Paweł Grygiel
Instytut Badań Edukacyjnych w Warszawie

Test ukrytej struktury kwestionariusza „Poczucie Integracji Rówieśniczej”
Częściowo konfirmacyjny model podwójnego czynnika z ładunkami krzyżowymi

1. Wstęp

Dziesiątki lat badań wskazują, że rówieśnicza akceptacja – stopień, w jakim dziecko jest społecznie akceptowane i lubiane przez swoich rówieśników – jest jednym z podstawowych czynników kształtujących społeczny i emocjonalny dobrostan dziecka na wczesnym etapie rozwoju. Relatywnie długi czas spędzany w szkole, związana z tym malejąca rola rodziców oraz zwiększająca się rola rówieśników (Furman & Buhrmester, 1992) powodują, że środowisko klasowe staje się głównym kontekstem, w ramach którego dokonuje się dynamiczny rozwój dziecka, kształtują się podstawowe umiejętności społeczne mające wpływ na to, jak kształtować się będą relacje interpersonalne na późniejszych etapach życia. Konsekwencje wystąpienia problemów związanych z relacjami interpersonalnymi w szkole przekraczają sferę społeczną (Bukowski, Brendgen, & Vitaro, 2008). Zwiększają prawdopodobieństwo pojawienia się nie tylko zachowań społecznie nieakceptowanych, np. agresywnych (Mercer & DeRosier, 2008)), lecz także zaburzeń o charakterze psychoemocjonalnym, np. lęku (Fontaine i in., 2009), depresji (Vanhalst i in., 2012), obniżonej samooceny (Birkeland, Breivik, & Wold, 2014), poczucia szczęścia czy satysfakcji życiowej (Parker i in., 2015). Mają one wpływ także na osiągnięcia edukacyjne dzieci (por. Ryan & Ladd, 2012).

Zdaniem Kathryn R. Wentzel (2010) pozytywny wpływ relacji rówieśniczych na osiągnięcia edukacyjne wiąże się przede wszystkim z: (1) przekazywaniem przez rówieśników pozytywnych oczekiwań edukacyjnych i standardów uczenia się (nauki), (2) udzielaniem przez nich bezpośredniej pomocy w realizacji obowiązków szkolnych (wsparcie instrumentalne) (3) oraz wytwarzaniem klimatu emocjonalnego wsparcia ułatwiającego pozytywne (efektywne) zaangażowanie w edukacyjną aktywność klasową (wsparcie emocjonalne). Generalnie więc bycie lubianym, posiadanie przyjaciół, bycie częścią grupy sprzyjać może – o ile oczywiście nauka w ramach grupy jest wartością aprobowaną – pozytywnym postawom wobec szkoły (Ladd & Coleman, 1997), zwiększać motywację do nauki (Furrer & Skinner, 2003), aspiracje edukacyjne (Kiuru, Aunola, Vuori, & Nurmi, 2007), a tym samym przyczyniać się do odniesienia sukcesu edukacyjnego (Thapa, Cohen, Guffey, & Higgins-D'Alessandro, 2013). Pozytywne relacje rówieśnicze są więc specyficznym zasobem, który można wykorzystać w procesie nauki, traktując je jako „wartość dodaną” zwiększającą efektywność pracy szkoły.

Wydaje się, że umożliwienie nauczycielom w miarę prostego sposobu pomiaru postrzegania przez uczniów zachodzących w ramach klasy relacji rówieśniczych może (pośrednio) przyczynić się do zwiększenia efektywności pracy szkoły. W warunkach polskich istnieje kilka relatywnie często wykorzystywanych narzędzi do pomiaru tego typu relacji o znanych własnościach psychometrycznych. W tym kontekście wymienić można choćby „Skalę samotności i braku satysfakcjonujących relacji społecznych" (Asher & Wheeler, 1985) oraz „Skalę samotności de Jong-Gierveld" (de Jong-Gierveld & Kamphuls, 1985). Oba narzędzia z powodzeniem wykorzystywano w Polsce w badaniach empirycznych (Grygiel, Świtaj i in., 2013; Grygiel, Humenny, Rebisz, Świtaj, & Sikorska, 2013; Humenny & Grygiel, 2015a; Oleś, 2005, 2006; Świtaj, Grygiel, Anczewska, & Wciorka, 2014).

2. Kwestionariusz „Poczucie Integracji Rówieśniczej"

Poniższe studium poświęcone jest analizie struktury latentnej innego narzędzia badawczego: kwestionariusza „Poczucia Integracji Rówieśniczej" (PIR). Kwestionariusz ten został przygotowany jako część większego narzędzia – Fragebogen zur Erfassung von Dimensionen der Integration von Schulern (FDI 4-6; Haeberlin, Moser, Bless, & Klaghofer, 1989) – służącego do pomiaru samooceny stopnia integracji ucznia w ramach szkoły. Szwajcarscy twórcy narzędzia zakładali, że skala PIR posłuży do badania jednego z trzech wyróżnionych przez nich aspektów integracji szkolnej: integracji o charakterze społecznym. Zgodnie z przyjętymi założeniami skala dostarczyć miała wychowawcom, nauczycielom, pedagogom informacji o tym, jak sami uczniowie oceniają poziom swojej integracji rówieśniczej w obrębie klasy. Za pomocą skali PIR uzyskać mieliśmy informację o opinii danego ucznia na temat postrzegania zarówno pozytywnych, jak i negatywnych relacji z kolegami/koleżankami klasowymi. W konsekwencji kwestionariusz pomyślany został jako narzędzie „zrównoważone", składające się zarówno z twierdzeń „pozytywnych", jak i „negatywnych".

Narzędzie tworzy osiem pozycji, których akceptacja oznacza „pozytywne" relacje rówieśnicze (np. „W klasie mam bardzo wielu przyjaciół") oraz siedem twierdzeń, z którymi zgoda oznacza „negatywne" ich postrzeganie (przykładowo: „W klasie jest wielu uczniów, którzy mi dokuczają"). Zadaniem badanych jest ocena tego, jak dobrze każde z piętnastu twierdzeń skali odzwierciedla sytuację respondenta. Zgodność tę uczniowie opisują, korzystając z 4-punktowej skali: od TAK poprzez RACZEJ TAK, RACZEJ NIE aż do NIE.

Polska wersja narzędzia[1] – przygotowana przez G. Szumskiego (2010) – była z powodzeniem wykorzystywana w szeregu badań (Grygiel, Humenny, Rębisz, Bajcar, & Świtaj, 2014; Grygiel, Humenny, Świtaj, Rębisz, & Anczewska, 2014; Szumski & Karwowski, 2012, 2014), lecz jego struktura czynnikowa nie była dotychczas poddana dogłębnej analizie. Dodajmy, że szwajcarscy twórcy (Haeberlin i in., 1989) zakładali, że pozycje tworzące skalę PIR związane będą z jednym wymiarem latentnym. Przy czym, prowadzone przez nich analizy struktury latentej dotyczyły wszystkich pozycji tworzących narzędzie FDI,

[1] Treść składających się nań pozycji zawiera tabela 3.

a więc nie tylko wymiaru społecznego. To – w połączniu ze stosunkowo mało wyrafinowanymi metodami dostępnymi w latach 80. – nie pozwala na stwierdzenie, iż znana jest nam struktura czynnikowa omawianego narzędzia, tym bardziej zaś jej polskiej adaptacji.

3. Model(e) struktury czynnikowej jako problem

Na podstawie dotychczasowych doniesień badawczych (Grygiel, Humenny, Rębisz i in., 2014; Grygiel, Humenny, Świtaj i in., 2014) zakładamy, że analizy eksploracyjne wykażą bardziej złożony charakter struktury latentnej skali niż zakładana przez jej twórców jednowymiarowość. Hipoteza o braku ścisłej jednowymiarowości narzędzia staje się prawdopodobna, gdy zwrócimy uwagę na fakt, że analizowany kwestionariusz jest narzędziem częściowo „zrównoważonym", tj. składa się zarówno z twierdzeń „pozytywnych", jak i „negatywnych". W przypadku skali tego typu modele zakładające ścisłą jednowymiarowość często okazują się gorzej opisywać relacje zachodzące między twierdzeniami niż modele zakładające istnienie dwóch stosunkowo mocno skorelowanych czynników, tj. pozytywnego oraz negatywnego (Spector, 1997).

Bardziej szczegółowe analizy wykazują jednocześnie, że pojawienie się – niezakładanych na etapie konstruowania skali – czynników, często związane jest raczej z metodologią jego tworzenia, tj. występowaniem twierdzeń pozytywnych i negatywnych, niż z faktem, iż mierzy ono „faktycznie" różne konstrukty latentne (Billiet & McClendon, 2000). Czynniki tego typu określa się jako wymiary utrudniające pomiar, „uciążliwe" (nuisance), raczej niosą ze sobą „szum informacyjny", niż odnoszą się do cech znajdujących się w centrum zainteresowania badaczy (Reise, Moore, & Haviland, 2010). W takich przypadkach narzędzia określić możemy jako wprawdzie „zasadniczo", choć nie „ściśle" jednowymiarowe (Humenny & Grygiel, 2015b). Oznacza to, że – mimo słabego dopasowania do danych klasycznych modeli jednoczynnikowych – mierzą one przede wszystkim pojedyncze konstrukty niż ich wiązki, np. optymizm jako taki raczej niż optymizm pozytywny i/lub negatywny (Maydeu-Olivares & Coffman, 2006), ogólne poczucie integracji niż samotność mierzoną przez twierdzenia pozytywne i/lub negatywne (Ebesutani i in., 2012; Grygiel, Humenny i in., 2013; Humenny & Grygiel, 2015a)[2].

