

Przekonania metapoznawcze polskiej młodzieży w trakcie pandemii COVID-19. Właściwości psychometryczne narzędzia MCQ-A

Metacognitive beliefs of Polish adolescents during the COVID-19 pandemic. Psychometric properties of the MCQ-A

Natalia Kajka¹, Agnieszka Kulik²

¹ Uniwersytet Medyczny w Lublinie, I Klinika Psychiatrii, Psychoterapii i Wczesnej Interwencji

² Katolicki Uniwersytet Lubelski Jana Pawła II, Katedra Psychoterapii i Psychologii Zdrowia

Summary

The study aimed to provide information on the psychometric properties of the MCQ-A for Polish adolescents; confirm the factor structure of the instrument relative to the original scale; and present the intensity of dysfunctional metacognitive beliefs of adolescents during the pandemic.

A total of 375 adolescents aged 12–18 ($M = 15.38$; $SD = 1.63$) completed a demographics questionnaire, the CDI-2 questionnaire for the diagnosis of depression in children and adolescents, the *State and Trait Anxiety Inventory* (STAI), and the Polish version of the MCQ-A.

Structural validity was tested using confirmatory factor analyzes. Three types of models were tested. The best results were obtained using a model that had a five-factor scale structure without a higher-order factor. The Polish version has 28 items, and its psychometric properties are comparable with the results presented by the authors of the English version of the MCQ-A30.

The results showed that the Polish version of the MCQ-A is a reliable instrument for studying metacognitive beliefs in adolescents.

Słowa kluczowe: metapoznanie, zaburzenia depresyjne, zdrowie psychiczne

Key words: metacognition, depressive disorder, mental health

Wprowadzenie

Zgodnie z podstawowymi założeniami terapii poznawczo-behawioralnej przekonania, czyli sposób, w jaki człowiek interpretuje różne zdarzenia i jakie poglądy ma

o sobie samym, to jeden z kluczowych czynników, które mają decydujący wpływ na jego stany emocjonalne i zachowanie [1]. Jeżeli zniekształcają one realne wydarzenia i możliwości danej osoby, generują zaburzenia psychiczne, zaburzenia nastroju i stany lękowe [2]. Podstawowym zadaniem terapii jest zatem identyfikacja dysfunkcyjnych przekonań, gdyż pozwala ona je skonceptualizować i ustalić plan prowadzenia procesu terapeutycznego.

Jak wykazują badania, równie ważną rolę co przekonania w kształtowaniu emocji i zachowania człowieka odgrywają przekonania metapoznawcze, czyli sposób, w jaki dana osoba interpretuje swoje przekonania [3–5]. Procesy związane z metapoznaniem umożliwiają człowiekowi między innymi ocenę pojawiających się przekonań, co znajduje odzwierciedlenie w jego sferze emocjonalnej i w zachowaniu [4–6]. W trakcie badań ustalono między innymi, że nadmierne zamartwianie się i koncentrowanie na sobie prowadzi do nieadaptacyjnych strategii radzenia sobie ze stresem [7]. Wykazano również, że dysfunkcyjne przekonania metapoznawcze odgrywają istotną rolę w problemach związanych ze zdrowiem psychicznym [3, 8]. Autorzy badań podkreślają negatywny wpływ fiksacji poznawczej na martwienie się jako takim na rozwój i utrzymywanie się halucynacji, urojeń, zaburzeń lękowych, nadużywanie alkoholu, nasilenie zaburzeń odżywiania czy depresji [4, 5, 9–11].

Większość dotychczasowych badań poświęconych przekonaniom metapoznawczym przeprowadzono w populacji osób dorosłych. W literaturze przedmiotu pojawiają się jednak głosy wskazujące na potrzebę analogicznych eksploracji w grupie nastolatków [8, 12]. Przede wszystkim dlatego, że metapoznanie rozwija się w okresie dzieciństwa i dorastania, a większość wspomnianych zaburzeń zdrowia psychicznego zaczyna się rozwijać w tym samym okresie [13, 14]. Równie ważnym argumentem przemawiającym za podjęciem badań wśród osób nastoletnich jest możliwość praktycznego wykorzystania zdobytej dzięki nim wiedzy. Trafna identyfikacja dysfunkcyjnych przekonań metapoznawczych mogłaby bowiem usprawnić proces diagnostyczno-terapeutyczny nastolatków w różnych krajach. Wydaje się to bardzo istotne, ponieważ w związku ze skutkami pandemii COVID-19 wzrosło zapotrzebowanie na specjalistyczne wsparcie zdrowia psychicznego młodzieży [15].

Jednym z najbardziej znanych narzędzi, za pomocą którego można badać przekonania metapoznawcze młodzieży, jest *Meta-Cognition Questionnaire for Adolescents* (MCQ-A). Obecnie dostępne są jedynie trzy jego adaptacje: francuska, holenderska i perska [8]. Niniejszy artykuł pozwala poszerzyć dostępność MCQ-A o kolejny kraj – Polskę.

Zdrowie psychiczne młodzieży w trakcie trwania pandemii COVID-19

Wyniki badań, które przeprowadzono po zakończeniu pandemii COVID-19, jednoznacznie wskazują na pogorszenie stanu psychicznego młodzieży w trakcie jej trwania [15–18]. Sam okres adolescencji to czas bardzo dynamicznych przemian na wielu płaszczyznach: biologicznej, społecznej, psychicznej, duchowej. Chroniczny stres towarzyszący pandemii, choroba/śmierć bliskich z powodu COVID-19, utrata pracy przez rodziców, odizolowanie od rówieśników czy niepewność związana ze

sposobem nauczania i egzekwowania wiedzy (zwłaszcza w klasach kończących etap nauki egzaminem) to poważne czynniki ryzyka zaburzenia zdrowia psychicznego [16]. Autorzy badający wpływ pandemii na kondycję psychiczną młodzieży podkreślają nasilenie się zwłaszcza zaburzeń lękowych i depresji. Zwracają przy tym uwagę na szereg trudności psychologicznych mających istotny wpływ na funkcjonowanie młodzieży, między innymi na uzależnienie od Internetu, alkoholu czy konopi indyjskich [17–20].

Publikacji dotyczących roli przekonań metapoznawczych wśród młodzieży mierzonej w trakcie trwania pandemii jest stosunkowo niewiele. Dostępne raporty wskazują, że negatywne przekonania metapoznawcze mogą być mechanizmem pośredniczącym depresji u zdrowej młodzieży badanej podczas pandemii [15]. Publikacja polskiej adaptacji narzędzia MCQ-A może się przyczynić do poszerzenia eksploracji tego problemu.

