

Polski Kwestionariusz Perfekcjonizmu Adaptacyjnego i Dezadaptacyjnego¹

Katarzyna Szczucka

Szkoła Wyższa Psychologii Społecznej, Wydział Zamiejscowy we Wrocławiu

Celem artykułu jest przedstawienie perfekcjonizmu jako konstruktów składającego się z dwóch wymiarów, zawierającego aspekty zarówno pozytywne, jak i negatywne. Dokonano przeglądu założeń teoretycznych i badań empirycznych nad perfekcjonizmem, będących punktem wyjścia do zaprezentowania wyników pochodzących z trzech badań własnych, opisujących etapy powstawania pierwszego polskojęzycznego Kwestionariusza Perfekcjonizmu Adaptacyjnego i Dezadaptacyjnego (KPAD). Badania miały na celu wykazanie rzetelności oraz trafności zbieżnej i dyskryminacyjnej narzędzia. Rezultaty potwierdziły dwuczynnikową naturę omawianego konstruktów, jak również stabilną i adekwatną strukturę wewnętrzną kwestionariusza.

Słowa kluczowe: perfekcjonizm, perfekcjonizm adaptacyjny, perfekcjonizm dezadaptacyjny, polski kwestionariusz perfekcjonizmu

Perfekcjonizm od kilku dekad cieszy się niesłabnącym zainteresowaniem psychologów. Prawie sto lat temu Alfred Adler (1927) pisał o dążeniu do bycia perfekcyjnym (*striving for perfection*), jako o jednym z głównych motywów determinujących dynamikę ludzkiej osobowości i stanowiącym pierwotne kryterium zdrowia psychicznego. Zakładał jednocześnie istnienie różnic indywidualnych pod względem nasilenia owego stylu osobowościowego, dokonując tym samym podziału na dążących do doskonałości zdrowych (stawiających sobie cele trudne, ale realne i modyfikowalne) i neurotycznych (dążących do zrealizowania celów nierealistycznych, zbyt trudnych do osiągnięcia). Bazując na owej konceptualizacji, w latach 70. ubiegłego wieku Don Hamachek (1978) opisał dwa typy perfekcjonistów: zdrowych i niezdrowych. Pierwszym przypisywał takie dyspozycje, jak: elastyczność w działaniu i korygowaniu celów, akceptację rozbieżności między własnymi standardami a poziomem wykonania danej czynności, zezwolenie sobie na popełnianie błędów, czerpanie przyjemności z tego, co się robi, czy poczucie ekscytacji przed przystąpieniem do działania. Drugich z kolei charakteryzował jako tych, którzy

wysokie standardy odnoszą do każdej sfery życia, mają poczucie, że to, co robią, nigdy nie jest wystarczająco dobre, nie czerpią satysfakcji z własnych działań, stawiają sobie cele, które są niemożliwe do osiągnięcia, dominującą zaś emocją przed rozpoczęciem aktywności zadaniowej jest lęk przed porażką.

Lata 80. ubiegłego wieku stanowiły dekadę, w której liczni teoretycy zaczęli jednogłośnie kojarzyć perfekcjonizm z aspektami wyłącznie negatywnymi lub szkodliwymi. Burns (1980, s. 34) na przykład utrzymywał, że perfekcjonisci za swoje dążenia płacą cenę, która „zawiera nie tylko obniżającą się produktywność, ale także wpływa negatywnie na zdrowie, samokontrolę, relacje interpersonalne i samoocenę”. Pacht (1984, s. 387) z kolei wspominał o tym, że „prawdziwą tragedią dla perfekcjonisty jest fakt, iż osiągnięcie 95% lub nawet 99% tego, co było jego celem, jest zazwyczaj spostrzegane jako porażka”. Barrow i Moore (1983) natomiast jako jedną z cech charakteryzujących perfekcjonistów wymieniali myślenie dychotomiczne typu „wszystko albo nic” (*all-or-nothing dichotomous thinking*).

Literatura przedmiotu obfitowała w wyniki badań, które wykazywały, że wysokie nasilenie owej charakterystyki osobowościowej może prowadzić m.in. do dysfunkcji seksualnych (Quadland, 1980), zaburzeń odżywiania (Ranieri i in., 1987), zaburzeń obsesyjno-kompulsywnych

Katarzyna Szczucka, Szkoła Wyższa Psychologii Społecznej, Wydział Zamiejscowy we Wrocławiu, ul. Grunwaldzka 98, 50-357 Wrocław, e-mail: katarzyna.szczucka@swps.edu.pl

nych (Broday, 1988) i lękowych (Flett, Hewitt i Dyck, 1989), tendencji samobójczych (Atala i Baxter, 1989; Halgin i Leahy, 1989), depresji (Frost, Marten, Lahart i Rosenblate, 1990) czy zaburzeń osobowości (Hewitt, Flett i Turnbull, 1992).

Omawiany konstrukt w owym czasie był operacjonalizowany w sposób spójny z dominującym podejściem teoretycznym – nieliczne kwestionariusze były jednowymiarowe i mierzyły wiele patologii. W 1980 roku David Burns opublikował skalę złożoną z 10 twierdzeń, która była zmodyfikowaną wersją DAS (*Dysfunctional Attitude Scale*) Weissmana i Becka, mierzącą kompulsywność, dążenie do osiągania nierealistycznych celów oraz autoewaluację uzależnioną od osiągnięć i produktywności. Trzy lata później z kolei Garner, Olmstead i Polivy (1983) w EDI (*Eating Disorder Inventory*) zawarli subskalę do pomiaru perfekcjonizmu.

Na początku lat 90. ubiegłego stulecia dwa zespoły badawcze, niezależnie od siebie, stworzyły kwestionariusze (oba noszące tę samą nazwę: *Multidimensional Perfectionism Scale*) do pomiaru różnych aspektów opisywanej w tej pracy charakterystyki osobowościowej. Paul Hewitt i Gordon Flett (1991a) zaproponowali trzy niezależne wymiary perfekcjonizmu: zorientowany na siebie (SO; *self-oriented*), na innych (OO; *other-oriented*) i usankcjonowany społecznie (SP; *socially-prescribed*). Podstawę owej dystynkcji stanowiły: źródło (ja vs. inni) perfekcjonistycznych oczekiwań i obiekt (ja vs. inni), w stosunku do którego są one kierowane. Wysokie wyniki na wszystkich trzech wymiarach są, według autorów, indykatorami patologii (Hewitt i Flett, 1991a). Frost, Marten, Lahart i Rosenblate (1990) stworzyli z kolei 6-wymiarowe narzędzie, w skład którego weszły następujące czynniki: standardy osobiste (PS; *personal standards*), obawa przed błędami (CM; *concern over mistakes*), wątpliwość w jakość swoich działań (D; *doubts about action*), zorganizowanie (O; *organization*) oraz oczekiwania (PE; *parental expectations*) i krytycyzm rodziców (PC; *parental criticism*). Kwestionariusz ten mierzy również głównie negatywne konsekwencje perfekcjonizmu – z wyjątkiem subskal: standardy osobiste i zorganizowanie. Wątpliwa jest jednak trafność zewnętrzna owego narzędzia – badanie zostało przeprowadzone na próbie studentek elitarnego uniwersytetu.

