

# Kwestionariuszowe metody pomiaru ukierunkowań regulacyjnych. Polskie adaptacje kwestionariuszy RFQ i RFS

Wacław Bąk, Mariola Łąguna, Ewelina Bondyra-Łuczka

*Katolicki Uniwersytet Lubelski Jana Pawła II, Instytut Psychologii*

Artykuł prezentuje polskie adaptacje dwóch kwestionariuszy służących do pomiaru dyspozycyjnych ukierunkowań regulacyjnych: kwestionariusza RFQ (*Regulatory Focus Questionnaire*) oraz kwestionariusza RFS (*Regulatory Focus Scale*). Na wstępie zaprezentowano teorię samoregulacji E. Tory Higginsa, która stanowi podłoże teoretyczne oryginalnych wersji narzędzi. Następnie zamieszczono analizę właściwości psychometrycznych polskich wersji obydwu kwestionariuszy. Opierając się na wynikach confirmacyjnej analizy czynnikowej, zaproponowano skróconą wersję RFS. W przypadku RFQ akceptowalne jest pierwotne rozwiązanie czynnikowe, oparte na pełnej wersji metody, choć i tu lepsze właściwości ma wersja skrócona. Omówione zostały analizy rzetelności skal obu kwestionariuszy (zgodność wewnątrzna i stabilność bezwzględna) oraz ich trafność (*Macierz wielu cech – wielu metod* oraz analiza korelacji z cechami osobowości).

Słowa kluczowe: *ukierunkowania regulacyjne, RFQ, RFS, pomiar psychologiczny*

Jednym z interesujących i intensywnie eksplorowanych we współczesnej psychologii obszarów badań jest analiza procesów samoregulacji. Zgodnie z założeniami podejścia społeczno-poznawczego człowiek jest zdolny do tworzenia planów, formułowania celów i podejmowania działań,

które mają służyć ich realizacji (Baumeister, Vohs, 2004; Carver, Scheier, 1998; Hoyle, 2010). Przedmiotem zainteresowań teoretyków i badaczy jest szczegółowy opis związanych z tym procesów i mechanizmów. Przyjmuje się m.in., że przebieg procesów samoregulacji jest w pewnym stopniu zależny od struktury i treści samowiedzy.

---

Wacław Bąk, Instytut Psychologii, Katolicki Uniwersytet Lubelski Jana Pawła II, Aleje Raławickie 14, 20-950 Lublin,  
e-mail: wabak@kul.pl

Mariola Łąguna, Instytut Psychologii, Katolicki Uniwersytet Lubelski Jana Pawła II, Aleje Raławickie 14, 20-950 Lublin,  
e-mail: laguna@kul.pl

Ewelina Bondyra-Łuczka, Instytut Psychologii, Katolicki Uniwersytet Lubelski Jana Pawła II,  
Aleje Raławickie 14, 20-950 Lublin,  
e-mail: bondyra.luczka@gmail.com

Korespondencję w sprawie artykułu prosimy kierować na adres:  
wabak@kul.pl

Badania finansowane z grantów NCN nr NN106 263535 oraz nr NN106 423440.

Dziękujemy Markowi Drogoszowi za udostępnienie tłumaczenia kwestionariusza RFQ. Za pomoc w zbieraniu danych dziękujemy Dorocie Filipiuk, Michałowi Godzicowi, Małgorzacie Mścichowskiej, Józefinie Pijanowskiej oraz uczestnikom prowadzonych przez nas seminariów.

Jednym z badaczy zajmujących się tak rozumianymi związkami między strukturą Ja i procesami samoregulacji jest E. Tory Higgins (1987, 1997). Wychodzi on od odróżnienia dwóch typów standardów Ja (Ja idealnego i Ja powinnościowego), a następnie opisuje powiązane z nimi dwa style samoregulacji, określone jako promocyjne i prewencyjne ukierunkowania regulacyjne. Mogą być one rozumiane zarówno w aspekcie ich sytuacyjnej zmienności, jak i jako stosunkowo trwała dyspozycja osobowościowa. Niniejszy artykuł odwołuje się do tego drugiego aspektu koncepcji Higginsa.

Po omówieniu teorii Higginsa przedstawiamy dwa kwestionariusze, które służą do pomiaru ukierunkowań regulacyjnych traktowanych jako dyspozycje osobowościowe. Omawiamy prace nad polską adaptacją tych kwestionariuszy oraz ich własności psychometryczne: wyniki analiz struktury czynnikowej narzędzi, ich rzetelności,

a także trafności. Na koniec wskazujemy na potencjalne zastosowania i ograniczenia obu narzędzi.

### KONCEPCJA UKIERUNKOWAŃ REGULACYJNYCH HIGGINSA

Zgodnie z teorią Higginsa (1997) można wyróżnić dwa systemy samoregulacji: promocyjne i prewencyjne ukierunkowanie regulacyjne. Są one ściśle związane z regulacyjną funkcją tzw. standardów Ja, które mogą przybierać formę ideałów lub powinności (Higgins, 1987). Standardy idealne są poznawczą reprezentacją takiego Ja, jakim osoba chciałaby być (tzw. Ja idealne) i jako takie wiążą się z nadziejami, aspiracjami, marzeniami i życzeniami w stosunku do siebie. Standardy powinnościowe są poznawczą reprezentacją takiego Ja, jakim osoba powinna być (tzw. Ja powinnościowe) i jako takie wiążą się z poczuciem obowiązku, zobligowania i odpowiedzialności (por. Bąk, 2002). Obydwa typy standardów wyznaczają pożądane stany Ja i jednocześnie motywują do podjęcia działań zmierzających do ich realizacji. Różnice w treści standardów sprawiają jednak, że proces ich realizacji może przebiegać w odmienny sposób, co znalazło odzwierciedlenie w wyróżnieniu dwóch systemów samoregulacji, określonych jako promocyjne i prewencyjne ukierunkowanie regulacyjne (Higgins, 1997; Higgins, Spiegel, 2004; por. Bąk, 2008).

Teoria mówi, że przebieg procesów samoregulacji zależy od tego, jakie potrzeby mają być dzięki nim zaspokajane. Związane ze standardami idealnymi ukierunkowanie promocyjne jest odpowiedzialne za zaspokajanie potrzeb wzrostu (*nurturance needs*). W odróżnieniu od tego ukierunkowanie prewencyjne, zakorzenione w standardach powinnościowych, służy zaspokajaniu potrzeb bezpieczeństwa (*security needs*; Higgins, 1997). Ukierunkowanie promocyjne wiąże się więc z koncentracją na osiągnięciach, wzroście i rozwoju, czemu towarzyszy skłonność do podejmowania wyzwań i ryzyka (*risky bias*). W odróżnieniu od tego prewencyjne ukierunkowanie regulacyjne wiąże się z koncentracją na powinnościach, zobowiązaniach i bezpieczeństwie, czemu towarzyszą preferowanie stabilności oraz nastawienie zachowawcze (*conservative bias*; Higgins, 2002).

Przekłada się to na pewne różnice na poziomie doświadczanych emocji. Promocyjny styl realizowania celu wiąże się z większym prawdopodobieństwem doświadczania uczuć z wymiaru zadowolenie–przygnębienie. Natomiast styl prewencyjny prowadzi do częstszego i łatwiejszego doświadczania uczuć z wymiaru spokój–lęk (Shah, Higgins, 2001). Znak doświadczanej emocji zależy od tego, czy efekt działań jest postrzegany jako sukces czy porażka, które dodatkowo mają inne

znaczenie i są inaczej definiowane przez osoby promocyjne i prewencyjne. Ukierunkowanie promocyjne wiąże się ze szczególnym wyczuleniem na sytuacje obecności lub braku pozytywnych stanów rzeczy. Sukcesem jest tu więc osiągnięcie stanu pozytywnego, a porażką jego nieosiągnięcie. Ukierunkowanie prewencyjne wiąże się natomiast z wyczuleniem na sytuacje obecności lub braku negatywnych stanów rzeczy. Dlatego dla osoby zorientowanej prewencyjnie sukcesem jest uniknięcie stanu negatywnego, a porażką jest jego obecność (niepowodzenie w unikaniu; Higgins, Roney, Crowe, Hymes, 1994). Ujmując to w języku teorii detekcji sygnałów, można powiedzieć, że strategie decyzyjne i sposób realizacji zadań u osób promocyjnych wiążą się z maksymalizacją tzw. trafień i minimalizowaniem chybień. W przypadku osób prewencyjnych mamy natomiast do czynienia raczej z maksymalizacją poprawnych odrzuceń i minimalizowaniem fałszywych alarmów (por. Crowe, Higgins, 1997).

Badania inspirowane teorią Higginsa wykazały szczegółowe różnice w funkcjonowaniu osób zorientowanych promocyjnie i prewencyjnie (Higgins, Spiegel, 2004). Zauważono na przykład, że osoby promocyjne szybciej podejmują decyzje, ale są w nich mniej trafne w porównaniu z osobami prewencyjnymi. Natomiast decyzje tych drugich zawierają mniej błędów, ale ich podjęcie zajmuje więcej czasu. Również na etapie działania osoby promocyjne pracują szybciej, ale są mniej dokładne, natomiast ukierunkowanie prewencyjne wiąże się z wolniejszym, ale dokładniejszym wykonaniem. Co ciekawe, te różnice między promocyjnym i prewencyjnym stylem działania nasilają się w miarę zbliżania się do celu (Förster, Higgins, Bianco, 2003). Ukierunkowanie prewencyjne wiąże się również z wcześniejszym inicjowaniem działania i większą niechęcią do wycofania się z działania już podjętego (Freitas, Liberman, Salovey, Higgins, 2002).

Zauważono ciekawe różnice w skuteczności różnych strategii motywowania do podejmowania określonych działań. Komunikaty perswazyjne, które odwołują się do pozytywnych konsekwencji podjęcia działania (np. regularnego jedzenia owoców i warzyw), są skuteczne w stosunku do osób promocyjnych, natomiast nie dają efektów w przypadku osób prewencyjnych. Tę drugą grupę łatwiej przekonać z kolei, formułując komunikat, który będzie podkreślał negatywne konsekwencje niepodjęcia sugerowanego działania (Cesario, Grant, Higgins, 2004; Kim, 2006). Podobny efekt zauważono w obszarze motywowania za pomocą pozytywnych vs. negatywnych wzorców osobowych. Okazało się, że na osoby promocyjne skuteczniej działa pozytywny model (np. pokazywanie jako wzoru do naśladowania kogoś, kto odniósł sukces). Natomiast w przypadku osób prewencyjnych

efektywniejsze jest pokazywanie negatywnego modelu, który ma działać jako ostrzeżenie. Co więcej, odwrotne strategie mogą być nie tylko nieskuteczne, ale wręcz mogą osłabiać wyjściową motywację (Lockwood, Jordan, Kunda, 2002).