Przekonania metapoznawcze i kwestionariusz do ich pomiaru

Cartwright-Hatton i Wells [12] skonstruowali kwestionariusz identyfikujący przekonania metapoznawcze w celu usprawnienia terapii poznawczo-behawioralnej dorosłych pacjentów. Pierwsza wersja kwestionariusza liczyła 65 pytań (MCQ-65) i odnosiła się do dysfunkcyjnych treści myślenia, które prowadzą do perseweracyjnych stylów myślenia, tendencyjności uwagi i nieskutecznych strategii samoregulacji (*Cognitive Attentional Syndrome – CAS*) [8]. W związku z dużą popularnością tego narzędzia jego autorzy stworzyli krótszą wersję testu dla dorosłych (MCQ-30), a następnie jej odpowiedniki dla dzieci i młodzieży (MCQ-C 30; MCQ-A 30) [12, 21]. Wersji narzędzia, które dedykowane są dla tych grup wiekowych, jest aż siedem. Z metaanalizy przeprowadzonej przez Myersa i wsp. [8] wynika, że najlepsze właściwości psychometryczne uzyskał – i jest przez to najbardziej rekomendowany do badania grupy młodzieży w wieku 12–18 lat – *Kwestionariusz przekonań metapoznawczych adolescentów* (MCQ-A 30). Pytania w nim zawarte zostały przygotowane na podstawie wersji dla dorosłych, jednak jak donoszą Cartwright-Hatton i wsp. [21], niektóre sformułowania uproszczono i dostosowano do możliwości poznawczych dzieci już od 9. roku życia.

MCQ-A 30 pozwala ocenić nasilenie pięciu przekonań metapoznawczych. Dwie pierwsze skale odnoszą się do pozytywnych i negatywnych przekonań metapoznawczych (PB – „Pozytywne przekonania metapoznawcze”; UD – „Negatywne przekonania metapoznawcze”). Wysoki wynik w skali pierwszej odzwierciedla tendencję do aktywizowania błędnego przekonania, że myślenie o martwieniu się będzie motywować do działania. Niestety według modelu Wellsa wiara w te myśli skutkuje jedynie nadmiernym martwieniem się [22]. Dla przykładu uczeń może wpaść w pułapkę myślenia lękowego typu: „Jeśli się będę martwił i przejmował zadaniami domowymi, będę zawsze przygotowany”. Z pozoru brzmi to racjonalnie, jednak jak zauważa Wells [4], czy nie można być przygotowanym bez martwienia się i przejmowania? Uczeń z lękowym nastawieniem ponosi wysokie koszty emocjonalne z powodu dysfunkcyjnych przekonań. Na szczęście MCQ-A 30 jest wrażliwy na zmiany pod wpływem terapii. Terapeuci poznawczo-behawioralni stosują go do cotygodniowego monitorowania postępów swoich pacjentów [4].

Druga skala – wskaźnik negatywnych przekonań o martwieniu się (UD) – stanowi ocenę częstotliwości tych zmartwień: badany czuje, że traci kontrolę w sytuacji, gdy się nie martwi (np.: „Kiedy zaczynam się martwić, nie mogę przestać”). Im ten wskaźnik jest wyższy, tym badany częściej martwi się tym, że się martwi, bo niemartwienie się jest interpretowane jako niebezpieczne i zagrażające [4, 23].

W pozostałych trzech skalach tematycznych MCQ-A 30 pozwala ocenić nasilenie przekonań dysfunkcyjnych. Skale te mierzą „Pewność poznawczą” (CC), „Negatywne przekonania o konsekwencji braku kontroli nad myślami” (SPR) oraz „Samoświadomość poznawczą” (CSC). Niepewność poznawcza (skala CC) jest wskaźnikiem poziomu pewności w zakresie uwagi i pamięci, który określa sam badany (np.: „Mam słabą pamięć”). Badani z zaburzeniami emocjonalnymi mają tendencję do dewaluacji swoich umiejętności poznawczych. Ich niskie poczucie pewności w tym zakresie przekłada się na podtrzymywanie ciągłej troski o swoją pamięć i uwagę, co uniemożliwia aktywację konstruktywnego radzenia sobie ze stresem [4, 13]. Cartwright-Hatton i wsp. [21] odnotowują również, że „Pewność poznawcza” ma związek z szeregiem stanów dotyczących pojawiania się u pacjentów natrętnych myśli.

Analogiczne zależności pojawiają się w przypadku „Negatywnych przekonań o konsekwencji braku kontroli nad swoimi myślami”, czyli nad martwieniem się (skala SPR). Ich powszechnie znanym przykładem jest mechanizm błędnego koła występujący w depresji. Pacjent żywi przekonanie, że myśli depresyjne są niebezpieczne i zagrażające, dlatego koncentruje się na nich w sposób szczególny i czuje, że powinien je kontrolować. Im bardziej je kontroluje, tym bardziej o nich myśli – podtrzymuje zatem swoje perseweryacyjne przekonania i tkwi w nieustannym poczuciu zagrożenia [18]. Skala SPR pozwala ocenić, w jakim stopniu badany poddaje się dysfunkcyjnym przekonaniom na temat przesądów oraz spodziewanych kar i odpowiedzialności za określony sposób myślenia.

Ostatnią tematyczną skalą dotyczącą treści metapoznawczych jest „Samoświadomość poznawcza” (skala CSC). Skala ta mierzy tendencję do monitorowania własnych myśli, martwienia się oraz sposobu, w jaki osoba jest świadoma ich występowania [24]. U jej podłoża leży mechanizm selektywnej uwagi, która utwierdza badanego w przekonaniu, że słusznie kontroluje on swoje dysfunkcyjne procesy metapoznawcze [21]. Spada i wsp. [5] zaznaczają natomiast, że zdarzają się okoliczności, w których wymiar ten może mieć konstruktywny charakter, czemu warto przyjrzeć się bliżej.

Wynik ogólny dla całej skali MCQ-A 30 jest sumą wyników z pięciu skal tematycznych. Każdy item badany ocenia w zakresie od 1 („nie zgadzam się”) do 4 („całkowicie się zgadzam”). Możliwy zakres wyników dla całego kwestionariusza wynosi zatem od 30 do 120 punktów (dla każdej skali od 6 do 30 punktów). Uznaje się, że im wyższy wynik ogólny, tym większe nasilenie dysfunkcyjnych przekonań metapoznawczych.

