

Szymon Niemiec¹, Anna Ostaniewicz-Cydzik², Agata Zapora³

Polska Adaptacja Kwestionariusza Identyfikacji i Dysforii Płciowej u Młodzieży i Dorosłych (GIDYQ-AA-PL)

Polish adaptation of the Gender Identity/Gender Dysphoria Questionnaire for Adolescents and Adults (GIDYQ-AA-PL)

¹ Pracownia E. Weatherwax Szymon Niemiec, Warszawa, Polska

² Grupa LUX MED, Poradnia Zdrowia Psychicznego Harmonia, Warszawa, Polska

³ Fundacja GrowSPACE Poland, Warszawa, Polska

Adres do korespondencji: Szymon Niemiec, Pracownia E. Weatherwax Szymon Niemiec, ul. Powsińska 40/2, 02-903 Warszawa, e-mail: szymon.niemiec@gmail.com

¹ Pracownia E. Weatherwax Szymon Niemiec, Warsaw, Poland

² LUX MED Group, Harmonia Mental Health Clinic, Warsaw, Poland

³ GrowSPACE Poland Foundation, Warsaw, Poland

Correspondence: Szymon Niemiec, Pracownia E. Weatherwax Szymon Niemiec, Powsińska 40/2, 02-903 Warsaw, Poland, e-mail: szymon.niemiec@gmail.com

ORCID iD

Szymon Niemiec <https://orcid.org/0000-0002-5753-1414>

Streszczenie

Cel pracy: Celem badania było stworzenie polskiego narzędzia mierzącego poziom dysforii płciowej u nastolatków i osób dorosłych, ocena jego własności psychometrycznych i opracowanie norm. **Materiał i metoda:** Badanie miało charakter adaptacji kanadyjskiego kwestionariusza badającego dysfориę i identyfikację płciową u młodzieży i osób dorosłych (Gender Identity/Gender Dysphoria Questionnaire for Adolescents and Adults, GIDYQ-AA) na język polski. W badaniu adaptacyjnym wzięło udział 1780 osób w przedziale wiekowym od 11 do 73 lat, zróżnicowanych pod względem płci przypisanej przy urodzeniu i tożsamości płciowej. Kwestionariusz użyty do badania adaptacyjnego składał się z trzech części: metryczki statystycznej, kwestionariusza Szpitalna Skala Lęku, Depresji i Rozdrażnienia (Hospital Anxiety and Depression Scale, HADS) oraz przetłumaczonego na język polski kwestionariusza GIDYQ-AA. **Wyniki:** Analiza statystyczna wykazała, że struktura narzędzia jest jednoczynnikowa. Z polskiej adaptacji usunięto pozycje 4 i 13 narzędzia oryginalnego z uwagi na słabą korelację ze skalą i niskie ładunki czynnikowe tychże. Analiza równoważności struktury wykazała, że utworzenie norm ogólnych mogłoby prowadzić do spłaszczenia wniosków z indywidualnych pomiarów. Postanowiono utworzyć normy z uwzględnieniem płci i wieku. Uzyskane narzędzie charakteryzuje się rzetelnością na poziomie 0,97 CR i dobrą trafnością mierzoną jako współczynnik korelacji pomiędzy poziomem dysforii a poziomem lęku, depresji i rozdrażnienia. **Wnioski:** Przeprowadzona adaptacja i analiza statystyczna zakończyły się stworzeniem narzędzia o wysokiej rzetelności i trafności, liczącego 25 pozycji. W odróżnieniu od pierwotnego narzędzia pogłębione analizy statystyczne pozwoliły na stworzenie szczegółowych norm dysforii z podziałem na wiek i płeć przypisaną przy urodzeniu osób badanych. Prezentowany kwestionariusz stanowi wartościowy wkład w system polskich standardów diagnostyki osób zmagających się z niezgodnością płciową.

Słowa kluczowe: dysforia płciowa, identyfikacja płciowa, niezgodność płciowa, kwestionariusz diagnostyczny, adaptacja kwestionariusza

Abstract

Introduction and objective: The aim of the study was to develop a tool to measure the level of gender dysphoria in adolescents and adults, as well as to assess its psychometric properties. **Materials and methods:** The study attempted a Polish adaptation of the questionnaire to assess dysphoria and gender identification in adolescents and adults (Gender Identity/Gender Dysphoria Questionnaire for Adolescents and Adults, GIDYQ-AA). It involved 1,780 respondents aged 11 to 73 years, diverse in terms of sex assigned at birth and gender identity. The questionnaire used in the adaptation study consisted of three parts: statistical data, the Hospital Anxiety and Depression Scale (HADS) and the GIDYQ-AA questionnaire translated into Polish. **Results:** The analysis showed that the structure of the tool is single-factor. Items 4 and 13 of the original tool were removed from the Polish version due to poor correlation with the scale and low factor loadings of these items. The structure equivalence analysis showed that developing general standards could lead to flattening of conclusions from individual measurements. It was decided to create norms taking into account sex and age. The obtained tool has a reliability of 0.97 CR and good validity measured as the correlation coefficient between the level of dysphoria and the level of anxiety, depression

and irritability. **Conclusions:** The adaptation and analysis gave rise to a 25-item tool with high reliability and validity. Unlike the original tool, in-depth statistical analyses allowed for the creation of detailed dysphoria norms for age and sex assigned at birth. The presented questionnaire is a valuable contribution to the system of Polish standards for diagnosing people struggling with gender nonconformity.