Opisywane dwa typy ukierunkowań regulacyjnych nie są przeciwstawnymi biegunami jednego wymiaru, ale dwoma odrębnymi systemami samoregulacji. W przypadku każdego z nich możemy mówić o jego większej lub mniejszej aktywności lub sile. Możliwa jest sytuacja, kiedy aktywne są obydwa ukierunkowania, jedno z nich albo żadne nie jest wyraźnie zaznaczone. Siła określonego ukierunkowania i jego ewentualna dominacja nad drugim może być rozpatrywana zarówno w kategoriach zmiennej sytuacyjnej, jak i jako relatywnie trwała dyspozycja osobowościowa. Przekłada się to na różnice w sposobach prowadzenia badań. Podejście eksperymentalne pozwala badać efekty czasowej aktywizacji określonego ukierunkowania. Aktywizacja ta jest osiągana przez manipulację, która najczęściej polega na zwiększeniu dostępności poznawczej treści Ja idealnego vs. Ja powinnościowego (np. Cesario i in., 2004; Liberman, Molden, Idson, Higgins, 2001; Molden, Higgins, 2004).

Z kolei do badania ukierunkowań jako względnie trwałych dyspozycji osobowościowych wykorzystuje się dwa podejścia. Pierwsze z nich wiąże się z pomiarem siły regulacyjnej standardów Ja, która jest zwykle operacjonalizowana jako czas reakcji na treści ideałów vs. powinności (Higgins, Shah, Friedman, 1997). Drugie podejście przyjmuje perspektywę psychologii różnic indywidualnych, badając ukierunkowania za pomocą metod kwestionariuszowych. Właśnie to podejście jest przedmiotem niniejszego artykułu. Prezentujemy dwa kwestionariusze służące do pomiaru dyspozycyjnych ukierunkowań regulacyjnych: *Kwestionariusz ukierunkowań regulacyjnych RFQ (Regulatory Focus Questionnaire; Higgins i in., 2001)* oraz *Skalę ukierunkowań regulacyjnych RFS (Regulatory Focus Scale; Fellner, Holler, Kirchner, Schabmann, 2007)*. Są one (zwłaszcza RFQ) często używane w badaniach, nie miały jednak dotychczas pełnej polskiej adaptacji, mimo że istnieje np. adaptacja bardziej specyficznego narzędzia, które ujmuje ukierunkowania regulacyjne w miejscu pracy (Roczniewska, Retowski, Osowiecka, Wrońska, Słomka, 2013). Dlatego podejmujemy badania właściwości psychometrycznych kwestionariuszy RFQ i RFS.

## POLSKA ADAPTACJA KWESTIONARIUSZA RFQ

### Budowa wersji oryginalnej narzędzia

Kwestionariusz RFQ (*Regulatory Focus Questionnaire*) został opracowany w zespole Higginsa, a po raz pierwszy

opisano go przy okazji badań dotyczących dumy promocyjnej i prewencyjnej, rozpatrywanej w kontekście orientacji na osiągnięcia (Higgins i in., 2001). Od tego czasu był wielokrotnie wykorzystywany w różnych badaniach jako metoda do pomiaru dyspozycyjnych lub, używając języka Higginsa, chronicznych ukierunkowań regulacyjnych (np. Camacho, Higgins, Luger, 2003; Cesario i in., 2004; Eddington, Dolcos, Cabeza, Krishnan, Strauman, 2007; Louro, Pieters, Zeelenberg, 2007; Sassenberg, Hansen, 2007; Semin, Higgins, de Montes, Estourget, Valencia, 2005; Strauman i in., 2006).

Kwestionariusz RFQ składa się z 11 pytań mierzących dwa czynniki, ujmujące prewencyjne (pięć pytań) oraz promocyjne (sześć pytań) ukierunkowanie regulacyjne. Odpowiedzi są udzielane na skali pięciostopniowej, która za każdym razem jest umieszczona pod pytaniem, co wiąże się z tym, że opis krańców skal nieco różni się w zależności od sposobu sformułowania pytania. W przypadku większości pytań jest to skala od 1 (*nigdy albo rzadko*) do 5 (*bardzo często*). Rzetelność oryginalnej wersji skal RFQ szacowano jako zgodność wewnętrzną oraz jako stałość bezwzględną (powtórny pomiar po dwóch miesiącach). Wskaźniki rzetelności dla skali prewencyjnej wynoszą odpowiednio  $\alpha = 0,80$  oraz  $r_{tt} = 0,81$ , natomiast w przypadku skali promocyjnej  $\alpha = 0,73$ ;  $r_{tt} = 0,79$  (Higgins i in., 2001). Kwestionariusz na język polski przetłumaczyli Doliński i Drogosz (2007) i ta wersja została wykorzystana w opisywanych tu analizach. W badaniach przeprowadzonych przez autorów tłumaczenia rzetelność skal wynosiła dla ukierunkowania promocyjnego i prewencyjnego odpowiednio  $\alpha = 0,66$  i  $0,78$  (Dolinski, Drogosz, 2011).

Zgodnie z zamierzeniem autorów metody, treść pytań odwołuje się do historii doświadczeń przez osobę sukcesów i porażek w promocyjnie vs. prewencyjnie zorientowanych celach. Przyjmując założenie, że dyspozycyjny styl samoregulacji kształtuje się m.in. w kontekście relacji z rodzicami i stosowanego przez nich stylu wychowawczego (Keller, 2008; Manian, Papadakis, Strauman, Essex, 2006; Moretti, Higgins, 1990), część pytań odnosi się do wspomnień dotyczących relacji z rodzicami. W pierwszej wersji metody pytania odwołujące się do doświadczeń z dzieciństwa były równomiernie rozłożone między skalę promocyjną i prewencyjną. Jednak po kolejnych modyfikacjach wynikających z analiz właściwości psychometrycznych, w ostatecznej, 11-pozycyjnej wersji kwestionariusza pytania te znalazły się tylko w skali prewencyjnej (cztery z pięciu pytań w tej skali). W przeciwieństwie do tego, żadne z pytań wchodzących w skład skali promocyjnej nie ma takich odniesień – ich treść dotyczy aktualnych doświadczeń osoby. Mamy tu więc wyraźną

różnicę w sposobie sformułowania pytań prewencyjnych i promocyjnych, do czego jeszcze nawiążemy w dalszej części tekstu.

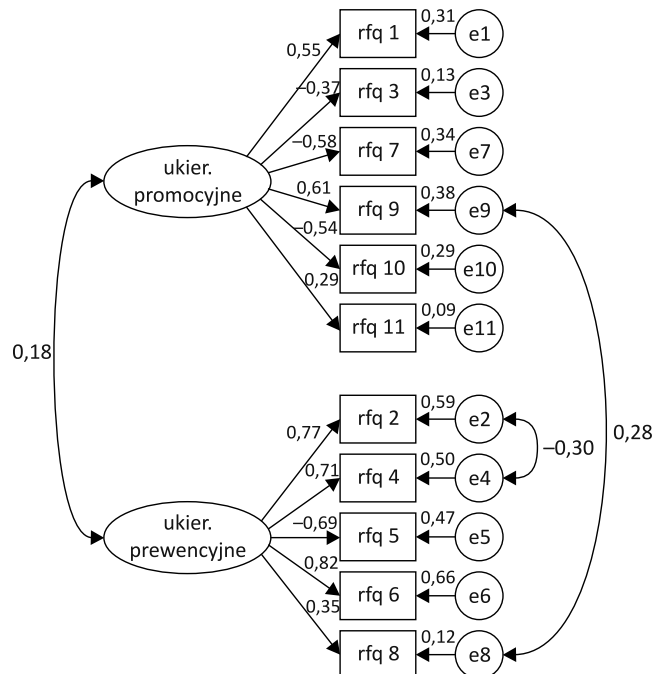
### Osoby badane i sposób przeprowadzenia badań

Analizy właściwości psychometrycznych polskiej wersji RFQ przeprowadzono na grupie 459 osób (w tym 263 kobiety; 57%) w wieku od 17 do 75 lat ( $M = 26,30$ ;  $Me = 22,00$ ;  $SD = 10,71$ ). Grupę tę można podzielić na dwie podgrupy – studenci oraz osoby dorosłe niebędące studentami. W dalszej części tekstu będziemy, dla uproszczenia, określać je jako „studenci” oraz „dorośli”. Podgrupa studentów składa się z 332 osób (w tym 218 kobiet; 66%) w wieku od 17 do 31 lat ( $M = 21,75$ ;  $Me = 21,00$ ;  $SD = 2,01$ ). Natomiast podgrupę osób dorosłych tworzy 127 osób (w tym 45 kobiet; 35%) w wieku od 19 do 75 lat ( $M = 38,17$ ;  $Me = 32,00$ ;  $SD = 14,43$ ). Osoby badane wypełniały kwestionariusze RFQ (wraz z opisanym dalej RFS) bądź w grupach w trakcie zajęć na uczelni, bądź indywidualnie. Udział w badaniu nie wiązał się z żadną gratyfikacją.

### Struktura czynnikowa polskiej wersji kwestionariusza RFQ

Aby ocenić trafność czynnikową metody, przeprowadzono confirmacyjną analizę czynnikową (CFA), opartą na modelowaniu równań strukturalnych (Byrne, 2010; Kline, 2005) z wykorzystaniem programu Amos 21 (Arbuckle, 2009). Analizy przeprowadzono na pełnej grupie 459 osób (połączona grupa studentów i dorosłych). Z uwagi na brak wielozmiennowej normalności rozkładu zmiennych ( $c.r. = 16,62$ ) jako metodę estymacji modeli zastosowano estymację ADF (*Asymptotically Distribution-Free*; por. Byrne, 2010).

Analizując strukturę czynnikową RFQ, porównano cztery modele, z których wszystkie zakładały istnienie dwóch czynników (zmiennych latentnych): skali ukierunkowania promocyjnego oraz skali ukierunkowania prewencyjnego. Modele różnią się liczbą pozycji (zmiennych obserwowalnych) oraz dopuszczeniem korelacji między błędami pomiaru. Model A1 jest odtworzeniem oryginalnego klucza zaproponowanego przez autorów narzędzia. Uwzględnił pełny zestaw 11 pytań i nie dopuszczał skorelowania błędów. Zgodnie z tym oryginalnym kluczem skalę promocyjną tworzą pozycje: 1, 3, 7, 9, 10 i 11, natomiast skala prewencyjna to pozycje: 2, 4, 5, 6 i 8. Pozycje 1, 2, 4, 6, 8, 9 i 11 wchodzą do odpowiednich skal z odwróconą punktacją. Model A2 jest modyfikacją modelu A1, polegającą na dopuszczeniu dwóch korelacji między błędami pomiaru, zgodnie z podpowiedziami sugerowanymi przez indeksy modyfikacyjne. Korelacje te dotyczą dwóch



Rysunek 1. Wyniki confirmacyjnej analizy czynnikowej dla RFQ – pełna wersja kwestionariusza – model A2.

