

Właściwości psychometryczne polskiej wersji The Metacognitions Questionnaire-30

Psychometric properties of the Polish version of the Metacognitions Questionnaire-30

Małgorzata Dragan¹, Wojciech Ł. Dragan²

¹ Wydział Psychologii UW
Katedra Psychologii Klinicznej Dziecka i Rodziny
Kierownik: prof. dr hab. M. Zalewska

² Wydział Psychologii UW
Katedra Psychologii Różnic Indywidualnych
Kierownik: prof. dr hab. W. Oniszczenko

Summary

Aim. The aim of the present study was to examine basic psychometric properties as well as to confirm the five-factor structure of the Polish version of the Metacognitions Questionnaire-30 (MCQ-30), a short instrument to measure various aspects of maladaptive metacognitions.

Method. The sample consisted of 315 individuals (239 females and 76 males). Forty-five of the participants were examined twice within the test-retest procedure. Among questionnaires used in the study were MCQ-30, the State-Trait Anxiety Inventory (STAI) and four subscales chosen from the Neurotic Personality Questionnaire (KON-2006).

Results. Cronbach alphas, coefficients of reliability, reached acceptable values (0.70–0.87). Correlation coefficient (Pearson's r) between two separate administrations of MCQ-30 was high (0.72). Correlation coefficients between results of the MCQ-30 and results of the STAI and the part of KON-2006 were statistically significant and positive (018–064). Confirmatory factor analysis confirmed the five-factor structure of the questionnaire (the model was modified, and the method of maximum likelihood along with bootstrap procedure was used; goodness-of-fit indices were e.g. $\chi^2 [391]=764.50$ with $p<0.001$, $\chi^2/df=1.95$, GFI=0.858, RMSEA=0.055).

Conclusions. The results from this study show generally good psychometric properties of the Polish version of the metacognitions questionnaire. Polish version of the MCQ-30 seems to be a measure comparable with the original version.

Słowa kluczowe: kwestionariusze, testy psychologiczne

Key words: questionnaires, psychological tests

Wstęp

Najprostsza definicja treści metapoznawczych (*metacognitions*) mówi o tym, że są to „myśli na temat myślenia”. To duży skrót myślowy, albowiem współcześnie uważa się, że termin „metapoznanie” odnosi się do zdolności umysłu do poznania samego siebie lub też zespołu procesów poznawczych, zaangażowanych w poznanie innych procesów lub struktur poznawczych [1]. Metapoznanie obejmuje zatem nie tylko wiedzę typu „wiem, że wiem” czy też świadomość własnych procesów poznawczych, ale również efektywne zastosowanie tej samowiedzy w celu regulacji procesów poznawczych. To ten aspekt systemu przetwarzania informacji odpowiada za monitorowanie, interpretowanie, ocenę i regulację zawartości myśli oraz zawiaduje przebiegiem przetwarzania informacji.

Wells i Matthews [2] zakładają, że treści metapoznawcze stanowią ważny element w rozwoju i utrzymywaniu się objawów zaburzeń psychicznych. Model samoregulującej funkcji wykonawczej (*self-regulatory executive function model*, S-REF) ich autorstwa dostarcza szczegółowej konceptualizacji tego, w jaki sposób czynniki metapoznawcze jako komponenty przetwarzania informacji przyczyniają się do rozwoju i utrzymywania się objawów zaburzeń psychicznych [3]. Podstawowym założeniem jest tutaj twierdzenie mówiące o tym, że elementem systemu przekonań u osób z objawami zaburzeń psychicznych jest taki komponent metapoznawczy, który zawiadując aktywnością procesu myślenia i radzenia sobie, prowadzi do rozwoju i utrzymywania się dezadaptacyjnych stylów radzenia sobie (z myślami, emocjami, sytuacjami zagrożenia). Przykładem takich dysfunkcyjnych treści metapoznawczych są przekonania o konieczności rozpamiętywania jakiegoś zdarzenia albo – o szkodliwości zamartwiania się i niemożności kontrolowania go.

