

Narzędzie do pomiaru metapoznawczego Ja: MJ-24

Hanna Brycz, Roman Konarski

Instytut Psychologii, Uniwersytet Gdański

Celem artykułu jest przybliżenie teoretycznych podstaw metawiedzy Ja, czyli świadomości wpływu prawidłowości psychologicznych na własne zachowanie, które stanowią bazę do budowania rzetelnego narzędzia do pomiaru tego zjawiska na ogólnopolskiej próbie reprezentatywnej. Dotychczas stosowano kwestionariusz MJ-40, którego modyfikacja, tj. zmiana skali z ciągłej w format Likerta oraz badanie na reprezentatywnej próbie Polaków, pozwoliła na ustalenie jednoczynnikowej struktury metapoznawczego Ja i wyłonienie 24 pozycji z wcześniej stosowanych 40. Efektem tego stało się nowe narzędzie – MJ-24.

Słowa kluczowe: *metapoznawcze Ja, odchylenia od racjonalności, narzędzie do pomiaru MJ, MJ-24*

Celem artykułu jest zaprezentowanie nowego narzędzia do pomiaru metapoznawczego Ja (MJ-24), powstałego na kanwie wcześniej używanej wersji kwestionariusza MJ-40 (Brycz, Karasiewicz, 2011). Przedstawiamy podstawy teoretyczne powstania tego narzędzia oraz wyniki struktury czynnikowej MJ, gdzie dane uzyskano na próbie ogólnopolskiej.

METAPOZNANIE

Problem „wiedzy o własnej wiedzy”, czyli metapoznania, stanowi obszar coraz częściej eksplorowany przez psychologów (Brinol, DeMarree, 2012; Efklides, Valachopoulos, 2012; Flavell, 1979; Koriat, 2007; Nelson, Narens, 1990; See, Petty, Fabrigar, 2008). Zgodnie z definicją Dunlosky’ego i Metcalfe (2009) metapoznanie rozumie się jako myślenie o przebiegu własnego myślenia. Jost, Kruglanski i Nelson (1998) dodają nieco szerszy kontekst, uznając przez metapoznanie myślenie człowieka o własnych stanach mentalnych lub analogicznych stanach pojawiających się u innych osób.

Potrzeba metapoznania, która włącza się w szeroko rozumiane potrzeby epistemiczne (Kruglanski, 1989), stanowi motywacyjne podłoże budowania złożonej wiedzy o własnym lub cudzym funkcjonowaniu społecznym,

poznawczym, emocjonalnym. Dzięki metapoznaniu ludzie tworzą potoczne teorie osobowości, umysłu, postaw. Potoczne teorie, z kolei, znacząco wpływają na zachowanie i samoregulację (np. Dweck, 2000). Efklides (2008) dowiodła empirycznie, że w ramach metapoznania można wyróżnić trzy czynniki: wiedzę metapoznawczą, np. dotyczącą ludzkich zdolności potrzebnych do osiągnięcia celu; metapoznawcze zdolności, np. proceduralną umiejętność osiągnięcia celów; metapoznawcze doświadczenie, np. wgląd w emocje (monitorowanie przebiegu procesu, regulacja emocjonalna), oceny jakie towarzyszą realizacji zadania. Niewątpliwie jakość „myślenia o myśleniu” i jego rezultat (przykładowo dana teoria umysłu lub cechy) decydują o całym spektrum zachowań społecznych, np. zawieraniu przyjaźni z określonymi ludźmi, pomyślnym planowaniu i zakończeniu czynności itp.

Równoległe z rozwojem wiedzy o metapoznaniu człowieka tworzono narzędzia pomiaru tego zjawiska. Powstały zarówno kwestionariusze metapoznawczej świadomości (np. *Metacognitive Awareness Inventory*, MAI; Schraw, Dennison, 1994), jak i metaświadomości różnych dziedzin życia, jak np. strategii uczenia się (Pressley, 2000) czy nawet metapoznania własnych zdolności matematycznych (Efklides, Valachopoulos, 2012). Psychologowie kliniczni skupili się natomiast na dysfunkcyjnym metapoznaniu, które sprzyja ruminacji. Powstał także *Kwestionariusz metapoznania (The Metacognitive Questionnaire, MCQ-30; Carthwright-Hatton, Wells, 1997; polska adaptacja: Dragan, Dragan, 2011)*, który mierzy metapoznawcze przekonania i ich związek z utrzymywaniem się emocjonalnych dysfunkcji. Wells i Matthews (1996) wykazali, że dysfunkcyjne

Hanna Brycz, Instytut Psychologii, Uniwersytet Gdański, ul. Jana Bażyńskiego 4, 80-309, e-mail: psyhb@ug.edu.pl
Roman Konarski, Instytut Psychologii, Uniwersytet Gdański, ul. Jana Bażyńskiego 4, 80-309, e-mail: psyrko@ug.edu.pl
Korespondencję w sprawie artykułu prosimy kierować do Hanny Brycz, e-mail: psyhb@ug.edu.pl
Badania zostały sfinansowane z grantu NCN 2013/11/B/HS6/01463.

przekonania stanowią bazę do rozwoju i utrzymywania się zaburzeń psychicznych. Osoby otrzymujące wysokie wyniki w tym kwestionariuszu częściej cierpią z powodu niepokoju, napadów lęku, symptomów obsesyjno-kompulsywnych, halucynacji, anoreksji i poważnych schorzeń psychicznych (np. psychozy).

Bazując na tym skrótowym opisie podejścia do metapoznania, chcemy zaprezentować konstrukt metapoznawczego Ja (MJ).

METAPOZNAWCZE JA (MJ)

Adaptacyjne metapoznanie, cytowane w psychologii pozytywnej, nie tylko zakłada nieobecność cech nieprzystosowawczych u człowieka, lecz także posiadanie przez niego adaptacyjnych dyspozycji (Beer, Moneta, 2010). Wydaje się, że takimi są też wgląd w przejawiane przez siebie prawidłowości psychologiczne czy odchylenia od racjonalności (*biases*, jak iluzja kontroli; Langer, 1975).

W tym miejscu przytoczyć należy przykłady kilku tendencji (nazwiska odkrywców zjawisk i opis działania 129 tendencji znajdują się w książce: Brycz, 2012). Jedną z nich jest „iluzoryczna korelacja”, która polega na przecenianiu występowania związków przyczynowych tam, gdzie pojawia się jedynie zbieżność czasowa. Przykładowo widok brudnego, niechlujnie ubranego człowieka w poczekalni dworca kolejowego sprzyja łączeniu miejsca i stroju człowieka z inną jego domniemaną właściwością, np. bezrobociem, bezdomnością. Ten sam człowiek tak samo zachowujący się w poczekalni dworca, lecz czysty i schludnie ubrany spowoduje zupełnie inne skojarzenia – np. z osobą w delegacji służbowej. Nasza tendencyjność polega na pochopnym korelowaniu w umyśle kilku właściwości: wyglądu i miejsca pobytu z przyporządkowaniem do kategorii. „Iluzoryczna korelacja” stanowi bazę powstawania stereotypów czy uprzedzeń. Inną powszechną tendencyjnością jest „samopotwierdzanie hipotez”. Polega ona na ludzkiej potrzebie potwierdzania pojawiających się jako pierwsze przekonań o naturze zjawisk. Przykładowo lekarz, który na podstawie wstępnych informacji stawia diagnozę, poszukuje w badaniach potwierdzenia swojej hipotezy tak długo, aż oczywiste wyniki badań zaprzeczają wstępnemu rozpoznaniu. Inny przykład błędu konfirmacji: wgląd dopiero co poznanej osoby budzi w nas niechęć i wstępny negatywny sąd o niej, co pociąga za sobą poszukiwanie negatywnych informacji o nowo poznanym, by potwierdzić nasze przypuszczenia. W ostatnim przykładzie widać także tzw. „efekt diabelski”, czyli przypisywanie negatywnych cech ludziom brzydkim. Wiedza o niektórych odchyleniach od racjonalności czy o prawidłowościach w swoim zachowaniu może bardziej lub mniej sprzyjać samoregulacji.

Od lat 70., tych ubiegłego wieku, pojawiła się lawina doniesień na temat tendencyjności, błędów, iluzji, złudzeń, a umysł człowieka nazwano nietrafnym (Lewicka, 1993; Nisbett, Ross, 1980; Sokołowska, 1993). Rozwój naszej cywilizacji i postęp naukowy zadają kłam takiemu podejściu do funkcjonowania człowieka. Czy rzeczywiście błędy, iluzje przeszkadzają rozwojowi? Czy metapoznawczy wgląd we własną nieracjonalność może być adaptacyjny? Ruminowanie na temat własnej nieracjonalności z pewnością nie jest przystosowawcze, zgodnie z ideami klinicystów (Wells, Matthews, 1996). W kategoriach klinicznych można też rozważyć fakt, że wiele z prawidłowości stanowi pożywkę dla manipulatorów (socjopatów, psychopatów), którzy bezwzględnie stosują wiedzę o błędach dla osiągnięcia własnych celów kosztem innych ludzi. Na przykład osoby dominujące, którym przyjemność sprawia używanie przemocy w diadzie, wykorzystują tzw. pułapkę konsekwencji i zaangażowania, której ulega maltretowany partner, nadal tkwiąc w toksycznym związku (Cialdini, 1994; Doliński, 2000). Widać tu asymetrię w zdolności dostrzegania tendencyjności w cudzym vs. własnym zachowaniu – dość powszechnie dzielana wiedza o cudzej tendencyjności nie przekłada się na wiedzę o wpływie prawidłowości psychologicznych na własne zachowanie (Brycz, 2004; Travis, Anderson, 2008). W odniesieniu do podanego przykładu, manipulator zdaje sobie sprawę z uległości drugiej osoby i jej lęku przed odejściem ze związku, w który „tyle już zainwestował/a”, nie widzi tego jednak ofiara. Przykład skłania do poszukiwania dobroczynnego wpływu wiedzy o własnej tendencyjności na samoregulację.

