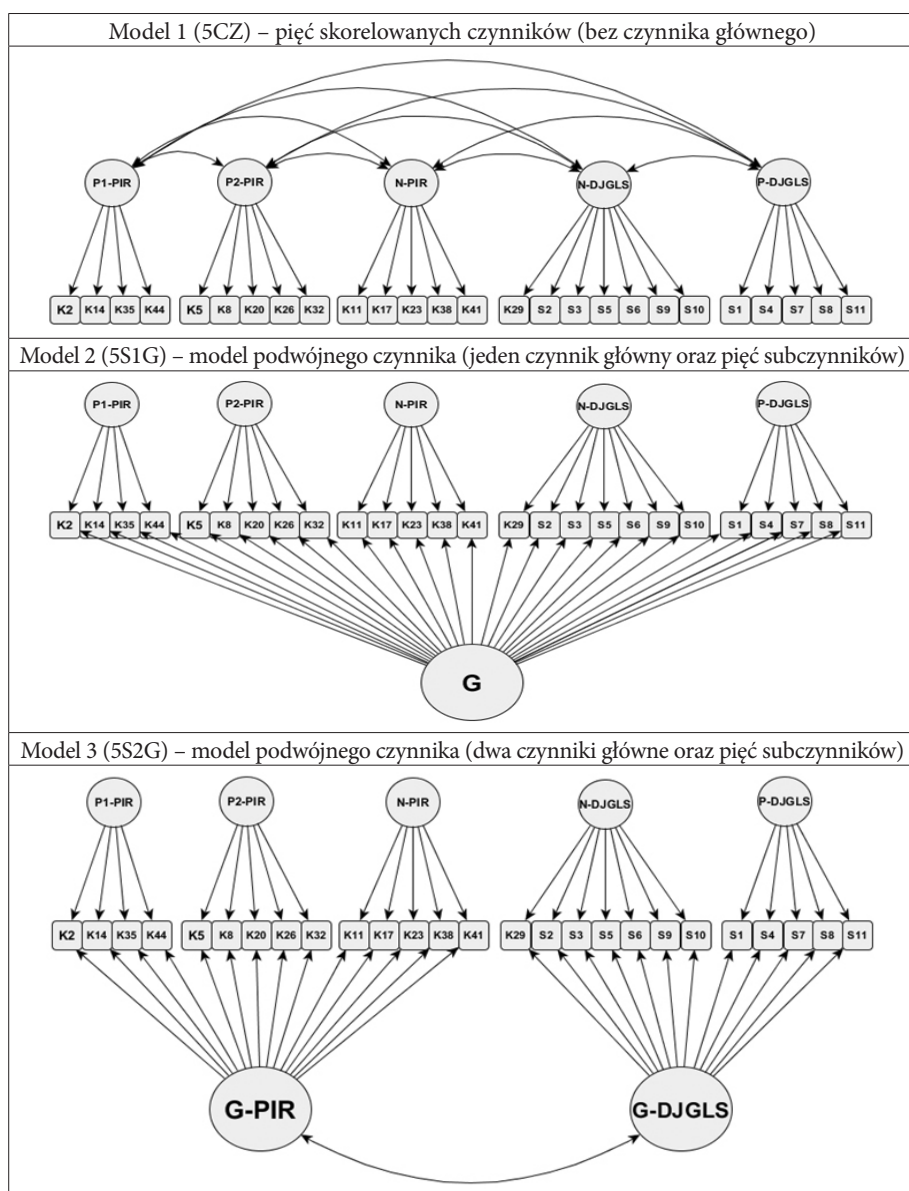
Inną wartą rozważenia ideą jest uwzględnienie w badaniach dodatkowo narzędzia do oceny poziomu samotności, którego twierdzenia byłyby przez dzieci w wieku szkolnym zrozumiałe, lecz nieograniczające się do szkolnego aspektu relacji interpersonalnych, umożliwiające bardziej ogólną, mniej dziedzinową jego ocenę, a jednocześnie nie zawierającego odwołania do terminu „samotność”. Dodajmy, że wszystkie te warunki spełnia skala DJGLS. Zastosowanie w badaniach narzędzia o bardziej uniwersalnym charakterze, umożliwiłoby prowadzenie analiz związanych ze zmianami rozwojowymi – postrzeganiem jakości różnego typu relacji interpersonalnych na różnych etapach życia wraz z czynnikami postrzeganie to warunkującymi.