Innymi słowy, według teorii metapoznawczej, osoby z zaburzeniami psychicznymi charakteryzuje specyficzny styl myślenia i kierowania uwagą. Jest on określany mianem syndromu poznawczo-uwagowego. Na zespół ten składają się: (1) powtarzające się i trudne do kontroli myślenie w formie ciągłego martwienia się (zamartwiania) lub ruminacji, (2) uwagowy styl monitorowania zagrożenia (fiksacja na zagrożeniu), (3) ograniczenia zasobów poznawczych, w związku z wydatkowaniem energii na kontrolę zagrożenia, (4) stosowanie zachowań związanych z radzeniem sobie, które nie pozwalają na modyfikację negatywnych przekonań i podtrzymują problemy emocjonalne (jak na przykład kontrola myśli, unikanie zagrażających bodźców, ciągłe poszukiwanie zapewnienia). Model S-REF mówi o tym, że to właśnie syndrom poznawczo-uwagowy blokuje adekwatną odgórną kontrolę przetwarzania emocjonalnego, przyczyniając się do utrzymywania negatywnych stanów psychicznych. Zaburzenie jest zatem lokowane na poziomie świadomych procesów i strategii radzenia sobie powiązanych z przekonaniami metapoznawczymi.

Teoria metapoznawcza w psychopatologii stanowi zaplecze teoretyczne krótkoterminowej terapii metapoznawczej [4], która jest porównywana z terapią poznawczo-behawioralną, głównie ze względu na cechy formalne. Zasadniczą różnicę między nimi można zobrazować za pomocą następującego stwierdzenia twórców terapii metapoznawczej: nie liczy się to, co ludzie myślą, ale to, jak myślą [3] – terapia koncentruje

się zatem przede wszystkim na zmianie stylu myślenia powodującego dysfunkcjonalne reakcje. Pierwsze doniesienia dotyczące skuteczności terapii metapoznawczej wydają się bardzo obiecujące [np. 5, 6].

The Metacognitions Questionnaire-30

The Metacognitions Questionnaire (MCQ) [7] został stworzony w celu pomiaru takich aspektów metapoznania, jak pozytywne i negatywne treści poznawcze, monitorowanie myśli oraz ewaluacja pewności poznawczej (przekonania dotyczące zaufania do własnej pamięci i spostrzeżeń oraz uwagi). Pula początkowych 94 pozycji kwestionariusza powstała na podstawie wywiadów ustrukturalizowanych przeprowadzonych z 25 studentami i transkrypcji sesji terapeutycznych z 12 pacjentami leczącymi się z powodu zaburzeń lękowych. Osoby te były pytane o doświadczenia zamartwiania się i myśli intruzywne, a w szczególności o powody angażowania się w aktywność poznawczą tego typu oraz problemy z nią związane. Analiza wywiadów i materiału z terapii doprowadziła autorów do przekonania, że można wyróżnić osiem rodzajów treści metapoznawczych. Pierwsze dwa zostały określone jako postrzeganie zamartwiania się w kategoriach cechy osobowości albo przyczyny choroby psychicznej lub somatycznej. Kolejne dotyczą przesądów dotyczących przekonań o: 1) możliwości kontrolowania myśli lub braku takiej możliwości, 2) potrzebie kontrolowania myśli, 3) samoświadomości poznawczej, 4) zamartwianiu się jako mechanizmie pozwalającym przewidywać nieszczęścia lub sposobie radzenia sobie albo też metodzie rozwiązywania problemów. Do puli treści metapoznawczych wyróżnionych na drodze analizy jakościowej dodano przekonania o zaufaniu do własnych możliwości poznawczych – krok ten wynikał z założeń teoretycznych dotyczących związku między zamartwianiem się a przekonaniem o braku takiego zaufania, prowadzącymi między innymi do ciągłych wątpliwości co do słuszności kolejnych możliwych rozwiązań problemów. W kolejnych badaniach walidacyjnych, na drodze analizy czynnikowej (metoda głównych składowych), usuwano te pozycje, których ładunki nie osiągały wartości 0,40. Ostatecznie wyłoniono pięć czynników, które odpowiadały łącznie za 38,7% wariancji wyników.