W 1993 roku inny zespół, pod kierownictwem wspomnianego Randy’ego Frosta (Frost, Heimberg, Holt, Mattia i Neubauer, 1993), jako pierwszy postanowił empirycznie zweryfikować założenia teoretyczne sformułowane przez Hamacheka (1978), zakładające istnienie perfekcjonizmu zarówno zdrowego, jak i niezdrowego. Wyniki uzyskane przez badaczy potwierdziły istnienie

dwóch czynników (*higher order two-factor structure*); pierwszy z nich, określany jako „perfekcjonistyczne obawy” (MEC; *maladaptive evaluation concerns*), okazał się w sposób statystycznie istotny związany z depresją i negatywnym afektem, drugi zaś, „perfekcjonistyczne dążenia” (PS; *positive strivings*), korelował tylko z pozytywnym afektem. Frost i jego współpracownicy wykazali tym samym, że nie każda forma perfekcjonizmu jest negatywna; czynnik „perfekcjonistyczne dążenia” (w skład którego wchodziły podskale „standardy osobiste” i „zorganizowanie”) „reprezentuje pozytywne aspekty perfekcjonizmu” (Frost i in., 1993, s. 125). W wielu późniejszych badaniach wyniki te zreplikowano, np. Slaney, Ashby i Trippi (1995) zastosowali analizę czynnikową metodą głównych składowych, w celu dokonania eksploracji relacji między różnymi skalami do pomiaru perfekcjonizmu, Cox, Enns i Clara (2002) wykorzystali zaś konfirmacyjną analizę czynnikową (CFA; *confirmatory factor analysis*), potwierdzając tym samym po raz kolejny dwuczynnikowy model perfekcjonizmu. Były one również spójne z rezultatami badań jakościowych, przeprowadzonych na grupie kryterialnej złożonej z 37 perfekcjonistów – Robert Slaney i Jeffrey Ashby (1996) wykazali w tych badaniach, że tylko niektórzy spośród perfekcjonistów oceniają swój perfekcjonizm pejoratywnie, inni natomiast wprost przeciwnie – oceniają go jako charakterystykę pozytywną.

Dwuwymiarowe ujęcie perfekcjonizmu zaczęło być od tej pory podejściem dominującym; w literaturze można się spotkać z różnymi określeniami owych dwóch podstawowych dymensji – niektórzy autorzy określają je jako pozytywną i negatywną (Terry-Short, Owens, Slade i Dewey, 1995), inni – aktywną i pasywną (Adkins i Parker, 1996), adaptacyjną i dezadaptacyjną (Rice, Ashby i Slaney, 1998), funkcjonalną i dysfunkcjonalną (Rhéaume i in., 2000) czy zdrową i niezdrową (Stumpf i Parker, 2000).

Pomimo wielu dowodów empirycznych niektórzy psychologowie nadal jednak mocno wątpią w to, iż perfekcjonizm może mieć również pozytywne konsekwencje (zob. np. Benson, 2003; Flett i Hewitt, 2005; Greenspon, 2000). W artykułach, które ukazały się w ostatniej dekadzie ubiegłego wieku, spotkać można wiele przykładów na to, iż, według ich autorów, perfekcjonizm jest jednoznacznie pejoratywną charakterystyką osobowościową i traktowany jest nadal jednowymiarowo; wskazywano na przykład, iż wielu pracoholików (*workaholics*) wykazuje tzw. styl perfekcjonistyczny (*perfectionistic style*), przejawiający się nazbyt wielkim skupianiem uwagi na porządku, dezadaptacyjnym dążeniu do doskonałego wykonywania zleconych zadań, co w efekcie utrudnia

lub wręcz uniemożliwia sprawne działanie i osiąganie sukcesów zawodowych (por. Arthur i Hayward, 1997; Scott, Moore i Miceli, 1997; Spence i Robbins, 1992). Lawrence Pervin z kolei wskazuje, iż ludzie o osobowości kompulsywnej (w kategoriach psychoanalitycznych jest to ekwiwalent osobowości analnej) charakteryzują się nadmiernym skupieniem na pracy i perfekcjonizmem (pierwsze wydanie *The science of personality* pochodzi z roku 1996 – zdumiewający jest więc fakt, iż autor traktuje perfekcjonizm unidymensyjnie), z kolei Soldz, Budman i Demby (1993, za: Pervin, 2005) oraz Trull (1992, za: Pervin, 2005) twierdzą, iż ludzie o wspomnianej osobowości charakteryzują się wysoką sumiennością i często uzyskują wysokie wyniki na skali neurotyczności – ponownie autorzy nie dokonali podziału na dwie formy perfekcjonistów, ponadto oba badania zostały przeprowadzone na próbach klinicznych. Ostatnio Melanie Moretz i Dean McKay (2009) wykazali, iż wyłącznie perfekcjonizm dezadaptacyjny pełni specyficzną rolę w powstawaniu zaburzeń obsesyjno-kompulsywnych (OCD; *obsessive-compulsive disorder*), przy czym mediatorem owej relacji jest lęk jako cecha.

W literaturze polskojęzycznej również można spotkać się z podobnym ujęciem omawianego w tej pracy konstrukt – np. Frąszczak (2002) twierdzi, że perfekcjonistyczna charakterystyka osobowościowa wykształca się wskutek nadmiernych oczekiwań rodziców, które przyczyniają się do powstawania i utrwalania pracoholizmu, *ergo*: perfekcjonizm znowu jest traktowany jako jeden z indikatorów patologii²; utratę poczucia wartości i kontroli pracoholik kompensuje tzw. syndromem oszusta (*impostor syndrome*; por. Frąszczak, 2002). Z kolei Małgorzata Kossowska (2005) w monografii dotyczącej poznawczych mechanizmów sztywności pisze: „Przez wiele lat perfekcjonizm traktowany był jako czynnik zapewniający wysokie osiągnięcia oraz zadowolenie z własnej aktywności. Współczesne badania odkryły jednak jego ciemną stronę – okazało się, że perfekcjonizm jest także odpowiedzialny za irracjonalne myślenie, epizody depresyjne, tendencje samobójcze oraz problemy ze zdrowiem” (Kossowska, 2005, s. 26). Autorka powołuje się na artykuły opublikowane w latach 90., ponownie traktując perfekcjonizm jako charakterystykę o zabarwieniu zdecydowanie pejoratywnym. Kossowska wspomina wprawdzie, iż „Pojawiły się prace, w których wskazuje się na wielowymiarową strukturę tego zjawiska” (Kossowska, 2005, s. 26), jednak omawia krótko wyłącznie skalę Hewitta i Fletta (mierzącą, przypomnijmy, głównie negatywne aspekty perfekcjonizmu), nie podkreślając *explicite*, iż konstrukt ów posiada zarówno aspekt pozytywny, jak i negatywny (nie wspomina np. o badaniach

Frosta i współpracowników oraz ich późniejszych replikacjach).