Aneks

Tabela A1. Ładunki czynnikowe dla trzech eksploracyjnych modeli czynnikowych (EFA)

Pozycje	Cztery czynniki				Pięć czynników					Sześć czynników					
	F1	F2	F3	F4	F1	F2	F3	F4	F5	F1	F2	F3	F4	F5	F6
K2	,62*	,11*	,05*	,16*	,63*	,14*	,05*	,03	,07*	,62*	,14*	,04	,07*	,08*	-,05*
K5	,22*	,35*	,05*	,39*	,26*	,56*	-,07*	,15*	,02	,25*	,59*	,16*	,02	-,01	-,14*
K8	,20*	,31*	-,02	,42*	,22*	,41*	,06*	-,02	,19*	,22*	,39*	-,02	,20*	,06*	,05*
K11	,13*	,39*	,34*	-,07*	,14*	-,02	,57*	,04	,06*	,14*	-,01	,04	,05*	,57*	-,01
K14	,94*	,01	-,02*	-,00	,95*	,02	,03*	-,04*	-,02	,95*	,01	-,04*	-,02	,00	,06*
K17	-,00	,40*	,38*	-,01	,00	,11*	,45*	,17*	,01	,01	,03*	,13*	,02	,38*	,40*
K20	,01	,60*	-,01	,41*	,05*	,71*	,12*	-,00	,02	,04*	,70*	-,01	,01	,02	,28*
K23	,01	,48*	,50*	-,03	,02	,23*	,43*	,32*	-,10*	,02	,21*	,31*	-,10*	,43*	,07*
K26	-,04*	,63*	-,11*	,44*	-,00	,76*	,11*	-,10*	,02*	-,02	,75*	-,10*	,04*	,14*	,01
K29	,09*	,28*	,52*	,20*	,11*	,29*	,12*	,53*	-,01	,10*	,29*	,53*	-,01	,17*	-,07*
K32	,17*	,50*	,05*	,39*	,20*	,63*	,06*	,09*	,02	,20*	,60*	,09*	,03	,04*	,14*
K35	,83*	-,03*	,00	,05*	,84*	,03	-,04*	,03	,00	,82*	,03*	,03	,01	-,03*	-,01
K38	,02	,55*	,36*	-,05*	,01	,11*	,69*	,00	,05*	,01	,10*	-,02	,04*	,73*	-,01
K41	-,05*	,39*	,47*	,05*	-,04*	,18*	,37*	,32*	-,01	-,04*	,17*	,31*	-,02	,37*	,02
K44	,33*	,19*	,30*	-,03	,33*	-,02	,30*	,16*	,03	,33*	-,03	,15*	,02	,28*	,07*
S1	,06*	-,10*	,05*	,59*	,06*	-,15*	,14*	-,04*	,71*	,06*	-,16*	-,04*	,72*	,09*	,07*
S2	,04*	-,03*	,53*	,35*	,05*	,05*	-,01	,58*	,25*	,05*	,05*	,58*	,25*	-,04*	,07*
S3	,02	-,01	,75*	,10*	-,03	-,04*	,08*	,75*	,05*	,02	-,04*	,75*	,05*	,08*	,02
S4	-,00	-,01	,04*	,80*	-,01	,10*	,06*	,02	,75*	-,01	,09*	,02	,77*	,06*	-,05*
S5	,06*	-,04*	,69*	,23*	,07*	,03*	-,04	,76*	,11*	,07*	,04*	,75*	,12*	-,03	,00
S6	,03	-,04*	,65*	,09*	-,03	-,09*	,08*	,64*	,08*	,03	-,08*	,64*	,08*	,10*	-,03
S7	-,09*	,04*	,00	,83*	-,08*	,26*	-,07*	,06*	,66*	-,08*	,24*	,07*	,67*	-,07*	,00
S8	,05*	-,10*	,06*	,63*	,05*	-,03	,03	,04	,65*	,05*	-,04*	,04*	,65*	,04*	-,06*
S9	-,05*	-,11*	,65*	-,08*	-,04*	-,09*	-,05*	,73*	-,12*	-,05*	-,09*	,72*	-,12*	-,04	,01
S10	-,10*	,11*	,71*	,23*	-,08*	,14*	,06*	,74*	,08*	-,09*	,13*	,73*	,09*	,07*	,02
S11	,02	,01	,12*	,69*	,03*	,20*	-,07*	,17*	,54*	,03	,19*	,17*	,55*	-,08*	,03