Podkreślić należy także, że prawidłowości psychologiczne nie istnieją jedynie po to, by stać się pożywką dla manipulatorów. Wręcz przeciwnie, większość tendencyjności (np. wynikające z funkcjonowania heurystyki) pomaga sprawnie funkcjonować (Nisbett, Ross, 1980). Licznie wykrywane od czasu publikacji Kahnemana i Tverskiego (1973) zakłócenia w racjonalnym myśleniu czy podejmowaniu decyzji człowiek wytwarzał ewolucyjnie jako efekt przystosowania do życia w grupach społecznych i, co ciekawe, służą nam one do współczesności (np. reguła wzajemności, zwana klejem społecznym; Cialdini, 1994; Doliński, 2000). Taylor i Brown (1988) uznają nawet, że przejawy tzw. odchylenia od racjonalności w zachowaniu są warunkiem zdrowia psychicznego. Tezę autorów kwestionują Colvin i Block (1994). Sugerują oni, że nadmierne posługiwanie się tendencyjnością, np. ciągłe poszukiwanie pozytywnych informacji o sobie (*self-enhancement*) nie sprzyja dobremu przystosowaniu. Rzeczywiście ważne jest sprzyjanie ze sprzężeń zwrotnych płynących z otoczenia.

Konstrukt MJ wpisuje się w ideę ewolucyjnie wypracowanej adaptacyjnej roli tendencyjności Taylora i Browna

(1988), przyjmując ograniczenia tej teorii wyznaczone przez Colvina i Block (1994). Hołduje on zatem arystotelesowskiej idei złotego środka w odniesieniu do przystosowawczej roli prawidłowości psychologicznych. Na przykład, choć u osób o wysokim MJ częściej niż u osób z niskim MJ obserwuje się silniejszy wpływ prawidłowości psychologicznych na zachowanie, nie oznacza to braku refleksji nad sobą. Wręcz przeciwnie – dobry wgląd w Ja opiera się na długotrwałej zdolności do trafnej oceny swoich zachowań. Osoby o wysokim MJ chętniej niż osoby o niskim MJ korzystają z informacji sprzyjających samopoznaniu i samonaprawie przy utrzymaniu tego samego poziomu poszukiwania danych autowaloryzacyjnych (*self-enhancement*; Brycz, 2014b). Wysokie metapoznawcze Ja prawdopodobnie wymaga zdolności do monitorowania swego zachowania zgodnie z wewnętrznymi i zewnętrznymi standardami, trafnej oceny siebie i równocześnie automatyzacji tej wiedzy o sobie (wiedza ta nie jest chronicznie dostępna). Pozwala to na korzystanie z dobrodziejstw tendencyjności, unikanie niezdrowej ruminacji i zaburzeń afektu z przewagą skłonności do depresji.

Wiedza o własnych prawidłowościach psychologicznych winna zatem należeć do **wiedzy adaptacyjnej**. W celu uzyskania większego prawdopodobieństwa, że badamy adaptacyjne metapoznanie, 129 odchyleń od racjonalności czy prawidłowości psychologicznych (Brycz, 2004) poddano sędziowaniu na pięciu wymiarach (tu zarówno dziękujemy za przekazane w osobistych rozmowach cenne uwagi prof. Jarymowicz oraz prof. Łukaszewskiemu, jak i powołujemy się na ich publikacje: Jarymowicz, 2008; Jarymowicz, Szuster, 2014; Łukaszewski, 2010). W 2008 roku Brycz wraz ze studentami psychologii UG postanowili dowiedzieć się, jaki zasób wiedzy o danych tendencyjnościach okaże się być bardziej adaptacyjny od wiedzy o innych prawidłowościach. W tym celu sędziowie oceniali odrębnie każde z 129 tendencji z punktu widzenia tego, na ile wiedza o każdej z prawidłowości sprzyja:

- 1) samoregulacji,
- 2) samokontroli,
- 3) odraczeniu gratyfikacji,
- 4) dystansowi wobec Ja,
- 5) zachowaniu standardów moralnych.

Celem tego zabiegu było wyłonienie takich tendencyjności, które, gdy już rezydują w świadomości człowieka jako własne, sprzyjają jego funkcjonowaniu społecznemu – pomagają w samoregulacji, samokontroli, motywacji (odraczenie gratyfikacji), utrzymaniu ważnych społecznie standardów i norm moralnych oraz, co niezwykle istotne, pozwalają na utrzymanie zdrowego dystansu wobec siebie. Sędziami byli psychologowie z tytułem magistra oraz studenci V roku psychologii UG. Badania, zainspirowane

przez prof. Jarymowicz i prof. Łukaszewskiego, przeprowadziła Brycz w 2008 roku. Trafność sędziów dla pięciu wymiarów okazała się wysoka, a sędziowie zgodni (istotne *W* Kendalla). Wyniki dla poszczególnych pięciu wymiarów okazały się dodatnio i dość silnie ze sobą skorelowane, co pozwoliło wyodrębnić 40 prawidłowości o najsilniejszych wskaźnikach na wszystkich wyżej wymienionych wymiarach (pomiar i metodę wyodrębniania prawidłowości opisano dopiero w książce Brycz, 2012). Znajomość owych 40 prawidłowości w swoim zachowaniu stanowi metawiedzę Ja – przystosowawczy i adaptacyjny wgląd w prawidłowości psychologiczne, wgląd, który człowiek utrzymuje zarówno w pamięci semantycznej, jak i epizodycznej (Maruszewski, 2005). Innymi słowy, **metapoznawcze Ja to trafne rozpoznawanie adaptacyjnych prawidłowości psychologicznych w swoim zachowaniu**.

Zgodnie z powyższym MJ powinno sprzyjać samoregulacji, wytrwałości, samoskuteczności. Dotychczasowe badania (Brycz, 2014a) wyraźnie wskazują na zdolności osób z wysokim MJ (vs. osób z niskim MJ) do wytrwałej pracy w warunkach przeciążenia, do silnej motywacji osiągnąć, do silniejszego wyznawania takich wartości, jak kierowanie sobą, osiągnięcia. Ponadto osoby o wysokim MJ bardziej zdają sobie sprawę z niekontrolowalności pewnych wydarzeń w życiu niż osoby z niskim MJ (Brycz, Jurek, Pastwa-Wojciechowska, Peplińska, Bidzan, 2014). Co więcej, jak pisaliśmy wcześniej, rzeczywiście osoby o wysokim MJ częściej przejawiają tendencje psychologiczne niż osoby o niskim MJ (Brycz, Wyszomirska-Góra, Bar-Tal, Wiśniewski, 2014). Ostatni wynik potwierdza z jednej strony trafność narzędzia (im wyższe MJ, tym większa tendencyjność), z drugiej – w połączeniu z innymi rezultatami zaświadcza, że tendencyjność naszych myśli i uczuć jest przystosowawcza (jak postulują Taylor i Brown, 1988).

KWESTIONARIUSZ MJ-40

Od początku pracy nad metapoznaniem (Brycz, 2004) pojawiła się potrzeba stworzenia narzędzia do pomiaru metapoznawczego Ja. Brycz i Karasiewicz (2011) zaprezentowali pierwszą wersję kwestionariusza metapoznawczego Ja MJ-40. Kwestionariusz okazał się trafny i rzetelny, choć grupy osób badanych ($N = 1903$) rekrutowano głównie wśród studentów oraz pracujących młodych dorosłych. Kwestionariusz składa się z 40 pozycji odpowiadających kolejno 40 wcześniej wyodrębnionym adaptacyjnym prawidłowościom psychologicznym. Każdą z nich przedstawiono w formie epizodycznej. Badani kolejno zaznaczali na skali od 0% (*wcale nie dotyczy*) do 100% (*bardzo silnie dotyczy*), na ile dana prawidłowość występuje w ich zachowaniach. Prawidłowości (np. funkcjonowanie heurystyk,

reguły wpływu społecznego itp.), co prawda, są de facto generalizacjami statystycznymi, ale też ich powszechne występowanie zostało udowodnione i replikowane przez wielu badaczy. Stąd początkowo zakładaliśmy, że im silniej badani widzieli u siebie prawidłowości, tym posiadali większy wgląd w Ja – metawiedzę Ja. Dalsze badania dowiodły, iż w rzeczywistości jest pozytywna korelacja między wysokością MJ i skłonnością do przejawiania tendencyjności w zachowaniu (Brycz i in., 2014). Wskaźnikiem metawiedzy Ja była średnia lub suma wyniku pochodzącego z oceniania 40 prawidłowości, liczona dla każdego uczestnika.

Z powodu niedostatecznej czystości metodologicznej przy konstrukcji MJ-40 (niejednorodna pod względem wieku, wykształcenia, pochodzenia badana próba) postanowiliśmy utworzyć w sposób całkowicie zgodny z najsilniejszej miary wyznacznikami metodologii badań psychologicznych (Brzeziński, 1996; Konarski, 2009) wiarygodne narzędzie do pomiaru metawiedzy Ja. Próba badana stanowi reprezentatywną próbę Polaków. Kwestionariusz MJ-40 ujednolicono w sensie epizodycznego charakteru każdej zaprezentowanej tam prawidłowości, a także poprawiono stylistycznie. Zdecydowaliśmy ponadto, aby zamiast skali ciągłej od 0% do 100% zastosować skalę Likerta (załącznik), gdyż w przypadku tej pierwszej respondenci i tak wykorzystywali punkty dyskretne, a z punktu widzenia człowieka bardziej zrozumiałą jest pomiar tej drugiej. Fakty te skłoniły nas do zmiany mocnej metodologicznie skali ciągłej na nieco gorszą, lecz bardziej zrozumiałą dla badanych skalę porządkową.

Zakładamy, że struktura MJ okaże się jednoczynnikowa. Wynika to z podejścia teoretycznego, w którym rozumie my metawiedzę Ja jako swego rodzaju monolit, konstrukt psychologiczny o charakterze adaptacyjnym. Dlaczego uznajemy MJ jako monolit? Fakt ten wynika z podejścia teoretycznego właściwego dla rozważania metapoznania. Wyżej przytoczyliśmy teorie rozdziałające metapoznanie na takie, które nie jest przystosowawcze (Wells, Matthews, 1996), oraz na adaptacyjne (Beer, Moneta, 2010). Autorzy postulowali swoje modele jako struktury jednoczynnikowe, choć zawierają one różne obszary treściowe. W przypadku metapoznania nieprzystosowawczego są to skłonności do ruminacji na temat Ja, koncentracja na swoich symptomach chorobowych itp. Natomiast w adaptacyjnym wyodrębnia się wysokie zdolności nabywania wiedzy o sobie, monitorowania swych zachowań, znajdują się też pozycje testujące fakt, czy respondenci mają motywację do poznawania siebie. Metapoznawcze Ja to rodzaj samowiedzy. Samowiedza ta obejmuje społeczne i poznawcze funkcjonowanie człowieka w różnych obszarach. Obszary owe to: prawidłowości funkcjonowania pamięci (np. wiedza o „wkroczeniach” czy „fałszywych alarmach”), podejmowania decyzji (np. wiedza

o żalu poddecyzyjnym czy poszukiwaniu informacji potwierdzających dokonany wybór), wiedzy o wpływie społecznym (regułach: wzajemności, konsekwencji i zaangażowania, sympatii itp.), a także wiedzy o wielu innych prawidłowościach, jak zmiana autoatrybucji po czasie czy złudzenie patetyczne. Zakładamy, że, choć adaptacyjna samowiedza dotyczy różnych obszarów, dopiero połączona w całość (a nie tylko wrywkowa, np. dotycząca jedynie pamięci) decyduje o lepszej samoregulacji. Z tego względu postulujemy, że użyteczne będzie takie narzędzie, które ma strukturę jednoczynnikową.

