

KWESTIONARIUSZ GOTOWOŚCI PRZECIWSZTAWIANIA SIĘ PODRĘCZNIK PRACOWNI NARZĘDZI BADAWCZYCH KOMITETU NAUK PEDAGOGICZNYCH PAN

Sławomir Pasikowski

KGP



UNIwersytet
MIKOŁAJA KOPERNIKA
W TORUNIU

PRACOWNIA NARZĘDZI BADAWCZYCH
KOMITET NAUK PEDAGOGICZNYCH PAN
WYDZIAŁ NAUK PEDAGOGICZNYCH UNIwersytet MIKOŁAJA KOPERNIKA

Przegląd Badań Edukacyjnych

**KWESTIONARIUSZ GOTOWOŚCI PRZECIWSZTAWIANIA SIĘ
PODRĘCZNIK PRACOWNI NARZĘDZI BADAWCZYCH
KOMITETU NAUK PEDAGOGICZNYCH PAN**

Recenzenci

prof. dr hab. Stanisław Juszczyk
prof. dr hab. Krzysztof Rubacha

Rada Naukowa Pracowni Narzędzi Badawczych

prof. dr hab. Krzysztof Rubacha
prof. dr hab. Joanna Madalińska-Michalak
dr hab. Ewa Jarosz, prof. UŚ
dr hab. Beata Nowak, prof. Pedagogium
dr Magdalena Cuprjak
dr Sławomir Pasikowski
mgr Emilia Aksamit

ISBN 978-83-231-3847-1

© Copyright by Wydawnictwo Naukowe Uniwersytetu Mikołaja Kopernika
Toruń 2016

WYDAWNICTWO NAUKOWE
UNIwersytetu MIKOŁAJA KOPERNIKA
Redakcja: ul. Gagarina 5, 87-100 Toruń
tel. 56 611 42 95, fax 56 611 47 05
e-mail: wydawnictwo@umk.pl
www.wydawnictwoumk.pl

Dystrybucja: ul. Mickiewicza 2/4, 87-100 Toruń
tel./fax: 56 611 42 38
e-mail: books@umk.pl

Druk i oprawa: Drukarnia Wydawnictwa Naukowego UMK

Spis treści

| | |
|---|----|
| Założenia teoretyczne | 5 |
| Przegląd istniejących narzędzi pomiaru | 8 |
| Model teoretyczny | 12 |
| Konstrukcja kwestionariusza | 13 |
| Założenia konstrukcyjne | 13 |
| Uczestnicy i schemat badania | 15 |
| Wersja pilotażowa KGP | 16 |
| Wersja ostateczna KGP | 19 |
| Trafność czynnikowa KGP | 19 |
| Interkorelacje KGP | 21 |
| Rzetelność KGP | 22 |
| Trafność zbieżna i różnicowa | 24 |
| Normalizacja skal KGP | 26 |
| Ocena rzetelności indywidualnego wyniku | 31 |
| Standardowy błąd pomiaru i standardowy błąd estymacji | 32 |
| Standardowy błąd różnicy | 34 |
| Moc dyskryminacyjna i trudność pozycji | 35 |
| Stosowanie i interpretacja KGP | 36 |
| Komentarz podsumowujący | 37 |
| Bibliografia | 39 |
| Aneks | 45 |
| Załącznik 1 | 45 |
| Załącznik 2 | 47 |

Założenia teoretyczne

Celem podjętych badań nad stworzeniem kwestionariusza przeciwstawiania się wpływowi społecznemu było konstruowanie narzędzia możliwego do wykorzystywania wśród osób dorosłych i bez konieczności odwoływania się do obszaru terapii lub dorastania, jednak opartego na właściwościach wspólnie akcentowanych w perspektywie różnych teorii, modeli i stanowisk dotyczących przeciwstawiania się społecznym oddziaływaniom*. Indywidualny opór może bowiem wystąpić w każdej interakcji społecznej i w dowolnym okresie życia człowieka (Apter, 1982; McDermott, 1988). Pomiar tego zjawiska w kontekście edukacji wyższej i w sposób możliwie wolny od zapośredniczeń z obszaru terapii i dorastania wydaje się atrakcyjny zarówno w aspekcie tworzenia modeli i koncepcji edukacji akademickiej, jak i praktycznych aplikacji o charakterze diagnozy i predykcji na tym poziomie edukacji. Większość narzędzi i badań skupiona jest jednak właśnie wokół okresu dzieciństwa i dorastania (McDermott, 1988; Oleszkowicz, 2001; Ostrowska, 2002; Bukobza, 2009) lub zagadnienia poradnictwa i terapii (Seibel, Dowd, 1999; Karno, Beutler, Harwood, 2002; Arnow i in., 2003; Seemann i in., 2004; Karno, Longabaugh, 2007). Jednak istniejące narzędzia nie zawsze posiadają satysfakcjonującą trafność i rzetelność (Hong, Ostini, 1989; Dowd, Milne, Wise, 1991; Donnell, Thomas, Buboltz, 2001; Buboltz, Thomas, Donnell, 2002; Arnow i in., 2003; Shen, Dillard, 2005; Jonason, Bryan, Herrera, 2010), co spotyka się zresztą z zachętą do poszukiwania nowych rozwiązań w zakresie pomiaru przeciwstawiania się, a nie tylko poprzestawaniu na doskonaleniu narzędzi już istniejących (Jonason, Bryan, Herrera,

* W podręczniku wykorzystano informacje i dane, które zaprezentowane zostały w tekście: Pasiowski S. (2015), *Walidacja Kwestionariusza Gotowości Przeciwwstawiania się Wpływowi Społecznemu. Perspektywa aplikacji w edukacji akademickiej*, „Przegląd Badań Edukacyjnych”, 21 (2). Występujące tam błędy uległy tu skorygowaniu.

2010). Przegląd instrumentów pomiaru przeznaczonych do pomiaru konstruktywów zbliżonych do pojęcia przeciwstawiania się zaprezentowałem osobno w innym miejscu (Pasikowski, 2014b). Pytanie, które legło u podstaw konstrukcji prezentowanego kwestionariusza, dotyczyło form lub też sposobów wyrażania przeciwstawiania się niechcianym wpływom społecznym. Rozszerzone przedstawienie teoretycznej podstawy konceptualizacji tego narzędzia znajduje się w innym miejscu (Pasikowski, 2014a; 2014b).

W związku z tym, że buntowniczość i negatywizm opisywane są jako każdy ukryty lub otwarty opór wobec społecznego wpływu wynikającego z władzy, autorytetu, konwencji lub innych sprzyjających temu warunków sytuacji (Aggleton, Whitty, 1985; McDermott, 1988), indywidualna ocena własnej reakcji na doświadczane oddziaływania społeczne wydaje się istotną kwestią, szczególnie w przypadku zagadnienia pasywnego przeciwstawiania się (McDermott, 1988). Idąc więc za tym, w puli stwierdzeń wyprowadzonych w drodze operacjonalizacji znalazły się także te dotyczące zachowań, które z zewnątrz nie muszą być oceniane jako wyraz oporu. To dopiero kontekst percepcji warunków i własnego stosunku wobec sytuacji określa negatywistyczny wydźwięk tych reakcji. Taka fenomenologiczna natura przeciwstawiania się uzasadnia i czyni preferowanymi techniki pomiaru oparte na samoobserwacji i samoopisie (McDermott, 1988).

Posiłkując się w tym kontekście stanowiskami innych autorów w zakresie problematyki negatywizmu, reaktancji, buntu, oporu i nieposłuszeństwa (Brehm, 1966; Porębska, 1968; Brehm, Brehm, 1981; Apter, 1982; Oleszkowicz, 2006), przyjąłem podczas konstrukcji kwestionariusza rozpatrywać opór jako funkcję interpretacji sytuacji społecznej oraz subiektywnego przeżycia wewnętrznego. Na tej podstawie zasadnie jest mówić o gotowości do przeciwstawiania się niechcianym wpływom i ograniczeniom społecznym (por. McDermott, 2001; Knowles, Riner, 2007). Gotowość tę należy rozumieć jako uświadamiane nastawienie umysłowe, w którym podmiot, w związku z odczuwaniem niechęci wobec zewnętrznych oddziaływań oraz spostrzeganiem siebie jako przeciwnego tym oddziaływaniom, jest w stanie w szczególności sposób podjąć natychmiastową aktywność ukierunkowaną na ograniczenie ich wpływu (por. Apter, 1982; Apter, 2001a; 2001b; McDermott, 2001; Oleszkowicz, 2006).

Ustalenia z prowadzonych dotychczas badań (McDermott, 1988; Dowd, Milne, Wise, 1991; Stenner, Marshall, 1995; Donnell, Thomas, Buboltz, 2001; Buboltz, Thomas, Donnell, 2002; Arnow i in., 2003; Shen, Dillard, 2005; Bukobza, 2009; Rudnicki, 2009; Jonason, Bryan, Herrera, 2010) uzasadniają przyjęcie na etapie konceptualizacji narzędzia założenia, że opór jest zjawiskiem

wielowymiarowym. W związku z tym wyróżniłem cztery jego typy. Punktem wyjścia do sformułowania stanowiska czteroczynnikowego modelu przeciwstawiania się była teza, iż sam sprzeciw scharakteryzować można ze względu na dwie ogólniejsze właściwości. Pierwsza to aktywność, czyli stopień, w jakim bezpośrednio forsuje się swoje stanowisko lub broni własnej pozycji (od form biernych po aktywne; por. Obuchowska, 1983; Aggleton, Whity, 1985; Fernandes, 1988; Porębska, 1966; Paleczny, 1997; Thomas, Donnel, Buboltz, 2001; Goffman, 2006; Oleszkowicz, 2006; Knowles, Riner, 2007; Zimbardo, 2008). Druga to akceptacja – stopień, w jakim jednostka uznaje źródło doznawanych nacisków i ograniczeń, w tym sensie, że nastawiona jest na budowanie społecznej relacji lub jej podtrzymywanie (por. Obuchowska, 1983; Sztompka, 2003). Właściwość ta nie jest uwzględniana w praktyce tworzenia narzędzi pomiaru przeciwstawiania się. Spotkać się raczej można z koncentracją na świadomości oraz celowości zachowań osoby i jej otoczenia (Oleszkowicz, 2001; Bukobza, 2009), formie ekspresji sprzeciwu (Dowd, Milne, Wise, 1991; Oleszkowicz, 2001), natężeniu potrzeby niezależności (Tucker, Byers, 1987; Dowd, Milne, Wise, 1991; Hong, Faed, 1996; Stanik, Roszkowska, Kucharewicz, 2006), strategii radzenia sobie z ograniczeniami (Ostrowska, 2002), statusie uczestników relacji, proaktywności i reaktywności zachowań (McDermott, 1988; Bukobza, 2009), stopniu uzewnętrznienia, a także skutkach tych zachowań, w tym zaleczeniach i korzyściach dla osoby i otoczenia (Stenner, Marshall, 1995; Oleszkowicz, 2001; Bukobza, 2009). Uwzględnienie więc „akceptacji”, rozumianej w myśl wcześniej podanej definicji, wydaje się nie tylko teoretycznie zasadne, ale także interesujące, choćby przez wzgląd na dotychczasowe jej niedocenianie w praktyce budowania narzędzi pomiaru oporu.

Dodatkowym uzasadnieniem założenia o dwóch głównych właściwościach charakteryzujących przeciwstawianie się jest model, w którym przyjęte zostało istnienie kontinuum zachowań w odpowiedzi na społeczne wpływy spostrzegane przez jednostkę jako naciski zagrażające jej wolności: od form uległych, poprzez asertywne do agresywnych (Deluty, 1979; Ames, 2007; Ames, Flynn, 2007). Argumentów, szczególnie na rzecz „akceptacji”, dostarczać też może teoria zachowań ingracjacyjnych (Jones, Wortman, 1973, za: DeLamater, Myers, 2011), a konkretnie opisywane w niej dwa typy zachowań. Pierwszy – prezentowanie zgodności (konformizmu) z opiniami i poglądami innych. Drugi – autoprzentacja nastawiona na zwiększanie atrakcyjności w oczach innych, np. poprzez prezentowanie lub opis własnych właściwości w taki sposób, by spełniały cudze oczekiwania lub zgadzały się z cudzymi preferencjami. Zgodnie z tą teorią zarządzanie wrażeniem przez prezentowanie pokory, zależności oraz

uległości wobec zewnętrznych wymagań i nacisków bywa wykorzystywane jako kamuflaż i służy celom innym, zwykle też przeciwnym, niż te które pozostają w interesie osoby lub osób będących adresatami takich działań. Działania tego rodzaju ukierunkowane są bowiem na uzyskanie dostępu do jakiegoś dobra, względów, korzyści lub uchronienia danego status quo i same traktowane są jako mieszczące się w ramach interpersonalnych technik wywierania wpływu (Bohra, Pandey, 1984; Gordon, 1996; Blickle, 2003; Ellis, West, Ryan, DeShon, 2002). Jednak interpretowane są też w kategoriach redukcji stopnia zależności od innych (Baumeister, 1982). Mimo to i tak zdecydowanie bardziej wiąże się z podtrzymywaniem niż zrywaniem relacji.

Przegląd istniejących narzędzi pomiaru

Wieloletnia tradycja badań nad przeciwstawianiem się oddziaływaniom społecznym doprowadziła do powstania wielu narzędzi pomiaru tego zjawiska. Niestety większość opracowana została w języku angielskim. Większość z nich wywodzi się z jednej z czterech głównych perspektyw teoretycznych, które wyraźnie ukonstytuowały się na przestrzeni lat. Pierwsze związane jest z teorią reaktancji psychologicznej Jacka Brehma (1966), drugie z teorią buntowniczości i buntu rozwijanej w nurcie psychologii rozwojowej i wychowawczej (Dybowski, 1935a; Dybowski, 1935b; Porębska, 1966; 1968; Oleszkowicz, 2001; 2006; Bukobza, 2009), trzecie z teorią psychologicznej zmiany ukierunkowania (McDermott, 1988), a czwarte z nurtem badań nad perswazją (Brinol i in., 2004). Szerzej o teoriach, klasyfikacji i diagnozowaniu oporu wypowiedziałem się w innym miejscu (Pasikowski, 2014b).

W ramach teorii reaktancji powstały cztery narzędzia. Są to: Therapeutic Reactance Scale (Dowd, Milne, Wise, 1991), Hong Psychological Reactance Scale (Hong, Faedda, 1996), Questionnaire for the Measurement of Psychological Reactance, znany też pod nazwą Merz's Psychological Reactance Scale (Merz, 1983, za: Donnell, Thomas, Buboltz, 2001) oraz Salzburger State Reactance Scale (Sittenthaler i in., 2015). W przypadku trzech pierwszych nie dostarczono jednoznacznych dowodów satysfakcjonującej trafności i rzetelności (Tucker, Byers, 1987; Hong, Ostini, 1989; Dowd, Milne, Wise, 1991; Donnell, Thomas, Buboltz, 2001; Buboltz, Thomas, Donnell, 2002; Arnow i in., 2003; Shen, Dillard, 2005; Jonason, Bryan, Herrera, 2010). Liczba wymiarów reaktancji mierzonej tym samym narzędziem nie była stabilna, a ładunki czynnikowe rzadko przekraczały wartość 0,60. Polskie badania nad adaptacją Therapeutic Reactance Scale też nie doprowadziły do ustalenia stabilnej struktury czynnikowej

i satysfakcjonującej spójności poszczególnych podskal, przestając w efekcie na ustaleniu parametrów dla narzędzia jednowymiarowego (Rudnicki, 2009).