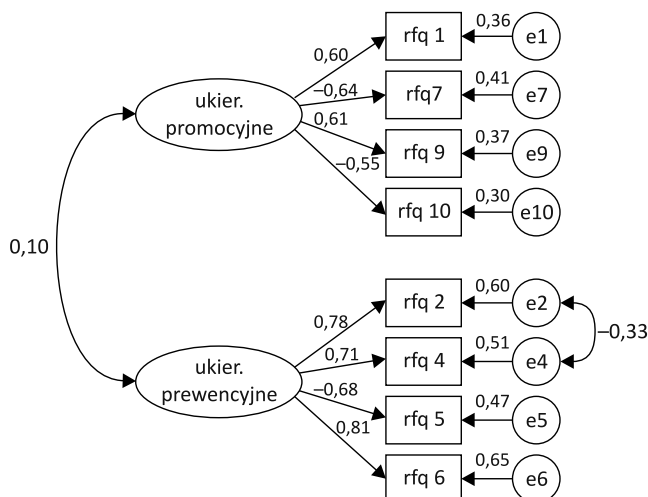
par pozycji: 8 i 9 oraz 2 i 4 (por. rysunek 1). Z kolei model B1 jest zredukowaną wersją modelu A1, w której usunięto trzy pozycje z najniższymi ładunkami czynnikowymi (poniżej 0,4). W efekcie powstała skrócona wersja kwestionariusza, w którym na każdą z podskal składają się po cztery pozycje. Skalę promocyjną tworzą pytania 1, 7, 9 i 10 (usunięto pozycje 3 i 11), natomiast skalę prewencyjną tworzą pytania 2, 4, 5 i 6 (usunięto pozycje 8). Wreszcie model B2 jest zbudowany analogicznie jak model B1, przy czym dopuszczono jedną korelację między błędami pomiarów (pozycje 2 i 4) w skali ukierunkowania prewencyjnego – zgodnie z podpowiedzią sugerowaną przez indeksy modyfikacyjne (por. rysunek 2).

Oryginalna, 11-pozycyjna struktura kwestionariusza (model A1) charakteryzuje się akceptowalnym poziomem dopasowania do danych (tabela 1), choć dopuszczenie dwóch korelacji błędów (model A2; por. rysunek 1) istotnie poprawia poziom dopasowania w stosunku do wersji bez tych korelacji ( $\Delta\chi^2_{(2)} = 30,13$ ;  $p = 0,001$ ). Usunięcie trzech pozycji (modele B1 i B2) jeszcze bardziej poprawia dopasowanie, przy czym ponownie jest ono istotnie lepsze w wersji z dopuszczeniem jednej korelacji między błędami pomiaru (model B2; por. rysunek 2) w porównaniu z modelem B1, bez takiej korelacji ( $\Delta\chi^2_{(1)} = 13,59$ ;  $p = 0,001$ ). Dopasowanie modelu B2 jest najlepsze i także

Tabela 1.  
Miary dopasowania modeli konfirmacyjnej analizy czynnikowej dla kwestionariusza RFQ

Model	$\chi^2$	df	p	RMSEA (PU 90%)	GFI	AGFI	CFI
Model A1	103,03	43	0,001	0,055 (0,042–0,069)	0,945	0,915	0,838
Model A2	72,90	41	0,002	0,041 (0,025–0,056)	0,961	0,937	0,914
Model B1	38,75	19	0,005	0,048 (0,026–0,069)	0,972	0,948	0,937
Model B2	25,16	18	0,121	0,029 (0,00–0,055)	0,982	0,964	0,977

RMSEA – Root Mean Square Error of Approximation; GFI – Goodness of Fit Index; AGFI – Adjusted Goodness of Fit Index; CFI – Comparative Fit Index.



Rysunek 2. Wyniki konfirmacyjnej analizy czynnikowej dla RFQ – wersja skrócona kwestionariusza – model B2.

w kategoriach bezwzględnych bardzo dobre. Z uwagi jednak na fakt, że również dopasowanie modelu pełnego (11 pozycji) można uznać za akceptowalne, dalsze analizy psychometryczne będą prowadzone dla obydwu wersji – pełnej oraz skróconej.

### Rzetelność i moc dyskryminacyjna polskiej wersji kwestionariusza RFQ

Rzetelność podskal kwestionariusza RFQ, szacowana jako zgodność wewnętrzna, była oceniana oddzielnie dla dwóch badanych podgrup, a także łącznie dla całej grupy (tabela 2). Analizy te przeprowadzono zarówno dla wersji pełnej, jak i skróconej. Wartości współczynników  $\alpha$  Cronbacha wahają się od 0,61 (pełna wersja skali promocyjnej w grupie dorosłych) do 0,82 (skrócona wersja skali prewencyjnej w grupie studentów). Zasadniczo współczynniki zgodności wewnętrznej są nieco wyższe w grupie studentów niż w grupie dorosłych. Rzetelność

obu podskal jest wyższa w przypadku skróconej wersji metody. Dotyczy to zwłaszcza skali prewencyjnej.

Stabilność czasową kwestionariusza RFQ oceniono na próbie 41 studentów (w tym 27 kobiet) w wieku od 19 do 22 lat ( $M = 19,49$ ;  $SD = 0,75$ ) w odstępie dwóch tygodni. Stabilność skal dla pełnej wersji 11-pozycyjnej wynosiła  $r(39) = 0,71$ ;  $p = 0,001$  dla skali promocyjnej oraz  $r(39) = 0,93$ ;  $p = 0,001$  dla skali prewencyjnej. W przypadku zaproponowanej przez nas skróconej wersji metody, stabilność skali promocyjnej jest nieco wyższa i wynosi  $r(39) = 0,76$ ;  $p = 0,001$ , natomiast dla skali prewencyjnej jest bardzo podobna jak dla wersji pełnej i wynosi  $r(39) = 0,92$ ;  $p = 0,001$ .

Podsumowując analizę zgodności wewnętrznej oraz stabilności czasowej, można powiedzieć, że współczynniki te wskazują na zadowalającą, choć umiarkowaną rzetelność polskiej wersji RFQ. Rzetelność skali prewencyjnej szacowana za pomocą  $\alpha$  Cronbacha jest istotnie statystycznie wyższa w porównaniu z rzetelnością skali promocyjnej [dla wersji skróconej:  $t(453) = 6,43$ ;  $p = 0,001$ ; dla wersji pełnej:  $t(453) = 6,74$ ;  $p = 0,001$ ; Feldt, 1980]. Podobnie korelacje test–retest są istotnie wyższe dla skali prewencyjnej (dla wersji skróconej:  $p = 0,045$ ; dla wersji pełnej:  $p = 0,010$ ). W przypadku obydwu skal RFQ (zwłaszcza wersji skróconej) wskaźniki rzetelności pozwalają na wykorzystanie ich w badaniach naukowych.

Kolejnym aspektem sprawdzenia właściwości psychometrycznej polskiej wersji RFQ była analiza mocy dyskryminacyjnej pozycji testowych, którą przeprowadzono na całej próbie 459 osób oddzielnie dla dwóch wersji metody (pełnej i skróconej). Miary mocy dyskryminacyjnej wyrażone jako korelacja pozycji ze skalą (po wyłączeniu pozycji) są wyższe dla pozycji tworzących skalę prewencyjną (tabela 3). Wskaźniki te poprawiają się również po usunięciu trzech pytań w skróconej wersji kwestionariusza i dotyczy to zarówno skali promocji, jak i prewencji. Efekt ten jest podobny do obserwowanego w przypadku analiz

Tabela 2

Statystyki opisowe oraz rzetelność (zgodność wewnętrzną) skal kwestionariusza RFQ dla dwóch wersji kwestionariusza – wersji pełnej (P), złożonej z 11 pozycji oraz wersji skróconej (S), złożonej z 9 pozycji

Grupa		Ukierunkowanie promocyjne					Ukierunkowanie prewencyjne				
		M	SD	A	K	$\alpha$	M	SD	A	K	$\alpha$
Studenci	P	3,54	0,59	-0,14	-0,46	0,64	3,18	0,82	-0,14	-0,46	0,77
	S	3,54	0,63	-0,13	-0,26	0,65	3,21	0,94	-0,20	-0,52	0,82
Dorośli	P	3,65	0,60	-0,09	-0,29	0,61	3,22	0,74	-0,09	-0,25	0,72
	S	3,67	0,65	0,05	-0,39	0,63	3,18	0,82	-0,07	-0,14	0,74
Cała grupa	P	3,57	0,59	-0,12	-0,41	0,63	3,19	0,80	-0,14	-0,40	0,76
	S	3,58	0,64	-0,07	-0,28	0,64	3,20	0,91	-0,14	-0,43	0,80

A – skośność; K – kurtoza;  $\alpha$  – rzetelność.

Tabela 3

Statystyki opisowe i moc dyskryminacyjna pozycji tworzących skale kwestionariusza RFQ (N = 459)

Pozycja	M	SD	A	K	$r_{it}$	
					P	S
Ukierunkowanie promocyjne						
1. Porównując się z większością ludzi, jak często jesteś niezdolna(-y) do uzyskania tego, czego chcesz od życia?	2,75	1,01	-0,12	-0,25	-0,38	-0,42
3. Jak często zdarzało Ci się osiągnąć coś, co dawało ci „kopa”, by pracować jeszcze ciężiej?	3,59	0,89	-0,31	0,05	0,32	-
7. Czy zwykle radzisz sobie dobrze z różnymi zadaniami, których się podejmujesz?	4,16	0,70	-0,47	-0,04	0,45	0,47
9. Kiedy chcę osiągnąć coś, co jest dla mnie ważne, okazuje się, że nie działam tak dobrze, jak bym chciał(-a)	2,92	0,89	0,17	0,34	-0,41	-0,43
10. Czuję, że zrobiłam(-em) postęp na drodze do osiągnięcia sukcesu w moim życiu	3,83	1,04	-0,71	0,01	0,45	0,41
11. Znalazłam(-em) niewiele hobby lub zajęć w moim życiu, które mnie interesują albo motywują na tyle, żeby wkładać w nie wysiłek	2,49	1,34	0,46	-0,98	-0,26	-
Ukierunkowanie prewencyjne						
2. Czy zdarzało się, że dorastając „przekraczałaś(-eś) granicę”, robiąc rzeczy, których Twój rodzic by nie tolerował?	2,94	1,25	-0,07	-0,89	-0,59	-0,60
4. Czy często denerwowałaś(-eś) rodziców, kiedy dorastałaś(-eś)?	3,08	1,22	-0,01	-0,83	-0,57	-0,58
5. Jak często byłaś(-eś) posłuszną(-y) zasadom i nakazom ustanawianym przez Twoich rodziców?	3,67	1,00	-0,51	-0,15	0,55	0,59
6. Gdy dorastałaś(-eś), jak często zdarzało się, że zachowywałaś(-eś) się w sposób, który Twój rodzic uważał za niewłaściwy?	2,83	1,01	0,03	-0,37	-0,69	-0,70
8. Jak często bycie nie dość uważną(-ym) wpędzało Cię w kłopoty?	2,85	1,03	0,17	-0,28	-0,24	-

A – skośność; K – kurtoza;  $r_{it}$  – korelacja pozycji ze skalą po usunięciu pozycji (wskaźnik mocy dyskryminacyjnej); P – pełna wersja skal RFQ; S – skrócona wersja skal RFQ.

rzetelności, co sugeruje, że stosowanie skróconej wersji skal daje nieco lepszą dokładność pomiaru ukierunkowań regulacyjnych.