Keywords: gender dysphoria, gender identification, gender nonconformity, diagnostic questionnaire, adaptation of the questionnaire

WSTĘP

W okresie ostatnich 10 lat liczba osób deklarujących niezgodność płciową, zgłaszających się do poradni zdrowia psychicznego, znacząco wzrosła (Pang *et al.*, 2020). Przyczyn tego zjawiska można upatrywać zarówno w zwiększonej świadomości społecznej, jak i w coraz lepszej diagnostyce oraz uważności pracowników poradni i gabinetów opieki psychologicznej i psychiatrycznej (Pang *et al.*, 2020). Według Międzynarodowej Statystycznej Klasyfikacji Chorób i Problemów Zdrowotnych (International Classification of Diseases, ICD-11) niezgodność płci w okresie dorastania i dorosłości charakteryzuje się wyraźną i uporczywą niezgodnością między doświadczaną przez jednostkę płcią a płcią przypisaną przy urodzeniu (World Health Organization, 2019). Niezgodność płci prowadzi często do pragnienia tranzycji, inaczej „przejścia”, aby żyć i być akceptowanym zgodnie z doświadczaną płcią. Tranzycja medyczna zachodzi poprzez leczenie hormonalne, operacje lub inne świadczenia zdrowotne. Celem tych działań jest dostosowanie ciała danej osoby do płci doświadczanej psychicznie tak bardzo, jak jest to pożądane i możliwe. Diagnostyki niezgodności płciowej nie można postawić przed początkiem okresu dojrzewania. Same zachowania i preferencje płciowe nie są podstawą do postawienia takiej diagnozy (World Health Organization, 2019).

W oparciu o amerykańską klasyfikację Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders (DSM-5) dysforia płci u nastolatków i dorosłych definiowana jest jako „A. Wyraźna niezgodność między doświadczaną/wyrażoną płcią a płcią przypisaną, trwająca co najmniej przez 6 miesięcy, manifestująca się co najmniej dwoma z poniższych:

1. wyraźna niezgodność pomiędzy doświadczaną/wyrażaną płcią danej osoby a jej pierwszorzędowymi i/lub drugorzędowymi cechami płciowymi (lub u młodych adolescentów także przewidywanymi cechami płciowymi drugorzędowymi);
2. silne pragnienie pozbycia się pierwszorzędowych i/lub drugorzędowych cech płciowych ze względu na wyraźną niezgodność z doświadczaną/wyrażaną płcią (lub u młodych adolescentów pragnienie zapobiegnięcia rozwojowi przewidywanych drugorzędowych cech płciowych);
3. silne pragnienie posiadania pierwszorzędowych i/lub drugorzędowych cech płciowych przeciwnej płci;
4. silne pragnienie przynależności do przeciwnej płci (lub płci alternatywnej, różnej od płci przypisanej);
5. silne pragnienie bycia traktowanym jak osoba przeciwnej płci (lub płci alternatywnej, różnej od płci przypisanej);

6. silne przekonanie o posiadaniu typowych uczuć i prezentowaniu reakcji typowych dla przeciwnej płci (lub płci alternatywnej, różnej od płci przypisanej)”.
Z kolei kryterium B, również wymagające spełnienia podczas procesu diagnostycznego, zastrzega, iż „stan ten związany jest z istotnym klinicznie cierpieniem lub pogorszeniem funkcjonowania w społecznym, zawodowym lub innym ważnym obszarze” [tłumaczenie własne] (American Psychiatric Association, 2022).

Na rynku polskim nie ma dotychczas satysfakcjonującego kwestionariusza, będącego rzetelnym i trafnym narzędziem badającym zarówno niezgodność, jak i dysforię płciową. W procesach diagnostycznych klinicyści najczęściej opierają się normach Inwentarza Płci Psychologicznej i dodatkowych skalach klinicznych Minnesockiego Wielowymiarowego Inwentarza Osobowości, które jednak bezpośrednio nie są narzędziami stworzonymi do diagnozy niezgodności płciowej. Dostępne narzędzia zdają się nie być wystarczające w obliczu szybko postępujących zmian kulturowych wprowadzonych najnowszą klasyfikacją chorób ICD-11.

W 2007 roku w magazynie „The Journal of Sex Research” ukazał się artykuł kanadyjskich badaczy, prezentujący narzędzie składające się z 27 pozycji, badające poziom dysforii płciowej u nastolatków i dorosłych (Deogracias *et al.*, 2007). Stwierdzenia użyte w kwestionariuszu ściśle bazowały na kryteriach niezgodności płciowej według ICD-11. W 2009 roku powtórzono badanie celem jego powtórnej walidacji (Singh *et al.*, 2010), a w 2021 zespół pod przewodnictwem Yuanyuan Wang przeprowadził udaną adaptację narzędzia na język chiński (Wang *et al.*, 2021).

CEL PRACY

Celem niniejszego badania była ocena własności psychometrycznych oraz opracowanie norm dla narzędzia będącego polską adaptacją kwestionariusza mierzącego poziom dysforii płciowej u nastolatków i osób dorosłych. Opracowanie polskiego narzędzia do diagnozy dysforii płciowej stanowi odpowiedź na bezpośrednie zapotrzebowanie diagnostyczne w tym obszarze. Uzyskane narzędzie będzie miało istotne zastosowanie zarówno w diagnozie indywidualnej, jak i w dalszych badaniach naukowych.

MATERIAŁ I METODA

Adaptacji poddano istniejący już kwestionariusz Gender Identity/Gender Dysphoria Questionnaire for Adolescents and Adults (GIDYQ-AA), stworzony w 2007 roku przez

	Młodzież		Dorośli	
	Nastolatki (n = 138)	Nastolatki (n = 578)	Mężczyźni (n = 303)	Kobiety (n = 759)
Wiek				
M	16,54	15,99	28,57	26,52
SD	1,41	1,47	8,99	7,95
Min.–Maks.	13–18	11–18	19–73	19–57
Tożsamość płciowa				
Niezgodność tożsamościowa	10,9%	25,1%	6,9%	7,0%
Niebinarność	13,8%	19,0%	7,9%	10,7%
Zgodność tożsamościowa	75,4%	55,9%	85,1%	82,4%
Wykształcenie				
Podstawowe	77,5%	77,5%	1,3%	1,2%
Gimnazjalne	6,5%	5,9%	3,0%	2,8%
Zawodowe	1,4%	2,9%	2,0%	2,8%
Średnie techniczne	5,1%	3,3%	20,1%	14,5%
Średnie ogólnokształcące	9,4%	10,2%	34,7%	46,7%
Wyższe licencjackie	-	-	10,2%	12,9%
Wyższe inżynierskie	-	-	4,3%	2,4%
Wyższe magisterskie	-	-	22,4%	15,8%
Doktoranckie lub wyższe	-	-	2,0%	0,9%
Miejsce zamieszkania				
Miejscowość do 100 tys. mieszkańców	71,0%	64,2%	39,9%	45,8%
Miejscowość powyżej 100 tys. mieszkańców	29,0%	35,6%	60,1%	54,1%