W ostatnim czasie Sandra Sittenthaler wraz ze współpracownikami (2015) opublikowała wyniki badań walidacyjnych nad nowo powstałą Salzburską Skalą Stanu Reaktancji (Salzburger State Reactance Scale). Skala cechuje się trójczynnikiem strukturą ustaloną przy pomocy konfirmacyjnej analizy czynnikowej. Wiązki itemów utworzyły podskale nazwane kolejno: Doświadczanie reaktancji (Experience of Reactance), Negatywne postawy (Negative Attitudes), Agresywne intencje behawioralne (Aggressive Behavioral Intentions). Średnia wartość ładunków czynnikowych wyniosła 0,6, lecz dla skali Agresywne intencje behawioralne nie przekraczały 0,55. Spójność wewnętrzna podskal, mierzona współczynnikiem α Cronbacha, była satysfakcjonująco wysoka i wyższa niż wartość 0,8. Niestety podczas ustalania trafności czynnikowej okazało się, że spośród 19 pozycji jedynie 10 stanowi podstawę skali SSRS. Mimo to autorzy zdecydowali pozostawić w zestawie wszystkie z 19 pozycji. Częścią SSRS jest scenariusz (historyjka), z którą zapoznanie się stanowi bezwzględny warunek poprzedzający udzielanie odpowiedzi na pozycje skali. Jest to więc element, który mógł podnosić parametry struktury skali i jej stabilności podczas badań walidacyjnych.

W ramach teorii buntu Anna Oleszkowicz (2001; 2006) zaproponowała narzędzie o nazwie Kwestionariusz Buntu Młodzieńczego. Składa się ono z dwóch części. Pierwsza przeznaczona jest do pomiaru rodzaju buntu różnicowanego pod względem przedmiotu reakcji. Druga, pod względem charakteru zachowań buntowniczych. Pierwsza okazała się posiadać strukturę sześcioczynnikową, a druga czteroczynnikową. Jednakże wysokość ładunków czynnikowych w toku prowadzonej analizy okazała się zbyt niska, by móc traktować obie części jako trafne. Jedynie zakres łącznej wariancji zmienności wyników wyjaśnianej przez drugą część można było uznać za satysfakcjonujący rezultat, bo wyniósł on 54%.

Inny instrument zaprojektowany z myślą o pomiarze buntu u adolescentów to Skala Buntowniczności (Rebelliousness Scale) skonstruowana przez Gabriel Bukobzę (2009). Składa się ona z 28 pozycji grupujących się w pięć podskal, z których każda odpowiada odrębnemu typowi buntu, tj.: celowemu (telic), hedonistycznemu (hedonistic), wyobrazeniowemu (fantastic), anarchistycznemu (anarchist) oraz przekorze (defiance). Pierwszy ma charakter głównie reaktywny i polega na celowym lub nawet zaplanowanej odpowiedzi na źródło presji. Drugi na prowokowaniu sytuacji i okoliczności, którym będzie się można przeciwstawiać. Bunt wyobrazeniowy na myśleniu o buncie i wyobrazeniowym

przeciwstawianiu się. Bunt anarchistyczny wyrażać miałby się z kolei w sprzeciwie wobec ograniczeń systemowych, a przekora w postępowaniu przeciwnym do zewnętrznie wymaganego. W przypadku trzech ostatnich współczynniki zgodności wewnętrznej (α Cronbacha) wyniosły 0,70 i wyżej, ale dla skal buntu celowego oraz hedonistycznego miały one wartość odpowiednio 0,62 i 0,50.

Istnieją również próby pomiaru przeciwstawiania się przy użyciu metody Q sort. Paul Stenner i Harriette Marshall (1995) skupili się na buntowniczności, jednak podkreślają, że opracowana przez nich metoda służy do badania podzielanego społecznie konstruktów, a nie określania indywidualnego natężenia tej właściwości. Korzystając m.in. ze Skali Dominacji Negatywizmu Marka R. McDermotta, wyróżnili 60 stwierdzeń opisujących zachowania i reakcje związane z przeciwstawianiem się osób pomiędzy 16 a 20 rokiem życia oraz oddzielnie osób starszych. Zebrane wyniki poddali analizie czynnikowej metodą centroidalną stosowaną zgodnie z zasadami metodologii Q. W efekcie wyodrębnili osiem czynników.

Teoria psychologicznej zmiany ukierunkowania stała się podstawą skonstruowania przez McDermotta (1988) Skali Dominacji Negatywizmu (Negativism Dominance Scale). Do tego instrumentu odwoływali się Stenner i Marshall (1995) oraz Bukobza (2009) we własnych projektach narzędzi. Badając trafność czynnikową skali NDS McDermott przyjął dwuczynnikowe rozwiązanie, w którym część z 18 pozycji skali odnosi się do negatywizmu reaktywnego, a część negatywizmu proaktywnego. Parametry psychometryczne NDS niestety nie zostały dostatecznie przybliżone przez autora. Jasne jest jednak, że zakres wyjaśnianej przez NDS zmienności wyników był niewielki. W pierwszej fazie badań dla czynnika pierwszego wyniósł on 13,1%, a dla drugiego 4,4%. W drugiej fazie badań odpowiednio 18,6% i 7,4%.

Z kolei w nurcie teorii perswazji powstało narzędzie pomiaru przeciwstawiania się o nazwie Skala Podpierania – Kontrowania (Bolster-Counterargue Scale – BCS), której autorami są Pablo Brinol, Derek D. Rucker, Zakary L. Tormala i Richard E. Petty (2004). Narzędzie to wycelowane jest w pomiar przekonania o własnej oporności na perswazję. Autorzy oparli jego konstrukcję na modelu przewidującym istnienie dwóch strategii oporu: poszukiwaniu kontrargumentów i wad proponowanej opcji (counterarguing) oraz koncentracja na zaletach własnego punktu widzenia i poszukiwanie argumentów wspierających własne stanowisko (bolstering). W rezultacie przeprowadzonej analizy czynnikowej wyodrębnione zostały dwa ortogonalne czynniki potwierdzające założenia modelu. Ostatecznie więc skalę BCS tworzą dwie podskale, każda zawierająca po sześć pozycji testowych. Współczynnik α Cronbacha dla obu

osiągnął wartość powyżej 0,80 (Brinol, Rucker, Tormala, Petty, 2004; Shakar-chi, Haugtvedt, 2004).

Poza grupą metod wywodzących się ze wspomnianych perspektyw teoretycznych istnieją także takie, które wprawdzie nie są delegowane do pomiaru przeciwstawiania się oddziaływaniom społecznym, to jednak posiadają w swej strukturze skalę lub wymiary odnoszące się do negatywizmu, kontestacji lub buntu. Jednym z nich jest Skala Agresji Bussa-Durkee (SABD) zawierająca skalę negatywizmu do pomiaru opozycyjności jednostki względem autorytetów i władzy. Właściwość ta traktowana jest jednak jako jednowymiarowa cecha o charakterze nawyku lub reaktywnej reakcji na frustrujący bodziec. Opisywana jest przy pomocy kontinuum zachowań: od biernego sprzeciwu do aktywnej walki. Zgodnie z wynikami nowszych badań (Stanik, Roszkowska, Kucharewicz, 2006) skalę negatywizmu cechuje wysoka stabilność bezwzględna (korelacja pomiarów w odstępie sześciu miesięcy wyniosła 0,97), a przy tym okazała się ona zdecydowanie odrębna w stosunku do skal mierzących wrogość i agresję.

Kolejnym z tej grupy jest Kwestionariuszu Twórczego Zachowania KANH (Popek, 2004). Narzędzie to składa się z czterech skal: zachowania heurystyczne, zachowania algorytmiczne, konformizm, nonkonformizm. Nonkonformizm w tym narzędziu traktowany jest jako cecha jednowymiarowa i definiowana znacznie szerzej, niż można by to wyrazić pojęciem opór lub przeciwstawianie się. KANH przeznaczony jest bowiem do pomiaru kreatywności, więc w składzie skal nonkonformizm i konformizm niewiele jest twierdzeń dających się bezpośrednio skojarzyć z oporem. Kłopotliwe może być także odtworzenie niezbędnych współczynników pozwalających ocenić własności psychometryczne skali nonkonformizm. Część z nich liczona bowiem była dla tej skali i skali konformizmu łącznie.

Ostatnim narzędziem, jakie możnaby tu przywołać, jest Kwestionariusza A-R Krystyny Ostrowskiej (2002). Służy do pomiaru natężenia strategii działania w sytuacjach wymagających ochrony cenionych wartości i przeznaczony jest do badań z udziałem młodzieży do 20 roku życia. W skład A-R wchodzi trzy skale wyodrębnione w przebiegu analizy czynnikowej: strategia ataku, strategia rezygnacji oraz strategia bezwzględności. Skale te oparte zostały na teoretycznym modelu sposobów działania w sytuacji zagrożenia cenionych i zinternalizowanych wartości, są to: taktyka konformizmu oportunistycznego, taktyka rewolucja, taktyka buntu i taktyka kontestacji. Każda z nich nasycza teoretycznie wyodrębnione strategię. A-R cechuje się dostatecznie wysokimi ładunkami czynnikowymi dla pozycji skal oraz satysfakcjonującymi współczynnikami stabilności bezwzględnej. Wykazuje jednak niską zgodność wewnętrzną skali

bezwzględność (α Cronbacha = 0,49) oraz niższe nawet od 0,2 współczynniki mocy dyskryminacyjnej dla wybranych pozycji.

Warto dodać na koniec, że w efekcie studiów Władysławy Mielczarskiej zainspirowanej przedwojennymi pracami Mieczysława Dybowskiego (1935a; 1935b) powstał zaprojektowany przez nią i niezwykle interesujący „Kwestionariusz w sprawie oporu” (Mielczarska, 1948) przeznaczony do badań także z udziałem osób dorosłych. Kwestionariusz ten składa się z 20 par pytań o przeciwne cechy lub zachowania. Pary te stanowią krańce dziesięciopunktowych kontynuów, na których osoba badana lokuje swoją odpowiedź. Najprawdopodobniej narzędzie to nie zostało poddane walidacji.

Spśród przywołanych instrumentów zaprojektowanych z myślą o pomiarze przeciwstawiania się oddziaływaniom społecznym jedynie Therapeutic Reactance Scale (TRS) w adaptacji Seweryna Rudnickiego oraz Kwestionariusz Buntu Młodzieńczego Oleszkowicz opracowane zostały w języku polskim. Pozostałe polskojęzyczne instrumenty jak KANH, A-R oraz SABD albo nie są bezpośrednio delegowane do pomiaru przeciwstawiania się, albo też konceptualizowane są w sposób traktujący zjawisko jako jednowymiarowe. Biorąc to pod uwagę oraz własności psychometryczne tych narzędzi, za najwiarygodniejsze spośród nich, w przypadku badań z udziałem osób polskojęzycznych, należałoby uznać polską wersję TRS.

Model teoretyczny

Ortogonalne złożenie dwóch wymiarów: „aktywność” oraz „akceptacja”, daje możliwość wyodrębnienia czterech form przeciwstawiania się. Są to: ekspresja negatywnych emocji i agresji, bierność, pozorne przystosowanie się oraz asertywne wyrażanie własnego stanowiska. Pierwsza, ekspresja negatywnych emocji i agresji, wiązałaby się z bezpośrednią aktywną obroną własnej pozycji oraz z niskim poziomem akceptacji i dbałości o relację. Polegać natomiast miałaby na ukierunkowanej ekspresji złości i niechęci oraz podejmowaniu działań przeciwnych lub szkodzących interesom strony wywierającej nacisk. Tę formę nazwałem odwetem (**Od**). Druga, polegająca na bierności wynikającej z niechęci wobec doświadczanych nacisków i wymagań, związana byłaby z niskim poziomem bezpośredniej aktywnej obrony i forsowania własnej pozycji oraz niskim poziomem nastawienia na relację. Formę tę przyjąłem nazywać biernym sprzeciwem lub inercyjnością (**In**). Wyrażałaby się przez stosowanie ograniczania kontaktu, wycofanie, unikanie, odmowę i odrzucenie działania w możliwym połączeniu z lekceważącym stosunkiem wobec naciskającego lub

sytuacji nacisku (por. Porębska, 1968; Apter, 1982; Knowles, Riner, 2007). Pozytywne dostosowanie nazwane w modelu oportunistycznym (**O**) jest trzecią spośród form przeciwstawiania się. Charakteryzować miałyby je nastawienie na relację oraz niski stopień bezpośredniej aktywnej obrony (por. Obuchowska, 1983; Sztompka, 2003). Oportunizm wyrażałby się przez instrumentalne budowanie wrażenia uległości umożliwiającego ukryte realizowanie własnych celów lub minimalizowanie ewentualnych strat związanych z otwartym sprzeciwem. Czwarta forma oporu to asertywna konfrontacja (**Ak**). Postać ta wiązałaby się z bezpośrednią aktywną obroną, forsowaniem swego stanowiska i jednocześnie nastawieniem na budowanie relacji, a polegałaby na otwartym komunikowaniu własnej niezgody i poszukiwaniu argumentów pozwalających zmienić sytuację, z jednoczesnym respektowaniem praw drugiej strony.