Uwaga: K2 – K44 pozycje skali KIR; S1 – S11 pozycje skali DJGLS; pogrubioną czcionką oznaczono ładunki tworzące dany czynnik; zaciemnione pole wskazuje na ładunek > 0,3; \* oznaczono ładunki różne od 0 na poziomie  $p < 0,05$ .



Rysunek A1. Schematy testowanych modeli confirmacyjnych

Uwaga: K2 – K44 pozycje skali KIR; S1 – S11 pozycje skali DJGLS; G-PIR – czynnik główny postrzeganej integracji uczniowskiej; G-DJGLS – czynnik główny samotności; P1-PIR – pierwszy pozytywny subczynnik integracji; P2-PIR – drugi pozytywny subczynnik integracji; N-PIR – negatywny subczynnik integracji; P-DJGLS – pozytywny subczynnik samotności; N-DJGLS – negatywny subczynnik samotności.

Tabela A2. Niestandaryzowane i standaryzowane (w nawiasach) ładunki czynnikowe z modelu 5S2G

Pozycja	G-PIR	G-DJGLS	P1-PIR	P2-PIR	N-PIR	P-DJGLS	N-DJGLS
K2	1 (0,71)		1 (0,37)				
K5	1,09 (0,78)			1 (0,18)			
K8	0,83 (0,70)			0,65 (0,14)			
K11	0,63 (0,56)				1 (0,36)		
K14	1,89 (0,68)		3,57 (0,67)				
K17	0,59 (0,55)				0,76 (0,29)		
K20	1,07 (0,72)			2,41 (0,40)			
K23	0,95 (0,71)				1,00 (0,31)		
K26	0,89 (0,64)			2,64 (0,47)			
K32	1,42 (0,82)			2,10 (0,30)			
K35	0,98 (0,64)		1,60 (0,55)				
K38	0,84 (0,61)				1,66 (0,50)		
K41	0,75 (0,65)				0,61 (0,22)		
K44	0,66 (0,61)		0,28 (0,14)				
S1		1 (0,50)				1 (0,42)	
S2		1,90 (0,76)					1 (0,27)
S3		1,79 (0,70)					1,62 (0,42)
S4		1,91 (0,69)				1,57 (0,48)	
S5		2,35 (0,77)					1,85 (0,41)
S6		1,27 (0,60)					1,23 (0,39)
S7		1,58 (0,65)				1,27 (0,44)	
S8		1,11 (0,54)				1,05 (0,43)	
S9		0,64 (0,33)					1,62 (0,55)
S10		2,26 (0,78)					1,48 (0,34)
S11		1,67 (0,70)				0,94 (0,33)	
K29		2,84 (0,88)					0,23 (0,05)

Uwaga: K2 – K44 pozycje skali KIR; S1 – S11 pozycje skali DJGLS; G-PIR – czynnik główny postrzeganej integracji uczniowskiej; G-DJGLS – czynnik główny samotności; P1-PIR – pierwszy pozytywny subczynnik integracji; P2-PIR – drugi pozytywny subczynnik integracji; N-PIR – negatywny subczynnik integracji; P-DJGLS – pozytywny subczynnik samotności; N-DJGLS – negatywny subczynnik samotności; wszystkie ładunki czynnikowe istotne przynajmniej na poziomie  $p < 0,05$ .