Współczesna literatura przedmiotu opisuje trzy sposoby konceptualizacji omawianej tu charakterystyki osobowościowej: jednowymiarową (np. Oliver, Hart, Ross i Katz, 2001), dwuwymiarową (np. Cox i in., 2002) i grupową (np. Ashby i Kottman, 1996), przy czym za dominujące uznaje należy dwie ostatnie (zob. Stoeber i Otto, 2006). Jak podkreślają Stoeber i Otto, badacze zajmujący się perfekcjonizmem, oprócz używania rozmaitych dla niego określeń, różnią się także sposobem, w jaki dokonują ich dyferencjacji – traktując je bądź jako dwa ortogonalne wymiary bądź jako odrębne grupy. Nie ma także zgody co do tego, jak należałoby traktować ów konstrukt – czy jest to globalna i stabilna cecha (*trait*; por. Watson, Clark i Harkness, 1994;), styl osobowościowy (*personality style*; por. Hamachek, 1978; Hewitt i Flett, 1991a; Stoeber i Otto, 2006), stan fluktuujący jako funkcja czynników sytuacyjnych (*state*; por. Saboonchi i Lundh, 1999), czy zarówno cecha, jak i stan (por. Rice i Aldea, 2006). Brent Roberts i Wendy DelVecchio (2000) z kolei konstatują, iż należy dokonać dystynkcji pomiędzy dwiema formami stabilności omawianego tu konstrukt: absolutnej (*absolute stability*) i relatywnej (*relative stability*); indykatorem tej ostatniej jest korelacja, mierzona metodą test-retest, między wynikami na skalach do pomiaru obu aspektów perfekcjonizmu i odnosi się do uplasowania podmiotu wewnątrz badanej próby, absolutna zaś do tego, czy średnie wyniki w danej próbie zmieniają się w funkcji czasu.

Robert McCrae i Paul Costa (2005) w swojej dynamicznej teorii osobowości (*dynamic personality theory*) twierdzą, iż tzw. podstawowe tendencje lub cechy są stałe i mają strukturę hierarchiczną – od wąskich i specyficznych poczynając, a na szerokich i ogólnych kończąc; na najwyższym poziomie hierarchii znajdują się: neurotyczność, ekstrawersja, otwartość na doświadczenie, ugodowość i sumiennosc. Biorąc pod uwagę ową hierarchiczną strukturę oraz fakt, iż „Cecha wydaje się nieco szerszym określeniem wskazującym na motywację, style oraz inne aspekty spójności w życiu człowieka” (McCrae i Costa, 2005, s. 43), wnioskować należy, iż owe najbardziej szerokie i ogólne cechy odgrywają rolę w rozwoju charakterystyk osobowościowych znajdujących się na niższych poziomach owej hierarchicznej struktury (por. też Stoeber, Otto i Dalbert, 2009). Ujmując osobowość jako zespół cech, założyć zatem należy, iż oba aspekty perfekcjonizmu traktować się powinno jako względnie stałą charakterystykę czy styl osobowościowy. Charakterystyka owa ma wpływ na poziom aspiracji i indywidualnych dążeń w praktycznie wszystkich obszarach funkcjonowania podmiotu – od aktywności zawodowej, pozazawodowej,

poprzez relacje społeczne i rodzinne, hobby, na życiu religijnym kończąc (por. Flett, Hewitt, Shapiro i Rayman, 2003; Slaney i Ashby, 1996), daje zaś o sobie znać już w dzieciństwie i okresie adolescencji (Parker, 2002). Rice, Lopez i Vergara (2005) opisują obie formy perfekcjonizmu jako zinternalizowany zestaw samooceny i motywacji odnoszących się do zadaniowego funkcjonowania podmiotu.

W poznawczym ujęciu osobowości różnice indywidualne są funkcją zarówno aktualnej dostępności w pamięci szczególnego rodzaju konstruktów osobistych, stanowiących pryzmat, przez który podmiot spostrzega i interpretuje rzeczywistość, jak również gotowości do ich użycia (por. Higgins, 1987). Podmioty mogą jednak, mimo iż dysponują szerokim zakresem takich samych konstruktów czy schematów poznawczych, różnić się pod względem gotowości do ich użycia w przetwarzaniu informacji, funkcjonowaniu zadaniowym, spostrzeganiu siebie etc. Według teorii Tory'ego E. Higginsa posiadanie danego konstruktów (*availability*) jest warunkiem *sine qua non* prawdopodobieństwa jego aktywizacji (*accessibility*), będącej funkcją użyteczności danego konstruktów oraz tego, jak często i jak dawno był on poznawczo dostępny (Higgins, King i Mavin, 1982). Zważywszy zatem na fakt, iż podmioty mogą różnić się nie tylko pod względem tego, czy mają ukształtowany dany konstrukt – ja jako osoba nieperfekcjonistyczna/perfekcjonista (dez)adaptacyjny – ale również pod względem fluktuacji temporalnej dostępności schematu kognitywnego, skonstatować należy, iż perfekcjonizm, oprócz transsytuacyjnej spójności (czyli: stylu, charakterystyki osobowościowej ujmowanej w kategoriach cechy, dyspozycji) może również ujawniać różne formy nasilenia będące funkcją dostępności poznawczej – perfekcjonistyczne myślenie jako stan będący funkcją typu sytuacji, w jakiej znajduje się podmiot (por. Saboonchi i Lundh, 1999). Czyli innymi słowy, według teorii rozbieżności ja (*self-discrepancy theory*) Higginsa (1987) perfekcjonistów dezadaptacyjnych powinna charakteryzować sztywna, chroniczna i transsytuacyjnie niezmienna dostępność dużej rozbieżności pomiędzy ja realnym a idealnym/powinnościowym, perfekcjonistów adaptacyjnych – elastyczne i uzależnione od okoliczności zezwolenie sobie na ową rozbieżność, osoby nieperfekcjonistyczne zaś – nie powinny owej niezgodności doświadczać z racji nieobecności konstruktów „ja jako osoba perfekcjonistyczna”.