W MCQ osoby badane oceniają każdą z pozycji w odniesieniu do czteropunktowej skali typu Likerta od 1 („nie zgadzam się”) do 4 („w pełni się zgadzam”). Im wyższe uzyskane wyniki w skali, w tym większym stopniu osoba badana zgadza się z wyróżnionymi stwierdzeniami, stanowiącymi dysfunkcjonalne treści metapoznawcze. MCQ-30 [8] jest skróconą wersją MCQ, ale w analizie konfirmacyjnej potwierdzono występowanie podobnej do pierwotnej wersji kwestionariusza struktury pięcioczynnikowej. Czynniki te w wersji finalnej zostały nazwane następująco: (1) pozytywne przekonania dotyczące zamartwiania się, (2) negatywne przekonania o myślach dotyczących braku kontroli i zagrożenia, (3) pewność poznawcza (ocenie stopnia pewności w zakresie uwagi i pamięci), (4) negatywne przekonania o konsekwencjach braku kontroli nad myślami, (5) samoświadomość poznawcza (tendencja do koncentrowania uwagi na procesie myślowym). Badania dotyczące właściwości psychometrycznych MCQ-30 wykazały, że narzędzie to charakteryzuje się dobrą zgodnością wewnętrzną i trafnością

zbieżną, oraz akceptowalną – do dobrej – rzetelnością typu test-retest. Autorzy badania walidacyjnego, podsumowując wyniki, stwierdzają, że właściwości psychometryczne skali pozwalają uznać, iż jest to trafne i rzetelne narzędzie do pomiaru treści metapoznawczych, a w dodatku jej stosowanie jest bardziej ekonomiczne w porównaniu z dłuższą wersją oryginalną (MCQ).

Material

Badanie przeprowadzono wśród 315 osób. Próbę stanowili przede wszystkim studenci dwóch warszawskich uczelni wyższych (Uniwersytet Warszawski i Wyższa Szkoła Finansów i Zarządzania). Osoby badane były w wieku od 18 do 51 lat ($M = 24,14$; $SD = 5,79$), w większości były to kobiety (zbadano 239 kobiet, co stanowiło 75,9% próby, oraz 76 mężczyzn, co stanowiło 24,1% próby). Średnia wieku dla obu płci była podobna, dla kobiet wyniosła $M = 24,07$ ($SD = 6,10$), a dla mężczyzn $M = 24,37$ ($SD = 4,63$).

Projekt badania został zaakceptowany przez Komisję ds. Etyki Badań Wydziału Psychologii Uniwersytetu Warszawskiego. Badanie przeprowadzano w grupach. Osoby badane zostały poinformowane o tym, że jest ono dobrowolne, anonimowe, a wyniki podawane zainteresowanym będą ogólne (udostępniono adres email do kierownika projektu). Instrukcja do badania została odczytana osobom badanym, ponadto była ona także dostępna w formie pisemnej.

Metoda

Celem badania było sprawdzenie podstawowych właściwości psychometrycznych polskiej wersji MCQ-30 oraz potwierdzenie jego pięcioczynnikowej struktury. Inwentarz (proponowana polska nazwa: Kwestionariusz Treści Metapoznawczych, KTM-30) został przetłumaczony na język polski przez M. Dragan i K. Pietroń. Tłumaczenie to zostało skonsultowane z autorem kwestionariusza, A. Wellsem, w ramach procedury tłumaczenia wstecznego (*back-translation*). Zostało ono także uzgodnione z istniejącym wcześniej niezależnym tłumaczeniem dłuższej wersji MCQ, dokonany w Warszawskim Uniwersytecie Medycznym (Ł. Gawęda, A. Kokoszka). Ponadto w badaniu zastosowano dwa inne kwestionariusze:

– Inwentarz Stanu i Cechy Lęku (*The State-Trait Anxiety Inventory*, STAI) [9]. STAI jest najbardziej znanym na świecie kwestionariuszem do oceny lęku. Autorzy wyróżnili dwie jego formy – jedna z nich odnosi się do lęku rozumianego jako aktualny stan osoby, a druga do lęku rozumianego jako relatywnie stała cecha osobowości. Adaptacji do warunków polskich dokonali Spielberg, Strelau, Tysarczyk i Wrześniewski. Polska wersja STAI ma ogólnie bardzo dobre właściwości psychometryczne.