W ostatnich latach rozwinięto procedury testowania zasadniczej jednowymiarowości w ramach modeli z rodziny równań strukturalnych (SEM). Do najważniejszych (Reise, Waller, & Comrey, 2000) zaliczyć można modele struktur wyższego rzędu (*higher-order factor models*) oraz – przede wszystkim – podwójnego czynnika (*bi-factor*). Ich bardziej szczegółowy opis zainteresowany czytelnik odnaleźć może w przywoływanym już nieco wcześniej tekście (Humenny & Grygiel, 2015b). W tym miejscy zaznaczmy jedynie, że oba zakładają, iż zmienność wskaźników można podzielić na dwie grupy:

[2] Nie wyklucza to oczywiście sytuacji, w której czynniki specyficzne (podczynniki) potraktować można jako wymiary posiadające „merytoryczną" interpretację, zgodną z teorią badanego konstruktu (Miller & Cleary, 1993). Innymi słowy, tym samym narzędziem możemy dokonywać pomiaru z jednej strony ogólnej satysfakcji z życia (tego, o czym „mówią" wszystkie pozycje skali satysfakcji), z drugiej zaś strony pewnych tylko jego aspektów, np. satysfakcji z życia rodzinnego; zarobków, pracy zawodowej, sposobów spędzania czasu wolnego (tego, co wspólne dla części twierdzeń).

(1) wspólną dla wszystkich pozycji, (2) specyficzną jedynie dla ich części. Przy czym w modelach wyższego rzędu to, co wspólne dla wszystkich wskaźników, jest estymowane jako część wspólna wariancji czynników niższego rzędu. W modelach tego typu relacja między wskaźnikami obserwowalnymi a czynnikami wyższego rzędu nie jest więc relacją bezpośrednią, lecz pośrednią, przechodzącą przez czynniki pierwszego rzędu.

Z kolei, w modelach podwójnego czynnika estymowana jest: (1) wspólna zmienność dla wszystkich wskaźników/pozycji skali (nie zaś czynników niższego rzędu – jak ma to miejsce w modelach wyższego rzędu) oraz (2) pozostała część wariancji, tym razem wspólna nie dla wszystkich, lecz jedynie niektórych zmiennych obserwowalnych – tworzących wzajemnie ortogonalne czynniki specyficzne, reprezentujące tę część wariancji pozycji kwestionariusza, której nie daje się wyjaśnić czynnikiem głównym (opisanym w pkt 1). W konsekwencji – inaczej niż miało to miejsce w przypadku czynników wyższego rzędu – w modelach podwójnego czynnika relacja wskaźników zarówno z czynnikiem głównym, jak i podczynnikami jest bezpośrednia (nie jest mediowana przez czynniki niższego rzędu).

Z praktycznego punktu widzenia istotne jest, czy estymacje tego typu okażą się lepiej pasować do danych niż modele: (1) zakładające występowanie tylko jednego wymiaru latentnego lub (2) zakładające występowanie X czynników wzajemnie skorelowanych. Ich lepsze dopasowanie do danych świadczyłoby o tym, że skalę PIR można uznać za zasadniczo (choć niekoniecznie ściśle) jednowymiarową. Innymi słowy, że analizując wyniki, możemy wykorzystywać nie tylko informację przekazywaną przez pozycje tworzące podskale (grupy pozycji/twierdzeń), lecz także informację przekazywaną łącznie przez wszystkie pozycje kwestionariusza (Reise, Bonifay, & Haviland, 2013).

Szacowanie parametrów obu typów modeli, a także miar dobroci ich dopasowania do danych nie jest rzecz jasna wolne od ryzyka błędnej estymacji. Jest ona przede wszystkim konsekwencją faktu, że zarówno modele wyższego rzędu, jak i podwójnego czynnika rozwijały się jako integralna część czynnikowych modeli konfirmacyjnych(CFA), zakładających występowanie tzw. „doskonale prostej" (*perfect simple*) struktury czynnikowej (Thurstone, 1947), tj. takiej, w której wszystkie pozycje mają zerowe ładunki na wszystkich czynnikach poza jednym[3]. W przypadku omawianego typu modeli (i nie tylko) ryzyko błędnych oszacowań staje się szczególnie duże, gdy jakaś pozycja wykazuje znaczące (niezerowe) ładunki czynnikowe (np. $\lambda > |0{,}3|$) nie tylko na czynniku głównym i jakimś pojedynczym podczynniku, lecz na dwóch lub więcej podczynnikach naraz, a więc wtedy, gdy mamy do czynienia z występowaniem tzw. „ładunków krzyżowych" (Humenny & Grygiel, 2015b).

Ich nieuwzględnienie w ramach modelu, a trzymanie się założenia o „prostej strukturze czynnikowej", do takich konsekwencji najczęściej prowadzi – skutkuje, jak wskazują badania symulacje (Reise, Moore, & Maydeu-Olivares,

[3] Ujmując problem bardziej konkretnie: strukturę, w której występują ładunki krzyżowe nieprzekraczające wartości |0,3|, określa się mianem „przybliżonej struktury prostej" (*approximate simple structure*). Z kolei, strukturę, w której jakieś wskaźniki posiadają ładunki na kilku czynnikach przekraczające wartość |0,3| określa się jako „strukturę złożoną" (*complex structure*) (por. Browne, 2001).

2011), trudnościami choćby z estymacją „prawdziwych" wartości ładunków na czynniku głównym i podczynnikach. Stąd w ostatnich latach coraz częściej pojawiają się próby rozwiązania tego problemu poprzez stosowanie algorytmów łączących elementy analiz eksploracyjnych (EFA) z konfirmacyjnymi (CFA)[4].

Jedną z nich jest wykorzystanie tzw. rotacji celowej (*target rotation*). W jej przypadku występuje konieczność dokonania wstępnej specyfikacji każdego ładunku w macierzy jako należącego do jednego z dwóch typów: (1) takich, w stosunku do których mamy oczekiwanie, że będą bliskie zeru, oraz (2) takich, co do których wartości oczekiwań nie posiadamy (Browne, 2001). Wstępnie zdefiniowana w ten sposób macierz jest rotowana dla znalezienia takiej transformowanej macierzy, aby minimalizować sumę kwadratów różnic między ładunkami z rozwiązania rotowanego i wstępnie wyspecyfikowanego (Browne, 2001).

Rotacja celowa jest więc zbliżona do modeli konfirmacyjnych, wymaga to posiadania wstępnej wiedzy na temat przybliżonej wielkości oczekiwanych ładunków czynnikowych, a przynajmniej o tych ładunkach, które mają być bliskie zeru. Przy czym, o ile w modelach konfirmacyjnych ładunki określone z danym czynnikiem nie wiążą się w wyestymowanym modelem definicji i muszą przyjąć wartości równe 0 (zero), a błąd popełniony w trakcie wstępnej specyfikacji odkryć można jedynie poprzez analizę miar dobroci dopasowania i/lub wielkości indeksów modyfikacyjnych, o tyle w przypadku rotacji celowej wstępnie ustalona wartość ładunków może się zmienić, o ile prowadzić to będzie do lepszego ogólnego dopasowania elementów określonych jako celowe do estymowanej macierzy ładunków (Browne, 2001; Myers, Jin, Ahn, Celimli, & Zopluoglu, 2015; Reise i in., 2010). W przypadku rotacji celowej odpowiadające sobie elementy rotowanej macierzy czynników będą więc wprawdzie tak bliskie wstępnie określonym wartościom, jak to tylko możliwe, lecz różnice nie są wykluczone i mogą być znaczne (Browne, 2001). Co istotne, model z rotacją celową uwzględni występowanie ładunków krzyżowych, gdy okaże się to korzystne nawet tam, gdzie badacz pierwotnie ich występowania nie zakładał. Błędy wstępnej specyfikacji wielkości czynników są więc łatwe do wykrycia, a zrewidowany model można estymować ponownie.

W interesującym nas kontekście ważne jest przede wszystkim to, że rotację celową można wykorzystać do estymacji modeli wyższego rzędu oraz podwójnego czynnika tak, by uwzględniały one niezbędne ładunki krzyżowe, co skutkować powinno nie tylko lepszym dopasowaniem modelu w porównaniu z analogicznymi rozwiązaniami konfirmacyjnymi, lecz także mniej obciążonym oszacowaniem potencjalnych relacji badanego przez nas konstruktu z innymi zmiennymi w ramach bardziej złożonych modeli równań strukturalnych (SEM). W prezentowanych analizach wykorzystane zostaną zarówno modele czysto konfirmacyjne, jak i częściowo konfirmacyjne (oparte na rotacji celowej).

[4] Przypomnijmy, że jedna z zasadniczych różnic między EFA a CFA wiąże się ze sposobem postępowania właśnie z ładunkami krzyżowymi (Morin, Tran, & Caci, 2013; Myers, 2013)2013; Myers, 2013. O ile w przypadku analiz eksploracyjnych ładunki krzyżowe są estymowane dowolnie (nie narzuca się pod tym względem większych ograniczeń, za wyjątkiem wynikających np. ze sposobu rotacji czynników), o tyle w CFA są one najczęściej redukowane do zera. Pod tym względem modele EFA wykazują większą elastyczność niż konfirmacyjne, skutkiem czego szacowane przez nie parametry są przeważnie obarczone mniejszym błędem, niż ma to miejsce w przypadku modeli konfirmacyjnych (Asparouhov & Muthén, 2009).

4. Analizy statystyczne

Testowanie struktury czynnikowej skali przeprowadzona zostanie w dwóch etapach. Pierwszy będzie miał charakter wstępny (eksploracyjny) i będzie stanowił punkt wyjścia dla estymacji modeli konfirmacyjnych oraz częściowo konfirmacyjnych. Etap wstępny jest niezbędny, gdyż modele konfirmacyjne i częściowo konfirmacyjne zakładają dysponowanie informacją o (1) optymalnej liczbie czynników niezbędnych do wyjaśnienia wariancji między pozycjami skali, a także wiedzą o tym, (2) które pozycje kwestionariusza uznać można za współtworzące dany czynnik.