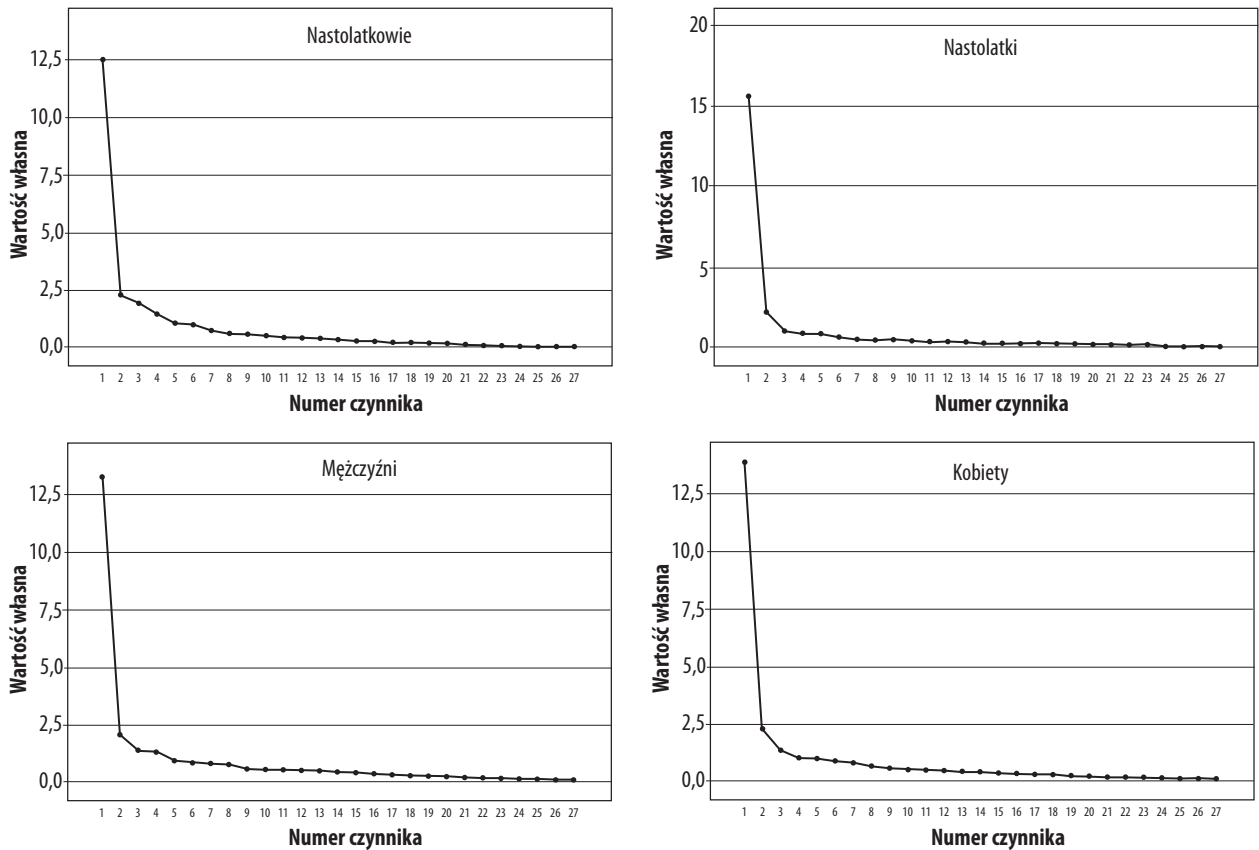
Tab. 1. Rozkład zmiennych demograficznych oraz tożsamości płciowej w zależności od wieku i płci przypisanej przy urodzeniu

zespół Deograciasa w oparciu o kryteria ICD-11. Oryginalne narzędzie użyte do adaptacji składało się z 27 pozycji badających poziom dysforii płciowej, oceniany na pięciostopniowej skali Likerta. Ewaluacja oryginalnego kwestionariusza GIDYQ-AA przeprowadzona wśród studentów ($N = 389$) oraz pacjentów z zaburzeniami tożsamości płciowej ($N = 73$) wykazała wysoką rzetelność (α Cronbacha 0,97) i trafność różnicową, ponieważ pacjenci z niezgodnością płciową osiągają znacznie wyższy poziom dysforii płciowych niż heteroseksualni czy nieheteroseksualni studenci uniwersyteccy. Stosując punkt odcięcia 3,00, stwierdzono, że czułość wyniosła 90,4% dla pacjentów z niezgodnością płciową, a swoistość 99,7% dla grupy kontrolnej. Narzędzie GIDYQ-AA powstało w czterech wersjach: dla nastolatków, nastolatek, mężczyzn oraz kobiet (Deogracias *et al.*, 2007). Po uzyskaniu zgody zespołu autorów oryginalnego narzędzia na wykonanie adaptacji i modyfikacji narzędzia przystąpiono do prac adaptacyjnych. Poszczególne pozycje oryginalnego kwestionariusza zostały przetłumaczone możliwie dokładnie z języka angielskiego na język polski, w taki sposób, aby oddać logiczny sens poszczególnych stwierdzeń. Tłumaczenie opracowane zostało przez doświadczonego psychologa-diagnostę zajmującego się diagnozą dysforii i niezgodności płciowej. Kwestionariusz tłumaczony był oddzielnie dla czterech wersji, różnych w zależności od płci przypisanej przy urodzeniu oraz kohorty wiekowej. Polskie tłumaczenie poddano walidacji sprawdzającej, czy zachowane zostały własności psychometryczne oryginalnego kwestionariusza, następnie wyznaczono normy dla populacji

polskiej w podziale na płeć przypisaną przy urodzeniu oraz wiek. Badanie przeprowadzone zostało w formie zdalnej na specjalnie w tym celu stworzonej stronie internetowej. Miało ono charakter dobrowolny i anonimowy, a osoby badane wyraziły pisemną zgodę na udział w badaniu poprzez zaznaczenie pola w formularzu świadomej zgody.