Cel badań

Celem prowadzonych badań była weryfikacja właściwości psychometrycznych narzędzia MCQ-A w odniesieniu do polskiej młodzieży oraz potwierdzenie struktury czynnikowej narzędzia względem skali oryginalnej. Ułatwi to rozpowszechnienie niniejszego testu i jego stosowanie przez praktyków i badaczy.

Material

W badaniu udział wzięło 375 osób w wieku 12–18 lat ($M = 15,38$; $SD = 1,63$). W grupie kontrolnej było 300 badanych, a w klinicznej 75. Grupy były homogeniczne pod względem wieku ($t(373) = 0,063$; $p = n.i.$) i płci ($\chi^2(3) = 0,538$; $p = n.i.$), natomiast istotnie różniły się pod względem miejsca zamieszkania ($\chi^2(3) = 9,841$; $p = 0,02$). W grupie klinicznej zdecydowanie więcej dzieci pochodziło z dużych miast niż z wiosek. Kryteria włączenia do grupy kontrolnej były następujące: uczniowie płci męskiej i żeńskiej, wiek 12–18 lat, brak rozpoznania epizodu depresji i innych zaburzeń psychicznych, pisemna świadoma i dobrowolna zgoda rodziców i uczestników badania na udział w badaniu i przetwarzanie danych osobowych (RODO). Kryteria włączenia do grupy klinicznej były następujące: pacjenci płci żeńskiej i męskiej, wiek 12–18 lat, rozpoznany przez lekarza psychiatrę epizod depresji (F.32 według ICD-10) bez objawów psychotycznych i innych zaburzeń psychicznych, pisemna świadoma i dobrowolna zgoda rodziców i uczestników badania na udział w badaniu i przetwarzanie danych osobowych (RODO). Kryteria wykluczenia były takie same dla obu grup: wiek poniżej 12 lat i powyżej 18 lat, brak pisemnej świadomej zgody na udział w badaniu pacjenta lub rodzica, poziom intelektualny poniżej normy, występowanie choroby somatycznej w ostrej fazie.

Rodzice uzupełniali ankietę dotyczącą stanu zdrowia dziecka, a młodzież uzupełniała ankietę informacyjną dotyczącą swojego samopoczucia podczas pandemii COVID-19, *Zestaw kwestionariuszy do diagnozy depresji u dzieci i młodzieży – CDI2* (wersja samoopisowa dla młodzieży) [26], *Inwentarz stanu i cechy lęku – STAI* [27] oraz adaptowany (za zgodą Cartwright-Hatton) do warunków polskich *Kwestionariusz przekonań metapoznawczych adolescentów – MCQ-A*.

Procedura

Kwestionariusz przekonań metapoznawczych adolescentów został przetłumaczony na język polski zgodnie z zasadami adaptacji testów. W celu ustalenia zrozumiałości treści przetłumaczonej skalę poddano ocenie polskich uczniów, będących na różnych etapach nauki. Właściwe badania zostały przeprowadzone w latach 2020–2021 w okresie lockdownu.

W rekrutacji grupy docelowej – uczniów w wieku 12–18 lat – zastosowano metodę kuli śnieżnej z wykorzystaniem social mediów, organizacji pozarządowych pracujących z młodzieżą i szkół (kontakt za pośrednictwem psychologów szkolnych). Na podany adres mailowy zgłaszały się podmioty zainteresowane włączeniem się do badania, które następnie przekazywały informacje bezpośrednio do potencjalnych osób badanych. Ze względu na panującą sytuację epidemiologiczną badania uczniów i ich rodziców miały charakter korespondencyjny. Uczestnicy projektu otrzymali po dwie koperty i znaczek zwrotny do odesłania testów oraz zestaw kwestionariuszy w wersji papierowej. Po ich uzupełnieniu odsyłali arkusze na adres uczelni wyższej. W pierwszej kopercie umieszczali zgodę i kwestionariusz RODO, które w celu anonimizacji danych były składane osobno, w drugiej zaś kopercie znajdowały się uzupełnione kwestionariusze.

Do rekrutacji młodzieży ze zdiagnozowaną depresją zastosowano dobór celowy. Ze względu na sytuację epidemiologiczną i bardzo duże restrykcje dotyczące wchodzenia na oddziały szpitalne, utrudniony kontakt z rodzicami i wstrzymywanie przyjęć pacjentów w związku z ogniskami covidowymi zdecydowano się na włączenie do badania pacjentów Kliniki Psychiatrii w Lublinie oraz pacjentów rekrutowanych przez poradnie psychologiczno-pedagogiczne. Badania były prowadzone indywidualnie przez specjalistę (lekarz psychiatra, psycholog), który włączał do projektu pacjenta spełniającego kryteria i mającego stosowną dokumentację medyczną. Grupa z epizodem depresji stanowiła grupę porównawczą.

Projekt uzyskał zgodę Komisji Etyki Badań Naukowych Instytutu Psychologii Katolickiego Uniwersytetu Lubelskiego (KEBN_43/2020).

Wyniki

Konfirmacyjna analiza czynnikowa

Poniżej przedstawiono wyniki konfirmacyjnej analizy czynnikowej wraz z wyborem najlepszego modelu czynnikowego dla grupy kontrolnej ($N = 300$). Zastosowanie tej metody było związane z hipotezą o występowaniu pięciu typów treści metapoznawczych wymienionych przez Cartwright-Hatton i wsp. [21]. W celu wykonania konfirmacyjnej analizy czynnikowej przeprowadzono modelowanie równań strukturalnych w programie R, stosując pakiet „lavaan” [28], a także pakiet „semPlot” do wizualizacji wyników modelowania równań strukturalnych [29]. W obliczeniach wykorzystano algorytm ULSMV (*unweighted least squares mean – and variance-adjusted test statistic*). Metoda ta pozwala na wyliczenie odpornych oszacowań i korekcji błędów standardowych ze względu na porządkowy charakter zmiennych obserwowalnych [25].