W każdej z podgrup sprawdzono również korelacje między skalą promocyjną i prewencyjną, oddzielnie dla pełnej oraz skróconej wersji kwestionariusza. Wszystkie współczynniki korelacji między ukierunkowaniem promocyjnym i prewencyjnym są słabe i nieistotne statystycznie. Wahają się od  $r(330) = 0,05$ ;  $p = 0,323$  (wersja skrócona w grupie studentów) do  $r(125) = 0,12$ ;  $p = 0,185$  (wersja pełna w grupie dorosłych). Są one niższe niż korelacja skal oryginalnej wersji metody, która wynosi 0,21 (Higgins i in., 2001).

### POLSKA ADAPTACJA KWESTIONARIUSZA RFS

#### Budowa wersji oryginalnej RFS

Kwestionariusz RFS (*Regulatory Focus Scale*) został opracowany przez zespół austriackich badaczy (Fellner i in., 2007) jako alternatywa dla istniejących już kwestionariuszy badających dyspozycyjne ukierunkowania regulacyjne. Uzasadniając potrzebę stworzenia nowego narzędzia, autorzy wskazują m.in. na ograniczenia opisywanego wyżej kwestionariusza RFQ. Jak to zostało już wcześniej podkreślone, treść części twierdzeń kwestionariusza RFQ odwołuje się do wspomnień i doświadczeń z przeszłości. Często, w przypadku osób dorosłych, jest to odległa przeszłość, np. pytania skali prewencyjnej nawiązują do relacji z rodzicami. Fellner i współpracownicy (2007) przyznają, że taki sposób budowania pytań ma uzasadnienie w kontekście teorii Higginsa (por. Higgins, 1996; Manian i in., 2006; Moretti, Higgins, 1990). Bazowanie na wspomnieniach może jednak istotnie obniżyć rzetelność pomiaru, gdyż jest to wyraźnie pośredni sposób wnioskowania o aktualnie stosowanych stylach samoregulacji.

Kwestionariusz RFS składa się z 10 twierdzeń, do których badani ustosunkowują się na skali siedmiostopniowej – od 1 (*zdecydowanie nieprawdziwe*) do 7 (*zdecydowanie prawdziwe*). Dotyczą one aktualnych zachowań i preferencji. W oryginalnej wersji RFS ma strukturę czteroczynnikową, którą tworzą po dwa skorelowane czynniki dla prewencyjnego (OEO – skupienie na oczekiwaniach innych i SO – poczucie zobowiązania) i dla promocyjnego ukierunkowania regulacyjnego (ONT – otwartość na nowości i A – autonomia). Wyniki analizy konfirmacyjnej prowadzonej przez autorów metody potwierdziły tę czteroczynnikową strukturę skali (Fellner i in., 2007), chociaż model wykazywał dobre dopasowanie do danych dopiero przy dopuszczeniu skorelowania czterech par błędów pomiaru.

#### Opracowanie polskiej wersji językowej

Ponieważ autorzy metody przedstawili ją w dwu wersjach językowych: niemieckiej (język, w którym była tworzona) oraz angielskiej, obie wersje zostały wykorzystane przy opracowywaniu tłumaczenia na język polski, co zaleca m.in. Drwal (1995). Wersja niemiecka została przetłumaczona przez trzech niezależnych tłumaczy, a angielska przed dwóch. Porównanie wszystkich tłumaczeń wykazało ich bardzo duże podobieństwo. W oparciu o wszystkie wersje tłumaczeń uzgodniono wersję polską. Poddano ją tłumaczeniu zwrotnemu na język niemiecki, które wykonało dwóch niezależnych tłumaczy. Wyniki obu tłumaczeń były bardzo zbliżone do oryginału, a w miejscach, gdzie wystąpiły drobne odstępstwa, została dokonana korekta ostatecznej wersji metody.

Wersją tą przebadano 26 osób dwujęzycznych (w tym 21 kobiet) – studentów piątego roku germanistyki. Korelacje między wynikami wersji polskiej i niemieckiej dla poszczególnych twierdzeń były bardzo wysokie i wahały się od 0,75 (dla twierdzenia 4) do 1,00 (dla twierdzeń 1 i 2). Rozkłady wyników dla poszczególnych twierdzeń były w obu wersjach bardzo podobne i w żadnym nie zanotowano istotnych statystycznie różnic między wynikami uzyskanymi za pomocą obu wersji testu.

#### Osoby badane i sposób przeprowadzenia badań

Analizy właściwości psychometrycznych polskiej wersji RFS przeprowadzono na grupie 977 osób (w tym 559 kobiet; 57%) w wieku od 17 do 75 lat ( $M = 27,62$ ;  $Me = 23,00$ ;  $SD = 11,05$ ). Grupa badana pokrywała się częściowo z grupą opisaną wyżej przy okazji analiz RFQ. Część osób badanych ( $N = 455$ ) wypełniała bowiem obydwa kwestionariusze. Znaczna część grupy wypełniała jednak tylko RFS. Podobnie jak we wcześniejszych analizach RFQ grupę można podzielić na dwie podgrupy – studenci oraz osoby dorosłe niebędące studentami. Podgrupa studentów składała się z 622 osób (w tym 398 kobiet; 64%) w wieku od 17 do 32 lat ( $M = 21,70$ ;  $Me = 21,00$ ;  $SD = 2,07$ ). Natomiast podgrupę osób dorosłych tworzyło 355 osób (w tym 161 kobiet; 45%) w wieku od 19 do 75 lat ( $M = 37,96$ ;  $Me = 35,00$ ;  $SD = 12,65$ ). Osoby badane wypełniały kwestionariusze bądź w grupach w trakcie zajęć na uczelni, bądź indywidualnie. Udział w badaniu nie wiązał się z żadną gratyfikacją.

#### Struktura czynnikowa polskiej wersji kwestionariusza RFS

Strukturę czynnikową RFS weryfikowano za pomocą konfirmacyjnej analizy czynnikowej (CFA) z wykorzystaniem programu Amos 21. Analizę przeprowadzono na pełnej próbie ( $N = 977$ ), złożonej ze studentów oraz osób dorosłych niebędących studentami. Tak jak w przypadku

Tabela 4

Miary dopasowania modeli konfirmacyjnej analizy czynnikowej dla kwestionariusza RFS

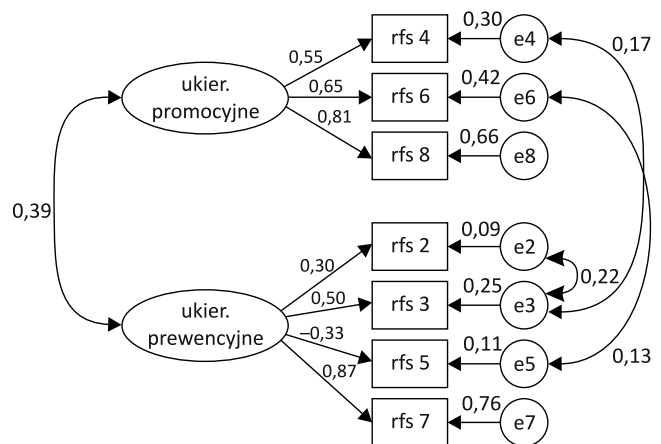
Model	$\chi^2$	df	p	RMSEA (PU 90%)	GFI	AGFI	CFI
Model A	213,77	27	0,001	0,084 (0,074–0,095)	0,960	0,919	0,875
Model B1	215,17	32	0,001	0,077 (0,067–0,086)	0,926	0,873	0,695
Model B2	118,78	30	0,001	0,055 (0,045–0,066)	0,959	0,925	0,852
Model C	45,46	10	0,001	0,060 (0,043–0,079)	0,978	0,939	0,918

RMSEA – Root Mean Square Error of Approximation; GFI – Goodness of Fit Index; AGFI – Adjusted Goodness of Fit Index; CFI – Comparative Fit Index.

analiz RFQ, z uwagi na brak wielozmiennowej normalności rozkładu ( $c.r. = 25,47$ ), zastosowano estymację ADF.

Analizując strukturę czynnikową RFS, porównano cztery modele. Model A stanowił replikację oryginalnego czteroczynnikowego modelu, zawierającego po dwa skorelowane czynniki, ujmujące każde z dwu ukierunkowań. Zawierał on wszystkie 10 twierdzeń oraz dopuszczał skorelowanie błędów pomiaru, dokładnie tak jak w modelu oryginalnym (Fellner i in., 2007). Model ten nie uzyskał zadowalających wskaźników dopasowania do danych (tabela 4). Co więcej, wszystkie dopuszczone korelacje błędów pomiaru były bardzo niskie i nieistotne statystycznie. Można więc powiedzieć, że nie została potwierdzona równoważność strukturalna metody (Byrne, van de Vijver, 2010). W tej sytuacji podjęto dwie próby modyfikacji modelu.

Pierwsza z nich (modele B1 i B2) polegała na zredukowaniu czterech czynników zaproponowanych przez Fellnera i współpracowników (2007) do dwóch ogólnych: promocji i prewencji. Zachowano przy tym oryginalny układ pozycji, włączając te należące do czynników ONT i A do wspólnego czynnika promocyjnego, a pozycje należące do czynników OEO i SO do wspólnego czynnika prewencyjnego. Zachowano także krzyżowe ładunki dwóch pozycji (2 i 10). W efekcie skala promocyjna składała się z twierdzeń: 1, 2, 4, 6, 8 i 10, natomiast skala prewencyjna z twierdzeń: 2, 3, 5, 7, 9 i 10. Model B1 nie dopuszczał skorelowania błędów pomiaru. Z uwagi na niewystarczający poziom dopasowania tak wyspecyfikowanego modelu (tabela 4) wprowadzono jego modyfikację (model B2), polegającą na dopuszczeniu dwóch korelacji między błędami pomiaru. Zgodnie z podpowiedziami indeksów modyfikacyjnych były to korelacje par pozycji 3 i 4 oraz 9 i 10. Tym razem stopień dopasowania modelu do danych jest lepszy, jednak zgodność wewnętrzna tak zbudowanej skali promocyjnej jest niska ( $\alpha = 0,49$ ). Dodatkowo model ten zawiera ładunki krzyżowe dwóch pozycji (2 i 10), co



Rysunek 3. Wyniki konfirmacyjnej analizy czynnikowej dla RFS – wersja skrócona kwestionariusza – model C.

jest problematyczne, ponieważ teoria mówi o względnej niezależności obu wymiarów (por. Förster i in., 2003; Scholer, Higgins, 2010). W tej sytuacji kolejny model powstał przez usunięcie krzyżowych ładunków czynnikowych oraz czterech pozycji z najniższymi ładunkami czynnikowymi (model C; por. rysunek 3). W efekcie zaproponowano skróconą wersję metody, w której skala promocyjna jest mierzona przez trzy pozycje: 4, 6 i 8, a skala prewencyjna – przez cztery: 2, 3, 5 (rekodowane) i 7. Model C dopuszcza też trzy korelacje między błędami pomiaru. Stopień dopasowania tak zdefiniowanego modelu jest zadowalający (tabela 4), a dodatkowo uzyskano skale charakteryzujące się lepszą rzetelnością (por. tab. 5). Uznaliśmy więc, że model C prezentuje optymalną strukturę czynnikową RFS i będzie podstawą wszystkich analiz prezentowanych w dalszych częściach artykułu.