Grupę badaną stanowiły osoby z populacji ogólnej ($N = 1780$). Osoby badane zostały zaproszone do udziału poprzez platformy internetowe, w tym głównie platformy mediów społecznościowych. Uzyskano dużą różnorodność grupy badawczej pod względem demograficznym. Wiek badanych zawierał się w przedziale od 11 do 73 lat ($M = 22,69$; $SD = 0,2$). Osoby badane zostały podzielone odpowiednio na grupy względem płci przypisanej przy urodzeniu i kohorty wiekowej. W każdej grupie badano deklaracyjną tożsamość płciową: niezgodność płciową, niebinarność płciową, zgodność płciową. W toku przeprowadzonych analiz początkowa próba badana została zredukowana z 1780 do 1768 obserwacji z uwagi na niewypełnienie przez 12 osób przynajmniej 80% kwestionariusza. W tab. 1 zaprezentowano rozkład wieku, wykształcenia, miejsca zamieszkania oraz tożsamości płciowej badanej młodzieży oraz dorosłych w zależności od płci.

W oparciu o wyniki przedstawione w tab. 1 stwierdzono, iż rozkłady wykształcenia wśród młodzieży i dorosłych były zbliżone, odpowiadające także średnim wiekom badanych prób. W przypadku młodzieży częściej badano osoby z mniejszych miejscowości – do 100 tys. mieszkańców, natomiast dorośli częściej reprezentowali średnie i większe



Ryc. 1. Wykresy osypiska w zależności od wieku i płci przypisanej przy urodzeniu

miasta. Niezależnie od badanej próby ponad 50% osób badanych wykazywało zgodność tożsamości płciowej z płcią przypisaną przy urodzeniu. Największą niezgodność tożsamościową zaobserwowano wśród dziewcząt do 18. roku życia, wśród których około 25% deklaroowało płć przeciwną, a około 20% niebinarność.

W celu oceny własności psychometrycznych przetłumaczonego narzędzia GIDYQ-AA stworzono, z użyciem programu Qualtrics, kwestionariusz składający się z trzech części: metryczki statystycznej, kwestionariusza Szpitalna Skala Lęku, Depresji i Rozdrażnienia (Hospital Anxiety and Depression Scale, HADS) oraz z przetłumaczonego na język polski kwestionariusza GIDYQ-AA. Metryczka zawierała pytania dotyczące danych statystycznych, takich jak płć przypisana przy urodzeniu (mężczyzna lub kobieta), tożsamość płciowa (mężczyzna, kobieta, osoba niebinarna, inna), orientacja

psychoseksualna (heteroseksualna, biseksualna, homoseksualna, panseksualna, aseksualna), wiek, wykształcenie i wielkość miejscowości zamieszkania. Porównanie deklarowanej płci przypisanej przy urodzeniu do płci tożsamościowej pozwalało na ocenę niezgodności/zgodności płciowej lub niebinarności. Skala HADS badała poziom odczuwanego lęku, depresji i rozdrażnienia. Skala ta składa się z 16 stwierdzeń ocenianych przez badanych na czterostopniowej skali Likerta. Narzędzie HADS charakteryzuje się wysoką rzetelnością pomiaru (α Cronbacha wyniosła 0,75–0,70 dla HADS-A oraz 0,77–0,76 dla HADS-D) oraz wysoką trafnością względem innych narzędzi mierzących symptomy lękowe i depresyjne (Mihalca i Pilecka, 2015). Wyniki otrzymane z wykorzystaniem kwestionariusza HADS posłużyły do późniejszej walidacji własności parametrycznych adaptowanego kwestionariusza. Przetłumaczony na język

Model	Pozycje	N	Dobroć dopasowania					
			χ^2/df	RMSEA	CFI	SRMR	AVE	CR
Wstępny	27	1768	29,90	0,128 [0,126; 0,130]	0,79	0,07	0,54	0,97
Finalny	25	1768	17,64	0,097 [0,095; 0,099]	0,90	0,05	0,58	0,97

AVE – average variance extracted, przeciętna wyodrębniona wariancja; CFI – comparative fit index, porównawczy wskaźnik dopasowania; CR – composite reliability, rzetelność konstruktów; RMSEA – root-mean-square error of approximation, pierwiastek średniokwadratowy błędów aproksymacji; SRMR – standardised root mean squared residual, standaryzowany pierwiastek ze średniego kwadratu reszt.

Tab. 2. Wskaźniki teoretycznego dopasowania modelu wstępnego i finalnego dla uzyskanych danych

polski kwestionariusz GIDYQ-AA mierzył poziom dysfornii płciowej i składał się z 27 stwierdzeń, do których badany mógł odnieść się na pięciostopniowej skali Likerta. Liczba stwierdzeń oraz typ skali w adaptowanym kwestionariuszu były zgodne z kwestionariuszem oryginalnym.

Zebrane wyniki zostały poddane analizie statystycznej z wykorzystaniem programów IBM SPSS Statistics 28 oraz AMOS 28. Przeprowadzono analizę struktury konstruktów, analizę czynnikową, analizę równoważności strukturalnej, ocenę rzetelności i trafności narzędzia oraz wyodrębniono normy staninowe dla osób dorosłych i młodzieży z podziałem na płeć przypisaną przy urodzeniu.

WYNIKI

W celu adaptacji kwestionariusza dysfornii płciowej (Deogracias *et al.*, 2007) przeprowadzono analizy statystyczne. W pierwszym kroku zredukowano próbę 1780 osób do 1768, pozostawiając próby zawierające odpowiedzi na przynajmniej 80% pozycji zawartych w kwestionariuszu. Za pomocą analizy czynnikowej – metodą osi głównych przy założeniu skorelowanej struktury czynników – wstępnie sprawdzono, czy struktura konstruktów jest jednoczynnikowa. Dodatkowo sprawdzono wykresy osypiska dla każdej badanej próby (ryc. 1).