Co więcej, wszystkie pięć wymiarów, na których sędziowie oceniali 129 prawidłowości psychologicznych (samoregulacja, dystans wobec Ja, samokontrola, odrzucanie gratyfikacji, normy moralne), układają się teoretycznie w jeden wspólny wymiar spójnej, podmiotowej, pełniącej ważne funkcje regulacyjne wiedzy na własny temat (Alicke, Dunning, Krueger, 2005; Jarymowicz, 2008). Z drugiej strony, jak pisaliśmy wyżej, odchylenia od racjonalności (zwane dziś powszechnie prawidłowościami psychologicznymi) należą do określonych grup związanych z różnymi obszarami funkcjonowania człowieka, np.: błędy atrybucji, iluzje w myśleniu logicznym, błędy w podejmowaniu decyzji, reguły wpływu społecznego itp. Spodziewamy się więc, że w analizie pojawią się podczynniki obejmujące owe określone obszary.

METODA BADAŃ

Narzędzie

Wstępna wersja narzędzia MJ składała się z 40 pozycji testowych zgrupowanych w sześciu obszarach treściowych dotyczących: pamięci (4 pozycje), atrybucji i heurystyki (7 pozycji), wielkich praw psychologii (10 pozycji), informacji o sprawczości–moralności (4 pozycje), wpływu społecznego (8 pozycji), perswazji (7 pozycji). Pozycje testowe zostały wyodrębnione na podstawie analizy treści twierdzeń. Wiadomo, że prawidłowości psychologiczne (zwane też odchyleniami od racjonalności w myśleniu potocznym) są wszechobecne w funkcjonowaniu społecznym i psychologicznym człowieka. Jeśli tak, oznacza to, że grupują się one w pewne obszary treściowe, którymi posługuje się psychologia jako nauka. Podamy przykłady dla każdego z sześciu obszarów: dla pamięci – „Lepiej zapamiętuję wiadomości, gdy mogę je odnieść do już posiadanej wiedzy” (przejaw generatywności pamięci; MJ-40, poz. 8; MJ-24, poz. 6); dla atrybucji i heurystyk, czyli reguł wnioskowania o innych ludziach – „Myślę, że przyczyny zdarzeń są podobne do ich skutków i, kiedy zdaję sobie sprawę z tego, że jakieś zjawisko jest bardzo złożone (np. wybuch konfliktu światowego), to sądzę, że zostało ono spowodowane wieloma przyczynami (ekonomicznymi,

geopolitycznymi, kulturowymi itp.)” (rola heurystyki reprezentatywności – poszukiwanie wielu przyczyn dla zdarzeń złożonych; MJ-40, poz. 14; MJ-24 poz. 10); dla wielkich praw psychologii – „Nie lubię tych osób, zjawisk czy nawet potraw, które w przeszłości skojarzyły mi się z czymś przykrym (np. nie lubię szpinaku, bo w dzieciństwie mnie zmuszano do jedzenia warzywa)” (warunkowanie klasyczne; MJ-40, poz. 18; MJ-24, poz. 11); dla informacji o sprawczości–moralności – „Gdy moralność dotyczy najważniejszych spraw, nie mam dla ludzi usprawiedliwienia i negatywnie ocenę mordercę, choć wiem, że kiedyś uratował on życie tonącemu dziecku” (rola wysokiej walencji wydarzenia dla ocen moralnych; MJ-40, poz. 3; MJ-24, poz. 3); dla wpływu społecznego, czyli reguł, według których dochodzi do zmiany lub podtrzymania zachowania, emocji ludzi – „Gdy ktoś obdarza mnie prezentem, to ja odwdzięczam mu się tym samym” (reguła wzajemności; MJ-40, poz. 37; MJ-24, poz. 21); dla perswazji, czyli działania nadawców zmierzających do wywołania u odbiorców zmiany przekonań – „Gdy ktoś chce mnie przekonać do jakiegoś poglądu (np. proekologicznego), to ma największy wpływ na mnie, gdy poda nie tylko argumenty przemawiające za sprawą, lecz także argumenty przeciw – w takiej formie, że wyjaśni ich niesłuszność lub brak odniesienia (np. pogląd: trzeba brać udział w akcji „sprzątanie świata”; argument przeciw: to i tak nie uchroni nas przed produkowaniem śmieci i zanieczyszczeniem; wyjaśnienie: śmieci są utylizowane, a środowisko bez naszej akcji nie zostanie posprzątane) (efekt inokulacji dla przetwarzania torem centralnym; MJ-40, poz. 25; MJ-24, poz. 15).

Pomiar metapoznawczego Ja w sześciu obszarach zawartości zakłada hierarchiczną strukturę czynnikową. Chociaż autorzy narzędzia zakładają jednoczynnikową strukturę MJ, to pomiar tego konstruktów w różnych obszarach treściowych powoduje, że część wariancji wspólnej (kowariancji) pozycji testowych jest zdeterminowana wspólnym konstruktów (metapoznawczym Ja), a część – wspólną zawartością treściową pozycji testowych. W konsekwencji można przewidywać sześcioczynnikową strukturę narzędzia odzwierciedlającą sześć obszarów treściowych na pierwszym poziomie i jednoczynnikową strukturę odzwierciedlającą czynnik metapoznawczego Ja na wyższym poziomie struktury hierarchicznej. Innymi słowy, zakłada się, że sześcioczynnikowa struktura jest jedynie „artefaktem” metodologicznym spowodowanym pomiarem metapoznawczego Ja w sześciu odrębnych obszarach treściowych. Idea hierarchicznej struktury konstruktów psychologicznych została zapoczątkowana przez Schmida i Leimana (1957) w kontekście eksploracyjnej analizy czynnikowej i następnie rozwinięta przez Yung, Thissen i McLeod (1999) w kontekście confirmacyjnej analizy czynnikowej. W literaturze

polskiej model hierarchicznej analizy czynnikowej jest szczegółowo opisany przez Konarskiego (2009).

Uczestnicy badania

W badaniu uczestniczyła ogólnopolska losowa próba $N = 1204$ osób w wieku 18 do 88 lat. Osoby zostały wylosowane z operatu PESEL. Jak możemy zauważyć w tabeli 1, kobiety stanowiły 52,4% ($N_K = 631$), a mężczyźni odpowiednio 47,6% ($N_M = 573$) wszystkich badanych. Średni wiek osób badanych wynosił $M = 45,8$ ($SD = 16,2$) lat. Rozkład wykształcenia osób badanych zaprezentowany jest w tabeli 2. Wśród osób badanych 20,4% posiadało wykształcenie gimnazjalne lub niższe, 24,5% wykształcenie zasadnicze zawodowe, 35,6% wykształcenie średnie, a 19,7% – wykształcenie wyższe¹.

WYNIKI

W analizach psychometrycznych zastosowano program Mplus 7.3 (Muthén, Muthén, 2014) i IRTpr 2.1 (Cai, Thissen, du Toit, 2011). Analizy psychometryczne narzędzia do pomiaru metapoznawczego Ja zostały przeprowadzone w trzech krokach. Na wstępie próba $N = 1204$ badanych została podzielona losowo na podpróbę kalibracyjną o liczebności $N_C = 501$ i podpróbę walidacyjną o liczebności $N_V = 703$. W pierwszym kroku analizy została przeprowadzona sekwencja modeli czynnikowych w podpróbie kalibracyjnej w celu ustalenia struktury czynnikowej (trafności czynnikowej) narzędzia oraz redukcji (skrócenia) liczby pozycji testowych. Wynikiem etapu I była ostateczna wersja narzędzia. Celem etapu II analizy była walidacja krzyżowa ostatecznej wersji narzędzia oraz jego struktury czynnikowej ustalonej w etapie I. Walidacja krzyżowa na etapie II przeprowadzona została w podpróbie walidacyjnej. Na ostatnim (III) etapie analiz psychometrycznych

Tabela 1
Liczebności i wiek badanych

Płeć	N	% próby	Wiek	
			M	SD
Kobiety	631	52,41	45,01	16,17
Mężczyźni	573	47,59	46,74	16,21
Ogółem	1204		45,83	16,21

Adnotacja. SD – odchylenie standardowe.

Źródło: tabele 1–10 – opracowanie własne.

¹ Rozkład ten jest zgodny z rozkładem wykształcenia uzyskanym w relatywnie dużym ($N = 17600$) badaniu wykształcenia i aktywności zawodowej Polaków przeprowadzonym przez Polską Agencję Rozwoju Przedsiębiorczości w 2013 roku (Czarnik, Turek, 2014).

przeprowadzone zostało skalowanie z wykorzystaniem teorii odpowiedzi na zadania testowe (IRT) w celu oszacowania parametrów (progu oraz dyskryminacji) pozycji testowych oraz wyników cechy (MJ) dla każdego uczestnika badania.

Sekwencja analiz modeli czynnikowych w próbie kalibracyjnej

Wstępna struktura czynnikowa składała się z 40 pozycji testowych. Ponieważ pozycje mają format dyskretny (sześciostopniową skalą Likerta), zastosowano model hierarchicznej analizy czynnikowej dla zmiennych dyskretnych z estymatorem diagonalnie ważonych najmniejszych kwadratów (RDWLS; patrz: Konarski, 2009). Sekwencja testowanych modeli miała charakter eksploracyjny, ponieważ polegała na respecyfikacji i teście kolejnych modeli czynnikowych, a jedynie pierwszy model w sekwencji modeli (model sześcioczynnikowy) posiadał określoną a priori strukturę czynnikową.