Wstępne analizy czynnikowe wykazały, że pozycje testowe MCQ-A 5 i MCQ-A 12 wymagały odwrócenia skali, natomiast pozycje MCQ-A 18 i MCQ-A 16 nie były istotnie powiązane z czynnikiem „Samoświadomości poznawczej” (CSC). Zdecydowano się zatem na ich usunięcie z modelu. Po dokonaniu powyższych operacji analiza rzetelności alfa Cronbacha dla adaptowanego kwestionariusza wynosiła 0,874. Pozostałe skale oscylowały w granicach: 0,724 („Przekonania o konsekwencji braku kontroli nad myślami” – SPR), 0,762 („Pozytywne przekonania metapoznawcze” – PB), 0,827 („Negatywne przekonania metapoznawcze” – UD) oraz 0,833 („Pewność poznawcza” – CC). Najniższą rzetelność (0,562) uzyskał wymiar „Samoświadomości poznawczej” (CSC).

Strategia analityczna wyboru modelu czynnikowego

W celu wyboru najlepszego modelu czynnikowego przetestowane zostały trzy rodzaje modeli czynnikowych: (1) model czynników ortogonalnych, który zakładał brak korelacji między badanymi czynnikami, (2) model skośny, zakładający korelacje między czynnikami oraz (3) model czynnikowy wyższego rzędu, zakładający istnienie nadrzędnego czynnika MCQ-A i jego wpływ na poszczególne 5 podczynników.

Wyniki analizy porównywania modeli przedstawione w tabeli 1 wskazują, że dane były istotnie lepiej dopasowane do modelu skośnego niż do modelu ortogonalnego. Dalsza analiza sugeruje, że lepiej dopasowany do danych był model czynnika drugiego rzędu niż model ortogonalny. Ostatnie porównanie ujawniło, że dane są istotnie lepiej dopasowane do modelu skośnego niż do modelu czynnika drugiego rzędu. Wszystkie możliwe porównania testowanych modeli dowiodły, że dane były lepiej dopasowane do modelu skośnego.

Tabela 1. Współczynniki dopasowania danych do testowanych modeli czynnikowych

Porównanie	Model	df	χ^2	χ^2 różnicy	Różnica DF
1	Skośny	335	496,10	–	–
	Ortogonalny	345	3721,57	265,37***	10
2	Czynnik drugiego rzędu	340	550,92	–	–
	Ortogonalny	345	3721,57	172,44	5
3	Skośny	335	496,10	–	–
	Czynnik drugiego rzędu	340	550,92	15,44**	5

df – stopnie swobody; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$; χ^2 różnic – skalowanie metodą satorra.2000

Wyniki konfirmacyjnej analizy czynnikowej

Wcześniejsza analiza pozwoliła na przetestowanie alternatywnych wersji modeli czynnikowych badanego zjawiska i wybór układu, do którego zebrane dane były najlepiej dopasowane. Dokładniejsze statystyki dopasowania danych do modelu zaprezentowane w tabeli 2 wykazały, że większość statystyk dla modelu skośnego była zgodna z ogólnie przyjętymi kryteriami dopasowania modeli strukturalnych i ich akceptacji.

Podsumowując, można stwierdzić, że dane były dobrze dopasowane do modelu czynnikowego, w którym założono korelacje między czynnikami. Wyniki oszacowań konfirmacyjnej analizy czynnikowej, w tym ładunków czynnikowych, przedstawia tabela 3. Analiza standaryzowanych ładunków czynnikowych wykazała, że zmienne latentne istotnie wpływały na zmienność wskaźników (pozycji testowych kwestionariusza MCQ-A). Siła tego wpływu przyjmowała wartości od umiarkowanych ($\beta = 0,24$ dla MCQ-A 5 do silnych ($\beta = 0,90$ dla MCQ-A 26).

Tabela 2. Współczynniki dopasowania danych do poszczególnych modeli

Współczynnik	Model		
	Ortogonalny	Skośny	Czynnik drugiego rzędu
N parametrów	61	71	66
χ^2	3721,57	496,10	550,92
df	345,00	335,00	340,00
p	<0,001	<0,001	<0,001

dalszy ciąg tabeli na następnej stronie

CFI	0,48	0,98	0,94
TLI	0,43	0,97	0,93
NFI	0,46	0,93	0,88
IFI	0,48	0,98	0,94
N	300,00	300,00	300,00
RMSEA	0,18	0,05	0,06
RMSEA dolny 95% DPU	0,18	0,04	0,05
RMSEA dolny 95% GPU	0,19	0,05	0,06
SRMR	0,18	0,06	0,08
GFI	0,76	0,97	0,95
AGFI	0,71	0,96	0,94

CFI, TLI, NFI, IFI, GFI, AGFI = (idealnie, jeśli = 1; akceptowalne, jeśli >0,90); RMSEA = (idealnie, jeśli <0,05; akceptowalne, jeśli <0,08); SRMR = (idealnie, jeśli <0,05; akceptowalne, jeśli <0,10).

Tabela 3. **Oszacowania konfirmacyjnej analizy czynnikowej**

Latentna	Wskaźnik	β	s.e.	Z	DPU	GPU
PB	MCQ-A 1	0,51	0,07	7,65***	0,38	0,64
PB	MCQ-A 7	0,55	0,07	7,71***	0,41	0,69
PB	MCQ-A 10	0,66	0,07	8,97***	0,52	0,81
PB	MCQ-A 19	0,66	0,07	9,33***	0,52	0,80
PB	MCQ-A 23	0,70	0,07	10,02***	0,56	0,83
PB	MCQ-A 28	0,48	0,08	5,99***	0,32	0,64
UD	MCQ-A 2	0,30	0,06	4,95***	0,18	0,42
UD	MCQ-A 9	0,79	0,05	17,51***	0,70	0,88
UD	MCQ-A 11	0,75	0,04	17,92***	0,67	0,83
UD	MCQ-A 15	0,69	0,05	14,74***	0,60	0,79
UD	MCQ-A 21	0,83	0,04	22,40***	0,76	0,91
UD	MCQ-A 4	0,62	0,05	12,58***	0,53	0,72
CC	MCQ-A 8	0,58	0,06	9,34***	0,45	0,70
CC	MCQ-A 14	0,67	0,05	12,36***	0,56	0,77
CC	MCQ-A 17	0,75	0,05	14,42***	0,65	0,86
CC	MCQ-A 24	0,64	0,06	11,14***	0,53	0,75
CC	MCQ-A 26	0,90	0,05	18,64***	0,80	0,99
CC	MCQ-A 29	0,52	0,07	7,65***	0,38	0,65
SPR	MCQ-A 6	0,61	0,06	10,29***	0,50	0,73

dalszy ciąg tabeli na następnej stronie

SPR	MCQ-A 13	0,34	0,06	5,40***	0,21	0,46
SPR	MCQ-A 20	0,70	0,05	14,36***	0,60	0,79
SPR	MCQ-A 22	0,65	0,05	12,91***	0,55	0,75
SPR	MCQ-A 25	0,55	0,05	10,20***	0,45	0,66
SPR	MCQ-A 27	0,33	0,07	4,87***	0,19	0,46
CSC	MCQ-A 3	0,38	0,08	4,96***	0,23	0,53
CSC	MCQ-A 5	0,24	0,06	3,91***	0,12	0,35
CSC	MCQ-A 12	0,43	0,08	5,45***	0,28	0,59
CSC	MCQ-A 30	0,46	0,08	5,59***	0,30	0,63