Konstrukcja kwestionariusza

Założenia konstrukcyjne

Na podstawie przyjętego modelu przeciwstawiania się powstała wstępna pula pozycji kwestionariusza gotowości przeciwstawiania się (KGP). Ogólna liczba wygenerowanych pozycji wyniosła 80, po 20 na każdy teoretycznie wyodrębniony typ oporu. Nad poprawnością językową pozycji czuwał filolog, który poddawał modyfikacji stwierdzenia, kierując się, oprócz samej poprawności, także zapewnianiem możliwej prostoty sformułowań. Treść stwierdzeń dotyczyła wyłącznie zachowań. Zrezygnowałem z typowego w kwestionariuszach odwoływania się do hipotetycznych sytuacji. Uwagę osoby wypełniającej kwestionariusz starałem się natomiast skupiać na występowaniu określonych zachowań, rozpoznawanych w oparciu o doświadczenia społeczne odtwarzane w jej pamięci. Konkretnie sytuacje opisywane w poszczególnych stwierdzeniach kwestionariusza mogą nie przydarzać się badanym osobom i w związku z tym skłaniać je do wirtualnego umiejscawiania się w danych okolicznościach. Dlatego też, kierując się sugestią Paula Stennera i Harriette Marshall (1995) dotyczącą waloru redukcji dyrektywności w badaniach przeciwstawiania się, w instrukcji zasugerowałem określoną grupę doświadczeń i sytuacji w założeniu wspólnych różnym ludziom. Zatem zadaniem osoby wypełniającej kwestionariusz jest poszukiwanie w pamięci egzemplarzy konkretnych zachowań własnych i określenie częstości ich pojawiania się w odpowiedzi na sytuacje wskazane właśnie w instrukcji. Niewątpliwie jednak posługiwanie się w poszczególnych stwierdzeniach „podpowiadaniem” rodzaju sytuacji ukierunko-

wuje badanych. W literaturze znaleźć można bowiem dowody na znaczenie rodzaju zagrożenia poczucia wolności dla efektu przeciwstawiania się. Dowody te nie są jednak do końca jednoznaczne. Ostatecznie część badaczy zgadza się co do tego, że każde zagrożenie wolności lub swobody wywołuje motywację do jej przywracania (Seemann, Carroll, Woodard, Mueller, 2008). Odmienne formy tych zagrożeń mogą natomiast powodować różnice w nasileniu oporu, choć ważna jest oczywiście także indywidualna wrażliwość na owe zagrożenia. Mimo wspomnianej niejednoznaczności dowodów przyjąłem rozwiązanie polegające na wskazaniu zróżnicowania zagrożeń wolności i swobody w treści instrukcji, a o tej decyzji przesądziło przywołane ustalenie, że w zasadzie każde zagrożenie wolności wywołuje motywację do jej przywracania. Skoro bowiem tak jest, rezygnacja z opisów sytuacji w poszczególnych pozycjach kwestionariusza nie powinna mieć większego wpływu na trafność i rzetelność narzędzia.

Zatem w treści instrukcji zawarte zostało polecenie: „Określ, jak zachowujesz się, gdy czujesz, że ktoś Cię ogranicza lub próbuje wywierać na Ciebie wpływ, np. poprzez zawężanie możliwości Twojego wyboru, skłanianie do przyjęcia jakiegoś punktu widzenia, rady, nakazy, zakazy, polecenia lub formułowanie wymagań i oczekiwań, z którymi nie zgadzasz się w części lub w całości”. W instrukcji znalazła się także prośba, by osoba wypełniająca kwestionariusz, określając te zachowania, odnosiła się do różnych codziennych sytuacji, jakich doświadcza w pracy, w szkole, w domu, wśród znajomych, przyjaciół lub po prostu znajdując się wśród innych ludzi. Instrukcja kończyła się poleceniem, aby ustosunkować się do każdego stwierdzenia, zakreślając jeden wybrany punkt na siedmiopunktowej skali częstości od „nigdy” (1) do „prawie zawsze” (7). Punkty na skali oddzielone zostały myślnikami, a wstawienie skali pomiędzy wyrazy „nigdy” i „prawie zawsze” miało na celu wywołanie wrażenia, iż stanowi ona kontinuum.

Rozwiązanie siedmiopunktowe, podobnie jak pięcio- i dziewięciopunktowe, znajduje się w grupie optymalnych w przypadku szacunkowych skal pomiaru (Brzezińska, Brzeziński, 2006). Daje szerszą możliwość wyboru i jednocześnie nie powoduje przytłoczenia zbyt dużą liczbą wyborów. Poza tym w sytuacji, gdy dostęp do informacji związanych z cechą jest wystarczająco łatwy i dodatkowo towarzyszy temu doświadczenie w zakresie związanym z tą cechą, skale siedmiopunktowe wydają się lepiej różnicować badanych pod względem udzielanych odpowiedzi. Dają też lepsze efekty z punktu widzenia zgodności osób o podobnym natężeniu cechy. Poza tym, w porównaniu do krótszych skal szacunkowych, są mniej obciążone ryzykiem opuszczeń odpowiedzi podczas uzupełniania kwestionariusza (por. Zawadzki, 2006, s. 237).

Uczestnicy i schemat badania

Badanie przebiegało w sześciu etapach. W pierwszym przygotowany w opisany sposób KGP rozdano 248 osobom (165 kobietom i 83 mężczyznom) w wieku około 27 lat ($m = 26,75$; $sd = 13,05$; mediana = 24), a następnie na podstawie zabranych wyników wykonana została wstępna ocena struktury czynnikowej testu. W drugim etapie badania określono najlepsze rozwiązania w zakresie struktury kwestionariusza. Trzeci etap został poświęcony powtórnej analizie struktury wewnętrznej testu i ostatecznej ocenie własności psychometrycznych poszczególnych pozycji. Ustaloną w poprzednim etapie wersję KGP rozdano więc kolejnym 204 osobom (125 kobiet i 79 mężczyzn). Wiek tej grupy badanych to przeciętnie 23 lata ($m = 22,79$; $sd = 5,25$; mediana = 21). Zarówno pierwszą, jak i drugą grupę badanych osób stanowili studenci studiów stacjonarnych i niestacjonarnych takich kierunków i specjalności prowadzonych w Akademii Pomorskiej w Słupsku (AP)¹ jak: pedagogika, ratownictwo medyczne, polityka obronna, bezpieczeństwo i porządek publiczny, filologia polska, filologia angielska, historia. Dobór do prób przebiegał jednostopniowo według schematu zespołowego, w którym jednostkami losowania były grupy zajęciowe studentów.

Czwarty etap obejmował ocenę trafności zbieżnej i rozbieżnej KGP. W tym celu zrekrutowanych zostało 165 osób (78 kobiet, 87 mężczyzn; wiek: $m = 23,01$; $sd = 3,36$; mediana = 22), studentów studiów stacjonarnych i niestacjonarnych AP z kierunków: pedagogika, ratownictwo medyczne, polityka obronna, bezpieczeństwo i porządek publiczny. KGP łączono w zestaw z następującymi instrumentami: Kwestionariusz Kompetencji Społecznych (KKS) autorstwa Anny Matczak (37 osób)², Skala Reakcji Terapeutycznej (TRS) autorstwa Thomasa E. Dowda, Christophera R. Milne'a i Stevena L. Wise'a w polskiej adaptacji Seweryna Rudnickiego wraz ze skalą ugodowości z Inwentarza Osobowości NEO-FFI w adaptacji Bogdana Zawadzkiego, Jana Strelaua, Piotra Szczepaniaka i Magdaleny Śliwińskiej (53 osoby), Skala I-E Rottera autorstwa Juliana Rottera (37 osób), Skala Depresji Becka (BDI) autorstwa Aaro-

¹ Akademia Pomorska w Słupsku jest, obok Politechniki Koszalińskiej, jednym z dwóch największych ośrodków akademickich na środkowym Pomorzu. Kształci każdego roku kilka tysięcy studentów rekrutujących się głównie z regionu Pomorza i Pojezierza Pomorskiego. Posiada 3 wydziały: Wydział Nauk Społecznych, Wydział Matematyczno-Fizyczny oraz Wydział Filologiczno-Historyczny.

² W nawiasach znajduje się liczba osób, które otrzymały poprzedzające nawias narzędzia wraz z KGP.

na Becka wraz z Inwentarzem Stanu i Cechy Lęku (STAI) w adaptacji Charlesa D. Spielberga, Jana Strelaua, M. Tysarczyka i Kazimierza Wrześniewskiego (38 osób).

Piąty etap badania poświęcony został określeniu stałości bezwzględnej testu (metoda test-retest). Odrębna grupa 98 osób (79 kobiet, 19 mężczyzn; wiek: $m = 28,71$; $sd = 5,64$; mediana = 27), studentów studiów stacjonarnych niestacjonarnych AP z kierunku praca socjalna oraz pedagogika wypełniła kwestionariusz dwukrotnie w odstępie trzech tygodni. Uczestnictwo w każdym z badań miało dobrowolny charakter, nie podlegało presji czasu i było anonimowe.

W ostatnim, szóstym etapie badania prowadzona była normalizacja KGP. W tym celu dobrano próbę 599 osób. Dobór do próby przebiegał jednostopniowo według schematu zespołowego. Jednostkami losowania były poszczególne grupy zajęciowe studentów Akademii Pomorskiej w Słupsku studiów stacjonarnych i niestacjonarnych w semestrze zimowym roku akademickiego 2016/2017. Do ostatecznej analizy zakwalifikowane zostały 432 osoby (258 kobiet i 174 mężczyzn). Bliższe informacje na temat organizacji i charakterystyki próby normalizacyjnej znajdują się w rozdziale poświęconym normalizacji. Podobnie jak w poprzednich etapach, udział w badaniu był dobrowolny i nie podlegał presji czasu.

Wersja pilotażowa KGP

W pierwszej kolejności w analizie zebranego materiału wykorzystana została confirmacyjna analiza czynnikowa. W efekcie okazało się, że modelu nie udało się potwierdzić w sposób satysfakcjonujący (wartość p niższa niż wartość $\alpha = 0,05$), choć kierunek przyjętych założeń teoretycznych okazał się niezupełnie błędny, o czym świadczy dopuszczalna wartość współczynnika dopasowania RMSEA (tabela 1).

Tabela 1. Zestawienie wskaźników dobroci dopasowania dla czteroczynnikowego modelu gotowości do przeciwstawiania się. Wersja początkowa kwestionariusza

| χ^2 | df | p | RMSEA | GFI | AGFI | Gamma | Skoryg. Gamma | AIC |
|----------|------|--------|-------|-------|-------|-------|---------------|-------|
| 6473,28 | 3080 | 0,0000 | 0,084 | 0,516 | 0,491 | 0,646 | 0,628 | 34,48 |

Jednakże w związku z niesatysfakcjonującymi wynikami zebrany materiał poddany został powtórnej analizie, tym razem bez zakładania na wstępie mode-

lu struktury wyników. Posłużyłem się w tym celu eksploracyjną analizą czynnikową.

W przypadku początkowej puli pozycji testowych zastosowanie analizy czynnikowej okazało się zasadne, na co wskazał satysfakcjonujący współczynnik korelacji Kaisera-Mayera-Olkina (KMO) oraz istotny statystycznie wynik testu Bartletta (patrz tabela 3) świadczący o tym, że korelacje w macierzy wyników były wyraźnie wyższe niż zero. W prowadzonej analizie ze standardową metodą rotacji ortogonalnej Varimax (znormalizowana) przyjąłem cztery czynniki, mimo wyników, jakich dostarczyła confirmacyjna analiza czynnikowa. Na taką liczbę wskazał bowiem test osypiska Cattella. Wprawdzie analiza wykazała 20 czynników o wartości własnej przekraczającej 1 (zgodnie z kryterium Kaisera), to jednak załamanie krzywej na wykresie wartości własnych następowało przy czwartym z kolei czynniku (wartości własne pierwszych czterech czynników: I = 10,92; II = 7,94; III = 4,88; IV = 3,98). Taka więc liczba ostatecznie najlepiej opisywała strukturę zebranych wyników. Redukcji pozycji testowych dokonywałem w oparciu o moc dyskryminacyjną tych pozycji oraz wartość ładunków czynnikowych. W ostatecznym rozrachunku pozycje o współczynniku mocy dyskryminacyjnej poniżej 0,35, ładunku poniżej 0,45 oraz korelujące z więcej niż jednym czynnikiem ulegały dyskwalifikacji. W sumie dotyczyło to 60 stwierdzeń.

Odpowiednio wysokie współczynniki wskaźnika KMO oraz wynik testu Bartletta (tabela 3) dla zbioru pozycji testowych zredukowanych do 20 (tabela 2) stały się podstawą wykonania ponownej analizy czynnikowej z rotacją Varimax.

Tabela 2. Treść pozycji Kwestionariusza gotowości przeciwstawiania się

| Item* | Treść pozycji |
|-------|--|
| 1 | Mówię otwarcie, co mi nie odpowiada. |
| 5 | Podaję powody, dla których nie godzę się na tę sytuację. |
| 13 | Wypowiadam swój sprzeciw prosto w oczy oraz słucham argumentów tego kogoś. |
| 16 | Oczekuję korzyści z akceptacji jego oczekiwań i działań. |
| 22 | Wypowiadam głośno swoje racje. |
| 32 | Skupiam się na innych rzeczach, niezwiązanych z tą sytuacją. |
| 34 | Mszczę się. |

Cd. tab. 2.

| | |
|----|---|
| 37 | Godzę się z tym, bo myślę o korzyściach z tego wynikających. |
| 38 | Szukam czegoś, co mogę w dowolnym momencie wykorzystać przeciw temu komuś. |
| 40 | Rozmawiam z tym kimś w tej sprawie twarzą w twarz. |
| 41 | Działam na przekór temu komuś. |
| 42 | Staram się dobrze wypaść w oczach tego kogoś, mimo że nie akceptuję jego wymagań. |
| 47 | Kalkuluje, jakie korzyści mogę mieć z akceptacji tej sytuacji. |
| 52 | Próbuję odwrócić od tej sytuacji moją uwagę i skoncentrować się na czymś innym. |
| 55 | Robię temu komuś na złość. |
| 63 | Staram się nie myśleć o tej sytuacji. |
| 66 | Staram się mu odpłacić, odegrać się na tym kimś. |
| 69 | Od tej pory jestem wobec tego kogoś zadziorna/y, prowokacyjna/y. |
| 74 | Staram się dowieść, że tak nie powinno być. |
| 79 | Staram się robić wrażenie, że godzę się z tą sytuacją. |

* nr pozycji w początkowym zestawie 80 stwierdzeń

Okazało się, że stwierdzenia kwestionariusza, podobnie jak poprzednio, odnoszą się do czterech czynników. Mimo że wartości własne czynników uległy wyraźnemu obniżeniu ($I = 4,24$; $II = 3,44$; $III = 1,93$; $IV = 1,88$), to nadal przekraczały próg przyjętego kryterium Kaisera. Poza tym test osypiska Cattella wciąż wskazywał, że taka ich liczba jest optymalna. Po sześć pozycji przypadało na czynnik pierwszy (**Odwet (Od)**) i drugi (**Asertywna konfrontacja (Ak)**), pięć na trzeci (**Oportunizm (O)**) oraz trzy odpowiadały czynnikowi czwartemu (**Inercyjność (In)**). Podkreślić należy, że żadna z tych pozycji nie weszła w skład odpowiadający innemu czynnikowi niż ten, do badania którego została pierwotnie zaprojektowana. Ogólnie test wyjaśniał ponad 57% wariancji wyników. Na czynnik pierwszy przypadało 21%, na drugi 17%, na czynnik trzeci blisko 10%, a na czwarty podobnie, bo ponad 9% wyjaśnianej wariancji. Korelacyjny współczynnik mocy dyskryminacyjnej pozycji testowych tylko w jednym przypadku spadł do poziomu 0,38. Wartości tego współczynnika dla pozostałych pozycji mieściły się w granicach 0,41–0,77. Zgodność wewnętrzna (mierzona współczynnikiem α Cronbacha) dla całego kwestionariusza wynio-

sła 0,75, a wartość współczynnika rzetelności połówkowej Spearmana-Browna równa była 0,64. Zgodność wewnętrzna skali Od (pierwszy czynnik) wynosiła 0,87, a skali Ak (drugi czynnik) 0,84. Z kolei zgodność wewnętrzna dla skali O (trzeci czynnik) wyniosła nieco ponad 0,70, a dla skali In (czwarty czynnik) 0,698. Interkorelacje pomiędzy ogólnymi wynikami skal wyodrębnionych w drodze analizy czynnikowej były bliskie zeru i statystycznie nieistotne, poza współczynnikiem związku pomiędzy skalą O i Od ($r = 0,29$, $p < 0,001$).