Ze względu na dotychczasowy brak pogłębionych badań dotyczących struktury czynnikowej polskiej wersji analizowanej skali informacjami tego typu w momencie rozpoczęcia analiz nie dysponowaliśmy. W konsekwencji pierwszy etap badań będzie miał charakter „rozpoznawczy" i przeprowadzony zostanie w oparciu o eksploracyjną analizę czynnikową (EFA) estymowaną – jak zostało to już wspomniane – z macierzy korelacji polichorycznej. W ramach EFA wykorzystana zostanie – domyślna w pakiecie Mplus – skośna rotacja Geomin (Browne, 2001). Liczba niezbędnych czynników oszacowana zostanie na podstawie dwóch – często (Schmitt, 2011) wykorzystywanych w praktyce – kryteriów: (a) Kaisera wartości własnych większych niż 1 oraz (b) wykres osypiska. Określając optymalną liczbę czynników, poszczególne rozwiązania oceniane będą także ze względu na: (a) ich interpretowalności, (b) warunek posiadania przez czynnik przynajmniej trzech pozycji z ładunkami powyżej wartości 0,3, a 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, ale także „swoistość" tworzących go pozycji. Dodatkowo, przyporządkowując poszczególne pozycje skali do konkretnych czynników przyjmuje się, że dana pozycja zostanie „zaliczona" do określonego czynnika, gdy wielkość jej ładunku czynnikowego będzie w przypadku danego czynnika największa spośród wszystkich czynników.

Po określeniu liczby (X) czynników oraz przyporządkowaniu do nich pozycji skali nastąpi przejście do kolejnego (właściwego) etapu analiz, zakładającego estymację szeregu alternatywnych modeli konfirmacyjnych (CFA) oraz częściowo konfirmacyjnych (CFA-T), czyli wykorzystujących – wspomnianą już – rotację celową. Ujmując rzecz bardziej konkretnie, wyestymowanych zostanie siedem modeli zakładających występowanie: (1) jednego czynnika latentnego (CFA-1), (2) X skorelowanych czynników bez ładunków krzyżowych (CFA-X), (3) X skorelowanych czynników z ładunkami krzyżowymi (CFA-T), (4) jednego czynnika wyższego rzędu oraz X podczynników bez ładunków krzyżowych (H-CFA), (5) jednego czynnika wyższego rzędu oraz X podczynników z ładunkami krzyżowymi (H-CFA-T), (6) jednego czynnika głównego oraz X podczynników bez ładunków krzyżowych (B-CFA), (7) jednego czynnika głównego oraz X podczynników z ładunkami krzyżowymi (B-CFA-T). Graficzny schemat wymienionych modeli zawiera rysunek 1 zamieszczony w Aneksie.

Dopasowanie poszczególnych modeli do danych oceniane będzie na podstawie wskaźników dopasowania bezwzględnego oraz relatywnego. W przypadku pierwszego z wymienionych typów wykorzystane zostaną: (1) pierwiastek ze średniego kwadratu błędu przybliżenia – *root mean square error of approximation*, RMSEA (Steiger, 1990) oraz (2) ważony pierwiastek średniego kwadratu reszt – *weighted root-mean-square residual*, WRMR (L. K. Muthén & Muthén, 2012). Spośród miar dopasowania relatywnego wykorzystane będą z kolei (1) nienormowany indeks dopasowania – *Tucker-Lewis index*, TLI (Tucker & Lewis, 1973) oraz (2) porównawczy indeks dopasowania – *comparative fit index*, CFI (Bentler, 1990).

Wymienione cztery wskaźniki wykorzystane zostaną do dwóch celów. Po pierwsze, żeby sprawdzić, czy zakładany model odpowiada strukturze danych. Po drugie, żeby sprawdzić, który z modeli odpowiada im najlepiej. Zgodnie z powszechnie przyjętymi regułami (Marsh, Hau, & Grayson, 2005; Yu, 2002) model wskazujący na adekwatne dopasowanie do danych powinien cechować się wartościami RMSEA równymi lub mniejszymi niż 0,05, WRMR mniejszymi niż 1 oraz wartościami CFI i TLI większymi niż 0,95. Jednocześnie o lepszym dopasowaniu modelu do danych, bardziej adekwatnym odzwierciedleniu „faktycznej" struktury czynnikowej świadczyć będą niższe wartości współczynników RMSEA i WRMR oraz wyższe wartości współczynników CFI i TLI.

Wszystkie analizowane modele estymowane zostaną pakietem Mplus 7.3 (L. K. Muthén & Muthén, 2012) z macierzy korelacji polichorycznej (B. O. Muthén, 1983, 1984) przy użyciu estymatora ważonych najmniejszych kwadratów ze skorygowaną średnią i wariancją – *weighted least squares means and variance adjusted*, WLSMV (B. O. Muthén, 1993). Analizy (w tym symulacyjne) wskazują, że w przypadku zmiennych porządkowych – przede wszystkim, gdy mają one nie więcej niż pięć kategorii odpowiedzi – parametry modelu/i szacowane przy jego użyciu są mniej obciążone niż obliczane „klasycznym" estymatorem największej wiarygodności – *maximum likelihood*, ML (Forero, Maydeu-Olivares, & Gallardo-Pujol, 2009).

Ze względu na hierarchiczny charakter danych wykorzystanych w analizach (uczniowie są „zagnieżdżeni" w klasach) dla oszacowania nieobciążonych błędów standardowych wykorzystano funkcję „complex" w Mplusie (L. K. Muthén & Muthén, 2012). Braki danych związane z nieudzieleniem odpowiedzi na pojedyncze pozycje skali (M = 0,62%) uzupełnione zostały za pomocą pełno-informacyjnej estymacji największej wiarygodności (*full-information maximum likeliehood*, FIML), dającej mniej obciążone wyniki (Enders, 2010) w porównaniu z usunięciem wszystkich obserwacji z brakami czy też usunięcie brakujących obserwacji parami. Przed przeprowadzeniem analiz stwierdzenia „pozytywne" (tj. pozycje o numerach: 2, 5, 8, 14, 20, 26, 32 oraz 35) zostały przekodowane w taki sposób, aby wyższy wynik całej skali wskazywał na pozytywną ocenę klasowych relacji rówieśniczych.

5. Próba badawcza

Analizy przeprowadzone zostaną na danych pochodzących z pierwszej fali podłużnego ogólnopolskiego badania prowadzonego przez Instytut Badań Edukacyjnych (IBE) w ramach projektu *Szkolne uwarunkowania efektywności kształcenia* (SUEK). Pierwsza tura wspomnianych badań przeprowadzona została między grudniem 2010 roku a kwietniem 2011 roku wśród ponad 5 tys. uczniów z losowo dobranych 181 trzecich klas szkół podstawowych. Szczegółowy opis metodologii, według której przeprowadzono badanie, odnaleźć można w osobnej publikacji książkowej (Dolata i in., 2014)[5]. Po usunięciu rekordów uczniów, w których brakowało odpowiedzi na pytania kwestionariusza PIR, analizy zostały przeprowadzone na danych uzyskanych od 5427 osób (49,8% dziewcząt i 50,2% chłopców). Średni wiek badanych – w latach – wyniósł 9,6 (z odchyleniem standardowym równym 0,34).

Analizy eksploracyjne oraz konfirmacyjne przeprowadzony zostaną na dwóch losowo dobranych (w proporcjach 1 : 1) podpróbkach. Pierwsza (N = 2713) posłuży do określenia liczby niezbędnych czynników oraz wstępnego „przyporządkowania" pozycji do zmiennych latentnych. Druga zaś (N = 2714) do weryfikacji tak określonej struktury czynnikowej poprzez estymację alternatywnych modeli konfirmacyjnych oraz częściowo-konfirmacyjnych[6].

6. Wyniki

6.1. Pierwszy etap analiz (modele eksploracyjne)

Przeprowadzone analizy wskazują, że na podstawie kryterium Kaisera wartości własnych większych niż 1, należałoby uwzględnić trzy czynniki. Wartość własna dla pierwszego czynnika wyniosła 6,44, dla drugiego czynnika 1,47, dla trzeciego 1,01, zaś dla czwartego już tylko 0,71. Zbliżone rezultaty przyniosła analiza wykresu osypiska, wskazująca na możliwość wyodrębnienia trzech lub (ewentualnie) czterech czynników[7]. Na prawo od czynnika czwartego występował łagodny spadek wartości własnych. Wykres zaczynał się wyraźnie spłaszczać, podczas gdy po czynniku trzecim (a przede wszystkim drugim) spadek ten okazał się znacznie większy.

Analizując wielkość ładunków czynnikowych w rozwiązaniu zakładającym występowanie ścisłej jednowymiarowości badanej skali (por. tab. 1), zauważyć można, że wszystkie nie tylko w sposób statystycznie istotny różnią się od

[5] Książkę bezpłatnie pobrać można pobrać ze strony IBE (http://eduentuzjasci.pl/publikacje-suek.html).

[6] Przed przystąpieniem do właściwych analiz statystycznych sprawdzono, czy obie wylosowane podpróbki nie różnią się pod względem kilku podstawowych charakterystyk: (1) płeć ucznia, (2) wiek respondenta, (3) poziom wykształcenia rodziców, (4) ich status społeczno-zawodowy, (5) średnią arytmetyczną z wystawionej przez nauczycieli – na potrzeby badania – oceny osiągnięć ucznia, (6) poziom inteligencji ucznia – mierzony testem matryc Ravena, (7) liczbę braków danych, (8) wartość uśrednionego wyniku uzyskanego przez uczniów w przypadku skali PIR„ (9) wielkości współczynnika alfa Cronbacha dla wszystkich pozycji skali PIR. Test t równości średnich dla prób niezależnych w przypadku żadnej ze zmiennych nie okazał się statystycznie istotny. Obie podpróbki uznać więc można za homogeniczne ze względu na podstawowe charakterystyki tak indywidualne, jak i społeczno-demograficzne. Wyników tych nie prezentujemy ze względu na ograniczenia edytorskie.