Do najbardziej znanych narzędzi anglojęzycznych służących do pomiaru perfekcjonizmu należą, wspomniane już, *Multidimensional Perfectionism Scale*: FMPS autorstwa Frosta i współpracowników (1990) oraz HFMPHS Hewitta i Fletta (1991a), *Almost Perfect Scale-Revised*

(AMS-R), którą stworzył Robert Slaney wraz ze współpracownikami (Slaney, Rice, Mobley, Trippi i Ashby, 2001) oraz *Adaptive/Maladaptive Perfectionism Scale*, której autorami są Kenneth Rice i Karen Preusser (2002). Wszystkie one traktują mierzony konstrukt wielowymiarowo, przy czym liczba podskal waha się od 3 (HFMPHS, Hewitt i Flett, 1991a; APS-R, Slaney i in., 2001) do 6 (FMPS, Frost i in., 1990). Wymienione skale różni nie tylko liczba wymiarów: np. AMPS Rice'a i Preusser (2002) przeznaczone jest dla uczniów szkół podstawowych, z kolei HFMPHS Hewitta i Fletta (1991a) mierzy głównie negatywne aspekty perfekcjonizmu – każdy z podwymiarów, jak konstatują autorzy, może odgrywać znaczącą rolę w depresji klinicznej (por. Hewitt i Flett, 1991b), a także rozmaitych zaburzeniach, takich jak nadużywanie alkoholu, osobowość histrioniczna, BPD (*borderline personality disorder*), hipomania, dystymia (por. Hewitt i Flett, 1991a), czy w genezie tendencji samobójczych (Hewitt, Flett i Weber, 1994). Wart podkreślenia jest również fakt, iż obie skale MPS (FMPS i HFMPHS) ujmują omawiany w artykule konstrukt w zgoła odmienny sposób – skala Frosta i współpracowników służy do pomiaru funkcjonowania zadaniowego perfekcjonistów, natomiast Hewitta i Fletta – ich funkcjonowania społecznego.

Celem tego artykułu jest przedstawienie polskiego Kwestionariusza Perfekcjonizmu Adaptacyjnego i Dezadaptacyjnego (KPAD) – jest to pierwsze polskojęzyczne narzędzie służące do pomiaru wyłącznie owego konstruktów. W literaturze rodzimej spotkać się można jedynie z subskalą PSP (Perfekcjonistyczny Styl Pracy) pochodzącą z Kwestionariusza Pracoholizmu autorstwa Hornowskiej i Paluchowskiego (2007). Jej ograniczeniem jest jednak, oprócz odniesienia wyłącznie do negatywnych aspektów perfekcjonizmu, rozumianego jako „przesadne dążenie do doskonałości w wykonywaniu powierzonych zadań, utrudniające lub uniemożliwiające w efekcie sprawne funkcjonowanie” (Hornowska i Paluchowski, 2007, s. 74), uwzględnienie jedynie zawodowego obszaru funkcjonowania człowieka („skala obejmuje zespół przekonań, postaw i wartości, które sprzyjają nadmiernemu obciążaniu się pracą”; Hornowska i Paluchowski, 2007, s. 75).

Badanie 1

Pierwszym krokiem w kierunku konstrukcji kwestionariusza było wygenerowanie puli bazowej pozycji testowych. Zarówno obszary treści, jak i manifestacji zostały tak zdefiniowane, aby uwzględniały dwa wymiary perfekcjonizmu – pozytywny i negatywny; zastosowano zatem łącznie: strategię racjonalną (por. Hornowska, 2007), czyli dedukcyjną (teoretyczną) (por. Zawadzki, 2006), gdyż

punktem wyjścia były teorie (Adler, 1927; Hamachek, 1978), których autorzy *explicite* zakładali istnienie dwóch form perfekcjonizmu, wyraźnie zaznaczając, czym owe także odmienne charakterystyki się różnią, i indukcyjną, czyli wewnętrzną (Zawadzki, 2006). Jak pisze Bogdan Zawadzki: „W strategii teoretycznej celem jest opracowanie kwestionariusza pozwalającego na diagnozę cech ujmowanych przez określoną teorię psychologiczną. Punktem wyjścia w tej strategii jest określona koncepcja i wynikające z niej hipotezy dotyczące struktury cech osobowości” (Zawadzki, 2006, s. 77). Dalej autor wskazuje jednak, iż: „Badacze zazwyczaj łączą strategię indukcyjną z podejściem teoretycznym, przyjmując eksploracyjną analizę danych jako formę weryfikacji twierdzeń teoretycznych” (s. 96). Uzasadnieniem dla zastosowania tego rodzaju strategii jest chociażby wyeliminowanie błędu *garbage in–garbage out* – podstawy teoretyczne mają być gwarantem ograniczenia szumu informacyjnego „na wejściu” oraz umożliwić predykcję oczekiwanej struktury narzędzia.

Bazując na tym – teoretycznym – fundamencie, który był swoistym drogowskazem badawczym prac konstrukcyjnych (por. też Rice i Preusser, 2002), pozwalającym na sformułowanie oczekiwań, jak powinna wyglądać uzyskana w wyniku późniejszych analiz charakterystyka psychometryczna narzędzia, procedurę konstrukcyjną rozpoczęłam, zgodnie z zaleceniem Zawadzkiego (2006), od wyodrębnienia podwymiarów badanej cechy i zdefiniowania podskal badających owe subwymiary. Zdefiniowane zostały zatem następujące obszary treści (liczba owych obszarów nie oznacza, że spodziewano się czteroczynnikowej struktury kwestionariusza – przystępując do pracy nad konstrukcją narzędzia, od początku zakładałam, iż wyniki analizy czynnikowej wykażą jednoznacznie istnienie struktury dwuczynnikowej): OR (obawa przed rozbieżnością), PS (poczucie skuteczności), KS (koncentracja na sukcesach) i SO (standardy osobiste), oraz obszary manifestacji, na które składały się przekonania, emocje i zachowania. Zarówno obszary treści, jak i manifestacji, co istotne i co należy podkreślić, zostały stworzone z nastawieniem, aby jak najściślej odpowiadały założeniom teoretycznym (por. Burisch, 1986). Poszczególne obszary treści, które w kolejnym kroku zostały poddane procedurze sędziowania kompetentnego, zostały zdefiniowane w sposób następujący:

(1) OR – skala ta służy do pomiaru poziomu tolerowania rozbieżności między stawianymi przez samego siebie standardami a efektami aktywności zadaniowej, oceny jakości swoich działań, negatywnych reakcji na błędy, skłonności do ciągłego korygowania efektów swoich

działań; wysokie wyniki na tej skali powinni osiągać perfekcjoniści dezadaptacyjni.

(2) PS – ta skala służy do pomiaru przekonania, wywiezionego z uprzednich doświadczeń jednostki, o skutecznym radzeniu sobie z pewną klasą zadań, zarówno w sytuacjach nowych, jak i nieznanymi, rodzaju dokonywanych atrybucji, predykcji skuteczności własnej w przyszłości; wysokie wyniki na tej skali powinni uzyskać perfekcjoniści adaptacyjni.