Wersja ostateczna KGP

W tym rozdziale prezentowane są rezultaty rewizji testu uzyskane w przebiegu trzeciego etapu badań. Procedura walidacji, jakiej poddany został KGP, potwierdziła właściwości testu uzyskane wcześniej w analizie prowadzonej na liczbie pozycji zredukowanej z 80 do 20.

Trafność czynnikowa KGP

By ponownie zbadać strukturę wewnętrzną nowej postaci kwestionariusza składającej się z 20 pozycji, a ustalonej w drugim etapie badania, zaprojektowany został pomiar z udziałem 204 osób (125 kobiet i 79 mężczyzn). Analiza uzyskanych wyników pod względem występowania korelacji pomiędzy pozycjami testu, jako podstawa stosowania analizy czynnikowej, wypadła pomyślnie zarówno w przypadku wskaźnika KMO, jak i testu Bartletta (tabela 3).

Tabela 3. Charakterystyka macierzy korelacji pozycji testowych

| etap badania | KMO | test Bartletta | df | p |
|----------------|------|----------------|------|-------|
| 1 (80 pozycji) | 0,79 | 8962,69 | 3160 | 0,000 |
| 2 (20 pozycji) | 0,81 | 1705,12 | 190 | 0,000 |
| 3 (20 pozycji) | 0,78 | 1383,00 | 190 | 0,000 |

Po przeprowadzeniu eksploracyjnej analizy czynnikowej z wykorzystaniem ortogonalnej rotacji Varimax (znormalizowana) okazało się, że wartość ładunków czynnikowych utrzymała się na zbliżonym poziomie przy zachowaniu struktury czteroczynnikowej. Wcześniejszą decyzję co do liczby czynników podjąłem, podobnie jak poprzednio, na podstawie kryterium osypiska Cattella oraz kryterium Kaisera (wartości własne wyodrębnionych czynników: $I = 3,88$;

II = 3,49; III = 2,45; IV = 1,64). Łącznie test wyjaśniał ponad 57% wariancji uzyskanych wyników, a więc podobnie jak miało to miejsce w przypadku poprzedniej wersji. Czynniki pierwszy wyjaśniał 19,39% wariancji wyników, czynnik drugi 17,46 %, trzeci 12,25%, a czwarty 8,18%. Ostatecznie więc spodziewane skurczenie się trafności KGP w trzecim etapie badania wystąpiło, jednak w znacznie ograniczonym stopniu.

Porównanie wyników analizy czynnikowej prowadzonej w drugim i trzecim etapie badania znajduje się w tabeli 4. W interpretacji jakościowej wartość ładunków czynnikowych powyżej 0,44 pozwala mówić o ich dostatecznej wysokości, powyżej 0,54 o dobrej, a powyżej 0,62 o bardzo dobrej (por. Helmes, 1989).

Tabela 4. Wartości ładunków czynnikowych uzyskanych w eksploracyjnej analizie czynnikowej dla 20 pozycji kwestionariusza. Zestawienie wyników drugiego i trzeciego etapu badania

| Item | Etap 2 | | | | Etap 3 | | | |
|---------|--------------|--------------|--------------|------------|--------------|--------------|--------------|------------|
| | Czynnik I | Czynnik II | Czynnik III | Czynnik IV | Czynnik I | Czynnik II | Czynnik III | Czynnik IV |
| 2 (41)* | 0,784 | 0,025 | 0,049 | 0,085 | 0,705 | 0,019 | -0,069 | -0,114 |
| 5 (38) | 0,724 | 0,008 | 0,176 | -0,051 | 0,492 | 0,076 | 0,348 | -0,142 |
| 10 (55) | 0,837 | -0,022 | 0,157 | -0,033 | 0,863 | -0,045 | -0,002 | -0,092 |
| 12 (69) | 0,75 | -0,008 | -0,031 | 0,111 | 0,695 | 0,006 | 0,051 | 0,202 |
| 16 (66) | 0,804 | -0,017 | 0,127 | 0,027 | 0,812 | 0,094 | 0,119 | 0,035 |
| 19 (34) | 0,745 | 0,007 | 0,12 | 0,043 | 0,799 | -0,032 | 0,091 | 0,114 |
| 1 (5) | -0,022 | 0,745 | -0,067 | -0,033 | -0,065 | 0,598 | 0,128 | 0,167 |
| 6 (22) | -0,016 | 0,747 | -0,112 | 0,092 | 0,159 | 0,703 | -0,225 | -0,017 |
| 8 (40) | -0,035 | 0,752 | 0,095 | 0,067 | -0,055 | 0,675 | 0,049 | -0,117 |
| 9 (74) | 0,103 | 0,642 | 0,051 | 0,026 | 0,099 | 0,646 | 0,158 | -0,250 |
| 15 (1) | 0,036 | 0,771 | -0,103 | 0,045 | 0,057 | 0,817 | -0,176 | 0,009 |
| 18 (13) | -0,087 | 0,787 | -0,032 | -0,12 | -0,047 | 0,796 | -0,126 | -0,092 |
| 4 (47) | 0,266 | 0,104 | 0,636 | 0,057 | 0,065 | 0,017 | 0,666 | 0,005 |
| 7 (79) | 0,188 | -0,149 | 0,561 | 0,14 | 0,000 | -0,199 | 0,613 | 0,358 |
| 13 (37) | 0,103 | -0,098 | 0,746 | 0,01 | 0,042 | -0,099 | 0,785 | 0,134 |

Cd. tab. 4.

| Item | Etap 2 | | | | Etap 3 | | | |
|---------|-----------|------------|--------------|--------------|-----------|------------|--------------|--------------|
| | Czynnik I | Czynnik II | Czynnik III | Czynnik IV | Czynnik I | Czynnik II | Czynnik III | Czynnik IV |
| 17 (16) | 0,138 | 0,155 | 0,727 | -0,123 | 0,240 | 0,074 | 0,776 | -0,008 |
| 20 (42) | -0,099 | -0,119 | 0,638 | 0,027 | -0,039 | -0,023 | 0,654 | 0,221 |
| 3 (63) | -0,044 | 0,143 | 0,028 | 0,745 | -0,018 | -0,060 | 0,192 | 0,587 |
| 11 (52) | 0,117 | 0,053 | 0,051 | 0,835 | -0,003 | -0,097 | 0,050 | 0,827 |
| 14 (32) | 0,069 | -0,119 | 0,011 | 0,764 | 0,073 | 0,003 | 0,142 | 0,840 |

* w nawiasach znajdują się numery pozycji w początkowym zestawie 80 stwierdzeń

Interkorelacje KGP

W trzecim etapie badania korelacje ogólnych wyników skal zbliżone były do zera i statystycznie nieistotne, z wyjątkiem współczynnika związku pomiędzy skalą O i In ($r = 0,29$, $p < 0,001$). Ten rezultat jest podobny do przywołanego wyniku uzyskanego w drugim etapie badań. Z tą jednak różnicą, że poprzednio istotna współzależność wystąpiła pomiędzy skalami O i Od. Zestawienie uzyskanych rezultatów znajduje się w tabeli 5.

Tabela 5. Korelacje skal KGP

| | Etap 2 | | | | Etap 3 | | | |
|----|-----------|-------|------|----|--------|-------|-----------|----|
| | Od | Ak | O | In | Od | Ak | O | In |
| Od | – | | | | – | | | |
| Ak | -0,02 | – | | | 0,05 | – | | |
| O | 0,29 **** | -0,05 | – | | 0,12 | -0,09 | – | |
| In | 0,10 | 0,04 | 0,06 | – | -0,06 | -0,13 | 0,29 **** | – |

**** $p < 0,001$

Oznaczenia: Od – Odwet, Ak – Asertywna konfrontacja, O – Oportunizm, In – Inercyjność

Za korelację skali O oraz In odpowiedzialne wydają się wyniki pozycji nr 7 oraz nr 20. Obie wchodzi w skład skali O i obie w porównaniu do pozostałych pozycji tej skali cechują się podwyższoną wartością ładunku czynnikowego dla

skali In (tabela 4). Podobne wsparcie interpretacyjne korelacji skali Od i O wykazanej w II etapie badań dostarczają ładunki czynnikowe pozycji nr 5, 10 i 16 reprezentujących skalę Od.

Rzetelność KGP

Korelacyjne współczynniki mocy dyskryminacyjnej pozycji testowych nie uległy zasadniczym zmianom w porównaniu do wyników analiz prowadzonych w drugim etapie badania. Wahały się one, zależnie od zbioru pozycji odpowiadającego poszczególnym czynnikom, w przedziale między 0,41–0,74. Zgodność wewnętrzna, mierzona współczynnikiem α Cronbacha, dla całego kwestionariusza równa była 0,73, a wartość współczynnika rzetelności połówkowej Spearmana-Browna wyniosła 0,77. Zgodność wewnętrzna dla skali Od odpowiadającej pierwszemu czynnikowi wynosiła 0,83, a dla skali Ak (drugi czynnik) 0,80. Współczynnik ten dla skali O (trzeci czynnik) wyniósł nieco ponad 0,76. Z kolei zgodność skali In (czwarty czynnik) równa była 0,71.

Warto jednak zwrócić uwagę, że w porównaniu charakterystyk rozkładów empirycznych wyników uzyskanych w skalach KGP (tabela 6) rozkład wyni-

Tabela 6. Charakterystyka rozkładów empirycznych skal KGP

| | Skala | m | sd | As | K |
|-----------|-------|-------|------|-------|-------|
| łącznie | Od | 17,83 | 8,03 | 0,74 | 0,06 |
| | Ak | 32,65 | 6,57 | -0,87 | 0,56 |
| | O | 18,25 | 6,58 | -0,01 | -0,52 |
| | In | 10,18 | 4,45 | 0,21 | -0,63 |
| Kobiety | Od | 18,80 | 8,49 | 0,75 | 0,30 |
| | Ak | 32,67 | 6,13 | -0,36 | -0,77 |
| | O | 20,27 | 6,90 | -0,11 | -0,56 |
| | In | 10,49 | 4,35 | 0,12 | -0,63 |
| Mężczyźni | Od | 17,22 | 7,70 | 0,71 | -0,23 |
| | Ak | 32,63 | 6,86 | -1,11 | 1,07 |
| | O | 16,98 | 6,06 | -0,13 | -0,66 |
| | In | 9,98 | 4,52 | 0,28 | -0,59 |

Oznaczenia: m – średnia arytmetyczna, sd – odchylenie standardowe, As – skośność, K – kurtoza

ków w skali Ak w grupie mężczyzn jest zdecydowanie wysmukły i zdecydowanie bardziej lewoskośny w porównaniu do rozkładu wyników tej skali w grupie kobiet. To jednak, co wydaje się ogólniejszą regułą, to prawoskośność rozkładu wyników w skali Od i lewoskośność w skali Ak. Oznacza, to że w przypadku pierwszej z tych skal można spodziewać się większej liczby wyników niższych od średniej arytmetycznej dla skali, a w przypadku tej drugiej większej liczby wyników wyższych niż średnia arytmetyczna skali.

Osobnego komentarza wymagają wyniki analizy mocy dyskryminacyjnej oraz aprobaty pozycji testowych. Jak można odczytać z tabeli 7, wartość współczynników mocy dyskryminacyjnej nie spada dla żadnej pozycji poniżej 0,41. Taka bowiem wartość gwarantuje, że pozycja nie obniżała współczynnika zgodności wewnętrznej testu (α Cronbacha). Z kolei współczynniki aprobaty (zwane też współczynnikami trudności lub średnią pozycji) okazały się podobne i wyraźnie wyższe dla skali Ak niż dla pozostałych. Ten rezultat sugeruje możliwość otrzymywania w pomiarze zdecydowanie wyższych wyników surowych dla tej właśnie skali. W profilu kreślonym na podstawie surowych rezultatów poszczególnych skal należy zatem spodziewać się wyraźnego wychylenia dla wyników Ak. Osobną sprawą jest rola pozycji nr 5 oraz nr 3 w obniżaniu zgodności wewnętrznej skali O i In. Jednak wartość ładunków czynnikowych oraz troska o trafność treściową skal zaważyły na decyzji pozostawienia tych pozycji.

Tabela 7. Charakterystyka psychometryczna pozycji KGP

| Skala | item | Współczynnik aprobaty | Moc dyskryminacyjna | α Cronbacha po usunięciu | α Cronbacha |
|-------|---------|-----------------------|---------------------|---------------------------------|--------------------|
| Od | 2 (41) | 0,51 | 0,55 | 0,81 | 0,83 |
| | 5 (38) | 0,46 | 0,41 | 0,84 | |
| | 10 (55) | 0,41 | 0,74 | 0,77 | |
| | 12 (69) | 0,44 | 0,56 | 0,81 | |
| | 16 (66) | 0,42 | 0,69 | 0,78 | |
| | 19 (34) | 0,30 | 0,68 | 0,78 | |
| Ak | 1 (5) | 0,77 | 0,42 | 0,80* | 0,80 |
| | 6 (22) | 0,76 | 0,56 | 0,77 | |
| | 8 (40) | 0,78 | 0,54 | 0,77 | |

Cd. tab. 7.

| Skala | item | Współczynnik aprobaty | Moc dyskryminacyjna | α Cronbacha po usunięciu | α Cronbacha |
|-------|---------|-----------------------|---------------------|---------------------------------|--------------------|
| Ak | 9 (74) | 0,78 | 0,50 | 0,78 | 0,80 |
| | 15 (1) | 0,79 | 0,70 | 0,73 | |
| | 18 (13) | 0,79 | 0,63 | 0,75 | |
| O | 4 (47) | 0,70 | 0,45 | 0,75 | 0,76 |
| | 7 (79) | 0,42 | 0,51 | 0,73 | |
| | 13 (37) | 0,44 | 0,67 | 0,68 | |
| | 17 (16) | 0,53 | 0,57 | 0,71 | |
| | 20 (42) | 0,51 | 0,48 | 0,74 | |
| In | 3 (63) | 0,47 | 0,42 | 0,75 | 0,71 |
| | 11 (52) | 0,49 | 0,56 | 0,59 | |
| | 14 (32) | 0,50 | 0,61 | 0,51 | |

* α Cronbacha po usunięciu = 0,8013, α Cronbacha dla skali Ak = 0,8015

W projekcie uwzględniłem także badanie stabilności bezwzględnej KGP. Rzetelność mierzona metodą korelacji test-retest w odstępie trzech tygodni wyniosła dla całego kwestionariusza: $r_{(93)} = 0,68$, $p < 0,001$. Założenie o równoległości średnich przy pomiarze tą metodą (Jankowski, Zajenkowski, 2009) zostało spełnione: $t_{(92)} = 1,36$, $p = 0,176$. W przypadku poszczególnych skal współczynniki korelacji pomiędzy dwoma oddalonymi w czasie pomiarami były następujące: dla skali Od $r_{(93)} = 0,78$, $p < 0,001$; dla skali Ak $r_{(93)} = 0,76$, $p < 0,001$; dla skali O $r_{(93)} = 0,67$, $p < 0,001$; i w przypadku skali In $r_{(93)} = 0,48$, $p < 0,001$. W każdej z analiz założenie o równoległości średnich zostało spełnione.