PB – „Pozytywne przekonania metapoznawcze o martwieniu się; UD – „Negatywne przekonania metapoznawcze o martwieniu się; CC – „Pewność poznawcza”; SPR – „Negatywne przekonania o konsekwencji braku kontroli nad swoimi myślami”; CSC – „Samoświadomość poznawcza”; β = standaryzowany ładunek czynnikowy; s.e. = błąd standardowy dla standaryzowanego ładunku czynnikowego; 95%PU dla B = 95% przedział ufności dla standaryzowanego ładunku czynnikowego; Z = statystyka rozkładu standaryzowanego Z; p = istotność statystyczna.

W badaniu uczestniczyły osoby w wieku 12–18 lat. Osoby w różnych okresach adolescencji traktowane są w prezentowanym opracowaniu jako jednolita grupa, ponieważ taka jest koncepcja twórców kwestionariusza. Niemniej w tabeli 4 przedstawiono średnie wyniki w skalach MCQ-A dla poszczególnych grup wiekowych. W związku z tym, że tylko jedna osoba miała 12 lat (rocznikowo 13), została włączona do grupy 12–13-latków.

Tabela 4. Wyniki średnich i odchyłeń standardowych według grup wiekowych dla poszczególnych skal MCQ-A

Skala	12–13-latkowie (N = 46)	14-latkowie (N = 58)	15-latkowie (N = 56)	16-latkowie (N = 51)	17-latkowie (N = 56)	18-latkowie (N = 33)
Pozytywne przekonania metapoznawcze	9,84 (3,71)	9,62 (3,00)	9,71 (3,46)	8,48 (3,49)	10,25 (2,92)	10,00 (4,63)
Negatywne przekonania metapoznawcze	11,98 (4,52)	14,23 (3,70)	14,27 (5,18)	15,10 (4,85)	13,32 (4,96)	13,09 (5,00)
Pewność poznawcza	12,46 (4,29)	12,05 (4,20)	12,50 (3,95)	11,66 (4,35)	12,52 (4,31)	9,91 (3,99)
SPR	14,12 (4,34)	14,38 (3,63)	13,82 (4,26)	13,93 (3,69)	13,96 (4,22)	13,82 (3,99)
Samoświadomość poznawcza	16,05 (3,76)	14,45 (3,19)	15,57 (3,17)	15,84 (3,02)	16,43 (3,44)	15,52 (2,65)
Całkowity wynik	64,44 (4,84)	64,73 (10,25)	65,88 (12,19)	65,01 (10,97)	66,48 (12,38)	62,33 (12,85)

Analiza trafności teoretycznej

Relacje między pomiarami

W celu analizy trafności teoretycznej przeprowadzono serię analiz korelacji między wynikami skal MCQ-A a skalami kwestionariuszy mierzącymi lęk i depresję. Dostrzega się, że wszystkie czynniki MCQ-A wiązały się dodatnio ze wzrostem wyników pomiaru lęku jako cechy, lęku jako stanu oraz depresji. Podobne wyniki relacji między pomiarami uzyskano w grupie klinicznej. Niemniej w tej grupie nie wykazano istotnej relacji skali „Pozytywne przekonania metapoznawcze” (PB) z wynikami pomiarów lęku jako cechy i lęku jako stanu oraz depresji. Rezultaty przedstawia tabela 5.

Tabela 5. **Korelacje pomiarów uzyskanych za pomocą skali MCQ-A z lękiem jako cechą i lękiem jako stanem oraz depresją w grupie kontrolnej i klinicznej**

Kontrolna	1	2	3	4	5	6	7
PB (1)							
UD (2)	0,14*						
CC (3)	0,26***	0,30***					
SPR (4)	0,27***	0,56***	0,28***				
CSC (5)	0,20***	0,71***	0,26***	0,47***			
CDI (6)	0,27***	0,63***	0,44***	0,48***	0,67***		
Lęk jako cecha (7)	0,27***	0,74***	0,33***	0,51***	0,74***	0,82***	
Lęk jako stan (8)	0,16**	0,62***	0,31***	0,43***	0,67***	0,77***	0,80***
Kliniczna	1	2	3	4	5	6	7
PB (1)							
UD (2)	-0,20						
CC (3)	0,01	0,39***					
SPR (4)	-0,19	0,64***	0,34**				
CSC (5)	-0,21	0,61***	0,32**	0,53***			
CDI (6)	0,09	0,60***	0,26*	0,43***	0,58***		
Lęk jako cecha (7)	-0,03	0,69***	0,36**	0,50***	0,68***	0,75***	
Lęk jako stan (8)	-0,14	0,62***	0,22	0,49***	0,60***	0,64***	0,79***

PB – „Pozytywne przekonania metapoznawcze” o martwieniu się; UD – „Negatywne przekonania metapoznawcze” o martwieniu się; CC – „Pewność poznawcza”; SPR – „Negatywne przekonania o konsekwencji braku kontroli nad swoimi myślami”; CSC – „Samoświadomość poznawcza”; * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

Różnice między badanymi grupami pod względem nasilenia pomiarów MCQ-A, lęku jako cechy, lęku jako stanu i depresji

W celu przetestowania różnic między badanymi grupami pod względem nasilenia pomiarów MCQ-A, lęku jako cechy, lęku jako stanu i depresyjności wykonano serię analiz testem *t* Studenta dla prób niezależnych (tab. 6). Analiza wykazała, że badane grupy miały podobne nasilenie czynnika „Pozytywnych przekonań metapoznawczych” (PB). Niemniej dalsze analizy ujawniły, że badani z grupy klinicznej charakteryzowali się wyższym nasileniem pozostałych wyników skali MCQ-A, lękiem jako cechą, lękiem jako stanem oraz nasileniem depresyjności. Statystyka siły efektu *d* Cohena wskazuje, że różnice te były umiarkowane pod względem pomiaru „Pewności poznawczej” (CC), ale silne przy pozostałych pomiarach.