(3) KS – wyniki na tej skali pozwalają określić dostępność poznawczą sukcesów, będącą konsekwencją niedopatrywania się błędów w momencie zaistnienia rozbieżności między poziomem wykonania zadania a osobistymi standardami podczas każdego rodzaju aktywności, za sukces powinien być uważany wynik wystarczająco dobry, nie zawsze zaś – idealny; wysokie wyniki powinni mieć na tej skali perfekcjoniści adaptacyjni.

(4) SO – skala ta mierzy tendencję do stawiania sobie wysokich standardów we wszelkich aktywnościach, traktowania każdej z nich jako angażującą *ego*, poziom samoakceptacji zaś uzależniony jest od tego, czy efekty działań są zgodne z wyznaczonym celem; skrajnie wysokie wyniki na tej skali powinni osiągać perfekcjoniści dezadaptacyjni, skrajnie niskie – nieperfekcjoniści.

Ponadto inspiracją do generowania twierdzeń własnego autorstwa, wchodzących w skład wersji pierwotnej kwestionariusza, były – relewantne z założeniami teoretycznymi – wyniki najnowszych badań empirycznych (zob. np. Rice i in., 1998; Stumpf i Parker, 2000), a także niektóre pozycje ze skal anglojęzycznych. W skład początkowej wersji kwestionariusza weszły niektóre twierdzenia³ z APS-R (Slaney i in., 2001) – ze skal: S⁴ (*Standards*) i D⁵ (*Discrepancy*); z FMPS (Frost i in., 1990) ze skali CM⁶ (*Concern over Mistakes*), PS⁷ (*Personal Standards*) oraz D⁸ (*Doubting of Actions*); ze skali M⁹ (*Sensitivity to Mistakes*) pochodzącej z AMPS (Rice i Preusser, 2002). Łącznie z powyższymi w skład wersji wyjściowej KPAD weszło 136 twierdzeń. Po analizie lingwistycznej, wykonanej przez polonistę, 10 pozycji zostało zmienionych. Zgodnie z zaleceniem Zawadzkiego (2006) o konieczności uwzględnienia i respektowania zwyczajów językowych osób badanych, uwarunkowanych kulturowo, oraz konieczności niwelowania seksizmu, twierdzenia w kwestionariuszu zawierają męsko- i żeńskoosobowe formy odmiany: „jestem przekonany(a)”, „chciał(a)bym” itp. Następnie, w celu zweryfikowania trafności treściowej pozycji, wykorzystana została metoda sędziowania kompetentnego¹⁰, której zadaniem było wykazanie, które twierdzenia są zgodne ze zdefiniowanymi kategoriami (sędziowie kompetentni otrzymali, oprócz definicji obszarów treści, krótką charakterystykę obu typów per-

fekcjonistów). Wyniki te następnie opracowano, stosując współczynnik trafności treściowej (CVR; *content validity ratio*), obliczany według wzoru Lawshego (1975). W rezultacie z wersji wstępnej, liczącej 136 pozycji, usunięto 44¹¹, zatem w wersji kwestionariusza przeznaczonej do badania selekcyjnego znalazły się 92 pozycje: 41 przypisanych do skali SO (standardy osobiste), 20 z podskali PS (poczucie własnej skuteczności), 18 należących do skali OR (obawa przed rozbieżnością) oraz 13 wchodzących do skali KS (koncentracja na sukcesach).

Celem badania selekcyjnego była weryfikacja wewnętrznej struktury kwestionariusza przy użyciu eksploracyjnej analizy czynnikowej (EFA; *exploratory factor analysis*) oraz wyłonienie takich pozycji, które wejdą do jego ostatecznej wersji, tworząc dwie skale o wystarczająco wysokiej rzetelności (Cronbach, 1951). Jak pisze wielokrotnie już w tej pracy przywoływany Zawadzki: „Procedura eksploracyjnej analizy czynnikowej zakłada, że uzyskanie empirycznej struktury cech, która w pełni odpowiada oczekiwaniom teoretycznym, jest najlepszym (bo niejako niewymuszonym) dowodem tezy, że mierzone są właśnie te, a nie inne cechy” (Zawadzki, 2006, s. 84). Uzyskanie zatem w wyniku przeprowadzenia EFA struktury narzędzia zgodnej z założeniami teoretycznymi, tworzy sytuację „diagnostycznie jednoznaczną” (Zawadzki, 2006, s. 84–85).

Metoda

Osoby badane

Próba konstrukcyjna liczyła 250 osób, z czego 92,8% stanowiły kobiety. Wiek mieścił się w przedziale od 15 do 63 lat ($M = 27,07$; $SD = 7,26$), przy czym dla 87% osób badanych przedział wiekowy wynosił 19–35. Spośród respondentów 61,6% było czynnych zawodowo, 12,4% było w trakcie studiów licencjackich, 34,4% – studiów magisterskich, 6,4% – studiów doktoranckich.

Material

Osoby badane ustosunkowywały się do każdego z 92 twierdzeń, zaznaczając odpowiedź na 7-stopniowej skali Likerta – numerycznej, z opisanymi wszystkimi punktami, od *zdecydowanie się nie zgadzam* do *zdecydowanie się zgadzam*.

Procedura

Badanie przeprowadzono za pośrednictwem internetu. Osobami badanymi byli użytkownicy forów dyskusyjnych Gazety Wyborczej, którzy – każdorazowo po zgłoszeniu akcesu drogą e-mailową – otrzymywali hasło dostępowe i wypełniali kwestionariusz zamieszczony na stronie ankieta.pl. Zastosowana metoda zniwelowała tzw. braki

danych – kwestionariusz mógł zostać wysłany tylko po wypełnieniu wszystkich pozycji. Za przeprowadzeniem badania *via* internet przemawia szereg argumentów przytaczanych przez Hornowską i Paluchowskiego (2007), m.in. są one „bardziej ekonomiczne, pozwalają dotrzeć do szerszego spektrum respondentów, zmniejszają wpływ stronniczości, zwiększają poczucie anonimowości” (s. 67–68). Dane zbierane były przez dwa tygodnie.