Trafność zbieżna i różnicowa

Poza weryfikowaniem trafności KGP przy użyciu analizy czynnikowej badaniu podlegała również trafność w aspekcie zbieżnym i rozbieżnym jego ostatecznej wersji. W przypadku tego pierwszego przewidywałem przede wszystkim występowanie dodatnich związków między wynikami pomiaru reaktancji a wy-

nikami KGP, co zyskało zresztą potwierdzenie w drodze przeprowadzonych analiz. Łączny wynik w TSR pozostawał w związku z rezultatami KGP uzyskiwanymi w skali Od ($r_{(50)} = 0,48, p < 0,001$) w skali Ak ($r_{(49)} = 0,38, p = 0,007$) oraz w skali O ($r_{(50)} = 0,39, p = 0,005$). Reaktancja behawioralna korelowała z wynikami na skali Od ($r_{(50)} = 0,48, p < 0,001$), Ak ($r_{(49)} = 0,29, p = 0,043$), O ($r_{(50)} = 0,36, p = 0,009$) oraz In ($r_{(50)} = 0,37, p = 0,008$). Natomiast reaktancja werbalna z rezultatami skali Od ($r_{(49)} = 0,31, p = 0,028$) oraz Ak ($r_{(51)} = 0,38, p = 0,005$). Współczynniki korelacji liniowej pozostałych układów skal były statystycznie nieistotne.

W związku z tym, że przeciwstawianie się wpływowi innych osób może wymagać pewnego rodzaju umiejętności społecznych, oczekiwałem, że przynajmniej wyniki w skali Ak współzależą będą z ogólnym wynikiem KKS autorstwa Matczak. Przewidywanie to zyskało potwierdzenie ($r_{(36)} = 0,61, p < 0,001$), przy czym korelacja wyników Ak z wynikami uzyskanymi w skali asertywności KKS wyniosła: $r_{(35)} = 0,44, p = 0,008$, w skali intymności: $r_{(36)} = 0,59, p < 0,001$, oraz w skali ekspozycji społecznej: $r_{(35)} = 0,42, p = 0,016$. Współczynniki korelacji pozostałych skal KGP z wynikami w KKS były nieistotne statystycznie.

Z kolei w przypadku umiejscowienia kontroli uzasadnione wydawało się, że wyniki w skali Ak dodatnio korelować będą z wewnętrznym umiejscowieniem kontroli (ze względu na powiązanie z podejmowaniem inicjatywy), a wyniki w skali In i skali O ujemnie. Przeprowadzona analiza wykazała, że im wyższy wynik w skali In KGP, tym niższy w Skali I-E Rottera w zakresie wewnętrznego umiejscowienia kontroli ($r_{(35)} = -0,37, p = 0,031$). Jednakże przewidywania związane ze skalą Ak i O nie potwierdziły się. Współczynniki korelacji okazały się w tym przypadku nieistotne statystycznie.

Założyłem także, sugerując się efektami analiz innych autorów, że wynik w KGP pozostawać będzie w ujemnym związku z natężeniem ugodowości (U) mierzonej przy użyciu Inwentarza Osobowości NEO-FFI. Na przykład Eric A. Seeman i Walter C. Buboltz wraz zespołem (2005), korelując łączny rezultat TSR z pomiarem ugodowości (U), otrzymali współczynnik $r = -0,47, p < 0,01$. Współzależność wyników w skali U z ogólnymi wynikami w KGP również okazała się ujemna i statystycznie istotna: $r_{(51)} = -0,46, p < 0,001$. Ponadto ujemnie z pomiarem U związany był także pomiar w samej skali Od ($r_{(52)} = -0,50, p < 0,001$).

Pomyślnie o trafności zbieżnej KGP świadczy także to, że łączny wynik uzyskiwany w pomiarze tym narzędziem pozostawał w wyraźnym związku z łącznym wynikiem w TRS ($r_{(50)} = 0,58, p < 0,001$), z wartością pomiaru podskalą reaktancji behawioralnej TRS ($r_{(51)} = 0,58, p < 0,001$), podskalą reaktancji

werbalnej TRS ($r_{(49)} = 0,37$, $p = 0,009$) oraz z łącznym rezultatem uzyskanym w kwestionariuszu KKS ($r_{(35)} = 0,47$, $p = 0,005$) i oddzielnie w skali asertywności kwestionariusza KKS ($r_{(35)} = 0,59$, $p < 0,001$).

W przypadku aspektu rozbieżnego trafności teoretycznej KGP założyłem, że nie wystąpią związki pomiędzy wynikami uzyskiwanymi w poszczególnych jego skalach a pomiarem stanu i cechy lęku (ISCL). Tak też się stało. Żaden ze współczynników korelacji liniowej, przy $n = 38$, nie okazał się statystycznie istotny, a wartości mieściły się w przedziale 0,1–0,8. Podobnie przedstawiały się rezultaty analizy korelacji wyników KGP z pomiarem Skalą Depresji Becka, poza współczynnikiem korelacji dla O, który wyniósł: $r_{(35)} = 0,30$, $p = 0,077$.

Normalizacja skal KGP

W celu stworzenia norm dla wyników skal KGP zgromadzono dane od 599 osób, studentów Wydziału Nauk Społecznych (268), Wydziału Filologiczno-Historycznego (175) i Wydziału Matematyczno-Przyrodniczego (124) w przeciętnym wieku około 24 lat ($m = 24,77$, $sd = 6,05$, $Me = 23$, $Mo = 21$, $As = 2,18$, $min = 18$, $max = 61$). Jednakże z powodu opuszczeń odpowiedzi do analizy nie zostały dopuszczone dane pochodzące od 32 osób. Kryterium dopuszczalnych pominięć zostało przyjęte na poziomie poniżej 5% puli itemów. Oznacza, że już jedno opuszczenie było dyskwalifikujące. Liczba osób pomijająca nie więcej niż 1 odpowiedź wyniosła 24. Rygorystyczność tego kryterium jest nieco wyższa niż zazwyczaj wskazywana (Zawadzki, 2006, s. 236-240). Dla tej ostatniej dopuszczalny próg pominięć wynosi 5%, co pozwala przyjmować założenie o losowym ich pojawianiu się, a nie np. stylu odpowiedzi respondentów. Długość KGP, zakres skali odpowiedzi oraz organizacja treści w arkuszu kwestionariuszowym nie powinny sprzyjać występowaniu pojedynczych opuszczeń. Jeśli takie wystąpiły, to ich obecność mogła być powodowana także innymi czynnikami, jak pośpiech, niska motywacja do udzielania odpowiedzi lub niedostateczna koncentracja uwagi.

Tabela 8. Liczebność próby normalizacyjnej

| Próba | Kobiety | Mężczyźni | Ogółem |
|--------------------------------------|---------|-----------|--------|
| ogólna | 330 | 237 | 567 |
| zredukowana (do 25 roku życia) | 258 | 174 | 432 |
| stosunek zredukowanej do ogólnej (%) | 78,18 | 73,42 | 76,19 |

Podstawowym kryterium organizacji próby normalizacyjnej stanowiła płeć oraz wiek nie przekraczający 25 roku życia. Zadanie innych kryteriów, jak np. grupy wiekowe, nie było możliwe z powodu braku dostatecznej liczebności podgrup wyodrębnianych ze względu na dodatkowe kryteria. Ostatecznie w analizie uwzględnione zostały dane pochodzące od 432 osób, tj. 258 kobiet oraz 174 mężczyzn w wieku przeciętnie 22 lat ($m = 21,97$, $sd = 1,47$, $Me = 22$, $Mo = 21$, $As = 0,31$, $min = 18$, $max = 25$). Podobnie jak w próbie ogólnej, także w tej mężczyźni stanowili 40% zbiorowości i tym samym blisko 70% liczebności grupy kobiet. W charakterystyce próby uwzględniony został tryb studiów (stacjonarne, niestacjonarne), poziom studiów (studia I stopnia, studia II stopnia) oraz wydział, z którego rekrutowani byli studenci (Wydział Nauk Społecznych, Wydział Filologiczno-Historyczny, Wydział Matematyczno-Przyrodniczy).

Tabela 9. Charakterystyka próby normalizacyjnej (osoby do 25 roku życia)

| Tryb | Poziom | Wydział | Kobiety | | | Mężczyźni | | | Ogółem | | |
|-------------------|--------|---------|---------|--------|------|-----------|--------|------|---------|--------|------|
| | | | wydział | poziom | tryb | wydział | poziom | tryb | wydział | poziom | tryb |
| st | sps | WNS | 48 | 103 | 170 | 16 | 88 | 100 | 64 | 191 | 270 |
| | | WMP | 22 | | | 33 | | | 55 | | |
| | | WFH | 33 | | | 39 | | | 72 | | |
| | sds | WNS | 63 | 67 | | 6 | 12 | | 69 | | |
| | | WMP | 0 | | | 0 | | | 0 | 79 | |
| | | WFH | 4 | | | 6 | | | 10 | | |
| nst | sps | WNS | 28 | 60 | 88 | 15 | 64 | 74 | 43 | 124 | 162 |
| | | WMP | 12 | | | 32 | | | 44 | | |
| | | WFH | 20 | | | 17 | | | 37 | | |
| | sds | WNS | 24 | 28 | | 7 | 10 | | 31 | | |
| | | WMP | 0 | | | 0 | | | 0 | 38 | |
| | | WFH | 4 | | | 3 | | | 7 | | |
| łącznie (wiersze) | | | 258 | 258 | 258 | 174 | 174 | 174 | 432 | 432 | 432 |

Oznaczenia: st – stacjonarne, nst – niestacjonarne; sps – studia pierwszego stopnia, sds – studia drugiego stopnia; WNS – Wydział Nauk Społecznych, WMF – Wydział Matematyczno-Fizyczny, WFH – Wydział Filologiczno-Historyczny

Płeć w świetle teorii i badań jest czynnikiem różnicującym reakcje w odpowiedzi na wpływ społeczny (np. Mandal, 2008; Hofstede, Hofstede, Minkov, 2011), a w szczególności oddziaływania o charakterze presji (np. Gray-Little, 1974; Offermann, Schrier, 1985; Rigby, Densley, 1985; Wu, 1992; Woller, 2000; Seemann, Buboltz, Jenkins, Soper, Woller, 2004; Woller, Buboltz, Loveland, 2007). Jej różnicująca rola ujawniła się także podczas porównania wyników, jakie w poszczególnych skalach KGP uzyskiwały kobiety i mężczyźni. Z uwagi na niespełnienie założenia o normalności rozkładów wyników (tabela 10) w analizie wykorzystano nieparametryczny test porównań dwugrupowych U Manna-Withneya. Przez wzgląd na wielkość próby i występowanie powtarzających się rang podstawą interpretacji była statystyka Z z poprawką na rangi związane. Wielkość efektu określona została współczynnikiem korelacji rangowo-biseryjnej według formuły Wenda.

Tabela 10. Współczynniki testu zgodności rozkładu empirycznego skal KGP z rozkładem normalnym. Wyniki grupy kobiet (n = 330) i mężczyzn (n = 237) w całkowitej próbie normalizacyjnej

| Skala | Kobiety | | Mężczyźni | |
|-------|----------------|-------|----------------|-------|
| | Shapiro-Wilk W | p | Shapiro-Wilk W | p |
| Od | 0,90 | 0,000 | 0,93 | 0,000 |
| Ak | 0,93 | 0,000 | 0,95 | 0,000 |
| O | 0,99 | 0,009 | 0,99 | 0,196 |
| In | 0,97 | 0,000 | 0,97 | 0,000 |

Jak można odczytać z tabeli 11, u mężczyzn należy spodziewać się istotnie wyższych wyników w skali Od oraz w skali O, choć ten efekt w obu przypadkach jest raczej mały i oznacza, że prawdopodobieństwo, iż losowo wybrana osoba z grupy mężczyzn będzie miała wyższy wynik od losowo wybranej osoby z grupy kobiet, wynosi około 55% przy skali Od i około 58% przy skali O. Mimo to efekt ten oraz argumenty, jakich dostarcza bogata literatura na temat różnic płciowych z zakresie własności psychologicznych, legły u podstaw decyzji o tworzeniu norm oddzielnie dla kobiet i oddzielnie dla mężczyzn.

Tabela 11. Porównanie wyników KGP grupy kobiet (n = 330) i mężczyzn (n = 237)

| Skala | Kobiety | | Mężczyźni | | U | Z popr. | p | r Wenda |
|-------|-----------|--------------|-----------|--------------|---------|---------|-------|---------|
| | Suma rang | Średnia rang | Suma rang | Średnia rang | | | | |
| Od | 87736,5 | 265,87 | 73291,5 | 309,25 | 33121,5 | -3,11 | 0,002 | 0,15 |
| Ak | 93736,5 | 284,05 | 67291,5 | 283,93 | 39088,5 | 0,01 | 0,993 | 0,00 |
| O | 84125,0 | 254,92 | 76903,0 | 324,49 | 29510,0 | -4,99 | 0,000 | 0,25 |
| In | 94871,5 | 287,49 | 66156,5 | 279,14 | 37953,5 | 0,60 | 0,549 | 0,03 |

Jeśli chodzi o kryterium 25 roku życia, to wiek ten jest okresem, w którym najczęściej dochodzi do finalizowania edukacji na poziomie studiów wyższych. Podkreślam jednak, że o wyborze tego kryterium w ustaleniu ostatecznego rozmiaru próby normalizacyjnej zadecydowała liczebność możliwych podgrup wiekowych oraz kontekst, w jakim przebiegały badania walidacyjne, którym poddany został KGP. Ostatecznie więc przyjęta granica wieku jako kryterium organizacji grupy porównawczej spowodowała zredukowanie rozmiaru próby z 567 do 432, czyli o blisko 24%. W tak pomniejszonej grupie ponownie zweryfikowane zostało założenie o normalności rozkładów z uzyskanym następnie podobnym efektem jak poprzednio (tabela 12).

Tabela 12. Współczynniki testu zgodności rozkładu empirycznego skal KGP z rozkładem normalnym. Wyniki grupy kobiet (n = 258) i mężczyzn (n = 174) w zredukowanej próbie normalizacyjnej

| Skala | Kobiety | | Mężczyźni | |
|-------|----------------|-------|----------------|-------|
| | Shapiro-Wilk W | p | Shapiro-Wilk W | p |
| Od | 0,91 | 0,000 | 0,94 | 0,000 |
| Ak | 0,92 | 0,000 | 0,94 | 0,000 |
| O | 0,99 | 0,031 | 0,99 | 0,358 |
| In | 0,97 | 0,000 | 0,96 | 0,000 |

Porównanie wyników osiągniętych w skalach KGP przez kobiety i mężczyzn dało praktycznie niezmienny obraz w stosunku do rezultatów uzyskanych dla pełnej próby normalizacyjnej (tabela 13). Bliższa charakterystyka rozkładów

przedstawiona została w tabelach 14 i 15. Wzorem przyjętej argumentacji wyniki porównania uzasadniają ustalanie norm oddzielnie dla kobiet i oddzielnie dla mężczyzn.