– Część Kwestionariusza Osobowości Nerwicowej (KON-2006) [10], obejmującą cztery podskale (drobiazgowość, rozpamiętywanie, poczucie winy i trudności w podejmowaniu decyzji), odnoszące się do takich charakterystyk, jak pedantyczność, zamartwianie się, skłonność do wahania i rozważań, niepewność. Wyboru podskal dokonano na podstawie zgodności teoretycznej wybranych charakterystyk z objawa-

mi wyznaczanego przez treści metapoznawcze syndromu poznawczo-uwagowego, takimi jak zamartwianie się, ruminacje, lęklivość. Innym ważnym względem była chęć zastosowania krótszego narzędzia, tymczasem KON-2006 składa się łącznie aż z 243 pozycji. Kwestionariusz w wersji pełnej ma bardzo dobre właściwości psychometryczne, ale w związku z wyborem określonych pozycji, ze względu na potrzeby badania, sprawdzono rzetelność pomiaru częścią skali za pomocą metody alfa Cronbacha – wyniosła ona $\alpha = 0,80$.

Wyniki

Spośród całej próby 45 osób wypełniło MCQ-30 dwukrotnie, w ramach procedury test-retest. (Osoby badane wypełniały wszystkie kwestionariusze z zestawu, a przerwa pomiędzy badaniami wynosiła od czterech do sześciu tygodni. Zestawy pochodzące od tych samych osób identyfikowano dzięki zastosowaniu kodowania, gwarantującego badanym anonimowość.) Współczynnik korelacji Pearsona wyniósł 0,72, przy $p = 0,001$.

Oceniano rzetelność skali i jej pięciu podskal wyodrębnionych z wersji oryginalnej za pomocą współczynnika alfa Cronbacha. Wynik pomiaru z zastosowaniem całej skali to $\alpha = 0,87$, natomiast wyniki dla poszczególnych podskal były następujące: dla podskali MCQ-30-1 $\alpha = 0,87$, dla podskali MCQ-30-2 $\alpha = 0,77$, dla podskali MCQ-30-3 $\alpha = 0,83$, dla podskali MCQ-30-4 $\alpha = 0,70$, a dla podskali MCQ-30-5 $\alpha = 0,74$.

Przeprowadzono confirmacyjną analizę czynnikową (*confirmatory factor analysis*, CFA) z zastosowaniem uogólnionej metody najmniejszych kwadratów (*generalized least squares*, GLS) w odniesieniu do oryginalnej struktury pięcioczynnikowej. Zgodnie z rekomendacjami sformułowanymi dla CFA [11, 12] jednocześnie wzięto pod uwagę różne wskaźniki dobroci dopasowania (*goodness-of-fit*). Z tego względu, że część z tych wskaźników znajdowała się „na krawędzi” akceptowalnych standardów, zgodnie z rekomendacjami sformułowanymi dla CFA zmodyfikowano model („zrelaksowano”, tj. dopuszczono interkorelacje pomiędzy poszczególnymi pozycjami poza czynnikami). Było to podyktowane chęcią poprawienia dopasowania modelu. Kierowano się także względami teoretycznymi – celem bowiem było sprawdzenie hipotezy o występowaniu pięciu rodzajów treści metapoznawczych. Zastosowano metodę największej wiarygodności (*maximum likelihood*, ML) z procedurą repróbkiowania (*bootstrap*). Analizowano wybrane, najczęściej raportowane w literaturze, wskaźniki dobroci dopasowania. Wynik dla testu χ^2 wyniósł $\chi^2(391) = 764,50$, przy $p < 0,001$. Stosunek χ^2 do stopni swobody (χ^2/df) wyniósł 1,95. Wskaźnik dobroci dopasowania (*goodness-of-fit index*, GFI) wyniósł 0,858, natomiast porównawczy indeks zgodności (*comparative fit index*, CFI) – 0,891. Wartość średniokwadratowego błędzi aproksymacji (*root mean square error of approximation*, RMSEA) wyniosła 0,055. Wartość p dla bliskości dopasowania (*p of close fit*, PCLOSE) wyniosła 0,072.