Tabela 6. Różnice między badanymi grupami pod względem nasilenia pomiarów MCQ-A, lęku jako cechy, lęku jako stanu i depresyjności

Pomiar	t	df	p	d Cohena	95%PU dla B		Kliniczna (a)			Kontrolna (b)			Różnica
					Dolny	Górny	M	SD	s.e.	M	SD	s.e.	
PB	1,74	373	0,083	0,22	-0,03	0,48	1,79	0,62	0,07	1,66	0,57	0,03	a = b
UD	6,75	373	<0,0001	0,87	0,58	1,16	2,92	0,75	0,09	2,24	0,80	0,05	a > b
CC	3,03	373	0,003	0,39	0,13	0,65	2,22	0,91	0,10	1,93	0,71	0,04	a > b
SPR	5,91	373	<0,001	0,76	0,48	1,04	2,79	0,59	0,07	2,29	0,67	0,04	a > b
CSC	4,77	373	<0,001	0,62	0,34	0,89	2,91	0,58	0,07	2,51	0,67	0,04	a > b
CDI	10,03	373	<0,001	1,30	0,96	1,62	26,4	10,07	1,16	14,44	9,02	0,52	a > b
Lęk jako cecha	7,70	373	<0,001	0,99	0,69	1,29	59,36	10,07	1,16	48,60	11,01	0,64	a > b
Lęk jako stan	8,93	373	<0,001	1,15	0,84	1,46	52,75	11,67	1,35	39,60	11,35	0,66	a > b

t – statystyka *t* Studenta; df – stopnie swobody; p – istotność statystyczna; d Cohena – standaryzowany współczynnik siły efektu (słaby efekt $d < 0,30$; umiarkowany $0,30-0,50$; silny $>0,50$).

Dyskusja wyników

Niniejsze badania wykazały, że polska adaptacja MCQ-A jest wiarygodnym narzędziem służącym do badania przekonań metapoznawczych u młodzieży. Uzyskane wyniki pozwalają na potwierdzenie pięcioczynnikowej struktury skali. Polska wersja kwestionariusza powinna liczyć 28 itemów zamiast 30. Pozycje 16. i 18. („Zawsze zwracam uwagę na to, co myślę”; „Uważnie obserwuję to, w jaki sposób działa mój umysł”) okazały się problematyczne i zostały usunięte. Przy czym holenderska i francuska adaptacja MCQ-A także napotkały tego rodzaju trudności, przez co ich skale również wykluczyły kilka itemów względem oryginalnego narzędzia [33, 34]. Holenderska adaptacja, podobnie jak polska, miała trudność z itemem 16. W odniesieniu do polskiej próby badawczej można podejrzewać, że trudności te były spowodowane stron-

nicością twierdzeń skali (*item bias*) i, między innymi, nieadekwatnością ekologiczną twierdzenia [35]. Być może młodzież będąca w okresie rozwojowym nie przykłada tak dużej wagi do monitorowania swoich procesów myślowych jak dorośli lub osoby z grupy klinicznej, przez co pytanie to może być dla niej niezrozumiałe. Zbliżony problem napotkali autorzy francuskiej adaptacji w zakresie skali „Samoświadomości poznawczej” i wchodzącego w jej skład itemu 12. Zinterpretowali tę sytuację podobnie jak autorzy badań prezentowanych w niniejszym artykule [33].

W przypadku polskiej wersji można by zweryfikować powyższą hipotezę wyjaśniającą napotkane trudności w przyszłych badaniach i dokonać analizy równoważności skal pomiarowych dla różnych grup wiekowych. Pomogłoby to rozstrzygnąć kwestię, czy poszczególne grupy badanych w ten sam sposób postrzegają konstrukt przekonań metapoznawczych. Warto jednak zaznaczyć, że obecna wersja MCQ-A 28 wskazuje na dobrą rzetelność (0,874) dla całej skali. Uzyskane właściwości psychometryczne są porównywalne z wynikami prezentowanymi przez autorów angielskiej wersji MCQ-A 30 [21]. W naszym badaniu najniższa rzetelność dotyczyła wymiaru „Samoświadomości poznawczej”, w którego skład powinny wejść usunięte itemy. Problematyczność tej skali może być spowodowana okolicznościami prowadzenia badań (pandemia COVID-19, lockdown, korespondencyjna forma zbierania danych). Młodzież badana w Polsce podczas lockdownu przejawiała średni wynik depresyjności określony jako podwyższony (pomimo braku formalnej diagnozy depresji). Odchylenie standardowe dla tego wyniku wskazuje też na zróżnicowanie nasilenia objawów depresyjności w obrębie badanej grupy (wyniki od niskich do wysokich). Nasilenie depresyjności u młodzieży bez depresji, charakterystyczne dla osób z rozpoznaną depresją, może odzwierciedlać się w odmiennym sposobie oceny twierdzeń, które wymagały usunięcia. Tłumaczyłoby to także nasilenie wyników w itemach wchodzących w skład tego czynnika. Gdyby faktycznie nasilenie depresyjności różnicowało tę skalę, mogłoby to być istotne również dla konceptualizacji problemów metapoznawczych młodych pacjentów. Zrozumienie zależności między depresyjnością a funkcjonowaniem metapoznawczym młodzieży może usprawnić proces planowania terapii, dlatego zależnością tą warto się zająć w przyszłych badaniach. Charakterystyka samopoczucia młodzieży w związku z COVID-19 wykracza poza cel niniejszej prezentacji i jest przedmiotem innego opracowania [36].

Struktura adaptowanego narzędzia

Odnosząc się do uzyskanych wyników konfirmacyjnej analizy czynnikowej, można stwierdzić, że najlepsze dopasowanie uzyskał model skośny. Analiza standaryzowanych ładunków czynnikowych wykazała, że zmienne latentne istotnie wpływały na zmienność pozycji testowych kwestionariusza MCQ-A. Siła tego wpływu przyjmowała wartości od umiarkowanych do silnych. Zestawiając uzyskane w niniejszym badaniu dane z pozostałymi adaptacjami, dostrzega się istotne podobieństwa. Zarówno w badaniach Wolteres i wsp. [34], jak i Lachat Shakeshaft i wsp. [33] potwierdziła się struktura pięcioczynnikowa narzędzia MCQ-A. Wolteres i wsp. [34] testowali także model o budowie dwupoziomowej, jednak ostatecznie zaproponowali usunięcie czyn-

nika wyższego rzędu i pozostanie przy pięciu czynnikach, tak jak w naszym badaniu. Z kolei Lachat Shakeshaft i wsp. [33] stwierdzili, że choć parametry modelu skośnego są w ich badaniach najtrafniejsze, rekomendują oni model z czynnikiem drugiego rzędu, którego istnienie również znalazło potwierdzenie w ich badaniach.