[7] Wykres nie został przedstawiony ze względu na ograniczenia edytorskie.

zera (w każdym przypadku $p < 0,01$), ale także są one znaczące (przekraczają wartość 0,3). Zauważyć można jednocześnie, że ładunki trzech pozycji są relatywnie niskie ($\lambda = \sim 0,5$), dotyczy to pozycji 11, 35 oraz 41. Wydaje się, że stosunkowo niskie (choć – podkreślmy – statystycznie istotne oraz znaczące) ładunki w przypadku pozycji 11 oraz 41 wynikają z niefortunnego sposobu ich sformułowania. Dla niektórych dzieci – być może – okazały się one za trudne. Do treści związanej z pozycją 35 powrócimy przy okazji analizy rozwiązania zakładającego istnienie trzech czynników latentnych.

Tabela 1. Ładunki czynnikowe w eksploracyjnej analizie czynnikowej dla rozwiązania jedno-, dwu-, trzy- oraz czteroczynnikowego (N1 = 2713)

	Rozwiązanie (liczba czynników)									
Pozycja	jeden	dwa		trzy			cztery			
		1	2	1	2	3	1	2	3	4
2	**0,64***	**0,67***	0,01	**0,61***	0,14*	0,06	**0,58***	0,10*	0,09*	0,05
5	**0,69***	**0,69***	0,04	0,32*	0,01	**0,49***	0,25*	-0,05	**0,50***	0,12*
8	**0,62***	**0,67***	-0,02	0,34*	-0,04	**0,44***	0,28*	-0,05	**0,46***	0,05*
11	**0,52***	0,06	**0,55***	0,12	**0,60***	-0,09	0,19*	**0,62***	-0,12*	-0,03
14	**0,66***	**0,83***	-0,15*	**0,82***	0,03	-0,01	**0,86***	0,05*	0,01	-0,05*
17	**0,61***	0,17*	**0,53***	0,02	**0,50***	0,19*	0,05	0,50*	0,18*	0,02
20	**0,71***	0,62*	0,16*	0,02	-0,01	**0,79***	-0,01	0,09*	**0,77***	-0,06*
23	**0,60***	-0,05	**0,76***	-0,11	**0,72***	0,07	-0,14*	**0,59***	0,08*	0,23*
26	0,66*	**0,52***	0,21*	-0,02	0,08*	**0,63***	-0,03	0,16*	**0,67***	-0,06*
29	**0,66***	0,27*	**0,48***	0,23*	**0,54***	0,01	0,02*	0,03*	-0,01	0,98*
32	**0,79***	**0,74***	0,11*	0,26*	0,03	**0,62***	0,20*	0,03	**0,63***	0,06*
35	**0,52***	**0,69***	-0,16*	**0,65***	-0,02	0,04	**0,62***	-0,03	0,06	0,01
38	**0,60***	-0,01	**0,70***	-0,04	**0,69***	0,05	0,01	**0,71***	0,02	0,01
41	**0,54***	0,09*	**0,54***	0,09	**0,56***	-0,01	0,05	**0,43***	0,02	0,21*
44	**0,64***	0,33*	**0,39***	0,34*	**0,47***	-0,02	0,28*	**0,32***	0,02	0,23*
Korelacje między czynnikami:		1	2	1	2	3	1	2	3	4
	1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	2	0,62*	-	0,45*	-	-	0,40*	-	-	-
	3	-	-	0,57*	0,65*	-	0,58*	0,58*	-	-
	4	-	-	-	-	-	0,44*	0,49*	0,49*	-

Uwaga: Wytłuszczone zostały pozycje uznane za „tworzące" dany czynnik, tj. o znaczących ładunkach czynnikowych ($\lambda > 0,3$), a jednocześnie nieposiadające ładunków wyższych w przypadku innych czynników.

* $p < 0,05$

Interpretacja rozwiązania dwuczynnikowego wydaje się stosunkowo prosta. W tym przypadku podział na czynniki związany jest z „kierunkiem" twierdzenia. Czynnik pierwszy tworzą pozycje, których akceptacja zakłada pozytywną ocenę relacji rówieśniczych, zaś drugi te, z którymi zgoda wskazuje na negatywne ich postrzeganie.

Nieco bardziej złożona sytuacja występuje w przypadku rozwiązania składającego się z trzech czynników. O ile czynnik drugi tworzą te same pozycje co w przypadku czynnika drugiego z już analizowanego rozwiązania dwuczynnikowego („negatywne"), o tyle czynnik drugi i trzeci powstają w efekcie podziału czynnika pierwszego z rozwiązania dwuczynnikowego („pozytywnego"). Wskazuje to, że w przypadku kwestionariusza PIR brak ścisłej jednowymiarowości jego struktury latentnej może być związany nie tylko z jego „zbalansowanym" charakterem (występowaniem zarówno twierdzeń „pozytywnych", jak „negatywnych"), ale także ze specyfiką merytorycznej zawartości (znaczeniem) tworzących go pozycji.

Dokładniejsza analiza twierdzeń tworzących czynnik pierwszy (tj. 2, 14 oraz 35) wskazuje, że odnoszą się one wprawdzie do pozytywnych relacji rówieśniczych (podobnie jak twierdzenia fundujące czynnik trzeci), ale dodatkowo takich, które wiążą się ze spędzaniem z kolegami/koleżankami wolnego czasu (przede wszystkim) po zajęciach szkolnych. Przypomnijmy w tym miejscu, że analizowane wyniki pochodzą od uczniów klas trzecich szkół podstawowych, mających ograniczoną możliwość dysponowania swoim wolnym czasem, tym gdzie i z kim go spędzają. W ich przypadku można więc wprawdzie lubić swoich klasowych rówieśników, ale mieszkać od nich na tyle daleko, że akceptacja tych twierdzeń (przede wszystkim 14 oraz 35) staje się niemożliwa. W tym kontekście „chcieć" nie oznacza po prostu „móc". Innymi słowy, pozycje te zawierają – w porównaniu z twierdzeniami tworzącymi czynnik trzeci – dodatkowy kontekst znaczeniowy. Ich akceptacja oznacza nie tylko to, że lubię swoich rówieśników, ale także, że mogę spędzać z nimi czas wolny i chętnie to czynię.

Rozwiązanie zakładające występowanie czterech czynników nie jest modelem, który mógłby zostać zaakceptowany. Czynnik czwarty tworzy tylko jedna pozycja kwestionariusza (twierdzenie 29). Wszystkie pozostałe mocniej ładują, na którymś z pozostałych trzech czynnikach. Zgodnie z przyjętymi warunkami granicznymi (przynajmniej trzy pozycje fundujące czynnik) rozwiązanie to zakłada zbyt dużą liczbę zmiennych latentnych.

W rezultacie przeprowadzonych analiz eksploracyjnych przyjęto wstępnie, że dla wyjaśnienia zmienności odpowiedzi udzielanych przez uczniów na pytania kwestionariusza PIR niezbędne jest założenie występowania trzech czynników: dwóch związanych z pozytywną oceną wewnątrzklasowych relacji rówieśniczych oraz jednego grupującego twierdzenia świadczące o negatywnej percepcji relacji tego typu. Na etapie konfirmacyjnym (oraz częściowo konfirmacyjnym) testowane będą więc modele zakładające, że: (1) pierwszy czynnik pozytywny tworzą pozycje: 2, 14 oraz 35; (2) drugi czynnik pozytywny budują twierdzenia: 5, 8, 20, 26 oraz 32; zaś (3) czynnik „negatywny" fundowany jest przez itemy: 11, 17, 23, 29, 38, 41, 44.

6.2. Drugi etap analiz (modele konfirmacyjne i częściowo konfirmacyjne)

Po określeniu liczby czynników oraz wstępnym przyporządkowaniu do nich pozycji skali estymowano – na drugiej podpróbie (N=2714) – siedem alternatywnych modeli konfirmacyjnych oraz częściowo konfirmacyjnych (z rotacją celową), tj. modeli zakładających występowanie: (1) jednej zmiennej latentnej (CFA-1), (2) trzech skorelowanych czynników bez ładunków krzyżowych (CFA-3), (3) trzech skorelowanych czynników z ładunkami krzyżowymi (CFA-3T), (4) jednego czynnika wyższego rzędu oraz trzech czynników pierwszego

rzędu bez ładunków krzyżowych (H-CFA), (5) jednego czynnika wyższego rzędu oraz trzech czynników rzędu pierwszego z ładunkami krzyżowymi (H-CFA-T), (6) jednego czynnika głównego oraz trzech czynników specyficznych bez ładunków krzyżowych (B-CFA), (7) jednego czynnika głównego oraz trzech czynników specyficznych z ładunkami krzyżowymi (B-CFA-T).

Miary dobroci dopasowania testowanych modeli do danych (por. tab. 2) wskazują, że dwa spośród siedmiu testowanych modeli prezentują satysfakcjonujący poziom dopasowania do danych w przypadku każdej z czterech miar (RMSEA < 0,05; CFI oraz TLI > 0,95; WRMR < 1). Są to: (1) model CFA-3-T (M3) opisujący relacje między pozycjami za pomocą trzech skorelowanych czynników (wprawdzie z ładunkami krzyżowymi, lecz bez czynników rzędu wyższego) oraz (2) model B-CFA-T (M7), a więc model podwójnego czynnika z rotacją celową – z definicji zakładający możliwość występowania ładunków krzyżowych. Przy czym spośród dwóch wymienionych lepiej do danych dopasowany jest model B-CFA-T (M7).