W wyniku modyfikacji modelu dwie pozycje (pozycja nr 28: „Muszę się zamartwiać, żeby dobrze pracować”, oraz pozycja nr 29: „Mam małe zaufanie do mojej pamięci, jeśli chodzi o wykonywanie zadań”) weszły jednocześnie w skład dwóch różnych czynników. Pozycja nr 28 znalazła się w czynniku pierwszym (pozytywne

przekonania o zamartwianiu się) i piątym (samoświadomość poznawcza), a pozycja nr 29 w trzecim (pewność poznawcza) i czwartym (negatywne przekonania dotyczące konsekwencji braku kontroli nad myślami).

Kolejnym krokiem było porównanie MCQ-30 i jego podskal z innymi kwestionariuszami zastosowanymi w badaniu. Celem tego zabiegu było uzyskanie danych o trafności zbieżnej kwestionariusza. Wyniki analiz (korelacji) zawiera tabela 1.

Tabela 1. Współczynniki korelacji *r* Pearsona między wskaźnikami treści metapoznawczych, lęku i osobowości nerwicowej

	STAI – STAN	STAI – CECHA	KON-2006
MCQ-30	0,44**	0,59**	0,63**
MCQ-30-1	0,32**	0,41**	0,42**
MCQ-30-2	0,45**	0,64**	0,61**
MCQ-30-3	0,18**	0,29**	0,24**
MCQ-30-4	0,32**	0,41**	0,41**
MCQ-30-5	0,19**	0,20**	0,40**

** istotne na poziomie $p < 0,001$

MCQ-30 – Kwestionariusz Treści Metapoznawczych-30; MCQ-30-1 – pozytywne przekonania dotyczące zamartwiania się, MCQ-30-2 – negatywne przekonania o myślach dotyczących braku kontroli i zagrożenia, MCQ-30-3 – pewność poznawcza, MCQ-30-4 – negatywne przekonania dotyczące konsekwencji braku kontroli nad myślami, MCQ-30-5 – samoświadomość poznawcza; STAI – Inwentarz Stanu i Cechy Lęku; KON-2006 – Kwestionariusz Osobowości Nerwicowej (wybrane pozycje)

Omówienie wyników

MCQ-30 zostało ocenione przez twórców jako obiecujące narzędzie do pomiaru treści metapoznawczych. Na podstawie danych otrzymanych w raportowanym badaniu walidacyjnym można uznać, że mimo pewnych rozbieżności z wersją anglojęzyczną opracowana wersja polska inwentarza charakteryzuje się dobrymi właściwościami psychometrycznymi i może być porównywana z wersją oryginalną. Dla wszystkich skal współczynniki rzetelności (α Cronbacha) przyjęły akceptowalne wartości, pozwalając uznać te skale za rzetelne. Wartość współczynnika korelacji między dwoma pomiarami okazała się wysoka, co wskazuje na dobrą rzetelność typu test-retest. Istotnie statystycznie, pozytywne wartości współczynników korelacji (0,18–0,64) między wynikami w MCQ-30 i wynikami uzyskanymi w innych zastosowanych w badaniu kwestionariuszach (STAI, wybrane pozycje z KON-2006) można potraktować jako wskaźniki trafności zbieżnej opisywanego narzędzia. Niestety, nie zastosowano żadnej miary, która by pozwalała na sprawdzenie trafności różnicowej, co należy uznać za słabą stronę tego badania. Inne znaczące ograniczenie wynika z faktu przeprowadzenia badania na próbie składającej się głównie ze studentów, w większości kobiet.

Wspomniane rozbieżności ujawniły się w przeprowadzonej konfirmacyjnej analizie czynnikowej. Co prawda w wyniku modyfikacji modelu dwie pozycje inwentarza (nr 28 i nr 29) znalazły się w tych samych czynnikach, co w wersji oryginalnej, ale nie-

zależnie weszły także w skład innych dwóch czynników. Wynik ten powinien zostać poddany bardziej szczegółowej analizie w trakcie dalszych badań; możemy jedynie przypuszczać, że ważną rolę odgrywają tutaj czynniki kulturowe. Wydaje się jednak, że ostateczne wyniki konfirmacyjnej analizy czynnikowej pozwalają na stwierdzenie, że zmodyfikowany model pięcioczynnikowy jest dobrze dopasowany z punktu widzenia ogólnych miar dopasowania, w zasadzie bowiem wszystkie wskaźniki dobroci dopasowania, które zostały uwzględnione w raportowanej analizie równocześnie, uzyskały akceptowalne wartości.