Tabela 13. Porównanie wyników KGP grupy kobiet (n = 258) i mężczyzn (n = 174)

| Skala | Kobiety | | Mężczyźni | | U | Z popr. | p | r Wenda |
|-------|-----------|--------------|-----------|--------------|---------|---------|-------|---------|
| | Suma rang | Średnia rang | Suma rang | Średnia rang | | | | |
| Od | 52466,5 | 203,4 | 41061,5 | 236,0 | 19055,5 | -2,67 | 0,008 | 0,15 |
| Ak | 56181,5 | 217,8 | 37346,5 | 214,6 | 22121,5 | 0,25 | 0,799 | 0,01 |
| O | 50988,0 | 197,6 | 42540,0 | 244,5 | 17577,0 | -3,83 | 0,000 | 0,22 |
| In | 56863,5 | 220,4 | 36664,5 | 210,7 | 21439,5 | 0,79 | 0,428 | 0,04 |

Rozkłady odpowiedzi kobiet oraz mężczyzn istotnie odbiegające od normalnego stanowiły bezpośrednią przeszkodę w tworzeniu norm, jako punktów odniesienia ocen indywidualnych rezultatów pomiaru i wewnątrzgrupowych porównań. W związku z tym przeprowadzona została transformacja normalizacyjna surowych wyników w wyniki przeliczone skali stenowej. Polega to na nieliniowym przekształceniu surowych wyników w wyniki standardowe rozkładu Z, a następnie na liniowej transformacji tych ostatnich w wyniki skali stenowej. W rezultacie możliwa staje się zmiana kształtu rozkładu empirycznego w kierunku kształtu rozkładu normalnego, przy jednoczesnym unikaniu dysproporcji pojawiających się wówczas, gdy skala wyników standaryzowanych jest dłuższa niż wyników surowych. Najpierw więc obliczona została dystrybuanta rozkładu empirycznego, będącą iloczynem skumulowanych liczebności w szeregu statystycznym rozdzielnym oraz liczebności próby. Następnie tak uzyskane wyniki odniesione zostały do dystrybuanty rozkładu normalnego wg schematu określonego formułą transformacji stenowej. Transformacja normalizacyjna przebiegała osobno dla wyników kobiet i osobno dla wyników mężczyzn. Skala stenowa została wybrana z dwóch powodów: powszechne stosowanie tej skali (co ma znaczenie także przy porównaniach wyników pomiaru różnymi narzędziami) oraz mała długość KGP.

Normy stenowe dla skal kwestionariusza KGP znajdują się w Aneksie. Należy jednak zachować ostrożność w ich ogólnym zastosowaniu z uwagi na charakter próby normalizacyjnej, która nie pozostawia zastrzeżeń, gdy ustalone normy potraktować jako lokalne. Trudniej jest jednak myśleć o nich jako o krajowych.

Dla rozszerzonej oceny możliwych różnic i podobieństw pomiędzy kobietami i mężczyznami w tabelach 14 i 15 zamieszczone zostały miary struktury rozkładów empirycznych wyników każdej ze skal KGP. Szczególną uwagę zwraca zdecydowana lewoskośność rozkładów wyników w skali Ak oraz prawoskośność w skali Od zarówno w grupie kobiet, jak i mężczyzn. W pierwszym przypadku spodziewać się więc należy przeważającej liczby wyników o wartości powyżej średniej arytmetycznej, a w drugim poniżej średniej arytmetycznej. Grupy kobiet i mężczyzn różnią się jednak w zakresie spłaszczenia tych rozkładów. Rozkłady wyników kobiet są bardziej wysmukłe niż mężczyzn, co świadczy o większej koncentracji indywidualnych rezultatów wokół wartości przeciętnej.

Tabela 14. Charakterystyka rozkładów empirycznych skal KGP w grupie kobiet (n = 258)

| Skala | m | sd | As | K |
|-------|-------|------|-------|-------|
| Od | 16,67 | 8,14 | 1,03 | 0,46 |
| Ak | 32,67 | 6,95 | -1,03 | 0,72 |
| O | 17,40 | 5,75 | 0,03 | -0,20 |
| ln | 10,03 | 4,12 | 0,39 | -0,42 |

Tabela 15. Charakterystyka rozkładów empirycznych skal KGP w grupie mężczyzn (n = 174)

| Skala | m | sd | As | K |
|-------|-------|------|-------|-------|
| Od | 18,58 | 8,39 | 0,80 | 0,11 |
| Ak | 32,53 | 6,94 | -0,84 | 0,28 |
| O | 19,66 | 6,04 | -0,04 | -0,10 |
| ln | 9,78 | 4,41 | 0,51 | -0,24 |

Ocena rzetelności indywidualnego wyniku

Ocena rzetelności indywidualnego wyniku opiera się przede wszystkim na standardowym błędzie pomiaru (SEM), standardowym błędzie estymacji (SEE) oraz standardowym błędzie różnicy (SEMD). W przypadku KGP zostały one ustalone na podstawie danych próby normalizacyjnej. Charakterystyka tej próby znajduje się w poprzednim rozdziale. Uzasadnieniem polegania na danych

z próby normalizacyjnej przy ustalaniu wspomnianych błędów jest to, że punktem odniesienia w ocenie indywidualnych wyników pomiaru czyni się właśnie próbę normalizacyjną.

Standardowy błąd pomiaru i standardowy błąd estymacji

Tabele 16 i 17 zawierają wartości standardowego błędu pomiaru (SEM) oraz wartości standardowego błędu estymacji wyniku prawdziwego (SEE) wykorzystywane w ocenie wyniku indywidualnego. Wysokość tego pierwszego przy współczynniku zgodności wewnętrznej 0,7 powinna stanowić 50-60% odchylenia standardowego, co jest typowe dla inwentarzy służących do pomiaru różnicującego cech identyfikowanych z osobowością (por. Zawadzki, Strelau, Szczepaniak, Śliwińska, 1997).

Użyteczność SEM oraz SEE polega głównie na tym, że charakteryzują się one wyższą stabilnością niż współczynniki rzetelności. Poza tym w połączeniu z wynikiem otrzymanym pozwalają wyznaczać przedziały ufności (PU) dla prawdziwego wyniku badanej osoby. Oba błędy standardowe stosowane są zamiennie, choć istnieją dane przemawiające za większą dokładnością przedziałów ufności budowanych w oparciu o SEE (Hornowska, 2009). Oba też błędy wylicza się w oparciu o współczynnik rzetelności testu, w tym przypadku współczynnik zgodności wewnętrznej α Cronbacha. Tworzenie przedziału ufności z wykorzystaniem SEM następuje według wzoru:

$$P(x - Z_{\alpha} * SEM < T < x + Z_{\alpha} * SEM) = 1 - \alpha,$$

gdzie: x – wynik otrzymany, Z_{α} – wartość dystrybucyjny rozkładu normalnego odpowiadająca zadanemu poziomowi ufności, T – wynik prawdziwy, $1-\alpha$ – współczynnik ufności, α – zakładane prawdopodobieństwo uzyskania fałszywego wniosku.

Z kolei budowa przedziału ufności w oparciu o SEE przebiega według tej samej formuły, tyle że w miejsce SEM podstawiana jest wartość SEE.

Najczęściej stosowane przedziały ufności buduje się dla wyrażanego współczynnikiem ufności prawdopodobieństwa równego 99%, 95% oraz 90%. Z myślą o ułatwieniu wykonywania estymacji przedziałowej wyniku prawdziwego podaję w tabeli 16 i 17, oprócz wartości współczynników zgodności wewnętrznej testu oraz SEM i SEE dla skal KGP, także zaokrąglone wartości, jakie przy wybranym poziomie prawdopodobieństwa należy odjąć, a następnie dodać do surowego wyniku otrzymanego w danej skali. W ten sposób uzyska się przedział

ufności, tym szerszy, im bardziej pewnego rezultatu oszacowania prawdziwego wyniku oczekuje badacz. W rezultacie możliwe będzie formułowanie wniosku, że uzyskany przedział ufności pokrywa nieznaną wartość wyniku prawdziwego przy przyjętym przez badacza poziomie prawdopodobieństwa.

Tabela 16. Charakterystyki skal KGP w zakresie błędów SEM i SEE oraz zaokrąglone wartości do budowy przedziałów ufności (PU) dla wyniku prawdziwego przy zadanych poziomach prawdopodobieństwa (kobiety)

| Skala | α Cronbacha | błąd | | PU dla Z_{α} | | |
|-------|--------------------|------|------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | | | | 1,64 _(90%) | 1,96 _(95%) | 2,58 _(99%) |
| Od | 0,87 | SEM | 2,93 | 5 | 6 | 8 |
| | | SEE | 2,73 | 4 | 5 | 7 |
| Ak | 0,86 | SEM | 2,63 | 4 | 5 | 7 |
| | | SEE | 2,44 | 4 | 5 | 6 |
| O | 0,64 | SEM | 3,46 | 6 | 7 | 9 |
| | | SEE | 2,77 | 5 | 5 | 7 |
| In | 0,70 | SEM | 2,26 | 4 | 4 | 6 |
| | | SEE | 1,89 | 3 | 4 | 5 |

Tabela 17. Charakterystyki skal KGP w zakresie błędów SEM i SEE oraz zaokrąglone wartości do budowy przedziałów ufności (PU) dla wyniku prawdziwego przy zadanych poziomach prawdopodobieństwa (mężczyźni)

| Skala | α Cronbacha | błąd | | PU dla Z_{α} | | |
|-------|--------------------|------|------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | | | | 1,64 _(90%) | 1,96 _(95%) | 2,58 _(99%) |
| Od | 0,88 | SEM | 2,86 | 5 | 6 | 7 |
| | | SEE | 2,68 | 4 | 5 | 7 |
| Ak | 0,86 | SEM | 2,63 | 4 | 5 | 7 |
| | | SEE | 2,44 | 4 | 5 | 6 |
| O | 0,67 | SEM | 3,45 | 6 | 7 | 9 |
| | | SEE | 2,82 | 5 | 6 | 7 |
| In | 0,74 | SEM | 2,25 | 4 | 4 | 6 |
| | | SEE | 1,94 | 3 | 4 | 5 |

Standardowy błąd różnicy

Podczas interpretacji profilowej niebagatelne znaczenie ma ocena różnic wyników pomiędzy wynikami uzyskiwanymi w poszczególnych skalach. Różnica pomiędzy wynikami prawdziwymi może być wówczas oszacowana na podstawie standardowego błędu różnicy (SEMD). Podobnie jak w przypadku SEM i SEE, możliwe jest również budowanie przedziałów ufności dla różnicy wyników prawdziwych. Procedura tworzenia przedziału jest identyczna i wykorzystuje się do tego ten sam wzór, który zaprezentowany został wcześniej. W tabelach 18 oraz 19 przedstawione zostały SEMD dla zestawień dwuelementowych.

Tabela 18. Standardowe błędy różnicy dla skal KGP w przypadku kobiet

| Skala | Od | Ak | O | In |
|-------|------|------|------|----|
| Od | – | | | |
| Ak | 3,94 | – | | |
| O | 4,53 | 4,35 | – | |
| In | 3,70 | 3,47 | 4,13 | – |

Tabela 19. Standardowe błędy różnicy dla skal KGP w przypadku mężczyzn

| Skala | Od | Ak | O | In |
|-------|------|------|------|----|
| Od | – | | | |
| Ak | 3,89 | – | | |
| O | 4,48 | 4,34 | – | |
| In | 3,63 | 3,46 | 4,12 | – |

Alternatywnym w stosunku do przedziału ufności sposobem oceny istotności różnicy między wynikami jest wykorzystanie porównania półprzedziału ufności z różnicą wyników dwóch skal (Rynkiewicz, 2009). Porównanie to realizowane jest według wzoru:

$$|x_1 - x_2| > Z_\alpha * SEMD,$$

gdzie x_1 i x_2 to wyniki uzyskane w dwóch oddzielnych skalach.

Jeśli wartość bezwzględnej różnicy między wynikami skal jest większa od wartości półprzedziału ufności, to jest to podstawą do wnioskowania o jej istotności.

Możliwe jest także ocenianie istotności międzysobniczych różnic między wynikami uzyskiwanymi w skalach KGP. Do tego celu również wykorzystuje się standardowe błędy różnicy. Zainteresowany czytelnik odnajdzie wskazówki w literaturze psychometrycznej (np. Hornowska, 2009; Magnuson, 1981; Rynkiewicz, 2009).

Moc dyskryminacyjna i trudność pozycji

Na podstawie danych z próby normalizacyjnej osobnej analizie poddane zostały własności pozycji KGP, jak aprobaty oraz moc dyskryminacyjna. Rezultaty zaprezentowane zostały w tabeli 20. W stosunku do wartości wyliczonych dla próby wykorzystanej na etapie rewizji testu (tabela 7) korelacyjne współczynniki mocy dyskryminacyjnej pozycji w grupie kobiet i mężczyzn są nieznacznie wyższe w skali Od i Ak oraz nieco niższe w skali O. W przypadków współczynników aprobaty w grupie kobiet są one nieznacznie niższe, głównie w skali Od i O, a mężczyzn nieznacznie wyższe w tychże skalach w porównaniu do wyników z etapu rewizji testu. Porównanie z kolei wyników kobiet i mężczyzn wskazuje na niewiele wyższe współczynniki mocy dyskryminacyjnej oraz aprobaty w grupie mężczyzn w skali Od i O oraz nieco wyższe wyniki kobiet w skali In, choć dotyczy to głównie współczynników aprobaty..