Dodajmy, że stosunkowo dobrze dopasowany jest także model H-CFA-T (M6), zakładający występowanie czynnika drugiego rzędu „nad" czynnikami rzędu pierwszego, powstałymi na podstawie rozwiązań częściowo konfirmacyjnych, a więc wykorzystujące rotację celową. W jego przypadku satysfakcjonujące są miary RMSEA, CFI oraz TLI, lecz miara WRMR jest nieco wyższa niż graniczne 1. W przypadku pozostałych modeli – za jednym wyjątkiem – założone warunki spełnia jedynie miara RMSEA (RMSEA < 0,05). Tym wyjątkiem jest model CFA-1 (M1) zakładający występowanie tylko jednej zmiennej latentnej jako wystarczającej do wyjaśnienia zmienności między pozycjami tworzącymi analizowany kwestionariusz. W przypadku tego rozwiązania za satysfakcjonujące nie można uznać ani wartości RMSEA, ani CFI, TLI czy WRMR.

Tabela 2. Miary dobroci dopasowania dla alternatywnych modeli pomiarowych kwestionariusza PIR

Model	test χ^2 (*df*)	CFI	TLI	WRMR	RMSEA	RMSEA CI 90%
M1: CFA-1	1922.131* (90)	0.774	0.736	2.829	0.087*	[0.083-0.090]
M2: CFA-3	623.904* (87)	0.934	0.920	1.528	0.048	[0.044-0.051]
M3: CFA-3T	271.642* (63)	0.974	0.957	0.863	0.035	[0.031-0.039]
M4: H-CFA	623.904* (87)	0.934	0.920	1.528	0.048	[0.044-0.051]
M5: B-CFA	489.571* (75)	0.949	0.928	1.271	0.045	[0.041-0.049]
M6: H-CFA-T	341.860* (87)	0.969	0.962	1.133	0.033	[0.029-0.037]
M7: B-CFA-T	158.559* (51)	0.987	0.973	0.624	0.028	[0.023-0.033]

Uwaga: M1 (CFA-1) = jednoczynnikowe rozwiązanie konfirmacyjne; M2 (CFA-3) = trójczynnikowe rozwiązanie konfirmacyjne; M3 (CFA-3T) = trójczynnikowe rozwiązanie częściowo-konfirmacyjne (z rotacją celową); M4 (H-CFA) = hierarchiczny konfirmacyjny model trójczynnikowy; M5 (B-CFA) = konfirmacyjny model podwójnego czynnika; M6 (H-CFA-T) = hierarchiczny model częściowo-konfirmacyjny (rotacja celowa); M7 (B-CFA-T) = częściowo-konfirmacyjny model podwójnego czynnika (rotacja celowa); χ^2 = wartość testu chi kwadrat dopasowania modelu wraz ze stopniami swobody (df); CFI = porównawczy indeks dopasowania; TLI = nienormowany indeks dopasowania; WRMR = ważony pierwiastek średniego kwadratu reszt; RMSEA = pierwiastek ze średniego kwadratu błędu przybliżenia wraz z 90% przedziałem ufności (CI).

*p < 0,01

Bazując na przedstawionych danych, model B-CFA-T wydaje się być najlepszą reprezentacją analizowanych danych. Analiza wielkości standaryzowanych ładunków czynnikowych (por. tab. 3) wskazuje, że czynnik główny ładowany jest w sposób nie tylko statystycznie istotny ($p < 0,5$), ale i znaczący ($\lambda > 0,3$) przez wszystkie pozycje testowe. Wartości ładunków czynnikowych wahały się od 0,41 do 0,71. Średnia wartość ładunków czynnikowych sięgnęła niemal 0,6 ($M_{\lambda} = 0,58$). Czynnik główny jest więc dobrze zdefiniowany.

Warto w tym miejscu zwrócić uwagę, że najwyższe ładunki odnotowano w przypadku dwóch pozycji: 32 („Dobrze się rozumiem z moimi koleżankami i kolegami z klasy" oraz 29 („W klasie czuję się samotny/a"). Oznacza to, że tym, co najlepiej reprezentuje wspólną wariancję pozycji testowych – po wyłączeniu tego, co specyficzne dla części twierdzeń kwestionariusza (podczynników) – jest z jednej strony poczucie bycia rozumianym przez rówieśników i rozumienia rówieśników przez badanego, z drugiej zaś jego odwrotność: poczucie bycia izolowanym od klasowych kolegów/koleżanek. Zgodnie z założeniami, narzędzie mierzy więc przede wszystkim poziom integracji z rówieśnikami klasowymi, zarówno w wymiarze pozytywnym, jak negatywnym.

Należy także zauważyć, że wszystkie pozycje tworzące kwestionariusz wykazują wyższe ładunki czynnikowe na czynniku głównym niż na czynnikach specyficznych. Wyjątkiem jest pozycja 26 („W naszej klasie wszyscy jesteśmy dobrymi przyjaciółmi"), która mocniej ładuje drugi podczynnik pozytywny niż czynnik główny. Generalnie jednak wyższe ładunki czynnikowe dla czynnika głodnego niż podczynników uprawdopodobniają tezę, że kwestionariusz PIR służyć **może** do pomiaru jednej cechy latentnej, **ogólnej** percepcji integracji rówieśniczej (w ramach klasy), mimo że model zakładający występowanie tylko jednego czynnika ukrytego cechują – jak zostało to wskazane – nieakceptowalne miary dobroci dopasowania.

Tabela 3. Standaryzowane ładunki czynnikowe w modelu B-CFA-T (M7)

Nr pozycji	Treść twierdzenia	Czynnik główny	Podczynniki		
			pozytywny I	pozytywny II	negatywny
2	Bardzo chętnie przebywam z koleżankami i kolegami ze szkoły. (R)	0,63*	**0,37***	*0,02*	*0,03*
5	W klasie mam bardzo wielu przyjaciół.	**0,61***	*0,14**	**0,36***	*0,02*
8	Moje koleżanki i koledzy z klasy zawsze chętnie mi pomagają. (R)	**0,54***	*0,16**	**0,32***	*0,04*
11	Niewiele koleżanek i kolegów z klasy lubię.	**0,41***	*0,11**	*0,02*	**0,38***
14	Chętnie spędzam wolny czas z koleżankami i kolegami z klasy. (R)	**0,67***	**0,57***	*0,04*	*-0,06**
17	Często się złoszczę na moje koleżanki i kolegów z klasy.	**0,59***	*-0,13**	*0,09**	**0,24***
20	Żyję w całkowitej zgodzie z moimi koleżankami i kolegami z klasy. (R)	**0,64***	*-0,13**	**0,47***	*-0,05*
23	W klasie jest wielu uczniów, którzy mi dokuczają.	**0,55***	*-0,07**	*0,09**	**0,44***

Nr pozycji	Treść twierdzenia	Czynnik główny	Podczynniki		
			pozytywny I	pozytywny II	negatywny
26	W naszej klasie wszyscy jesteśmy dobrymi przyjaciółmi. (R)	**0,47***	*0,01*	**0,57***	*0,15**
29	W klasie czuję się samotny/a.	**0,70***	*-0,04*	*-0,09**	**0,14***
32	Dobrze się rozumiem z moimi koleżankami i kolegami z klasy. (R)	0,71*	*0,06**	**0,38***	*-0,03*
35	Z moimi koleżankami i kolegami z klasy chętnie spotykam się też po szkole. (R)	**0,52***	**0,44***	*0,08**	*-0,07**
38	W naszej klasie jest wielu uczniów, których nie lubię.	**0,48***	*0,01*	*0,10**	**0,59***
41	Nie zawsze dobrze się czuję w naszej klasie.	**0,48***	*-0,13**	*-0,05*	**0,33***
44	Nudzę się z moimi koleżankami i kolegami z klasy.	**0,69***	*0,03*	*-0,22**	**0,12***

Uwaga: Numery pozycji zgodnie z kolejnością w „Kwestionariuszu Integracji Uczniowskiej"; R = twierdzenie, które należy przekodować; Wytłuszczone zostały pozycje uznane za „tworzące" dany czynnik, tj. zdefiniowane w ramach rotacji celowej jako niebędące równymi 0. Kursywą zaznaczony z kolei ładunki zaznaczone wstępnie w rotacji celowej jako ~0.

* $p < 0,05$

Warto zwrócić także uwagę na fakt, że ładunki obu podczynników pozytywnych, które wyspecyfikowano jako „niezerowe" w każdym z przypadków są nie tylko statystycznie istotne, ale też znaczące ($\lambda > 0,3$). Jednocześnie pierwszy z czynnik pozytywny zawiera znacznie więcej „mocniejszych" ładunków krzyżowych niż oba pozostałe podczynniki. Świadczyć to może o jego stosunkowo słabym zdefiniowaniu, niższym poziomie specyficzności. Biorąc pod uwagę to, co powiedziano na jego temat w trakcie analiz wyników eksploracyjnych, być może pozycje wiążące się z czasem wolnym spędzanym z rówieśnikami poza szkołą należałoby usunąć z kwestionariusza w celu osiągnięcia klarowniejszej interpretacji uzyskanych za jego pomocą wyników.

Nieco inaczej przedstawia się pod tym względem sytuacja z czynnikiem negatywnym. Spośród siedmiu pozycji niezerowych aż trzy uzyskały ładunki mniejsze, nieprzekraczające 0,3. Wyraźnie najwyższe ładunki odnotowano w przypadku dwóch pozycji: 38 oraz 23. Wypada zwrócić uwagę, iż pierwsza z nich odnosi się do nielubienia rówieśników przez respondenta, druga zaś do nielubienia respondenta przez rówieśników – i to w formie mogącej wskazywać na zachodzenie zjawiska znęcania się, bullyingu (Jimerson, Swearer, & Espelage, 2010). Innymi słowy, uzyskanie wysokich wyników w tym wymiarze oznaczać może zachodzenie w klasie szczególnie niekorzystnych procesów społecznych, które powinny zwrócić szczególną uwagę nauczyciela czy pedagoga.