## Bibliografia

- Asher, S. R., i Hopmeyer, A. (1997). Loneliness in Childhood. W G. G. Bear, K. M. Minke, i A. Thomas (Red.), *Children's Needs II: Development, Problems and Alternatives*. Bethesda, Md: National Association of School Psychologists.
- Asher, S. R., Hymel, S., i Renshaw, P. D. (1984). Loneliness in Children. *Child Development*, 55(4), 1456.
- Asher, S. R., i Weeks, M. S. (2013). Loneliness and Belongingness in the College Years. W R. J. Coplan i J. C. Bowker (Red.), *The Handbook of Solitude* (ss. 283–301). Hoboken, NJ: John Wiley i Sons.

- Asher, S. R., i 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.
- Badcock, J. C., Barkus, E., Cohen, A. S., Bucks, R., i Badcock, D. R. (2016). Loneliness and schizotypy are distinct constructs, separate from general psychopathology. *Frontiers in Psychology*, 7.
- Bastian, B., Koval, P., Erbas, Y., Houben, M., Pe, M., i Kuppens, P. (2015). Sad and Alone: Social Expectancies for Experiencing Negative Emotions Are Linked to Feelings of Loneliness. *Social Psychological and Personality Science*, 6(5), 496–503.
- Benenson, J. F. (1990). Gender Differences in Social Networks. *The Journal of Early Adolescence*, 10(4), 472–495.
- Benenson, J. F., i Benarroch, D. (1998). Gender Differences in Responses to Friends' Hypothetical Greater Success. *The Journal of Early Adolescence*, 18(2), 192–208.
- Bollen, K. A. (2002). Latent Variables in Psychology and the Social Sciences. *Annual Review of Psychology*, 53(1), 605–634.
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: Guilford Press.
- Bukowski, W. M., Brendgen, M., i Vitaro, F. (2007). Peer and socialization: Effects on externalizing and internalizing problems. W J. E. Grusec i P. D. Hastings (Red.), *Handbook of socialization: Theory and research* (ss. 355–381). New York: The Guilford Press.
- Cacioppo, J. T., Hughes, M. E., Waite, L. J., Hawkley, L. C., i Thisted, R. A. (2006). Loneliness as a specific risk factor for depressive symptoms: Cross-sectional and longitudinal analyses. *Psychology and Aging*, 21(1), 140–151.
- Coie, J. D., Dodge, K. A., i Coppotelli, H. (1982). Dimensions and types of social status: A cross-age perspective. *Developmental Psychology*, 18(4), 557–570.
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *psychometrika*, 16(3), 297–334.
- Csardi, G., i Nepusz, T. (2006). The igraph software package for complex network research. *InterJournal, Complex Systems*, 1695.
- de Jong Gierveld, J., i Kamphuis, F. (1985). The Development of a Rasch-Type Loneliness Scale. *Applied Psychological Measurement*, 9(3), 289–299.
- de Jong Gierveld, J., i van Tilburg, T. (1999). Living arrangements of older adults in the Netherlands and Italy: Coresidence values and behaviour and their consequences for loneliness. *Journal of cross-cultural gerontology*, 14(1), 1–24.
- de Jong Gierveld, J., i van Tilburg, T. G. (2016). Social Isolation and Loneliness. W H. S. Friedman (Red.), *Encyclopedia of Mental Health* (ss. 175–178). Elsevier.
- de Jong-Gierveld, J. (1987). Developing and testing a model of loneliness. *Journal of Personality and Social Psychology*, 53(1), 119–128.
- 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-Maciążek, A., Koniewski, M., i Majkut, P. (2014). *Kontekstowy model efektywności nauczania po pierwszym etapie edukacyjnym*. Edukacyjna Wartość Dodana. Warszawa: Instytut Badań Edukacyjnych.
- Dolata, R., Hawrot, A., Humenny, G., Jasińska-Maciążek, A., Koniewski, M., Majkut, P., Otręba-Szklarczyk, A. (2015). *(Ko)warianty efektywności nauczania: wyniki badania w klasach IV–VI*. Warszawa: Instytut Badań Edukacyjnych.