Uzyskano bardzo dobre miary dopasowania próby, macierz korelacji była bliska zera ($<0,00001$), miara KMO = 0,97 (miara Kaiser–Meyer–Olkin), a test sferyczności Bartletta był istotny statystycznie $\chi^2 = 34954,42$; $df = 351$; $p < 0,001$. Macierz czynników wykazała silne skorelowanie pozycji z czynnikiem pierwszym ($r > 0,40$), z wyjątkiem pozycji 4 i 13 oryginalnego narzędzia, których korelacja z czynnikiem głównym wyniosła $r < 0,20$. Obserwując wykresy osypiska (ryc. 1), stwierdzono, iż niezależnie od wieku i płci struktura jest jednoczynnikowa. Czynniki główne w całej próbie wyjaśniały 55,71% wariancji danych, a wartość własna wyniosła 15,04. W kolejnym kroku przeprowadzono konfirmacyjną analizę czynnikową dla całego narzędzia w programie AMOS 28, gdzie porównano dopasowanie struktur z pełną liczbą pozycji oraz po odrzuceniu pozycji 4 i 13 z uwagi na ich słabszą korelację z wynikiem ogólnym skali. Wyniki prezentuje tab. 2.

Prezentowane modele (tab. 2) potwierdziły, iż struktura czynnikowa oparta na pełnej liczbie pozycji była niedopasowana do danych, natomiast po zredukowaniu pozycji 4 i 13 okazała się dobrze dopasowana w przypadku porównawczego wskaźnika dopasowania (*comparative fit index*, CFI) ($\geq 0,90$) i standaryzowanego współczynnika błędnego dopasowania (*standardised root mean squared residual*, SRMR) ($\leq 0,08$). Dodatkowo uzyskano zadowalający wskaźnik RMSEA (pierwiastek średniokwadratowy błędów aproksymacji – *root-mean-square error of approximation*) ($\leq 0,10$), a także spełniono założenia przeciętnej wyodrębnionej wariancji (*average variance extracted*, AVE) $\geq 0,50$ i rzetelności konstruktów (*composite reliability*, CR) $\geq 0,70$. Jedynie w przypadku standaryzowanego χ^2 nie uzyskano

zadowalającej wartości poniżej 5. Oznacza to, że uzyskana struktura czynnikowa dla 25 pozycji była zadowalająco dopasowana do danych dla pełnej próby.

Następnie postanowiono porównać struktury czynnikowe wśród młodzieży i dorosłych z uwzględnieniem podziału na płeć przypisaną przy urodzeniu. Analizy te miały charakter eksploracyjny, gdyż pozyskane próbki wykazywały się znaczną dysproporcją obserwacji, co uniemożliwiało potwierdzenie pełnej równoważności. W tab. 3 przedstawiono ładunki czynnikowe dla struktury ogólnej oraz dla struktur w poszczególnych próbkach kobiet i mężczyzn w wieku młodzieńczym i dorosłości, a także zaprezentowano miary równoważności konstruktów, metrycznej i skalarniej (Lubiewska i Głogowska, 2018).

Obserwując wartości poszczególnych poziomów równoważności czynnikowej (tab. 3), stwierdzono, iż delta zmiany dla SRMR jest zbyt duża, co sugerowało nieco różną postrzeganie pozycji na poziomie konstruktów w poszczególnych próbkach. Pozostałe wskaźniki miały zadowalający poziom zmiany, a wskaźniki AVE i CR sugerowały dobrą trafność wewnętrzną i rzetelność konstruktów w każdej badanej próbce. Na bazie obserwowalnych ładunków czynnikowych stwierdzono, iż pozycja 1 jest silniej związana z dysfornią płciową w grupie nastoletnich dziewcząt do 18. roku życia, z kolei pozycja 5 wykazywała słabszy związek z konstruktami dysfornii w próbie dorosłych mężczyzn. Pozycja 7 była silniej związana z poczuciem dysfornii płciowej wśród młodzieży w porównaniu z obserwowalnymi ładunkami w próbie dorosłych. Pozycja 11 była silniej związana z dysfornią w próbie dorosłych kobiet niż w pozostałych próbkach. Pozycje 14 i 15 wykazywały słabszy związek z konstruktami dysfornii wśród nastoletnich chłopców do 18. roku życia w porównaniu z pozostałymi próbkami. Ponadto pozycja 19 była silniej powiązana z dysfornią płciową w próbie kobiet, niezależnie od wieku, w porównaniu z próbkami mężczyzn i nastoletnich chłopców. Uzyskane wyniki sugerowały, iż utworzenie norm ogólnych mogłoby prowadzić do spłaszczenia wniosków wyciąganych w oparciu o surowe wyniki dla pojedynczych osób w zależności od ich płci przypisanej przy urodzeniu i wieku. W związku z powyższym postanowiono odrzucić próbę utworzenia norm ogólnych i zdecydowano się utworzyć normy z uwzględnieniem płci przypisanej przy urodzeniu i wieku.

W tab. 4 zaprezentowano rozkłady normalności dla poszczególnych prób młodzieży i dorosłych w zależności od płci. Wyniki wykazały nienormalne rozkłady zmiennych, co wskazywało na konieczność nieliniowej transformacji rozkładów w celu ich normalizacji (Hornowska, 2022).