Interesujące jest także, że pozycja 44 mocniej niż czynnik negatywny ładuje drugi czynnik pozytywny (ujemnie). Oznacza to, że „nuda" (w tym przypadku – jej brak) wiąże się mocniej z pozytywnymi relacjami rówieśniczymi (jeżeli lubię swoich rówieśników, to się z nimi nie nudzę) niż z negatywną ich percepcją. Jeżeli trafna jest wskazana wyżej interpretacja czynnika negatywnego jako

wskaźnika bullyingu, wynik taki może wskazywać, że doświadczanie znęcania nie czyni relacji wewnątrzklasowych przesadnie nudnymi. Jednak ten „brak nudy" w żaden sposób nie może być interpretowany jako zjawisko pozytywne (zgodnie ze starochińską klątwą: „Obyś żył w ciekawych czasach").

Interesujące także, że w przypadku czynnika negatywnego stosunkowo niski ładunek czynnikowy uzyskało twierdzenie 29 („samotność"), które jednocześnie mocno ładuje czynnik główny. Przypomnijmy, że przeprowadzając eksploracyjną analizę czynnikową, stwierdziliśmy, że pozycja ta „samodzielnie" tworzyła czynnik czwarty, co może wskazywać, iż niesie ona treść, która „wykracza" poza to, co wspólne dla pozostałych pozycji kwestionariusza. W tej chwili trudno jednoznacznie wskazać powody, dla których pozycja ta słabo ładuje podczynnik negatywny. Czy dlatego, że jego wariancja tak dobrze wiąże się z czynnikiem głównym, że „nie wystarcza" jej na podczynnik? Czy też może dlatego, że zawiera zakres znaczeniowy wykraczający poza to, co niosą ze sobą twierdzenia podczynnika negatywnego (po wyłączeniu wariancji wspólnej dla wszystkich pozycji)? Być może wreszcie samo pojęcie „samotności" nie ma jeszcze dla dzieci w tym wieku ustalonego znaczenia, jest zbyt skomplikowane. Wprawdzie zarówno badania ilościowe, jak i jakościowe wskazują, że nawet dzieci na wczesnym etapie nauki wiedzą, czym zjawisko to jest (Humenny & Grygiel, 2015a), lecz – na tym etapie analiz – nie potrafimy określić, na ile percepcja wewnątrzklasowych relacji rówieśniczych prowadzić może do ukształtowania się poczucia bycia samotnym.

Wnioski

Podstawowym celem niniejszej pracy było określenie struktury czynnikowej kwestionariusza „Poczucia Integracji Rówieśniczej" (PIR). Ze względu na dotychczasowy brak pogłębionych analiz jego struktury latentnej zdecydowano się na przeprowadzanie zarówno analiz eksploracyjnych, jak i konfirmacyjnych na losowo dobranych podpróbach pochodzących z ogólnopolskiego, reprezentatywnego badania *Szkolnych uwarunkowań efektywności kształcenia* (SUEK), realizowanego przez Instytut Badań Edukacyjnych.

Analizy eksploracyjne wykazały, że – zgodnie z oczekiwaniami – relacji zachodzących między poszczególnymi pozycjami narzędzia nie można, w satysfakcjonujący sposób, wyjaśnić występowaniem tylko jednego czynnika. Innymi słowy, że narzędzia nie cechuje – wbrew założeniom twórców – ścisła jednowymiarowość. Jednocześnie wbrew oczekiwaniom, analizy eksploracyjne wykazały, że to nie dwie, lecz trzy zmienne latentne adekwatnie oddają zróżnicowanie twierdzeń skali. Innymi słowy, nie potwierdziła się hipoteza, że za brakiem ścisłej jednowymiarowości stać będzie tendencja badanych do udzielania innych odpowiedzi na (równoważne) pozycje „pozytywne" oraz „negatywne".

Pierwszy etap analiz wskazał, że o ile zróżnicowanie twierdzeń „negatywnych" wyjaśnić można jednym czynnikiem, o tyle u podstaw pozycji „pozytywnych" leżą dwie – częściowo niezależne – zmienne latentne. Pierwsza, odnosząca się do ogólnej pozytywnej percepcji relacji rówieśniczych zachodzących w ramach klasy. Druga, bardziej specyficzna, związana ze spędzaniem z kolegami/koleżankami wolnego czasu (przede wszystkim) po zajęciach szkolnych. Dlaczego twierdzimy, że czynnik ten wykazuje specyfikę? Przede wszystkim dlatego,

że aby wyrazić akceptację dla tych twierdzeń, spełnione zostać muszą przynajmniej dwa warunki: po pierwsze, dziecko musi pozytywnie oceniać swoje relacje rówieśnicze; po drugie, uczniowie muszą móc spędzać czas wolny z rówieśnikami. O ile pierwszy warunek nie różnicuje pozycji od tych tworzących drugi z czynników pozytywny, o tyle warunek drugi jest właśnie specyficzny. Uczniowie klas 3 szkół podstawowych mają wszak jeszcze ograniczoną możliwość decydowania o tym z kim i gdzie spędzają czas po zakończeniu lekcji. Udzielenie pozytywnej odpowiedzi na te pytania wymaga więc od ucznia nie tylko postrzegania relacji wewnątrzklasowych jako pozytywnych, ale spełnienie warunków dodatkowych, na przykład przestrzennej bliskości rówieśników, odpowiednich relacji z rodzicami etc. Być może więc, dla prostszej interpretacji wyników, szczególnie w sytuacji, gdy nie możemy posłużyć się bardziej zaawansowanymi modelami statycznymi (czynnika wyższego rzędu czy podwójnego czynnika), warto rozważyć usunięcie trzech pozycji tworzących ten wymiar.

Drugi etap analiz, polegający na estymacji siedmiu alternatywnych modeli konfirmacyjnych oraz częściowo konfirmacyjnych (z rotacją celową), potwierdził brak „ścisłej" jednowymiarowości skali (słabe dopasowanie modelu jednoczynnikowego). Jednocześnie, najlepsze dopasowanie do danych modelu podwójnego czynnika z ładunkami krzyżowymi (rotacją celową) wskazuje, że kwestionariusz uznać można za „zasadniczo" jednowymiarowy. Innymi słowy, że może on służyć nie tylko do pomiaru trzech podczynników, lecz także – a może: przede wszystkim – jednej cechy latentnej, ogólnej percepcji wewnątrzklasowej integracji rówieśniczej. Warto w tym momencie zwrócić uwagę na fakt, że miary dobroci dopasowania modeli zakładających występowanie trzech czynników bez czynnika nadrzędnego, nie są dyskwalifikujące. Jednak w kontekście uzyskanych wyników wydają się one być merytorycznie błędne ze względu na ignorowanie istnienia generalnego czynnika, leżącego u podstaw odpowiedzi na wszystkie pytania wskaźnikowe (Reise i in., 2013).

Podkreślić jednocześnie należy, że w przypadku modeli zakładających złożoną strukturę czynnikową nieco lepiej do danych dopasowane okazały się modele podwójnego czynnika niż wyższego rzędu. Przypomnijmy, że wprawdzie oba zakładają występowanie jakiegoś czynnika nadrzędnego, lecz różny jest sposób jego estymacji. O ile w modelach podwójnego czynnika szacowany jest on jako to, co wspólne dla wszystkich wskaźników (a czynniki specyficzne jako to, co pozostaje po wyłączeniu tego, co wspólne dla wszystkich), o tyle w przypadku modeli wyższego rzędu jest estymowany jako część wspólna wariancji czynników niższego rzędu (a nie obserwowalnych wskaźników). W modelach podwójnego czynnika podczynniki traktować można jako koncepcyjnie różne od czynnika głównego. Z kolei, w modelach drugiego – nie, gdyż nie są one „odseparowane" od czynnika nadrzędnego. Wręcz przeciwnie, stanowią jego integralną składową (Morin, Arens, & Marsh, 2015). To zaś jeszcze bardziej wzmacnia tezę, że u podstaw odpowiedzi na wszystkie pytania kwestionariusza PIR leży raczej jedna zmienna latentna – oraz niezależne od niej trzy podczynniki – niż trzy czynniki wzajemnie skorelowane bez czynnika nadrzędnego.

Interesujące jednocześnie, że modele zakładające występowanie czynnika głównego oraz trzech podczynników dopuszczające występowanie ładunków krzyżowych (wykorzystujące rotację celową) okazały się lepiej dopasowane do danych niż te, które wprawdzie zakładały złożoną strukturę czynnikową, lecz uniemożliwiały pojawienie się ładunków krzyżowych (H-CFA-T vs. H-CFA; B-CFA-T vs. B-CFA). Przeprowadzone analizy wykazały jednocześnie, że stosunkowo dużo ładunków krzyżowych wystąpiło w przypadku pierwszego czynnika pozytywnego (związanego ze spędzaniem czasu wolnego z rówieśnikami). To zaś może być pośrednim dowodem na to, że jest on strukturą najsłabiej zdefiniowaną, najmniej jednoznaczną, łączącą elementy zarówno drugiego czynnika pozytywnego, jak i czynnika negatywnego. To zaś każe postawić pytanie, na ile w ramach analiz dotyczących wewnątrzklasowych relacji rówieśniczych przydatne jest wykorzystywanie trzech fundujących go twierdzeń.

Powstaje oczywiście pytanie, na ile fakt uwzględnienia występowania ładunków krzyżowych przyczynia się nie tylko do poprawy dopasowanie modelu, lecz ma wpływ na szacowanie relacji zachodzących między zmienną latentną (np. czynnikiem głównym) a innymi zmiennymi (np. jego potencjalnymi predyktorami). Czy uwzględnienie ewentualnych błędów wynikających z pomijania w modelach konfirmacyjnych możliwości występowania ładunków krzyżowych, a więc – praktycznie – błędnej ich specyfikacji (Murray & Johnson, 2013) przełoży się na wyniki analiz w ramach szerszych równań strukturalnych (uwzględniających większą liczbę zmiennych)? Analizy takie z pewnością warto będzie przeprowadzić.