Wyniki

Dane z badania selekcyjnego spełniły założenia analizy czynnikowej. Test sferyczności Bartletta wykazał, że macierz korelacji nie jest macierzą jednostkową (w macierzy jednostkowej na głównej przekątnej występują same jedynki, natomiast resztę macierzy wypełniają zera, co oznacza, że korelacja między zmiennymi nie występuje – por. Field, 2005; Wieczorkowska i Wierzbński, 2007), $\chi^2 = 15611,031$, $p < 0,001$. Miara KMO (*Kaiser-Meyer-Olkin measure of sampling adequacy*) wyniosła 0,886, co wskazuje na to, iż na danych można przeprowadzić analizę czynnikową (Kim i Mueller, 1978). W efekcie przeprowadzenia eksploracyjnej analizy czynnikowej metodą głównych składowych (PCA; *principal component analysis*) ze znormalizowaną rotacją *Promax* otrzymano 19 składowych głównych z wartością własną (*eigenvalue*) powyżej jedności, wyjaśniających łącznie 68,8% wariancji. Na etapie teoretycznym zakładano istnienie dwóch czynników (adaptacyjnego i dezadaptacyjnego) – założenie to uzyskało potwierdzenie empiryczne: na wykresie osypiska (*scree plot*; Cattell, 1966) wyraźnie wyodrębniły się dwa czynniki główne, wyjaśniające łącznie 35,83% wariancji – przyrost wariancji wyjaśnionej dla pierwszego z nich wynosił 22,24% (wartość własna wyniosła 20,46), dla drugiego zaś 13,59% (wartość własna wyniosła 12,50; dla kolejnych – od 4,40 do 1,12%). Oba wymiary okazały się ujemnie skorelowane, $r = -0,261$, współczynnik korelacji Pearsona jest jednak na tyle niewielki, że można założyć, iż czynniki są względnie ortogonalne (por. Briggs i Cheek, 1986).

Celem kolejnego etapu analizy było zmniejszenie liczby twierdzeń. Pierwszym krokiem w tym kierunku było wyeliminowanie tych pozycji, których ładunki czynnikowe, zawarte w macierzy modelowej (por. Field, 2005; Wieczorkowska i Wierzbński, 2007), osiągnęły wartość mniejszą od 0,55 – dla skali PD (wahały się w przedziale 0,55–0,81), dla skali PA zaś – od 0,57 (przedział: 0,57–0,82), co jest podejściem bardziej restrykcyjnym od chociażby rekomendowanego przez Stevensa (1992), który zaleca, aby wartości ładunków były wyższe od 0,4. Wartość statystyki ZZW – zasobu zmienności wspólnej (*communality*), czyli miary proporcji wariancji wspólnej

(*common variance*) prezentowanej przez dane twierdzenie, innymi słowy wielkości wariancji danego twierdzenia wyjaśnianej za pomocą wyekstrahowanej w wyniku analiz liczby czynników – dla poszczególnych pozycji wyniosła od 0,32 do 0,65 (co potwierdziła analiza macierzy korelacji odtworzonych). W kolejnym kroku poddano analizie macierz korelacji i wyeliminowano te twierdzenia, których istotność jednostronna w większości przypadków osiągała wartość wyższą niż 0,05 (por. Field, 2005).

W efekcie przeprowadzonej procedury powstała wersja właściwa kwestionariusza KPAD, składająca się z 35 pozycji testowych, zawierająca dwie subskale: PD i PA, z których pierwsza składa się z 22 twierdzeń, druga zaś – z 13.

W kolejnej analizie, przeprowadzonej na owej ostatecznej wersji kwestionariusza, sprawdzono ponownie jego strukturę wewnętrzną. Zrezygnowano w dalszych analizach z przeprowadzenia confirmacyjnej analizy czynnikowej w świetle przekonujących rezultatów analizy eksploracyjnej. Test sferyczności Bartletta był istotny na poziomie $p < 0,001$, $\chi^2 = 5842,298$, zaś wartość wskaźnika KMO wyniosła 0,923, która to wartość jest wartością „znakomitą” (por. Hutcheson i Sofroniou, 1999, s. 224). W wyniku przeprowadzonej EFA ze znormalizowaną rotacją ukośną (*oblique*) typu Promax otrzymano 6 składowych głównych z wartością własną większą od jedności. Czynniki te wyjaśniały łącznie 66,57% wariancji, przy czym dwa pierwsze (PD i PA) wyjaśniały łącznie 50,87% wariancji (PD – 33,23%, PA zaś 17,63%).

Wartości własne wynosiły odpowiednio: 11,63 i 6,17, zaś sumy kwadratów ładunków po rotacji (*rotation sums of squared loadings*) wyniosły: dla czynnika pierwszego – 11,55, dla drugiego – 6,53. Oba wymiary były ze sobą w jeszcze mniejszym stopniu skorelowane (por. wyniki wersji pierwotnej, gdzie $r = -0,261$): $r = -0,135$. Wynik taki jest dowodem na prawdziwą, bo niewymuszoną przez metodę rotacji, ortogonalność owych dwóch czynników. Niezależność obu wymiarów potwierdził bardzo wyraźnie wykres składowych w rozwiązaniu rotowanym. Robert Ho (2006) konstatuje, iż w wypadku, gdy korelacja między czynnikami jest bardzo mała ($< 0,20$), należy zakładać, iż owe czynniki są ortogonalne i należy powtórzyć analizy, wykorzystując metodę rotacji ortogonalnej.

Wykonana została zatem powtórna analiza – metodą Varimax. Macierz przekształconych składowych (*factor transformation matrix*) wykazała, iż rotacja ortogonalna była rozwiązaniem właściwym, gdyż wartości w macierzy były symetryczne (por. Field, 2005). Wyodrębniono dwa czynniki, z których pierwszy wyjaśniał 32,67% wariancji, drugi zaś – 18,20%. Współczynnik korelacji r Pearsona między sumą wyników na skali PD i PA okazał się nieistotny $r = -0,12$, $p = 0,06$ (dwustronnie); zależność owa nie przybrała kształtu krzywoliniowego, co wykazał wykres rozrzutu.

Ładunki czynnikowe (*factor loadings*), czyli współczynniki korelacji między danym twierdzeniem a czynnikiem, który owo twierdzenie reprezentuje, dla poszczególnych pozycji z obu skal po rotacji przedstawia Tabela 1.

Tabela 1.

Ładunki czynnikowe dla poszczególnych pozycji testowych po rotacji (wersja ostateczna kwestionariusza KPAD)

Pozycja testowa	Czynnik 1 (PD)	Czynnik 2 (PA)
1. To, co robię, nigdy nie wydaje mi się wystarczająco dobre.	0,701	-0,027
2. Przeważnie coś robię nie tak.	0,724	-0,260
3. Czuję się dobrze z tym, że sam(-a) stawiam sobie wysoko poprzeczkę.	-0,261	0,648
4. Starając się być najlepszym(-a) w tym, co robię, dbam o swój rozwój.	-0,069	0,630
5. Robię wszystko jak najlepiej, ale nigdy nie wydaje mi się to wystarczająco dobre.	0,723	0,158
6. Nie lubię robić cegokolwiek byle jak.	-0,071	0,596
7. Popełnienie błędu oznacza dla mnie całkowitą porażkę.	0,655	0,073
8. Boję się, że nie sprostam moim oczekiwaniom.	0,746	0,104
9. Jeśli coś robię, chcę, aby to było wykonane jak najlepiej.	0,049	0,601
10. Nie akceptuję siebie w pełni, bo zawsze coś robię nie tak.	0,813	-0,159
11. Nawet najmniejszy błąd spostrzegam w kategoriach porażki.	0,761	-0,030
12. Czuję się sfrustrowany(-a), gdy nie mogę osiągnąć moich celów.	0,603	0,038
13. Wszystko staram się robić jak najlepiej, niezależnie od tego, czego się ode mnie oczekuje.	0,101	0,594

Tabela 1 – cd.