- Dykstra, P. A., i de Jong Gierveld, J. (2004). Gender and marital-history differences in emotional and social loneliness among Dutch older adults. *Canadian Journal on Aging/La Revue Canadienne Du Vieillessement*, 23(2), 141–155.
- Ebesutani, C., Drescher, C. F., Reise, S. P., Heiden, L., Hight, T. L., Damon, J. D., i Young, J. (2012). The importance of modeling method effects: Resolving the (uni) dimensionality of the loneliness questionnaire. *Journal of Personality Assessment*, 94(2), 186–195.
- Ernst, J. M., i Cacioppo, J. T. (1999). Lonely hearts: Psychological perspectives on loneliness. *Applied and Preventive Psychology*, 8(1), 1–22.
- Freeman, L. C. (1978). Centrality in social networks conceptual clarification. *Social Networks*, 1(3), 215–239.
- Goossens, L., Lasgaard, M., Luyckx, K., Vanhalst, J., Mathias, S., i Masy, E. (2009). Loneliness and solitude in adolescence: A confirmatory factor analysis of alternative models. *Personality and Individual Differences*, 47(8), 890–894.
- Grygiel, P. (2015). Test ukrytej struktury kwestionariusza „Poczucie Integracji Rówieśniczej”. Częściowo konfirmacyjny model podwójnego czynnika z ładunkami krzyżowymi. W B. Niemierko i M. K. Szmigel (Red.), *Zastosowania diagnozy edukacyjnej* (ss. 438–458). Kraków: Polskie Towarzystwo Diagnostyki Edukacyjnej.
- Grygiel, P. (2016). Test podłużnej niezmienności modelu podwójnego czynnika (bifactor) na przykładzie kwestionariusza „Postrzeganej Integracji Rówieśniczej” (PIR). *Edukacja*, (2), w druku.
- Grygiel, P., Humenny, G. (2015). Efektywność nauczania a relacje rówieśnicze. W R. Dolata, A. Hawrot, G. Humenny, A. Jasińska-Maciążek, M. Koniewski, P. Majkut, A. Otręba-Szklarczyk, (Ko)warianty efektywności nauczania. *Wyniki badania w klasach IV–VI* (ss. 85–116). Warszawa: Instytut Badań Edukacyjnych.
- Grygiel, P., Humenny, G., Rebisz, S., Świtaj, P., i Sikorska, J. (2013). Validating the Polish Adaptation of the 11-Item De Jong Gierveld Loneliness Scale. *European Journal of Psychological Assessment*, 29(2), 129–139.
- Grygiel, P., Modzelewski, M., Pisarek, J. (2016). Academic self-concept and achievement in Polish primary schools: cross-lagged modelling and gender-specific effects. *European Journal of Psychology of Education*.
- Grygiel, P., Świtaj, P., i Humenny, G. (2015). Zróznicowane funkcjonowanie pozycji testowych skali stygmatyzacji z Kwestionariusza piętna i dyskryminacji. W A. Pokropek (Red.), *Modele cech ukrytych w badaniach edukacyjnych, psychologii i socjologii. Teoria i zastosowania Instytut Badań Edukacyjnych* (ss. 394–418). Warszawa: IBE.
- Guilford, J. P. (1946). New Standards For Test Evaluation. *Educational and Psychological Measurement*, 6(4), 427–438.
- Haerberlin, U., Moser, U., Bless, G., i Klaghofer, R. (1989). *Integration in die schulklasse: fragebogen zur erfassung von dimensionen der integration von schülern: FDI 4-6*. Bern, Stuttgart: Verlag Paul Haupt.
- Hay, D. F., Caplan, M., i Nash, A. (2009). The Beginnings of Peer Relations. W K. H. Rubin, W. M. Bukowski, i B. P. Laursen (Red.), *Handbook of peer interactions, relationships, and groups* (ss. 121–161). New York: Guilford Press.
- Holzinger, K. J., i Swineford, F. (1937). The Bi-factor method. *Psychometrika*, 2(1), 41–54.
- Humenny, G., i Grygiel, P. (2015). 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* (ss. 400–424). Warszawa: Instytut Badań Edukacyjnych.
- Ladd, G. W., i Coleman, C. C. (1997). Children’s Classroom Peer Relationships and Early School Attitudes: Concurrent and Longitudinal Associations. *Early Education*