**Rzetelność i moc dyskryminacyjna polskiej wersji kwestionariusza RFS**



Rzetelność RFS, szacowana jako zgodność wewnętrzną, była oceniana oddzielnie dla dwóch podgrup, a także dla całej grupy łącznie (tabela 5). Wartości współczynników  $\alpha$  Cronbacha wynoszą od 0,54 dla skali prewencyjnej w grupie dorosłych do 0,76 dla skali promocyjnej w grupie studentów. Wyniki te wskazują odpowiednio na niską i umiarkowaną spójność skal.

Drugim szacowanym przez nas wskaźnikiem rzetelności była stabilność bezwzględna, która została oceniona na próbie 87 studentów (w tym 60 kobiet) w wieku od 18 do 29 lat ( $M = 21,21$ ;  $SD = 2,50$ ) w odstępie 14 dni. Stałość dla podskali mierzącej ukierunkowanie promocyjne wynosi  $r(85) = 0,64$ ;  $p = 0,001$ , natomiast dla podskali mierzącej ukierunkowanie prewencyjne  $r(85) = 0,57$ ;  $p = 0,001$ . W obu przypadkach jest stosunkowo niska. Możliwe jednak, że wielkość współczynników korelacji jest częściowo artefaktem związanym z dużą homogenicznością grupy – w tym badaniu uczestniczyli jedynie studenci.

Rzetelność skali promocyjnej RFS szacowana jako  $\alpha$  Cronbacha jest istotnie statystycznie wyższa niż skali prewencyjnej [ $t(453) = 5,43$ ;  $p = 0,001$ ]. Natomiast różnica między wartościami korelacji test–retest dla obu skal nie jest istotna statystycznie ( $p = 0,474$ ) i obie korelacje są stosunkowo niskie. Wskaźniki rzetelności zwłaszcza skali prewencyjnej RFS są na tyle niskie, że jej stosowanie jest obciążone znacznym ryzykiem niedokładności pomiaru.

Analizę mocy dyskryminacyjnej pozycji testowych przeprowadzono na całej próbie 977 osób (połączona grupa studentów i dorosłych). Miary mocy dyskryminacyjnej, wyrażone jako korelacja pozycji ze skalą, wynoszą od 0,29 do 0,62 i kolejny raz są nieco wyższe w przypadku pozycji tworzących skalę promocyjną w porównaniu ze skalą prewencyjną (tabela 6).

W każdej z podgrup sprawdzono również interkorelacje między podskalami RFS. W grupie dorosłych korelacja między skalą promocyjną i prewencyjną jest nieistotna

Tabela 5  
Statystyki opisowe oraz rzetelność (zgodność wewnętrzną) skal kwestionariusza RFS

Grupa	Ukierunkowanie promocyjne					Ukierunkowanie prewencyjne				
	M	SD	A	K	$\alpha$	M	SD	A	K	$\alpha$
Studenci	4,99	1,01	-0,29	-0,10	0,76	5,39	0,84	-0,52	0,39	0,58
Dorośli	5,37	0,91	-0,50	0,34	0,61	5,64	0,86	-0,55	-0,05	0,54
Cała grupa	5,13	0,99	-0,38	0,0004	0,72	5,48	0,86	-0,50	0,19	0,57

A – skośność; K – kurtoza;  $\alpha$  – rzetelność.

Tabela 6  
Statystyki opisowe i moc dyskryminacyjna pozycji tworzących skalę kwestionariusza RFS (N = 977)

Pozycja	M	SD	A	K	$r_{it}$
Ukierunkowanie promocyjne					
4. Problemy rozwiązuję przeważnie w sposób kreatywny	5,23	1,19	-0,56	0,23	0,46
6. Lubię robić różne rzeczy w nowy sposób	5,01	1,37	-0,49	-0,21	0,55
8. Lubię wypróbować wiele różnych rzeczy i często robię to z powodzeniem	5,15	1,17	-0,37	-0,02	0,62
Ukierunkowanie prewencyjne					
2. Reguły i przepisy są dla mnie pomocne i niezbędne	5,06	1,29	-0,70	0,44	0,32
3. Wypełnianie zobowiązań jest dla mnie bardzo ważne	6,02	1,04	-1,37	2,74	0,44
5. Nie zależy mi na dokładnym sprawdzaniu czy kontrolowaniu spraw	2,93	1,68	0,76	-0,42	-0,29
7. Zawsze staram się pracować możliwie dokładnie i bezbłędnie	5,77	1,11	-0,98	1,13	0,43

A – skośność; K – kurtoza;  $r_{it}$  – korelacja pozycji ze skalą po usunięciu pozycji (wskaźnik mocy dyskryminacyjnej).

statystycznie –  $r(353) = 0,06$ ;  $p = 0,271$ . W podgrupie studentów korelacja jest co prawda istotna statystycznie, ale słaba ( $r = 0,11$ ;  $p = 0,006$ ). Istotność jest tu raczej pochodną dużej liczebności próby. Z podobną sytuacją mamy do czynienia w przypadku korelacji obliczonej dla całej grupy łącznie [ $r(975) = 0,12$ ;  $p = 0,001$ ]. Można więc powiedzieć, że skale RFS badają dwa stosunkowo niezależne od siebie konstrukty. Warto tu zauważyć, że z podobną sytuacją mieliśmy do czynienia w przypadku RFQ. Ukierunkowanie promocyjne i prewencyjne, mierzone za pomocą obu kwestionariuszy, nie wykazują istotnego skorelowania, co jest zgodne z założeniami koncepcji Higginsa (por. Förster i in., 2003; Scholer, Higgins, 2010).

#### TRAFNOŚĆ ZBIEŻNA I RÓŻNICOWA RFQ I RFS

Do ustalenia trafności zbieżnej i różnicowej obu prezentowanych narzędzi wykorzystana została analiza *Macierzy wielu cech – wielu metod* (Brzeziński, 2003), przeprowadzona na próbie 455 osób (w tym 260 kobiet – 57%) w wieku od 17 do 75 lat ( $M = 26,35$ ;  $Me = 22,00$ ;  $SD = 10,74$ ). Jest to ta część opisanych powyżej prób, w której badani wypełniali zarówno RFQ, jak i RFS. Obliczone zostały współczynniki korelacji parami dla podskal obu kwestionariuszy, uwzględniając obie wersje (oryginalną i skróconą) skal RFQ (tabela 7). Ponieważ obydwa kwestionariusze mierzą dwa analizowane tu ukierunkowania regulacyjne, analiza macierzy korelacji pozwala oszacować trafność zbieżną i różnicową w klasyczny sposób. W górnym trójkącie tabeli 7 zostały

podane dodatkowo skorygowane współczynniki korelacji, z uwzględnieniem poprawki na obniżenie rzetelności skal (Hornowska, 2005), która pozwala oszacować, jakie byłyby korelacje, gdyby oba narzędzia były całkowicie rzetelne.

Zgodnie z założeniami analizy *Macierzy wielu cech – wielu metod*, na trafność zbieżną wskazują co najmniej przeciętne i istotne statystycznie korelacje między różnymi metodami mierzącymi ten sam konstrukt. Przyjmując zrewidowaną przez Cohena (1988) interpretację współczynników korelacji, warunek ten spełniają powiązania skal mierzących ukierunkowanie promocyjne w obu metodach –  $r(453) = 0,46$  dla wersji pełnej RFQ i  $r(453) = 0,43$  dla wersji skróconej. Natomiast korelacje skal mierzących ukierunkowanie prewencyjne są wprawdzie istotne statystycznie, jednak nie przekraczają wartości  $r = 0,30$  [ $r(453) = 0,21$  dla wersji pełnej RFQ i  $r(453) = 0,18$  dla wersji skróconej], przyjmowanej jako wskaźnik umiarkowanej siły związku (Cohen, 1988). Jedynie współczynniki skorygowane (z poprawką na rzetelność skal) są zbliżone do tej wartości –  $r(453) = 0,32$  dla wersji pełnej RFQ i  $r(453) = 0,27$  dla wersji skróconej.

Na trafność różnicową wskazują korelacje między skalami tych samych metod mierzącymi różne ukierunkowania oraz między skalami różnych metod mierzącymi różne ukierunkowania, które powinny być niższe niż korelacje wskazujące na aspekt zbieżny trafności. Analiza wartości odpowiednich współczynników korelacji wskazuje, że warunek trafności różnicowej jest spełniony w obu

Tabela 7

*Macierz korelacji Wielu cech – wielu metod dla skal RFQ i RFS (N = 455)*

Metoda	Ukierunkowanie	RFQ		RFS	
		Promocyjne	Prewencyjne	Promocyjne	Prewencyjne
RFQ	Promocyjne	0,63	0,12	0,68	0,34
		0,64	0,07	0,63	0,30
	Prewencyjne	0,08	0,76	0,01	0,32
		0,05	0,80	-0,05	0,27
RFS	Promocyjne	0,46***	0,01	0,73	0,20
		0,43***	-0,04		
	Prewencyjne	0,20***	0,21***	0,13**	0,56
		0,18***	0,18***		

Na przekątnej zostały podane współczynniki  $\alpha$  Cronbacha (zapisane kursywą), w trójkącie poniżej przekątnej surowe współczynniki korelacji  $r$  Pearsona, a w trójkącie powyżej niej skorygowane współczynniki korelacji z uwzględnieniem poprawki na obniżenie rzetelności skal. Wartości w każdym kolejnym górnym wierszu tabeli odnoszą się do pełnej wersji RFQ, natomiast w dolnym, szarym, do skróconej wersji RFQ.