Bibliografia

1. 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. http://doi.org/10.1037/0022-006X.53.4.500
2. Asparouhov, T., & Muthén, B. (2009). Exploratory Structural Equation Modeling. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, *16*(3), 397–438. http://doi.org/10.1080/10705510903008204
3. Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, *107*(2), 238–246. http://doi.org/10.1037/0033-2909.107.2.238
4. Billiet, J. B., & McClendon, M. J. (2000). Modeling Acquiescence in Measurement Models for Two Balanced Sets of Items. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, *7*(4), 608–628. http://doi.org/10.1207/S15328007SEM0704_5
5. Birkeland, M. S., Breivik, K., & Wold, B. (2014). Peer Acceptance Protects Global Self-esteem from Negative Effects of Low Closeness to Parents During Adolescence and Early Adulthood. *Journal of Youth and Adolescence*, *43*(1), 70–80. http://doi.org/10.1007/s10964-013-9929-1
6. Browne, M. W. (2001). An Overview of Analytic Rotation in Exploratory Factor Analysis. *Multivariate Behavioral Research*, *36*(1), 111–150. http://doi.org/10.1207/S15327906MBR3601_05
7. Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: Guilford Press.

8. Bukowski, W. M., Brendgen, M., & Vitaro, F. (2008). Peer and socialization: Effects on externalizing and internalizing problems. W J. E. Grusec & P. D. Hastings (Red.), *Handbook of socialization: Theory and research* (ss. 355–381). New York: The Guilford Press.
9. Christoffersson, A. (1975). Factor analysis of dichotomized variables. *Psychometrika*, *40*(1), 5–32. http://doi.org/10.1007/BF02291477
10. De Jong-Gierveld, J., & Kamphuls, F. (1985). The Development of a Rasch-Type Loneliness Scale. *Applied Psychological Measurement*, *9*(3), 289–299. http://doi.org/10.1177/014662168500900307
11. Dolata, R., Campfield, D., Hawrot, A., Hernik, K., Jarnutowska, E., Jasińska-Maciążek, A., … Szpotowicz, M. (2014). *Czy szkoła ma znaczenie? Analiza zróżnicowania efektywności nauczania na pierwszym etapie edukacyjnym*. (T. 1). Warszawa: Instytut Badań Edukacyjnych.
12. Ebesutani, C., Drescher, C. F., Reise, S. P., Heiden, L., Hight, T. L., Damon, J. D., & 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.
13. Enders, C. K. (2010). *Applied missing data analysis*. New York: Guilford Press.
14. Fontaine, R. G., Yang, C., Burks, V. S., Dodge, K. A., Price, J. M., Pettit, G. S., & Bates, J. E. (2009). Loneliness as a partial mediator of the relation between low social preference in childhood and anxious/depressed symptoms in adolescence. *Development and Psychopathology*, *21*(02), 479. http://doi.org/10.1017/S0954579409000261
15. Forero, C. G., Maydeu-Olivares, A., & Gallardo-Pujol, D. (2009). Factor Analysis with Ordinal Indicators: A Monte Carlo Study Comparing DWLS and ULS Estimation. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, *16*(4), 625–641. http://doi.org/10.1080/10705510903203573
16. Furman, W., & Buhrmester, D. (1992). Age and Sex Differences in Perceptions of Networks of Personal Relationships. *Child Development*, *63*(1), 103–115. http://doi.org/10.1111/j.1467-8624.1992.tb03599.x
17. Furrer, C., & Skinner, E. (2003). Sense of relatedness as a factor in children's academic engagement and performance. *Journal of Educational Psychology*, *95*(1), 148–162. http://doi.org/10.1037/0022-0663.95.1.148
18. Grygiel, P., Humenny, G., Rebisz, S., Świtaj, P., & 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.
19. Grygiel, P., Humenny, G., Rębisz, S., Bajcar, E., & Świtaj, P. (2014). Peer Rejection and Perceived Quality of Relations With Schoolmates Among Children With ADHD. *Journal of Attention Disorders*. http://doi.org/10.1177/1087054714563791
20. Grygiel, P., Humenny, G., Świtaj, P., Rębisz, S., & Anczewska, M. (2014). Between Isolation and Loneliness: Social Networks and Perceived Integration with Peers of Children Diagnosed with ADHD in Regular Classrooms. W N. Popov, C. Wolhuter, K. Skubic Ermenc, G. Hilton, J. Ogunleye, & O. Chigisheva (Red.), *Education's Role in Preparing Globally Competent Citizens* (ss. 303–310). Sofia: Bulgarian Comparative Education Society.
21. Grygiel, P., Świtaj, P., Anczewska, M., Sikorska, J., Humenny, G., & Rębisz, S. (2013). Loneliness and depression among Polish university students: preliminary findings from a longitudinal study. W N. Popov, C. Wolhuter, P. Almeida, G. Hilton, J. Ogunleye, & O. Chigisheva (Red.), *Education in One World Perspectives from Different Nations* (ss. 286–292). Sofia: Bulgarian Comparative Education Society.
22. Haeberlin, U., Moser, U., Bless, G., & Klaghofer, R. (1989). *Integration in die schulklasse: fragebogen zur erfassung von dimensionen der integration von schülern: FDI 4-6*. Bern, Stuttgart: Verlag Paul Haupt.

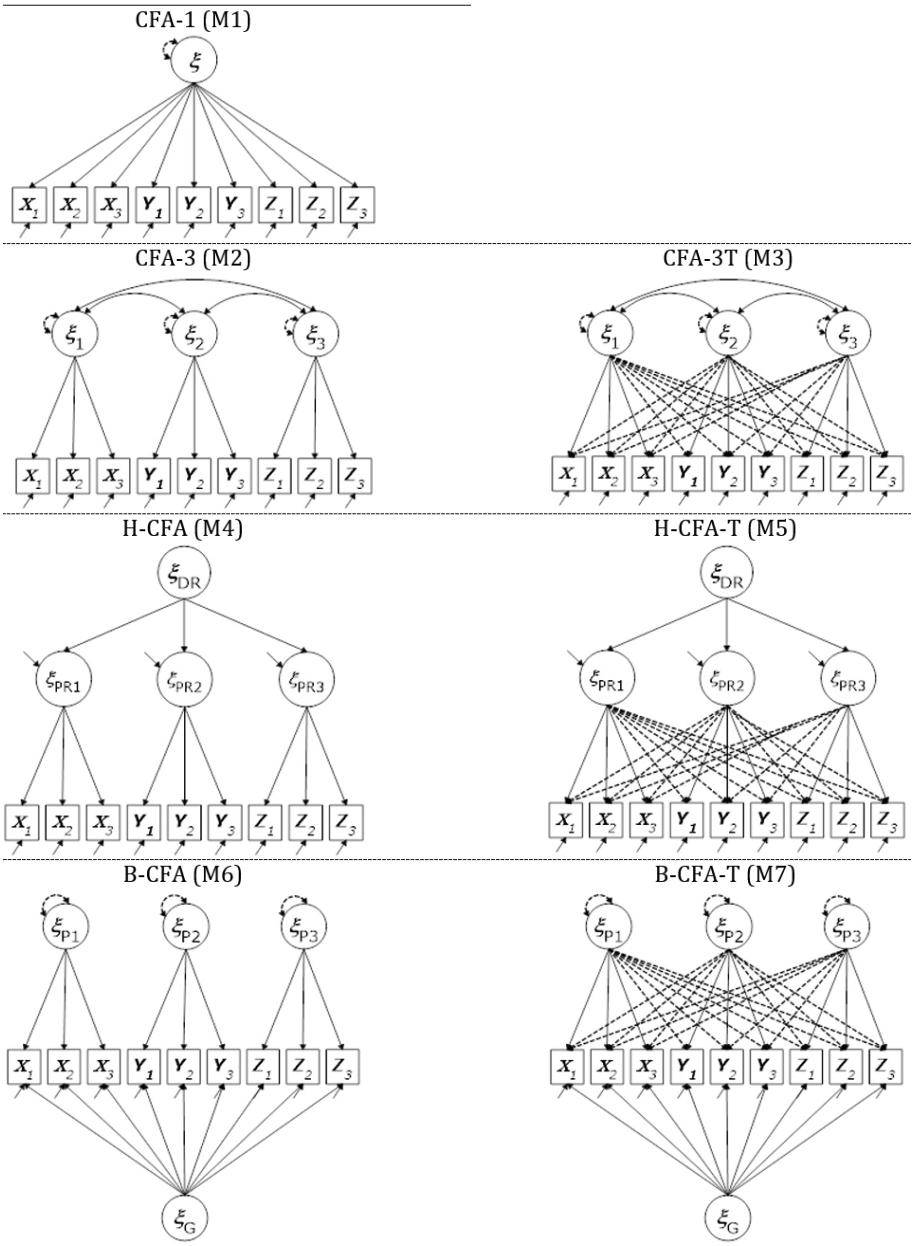
23. Humenny, G., & Grygiel, P. (2015a). Poza ścisłą jedno- i wielowymiarowość. Struktura czynnikowa skali samotności de Jong Gierveld wśród dzieci. W A. Pokropek (Red.), *Modele cech ukrytych w badaniach edukacyjnych, psychologii i socjologii. Teoria i zastosowania* (ss. 400–424). Warszawa: Instytut Badań Edukacyjnych.
24. Humenny, G., & Grygiel, P. (2015b). Wielowymiarowa struktura latentna w perspektywie analizy czynnikowej. W: A. Pokropek (Red.), *Modele cech ukrytych w badaniach edukacyjnych, psychologii i socjologii. Teoria i zastosowania* (ss. 130–165). Warszawa: Instytut Badań Edukacyjnych.
25. Jimerson, S. R., Swearer, S. M., & Espelage, D. L. (Red.). (2010). *Handbook of bullying in schools: an international perspective*. New York: Routledge.
26. Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1981). *LISREL V: analysis of linear structural relationships by maximum likelihood and least squares methods*. Uppsala: University, Department of Statistics.
27. Kiuru, N., Aunola, K., Vuori, J., & Nurmi, J.-E. (2007). The Role of Peer Groups in Adolescents' Educational Expectations and Adjustment. *Journal of Youth and Adolescence*, *36*(8), 995–1009. http://doi.org/10.1007/s10964-006-9118-6
28. Ladd, G. W., & Coleman, C. C. (1997). Children's Classroom Peer Relationships and Early School Attitudes: Concurrent and Longitudinal Associations. *Early Education & Development*, *8*(1), 51–66. http://doi.org/10.1207/s15566935eed0801_5
29. Marsh, H. W., Hau, K.-T., & Grayson, D. (2005). Goodness of fit evaluation in structural equation modeling. W: A. Maydeu-Olivares, J. J. McArdle, & R. P. McDonald (Red.), *Contemporary psychometrics: a festschrift for Roderick P. McDonald* (ss. 275–340). Mahwah NJ: Erlbaum.
30. Maydeu-Olivares, A., & Coffman, D. L. (2006). Random intercept item factor analysis. *Psychological Methods*, *11*(4), 344–362. http://doi.org/10.1037/1082-989X.11.4.344
31. Mercer, S. H., & DeRosier, M. E. (2008). Teacher preference, peer rejection, and student aggression: A prospective study of transactional influence and independent contributions to emotional adjustment and grades. *Journal of School Psychology*, *46*(6), 661–685. http://doi.org/10.1016/j.jsp.2008.06.006
32. Miller, T. R., & Cleary, T. A. (1993). Direction of Wording Effects in Balanced Scales. *Educational and Psychological Measurement*, *53*(1), 51–60. http://doi.org/10.1177/0013164493053001004
33. Morin, A. J. S., Arens, A. K., & Marsh, H. W. (2015). Bifactor Exploratory Structural Equation Modeling Framework for the Identification of Distinct Sources of Construct-Relevant Psychometric Multidimensionality. *Structural Equation Modeling*, 1–24.
34. Morin, A. J. S., Tran, A., & Caci, H. (2013). Factorial Validity of the ADHD Adult Symptom Rating Scale in a French Community Sample: Results From the ChiP-ARDS Study. *Journal of Attention Disorders*. http://doi.org/10.1177/1087054713488825
35. Murray, A. L., & Johnson, W. (2013). The limitations of model fit in comparing the bi-factor versus higher-order models of human cognitive ability structure. *Intelligence*, *41*(5), 407–422. http://doi.org/10.1016/j.intell.2013.06.004
36. Muthén, B. O. (1983). Latent variable structural equation modeling with categorical data. *Journal of Econometrics*, *22*(1-2), 43–65. http://doi.org/10.1016/0304-4076(83)90093-3
37. Muthén, B. O. (1984). A general structural equation model with dichotomous, ordered categorical, and continuous latent variable indicators. *Psychometrika*, *49*(1), 115–132. http://doi.org/10.1007/BF02294210
38. Muthén, B. O. (1993). Goodness of lit with categorical and other non-normal variables. W: K. A. Bollen & J. S. Long (Red.), *Testing structural equation models* (ss. 205–243). Newbury Park: Sage.

39. Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2012). *Mplus User's Guide. Seventh Edition*. Los Angles, CA: Muthén & Muthén.
40. Myers, N. D. (2013). Coaching competency and (exploratory) structural equation modeling: A substantive-methodological synergy. *Psychology of Sport and Exercise*, *14*(5), 709–718. http://doi.org/10.1016/j.psychsport.2013.04.008
41. Myers, N. D., Jin, Y., Ahn, S., Celimli, S., & Zopluoglu, C. (2015). Rotation to a partially specified target matrix in exploratory factor analysis in practice. *Behavior Research Methods*, *47*(2), 494–505. http://doi.org/10.3758/s13428-014-0486-7
42. Oleś, M. (2005). Pomiar poczucia osamotnienia u dzieci – Skala Osamotnienia dla Dzieci (Children's Loneliness Scale, LSC) S. R. Ashera, S. Hymel i P. D. Renshawa. W M. Oleś (Red.), *Wybrane zagadnienia z psychologii klinicznej i osobowości. Metody diagnostyczne w badaniach dzieci i młodzieży* (ss. 63–79). Lublin: Towarzystwo Naukowe KUL.
43. Oleś, M. (2006). Psychologiczna charakterystyka dzieci o wysokim i niskim poczuciu osamotnienia. *Roczniki Psychologiczne*, *IX*(1), 121–140.
44. Parker, P. D., Ciarrochi, J., Heaven, P., Marshall, S., Sahdra, B., & Kiuru, N. (2015). Hope, Friends, and Subjective Well-Being: A Social Network Approach to Peer Group Contextual Effects. *Child Development*, *86*(2), 642–650. http://doi.org/10.1111/cdev.12308
45. 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.
46. Reise, S. P., Moore, T., & Maydeu-Olivares, A. (2011). Target Rotations and Assessing the Impact of Model Violations on the Parameters of Unidimensional Item Response Theory Models. *Educational and Psychological Measurement*, *71*(4), 684–711. http://doi.org/10.1177/0013164410378690
47. 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.
48. Reise, S. P., Waller, N. G., & Comrey, A. L. (2000). Factor analysis and scale revision. *Psychological Assessment*, *12*(3), 287–297. http://doi.org/10.1037//1040-3590.12.3.287
49. Ryan, A. M., & Ladd, G. W. (Red.). (2012). *Peer relationships and adjustment at school*. Charlotte, NC: Information Age Pub.
50. Schmitt, T. A. (2011). Current Methodological Considerations in Exploratory and Confirmatory Factor Analysis. *Journal of Psychoeducational Assessment*, *29*(4), 304–321. http://doi.org/10.1177/0734282911406653
51. Spector, P. E. (1997). When Two Factors Don't Reflect Two Constructs: How Item Characteristics Can Produce Artifactual Factors. *Journal of Management*, *23*(5), 659–677. http://doi.org/10.1177/014920639702300503
52. Steiger, J. H. (1990). Structural Model Evaluation and Modification: An Interval Estimation Approach. *Multivariate Behavioral Research*, *25*(2), 173–180. http://doi.org/10.1207/s15327906mbr2502_4
53. Szumski, G. (2010). *Wokół edukacji włączającej: efekty kształcenia uczniów z niepełnosprawnością intelektualną w stopniu lekkim w klasach specjalnych, integracyjnych i ogólnodostępnych*. Warszawa: Wydawnictwo Akademii Pedagogiki Specjalnej.
54. Szumski, G., & Karwowski, M. (2012). Funkcjonowanie psychospołeczne uczniów z lekką niepełnosprawnością intelektualną na tle uczniów sprawnych intelektualnie – znaczenie formy kształcenia i płci. *Ruch Pedagogiczny*, (3), 33–55.
55. Szumski, G., & Karwowski, M. (2014). Psychosocial Functioning and School Achievement of Children With Mild Intellectual Disability in Polish Special, In-

tegrative, and Mainstream Schools: Social Functioning and School Achievement. *Journal of Policy and Practice in Intellectual Disabilities*, *11*(2), 99–108. http://doi.org/10.1111/jppi.12076
56. Świtaj, P., Grygiel, P., Anczewska, M., & Wciorka, J. (2014). Loneliness mediates the relationship between internalised stigma and depression among patients with psychotic disorders. *International Journal of Social Psychiatry*, *60*(8), 733–740. http://doi.org/10.1177/0020764013513442
57. Thapa, A., Cohen, J., Guffey, S., & Higgins-D'Alessandro, A. (2013). A Review of School Climate Research. *Review of Educational Research*, *83*(3), 357–385. http://doi.org/10.3102/0034654313483907
58. Thurstone, L. L. (1947). *Multiple Factor Analysis*. Chicago, Ill.: The University of Chicago Press.
59. Tucker, L. R., & Lewis, C. (1973). A reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, *38*(1), 1–10. http://doi.org/10.1007/BF02291170
60. Vanhalst, J., Klimstra, T. A., Luyckx, K., Scholte, R. H. J., Engels, R. C. M. E., & Goossens, L. (2012). The Interplay of Loneliness and Depressive Symptoms Across Adolescence: Exploring the Role of Personality Traits. *Journal of Youth and Adolescence*, *41*(6), 776–787. http://doi.org/10.1007/s10964-011-9726-7
61. 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://doi.org/http://dx.doi.org/10.1016/j.cedpsych.2010.03.002
62. Yates, A. (1987). *Multivariate exploratory data analysis: a perspective on exploratory factor analysis*. Albany: State University of New York Press.
63. Yu, C. (2002). *Evaluating Cutoff Criteria of Model Fit Indices for Latent Variable Models with Binary and Continuous Outcomes*. Los Angeles, CA: University of California.

ANEKS

Uwaga: CFA-1 = jednoczynnikowy model konfirmacyjny; CFA-3 = trzyczynnikowy model konfirmacyjny; CFA-3T = trzyczynnikowy model częściowo-konfirmacyjny (z rotacją celową); H-CFA = konfirmacyjny model czynnika rzędu drugiego; H-CFA-T = model czynnika drugiego rzędu z rotacją celową; B-CFA = konfirmacyjny model podwójnego czynnika; B-CFA-T = model podwójnego czynnika z rotacją celową. Koła oznaczają zmienne latentne (czynniki). Kwadraty oznaczają zmienne obserwowalne (wskaźniki). Ciągłe linie łączące zmienne latentne z obserwowalnymi oznaczają wartości ładunków czynnikowych. Linie przerywane łączące czynniki ze wskaźnikami reprezentują ładunki krzyżowe (oczekiwane jako zerowe). Linie ciągłe skierowane do wskaźników lub czynników symbolizują błąd związany z daną pozycją lub czynnikiem. Linie ciągłe łączące czynniki wskazują korelacje. Dwukierunkowe linie przerywane przy zmiennych latentnych oznaczają wariancję.



Rysunek 1. Graficzna reprezentacja alternatywnych modeli testowanych na drugim etapie analiz (N = 2714)