Niezależnie od badanej próbki (tab. 4) żadna osoba badana nie uzyskała maksymalnego poziomu dysfornii, rozumianego jako najniższy możliwy wynik w skali (25 punktów). Największy rozstęp wyników zaobserwowano w próbie nastolatek, a najmniejszy w próbie nastolatek, co potwierdziło konieczność osobnych norm dla wszystkich prób. Dokonując normalizacji transformowanych rozkładów, stwierdzono, iż jedynie staniny pozwalają na ujęcie

Pozycja	Model ogólny (n = 1768)	Osobne struktury			
		Nastolatki (n = 138)	Nastolatki (n = 578)	Mężczyźni (n = 303)	Kobiety (n = 759)
1	0,69	0,69	0,80	0,55	0,62
2	0,75	0,79	0,68	0,67	0,78
3	0,80	0,73	0,84	0,70	0,76
5	0,74	0,78	0,83	0,56	0,69
6	0,72	0,64	0,75	0,69	0,67
7	0,65	0,68	0,74	0,52	0,52
8	0,82	0,86	0,85	0,78	0,73
9	0,68	0,69	0,57	0,70	0,71
10	0,91	0,92	0,92	0,93	0,87
11	0,60	0,54	0,47	0,43	0,71
12	0,89	0,82	0,90	0,87	0,85
14	0,60	0,26	0,59	0,56	0,62
15	0,68	0,48	0,67	0,73	0,65
16	0,86	0,85	0,88	0,86	0,79
17	0,80	0,69	0,79	0,78	0,77
18	0,79	0,54	0,82	0,66	0,76
19	0,78	0,39	0,83	0,59	0,76
20	0,87	0,85	0,84	0,89	0,84
21	0,85	0,86	0,86	0,91	0,78
22	0,85	0,77	0,85	0,82	0,81
23	0,46	0,36	0,43	0,50	0,43
24	0,53	0,48	0,44	0,46	0,57
25	0,88	0,87	0,89	0,91	0,81
26	0,87	0,87	0,87	0,89	0,81
27	0,77	0,70	0,84	0,67	0,70
Analiza równoważności		Nieobciążona	Konstruktu	Metryczna	Skalarna
χ^2/df	-	6,12	6,31	6,50	6,60
RMSEA	-	0,054 [0,053;0,055]	0,055 [0,054;0,056]	0,056 [0,055;0,057]	0,056 [0,055;0,058]
CFI	-	0,87	0,86	0,84	0,84
SRMR	-	0,07	0,11	0,10	0,13
AVE	0,58	0,50	0,59	0,52	0,53
CR	0,97	0,96	0,97	0,96	0,96

AVE – average variance extracted, przeciętna wyodrębniona wariancja; **CFI** – comparative fit index, porównawczy wskaźnik dopasowania; **CR** – composite reliability, rzetelność konstruktu; **RMSEA** – root-mean-square error of approximation, pierwiastek średniokwadratowy błędów aproksymacji; **SRMR** – standardised root mean squared residual, standaryzowany pierwiastek ze średniego kwadratu reszt.
Pogrubieniem oznaczono pozycje odstawiane ładunkami czynnikowymi w poszczególnych próbach.

Tab. 3. Ładunki czynnikowe pozycji w poszczególnych próbach wraz z analizą równoważności struktur

Grupa	Wynik sumaryczny				Wynik uśredniony				S-W	df	p
	M	SD	Min.	Maks.	M	SD	Min.	Maks.			
Dziewczęta (n = 578)	87,78	27,60	33,00	125,00	3,51	1,10	1,32	5,00	0,914	575	<0,001
Chłopcy (n = 138)	102,69	20,85	46,00	125,00	4,11	0,83	1,84	5,00	0,874	136	<0,001
Kobiety (n = 759)	106,56	20,26	37,00	125,00	4,26	0,81	1,48	5,00	0,805	754	<0,001
Mężczyźni (n = 303)	109,78	18,99	42,00	125,00	4,39	0,76	1,68	5,00	0,728	301	<0,001

S-W – test Shapiro-Wilka.

Tab. 4. Analiza normalności rozkładu dysforii płciowej w zależności od badanej próbki

Interpretacja	Stanina	Młodzież do 18. roku życia		Dorośli	
		Nastolatki	Nastolatki	Kobiety	Mężczyźni
Silna dysforia płciowa	1	33–43	46–57	37–56	42–58
	2	44–48	58–67	58–74	59–79
	3	49–59	68–86	75–96	81–104
Umiarkowana dysforia płciowa	4	60–79	87–104	97–111	105–114
	5	80–102	104–113	112–117	115–119
	6	103–115	114–120	118–121	120–121
Niska dysforia płciowa	7	116–120	121–123	122–123	122–123
	8	121–124	124	124	124
	9	125	125	125	125

Tab. 5. Znormalizowane rozkłady dla sumarycznych wyników surowych dysforii płciowej w zależności od płci i wieku respondenta

Grupa	Poziom dysforii			F	df1,df2	p	η^2
	Wysoki	Umiarkowany	Niski				
Dziewczęta (n = 578)	1,97 (0,24)	3,57 (0,70)	4,82 (0,12)	942,23	572,574	<0,001	0,77
Kobiety (n = 759)	2,95 (0,60)	4,53 (0,26)	4,95 (0,04)	1673,10	751,753	<0,001	0,82
Chłopcy (n = 138)	2,77 (0,45)	4,32 (0,39)	4,92 (0,07)	287,99	133,136	<0,001	0,81
Mężczyźni (n = 303)	3,20 (0,77)	4,64 (0,17)	4,95 (0,05)	436,74	298,300	<0,001	0,75

Tab. 6. Zróznicowanie średniego poziomu dysforii w zależności od płci i wieku respondenta dla przyjętych norm

Zmienna	Ogółem (n = 1768)	Wysoki poziom dysforii			Umiarkowany poziom dysforii			Niski poziom dysforii		
		NT (n = 171)	NB (n = 148)	ZT (n = 79)	NT (n = 61)	NB (n = 85)	ZT (n = 822)	NT (n = 0)	NB (n = 0)	ZT (n = 400)
Lęk	-0,29***	-0,12	-0,27***	-0,12	0,14	-0,02	-0,36***	-	-	-0,29***
Depresyjność	-0,22***	-0,15^	-0,17*	-0,14	-0,01	0,16	-0,25***	-	-	-0,24***
Rozdrażnienie	-0,21***	-0,21**	-0,24**	-0,11	-0,05	-0,22*	-0,28***	-	-	-0,26***

NT – osoby o niezgodnej tożsamości; NB – osoby niebinarne; ZT – osoby zgodne tożsamościowo.
^ 0,05 > p < 0,06; * p < 0,05; ** p < 0,01; *** p < 0,001.