\*  $p = 0,05$ ; \*\*  $p = 0,01$ ; \*\*\*  $p = 0,001$ .

wersjach skali RFQ. Korelacje między podskalami tych samych metod mierzącymi różne ukierunkowania wynoszą od 0,05 do 0,13 (średnia korelacja 0,10)<sup>1</sup> i wszystkie są niższe od korelacji wskazujących na aspekt zbieżny trafności (tabela 7). Korelacje między skalami różnych metod mierzącymi różne ukierunkowania wynoszą od 0,01 do 0,20 i choć niektóre są istotne statystycznie (tabela 7), to średnia korelacja wskazująca na trafność różnicową przy wykorzystaniu różnych metod, która wynosi 0,11, nie jest wyższa od korelacji wskazujących na aspekt zbieżny trafności. Ujmując łącznie wszystkie korelacje wskazujące na aspekt różnicowy trafności, ich średnia dla pełnej wersji skali RFQ wynosi 0,10, a dla skróconej 0,08 (odpowiednio 0,17 i 0,12 dla współczynników skorygowanych). Średnie te są niższe od wszystkich korelacji wskazujących na aspekt zbieżny trafności.

Podsumowując można stwierdzić, że skale promocyjne obu narzędzi ujmują ten sam konstrukt, który jest odrębny od ukierunkowania prewencyjnego, ujmowanego przez dwie inne skale zawarte w obu metodach (zarówno w wersji pełnej, jak i skróconej RFQ). Wyniki nie potwierdziły natomiast trafności zbieżnej podskal mierzących ukierunkowanie prewencyjne.

#### ZWIĄZKI Z WYMIARAMI PIĘCIOCZYNNIKOWEGO MODELU OSOBOWOŚCI (PMO)

Wymiary promocji i prewencji badane przez RFQ i RFS mają z założenia status stosunkowo trwałych dyspozycji osobowościowych. Oznacza to, że można spodziewać się związków z innymi zmiennymi dyspozycyjnymi, w tym z cechami osobowości w ujęciu McCrae i Costy (1999, 2005). Sprawdzenie związków między ukierunkowaniami regulacyjnymi a ekstrawersją, neurotycznością, otwartością na doświadczenie, ugodowością i sumiennością było więc drugim sposobem szacowania trafności kwestionariuszy RFQ i RFS. Nie są nam znane wyniki wcześniejszych badań, w których do badania związków ukierunkowań z cechami osobowości wykorzystano by kwestionariusze RFQ lub RFS. W literaturze można jednak znaleźć przesłanki, które pozwalają określić, jakie korelacje potwierdzałyby trafność tych kwestionariuszy.

Analizując znaczenie cech PMO dla samoregulacji, McCrae i Löckenhoff (2010) wskazują m.in. na powiązanie dodatnie sumienności i ujemne neurotyczności z dyspozycyjną samokontrolą. Co prawda autorzy nie odnoszą się tu wprost do ukierunkowań regulacyjnych w ujęciu Higginsa, jednak przyjmując, że samokontrola jest tym aspektem samoregulacji, który wiąże się

z powstrzymywaniem chwilowych impulsów „w służbie” długoterminowym celom, można przyjąć, że jest to konstrukt bliski ukierunkowania prewencyjnego. Można więc się spodziewać, że skale prewencyjne będą korelować dodatnio z sumiennością, a ujemnie z neurotycznością. Wyniki metaanalizy Lanaj, Chang i Johnsona (2012) potwierdziły związek ukierunkowania prewencyjnego z neurotycznością i sumiennością, jednak w przypadku obydwu cech związek ten był dodatni. Wydaje się więc, że wskaźnikiem trafności skal prewencyjnych RFQ i RFS będzie dodatnia korelacja z sumiennością, a także istotna statystycznie korelacja z neurotycznością, choć niespójność przedstawionych wyżej przesłanek nie pozwala określić kierunku tego drugiego związku. Jeśli chodzi natomiast o ukierunkowanie promocyjne, to wspomniana metaanaliza Lanaj i współpracowników (2012) ujawniła dodatnie korelacje z ekstrawersją, sumiennością, otwartością na doświadczenie i ugodowością. Przyjęliśmy, że taki charakter związków ze skalami promocji RFQ i RFS będzie wskaźnikiem ich trafności.

W celu sprawdzenia związków między wymiarami pięcioczynnikowego modelu cech osobowości a skalami kwestionariuszy RFQ i RFS przeprowadzono badanie, w którym wzięły udział 92 osoby (w tym 54 kobiety; 59%) w wieku od 19 do 31 lat ( $M = 22,25$ ;  $Me = 22,00$ ;  $SD = 2,23$ ). Cechy osobowości badano kwestionariuszem NEO-FFI (Zawadzki, Strelau, Szczepaniak, Śliwińska, 1998).

Analiza korelacji między cechami osobowości a ukierunkowaniami regulacyjnymi (tabela 8) częściowo potwierdza przedstawione wyżej przewidywania. Skale badające ukierunkowanie promocyjne (skala promocji RFS oraz pełna i skrócona wersja skali promocji RFQ) charakteryzuje bardzo podobny charakter związków z cechami osobowości. Mimo pewnych różnic w sile związku, układ korelacji istotnych statystycznie jest zgodny z przewidywaniami i taki sam dla każdej z tych skal – wszystkie korelują dodatnio z ekstrawersją, otwartością na doświadczenia i sumiennością. Niezgodne z oczekiwaniami są natomiast brak istotnych korelacji z ugodowością, a także istotne statystycznie ujemne korelacje z neurotycznością. Choć struktura korelacji dla skal promocyjnych RFQ i RFS nie jest w pełni zgodna z oczekiwaniami, jednak większość z nich potwierdza trafność walidowanych skal.

W przypadku skal badających ukierunkowanie prewencyjne struktura korelacji z cechami osobowości jest inna dla RFS i RFQ. Skala prewencji kwestionariusza RFS koreluje istotnie statystycznie z sumiennością, a nie wiąże się istotnie ze skalami ekstrawersji i otwartości na doświadczenie, co jest zgodne z oczekiwaniami. Niezgodne z przewidywaniami są natomiast brak związku

<sup>1</sup> Przy wyliczaniu średnich korelacji wartości zostały poddane transformacjom Fishera (*Fisher r-to-z transformation*).

Tabela 8

Korelacje między skalami RFS i RFQ a wymiarami Pięcioczynnikowego modelu osobowości (N = 92)

Cechy osobowości	Ukierunkowanie promocyjne			Ukierunkowanie prewencyjne		
	RFS	RFQ <sub>p</sub>	RFQ <sub>s</sub>	RFS	RFQ <sub>p</sub>	RFQ <sub>s</sub>
Neurotyczność	-0,39***	-0,55***	-0,56***	-0,07	-0,02	0,02
Ekstrawersja	0,64***	0,52***	0,39***	-0,05	-0,22*	-0,25*
Otwartość na doświadczenie	0,39***	0,39***	0,24*	-0,06	-0,24*	-0,27**
Ugodowość	-0,04	-0,08	-0,03	0,22*	0,27*	0,27**
Sumienność	0,30**	0,53***	0,53***	0,59***	0,32**	0,24*

RFQ<sub>p</sub> – pełna wersja RFQ (obliczona według oryginalnego klucza); RFQ<sub>s</sub> – skrócona wersja RFQ; zaciemnione pola odnoszą się do korelacji zgodnych z przewidywaniami.

\*  $p = 0,05$ ; \*\*  $p = 0,01$ ; \*\*\*  $p = 0,001$ .

z neurotycznością, a także niezbyt silna, ale jednak istotna statystycznie korelacja z ugodowością. Natomiast w przypadku obydwu wersji skal prewencyjnych kwestionariusza RFQ jedyną korelacją zgodną z przewidywaniami jest istotny statystycznie dodatni związek z sumiennością. Związki z ekstrawersją, otwartością i ugodowością są co prawda słabe, niemniej jednak istotne statystycznie, co – podobnie jak brak związku ze skalą neurotyczności – jest niezgodne z przewidywaniami. Można więc powiedzieć, że w przypadku skali prewencyjnej kwestionariusza RFS uzyskana struktura korelacji jest w dość dużym stopniu zgodna z oczekiwanym układem i wskazuje na trafność skali. Natomiast w przypadku skali prewencyjnej kwestionariusza RFQ korelacje z cechami osobowości raczej nie potwierdzają jej trafności.

## DYSKUSJA

Dalszy rozwój badań nad samoregulacją z wykorzystaniem koncepcji Higginsa w przypadku podejścia korelacyjnego wymaga narzędzi kwestionariuszowych ujmujących dyspozycyjne strategie regulacyjne. Zaprezentowane w tym artykule metody, w założeniu ich autorów, pozwalają na pomiar opisanych przez Higginsa (1997) dwóch stylów samoregulacji. Przeprowadzone analizy ukazują właściwości psychometryczne polskich wersji metod RFQ i RFS.

Badania nad polską wersją obu kwestionariuszy z wykorzystaniem CFA nie potwierdziły w pełni ich zakładanej struktury czynnikowej. W przypadku kwestionariusza RFQ najlepiej dopasowane do danych okazało się rozwiązanie dwuczynnikowe, w którym skalę ukierunkowania promocyjnego i prewencyjnego tworzą po cztery twierdzenia. Metoda w wersji polskiej może być więc krótsza

i taką wersję rekomendujemy do dalszych badań wykorzystujących RFQ. Jednocześnie należy zaznaczyć, że akceptowalne dopasowanie uzyskał także model odtwarzający oryginalną strukturę metody, co oznacza, że wyniki analiz prowadzonych według pierwotnego, 11-pozycyjnego klucza można również uznać za wiarygodne.

Polska adaptacja kwestionariusza RFS nie potwierdziła jego oryginalnej czteroczynnikowej struktury. Najlepiej dopasowane do danych okazało się rozwiązanie dwuczynnikowe, w którym skalę ukierunkowania promocyjnego i prewencyjnego tworzą, odpowiednio, trzy i cztery twierdzenia. Testowanie równoważności strukturalnej modelu (*configural invariance*) stanowi pierwszy etap testowania równoważności kulturowej narzędzia pomiarowego (Byrne, van de Vijver, 2010). Brak równoważności na tym poziomie wskazuje, że trudno byłoby prowadzić badania międzykulturowe z wykorzystaniem polskiej wersji skali RFS, gdyż nie udało się odtworzyć jej struktury czynnikowej, zakładanej przez autorów wersji oryginalnych. W związku z tym nie jest możliwe dokonywanie porównań ilościowych, wskazana natomiast byłaby jakościowa analiza różnic w zakresie obu zmiennych w przypadku badań prowadzonych w różnych kręgach kulturowych (Byrne, van de Vijver, 2010; Little, 1997).