Pozycja testowa	Czynnik 1 (PD)	Czynnik 2 (PA)
14. Boję się, że nie osiągnę celów, które sam(-a) sobie stawiam.	0,732	0,053
15. Akceptuję siebie tylko wtedy, gdy robię wszystko bezbłędnie.	0,762	0,078
16. Zazwyczaj nie jestem zadowolony(-a) z tego, co robię.	0,717	-0,206
17. Rzadko odnoszę sukcesy, częściej doznaję porażek.	0,671	-0,348
18. Gdy ktoś inny robi cokolwiek lepiej ode mnie, pogarsza mi się nastrój.	0,605	0,01
19. Nie zadowolają mnie efekty mojej pracy i często je poprawiam.	0,706	0,026
20. Boję się, że w przyszłości na studiach/w pracy sobie nie poradzę.	0,721	-0,234
21. Wytrwale dążę do osiągnięcia zamierzonych celów.	0,377	0,601
22. Gdy popełniam jakikolwiek błąd, czuję się kimś gorszym.	0,820	0,019
23. Szanuję siebie za to, że jestem osobą obowiązkową i dużo od siebie wymagającą.	-0,137	0,665
24. Często nie mogę skończyć jakiegoś zadania, bo myślę, że wciąż coś jest nie tak.	0,721	-0,102
25. Stawiam sobie trudniejsze cele niż większość ludzi.	0,086	0,643
26. Przestaję siebie akceptować, gdy nie spełniam swoich oczekiwań.	0,792	0,079
27. Jestem niezadowolony(-a), gdy popełnię najmniejszy błąd na studiach/w pracy.	0,626	0,169
28. Na co dzień wymagam od siebie więcej, niż wymagają od siebie inni.	0,114	0,671
29. Na studiach/w pracy przeważnie doznaję porażek.	0,575	-0,281
30. Sam(-a) wymagam od siebie więcej, niż oczekują ode mnie inni.	0,091	0,725
31. Mam duże oczekiwania w stosunku do samego(-ej) siebie.	0,149	0,759
32. Lubię to, że jestem bardzo wymagający(-a) w stosunku do samego(-ej) siebie.	-0,155	0,638
33. Na studiach/w pracy, gdy nie osiągnę tego, co sobie zaplanowałem(-am), łatwo się zniechęcam.	0,606	-0,336
34. Stawiam sobie wysokie wymagania na studiach/w pracy.	0,001	0,836
35. Gdy nie odnoszę sukcesów na studiach/w pracy czuję się kimś gorszym niż zwykle.	0,758	0,069

PD = perfekcjonizm dezadaptacyjny, PA = perfekcjonizm adaptacyjny; próba konstrukcyjna $N = 250$; pogrubioną czcionką oznaczono, w skład którego czynnika wchodzi dana pozycja testowa ($> 0,57$)

Analiza przekątnej (*diagonal*) macierzy przeciwbrazów korelacji (*anti-image correlation matrix*), przedstawiająca wartości indywidualne miary KMO dla każdej poszczególnej zmiennej (wartości poza przekątną reprezentują korelację cząstkową między zmiennymi i powinny być jak najmniejsze) wykazała, że 35-twierdzeniowa wersja kwestionariusza spełnia wymagania miary KMO w stosunku do każdej pozycji z osobna (żadne z twierdzeń nie powinno mieć wartości mniejszej niż 0,5; por. Field, 2005). Miara owa dla poszczególnych pozycji wahała się od 0,801 (twierdzenie 28.) do 0,952 (twierdzenie 24.). Wielkość statystyki ZZW po ekstrakcji dla poszczególnych pozycji wahała się, odpowiednio: dla skali PD – od 0,366 do 0,686 ($M = 0,531$), dla skali PA zaś – od 0,362 do 0,699 ($M = 0,47$). Analiza macierzy korelacji odtworzonych (*reproduced correlations matrix*) – czyli macierzy zawierającej różnice między obserwowanymi współczynnikami korelacji a przewidywanymi przez mo-

del – wykazała, że istnieje 241 (40%) nieredundantnych reszt o wartościach bezwzględnych większych niż 0,05. Jest to wynik zadowalający, gdyż według literatury przedmiotu (por. Field, 2005) ich liczba nie powinna przekraczać 50%.

W kolejnym kroku skale wyłonione za pomocą EFA poddano analizie rzetelności, metodą opartą na analizie właściwości statystycznych pozycji testowych, oraz analizie związku pozycji testowych z ogólnym wynikiem testu (*internal consistency procedure*; por. Brzeziński, 2006; Ho, 2006), czyli – zbadano zgodność wewnętrzną testu, która jest miarą tego, w jakim stopniu „test jest czystą miarą mierzonej zmiennej i w jakim stopniu odpowiedzi na poszczególne pytania mierzą to samo, co wynik w całym teście” (Choynowski, 1971, s. 103). Zgodnie z zaleceniem Cronbacha (1951), współczynniki zgodności wewnętrznej α Cronbacha zostały obliczone oddzielnie dla każdej skali i wyniosły, odpowiednio: dla skali PD (22-pozycyjnej) –

0,953, zaś dla skali PA (13-pozycyjnej) – 0,896, co świadczy o tym, iż każda z nich stanowi homogeniczny konstrukt o wysokiej zgodności wewnętrznej. Korelacje pozycja–skala dla czynnika PD wahały się od 0,556 do 0,791, dla czynnika PA zaś od 0,518 do 0,766, co uznać należy za wynik bardzo dobry, gdyż korelacja pomiędzy danym twierdzeniem a wynikiem ogólnym skali dla każdej z nich znacznie przekracza zalecane minimum (0,3; por. Field, 2005). Po zmierzeniu rzetelności obu skal nie usunięto z nich żadnej pozycji. W kolejnym kroku obliczono moc dyskryminacyjną dla każdego twierdzenia, wykorzystując metodę różnic między skrajnymi grupami: dolną i górną, liczącymi po 27%, po zsumowaniu wyników każdej osoby badanej na danej skali (por. Brzeziński, 2006; Hornowska, 2007). Dla każdego z twierdzeń wchodzących w skład wersji ostatecznej każdej ze skal: PD i PA różnice pomiędzy skrajnymi grupami okazały się statystycznie istotne na poziomie $p < 0,001$ (pomiaru dokonano testem t), co oznacza, że różnicują one w sposób istotny osoby badane. Następnie, wykorzystując wystandaryzowane sumy na skali PD i PA, dokonano porównania średnich pomiędzy grupami skrajnymi (dla skali PD – 27% najwyższych wyników: $n = 64$, 27%, najniższych: $n = 66$; dla skali PA – 27% najwyższych wyników: $n = 64$, 27%, najniższych: $n = 64$). W toku analiz wykazano, iż różnice średnich pomiędzy owymi skrajnymi grupami są statystycznie istotne – dla skali PD $t(128) = -32,69$, $p < 0,0005$ (jednostronnie), dla PA $t(126) = -31,66$, $p < 0,0005$ (jednostronnie).