W tabeli 2 podsumowane są statystyki dopasowania testowanych modeli czynnikowych w próbie kalibracyjnej. Jak możemy tam zauważyć, test dopasowania a priori postulowanej struktury sześcioczynnikowej (MOK) dla 40 pozycji testowych nie został potwierdzony² ($X^2 = 3744,38$; $df = 725$; $p < 0,001$). Ponadto rozwiązanie sześcioczynnikowe wskazało na niedodatnio określoną (*not*

positive definite) macierz korelacji czynników latentnych, prowadząc do nieprawidłowego rozwiązania (*improper solution*) dla modelu sześcioczynnikowego³. Ponieważ jednym z powodów niepoprawnego rozwiązania modelu sześcioczynnikowego były wysokie korelacje czynników F2 – teoretyczny czynnik „pamięć”, i F4 – teoretyczny czynnik „sprawczość–moralność” oraz korelacji czynników F3 – teoretyczny czynnik „wielkie prawa psychologii”, i F6 – teoretyczny czynnik „perswazja”, przetestowano model czteroczynnikowy z następującymi czynnikami: „pamięć” (4 pozycje), „atrybucja, heurystyka oraz informacji o sprawczości–moralności” (11 pozycji), „wielkich praw psychologii i perswazji” (17 pozycji), „wpływu społecznego” (8 pozycji). Wynik testu dopasowania tak zdefiniowanego modelu czteroczynnikowego (M1K) nie w pełni potwierdził struktury czteroczynnikowej wstępnej wersji narzędzia pomiarowego ($X^2 = 3910,59$; $df = 734$; $p < 0,001$; RMSEA = 0,093; CFI = 0,61; AGFI = 0,786). W konsekwencji przetestowano model jednoczynnikowy (M2K), aby potwierdzić/odrzuć alternatywną strukturę jednoczynnikową wstępnej wersji narzędzia. Jak możemy zauważyć w tabeli 2, struktura jednoczynnikowa reprezentuje istotnie gorsze dopasowanie modelu w porównaniu ze strukturą czteroczynnikową ($\Delta X^2 = 108,68$; $\Delta df = 6$; $p < 0,001$).

Tabela 2

Miary dopasowania modeli czynnikowych testowanych w próbie kalibracyjnej ($N = 501$)

Model	X^2	df	ΔX^2	Δdf	RMSEA	CFI	AGFI
MOK: Hipotetyczny model 6-czynnikowy (40 pozycji testowych)	3714,38*	725	–	–	–	–	–
M1K: model 4- czynnikowy (40 pozycji testowych)	3910,59*	734	–	–	0,093	0,612	0,786
M2K: model 1- czynnikowy (40 pozycji testowych)	4035,38*	740	108,68*	6	0,094	0,597	0,781
M3K: model 4- czynnikowy (24 pozycje testowe)	688,98*	246	–	–	0,060	0,881	0,931
M4K: model hierarchiczny z 4 czynnikami 1-go i 1 czynnikiem 2-go stopnia (24 pozycje testowe)	693,97*	248	5,198	2	0,060	0,880	0,931
M5K: model 1- czynnikowy (24 pozycje testowe)	797,11*	252	92,567*	6	0,066	0,854	0,920

* $p < 0,001$.

² Zgodnie ze standardami raportowania wyników analizy czynnikowej (np. Jackson, Gillaspay, Purc-Stephenson, 2009) jako podstawową miarę dopasowania modelu wykorzystujemy statystykę testową X^2 . Jednak z powodu ograniczeń statystyki X^2 (patrz: Konarski, 2009) i zgodnie z szeroko przyjętymi standardami raportujemy także RMSEA jako miarę błędu aproksymacji, CFI jako miarę relatywnego dopasowania, AGFI jako miarę absolutnego dopasowania modelu oraz statystykę ΔX^2 do testu różnicy między modelami zagnieżdżonymi. Ponieważ rozwiązanie sześcioczynnikowe charakteryzowało się niepoprawnym rozwiązaniem, podawanie miar dopasowania dla takiego rozwiązania jest bezprzedmiotowe. Podana statystyka X^2 dla tego rozwiązania posiada jedynie wartość jako punkt odniesienia dla pozostałych testowanych modeli.

³ Problem nieprawidłowych rozwiązań wynika z iteracyjnego charakteru estymatorów. Źródłem tego problemu jest zazwyczaj specyfikacja „błędno” modelu dla danego zbioru danych (problem ten jest szczegółowo opisany w: Konarski, 2009).

Tabela 3
Korelacja czynników pierwszego stopnia (próba kalibracyjna N = 501)

Czynnik	Czynnik			
	F1	F2	F3	F4
F1	1			
F2	0,701	1		
F3	0,673	0,692	1	
F4	0,841	0,661	0,793	1

Adnotacja. F1 – „pamięć”; F2 – „atrybucji, heurystyki oraz informacji o sprawczości-moralności”; F3 – „wielkich praw psychologii i perswazji”; F4 – „wpływu społecznego”.

Ponieważ struktura czteroczynnikowa dla 40-itemowej wstępnej wersji narzędzia reprezentowała jedynie marginalnie dopasowaną strukturę czynnikową do danych, dalsze analizy skoncentrowano na selekcji mniejszej liczby pozycji testowych w taki sposób, aby skrócić narzędzie i jednocześnie zapewnić adekwatne dopasowanie ostatecznej, skróconej wersji narzędzia. W selekcji pozycji testowych kierowano się miarami rzetelności i dyskryminacji poszczególnych pozycji testowych oraz miarami dopasowania modelu czynnikowego. Celem tych analiz było zachowanie możliwie dobrze dopasowaną strukturę czynnikową oraz wysoką rzetelność (spójność wewnętrzną) pomiaru. Wynikiem

Tabela 4
Ładunki czynnikowe struktury pierwszego stopnia (próba kalibracyjna N = 501)

Wskaźnik	Czynnik			
	F1	F2	F3	F4
A08	0,511* (0,051)			
A10	0,351* (0,048)			
A11	0,393* (0,049)			
A01		0,579* (0,035)		
A12		0,352* (0,046)		
A14		0,337* (0,044)		
A02		0,556* (0,036)		
A03		0,474* (0,040)		
A40		0,450* (0,049)		
A18			0,398* (0,042)	
A19			0,485* (0,039)	
A27			0,379* (0,043)	
A35			0,317* (0,051)	
A21			0,325* (0,044)	
A23			0,436* (0,040)	
A25			0,385* (0,044)	
A28			0,529* (0,041)	
A06				0,503* (0,047)
A07				0,346* (0,046)
A32				0,481* (0,039)
A33				0,409* (0,042)
A34				0,293* (0,046)
A37				0,445* (0,042)
A38				0,436* (0,038)

Adnotacja. F1 – „pamięć”; F2 – „atrybucji, heurystyki oraz informacji o sprawczości-moralności”; F4 – „wpływu społecznego”. Ładunki czynnikowe są w formie wystandaryzowanej. Błędy standardowe ładunków czynnikowych zaprezentowane są w nawiasach. * $p < 0,001$.

tych analiz jest ostateczna wersja narzędzia, składająca się z 24 pozycji w czterech wcześniej zdefiniowanych obszarach zawartości: pamięci (4 pozycje), atrybucji, heurystyki oraz informacji o sprawczości–moralności (6 pozycji), wielkich praw psychologii i perswazji (8 pozycji), wpływu społecznego (7 pozycji). Dopasowanie tak zdefiniowanego modelu czteroczynnikowego (M3K) ostatecznej wersji narzędzia jest adekwatne ($X^2 = 688,98$; $df = 246$; $p < 0,001$; RMSEA = 0,060; CFI = 0,881; AGFI = 0,931). Macierz korelacji czynników zaprezentowana jest w tabeli 3. Jak możemy zauważyć, korelacje te mieszczą się w zakresie od $r = 0,66$ do $r = 0,84$ i świadczą o pewnym stopniu niezależności czterech obszarów funkcjonowania metapoznawczego Ja.

Ponieważ postulujemy jednowymiarowy (jednoczynnikowy) charakter metapoznawczego Ja, w następnym etapie analizy przetestowaliśmy dopasowanie modelu hierarchicznego drugiego stopnia (M4K), w którym cztery czynniki obszarów zawartości tworzą strukturę pierwszego stopnia, a ogólny czynnik metapoznawczego Ja strukturę drugiego stopnia. Jak możemy zauważyć w tabeli 2, test dopasowania modelu drugiego stopnia (M4K) potwierdza hierarchiczną strukturę narzędzia, gdyż reprezentuje statystycznie nieistotną degradację dopasowania w stosunku do bardziej ogólnego modelu czteroczynnikowego (M3K): $\Delta X^2 = 5,198$; $\Delta df = 2$; $p > 0,05$.

Ładunki czynnikowe struktury pierwszego stopnia zaprezentowane są w tabeli 4, natomiast „ładunki czynnikowe” struktury drugiego stopnia zaprezentowane są w tabeli 5. Jak możemy zauważyć w tabeli 4, wszystkie ładunki czynnikowe są statystycznie istotne, a wystandaryzowane wartości ładunków czynnikowych mieszczą się w zakresie od 0,29 do 0,58. Analogicznie wszystkie ładunki czynnikowe drugiego stopnia są statystycznie istotne i mieszczą

się w zakresie od 0,77 do 0,91. Potwierdza to jednowymiarowość metapoznawczego Ja (czynnik drugiego stopnia) i dwupoziomą strukturę narzędzia.

W celu dalszego potwierdzenia adekwatności hierarchicznej struktury ostatecznej wersji narzędzia przetestowaliśmy dopasowanie alternatywnego modelu jednoczynnikowego (M5K) jako możliwą strukturę czynnikową narzędzia. Jak możemy zauważyć w ostatnim wierszu tabeli 4, model jednoczynnikowy (M5K) posiada statystycznie istotne gorsze dopasowanie od modelu czteroczynnikowego ($\Delta X^2 = 92,57$; $\Delta df = 6$; $p < 0,01$). Potwierdza to zatem adekwatność hierarchicznej struktury czynnikowej ostatecznej wersji narzędzia.

Walidacja krzyżowa struktury czynnikowej narzędzia

Ze względu na fakt, że ostateczna 24-itemowa wersja narzędzia MJ była wynikiem sekwencji analiz (eksploracyjnych) przeprowadzonych w próbie kalibracyjnej, ostateczna struktura narzędzia musiała być potwierdzona w niezależnej próbie (walidacyjnej) danych. W odróżnieniu od próby kalibracyjnej testowany model czteroczynnikowy przyjmuje status a priori hipotezy i w konsekwencji analiza tego modelu posiada charakter stricte konfirmacyjny. Wyniki walidacji krzyżowej ostatecznej wersji instrumentu zaprezentowane są w tabeli 6. Jak możemy tam zauważyć, model czteroczynnikowy (M1W) reprezentuje adekwatne dopasowanie do próby walidacyjnej: $X^2 = 969,97$; $df = 246$; $p < 0,001$; RMSEA = 0,065; CFI = 0,903; AGFI = 0,941.