Trafność teoretyczna adaptowanego narzędzia

Dodatnią zależność między pięcioma czynnikami w skali MCQ-A a nasileniem lęku (jako stanu i jako cechy) oraz depresyjności w grupie kontrolnej można potraktować jako wskaźniki trafności zbieżnej adaptowanego narzędzia. Przy czym interesujący wydaje się brak związku w grupie klinicznej między pozytywnymi przekonaniami poznawczymi a lękiem i depresyjnością. Przy próbie wyjaśnienia tego stanu rzeczy można się odwołać do związku między stresem, neuronalnymi mechanizmami a motywacją. Związek ten odgrywa istotną rolę w zaburzeniach depresyjnych. Hollon i wsp. [37] opublikowali badania dotyczące wpływu stresu na neuronalne podłoże motywowanego zachowania. Wynika z nich, że doświadczany stres oddziałuje na wiele obszarów mózgu za pośrednictwem różnych neuroprzekazników. Zróżnicowanie miejsc pobudliwości neuronów w zależności od nasilenia stresora wiąże się z brakiem jednoznacznego wpływu stresu na zachowanie jednostki. Różnice w doświadczanym stresie mogą skutkować zachowaniami różniącymi się pod względem jakościowym i ilościowym (lęk jako motywator/demotywator). Zważywszy na to, że w naszym badaniu w czynniku „Pozytywnych przekonań metapoznawczych” nie odnotowano różnicy między grupą kliniczną a kontrolną, mimo że w grupie kontrolnej odnotowano pozytywną zależność z lękiem i depresją, wydaje się prawdopodobne, że uzyskane wyniki ujawniają tę niejednoznaczność.

Potencjalne ograniczenia badania

Ze względu na niezwykle trudne warunki prowadzenia badań naukowych w latach 2020–2021 (kontakt z osobami badanymi ograniczały nauczanie zdalne w szkołach podstawowych i średnich oraz bardzo restrykcyjne warunki sanitarne obowiązujące na oddziałach szpitalnych) badacze zastosowali metodę nielosowego doboru próby (*snowball sampling*). Sytuacja epidemiologiczna na terenie kraju i ciągłe oczekiwanie na złagodzenie restrykcji nie pozwoliły na inny sposób zebrania danych, co stanowi potencjalne ograniczenie niniejszego badania. Kolejną kwestią jest wpływ samej pandemii i odizolowanie uczniów od grupy rówieśniczej, co może stanowić zmienną zakłócającą. Podanie w tytule pracy informacji o tym, że badania były prowadzone w trakcie pandemii COVID-19, miało zwrócić uwagę na specyficzny okres, w którym dokonano adaptacji narzędzia.

Praktyczne zastosowanie narzędzia MCQ-A i konkluzja

Dostępność narzędzia MCQ-A pozwoli na szerszą eksplorację poszczególnych przekonań metapoznawczych nastolatków oraz monitorowanie postępów ich terapii

poznawczo-behawioralnej (również w okresie pandemii). Polska wersja kwestionariusza służącego do badania przekonań metapoznawczych ma pięcioczynnikową strukturę skali, a uzyskane właściwości psychometryczne są porównywalne z wynikami prezentowanymi przez autorów angielskiej wersji MCQ-A 30 [21]. Z kolei występujące rozbieżności i ograniczenia stanowią przesłankę do dalszych analiz i prac nad zaadaptowanym kwestionariuszem.

Piśmiennictwo

1. Beck AT. *The current state of cognitive therapy*. Arch. Gen. Psychiatry 2005; 62(9): 953.
2. Boden MT, John OP, Goldin PR, Werner K, Heimberg RG, Gross JJ. *The role of maladaptive beliefs in cognitive-behavioral therapy: Evidence from social anxiety disorder*. Behav. Res. Ther. 2012; 50(5): 287–291.
3. Capobianco L, Fajia C, Husain Z, Wells A. *Metacognitive beliefs and their relationship with anxiety and depression in physical illnesses: A systematic review*. PLoS One 2020; 15(9): e0238457.
4. Wells A. *Metacognitive therapy for anxiety and depression*. New York: Guilford Press; 2009.
5. Spada MM, Mohiyeddini C, Wells A. *Measuring metacognitions associated with emotional distress: Factor structure and predictive validity of the metacognitions questionnaire 30*. Pers. Individ. Differ. 2008; 45(3): 238–242.
6. Flavell JH. *Metacognition and cognitive monitoring: A new area of cognitive-developmental inquiry*. Am. Psychol. 1979; 34(10): 906–911.
7. Limbers CA, Greenwood E, Shea K, Fergus TA. *Metacognitive beliefs and emotional eating in adolescents*. Eat. Weight Disord. 2021; 26(7): 2281–2286.
8. Myers SG, Solem S, Wells A. *The metacognitions questionnaire and its derivatives in children and adolescents: A systematic review of psychometric properties*. Front. Psychol. 2019; 10: 1871.
9. Gawęda Ł, Holas P, Kokoszka A. *Dysfunctional meta-cognitive beliefs and anxiety, depression and self-esteem among healthy subjects with hallucinatory-like experiences*. Psychiatr. Pol. 2012; 46(6): 933–949.
10. Hutton P, Morrison AP, Wardle M, Wells A. *Metacognitive therapy in treatment-resistant psychosis: A multiple-baseline study*. Behav. Cogn. Psychot. 2014; 42(2): 166–185.
11. Olstad S, Solem S, Hjemdal O, Hagen R. *Metacognition in eating disorders: Comparison of women with eating disorders, self-reported history of eating disorders or psychiatric problems, and healthy controls*. Eat. Behav 2015; 16: 17–22.
12. Cartwright-Hatton S, Wells A. *Beliefs about worry and intrusions: The meta-cognitions questionnaire and its correlates*. J. Anxiety Disord. 1997; 11(3): 279–296.
13. Laghi F, Bianchi D, Pompili S, Lonigro A, Baiocco R. *Metacognition, emotional functioning and binge eating in adolescence: The moderation role of need to control thoughts*. Eat. Weight Disord. 2018; 23(6): 861–869.
14. Schneider W. *The development of metacognitive knowledge in children and adolescents: Major trends and implications for education*. Mind Brain Educ. 2008; 2(3): 114–121.
15. Kajka N, Karakuła-Juchnowicz H, Kulik A, Szewczyk P. *Metacognitive beliefs of adolescents in a lockdown situation in Poland – Negative beliefs about worry as a risk factor for depres-*