- i Development*, 8(1), 51–66.
- Lau, S., i Gruen, G. E. (1992). The Social Stigma of Loneliness: Effect of Target Person's and Perceiver's Sex. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 18(2), 182–189.
- Lubbers, M. J. (2003). Group composition and network structure in school classes: a multilevel application of the p\* model. *Social Networks*, 25(4), 309–332.
- MacCallum, R. C., i Austin, J. T. (2000). Applications of Structural Equation Modeling in Psychological Research. *Annual Review of Psychology*, 51(1), 201–226.
- Maccoby, E. E., i Jacklin, C. N. (1987). Gender Segregation in Childhood. W *Advances in Child Development and Behavior* (T. 20, ss. 239–287). Elsevier.
- Maes, M., Klimstra, T., Van den Noortgate, W., i Goossens, L. (2015). Factor Structure and Measurement Invariance of a Multidimensional Loneliness Scale: Comparisons Across Gender and Age. *Journal of Child and Family Studies*, 24(6), 1829–1837.
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: a unified treatment*. Mahwah, N.J.: L. Erlbaum Associates.
- Meade, A. W., Johnson, E. C., i Braddy, P. W. (2008). Power and sensitivity of alternative fit indices in tests of measurement invariance. *Journal of Applied Psychology*, 93(3), 568–592.
- Milteer, R. M., Ginsburg, K. R., i Mulligan, D. A. (2012). The Importance of Play in Promoting Healthy Child Development and Maintaining Strong Parent-Child Bond: Focus on Children in Poverty. *Pediatrics*, 129(1), 204–213.
- Muthén, L. K., i Muthén, B. O. (2012). *Mplus User's Guide. Seventh Edition*. Los Angeles, CA: Muthén i Muthén.
- Newcomb, M. D., i Bentler, P. M. (1986). Loneliness and Social Support: A Confirmatory Hierarchical Analysis. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 12(4), 520–535.
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory* (2d ed). New York: McGraw-Hill.
- Olatunji, B. O., Ebesutani, C., i Reise, S. P. (2015). A Bifactor Model of Disgust Proneness: Examination of the Disgust Emotion Scale. *Assessment*, 22(2), 248–262.
- Parker, J. G., i 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.
- Parkhurst, J. T., i Hopmeyer-Gorman, A. (1999). Developmental change in the sources of loneliness in childhood and adolescence: Constructing a theoretical model. W K. Rotenberg i S. Hymel (Red.), *Loneliness in Childhood and Adolescence* (ss. 56–80). Cambridge: New York: Cambridge University Press.
- Peplau, L. A. (1982). Perspectives on loneliness. W L. A. Peplau i D. Perlman (Red.), *Loneliness: A sourcebook of current theory, research, and therapy* (ss. 135–151). New York: Wiley Interscience.
- Qualter, P. (2003). Loneliness in Children and Adolescents: What Do Schools and Teachers Need to Know and How Can They Help? *Pastoral Care in Education*, 21(2), 10–18.
- Qualter, P., Rotenberg, K., Barrett, L., Henzi, P., Barlow, A., Stylianou, M., i Harris, R. A. (2013). Investigating Hypervigilance for Social Threat of Lonely Children. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 41(2), 325–338.
- Qualter, P., Vanhalst, J., Harris, R. A., Van Roekel, E., Lodder, G., Bangee, M., Verhagen, M. (2015). Loneliness Across the Life Span. *Perspectives on Psychological Science*, 10(2), 250–264.
- Quinn, H. O. (2014). *Bifactor models, explained common variance (ecv), and the usefulness of scores from unidimensional item response theory analyses* (Master of arts thesis). University of North Carolina at Chapel Hill, Chapel Hill.
- R Core Team. (2013). R: A Language and Environment for Statistical Computing. R Foundation for Statistical Computing.