Macierz korelacji czynników zaprezentowano w tabeli 7. Jak możemy tam zauważyć, korelacje mieszczą się w zakresie od $r = 0,78$ do $r = 0,92$. Wielkość tych korelacji może świadczyć o hierarchicznym charakterze struktury narzędzia z czterema czynnikami pierwszego i jednym czynnikiem drugiego stopnia. Alternatywnie korelacje te mogą wskazywać na jednoczynnikową strukturę narzędzia. Obie hipotezy zostały poddane weryfikacji w dalszej części. Jak możemy zauważyć w drugim wierszu tabeli 6, model hierarchicznej struktury drugiego stopnia (M2W) nie posiada statystycznie istotnie gorszego dopasowania do danych w porównaniu do dopasowania modelu czteroczynnikowego (M1W): $\Delta X^2 = 3,228$; $\Delta df = 2$; $p > 0,10$. Potwierdza to adekwatność tego modelu w próbie walidacyjnej. Ładunki czynnikowe struktury pierwszego stopnia zaprezentowane są w tabeli 8, gdzie wszystkie ładunki czynnikowe są statystycznie istotne, a wystandaryzowane wartości ładunków czynnikowych mieszczą się w zakresie od 0,35 do 0,63. Analogicznie wszystkie ładunki czynnikowe struktury drugiego stopnia, zaprezentowane w tabeli 9, są również statystycznie istotne i mieszczą się w zakresie od 0,86 do 0,93. Dopasowanie modelu drugiego stopnia

Tabela 5

Ładunki czynnikowe drugiego stopnia (próba kalibracyjna $N = 501$)

Wskaźnik	F
F1	0,869* (0,068)
F2	0,773* (0,041)
F3	0,864* (0,041)
F4	0,906* (0,044)

Adnotacja. F – „metapoznawcze Ja”; F1 – „pamięć”; F2 – „atrybucji; heurystyki oraz informacji o sprawczości–moralności”; F3 – „wielkich praw psychologii i perswazji”; F4 – „wpływu społecznego”.

Ładunki czynnikowe są w formie wystandaryzowanej. Błędy standardowe ładunków czynnikowych zaprezentowane są w nawiasach.

* $p < 0,001$.

Tabela 6
Miary dopasowania modeli CFA testowanych w próbie walidacyjnej (N = 703)

Model	χ^2	df	$\Delta\chi^2$	Δdf	RMSEA	CFI	AGFI
M1W: Hipotetyczny 4-czynnikowy (24 pozycje testowe)	969,965	246	–	–	0,065	0,903	0,941
M2W: Hierarchiczny z 4 czynnikami 1-go i 1 czynnikiem 2-go stopnia (24 pozycje testowe)	970,389	248	3,228	2	0,064	0,904	0,941
M3W: 1-czynnikowy (24 pozycje testowe)	1048,969	252	77,236	6	0,067	0,894	0,930

Tabela 7
Korelacja czynników pierwszego stopnia (próba walidacyjna N = 703)

Czynnik	Czynnik			
	F1	F2	F3	F4
F1	1			
F2	0,909	1		
F3	0,919	0,862	1	
F4	0,898	0,791	0,783	1

Adnotacja. F1 – „pamięć”; F2 – „atrybucji, heurystyki oraz informacji o sprawczości – moralności”; F3 – „wielkich praw psychologii i per-swazji”; F4 – „wpływu społecznego”.

oraz statystyczna istotność wszystkich parametrów tego modelu w próbie walidacyjnej potwierdza jednowymiarowość metapoznawczego Ja (czynnik drugiego stopnia) i hierarchiczną (dwupoziomową) strukturę czynnikową ostatecznej wersji narzędzia MJ.

W celu dalszego potwierdzenia adekwatności hierarchicznej struktury (M2W) ostatecznej wersji narzędzia w próbie walidacyjnej przetestowaliśmy dopasowanie modelu jednoczynnikowego (M3W) jako alternatywnej struktury czynnikowej narzędzia. Jak możemy zauważyć w ostatnim wierszu tabeli 4, model jednoczynnikowy (M3W) posiada statystycznie gorsze dopasowanie w porównaniu do dopasowania od modelu czteroczynnikowego (M1W):

Tabela 8
Ładunki czynnikowe struktury pierwszego stopnia (próba walidacyjna N = 703)

Wskaźnik	Czynnik			
	F1	F2	F3	F4
A08	0,630 (0,025)			
A10	0,351 (0,037)			
A11	0,352 (0,037)			
A01		0,518 (0,032)		
A12		0,365 (0,036)		
A14		0,446 (0,037)		
A02		0,489 (0,036)		
A03		0,348 (0,037)		
A40		0,455 (0,033)		
A18			0,445 (0,032)	
A19			0,502 (0,034)	
A27			0,474 (0,031)	

ciąg dalszy tabeli 8 na następnej stronie

ciąg dalszy tabeli 8 z poprzedniej strony

Wskaźnik	Czynnik			
	F1	F2	F3	F4
A08	0,630 (0,025)			
A23			0,446 (0,033)	
A25			0,386 (0,033)	
A28			0,502 (0,033)	
A06				0,539 (0,035)
A07				0,496 (0,033)
A32				0,422 (0,034)
A33				0,359 (0,036)
A34				0,375 (0,036)
A37				0,519 (0,030)
A38				0,512 (0,033)

Adnotacja. F1 – „pamięć”; F2 – „atrybucji, heurystyki oraz informacji o sprawczości–moralności”, F4 – „wpływu społecznego”. Ładunki czynnikowe są w formie wystandaryzowanej. Błędy standardowe ładunków czynnikowych zaprezentowane są w nawiasach.

* $p < 0,001$.

Tabela 9

Ładunki czynnikowe drugiego stopnia (próba walidacyjna $N = 703$)

Wskaźnik	F
F1	0,916* (0,0078)
F2	0,925* (0,030)
F3	0,920* (0,026)
F4	0,863* (0,025)

Adnotacja. F – „metapoznawcze Ja”; F1 – „pamięć”; F2 – „atrybucji, heurystyki oraz informacji o sprawczości–moralności”; F3 – „wielkich praw psychologii i perswazji”; F4 – „wpływu społecznego”.

Ładunki czynnikowe są w formie wystandaryzowanej. Błędy standardowe ładunków czynnikowych zaprezentowane są w nawiasach.

* $p < 0,001$.

$\Delta X^2 = 92,57$; $\Delta df = 6$; $p < 0,01$. Potwierdza to adekwatność hierarchicznej struktury czynnikowej ostatecznej wersji narzędzia MJ w próbie walidacyjnej. Oznacza to, że MJ-24 stanowi rzetelny instrument do badania spójnego teoretycznie konstruktowi zwanego metapoznawczym Ja, metawiedzą Ja lub wglądem w przejawiane przez siebie prawidłowości psychologiczne.

Skalowanie IRT

Oszacowanie parametrów 24 pozycji testowych składających się na ostateczną wersję narzędzia MJ oraz oszacowanie indywidualnych wyników MJ zostało przeprowadzone za pomocą wielowymiarowego modelu stopniowanej odpowiedzi GRM (*graded response model*). Stosowanie tego modelu w skalowaniu (obliczaniu wyniku ogólnego) posiada taką zaletę w porównaniu do prostej sumy (lub średniej) odpowiedzi osoby badanej, że pozwala na uwzględnienie różnego związku pozycji testowych z cechą latentną (metapoznawczym Ja). Obliczanie wyniku ogólnego w postaci sumy (lub średniej) pozycji testowych przyjmuje nierealistyczne założenie, że pozycje testowe posiadają taką samą siłę związku z cechą latentną. W celu zapewnienia maksymalnej precyzji oszacowań analizy te przeprowadzono w pełnej próbie $N = 1204$ obserwacji.

Model GRM jest specjalnym przypadkiem teorii odpowiedzi na zdania testowe (*item response theory*, IRT; de Ayala, 2009; Hambleton, Swaminathan, 1985), który jest odpowiedni dla pozycji testowych z porządkowym formatem (Likerta) odpowiedzi (Hambleton, van der Linden, Wells, 2010; Ostini, Nering, 2006). IRT składa się z modeli probabilistycznych dla wzorców odpowiedzi otrzymanych dla pozycji testowych. W odróżnieniu od klasycznej teorii testu, modele IRT są probabilistyczne, ponieważ określają

funkcję rozkładu prawdopodobieństwa dla możliwych wzorców odpowiedzi. W ramach modelu GRM każda pozycja testowa (i) jest opisana jednym parametrem dyskriminacji lub pochylenia (a_i) oraz $j = 1 \dots m_i$ parametrami „progu” (b_{ij}). Dla pozycji sześciokategorialnych istnieje pięć parametrów progu ($m = 5$). Funkcja matematyczna modelu GRM określa prawdopodobieństwo odpowiedzi w określonej kategorii danej pozycji testowej lub wyższej kategorii w porównaniu do odpowiedzi w niższej kategorii:

$$P_{ij}^* = \frac{e^{a_i(\theta - b_{ij})}}{1 + e^{a_i(\theta - b_{ij})}},$$

gdzie θ to cecha latentna (metapoznawcze Ja), a_i to parametr dyskriminacji dla pozycji testowej i , a b_{ij} to parametr progu j dla pozycji testowej i . Kalibrację przeprowadzono za pomocą pakietu IRTpro 2.1 (Cai i in., 2011).