Tab. 7. Zależność pomiędzy dysforią płciową a lękiem, depresyjnością i rozdrażnieniem w zależności od znormalizowanego poziomu dysforii i tożsamości płciowej

wszystkich poziomów nasilenia dysforii od najwyższego (pierwsza stanina) do najniższego (dziewiąta stanina) w oparciu o wyniki surowe. W efekcie uzyskano rozkład sumarycznych wyników surowych odpowiadających poszczególnym staninom w badanych próbkach, który zaprezentowano w tab. 5.

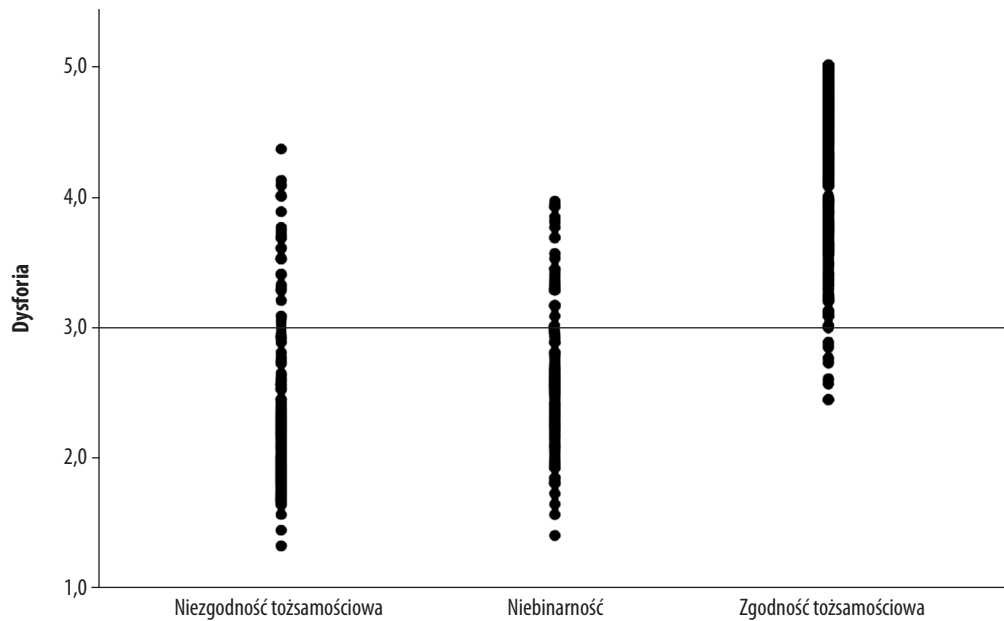
Obserwując rozkład wyników surowych wewnątrz norm (tab. 5), stwierdzono, iż nastoletnie dziewczęta charakteryzowały się większą wariancją wyników w zakresie dysforii płciowej w porównaniu z pozostałymi próbkami. Przyjmując za oryginalną skalę, iż punkt odcięcia świadczący o dysforii jest niższy od wartości średniego wyniku 3,00 w skali pięciostopniowej, odnotowano, że tylko nastolatki do 18. roku życia charakteryzowały się występowaniem dysforii w pierwszych trzech staninach, natomiast w pozostałych próbkach występowanie dysforii dotyczyłoby tylko dwóch pierwszych stanin.

Okazało się, że prezentowane w tab. 5 normy dobrze różnicują poziom dysforii w każdej badanej próbce. Przeprowadzone analizy wariancji dla poszczególnych osób o wysokim, umiarkowanym i niskim poziomie dysforii płciowej

potwierdziły istotne statystycznie różnice między wszystkimi grupami na poziomie $p < 0,001$, przy przyjęciu poprawki Bonferroniego na wielokrotne porównania (tab. 6).

W tab. 7 zaprezentowano korelacje między dysforią płciową a depresją, lękiem i rozdrażnieniem w zależności od znormalizowanego poziomu dysforii oraz tożsamości płciowej. Z uwagi na mniejsze próby nastoletnich chłopców i mężczyzn analizy trafności z uwzględnieniem płci i wieku były niemożliwe do przeprowadzenia – ze względu na braki w niektórych obserwacjach.

Analiza trafności (tab. 7) potwierdziła oczekiwane efekty. Okazało się, że wyższy poziom dysforii płciowej (niski wynik skali) był istotnie powiązany ze wzrostem lęku, depresyjności oraz rozdrażnienia. Dodatkowe analizy z podziałem na próbki zależne od tożsamości płciowej i znormalizowanego poziomu dysforii potwierdziły, iż wśród osób niebinarnych o wysokim poziomie dysforii wszystkie zależności były istotne statystycznie, nie stwierdzono z kolei związku między dysforią płciową a lękiem i depresyjnością wśród osób niebinarnych uzyskujących umiarkowany poziom dysforii. W przypadku osób o niezgodnej tożsamości



Ryc. 2. Rozkład wyników w zależności od tożsamości płciowej

z wyższym poziomem dysforii występował istotny związek z rozdrażnieniem, a także graniczny związek ($p = 0,052$) z depresyjnością, natomiast u osób o niezgodnej tożsamości z umiarkowanym poziomem dysforii nie stwierdzono istotnych związków. Odwrócone efekty zaobserwowano u osób zgodnych tożsamościowo. Wśród osób o wysokim poziomie dysforii nie było związku z lękiem lub depresyjnością, natomiast zależność ta pojawiała się, jeżeli charakteryzował je umiarkowany lub wysoki poziom dysforii płciowej. Uzyskane wyniki potwierdziły, iż osoby o wysokim poziomie dysforii płciowej mogą odczuwać silniejszy lęk oraz objawy depresyjne lub rozdrażnienie, jeżeli stwierdzono u nich niezgodność tożsamości płciowej doświadczanej i przypisanej przy urodzeniu lub też deklarujących niebinarność. Efekt ten nie występował z kolei u osób o stwierdzonej zgodności tożsamościowej.