Wnioski

Wersję polską MCQ-30 można uznać za porównywalną z wersją oryginalną. Może być ona z powodzeniem stosowana zarówno w badaniach naukowych, jak i w identyfikowaniu dysfunkcyjnych treści metapoznawczych u pacjentów korzystających z terapii.

Психометрические особенности польской версии Metacognitions Questionnaire-30

Содержание

Задание. Проверка основных психометрических особенностей и подтверждение пятифакторной структуры польской версии Metacognitions Questionnaire-30 сокращенного пособия для измерения различных дисфункциональных типов метапознавательного содержания.

Метод. Обследовано 315 человек (239 женщин и 76 мужчин) из чего 45 из них заполнило два раза глоссарий в рамках процедуры тест–ретест. Состав глоссария состоял из MCQ-30, инвентаря состояния и черты фобии (СТАИ), а также четырех подшкал, выбранных из Глоссария невротической личности (KON-2006).

Результаты. Коэффициенты достоверности альфа Кронбаха приняли акцептированные показатели (0,70–0,67). Коэффициент корреляции (r ПEARсона) между двумя измерениями шкалой оказался высоким (0,72). Показатели коэффициентов корреляции между результатами MCQ-30 и результатами СТАИ, а также части KON-2006 были статистически существенными (0,18–0,64). Конфирмационный факторный анализ подтвердил пятифакторную структуру глоссария (модель была модифицирована, применен метод наибольшей достоверности с процедурой бутстрап: коэффициенты добра приспособления модели разнялись нп. χ^2 (391) = 764,50 при $p < 0,001$, χ^2 df 1,95, GFI = 0,858, RM EA = 0,055).

Выводы. Полученные результаты свидетельствуют о том, что польская версия глоссария характеризуется общими добрыми психометрическими особенностями. Польская версия MCQ-30 может быть признана за сравнимую с ней оригинальной шкалой.

Psychometrische Eigenschaften der polnischen Version von The Metacognitions Questionnaire-30

Zusammenfassung

Ziel. Das Ziel der Studie war die Prüfung der psychomotorischen Haupteigenschaften als auch die Bestätigung der fünf-Faktoren-Struktur der polnischen Version von The Metacognitions Questionnaire-30 (MCQ-30), eines verkürzten Instruments zur Erfassung unterschiedlicher Arten von dysfunktionellen metakognitiven Inhalte.

Метод. Es wurden 315 Personen untersucht (239 Frauen und 76 Männer), unter denen 45 den Fragebogen zweimal im Rahmen des Test – Retest Verfahrens ausgefüllt haben. Unter den Fragebögen waren: MCQ-30, Inventar STAI und vier Unterskalen ausgewählt aus dem Fragebogen der Neurotischen Persönlichkeit (KON-2006).

Ergebnisse. Die Reliabilitätskoeffizienten Cronbachs Alpha erreichten akzeptable Werte (0,70–0,87). Der Korrelationskoeffizient (r-Pearson) zwischen zwei Messungen mit der Skala erwies sich als hoch (0,72). Die Werte der Korrelationskoeffizienten zwischen den Ergebnissen in MCQ-30 und den Ergebnissen in STAI und einem Teil von KON-2006 waren statistisch signifikant, positiv (0,18–0,64). Die konfirmative Faktorenanalyse bestätigte die fünf-Faktoren Struktur des Fragebogens (das Modell wurde modifiziert, es wurde die Methode der größten Glaubwürdigkeit mit dem Bootstrap-Verfahren angewandt; die Indexe der Anpassung des Modells betragen zB. $\chi^2[391] = 764,50$ bei $p < 0,001$, $\chi^2/df = 1,95$, GFI = 0,858, RMSEA = 0,0055).

Schlussfolgerungen. Die erzielten Ergebnisse zeugen davon, dass sich die polnische Version des Inventars mit den allgemein guten psychomotorischen Eigenschaften charakterisieren. Die polnische Version von MCQ-30 kann man als vergleichbar mit dem Original anerkennen.