Ponieważ narzędzie MJ posiada hierarchiczną strukturę, oszacowany model GRM został ujęty w postaci modelu „*bi-factor*” tak sparametryzowanym, aby był ekwiwalentny z modelem hierarchicznym drugiego stopnia (Rijmen, 2010). Oszacowania parametrów dyskriminacji pozycji testowych oraz wyrazów wolnych zaprezentowane są w tabeli 10. Jak możemy zauważyć w jej pierwszej kolumnie, parametry dyskriminacji dla wszystkich pozycji testowych są statystycznie

Tabela 10
Oszacowania parametrów dyskriminacji i wyrazów stałych dla modelu GRM ($N = 1204$)

Wskaźnik	Parametr dyskriminacji (a_i)		Wyrazy stałe (c_{ij})									
	a	<i>s.e.</i>	c_1	<i>s.e.</i>	c_2	<i>s.e.</i>	c_3	<i>s.e.</i>	c_4	<i>s.e.</i>	c_5	<i>s.e.</i>
A01	0,86	(0,07)	4,47	(0,24)	2,74	(0,13)	1,65	(0,10)	-0,19	(0,08)	-2,27	(0,13)
A02	0,85	(0,07)	4,87	(0,27)	3,14	(0,14)	1,83	(0,10)	0,05	(0,08)	-2,11	(0,13)
A03	0,58	(0,06)	4,30	(0,23)	2,59	(0,12)	1,38	(0,08)	-0,16	(0,07)	-1,89	(0,11)
A06	0,77	(0,06)	5,06	(0,31)	2,96	(0,14)	1,71	(0,10)	-0,03	(0,08)	-2,13	(0,12)
A07	0,58	(0,05)	3,88	(0,20)	2,09	(0,10)	0,80	(0,08)	-0,66	(0,08)	-2,47	(0,13)
A08	0,96	(0,10)	4,99	(0,31)	3,30	(0,18)	2,04	(0,13)	0,39	(0,09)	-1,94	(0,14)
A10	0,52	(0,06)	3,39	(0,16)	1,72	(0,09)	0,85	(0,08)	-0,36	(0,07)	-2,06	(0,12)
A11	0,51	(0,06)	3,96	(0,22)	2,28	(0,11)	1,26	(0,08)	0,04	(0,07)	-1,63	(0,10)
A12	0,42	(0,05)	3,41	(0,17)	1,87	(0,09)	0,88	(0,07)	-0,17	(0,07)	-1,65	(0,10)
A14	0,50	(0,05)	3,68	(0,19)	2,30	(0,11)	1,21	(0,08)	-0,35	(0,07)	-1,93	(0,10)
A18	0,65	(0,06)	3,63	(0,18)	1,81	(0,10)	0,98	(0,08)	-0,22	(0,07)	-2,14	(0,11)
A19	0,70	(0,06)	4,57	(0,25)	2,71	(0,13)	1,65	(0,10)	0,04	(0,08)	-1,90	(0,10)
A21	0,46	(0,05)	2,91	(0,14)	1,66	(0,09)	0,57	(0,07)	-0,84	(0,07)	-2,44	(0,13)
A23	0,60	(0,05)	3,76	(0,20)	2,17	(0,11)	0,78	(0,08)	-0,84	(0,08)	-2,79	(0,14)
A25	0,55	(0,05)	3,68	(0,19)	2,07	(0,10)	0,92	(0,08)	-0,61	(0,07)	-2,53	(0,13)
A27	0,64	(0,06)	3,97	(0,21)	2,24	(0,11)	1,12	(0,08)	-0,47	(0,08)	-2,66	(0,14)
A28	0,72	(0,06)	4,66	(0,28)	2,92	(0,14)	1,65	(0,10)	0,13	(0,08)	-1,68	(0,10)
A32	0,60	(0,05)	4,41	(0,26)	2,68	(0,12)	1,55	(0,09)	-0,02	(0,07)	-1,67	(0,10)
A33	0,53	(0,05)	3,61	(0,18)	2,15	(0,11)	0,92	(0,08)	-0,34	(0,07)	-1,86	(0,11)
A34	0,46	(0,05)	3,72	(0,20)	2,09	(0,10)	0,93	(0,07)	-0,33	(0,07)	-2,06	(0,11)
A35	0,44	(0,05)	3,72	(0,20)	1,98	(0,10)	0,76	(0,07)	-0,56	(0,07)	-2,45	(0,12)
A37	0,72	(0,06)	4,67	(0,28)	3,04	(0,15)	1,88	(0,10)	0,07	(0,08)	-1,95	(0,11)
A38	0,74	(0,06)	4,64	(0,28)	3,02	(0,15)	1,67	(0,10)	-0,35	(0,08)	-2,53	(0,14)
A40	0,60	(0,06)	4,32	(0,25)	2,96	(0,14)	1,82	(0,10)	0,46	(0,08)	-1,29	(0,09)

Adnotacja. s.e. – błąd standardowy.
Wszystkie parametry są istotne na poziomie $p < 0,001$.

istotne i mieszczą się w zakresie od 0,42 (pozycja A12) do 0,96 (pozycja A08). W wielowymiarowym modelu GRM parametry progów (b_i) dla każdej pozycji testowej (i) są jedynie pośrednio oszacowane jako prosta funkcja parametru dyskryminacji (a) i wyrazów wolnych (c_j): $b_{ij} = -c_{ij}/a_i$ (patrz: Stucky, Edelen, 2015). Oszacowania wyrazów wolnych, pokazane w kolejnych kolumnach tabeli 10, nie ujawniają odwróceń. W konsekwencji parametry progów, określające poziom cechy latentnej (metapoznawczego Ja) potrzebny do udzielenia odpowiedzi w kolejnej wyższej kategorii skali pozycji testowej z prawdopodobieństwem 0,5, również nie wykazują odwróceń. Kolektywnie parametry dyskryminacji oraz progów informują o jakości psychometrycznych pozycji testowych oraz pozwalają na oszacowanie indywidualnych wyników cechy latentnej (metapoznawczego Ja).

W następnym etapie skalowania IRT wykorzystano oszacowania parametrów (dyskryminacji i progów) pozycji testowych do oszacowania poziomu metapoznawczego Ja za pomocą metody EAP. Najczęściej stosowane strategie IRT szacowania poziomu cechy (metapoznawczego Ja) to podejście ML (*maximum likelihood*), MAP (*maximum a posteriori*) i EAP (*expected a posteriori*) (Thissen, Orlando, 2001). Metoda ML bazuje na zasadzie największej wiarygodności. Metody MAP i EAP są estymatorami Bayesowskimi wykorzystującymi informację wpływającą z przyjętego założenia odnośnie do rozkładu cechy latentnej. Chociaż podejście ML posiada atrakcyjne właściwości teoretyczne, to poważnym praktycznym ograniczeniem tej metody jest wymóg dużej liczby pozycji testowych (np. $p = 50$) oraz niemożność oszacowania poziomu cechy na krańcach rozkładu cechy latentnej (metapoznawczego Ja). Podejścia MAP i EAP nie stawiają takich restrykcyjnych wymogów w związku z liczbą pozycji testowych i pozwalają na oszacowanie poziomu cechy dla wszystkich możliwych wzorców odpowiedzi. Biorąc pod uwagę dalsze praktyczne walory estymatora EAP w porównaniu z estymatorem MAP, takie jak mniejsze błędy standardowe oszacowań (Bock, Mislevy, 1982) i prostota implementacji (de Ayala, 2009), zastosowano estymator EAP do oszacowania poziomu metapoznawczego Ja dla wszystkich osób badanych.

Wyniki EAP są na skali standardowej normalnej (ze średnią w przybliżeniu równą 0 i odchyleniem standardowym w przybliżeniu równym 1). W celu ułatwienia interpretacji wyników dalszych analiz statystycznych przeskalowano wyniki EAP na skalę T (Thordike'a; patrz np.: Hornowska, 2001) ze średnią $M = 50$ i odchyleniem standardowym $SD = 10$.

Rzetelność pomiaru narzędziem metawiedzy Ja

Rzetelność pomiaru została oszacowana dwoma metodami: tradycyjną metodą spójności wewnętrznej α Cron-

bacha, która wyniosła dla MJ-24 $\alpha = 0,815$ oraz $\omega = 0,85$ (McDonald, 1999).

Sprawdziliśmy rzetelność wyodrębnionych w analizie czynnikowej czterech podskal obejmujących obszary zawartości: „pamięć” (trzy pozycje: $\alpha = 0,32$; $\omega = 0,43$; F1; pozycje: 8, 10, 11), „atrybucja, heurystyki oraz informacja o sprawczości-moralności” (sześć pozycji: $\alpha = 0,52$; $\omega = 0,59$; F2; pozycje: 1, 2, 3, 12, 14, 40), „wielkie prawa psychologii i perswazji” (osiem pozycji: $\alpha = 0,60$; $\omega = 0,65$; F3; pozycje: 18, 19, 21, 23, 25, 27, 28, 35), „wpływ społeczny” (siedem pozycji: $\alpha = 0,60$; $\omega = 0,65$; F4; pozycje: 6, 7, 32, 33, 34, 37, 38). W tym miejscu należy podkreślić, że różnice między α Cronbacha, a ω wynikają z faktu, że Cronbach i Meehl (1955) przyjęli założenie o równości wszystkich ładunków czynnikowych – co rzadko występuje w praktyce. Bardziej realistyczną miarą rzetelności jest ω , która nie przyjmuje tego założenia (Sijtsma, 2009).

Rzetelności podskal nie okazały się imponujące z tego powodu, że wyodrębnione cztery czynniki stanowią swego rodzaju eklektyczne podejście do MJ i każdy składa się z ograniczonej (od 3 do 8) liczby pozycji testowych. MJ funkcjonuje jako całość i jest ogólną wiedzą o wpływie prawidłowości psychologicznych na własne zachowanie. Podział prawidłowości na obszary ich występowania – w funkcjonowaniu pamięci, w procesach perswazji, przetwarzaniu informacji o sprawczości i moralności czy przejawianiu praw wpływu społecznego – nie ma tak wielkiego praktycznego znaczenia. Oczywiście można sumować czy uśredniać wyniki podskal dla specyficznych celów badawczych, pamiętając jednak o ograniczeniach metodologicznych.

DYSKUSJA

Przeprowadzona na reprezentatywnej próbie ogólnopolskiej eksploracja struktury metapoznawczego Ja przebiegła pomyślnie. Zgodnie z teoretycznym modelem MJ, które ma służyć celom adaptacyjnym i stanowi jednolity konstrukt, uzyskano jeden główny czynnik metawiedzy Ja, na który składają się 24 pozycje narzędzia. Wyodrębniono hierarchiczną strukturę czynnikową o dobrym dopasowaniu (dopasowanie do próby walidacyjnej: $\chi^2 = 969,97$; $df = 246$; $p < 0,001$; RMSEA = 0,065; CFI = 0,903) z czterema czynnikami, grupującymi się w jeden główny czynnik: MJ. Cztery czynniki, zwane podskalami, mają znaczenie jedynie pewnego „artefaktu” metodologicznego. Co więcej, czynniki te grupują prawidłowości psychologiczne według ich przynależności do pewnych obszarów funkcjonowania człowieka. W rozumieniu MJ jako dyspozycji człowieka nie można traktować na przykład prawidłowości pamięci rozłącznie od prawpływu społecznego, te zaś oddzielić od działania heurystyk. Dlatego nie dziwi dość niska rzetelność podskal przy wysokiej rzetelności ogólnej skali MJ-24.