Obserwowany rozkład dysforii płciowej w zależności od tożsamości płciowej i przy przyjęciu punktu odcięcia 3,00 dla oryginalnej skali pozwala dodatkowo na potwierdzenie, iż nasilenie dysforii dobrze różnicuje osoby zgodne tożsamościowo od niezgodnych tożsamościowo i niebinarnych (ryc. 2).

OMÓWIENIE

Celem przedmiotowego badania była adaptacja na język i warunki polskie kanadyjskiego narzędzia do badania dysforii płciowej u młodzieży i osób dorosłych oraz ocena własności psychometrycznych wykonanej adaptacji.

W badaniu udział wzięła większa i bardziej różnorodna grupa osób niż w oryginalnym badaniu własności narzędzia kanadyjskiego. Warto zauważyć, że badanie na tak szerokiej próbie nie tylko ujawniło potencjalną przydatność kwestionariusza w diagnostyce osób niecisnormatywnych,

ale również otworzyło pole do dalszych eksploracji tematu związanego z różnicami indywidualnymi w zakresie postrzegania własnej tożsamości płciowej i odczuwanej dysforii przez różne grupy wiekowe i osoby z różną płcią przypisaną przy urodzeniu. Podczas analizy wyników stwierdzono, że normy ogólne nie pozwalają na skuteczną analizę poziomu dysforii dla wyników indywidualnych pojedynczej osoby. Pozyskana w badaniu adaptacyjnym próba badawcza pozwoliła na wyznaczenie norm z uwzględnieniem płci i wieku, co stanowi dodatkowy wkład przedstawionego badania względem badania oryginalnego narzędzia.

Występujące w badaniu różnice rzetelności konstruktów poszczególnych pozycji wskazują, że w zależności od wieku i płci przypisanej przy urodzeniu osób badanych można zaobserwować istotne różnice w rozumieniu poszczególnych pojęć w kwestionariuszu i pojęcia dysforii w ogóle.

Analiza czynnikowa wskazała dwie pozycje (4 i 13) oryginalnego narzędzia jako nisko skorelowane z wynikiem ogólnym w przeprowadzonej adaptacji. Usunięcie z końcowej formy kwestionariusza tych dwóch stwierdzeń nie tylko nieubożyło samego narzędzia, ale też pozwoliło na jego większą trafność i rzetelność w porównaniu z oryginalnym materiałem.

WNIOSKI

Uzyskane wyniki wskazują na wysoką rzetelność i trafność polskiej wersji kwestionariusza GIDYQ-AA oraz na strukturę jednoczynnikową narzędzia. Prezentowany w niniejszym opracowaniu kwestionariusz stanowi godny uwagi wkład w system polskich standardów diagnostyki osób zmagających się z niezgodnością płciową.

Obszerny materiał badawczy pozwala na dalsze analizy i eksplorację zebranych danych. Interesującym kierunkiem dalszych badań byłoby sprawdzenie, czy i w jaki sposób poziom dysforii płciowej koreluje z tożsamością seksualną osób badanych. Uzyskane w przedstawionej adaptacji narzędzie diagnostyczne z powodzeniem może być wykorzystane w dalszych badaniach dotyczących istnienia ewentualnych korelacji pomiędzy poziomem dysforii a zaburzeniami odżywiania, neuroróżnorodnością, jak również zaburzeniami osobowości. Przedstawione zagadnienia zdecydowanie wymagają dalszych opracowań.

Konflikt interesów

Autorzy nie zgłaszają żadnych finansowych ani osobistych powiązań z innymi osobami lub organizacjami, które mogłyby negatywnie wpłynąć na treść publikacji oraz rościć sobie prawo do tej publikacji.

Źródło finansowania

Projekt badawczy został w całości zrealizowany bez wsparcia finansowego ze źródeł zewnętrznych.

Podziękowania

Podziękowania kierowane są do wszystkich osób biorących udział w badaniu, umożliwiających stworzenie polskiej adaptacji narzędzia.

Wkład autorów

Koncepcja i projekt badania: SN, AOC. Gromadzenie i/lub zestawianie danych: SN, AOC. Analiza i interpretacja danych: SN, AOC. Napisanie artykułu: SN, AOC. Krytyczne zrecenzowanie artykułu: AZ. Zatwierdzenie ostatecznej wersji artykułu: AZ.

Piśmiennictwo

- American Psychiatric Association: Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders. 5th ed., text rev., American Psychiatric Association, Washington, DC 2022.
- Deogracias JJ, Johnson LL, Meyer-Bahlburg HFL et al.: The gender identity/gender dysphoria questionnaire for adolescents and adults. *J Sex Res* 2007; 44: 370–379.
- Hornowska E: Testy psychologiczne: teoria i praktyka. Wydawnictwo Naukowe Scholar, Warszawa 2022.
- Lubiewska K, Głogowska K: Zastosowanie analizy równoważności pomiarowej w badaniach psychologicznych. *Polskie Forum Psychologiczne* 2018; 23: 330–356.
- Mihalca AM, Pilecka W: The factorial structure and validity of the Hospital Anxiety and Depression Scale (HADS) in Polish adolescents. *Psychiatr Pol* 2015; 49: 1071–1088.
- Pang KC, de Graaf NM, Chew D et al.: Association of media coverage of transgender and gender diverse issues with rates of referral of transgender children and adolescents to specialist gender clinics in the UK and Australia. *JAMA Netw Open* 2020; 3: e2011161.
- Singh D, Deogracias JJ, Johnson LL et al.: The Gender Identity/Gender Dysphoria Questionnaire for Adolescents and Adults: further validity evidence. *J Sex Res* 2010; 47: 49–58.
- Wang Y, Feng Y, Su D et al.: Validation of the Chinese version of the Gender Identity/Gender Dysphoria Questionnaire for Adolescents and Adults. *J Sex Med* 2021; 18: 1632–1640.
- World Health Organization: International Statistical Classification of Diseases and Related Health Problems. 11th ed., World Health Organization, 2019.