Les traits caractéristiques psychométriques de la version polonaise de the Metacognitions Questionnaire-30

Résumé

Objectif. Analyser les traits caractéristiques psychométriques fondamentaux de la version polonaise de the Metacognitions Questionnaire-30 (MCQ-30), instrument de mesurer plusieurs aspects des dysfonctions métacognitives, et confirmer sa structure de cinq facteurs.

Méthode. On examine 315 personnes (239 femmes, 76 hommes) dont 45 ont refait les questionnaires deux fois, suivant la procédure test-re-teste. L'ensemble de testes se compose de : MCQ-30, the State-Trait Anxiety Inventory (STAI), quatre sous-échelles de the Neurotic Personality Questionnaire (KON-2006).

Résultats. Les coefficients de fiabilité alpha de Cronbach acceptent les valeurs 0,70 – 0,87. Le coefficient de corrélation (r de Pearson) de deux résultats de MCQ-30 est assez élevé -0,72. Les coefficients de corrélation des résultats de MCQ-30 et de STAI et de la partie de KON-2006 sont positifs, (0,18–0,64). L'analyse factorielle confirmative atteste la structure du questionnaire (cinq facteurs) – le modèle est modifié, on use la méthode de la plus grande crédibilité avec la procédure bootstrap, les coefficients d'ajustement du modèle sont les suivants : $\chi^2 [391]=764,50$, $p < 0,001$, $\chi^2/df = 1,95$, GFI=0,858, RMSEA=0,055.

Conclusions. Ces résultats indiquent que la version polonaise de MCQ-30 a des traits caractéristiques psychométriques assez bons en général, on peut les comparer avec ceux de la version originale.

Piśmiennictwo

1. Nęcka E, Orzechowski J, Szymura B. *Psychologia poznawcza*. Warszawa: Academica SWPS i PWN; 2007.
2. Wells A, Matthews G. *Attention and emotion: a clinical perspective*. Hove: Erlbaum; 1994.
3. Fisher P, Wells A. *Metacognitive therapy: distinctive features*. Hove: Routledge; 2009.
4. Dragan M. *Terapia metapoznawcza*. W: Grzesiuk L, Suszek H, red. *Psychoterapia*. Podręcznik akademicki. Warszawa: Eneteia [w druku].
5. Wells A, Sembi S. *Metacognitive focused therapy for PTSD: effectiveness of a new treatment approach*. J. Beh. Ther. Exp. Psychiatry 2004; 35: 307–318.
6. Wells A, King P. *Metacognitive therapy for generalized anxiety disorder: an open trial*. J. Beh. Ther. Exp. Psychiatry 2004; 37: 206–212.
7. Cartwright-Hatton S, Wells A. *Beliefs about worry and intrusions: the metacognitions questionnaire and its correlates*. J. Anxiety Disord. 1997; 11: 279–296.
8. Wells A, Cartwright-Hatton S. *A short form of the metacognitions questionnaire: properties of the MCQ-30*. Behav. Res. Ther. 2004; 42: 385–396.

9. Wrześniewski K, Sosnowski T, Matusik D. *Inwentarz Stanu i Cechy Lęku STAI. Polska adaptacja STAI*. Podręcznik. Warszawa: PTP; 2002.
10. Aleksandrowicz J, Klasa K, Sobański J, Stolarska D. *KON-2006 – Kwestionariusz Osobowości Nerwicowej*. *Psychiatr. Pol.* 2007; 6: 759–778.
11. Tabachnick BG, Fidell LS. *Using multivariate statistics*. Boston: Allyn and Bacon; 2007.
12. Pleśniak A. *Wybór metody estymacji w budowie skali czynnikowej*. *Wiad. Stat.* 2009; 11: 1–17.

Adres: Małgorzata Dragan
Wydział Psychologii Uniwersytetu Warszawskiego
00-183 Warszawa, ul. Stawki 5/7

Otrzymano: 16.10.2010
Zrecenzowano: 31.01.2011
Otrzymano po poprawie: 9.03.2011
Przyjęto do druku: 7.04.2011

informacja o leku Olzapin