Przedstawiając skrócone narzędzie do pomiaru metawiedzy Ja nie analizujemy ponownie trafności teoretycznej, która została ustalona dla wersji MJ-40 (Brycz, Karasiewicz, 2011). Wyniki analizy trafności teoretycznej wskazują, że MJ nie koreluje ze skalą Rosenberga, spełniając tym samym założenie neutralności względem samooceny. Pozycje MJ-40 nie zawierają treści zagrażających ego, dzięki czemu MJ nie jest podatne na zniekształcenia o charakterze autoprezentacyjnym. MJ okazało się w niewielkim stopniu, choć istotnie, skorelowane z ekstrawersją i ugodowością. Co więcej, w warunkach aktywizacji rozbieżności Ja Idealne–Ja Realne oraz Ja–Inni wynik MJ okazuje się znacząco niższy niż w warunkach aktywizacji Ja Grupowego i szacowania rozbieżności Ja–Inne Narody. Ponadto związek MJ z wykształceniem i narodowością był moderowany przez płeć i występował silniej w grupie kobiet niż mężczyzn. Związek MJ z wykształceniem wydaje się pozornym, a prawdziwym czynnikiem korelującym z MJ jest postawa samowiedna (Kozielecki, 1986), czyli skłonność do wglądu w Ja i intracepcji, charakteryzująca bardziej kobiety niż mężczyzn (Dymkowski, 1993; Showers, Kling, 1996). W przedstawionych przez nas badaniach na próbie ogólnopolskiej można potwierdzić ten kierunek. Pojawia się różnica istotna statystycznie między średnim wynikiem metapoznawczego Ja w grupie kobiet ($M = 50,97$; $SD = 9,85$) i mężczyzn ($M = 48,94$; $SD = 10,07$), $t = 3,53$; $p < 0,001$. Co więcej, w badaniach na próbie ogólnopolskiej korelacja metapoznawczego Ja z wiekiem osób badanych okazała się nieistotna statystycznie: $r = 0,009$; $p > 0,80$, podobnie poziom wykształcenia nie różnicuje wyniku metapoznawczego Ja: $F = 0,79$; $p > 0,50$. Fakt ten potwierdza założenie, że to postawa samowiedna kobiet, nie zaś wiek czy wykształcenie, sprawia, że kobiety uzyskują wyższe wyniki MJ. Rezultat ten jest zgodny z badaniami międzynarodowymi, gdzie odnotowywano wyższe wskaźniki metapoznania u kobiet niż u mężczyzn. Na przykład Kolić-Vehovec, Bajšanski i Zubković (2010) wykazali w badaniach podłużnych, że dziewczynki w okresie licealnym szybciej przyswajały sobie metapoznawcze strategie uczenia się niż chłopcy. Podobnie de Acedo Lizarraga i de Acedo Baquedano (2013), które zbadały 360 kobiet i mężczyzn z Uniwersytetu Navarra *Skalą metapoznawczej kreatywności*, uzyskały nieco wyższe wyniki w przypadku kobiet niż mężczyzn.

Metawiedza Ja jako zdolność człowieka do rozumienia działania prawdziwości psychologicznych, tendencji, iluzji i odchyłań od racjonalności w swoim zachowaniu jest nowym podejściem. Wiadomo z dotychczasowych badań, że MJ pełni ważne funkcje samoregulacyjne. Wydaje się, że dzięki powstaniu skróconego narzędzia MJ-24 można precyzyjnie badać, jak osoby o wysokim czy niskim MJ

funkcjonują w różnych obszarach życia społecznego, jak wygląda ich indywidualna regulacja emocji, czy są wytrwałe w realizacji celu, wytrwałe w obliczu niedogodności fizycznych, motywowane wewnętrznie, autonomicznie i refleksyjnie myślące. Ponadto metawiedza Ja może okazać się tym konstruktem, który pozwoli zrozumieć, w jaki sposób człowiek potrafi przekroczyć w swej percepcji barierę asymetrii aktor–obserwator.

LITERATURA CYTOWANA

- Alice, M. D., Dunning, D. A., Krueger, J. I. (red.) (2005). *The self in social judgment*. New York–Hove: Psychology Press.
- de Acedo Lizarraga, M. L. S., de Acedo Baquedano, M. T. S. (2013). How creative potential is related to metacognition. *European Journal of Education and Psychology*, 2, 69–81.
- de Ayala, R. J. (2009). *The theory and practice of item response theory*. New York: Guilford Press.
- Beer, N., Moneta, G. (2010). Construct and concurrent validity of the Positive Metacognitions and Positive Meta – Emotions Questionnaire. *Personality and Individual Differences*, 49, 977–982.
- Bock, R. D., Mislevy, R. J. (1982). Adaptive EAP estimation of ability in a microcomputer environment. *Applied Psychological Measurement*, 6, 431–444.
- Brinol, P., DeMarree, K. G. (red.) (2012). *Social metacognition*. New York: Psychology Press Francis & Taylor Group.
- Brzeziński, J. (1996). *Metodologia badań psychologicznych*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Brycz, H. (2004). *Trafność spostrzegania własnych i cudzych zachowań*. Kraków: Oficyna Wydawnicza Impuls.
- Brycz, H. (2012). *Człowiek – instrukcja obsługi. Przewodnik po zachowaniach społecznych*. Sopot: Smak Słowa.
- Brycz, H. (2014a). Metacognitive self and the elements of human ability to self-regulate. *Journal of Neuroscience and Sensory Applications*, 1, 1–5.
- Brycz, H. (2014b). Metawiedza Ja oraz jej poznawcze i motywacyjne uwarunkowania. Referat, sesja tematyczna IV, prowadzący: prof. dr hab. Czesław Nosal, Wrocław: *XXIII Kolokwia Psychologiczne „Podmiotowość człowieka we współczesnym świecie”*.
- Brycz, H., Karasiewicz, K. (2011). *Skala metapoznawczego Ja*. Kraków: Oficyna Wydawnicza Impuls.
- Brycz, H., Wyszomirska-Góra, M., Bar-Tal, Y., Wiśniewski, P. (2014). The effect of metacognitive self on confirmation bias revealed in relation to community and competence. *Polish Psychological Bulletin*, 45, 306–311.
- Brzeziński, J. (1996). *Metodologia badań psychologicznych*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Cai, L., Thissen, D., du Toit, S. (2011). *IRTPRO: User's guide (Version 7.3)* [Computer software]. Chicago: Scientific Software International.
- Carthright-Hatton, S., Wells, A. (1997). Beliefs about worry and intrusions. The metacognition questionnaire and its correlates. *Journal of Anxiety Disorders*, 11, 279–296.

- Cialdini, R. (1994). *Wywieranie wpływu na ludzi*, tłum. B. Wojciszke. Gdańsk: Gdańskie Wydawnictwo Psychologiczne.
- Colvin, C., Block, J. (1994). Do positive illusions Foster Mental Health? An examination of the Taylor and Brown Formulation. *Psychological Bulletin*, 116, 3–20.
- Cronbach, L. J., Meehl, P. E. (1955). Construct validity in psychological tests. *Psychological Bulletin*, 52, 281–302.
- Czarnik, S., Turek, K. (2014). *Aktywność zawodowa i wykształcenie Polaków: na podstawie badań ludności zrealizowanych w 2013 roku w ramach IV edycji projektu Bilans Kapitału Ludzkiego*. Warszawa: Polska Agencja Rozwoju Przedsiębiorczości.
- Doliński, D. (2000). *Psychologia wpływu społecznego*. Wrocław: Towarzystwo Przyjaciół Ossolineum.
- Dragan, W., Dragan, M. (2011). Polska adaptacja skali MCQ-30. *Psychiatria Polska*, 45, 545–553.
- Dunlosky, J., Metcalfe, J. (2009). *Metacognition*. Thousand Oaks: Sage Publications.
- Dweck, C. (2000). *Self-theories. Their role in motivation, and development*. Hove: Psychology Press & Taylor and Francis Group, LLC.
- Dymkowski, M. (1993). *Samowiedza w okowach przywdziewanych masek*. Warszawa: Wydawnictwo Instytutu Psychologii PAN.
- Efklides, A. (2008). Metacognition: Defining its facets and levels of functioning in relation to self-regulation and co-regulation. *European Psychologist*, 13, 277–287.
- Efklides, A., Valachopoulos, S. (2012). Measurement of metacognitive knowledge of self, task, and strategies in mathematics. *European Journal of Psychological Assessment*, 28, 227–239.
- Flavell, J. (1979). Metacognition and cognitive monitoring: A new area of cognitive developmental inquiry. *American Psychologist*, 34, 906–911.
- Hambleton, R. K., van der Linden, W. J., Wells, C. S. (2010). IRT models for the analysis of polytomously scored data: Brief and selected history of model building advances. W: M. L. Neringi, R. Ostini (red.), *Handbook of polytomous item response theory models* (s. 257–280). New York: Routledge.
- Hambleton, R. K., Swaminathan, H. (1985). *Item response theory: Principles and applications*. Boston: Kuwer-Nijhoff.
- Hornowska, E. (2001). *Testy psychologiczne. Teoria i praktyka*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe Scholar.
- Jackson, D. L., Gillaspay, J. A., Purc-Stephenson, R. (2009). Reporting practices in confirmatory factor analysis: An overview and some recommendations. *Psychological Methods*, 14 (1), 6–23.
- Jarymowicz, M. (2008). *Psychologiczne podstawy podmiotowości*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Jarymowicz, M., Szuster, A. (2014). *Rozmowy o rozwoju osobistym*. Warszawa: Wydawnictwo Uniwersytetu Warszawskiego.
- Jost, J., Kruglanski, A., Nelson, T. (1998). Social metacognition: An expansionist review. *Personality and Social Psychology Review*, 2, 137–154.
- Kahneman, D., Tversky, A. (1973). On the psychology of prediction. *Psychological Review*, 80, 237–251.
- Kolić-Vehovec, S., Bajšanski, I., Zubković, B. R. (2010). Metacognition, and reading comprehension: Age and gender differences. W: A. Efklides, P. Misailidi, *Trends and prospects in metacognition research* (s. 327–344). Springer: Science & Business Media.
- Konarski, R. (2009). *Modele równań strukturalnych*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Koriat, A. (2007). Metacognition and consciousness. W: P. Zelazo, M. Moscovitch (red.), *The Cambridge handbook of consciousness* (s. 289–325). Cambridge: Cambridge University Press.
- Kozielecki, J. (1986). *Psychologiczna teoria samowiedzy*. Warszawa: Państwowe Wydawnictwo Naukowe.
- Kruglanski, A. W. (1989). *Lay epistemics and human knowledge: Cognitive and motivational bases*. New York: Plenum.
- Langer, E. (1975). The illusion of control. *Journal of Personality and Social Psychology*, 32, 311–329.
- Łukaszewski, W. (2010). *Udręka życia*. Sopot: Smak Słowa.
- Lewicka, M. (1993). *Aktor czy obserwator. Psychologiczne mechanizmy odchylenia od racjonalności w myśleniu potocznym*. Warszawa: Polskie Towarzystwo Psychologiczne.
- Maruszewski, T. (2005). *Pamięć autobiograficzna*. Gdańsk: Gdańskie Wydawnictwo Psychologiczne.
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Mahwah, New Jersey: LEA.
- Muthén, L. K., Muthén, B. O. (2014). *Mplus: Statistical analysis with latent variables (version 7.3)* [Program komputerowy]. Los Angeles: Muthén & Muthén.
- Nelson, T., Narens, L. (1990). Metamemory: A theoretical framework and new findings. W: G. H. Bower (red.), *The psychology of learning and motivation: Advances in research and theory* (t. 26, s. 125–173). San Diego: Academic Press.
- Nisbett, R., Ross, L. (1980). *Human inferences: Strategies and shortcomings of social judgment*. New Jersey: Prentice Hall.
- Ostini, R., Nering, M. L. (2006). *Polytomous item response theory models*. Thousand Oaks: Sage Publications.
- Pressley, M. (2000). Development of grounded theories of complex cognitive processing: Exhaustive within- and between-study analyses on thinking aloud data. W: J. Impara, G. Schraw, C. Impara (red.), *Issues in the measurement of metacognition* (s. 261–296). Lincoln: Buros of Mental Measurement.
- Rijmen, F. (2010). Formal relations and an empirical comparison among the Bi-Factor, the Testlet, and a Second-Order Multidimensional IRT model. *Journal of Educational Measurement*, 47, 361–372.
- Schmid, J., Leiman, J. (1957). The development of hierarchical factor solutions. *Psychometrika*, 22 (1), 53–61.
- Schraw, G., Dennison, R. (1994). Assessing metacognitive awareness. *Contemporary Educational Psychology*, 19, 460–475.
- See, Y. H. M., Petty, R. E., Fabrigar, L. R. (2008). Affective and cognitive meta-bases of attitudes: Unique effects on information interest and persuasion. *Journal of Personality and Social Psychology*, 94, 938–955.
- Showers, C., Kling, K. (1996). Organization of self-knowledge: Implications for recovery from sad mood. *Journal of Personality and Social Psychology*, 70, 578–590.
- Sijtsma, K. (2009). On the use, the misuse, and the very limited usefulness of Cronbach's alpha. *Psychometrika*, 74, 107–120.