Porównanie miar rzetelności obu kwestionariuszy wskazuje, że rzetelność skali promocyjnej RFS, szacowana za pomocą  $\alpha$  Cronbacha, jest istotnie statystycznie wyższa w porównaniu z analogiczną skalą RFQ [dla wersji skróconej RFQ:  $t(453) = 3,93$ ;  $p = 0,001$ ; dla wersji pełnej:  $t(453) = 3,54$ ;  $p = 0,001$ ], chociaż brak istotnych statystycznie różnic między korelacjami test–retest dla tych skal w obu kwestionariuszach (dla wersji skróconej RFQ:  $p = 0,306$ ; dla wersji pełnej:  $p = 0,578$ ). Natomiast

skala prewencyjna w RFQ jest istotnie statystycznie bardziej spójna wewnętrznie niż analogiczna skala RFS [dla wersji skróconej RFQ:  $t(453) = 9,05$ ;  $p = 0,001$ ; dla wersji pełnej:  $t(453) = 6,947$ ;  $p = 0,001$ ], jest także istotnie stabilniejsza czasowo (różnice między korelacjami test–retest dla obu wersji RFQ są istotne na poziomie  $p = 0,001$ ). Ukierunkowanie promocyjne i prewencyjne, mierzone za pomocą obu kwestionariuszy, nie wykazują istotnego skorelowania, co jest zgodne z założeniami koncepcji Higginsa (por. Förster i in., 2003; Scholer, Higgins, 2010).

Obydwa kwestionariusze mają z założenia badać te same dwa wymiary samoregulacji – promocyjne oraz prewencyjne ukierunkowanie regulacyjne. Biorąc pod uwagę pierwszy wymiar, można powiedzieć, że rzetelność (spójność wewnętrzna i stabilność czasowa) ukierunkowania promocyjnego, mierzona za pomocą zarówno RFS i RFQ, jest zadowalająca. Analiza *Macierzy wielu cech – wielu metod* wykazała trafność zbieżną i różnicową skal promocyjnych obu narzędzi. Drugi sposób sprawdzenia trafności przez analizę związków z wymiarami pięcioczynnikowego modelu osobowości również wskazuje na ich trafność, i to zarówno w kwestionariuszu RFQ, jak i RFS. Wszystkie te wyniki pozwalają rekomendować oba kwestionariusze jako narzędzia do pomiaru promocyjnego ukierunkowania regulacyjnego w badaniach naukowych.

Z nieco inną sytuacją mamy do czynienia w skalach prewencyjnych. W ich przypadku wyraźnie rzetelniejszy pomiar daje stosowanie kwestionariusza RFQ. Wydaje się jednak, że skala prewencyjna RFQ zawdzięcza większą rzetelność temu, że prawie wszystkie (a w wersji skróconej wszystkie) jej pytania odnoszą się wprost do wspomnień związanych z doświadczeniami wynikającymi z kontaktów z rodzicami. Takie ujmowanie prewencji ma co prawda swoje uzasadnienie w kontekście teorii Higginsa (Higgins, 1996; Manian i in., 2006), jednak w naszej ocenie jest to bardzo pośredni pomiar tego konstruktów, który niezależnie od dużej spójności może charakteryzować się mniejszą trafnością. Wskazują na to analizy korelacji z cechami osobowości, które w małym stopniu pasują do wzorca oczekiwanego na podstawie przeglądu literatury. W podobny sposób interpretujemy wyniki analizy *Macierzy wielu cech – wielu metod*, która nie potwierdziła trafności zbieżnej skal prewencyjnych. Stosunkowo słaba (choć istotna statystycznie) korelacja między skalami prewencyjnymi RFQ i RFS może wynikać z tego, że albo skale te badają nieco inne aspekty ukierunkowania prewencyjnego, albo tylko jedna z nich ujmuje je w sposób trafny. Jeśli przyjąć to drugie, wydaje się, że trafniejsza jest skala prewencyjna RFS, co potwierdzają wyniki korelacji z cechami osobowości. Pamiętając jednak o niskiej rzetelności tej skali, nie mamy podstaw do konkluzji, że

jej trafność została potwierdzona. O ile więc do badania ukierunkowania promocyjnego rekomendujemy stosowanie obydwu analizowanych tu kwestionariuszy, o tyle pomiar ukierunkowania prewencyjnego budzi wątpliwości. W przypadku RFS problemem jest niska rzetelność skali prewencji, a w przypadku RFQ wątpliwości dotyczą trafności.

Pomocne w ocenie prezentowanych tu adaptacji może być porównanie uzyskanych przez nas wskaźników z oryginalnymi wersjami kwestionariuszy oraz z adaptacjami w innych krajach. Analizy takie można jednak przeprowadzić jedynie dla RFQ. W przypadku RFS prezentowana przez nas adaptacja ma na tyle zmienioną strukturę skal (dwa, a nie cztery postulowane w wersji oryginalnej wymiary), że tego typu porównania byłyby nieuzasadnione. Przechodząc więc do RFQ, należy zauważyć, że w porównaniu z oryginalną wersją amerykańską tego narzędzia (Higgins i in., 2001) uzyskane przez nas wskaźniki rzetelności skal są nieco niższe dla skali promocyjnej, ale porównywalne (lub nawet nieco wyższe) dla skali prewencyjnej. Bardzo podobne do naszych wyników uzyskano natomiast w niemieckiej wersji RFQ, w której zgodność wewnętrzna dla skali promocyjnej wynosi  $\alpha = 0,64$ , a dla prewencyjnej  $\alpha = 0,71$  (Sassenberg, Hansen, 2007). Z kolei holenderska próba przetłumaczenia metody pierwotnie nie dała zadowalających wyników, zwłaszcza w przypadku skali prewencyjnej: zgodność wewnętrzna wahała się od 0,55 do 0,59 (Semin i in., 2005). W efekcie dla potrzeb badań prowadzonych w Holandii opracowano zmodyfikowaną wersję RFQ, w której część pytań została wymieniona. Ta nowa wersja miała już lepsze wskaźniki zgodności wewnętrznej, które w przypadku obydwu skal były w okolicach 0,75. Należy jednak pamiętać, że w przypadku krótkich skal zgodność wewnętrzna nie jest najlepszym wskaźnikiem dobroci psychometrycznej (por. Laguna, Bąk, Purc, Mielniczuk, Oleś, 2014).

Niższe wskaźniki rzetelności niemieckiej i holenderskiej wersji językowej RFQ w porównaniu z amerykańskim pierwowzorem mogą być interpretowane przez pryzmat różnic kulturowych między Europą i USA. W taki sposób można też tłumaczyć niedoskonałości prezentowanej tu polskiej adaptacji, na co wskazywali zresztą Dolinski i Drogosz (2011), autorzy wykorzystanego w naszych badaniach tłumaczenia RFQ. Z kolei prace nad holenderską modyfikacją treści pozycji (Semin i in., 2005) wskazują na potencjalny kierunek prac zmierzających do udoskonalenia adaptacji RFQ. Procedura prowadząca do zachowania wierności oryginałowi może nie dać w pełni zadowalających efektów, niezależnie od stopnia metodologicznej poprawności tych działań. W tym kontekście alternatywą jest tworzenie nowych

metod, budowanych od początku w kontekście danej kultury i języka. W 2013 roku został opublikowany nowy kwestionariusz – *Skala samoregulacji promocyjnej i prewencyjnej* SSPP (Kolańczyk, Bąk, Rocznińska, 2013), od podstaw stworzony w Polsce. Metoda ta może stanowić w przyszłości dobry punkt odniesienia przy ocenie trafności narzędzi pomiaru dyspozycyjnych ukierunkowań regulacyjnych, który jednak nie był dostępny w momencie realizacji opisanych tu badań.

Zmiana struktury czynnikowej i zredukowanie liczby twierdzeń kwestionariusza RFS wymaga dodatkowego komentarza. W oryginalnej wersji metody na wymiar promocji składają się dwa aspekty: otwartość na nowości i autonomia. Podobnie wymiar prewencji składa się z dwóch bardziej szczegółowych skal: skupienie na oczekiwaniach innych oraz poczucie zobowiązania (Fellner i in., 2007). W efekcie zredukowania liczby twierdzeń, skalę promocyjną budują tylko te, które w pierwotnej wersji metody tworzyły podskalę otwartość na nowości, natomiast nie weszło do niej żadne z trzech twierdzeń podskali autonomii. Z kolei w przypadku skali prewencyjnej wszystkie cztery twierdzenia zredukowanej wersji pochodzą z podskali poczucie zobowiązania, a nie weszło do niej żadne z dwóch twierdzeń podskali skupienie na oczekiwaniach innych. Jest to potencjalne ograniczenie skróconych wersji tych skal, które w takim kształcie mogą ujmować dany wymiar zbyt aspektowo. Wydaje się jednak, że w przypadku skali prewencyjnej ograniczenie się do aspektu poczucie zobowiązania nie jest dużym problemem. Akcentuje to bowiem powinnościowy charakter treści budujących tę skalę, co jest spójne z definicją wymiaru prewencji, przedstawioną w teorii Higginsa (1997). Bardziej problematyczne wydaje się ograniczenie skali promocyjnej do aspektu otwartości. Rodzi to bowiem ryzyko, że skala ta zbyt mocno zbliża się w swojej treści do otwartości na doświadczenie z pięcioczynnikowego modelu osobowości. Gdyby tak było, to skala promocyjna RFS powinna wyraźnie silniej korelować z tą cechą osobowości w porównaniu ze skalą promocyjną RFQ, co do której nie ma tego typu wątpliwości. Analiza korelacji skal promocyjnych z otwartością na doświadczenie (tabela 8) pokazuje jednak, że związek ten jest bardzo podobny w przypadku RFS i RFQ (zwłaszcza w pełnej wersji RFQ).

Podsumowując, wyniki przedstawionych badań wskazują na ograniczenia, ale także na możliwości optymalnego wykorzystania polskich adaptacji kwestionariuszy RFQ i RFS. Dane te mogą być także przydatne dla trafniejszej interpretacji wyników uzyskanych za pomocą tych narzędzi. Zaletą obydwu kwestionariuszy jest fakt, że są one bardzo krótkie. Ma to znaczenie zwłaszcza w tych projektach, w których stosowanie długich skal jest

niemożliwe lub trudne, np. w badaniach uwzględniających wiele zmiennych, w badaniach podłużnych wiążących się z wielokrotnym pomiarem tej samej zmiennej czy w badaniach eksperymentalnych, w których włączenie długiego kwestionariusza może zakłócić efekty manipulacji. Słabszą stroną krótkich kwestionariuszy są zwykle gorsze wskaźniki psychometryczne i z taką sytuacją mamy do czynienia w analizowanych tu narzędziach – zwłaszcza ich prewencyjnych podskalach.

Mając świadomość mocnych stron i mankamentów opisanych tu polskich wersji obu kwestionariuszy, badacze mogą zdecydować, w jaki sposób chcą je wykorzystać. Wydaje się, że oprócz pomiaru kwestionariuszami, tam, gdzie to możliwe, warto uwzględnić alternatywne metody, oparte na analizie czasów reakcji na treści związane z ideałami vs. powinnościami (Higgins i in., 1997). Wstępne prace nad opracowaniem tego typu narzędzia zostały już rozpoczęte na polskim gruncie. Bazują one na komputerowej metodzie badania struktury samowiedzy (por. Bak, 2014).