- sion in healthy adolescents*. Oral presentation at the meeting of the European Association of Psychosomatic Medicine – Psychosomatics during the 2021 pandemic, Vienna 2021.
16. Bilginer Ç, Yildirim S, Çekin Yilmaz B, Beyhun E, Karadeniz S. *Changes in adolescent mental health during the covid pandemic*. *Minerva Pediatr.* (Torino) 2021 Apr 23. Doi: 10.23736/S2724-5276.21.06178-4. Online ahead of print.
 17. Guessoum SB, Lachal J, Radjack R, Carretier E, Minassian S, Benoit L i wsp. *Adolescent psychiatric disorders during the COVID-19 pandemic and lockdown*. *Psychiatry Res.* 2020; 291: 113264. Doi: 10.1016/j.psychres.2020.113264.
 18. Jones EAK, Mitra AK, Bhuiyan AR. *Impact of COVID-19 on mental health in adolescents: A systematic review*. *Int. J. Environ. Res. Public Health.* 2021; 18(5): 2470. Doi: 10.3390/ijerph18052470.
 19. Meherali S, Punjani N, Louie-Poon S, Abdul Rahim K, Das JK, Salam RA i wsp. *Mental health of children and adolescents amidst COVID-19 and past pandemics: A rapid systematic review*. *Int. J. Environ. Res. Public Health* 2021; 18(7): 3432. doi.org/10.3390/ijerph18073432.
 20. Varma R, Das S, Singh T. *Cyberchondria amidst COVID-19 pandemic: Challenges and management strategies*. *Front. Psychiatry* 2021; 12: 618508. doi.org/10.3389/fpsy.2021.618508.
 21. Cartwright-Hatton S, Mather A, Illingworth V, Brocki J, Harrington R, Wells A. *Development and preliminary validation of the meta-cognitions questionnaire – Adolescent version*. *J. Anxiety Disord.* 2004; 18(3): 411–422.
 22. Wells A, Carter K. *Further tests of a cognitive model of generalized anxiety disorder: Metacognitions and worry in GAD, panic disorder, social phobia, depression, and nonpatients*. *Behav. Ther.* 2001; 32(1): 85–102. https://doi.org/10.1016/S0005-7894(01)80045-9.
 23. Lønfeldt NN, Marin CE, Silverman WK, Reinholdt-Dunne ML, Esbjørn BH. *The role of meta-cognitions in the association between children's perceptions of maternal control and anxiety*. *J. Child Fam. Stud.* 2017; 26: 1398–1408.
 24. Kraft B, Jonassen R, Stiles TC, Landrø NI. *Dysfunctional metacognitive beliefs are associated with decreased executive control*. *Front. Psychol.* 2017; 8: 593.
 25. Rhemtulla M, Brosseau-Liard PÉ, Savalei V. *When can categorical variables be treated as continuous? A comparison of robust continuous and categorical SEM estimation methods under suboptimal conditions*. *Psychol. Methods* 2012; 17(3): 354–373. Doi: 10.1037/a0029315.
 26. Wrocławska-Warchala E, Wujcik R. *Zestaw Kwestionariuszy do Diagnozy Depresji u Dzieci i Młodzieży. Podręcznik*. Warszawa: Pracownia Testów Psychologicznych; 2017.
 27. Wrześniewski K, Sosnowski T. *Inwentarz Stanu i Cechy Lęku (STAI)*. Warszawa: Pracownia Testów Psychologicznych; 2006.
 28. Rosseel Y. *lavaan: An R package for structural equation modeling*. *J. Stat. Softw.* 2012; 48(2): 1–34.
 29. Epskamp S. *semPlot: Unified visualizations of structural equation models*. *Struct. Equ. Modeling* 2015; 22(3): 474–483.
 30. Bollen KA. *Structural equations with latent variables*. New York: John Wiley & Sons; 1989.
 31. Iacobucci D. *Structural equations modeling: Fit indices, sample size, and advanced topics*. *J. Consum. Psychol.* 2010; 20(1): 90–98.
 32. Kock N. *Multilevel analyses in PLS-SEM: An anchor-factorial with variation diffusion approach*. *Data Analysis Perspectives Journal* 2020; 1(2): 1–6.
 33. Lachat Shakeshaft Y, Lecerf T, Morosan L, Badoud DM, Debbané M. *Validation of the French version of the «Meta-Cognition Questionnaire» for adolescents (MCQ-Af): Evolution of meta-*

- cognitive beliefs with age and their links with anxiety during adolescence.* PLoS One 2020; 5(3): e0230171.
34. Wolters LH, Hogendoorn SM, Oudega M, Vervoort L, Haan de E, Prins PJM i wsp. *Psychometric properties of the Dutch version of the Meta-Cognitions Questionnaire-Adolescent Version (MCQ-A) in non-clinical adolescents and adolescents with obsessive-compulsive disorder.* J. Anxiety Disord. 2012; 26(2): 343–351.
 35. Vijver van de FJR, Leung K. *Methods and data analysis for cross-cultural research.* Newbury Park, CA: Sage Publications, Inc.; 1997.
 36. Kajka N, Karakuła-Juchnowicz H, Kulik A, Szewczyk P, Hryniewicz K. *Stuck in a Rut of Thought—That Is Just a Barrier: Dysfunctional Metacognitive Beliefs, Limitation on Individual Freedom and Well-Being of Adolescents during COVID-19 Lockdown.* Int J Environ Res Public Health. 2023; 20(6): 5151. DOI:10.3390/ijerph2006515
 37. Hollon NG, Burgeno LM, Phillips PE. *Stress effects on the neural substrates of motivated behavior.* Nat. Neurosci. 2015; 18(10): 1405–1412.

Adres: Agnieszka Kulik
Katolicki Uniwersytet Lubelski Jana Pawła II
Katedra Psychoterapii i Psychologii Zdrowia
20-950 Lublin, Al. Raławickie 14
e-mail: agnieszka.kulik@kul.pl

Otrzymano: 22.04.2022
Zrecenzowano: 21.02.2023
Otrzymano po poprawie: 4.03.2023
Przyjęto do druku: 13.06.2023