- Sokołowska, J. (1993). *Przewidywania i wybory a przekonania o własnej kontroli*. Warszawa: Wydawnictwo Instytutu Psychologii PAN.
- Stucky, B. D., Edelen, M. O. (2015). Using hierarchical IRT models to create unidimensional measures from multidimensional data. W: S. P. Reise, D. A. Revicki (red.), *Handbook of item response theory modeling: Applications to typical performance assessment* (s. 183–206). New York: Routledge.
- Taylor, S. E., Brown, J. D. (1988). Illusion and well-being: A social psychological perspective on mental health. *Psychological Bulletin*, 103, 193–210.
- Thissen, D., Orlando, M. (2001). Item response theory for items scored in two categories. W: D. Thissen, H. Wainer (red.), *Test scoring* (s. 73–140). Hillsdale: Lawrence Erlbaum Associates.
- Travis, C., Aronson, E. (2008). *Błądzą wszyscy (ale nie ja)*, tłum. A. Nowak. Sopot: Smak Słowa.
- Wells, A., Matthews, G. (1996). Modeling cognition in emotional disorder: The S-REF model. *Behavior Research and Therapy*, 34, 881–888.
- Yung, Y.F., Thissen, D., McLeod, L. D. (1999). On the relationship between the higher-order factor model and the hierarchical factor model. *Psychometrika*, 64, 113–128.

ZAŁĄCZNIK: MJ-24

KWESTIONARIUSZ I

Proszę przeczytać uważnie każde z poniższych stwierdzeń i określić, w jakim stopniu jest ono zgodne z Państwa zachowaniami, myślami, uczuciami. Na ile każde stwierdzenie dotyczy **Ciebie**. Wyobraź sobie takie zachowanie, które przydarza się Tobie i zaznacz na skali:

- 1 zdecydowanie nie zgadzam się
- 2 nie zgadzam się
- 3 raczej nie zgadzam się
- 4 raczej zgadzam się
- 5 zgadzam się
- 6 zdecydowanie zgadzam się

na ile to zachowanie odnosi się do Ciebie – opisuje Twoje (nawet prawdopodobne) reakcje. Prosimy o szczerłość! Twoje odpowiedzi są niezwykle cenne! Nie ma odpowiedzi dobrych ani złych. Badanie jest w pełni anonimowe i służy celom naukowym.

	Zdecydowanie nie	Nie	Raczej nie	Raczej tak	Tak	Zdecydowanie tak
1. Po upływie pewnego czasu jestem bardziej skłonna/y dostrzegać własne błędy i w mniejszym stopniu doszukiwać się ich w otoczeniu.	1	2	3	4	5	6
2. Gdy czyjeś zdolności dotyczą mało ważnych spraw, zawsze wybaczam ludziom ich uchybienia, np. ocenię pozytywnie gospodynię, mimo iż przypaliła główne danie, jeżeli całe przyjęcie nieźle jej się udało.	1	2	3	4	5	6
3. Gdy moralność dotyczy najważniejszych spraw, nie mam dla ludzi usprawiedliwienia i negatywnie oceniam mordercę, choć wiem, że kiedyś uratował on życie tonącemu dziecku.	1	2	3	4	5	6
4. Na ogół oceniam ludzi raczej pozytywnie niż negatywnie.	1	2	3	4	5	6
5. W sytuacji, gdy mój znajomy drugi już raz nie dostaje się na studia, to myślę o nim nawet serdeczniej i cieplej, niż przed tą porażką, bo wyobrażam sobie, jak bardzo jest to dla niego bolesne.	1	2	3	4	5	6
6. Lepiej zapamiętuję nowe wiadomości, gdy mogę je odnieść do już posiadanej wiedzy.	1	2	3	4	5	6
7. Najwolniej zapominam wiadomości, które były zgodne z moją dotychczasową wiedzą.	1	2	3	4	5	6
8. Przypominam sobie łatwiej konkretne obrazy (np. łódka) niż wyszukane słowa (np. narracja).	1	2	3	4	5	6
9. Widok zwłok człowieka ma większy wpływ na mój stosunek do jego mordercy niż sucha wiadomość, że np. faszysta wymordował tysiące osób w czasie drugiej wojny światowej.	1	2	3	4	5	6
10. Myślę, że przyczyny zdarzeń są podobne do ich skutków i, kiedy zdaję sobie sprawę z tego, że jakieś zjawisko jest bardzo złożone (np. wybuch konfliktu światowego), to sądzę, że zostało ono spowodowane wieloma przyczynami (ekonomicznymi, geopolitycznymi, kulturowymi itp.).	1	2	3	4	5	6
11. Nie lubię tych osób, zjawisk czy nawet potraw, które w przeszłości skojarzyły mi się z czymś przykrym (np. nie lubię szpinaku, bo w dzieciństwie zmuszano mnie do jedzenia tego warzywa).	1	2	3	4	5	6
12. Częściej powtarzam te zachowania, za które jestem nagradzany/a.	1	2	3	4	5	6
13. Będąc dzieckiem miałam/em, a także później, jako dorosły, mam raczej podobne poglądy na politykę, religię czy wychowanie do poglądów moich rodziców.	1	2	3	4	5	6
14. Gdy koncentruję się na sobie, wsłuchuję w siebie, słowem spoglądam „na swoje odbicie w lustrze”, postępuję tak, jak nakazują mi moje przekonania.	1	2	3	4	5	6

15. Gdy ktoś chce mnie przekonać do jakiegoś poglądu (np. proekologicznego), to ma największy wpływ na mnie, gdy poda nie tylko argumenty przemawiające za sprawą, ale i argumenty przeciw – w takiej formie, że wyjaśni ich niesłuszność lub brak odniesienia (np. pogląd: trzeba brać udział w akcji „sprzątanie świata”; argument przeciw: to i tak nie uchroni nas przed produkowaniem śmieci i zanieczyszczeniem; wyjaśnienie: śmieci są utylizowane, a środowisko bez naszej akcji nie zostanie posprzątane).	1	2	3	4	5	6
16. Większość nowych zachowań uczę się poprzez obserwację cudzych działań i ich skutków.	1	2	3	4	5	6
17. Powstrzyma mnie od pewnych czynów świadomość, że zawsze za to zachowanie grozi surowa kara.	1	2	3	4	5	6
18. Lubię te osoby, które kojarzą się mi z przyjemnością, a nie lubię tych osób, które kojarzą się mi z czymś przykrym.	1	2	3	4	5	6
19. Gdyby rodzice zabronili mi kontaktów z moją sympatią, spowodowałyby to wzmocnienie uczuć między nami.	1	2	3	4	5	6
20. Chętniej pomagam ludziom podobnym pod jakimś względem do mnie niż niepodobnym.	1	2	3	4	5	6
21. Gdy ktoś obdarza mnie prezentem, to ja odwzajemnam mu się tym samym.	1	2	3	4	5	6
22. Poznając osobę, z którą trzeba współpracować i która jest podobna do mnie: polubię ją od razu.	1	2	3	4	5	6
23. Gdy pomiędzy słowami a mową ciała (gesty, mimika) powstaje sprzeczność, swój sąd o drugim człowieku opieram raczej na wyrazie twarzy, ruchach ciała lub tonie głosu, a nie na słowach.	1	2	3	4	5	6
24. Ważniejsze jest dla mnie, kto jakim jest człowiekiem: nie wybaczam, gdy ktoś oszukuje, ale wybaczam, gdy ktoś słabo jeździ rowerem.	1	2	3	4	5	6

Instrument for measuring Metacognitive Self: MCSQ-24

Hanna Brycz, Roman Konarski

Institute of Psychology, University of Gdańsk

ABSTRACT

The present paper has two aims. The first is to introduce the concept of Metacognitive Self (MCS). MCS is self- insight into one's own biases. The theoretical background on Metacognitive Self served as a base for creating a valid and reliable instrument – the second and most important aim. The structure of the new instrument for measuring Metacognitive Self (MCSQ-24), as expected, yielded a second-order factor model, with four “content” factors at the first level and a single “metacognitive self” factor at the upper level.

Keywords: *Metacognitive Self, cognitive biases, instrument for measurement of Metacognitive Self (MCSQ-24)*

Złożono: 14.03.2015

Złożono poprawiony tekst: 10.07.2015/18.09.2015

Zaakceptowano do druku: 23.10.2015