#### LITERATURA CYTOWANA

- Arbuckle, J. S. (2009). *Amos 18 user's guide*. Crawfordville, FL: Amos Development Corporation.
- Baumeister, R. F., Vohs, K. D. (red.) (2004). *Handbook of self-regulation. Research, theory and applications*. New York, London: The Guilford Press.
- Bak, W. (2014). Self-standards and self-discrepancies. A structural model of self-knowledge. *Current Psychology*, 33, 155–173.
- Bąk, W. (2002). E. Tory Higginsa teoria rozbieżności ja. *Przeгляд Psychologiczny*, 45, 39–55.
- Bąk, W. (2008). Teoria ukierunkowań regulacyjnych E. Tory Higginsa. *Roczniki Psychologiczne*, 11, 7–38.
- Brzeziński, J. (2003). *Metodologia badań psychologicznych*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS. Basic concepts, applications, and programming. Second edition*. New York, London: Routledge.
- Byrne, B. M., van de Vijver, F. J. R. (2010). Testing for measurement and structural equivalence in large-scale cross-cultural studies: Addressing the issue of nonequivalence. *International Journal of Testing*, 10, 107–132.
- Camacho, C. J., Higgins, E. T., Luger, L. (2003). Moral value transfer from regulatory fit: What feels right is right and what feels wrong is wrong. *Journal of Personality and Social Psychology*, 84, 498–510.
- Carver, C. S., Scheier, M. F. (1998). *On the self-regulation of behavior*. New York: Cambridge University Press.
- Cesario, J., Grant, H., Higgins, E. T. (2004). Regulatory fit and persuasion: Transfer from 'feeling right'. *Journal of Personality and Social Psychology*, 86, 388–404.

- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for behavioral sciences*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Crowe, E., Higgins, E. T. (1997). Regulatory focus and strategic inclinations: Promotion and prevention in decision making. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 69, 117–132.
- Dolinski, D., Drogosz, M. (2011). Regulatory fit and voting. *Journal of Applied Social Psychology*, 41, 2673–2688.
- Doliński, D., Drogosz, M. (2007). Czy obywatele poszliby głosować przeciw? Regulacyjne nastawienie na promocję vs prewencję a aktywność wyborcza. *Kolokwia Psychologiczne*, 16, 103–116.
- Drwal, R. (1995). Problemy kulturowej adaptacji kwestionariuszy osobowości. W: R. Drwal (red.), *Adaptacja kwestionariuszy osobowości* (s. 12–26). Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Eddington, K. M., Dolcos, F., Cabeza, R., Krishnan, K. R. R., Strauman, T. J. (2007). Neural correlates of promotion and prevention goal activation: An fMRI study using an idiographic approach. *Journal of Cognitive Neuroscience*, 19, 1152–1162.
- Feldt, L. S. (1980). A test of the hypothesis that Cronbach's alpha reliability coefficient is the same for two tests administered to the same sample. *Psychometrika*, 45, 99–105.
- Fellner, B., Holler, M., Kirchler, E., Schabmann, A. (2007). Regulatory Focus Scale (RFS): Development of a scale to record dispositional regulatory focus. *Swiss Journal of Psychology*, 66, 109–116.
- Förster, J., Higgins, E. T., Bianco, A. T. (2003). Speed/accuracy decisions in task performance: Built-in trade-off or separate strategic concerns? *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 90, 148–164.
- Freitas, A. L., Liberman, N., Salovey, P., Higgins, E. T. (2002). When to begin? Regulatory focus and initiating goal pursuit. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 28, 121–130.
- Higgins, E. T. (1987). Self-discrepancy: A theory relating self and affect. *Psychological Review*, 94, 319–340.
- Higgins, E. T. (1996). The 'self-digest': Self-knowledge serving self-regulatory functions. *Journal of Personality and Social Psychology*, 71, 1062–1083.
- Higgins, E. T. (1997). Beyond pleasure and pain. *American Psychologist*, 52, 1280–1300.
- Higgins, E. T. (2002). How self-regulation creates distinct values: The case of promotion and prevention decision making. *Journal of Consumer Psychology*, 12, 177–191.
- Higgins, E. T., Friedman, R. S., Harlow, R. E., Idson, L. C., Ayduk, O. N., Taylor, A. (2001). Achievement orientations from subjective histories of success: Promotion pride versus prevention pride. *European Journal of Social Psychology*, 31, 3–23.
- Higgins, E. T., Roney, C. J. R., Crowe, E., Hymes, C. (1994). Ideal versus ought predilections for approach and avoidance: Distinct self-regulatory systems. *Journal of Personality and Social Psychology*, 66, 276–286.
- Higgins, E. T., Shah, J., Friedman, R. (1997). Emotional responses to goal attainment: Strength of regulatory focus as moderator. *Journal of Personality and Social Psychology*, 72, 515–525.
- Higgins, E. T., Spiegel, S. (2004). Promotion and prevention strategies for self-regulation. A motivated cognition perspective. W: R. F. Baumeister, K. D. Vohs (red.), *Handbook of self-regulation. Research, theory, and applications* (s. 171–187). New York, London: The Guilford Press.
- Hornowska, E. (2005). *Testy psychologiczne. Teoria i praktyka* (t. 6 serii: Wykłady z Psychologii). Warszawa: Wydawnictwo Naukowe Scholar.
- Hoyle, R. H. (red.) (2010). *Handbook of personality and self-regulation*. Oxford: Wiley-Blackwell.
- Keller, J. (2008). On the development of regulatory focus: The role of parenting styles. *European Journal of Social Psychology*, 38, 354–364.
- Kim, Y.-J. (2006). The role of regulatory focus in message framing in antismoking advertisements for adolescents. *Journal of Advertising*, 35, 143–151.
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York, London: The Guilford Press.
- Kolańczyk, A., Bąk, W., Roczniwska, M. (2013). Skala samo-regulacji promocyjnej i prewencyjnej (SSPP). *Psychologia Społeczna*, 2, 203–218.
- Lanaj, K., Chang, C.-H., Johnson, R. E. (2012). Regulatory focus and work-related outcomes: A review and meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 138, 998–1034.
- Liberman, N., Molden, D. C., Idson, L. C., Higgins, E. T. (2001). Promotion and prevention focus on alternative hypotheses: Implications for attributional functions. *Journal of Personality and Social Psychology*, 80, 5–18.
- Little, T. D. (1997). Mean and covariance structures (MACS) analyses of cross-cultural data: Practical and theoretical issues. *Multivariate Behavioral Research*, 32, 53–76.
- Lockwood, P., Jordan, C. H., Kunda, Z. (2002). Motivation by positive or negative role models: Regulatory focus determines who will best inspire us. *Journal of Personality and Social Psychology*, 83, 854–864.
- Louro, M. J., Pieters, R., Zeelenberg, M. (2007). Dynamics of multiple-goal pursuit. *Journal of Personality and Social Psychology*, 93, 174–193.
- Łaguna, M., Bąk, W., Purc, E., Mielniczuk, E., Oleś, P. (2014). Krótki inwentarz osobowości TIPI-P w badaniach polskich. *Roczniki Psychologiczne*, 17, 403–419.
- Manian, N., Papadakis, A. A., Strauman, T. J., Essex, M. J. (2006). The development of children's ideal and ought self-guides: Parenting, temperament, and individual differences in guide strength. *Journal of Personality*, 74, 1619–1645.
- McCrae, R., Costa, P. (1999). A five-factor theory of personality. W: L. Pervin, O. John (red.), *Handbook of personality. Theory and research* (s. 139–153). New York: The Guilford Press.
- McCrae, R. R., Costa, P. T., Jr. (2005). *Osobowość dorosłego człowieka*, przeł. B. Majczyzna. Kraków: Wydawnictwo WAM.
- McCrae, R. R., Löckenhoff, C. E. (2010). Self-regulation and the five-factor model of personality traits. W: R. H. Hoyle (red.), *Handbook of personality and self-regulation* (s. 145–168). Chichester, UK: Wiley-Blackwell.

- Molden, D. C., Higgins, E. T. (2004). Categorization under uncertainty: Resolving vagueness and ambiguity with eager versus vigilant strategies. *Social Cognition*, 22, 248–277.
- Moretti, M. M., Higgins, E. T. (1990). The development of self-system vulnerabilities: Social and cognitive factors in developmental psychopathology. W: R. J. Sternberg, J. Jr. Kolligan (red.), *Competence considered* (s. 286–314). New Haven: Yale University Press.
- Roczniewska, M., Retowski, S., Osowiecka, M., Wrońska, M., Słomka, I. (2013). Work Regulatory Focus Scale – Polish adaptation. *Polish Journal of Applied Psychology*, 2, 115–136.
- Sassenberg, K., Hansen, N. (2007). The impact of regulatory focus on affective responses to social discrimination. *European Journal of Social Psychology*, 37, 421–444.
- Scholer, A. A., Higgins, E. T. (2010). Regulatory focus in a demanding world. W: R. H. Hoyle (red.), *Handbook of personality and self-regulation* (s. 291–314). Chichester, UK: Wiley-Blackwell.
- Semin, G. R., Higgins, E. T., de Montes, L. G., Estourget, Y., Valencia, J. F. (2005). Linguistic signatures of regulatory focus: How abstraction fits promotion more than prevention. *Journal of Personality and Social Psychology*, 89, 36–45.
- Shah, J., Higgins, E. T. (2001). Regulatory concerns and appraisal efficiency: The general impact of promotion and prevention. *Journal of Personality and Social Psychology*, 80, 693–705.
- Strauman, T. J., Vieth, A. Z., Merrill, K. A., Kolden, G. G., Woods, T. E., Klein, M. H., Papadakis, A. A., Schneider, K. L., Kwapil, L. (2006). Self-system therapy as an intervention for self-regulatory dysfunction in depression: A randomized comparison with cognitive therapy. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 74, 367–376.
- Zawadzki, B., Strelau, J., Szczepaniak, P., Śliwińska, M. (1998). *Inwentarz Osobowości NEO-FFI Costy i McCrae. Adaptacja polska. Podręcznik*. Warszawa: Pracownia Testów Psychologicznych PTP.

## Questionnaires for measuring dispositional regulatory focus. Polish adaptations of RFQ and RFS

Wacław Bąk, Mariola Łaguna, Ewelina Bondyra-Łuczka

*The John Paul II Catholic University of Lublin*

### ABSTRACT

The article presents the Polish adaptations of two questionnaires measuring dispositional regulatory focus: Regulatory Focus Questionnaire (RFQ) and Regulatory Focus Scale (RFS). First Higgins' theoretical conception of self-regulation modes is presented, next psychometric properties of the Polish versions of both measures are analyzed. Based on the confirmatory factor analyses a shorter version of RFS is proposed. In regard to RFQ the original factor structure is acceptable, though the shorter version has better psychometric properties. The paper presents reliability of both questionnaires (internal consistency and test-retest reliability) as well as analyses of their validity (Multitrait-Multimethod-Matrix and correlations with personality traits).

Keywords: *regulatory focus, RFQ, RFS, psychological assessment*

Złożono tekst: 29.04.2013

Złożono poprawiony tekst: 24.02.2014

Zaakceptowano do druku: 25.02.2014