Tabela 20. Charakterystyka psychometryczna pozycji KGP

| Skala | item | Kobiety | | Mężczyźni | |
|-------|------|-----------------------|---------------------|-----------------------|---------------------|
| | | Współczynnik aprobaty | Moc dyskryminacyjna | Współczynnik aprobaty | Moc dyskryminacyjna |
| Od | 2 | 0,50 | 0,52 | 0,54 | 0,63 |
| | 5 | 0,43 | 0,56 | 0,54 | 0,54 |
| | 10 | 0,38 | 0,80 | 0,42 | 0,82 |
| | 12 | 0,42 | 0,65 | 0,42 | 0,76 |
| | 16 | 0,37 | 0,79 | 0,42 | 0,73 |
| | 19 | 0,27 | 0,74 | 0,32 | 0,75 |

Cd. tab. 20.

| Skala | item | Kobiety | | Mężczyźni | |
|-------|------|-----------------------|---------------------|-----------------------|---------------------|
| | | Współczynnik aprobaty | Moc dyskryminacyjna | Współczynnik aprobaty | Moc dyskryminacyjna |
| Ak | 1 | 0,77 | 0,50 | 0,80 | 0,57 |
| | 6 | 0,76 | 0,71 | 0,74 | 0,68 |
| | 8 | 0,79 | 0,66 | 0,78 | 0,61 |
| | 9 | 0,76 | 0,54 | 0,76 | 0,51 |
| | 15 | 0,80 | 0,76 | 0,79 | 0,77 |
| | 18 | 0,78 | 0,71 | 0,78 | 0,73 |
| O | 4 | 0,65 | 0,40 | 0,73 | 0,46 |
| | 7 | 0,44 | 0,41 | 0,47 | 0,28 |
| | 13 | 0,42 | 0,47 | 0,50 | 0,60 |
| | 17 | 0,48 | 0,38 | 0,57 | 0,55 |
| | 20 | 0,50 | 0,32 | 0,53 | 0,28 |
| In | 3 | 0,44 | 0,40 | 0,48 | 0,54 |
| | 11 | 0,49 | 0,54 | 0,46 | 0,54 |
| | 14 | 0,50 | 0,60 | 0,46 | 0,63 |

Stosowanie i interpretacja KGP

KGP przeznaczony jest do stosowania w badaniach grupowych, jak też indywidualnych. Składa się z 20 pozycji o losowo ustalonej kolejności. Podczas prowadzenia pomiaru z użyciem KGP niezbędne jest zapewnienie uzupełniającym go osobom warunków sprzyjającym skupieniu i uważności. Zaleca się więc wcześniejsze stworzenie możliwości zajęcia wygodnej pozycji do pisania oraz zredukowanie zewnętrznych dystraktorów. Wskazane jest uczulenie osób badanych na uważne zapoznanie się z instrukcją. W niej bowiem znajduje się opis stanowiący kontekst dla każdej kolejnej pozycji KGP. Zadaniem osoby badanej jest ustosunkowanie się do każdego stwierdzenia przez wykorzystanie siedmiopunktowej szacunkowej skali częstości. Czas realizacji badania nie jest ograniczony, choć z reguły zajmuje około 5 minut. Na wszelkie pytania dotyczące treści poszczególnych pozycji należy reagować odesłaniem do kiero-

wania się indywidualnymi skojarzeniami i udzielaniem odpowiedzi w sposób, który w poczuciu badanej osoby jest optymalny. Warto zwrócić uwagę osobie badanej, aby po udzieleniu odpowiedzi sprawdziła, czy nastąpiło to w odniesieniu do każdej z pozycji KGP.

Obliczanie wyników następuje poprzez sumowanie zaznaczonych wartości w obrębie każdej z czterech wyodrębnionych skal, tj.: Odwetu (Od), Asertywnej konfrontacji (Ak), Oportunizmu (O) i Inercyjności (In). W rezultacie możliwe jest wykreślenie profilu gotowości do przeciwstawiania się i dopiero w takiej postaci sugerowane jest dokonywanie interpretacji rezultatów pomiaru. Podczas diagnozy indywidualnej oraz dla celów porównań międzygrupowych pomocne może być zastosowanie wyników przeliczonych na wartości standaryzowane skali stenowej, a dla porównań wewnątrzsobniczych wykorzystanie współczynników SEM, SEE oraz SEMD do określania przedziału ufności dla wyników prawdziwych. Reguły wykorzystania tych ostatnich zostały przybliżone w rozdziale „Ocena rzetelności indywidualnego wyniku”. Wartości referencyjne dla wyników przeliczonych są następujące: wynik z przedziału od 1 do 4 stena uznaje się za niski, wynik między 5 a 6 stenem za przeciętny, wynik pomiędzy 7a 10 stenem traktowany jest jako wysoki.

Komentarz podsumowujący

W rezultacie przeprowadzonych badań walidacyjnych udało się ustalić, że opór rozumiany jako gotowość do przeciwstawiania się niechcianym wpływom społecznym można uznać za konstrukt wielowymiarowy i dający opisać się czterema czynnikami. Wynik ten wyraźnie koresponduje z założeniami przywoływanych autorów zajmujących się zagadnieniem reaktancji, negatywizmu czy buntu – zbliżonych i podobnie operacjonalizowanych właściwości. Dowodzić to zatem może, pomimo odmiennego sensu uzyskanych czynników, ogólniejszej prawidłowości, jaka związana jest z przeciwstawianiem się, a która polega właśnie na jego niejednorodności.

Podobieństwo wyników w drugim i trzecim etapie badania potwierdza czynnikową stabilność oraz rzetelność kwestionariusza KGP. Dodatkowym argumentem może być to, że czteroczynnikowa struktura oraz odpowiednio wysoka rzetelność skal utrzymały się. Poza wynikami analizy czynnikowej argumentów na rzecz trafności KGP dostarczają także wyniki analiz korelacji z innymi testami. Choć z powodu niepewnego rezultatu warto byłoby ponownie przetestować rozbieżność między pomiarem skalą Oportunizmu (KGP) a pomiarem Skalą I-E Rottera.

Chciałbym też zwrócić uwagę na dwa mankamenty związane z zestawem pozycji KGP. Pierwszy dotyczy pozycji nr 18 „Wypowiadam swój sprzeciw prosto w oczy oraz słucham argumentów tego kogoś”. Stwierdzenie to jest zdaniem złożonym, które służyć ma odzwierciedlaniu gotowości do werbalnej ekspresji własnego stanowiska i zarazem otwartości na argumenty zgłaszane przez drugą stronę. Chodzi zatem o koniunkcję dwóch aktywności „mówienia” i „słuchania” – kluczową z punktu widzenia teoretycznego modelu zjawiska. Struktura zdania wiąże się jednak z niebezpieczeństwem traktowania komunikowanej przez nie treści jako alternatywy. Na tym właśnie polega mankament tej pozycji testu. Za jej utrzymaniem w zestawie pozycji KGP przemawiają uzyskiwane rezultaty podczas walidacji.

Wyraźniejszym mankamentem dającym się dostrzec w rezultacie porównania początkowych etapów badań z ich ostatecznym rezultatem jest to, że w drodze przeprowadzanych analiz ze skali In wypadły pozycje, które odnosiły się do innych ważnych cech biernego przeciwstawiania się uwzględnionych w przyjętym na wstępie modelu teoretycznym. Może to sprawiać, że zakres uniwersum możliwych odniesień tej skali będzie nieco szerszy i w efekcie obejmujący nie tylko inercyjne formy przeciwstawiania, ale także unikanie mogące wynikać np. ze strategii lub stylu radzenia sobie ze stresem. Wprawdzie w świetle przywoływanej literatury wszelkie zachowania i reakcje (a więc także takie, jak odwracanie uwagi), jeśli stosowane są intencjonalnie w celu ograniczenia wpływu zewnętrznych oddziaływań społecznych, to mogą być traktowane jako przeciwstawianie się. Na korzyść skali In świadczy także to, że uzyskiwane w niej wyniki okazały się korelować z wynikami podskali reaktancji behawioralnej TRS. Mimo to sprawa ta pozostawiać może słuszny niedosyt związany z trafnością treściową skali In wynikający z braku możliwości wykluczenia innych niż niechęć motywacji zachowania w obliczu niechcianych oddziaływań społecznych. Tym, co można jednak traktować jako dodatkowy argument za utrzymaniem skali In składającej się z takich właśnie pozycji, jest (poza uzyskanymi w analizach parametrami) treść instrukcji i kontekst, jaki tworzą pozycje pozostałych skal wyraźniej odnoszące się do mierzonej właściwości.

Ze skalą In wiąże się także kwestia najsłabszej stabilności bezwzględnej w stosunku do pozostałych skal KGP. Choć mowa tu o wynikach uzyskiwanych podczas badania walidacyjnego. Odpowiedzialna za to może być mała liczebność pozycji w tej skali. Niewątpliwie jest też, że gotowość do przeciwstawiania się, będąc za założenia dynamicznym i kontekstualnym zjawiskiem, ulegać może wyraźniejszym fluktuacjom niż zmienne o bardziej dyspozycyjnym charakterze (por. Stenner, Marshall, 1995; Oleszkowicz, 2001).

Bibliografia

- Aggleton P. J., Whitty G. (1985), *Rebels without a cause? Socialization and subcultural style among the children of the new middle classes*, „Sociology of Education”, 58, 60–72.
- Ames D. R. (2007), *Assertiveness Expectancies: How Hard People Push Depends on the Consequences They Predict*, „Journal of Personality and Social Psychology”, 95, 1541–1557.
- Ames D. R., Flynn F. J. (2007), *What Breaks a Leader: The Curvilinear Relation Between Assertiveness and Leadership*, „Journal Personality and Social Psychology”, 92, 307–324.
- Apter M. J. (1982), *The Experience of Motivation. The Theory of Psychological Reversals*, Academic Press, London–New York.
- Apter M. J. (2001a), *An Introduction to Reversal Theory*, w: M. J. Apter (red.), *Motivational Styles in Everyday Life*, American Psychological Association, Washington, s. 3–35, DOI: <http://dx.doi.org/10.1037/10427-001>.
- Apter M. J. (2001b), *Reversal Theory as a Set of Propositions*, w: M. J. Apter (red.), *Motivational Styles in Everyday Life*, American Psychological Association, Washington, s. 37–51, DOI: <http://dx.doi.org/10.1037/10427-002>.
- Arnow B. A., Manber R., Blasey C., Blalock J. A., Rothbaum B. O., Thase M. E., Keller M. B. (2003), *Therapeutic Reactance as a Predictor of Outcome in the Treatment of Chronic Depression*, „Journal of Consulting and Clinical Psychology”, 71, 1025–1035.
- Baumeister R. F. (1982), *A Self-Presentational View of Social Phenomena*, „Psychological Bulletin”, 91, 3–26, DOI: <http://dx.doi.org/10.1037/0033-2909.91.1.3>.
- Blickle G. (2003), *Some Outcomes of Pressure, Ingratiation, and Rational Persuasion Used With Peers in the Workplace*, „Journal of Applied Social Psychology”, 33, 648–665.
- Bohra K. A., Pandey J. (1984), *Ingratiation toward strangers, friends, and bosses*, „The Journal of Social Psychology”, 122, 217–222, DOI: <http://dx.doi.org/10.1080/0022454.1984.9713483>.

BIBLIOGRAFIA

- Brehm J. (1966), *A Theory of Psychological Reactance*, Academic Press, New York–London.
- Brehm S. S., Brehm J. (1981), *Psychological Reactance. A Theory of Freedom and Control*, Academic Press, New York–London.
- Brinol P., Rucker D. D., Tormala Z. L., Petty R. E. (2004), *Individual Differences in Resistance to Persuasion: The Role of Beliefs and Meta-Beliefs*, w: Knowles E. S., Linn J. A. (red.). *Resistance and Persuasion*, Lawrence Erlbaum Associates, Mahwah, New Jersey, London, s. 83–104.
- Brzezińska A., Brzeziński J. (2006), *Skale szacunkowe*, w: J. Brzeziński (red.), *Metodologia badań psychologicznych. Wybór tekstów*, PWN, Warszawa, s. 232–306.
- Buboltz W. C., Thomas A., Donnell A. J. (2002), *Evaluating the Factor Structure and Internal Consistency Reliability of the Therapeutic Reactance Scale*, „*Journal of Counseling and Development*”, 80, 120–125.
- Bukobza G. (2009), *Relations Between Rebelliousness, Risk-Taking Behavior, and Identity Status During Emerging Adulthood*, „*Identity: An International Journal of Theory and Research*”, 9, 159–177.
- DeLamater J. D., Myers D. J. (2011), *Social Psychology*, Wadsworth Cengage Learning, Belmont.
- Deluty R. H. (1979), *Children's Action Tendency Scale: A Self-Report Measure of Aggressiveness, Assertiveness, and Submissiveness in Children*, „*Journal of Consulting and Clinical Psychology*”, 47, 1061–1071.
- Donnell A. J., Thomas A., Buboltz W. C. (2001), *Psychological Reactance: Factor Structure and Internal Consistency of the Questionnaire for the Measurement of Psychological Reactance*, „*The Journal of Social Psychology*”, 141, 679–687.
- Dowd E. T., Milne Ch. R., Wise S. L. (1991), *The Therapeutic Reactance Scale: A Measure Psychological Reactance*, „*Journal of Counseling and Development*”, 69, 541–545.
- Dybowski M. (1935 a), *O objawach oporu*, „*Kwartalnik Pedagogiczny*”, 6, 42–55.
- Dybowski M. (1935 b), *Opór dziecka i perseweracja*, „*Kwartalnik Psychologiczny*”, 7, 139–156.
- Ellis A. P. J., West B. J., Ryan A. M., DeShon R. P. (2002), *The Use of Impression Management Tactics in Structured Interviews: A Function of Question Type?*, „*Journal of Applied Psychology*”, 87, 1200–1208, DOI: <http://dx.doi.org/10.1037/0021-9010.87.6.1200>.
- Fernandes J. V. (1988), *From the Theories of Social and Cultural Reproduction to the Theory of Resistance*, „*British Journal of Sociology*”, 9, 169–180.
- Goffman I. (2006), *Charakterystyka instytucji totalnych*, przeł. M. Ziółkowski, w: A. Jasińska-Kania, L. M. Nijakowski, J. Szacki, M. Ziółkowski (red.), *Współczesne teorie socjologiczne*, Scholar, Warszawa, s. 316–335.

- Gordon R. A. (1996), *Impact of Ingratiation on Judgments and Evaluations: A Meta-Analytic Investigation*, „Journal of Personality and Social Psychology”, 71, 54–70.
- Gray-Little B. (1974), *Attitudes toward conflict with authority as a function of sex, I-E, and dogmatism*, „Psychological Reports”, 34 (2), 375–381.
- Helmes E. (1989), *Evaluating the Internal Structure of the Eysenck Personality Questionnaire: Objective Criteria*, „Multivariate Behavioral Research”, 24 (3), 353–364.
- Hofstede G., Hofstede G. J., Minkov M. (2011), *Kultury i organizacje*, przeł. M. Durska, Polskie Wydawnictwo Ekonomiczne, Warszawa.
- Hong S. M., Faedda S. (1996), *Refinement of the Hong Psychological Reactance Scale*, „Educational and Psychological Measurement”, 56, 173–182, DOI: <http://dx.doi.org/10.1177/0013164496056001014>.
- Hong S., Ostini R. (1989), *Further evaluation of Merz's Psychological Reactance Scale*, „Psychological Reports”, 64, 707–710.
- Hornowska E. (2009), *Testy psychologiczne. Teoria i praktyka*, Scholar, Warszawa.
- Jankowski K., Zajenkowski M. (2009), *Jakich informacji o teście dostarcza testowanie?*, w: K. Fronczyk (red.), *Psychometria. Podstawowe zagadnienia*, Wyższa szkoła Finansów i Zarządzania w Warszawie, Warszawa, s. 84–110.
- Jonason P. K., Bryan A., Herrera J. (2010), *Trimming the Fat Reveals a One-Factor Construct of Hong's Psychological Reactance Scale*, „Individual Differences Research”, 8, 220–228.
- Karno M. P., Beutler L. E., Harwood T. M. (2002), *Interactions between psychotherapy procedures and patient attributes that predict alcohol treatment effectiveness: A preliminary report*, „Addictive Behaviors”, 27, 779–798.
- Karno M. P., Longabaugh, R. (2007), *Does Matching Matter? Examining Matches and Mismatches Between Patient Attributes and Therapy Techniques in Alcoholism Treatment*, „Addiction”, 102, 587–596.
- Knowles E. S., Riner D. D. (2007), *Omega Approaches to Persuasion: Overcoming Resistance*, w: A. R. Pratkanis (red.), *The Science of Social Influence*, Psychology Press, New York–Hove, pp. 83–114.
- Magnuson D. (1981), *Wprowadzenie do teorii testów*, PWN, Warszawa.
- Mandal E. (2008), *Miłość, władza i manipulacja w bliskich związkach*, PWN, Warszawa.
- McDermott R. (1988), *Measuring Rebelliousness: The Development of The Negativism Dominance Scale*, w: M. J. Apter, J. H. Kerr, M. P. Cowles (red.), *Progress in Reversal Theory*, Elsevier, Amsterdam, pp. 297–312.
- McDermott R. (2001), *Rebelliousness*, w: M. J. Apter (red.), *Motivational Styles in Everyday Life*, American Psychological Association, Washington, pp. 167–186, DOI: <http://dx.doi.org/10.1037/10427-009>.