- Reise, S. P. (2012). The Rediscovery of Bifactor Measurement Models. *Multivariate Behavioral Research*, 47(5), 667–696.
- Reise, S. P., Bonifay, W. E., i Haviland, M. G. (2013). Scoring and Modeling Psychological Measures in the Presence of Multidimensionality. *Journal of Personality Assessment*, 95(2), 129–140.
- Reise, S. P., Moore, T. M., i 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.
- Reise, S. P., Scheines, R., Widaman, K. F., i Haviland, M. G. (2013). Multidimensionality and Structural Coefficient Bias in Structural Equation Modeling: A Bifactor Perspective. *Educational and Psychological Measurement*, 73(1), 5–26.
- Revelle, W., i Zinbarg, R. E. (2009). Coefficients alpha, beta, omega, and the glb: Comments on Sijtsma. *Psychometrika*, 74(1), 145–154.
- Rodriguez, A., Reise, S. P., i Haviland, M. G. (2015). Applying Bifactor Statistical Indices in the Evaluation of Psychological Measures. *Journal of Personality Assessment*, 1–15.
- Rotenberg, K. J., i MacKie, J. (1999). Stigmatization of Social and Intimacy Loneliness. *Psychological Reports*, 84(1), 147–148.
- Rubin, K. H., Fein, G. G., i Vandenberg, B. (1983). Play. W E. M. Hetherington (Red.), *Handbook of child psychology* (wyd. 4, t. 4, ss. 693–774). New York: Wiley.
- Schmitt, T. A. (2011). Current Methodological Considerations in Exploratory and Confirmatory Factor Analysis. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 29(4), 304–321.
- Shaver, P., i Buhrmester, D. (1983). Loneliness, Sex-Role Orientation and Group Life: A Social Needs Perspective. W P. B. Paulus (Red.), *Basic Group Processes* (ss. 259–288). New York, NY: Springer New York.
- Stockard, J. (2006). Gender Socialization. W *Handbook of the Sociology of Gender* (ss. 215–227). Springer US.
- Stout, W. F. (1990). A New Item Response Theory Modeling Approach with Applications to Unidimensionality Assessment and Ability Estimation. *Psychometrika*, 55(2), 293–325.
- Ten Berge, J. M. F., i Sočan, G. (2004). The greatest lower bound to the reliability of a test and the hypothesis of unidimensionality. *Psychometrika*, 69(4), 613–625.
- van Tilburg, T., i Leeuw, E. de. (1991). Stability of scale quality under various data collection procedures: a mode comparison on the 'de Jong-Gierveld Loneliness Scale. *International Journal of Public Opinion Research*, 3(1), 69–85.
- Weiss, R. S. (1975). *Loneliness: the experience of emotional and social isolation*. Cambridge, Mass.: MIT Press.
- Wentzel, K. R., Battle, A., Russell, S. L., i Looney, L. B. (2010). Social supports from teachers and peers as predictors of academic and social motivation. *Contemporary Educational Psychology*, 35(3), 193–202.