BIBLIOGRAFIA

- Mielczarska W. (1948), *Przeżycie oporu i jego stosunek do woli*, Państwowe Towarzystwo Przyjaciół Nauk, Poznań.
- Obuchowska I. (1983), *Okres dorastania*, Nasza Księgarnia, Warszawa.
- Offermann L. R., Schrier P. E. (1985), *Social influence strategies: The impact of sex, role, and attitudes toward power*, „Personality and Social Psychology Bulletin”, 11 (3), 286–300.
- Oleszkowicz A. (2001), *Bunt młodzieńczy i jego pomiar*, „Psychologia Rozwojowa”, 6, 383–398.
- Oleszkowicz A. (2006), *Bunt młodzieńczy. Uwarunkowania. Formy. Skutki*, Scholar, Warszawa.
- Ostrowska K. (2002), *Kwestionariusz A–R. Podręcznik*, Centrum Metodyczne Pomocy Psychologiczno-Pedagogicznej, Warszawa.
- Palczyński T. (1997), *Kontestacja. Formy buntu we współczesnym świecie*, Nomos, Kraków.
- Pasikowski S. (2014a), *Ambiwalencja i opór. Nauczyciele i studenci wobec szkoły*, Wydawnictwo Naukowe Akademii Pomorskiej w Słupsku, Słupsk.
- Pasikowski S. (2014b), *Opór indywidualny. Teorie, klasyfikacje i diagnozowanie w ujęciu psychologicznym*, „Terazniejszość – Człowiek – Edukacja”, 68 (4), 39–62.
- Popek S. (2004), *Kwestionariusz Twórczego Zachowania KANH*, UMCS, Lublin.
- Porębska M. (1966), *Zarys opornego działania*, „Psychologia Wychowawcza”, 9, 129–146.
- Porębska M. (1968), *Oporne zachowanie się i jego odmiany*, PWN, Wrocław.
- Rigby K., Densley T. R. (1985), *Religiosity and Attitude Toward Institutional Authority Among Adolescents*, „Journal of Social Psychology”, 125 (6), 723–729.
- Rudnicki S. (2009), *Adaptacja i weryfikacja psychometryczna kwestionariusza do pomiaru reaktancji Therapeutic Reactance Scale (TRS) E. T. Dowda, C. R. Milne'a i S. L. Wise'a*, „Przegląd Psychologiczny”, 52, 133–149.
- Rynkiewicz, A. (2009). *Jakich informacji o osobie badanej dostarcza testowania?*, w: K. Fronczyk (red.), *Psychometria. Podstawowe zagadnienia*, Wyższa szkoła Finansów i Zarządzania w Warszawie, Warszawa, s. 180–204.
- Seemann E. A., Buboltz W. C., Jenkins S. M., Soper B., Woller K. (2004), *Ethnic and Gender Differences in Psychological Reactance: the Importance of Reactance in Multicultural Counseling*, „Counselling Psychology Quarterly”, 17, 167–176.
- Seemann E. A., Buboltz W. C., Thomas A., Soper B., Wilkinson L. (2005), *Normal Personality Variables and Their Relationship to Psychological Reactance*, „Individual Differences Research”, 3, 88–98.
- Seemann E. A., Carroll S. J., Woodard A., Mueller M. L. (2008), *The Type of Threat Matters: Differences in Similar Magnitude Threats Elicit Differing Magnitudes of Psychological Reactance*, „North American Journal of Psychology”, 3, 583–594.

- Seibel C. A., Dowd E. T. (1999), *Reactance and Therapeutic Noncompliance*, „Cognitive Therapy and Research”, 23, 373–379.
- Shakarchi R. J., Haugtvedt C. P. (2004), *Differentiating Individual Differences in Resistance to Persuasion*, w: Knowles E. S., Linn J. A. (red.), *Resistance and Persuasion*, Lawrence Erlbaum Associates, Mahwah, New Jersey, London, s. 105–113.
- Shen L., Dillard J. P. (2005), *Psychometric Properties of the Hong Psychological Reactance Scale*, „Journal of Personality Assessment”, 85, 74–81.
- Sittenthaler S., Traut-Mattauch E., Steindl C., Jonas E. (2015), *Salzburger State Reactance Scale (SSR). Validation of a Scale Measuring State Reactance*, „Zeitschrift für Psychologie”, 223 (4), 257–266, DOI: 10.1027/2151-2604/a000227.
- Stanik M. J., Roszkowska A., Kucharewicz J. (2006), *Psychologiczna diagnoza zachowań agresywnych w świetle badań Skalą Agresji Buss-Durkee (SABD) – wyniki badań i normalizacja testu*, w: J. M. Stanik (red.), *Zastosowanie wybranych technik diagnostycznych w psychologicznej praktyce klinicznej i sądowej*, Wydawnictwo Uniwersytetu Śląskiego, Katowice, s. 81–100.
- Stenner P., Marshall H. (1995), *A Q methodological study of rebelliousness*, „European Journal of Social Psychology”, 25, 621–636, DOI: <http://dx.doi.org/10.1002/ejsp.2420250603>.
- Sztompka P. (2003), *Socjologia. Analiza społeczeństwa*, Znak, Kraków.
- Thomas A., Donnell A. J., Buboltz W. C. (2001), *The Hong Psychological Reactance Scale: A Confirmatory Factor Analysis*, „Measurement and Evaluation Counseling and Development”, 34, 2–13.
- Tucker R. K., Byers P. Y. (1987), *Factorial Validity of Merz's Psychological Reactance Scale*, „Psychological Reports”, 61, 811–815.
- Woller K. M. (2000), *The combination of two scales of psychological reactance*, „Dissertation Abstracts International: Section B: The Sciences and Engineering”, 61 (2-B), 1131.
- Woller K. M., Buboltz, W. C., Loveland, J. M. (2007), *Psychological reactance: Examination across age, ethnicity, and gender*, „American Journal of Psychology”, 120 (1), 15–24.
- Wu T. J. (1992), *Relationships between age, sex, anthropometry and bioelectrical impedance*, „Journal of The Formosan Medical Association”, 91 (12), 1143–1147.
- Zawadzki B. (2006), *Kwestionariusze osobowości. Strategie i procedura konstruowania*, Scholar, Warszawa.
- Zawadzki B., Strelau J., Szczepaniak P., Śliwińska M. (1997), *Inwentarz Osobowości NEO-FFI Paula T. Costy Jr i Roberta R. McCrae. Adaptacja polska. Podręcznik*, Pracownia Testów Psychologicznych Polskiego Towarzystwa Psychologicznego, Warszawa.
- Zimbardo P. (2008), *Efekt Lucyfera*, przeł. A. Cybulko, J. Kowalczevska, J. Radzicki, M. Zieliński, PWN, Warszawa.

Aneks

Załącznik 1

Normy dla skal Kwestionariusza Gotowości Przeciwstawiania się

Tabela 21. Norm dla kobiet (wiek: 18–25)

| STEN | WYNIKI SUROWE W SKALACH | | | |
|------|-------------------------|-------|-------|-------|
| | Od | Ak | O | In |
| 1 | 0–5 | 0–14 | 0–4 | 0–2 |
| 2 | 6 | 15–19 | 5–8 | 3 |
| 3 | 7–8 | 20–25 | 9–11 | 4–5 |
| 4 | 9–10 | 26–30 | 12–14 | 6–7 |
| 5 | 11–14 | 31–33 | 15–17 | 8–9 |
| 6 | 15–18 | 34–36 | 18–19 | 10 |
| 7 | 19–24 | 37–39 | 20–22 | 11–14 |
| 8 | 25–31 | 40 | 23–25 | 15–16 |
| 9 | 32–36 | 41 | 26–28 | 17–18 |
| 10 | 37–42 | 42 | 29–35 | 19–21 |

ANEKS

Tabela 22. Normy dla mężczyzn (wiek: 19–25)

| STEN | WYNIKI SUROWE W SKALACH | | | |
|------|-------------------------|-------|-------|-------|
| | Od | Ak | O | In |
| 1 | 0–6 | 0–15 | 0–6 | 0–2 |
| 2 | 7 | 16–19 | 7–9 | 3 |
| 3 | 8–9 | 20–24 | 10–13 | 4 |
| 4 | 10–12 | 25–29 | 14–16 | 5–6 |
| 5 | 13–16 | 30–33 | 17–18 | 7–8 |
| 6 | 17–21 | 34–36 | 19–22 | 9–11 |
| 7 | 22–25 | 37–38 | 23–25 | 12–13 |
| 8 | 26–33 | 39–40 | 26–28 | 14–16 |
| 9 | 34–37 | 41 | 29–30 | 17–19 |
| 10 | 38–42 | 42 | 31–35 | 20–21 |

Załącznik 2
Arkusz Kwestionariusza Gotowości Przeciwstawiania się

Kwestionariusz Gotowości Przeciwstawiania się
(KGP)

Sławomir Pasikowski, 2016

DANE OSOBY BADANEJ

| | |
|----------------------|---------------------------------------|
| Imię | |
| Nazwisko | |
| Data urodzenia | rok, miesiąc, dzień |
| Miejsce zamieszkania | |
| Inne | |

| STEN | SKALA | | | |
|--------------|-------|----|---|----|
| | Od | Ak | O | In |
| 10 | | | | |
| 9 | | | | |
| 8 | | | | |
| 7 | | | | |
| 6 | | | | |
| 5 | | | | |
| 4 | | | | |
| 3 | | | | |
| 2 | | | | |
| 1 | | | | |
| WYNIK SUROWY | | | | |

KGP

Sławomir Pasikowski, 2016

INSTRUKCJA:

Poniżej znajdują się stwierdzenia opisujące pewną grupę zachowań.

Ustosunkuj się do każdego ze stwierdzeń, zakreślając **kółkiem** jeden wybrany punkt na osi od „nigdy”(1) do „prawie zawsze”(7). Pamiętaj, że możesz wybierać także punkty pośrednie (2,3,4,5,6).

Staraj się jednak rzadko używać wartości „4”.

Jeśli się pomylisz, przekreśl **krzyżykiem** błędnie zaznaczoną odpowiedź.

Żadna z odpowiedzi nie jest ani dobra, ani zła, dlatego odpowiadaj tak, jak faktycznie jest.

Gdy określać będziesz poniższe zachowania, odnoś się do różnych codziennych sytuacji, takich na przykład, jakich doświadczasz w pracy, w szkole, w domu, wśród znajomych, przyjaciół lub po prostu wśród innych ludzi.

Jeśli jesteś gotowa/y, to zaczynamy.

Określ, jak się ZACHOWUJESZ, gdy czujesz,
że ktoś Cię OGRANICZA LUB PRÓBUJE WYWIERAĆ WPLYW na Ciebie,

na przykład poprzez zawężanie możliwości Twojego wyboru, skłanianie do przyjęcia jakiegoś punktu widzenia, rady, nakazy, zakazy, polecenia lub formułowanie wymagań i oczekiwań, z którymi nie zgadzasz się w całości.

| Zachowania | nigdy 1-2-3-4-5-6-7 p. zawsze |
|---|-------------------------------|
| 1. Podaję powody, dla których nie godzę się na tę sytuację. | 1—2—3—4—5—6—7 |
| 2. Działam na przekór temu komuś . | 1—2—3—4—5—6—7 |
| 3. Staram się nie myśleć o tej sytuacji. | 1—2—3—4—5—6—7 |
| 4. Kalkuluję, jakie korzyści mogę mieć z akceptacji tej sytuacji. | 1—2—3—4—5—6—7 |
| 5. Szukam czegoś, co mogę w dowolnym momencie wykorzystać przeciw temu komuś. | 1—2—3—4—5—6—7 |
| 6. Wypowiadam głośno swoje racje. | 1—2—3—4—5—6—7 |
| 7. Staram się robić wrażenie, że godzę się z tą sytuacją. | 1—2—3—4—5—6—7 |
| 8. Rozmawiam z tym kimś w tej sprawie twarzą w twarz. | 1—2—3—4—5—6—7 |
| 9. Staram się dowieść, że tak nie powinno być. | 1—2—3—4—5—6—7 |
| 10. Robię temu komuś na złość. | 1—2—3—4—5—6—7 |
| 11. Próbuję odwrócić od tej sytuacji moją uwagę i skoncentrować się na czymś innym. | 1—2—3—4—5—6—7 |
| 12. Od tej pory jestem wobec tego kogoś zadziorna/y, prowokacyjna/y. | 1—2—3—4—5—6—7 |
| 13. Godzę się z tym, bo myślę o korzyściach z tego wynikających. | 1—2—3—4—5—6—7 |
| 14. Skupiam się na innych rzeczach, niezwiązanych z tą sytuacją. | 1—2—3—4—5—6—7 |
| 15. Mówię otwarcie o tym, co mi nie odpowiada. | 1—2—3—4—5—6—7 |
| 16. Staram się mu odplacić, odegrać się na tym kimś. | 1—2—3—4—5—6—7 |
| 17. Oczekuję korzyści z akceptacji jego oczekiwań i działań. | 1—2—3—4—5—6—7 |
| 18. Wypowiadam swój sprzeciw prosto w oczy oraz słucham argumentów tego kogoś. | 1—2—3—4—5—6—7 |
| 19. Mszczę się. | 1—2—3—4—5—6—7 |
| 20. Staram się dobrze wypaść w oczach tego kogoś, mimo że nie akceptuję jego wymagań. | 1—2—3—4—5—6—7 |

PROSZĘ SPRAWDZIĆ, CZY DLA KAŻDEGO Z 20 STWIERDZEŃ
ZOSTAŁA UDZIELONA ODPOWIEŹ.