W celu sprawdzenia, czy wystąpią statystycznie istotne różnice między kobietami a mężczyznami na obu skalach, do pomiaru perfekcjonizmu wyodrębniono grupę porównawczą kobiet ($n = 17$), w skład której wchodziły osoby badane: w takim samym wieku, jak wyodrębniona grupa mężczyzn (19–41; $M = 26,41$; $SD = 5,4$), ten sam procent był czynny zawodowo (52,9% pracowało) i o podobnym wykształceniu (spośród kobiet 35,3% miało ukończone studia magisterskie; 5,9% było w trakcie studiów licencjackich; 47% w trakcie studiów magisterskich; 11,8% – doktoranckich; wśród mężczyzn zaś 35,3% miało ukończone studia magisterskie; 17,6% było w trakcie studiów licencjackich; 35% – magisterskich, zaś 11,8 – doktoranckich). Po sprawdzeniu założeń co do możliwości przeprowadzenia na zgromadzonych danych testów parametrycznych (każdorazowo test K-S okazywał się nieistotny, $p > 0,91$ na obu skalach w podziale na kobiety i mężczyzn; test Levene’a wykazał, iż wariacje w porównywanych grupach są homogeniczne ($p > 0,47$ i $p > 0,81$), przystąpiono do analizy z wykorzystaniem testu t dla grup niezależnych. Statystyki opisowe przedstawiają się następująco (wyniki wystandaryzowane) – dla kobiet: skala PD ($M = 0,43$; $SD = 0,84$),

skala PA ($M = 0,01$; $SD = 0,86$); dla mężczyzn: skala PD ($M = 0,36$; $SD = 0,84$), skala PA ($M = -0,01$; $SD = 0,72$). Różnice na każdej ze skal okazały się nieistotne, dla skali PD $t(32) = 0,239$, $p > 0,81$ (dwustronnie), dla skali PA $t(32) = 0,727$, $p > 0,47$ (dwustronnie). Następnie sprawdzono, czy wiek kobiet i mężczyzn koreluje z wynikami na poszczególnych skalach. Ponieważ jedna zmienna była mierzona na skali porządkowej, druga – ilościowej, skorzystano ze współczynnika τ Kendalla. Dla każdej z grup korelacje owe okazały się nieistotne: dla kobiet ($n = 17$) na skali PD $\tau = -0,39$, $p > 0,07$, dla skali PA $\tau = -0,28$, $p > 0,11$; dla mężczyzn ($n = 17$) na skali PD $\tau = -0,36$, $p > 0,07$, dla skali PA $\tau = 9,22$, $p > 0,21$.

Statystyki opisowe dla obu skal ($N = 250$) przedstawiają się następująco: średnie i odchylenia standardowe dla skali PD wyniosły: $M = 73,41$, $SD = 25,6$, zaś dla skali PA: $M = 59,77$, $SD = 11,87$. Test K-S wykazał, że rozkłady wyników na obu skalach nie odbiegają od rozkładu normalnego, $p > 0,05$. Błąd standardowy pomiaru (SEM; *standard error of measurement*) wynosi dla skali PD – 5,52, dla skali PA – 3,82. Przedział ufności dla wyniku otrzymanego wynosi, odpowiednio, dla skali PD (85% PU) – 7,94, (95% PU) – 10,81, dla skali PA zaś (85% PU) – 5,50, (95% PU) – 7,48.

Dyskusja wyników

W wyniku przeprowadzonych analiz otrzymano dwuwymiarowy kwestionariusz o spójnej strukturze i wysokiej zgodności wewnętrznej. Wyniki badania selekcyjnego potwierdziły dwuczynnikową naturę konstruktów, jak również założenia teoretyczne o podzielanej wariancji. Pierwszy wyłoniony czynnik, określony jako perfekcjonizm dezadaptacyjny (PD), zawiera pozycje opisujące skłonność do stawiania sobie zbyt wygórowanych, nie realistycznych celów we wszystkich obszarach aktywności, koncentrowania się na popełnionych błędach – co jest efektem spostrzegania jakiegokolwiek rozbieżności między wewnętrznymi standardami, a poziomem wykonania zadania w kategoriach porażki, akceptacji siebie w zależności od efektów działania, doświadczania emocjonalnego dystresu. Drugi wymiar, perfekcjonizm adaptacyjny (PA), tworzą twierdzenia podkreślające akceptację siebie niezależnie od rezultatów aktywności zadaniowej, elastyczność w stawianiu celów i działaniu, dostępność poznawczą sukcesów, poczucie własnej skuteczności oraz umiejętność rozróżnienia spraw ważnych od mniej ważnych.

Badanie selekcyjne przeprowadzone było, jak wspomniano, przez internet. Oprócz zalet, wymienianych przez Hornowską i Paluchowskiego (2007), metoda ta ma rzecz jasna też wiele wad, o których również wspominają przywołani autorzy: „Istotną wadą jest trudność

uzyskania odpowiednio wysokiego stosunku liczby wyemitowanych ankiet do liczby wypełnionych ankiet (...). W wypadku wielu badań pośrednich uzyskany odsetek odpowiedzi jest znacznie niższy niż w przypadku kontaktów osobistych” (Hornowska i Paluchowski, 2007, s. 68). I dalej: „Nie wiemy, do ilu i jakich osób dotarła informacja o badaniu, nie możemy określić ani jakie osoby zdecydowały się wziąć udział w badaniu, a jakie zignorowały zaproszenie, ani jaką stanowiły one część całej populacji” (s. 68). Badanie selekcyjne z założenia opierało się na samorekrutacji respondentów – nie miałam i nie mogłam mieć żadnego wpływu na to, kto (proporcja kobiet i mężczyzn, przedział wiekowy, zawód, wykształcenie *etc.*), kiedy i czy w ogóle zdecyduje się na udział w badaniu. Kolejnym problemem jest niereprezentatywność próby oraz *the volunteer sampling bias* – ochotnicy różnią się natężeniem takich m.in. cech, w porównaniu z ich średnim natężeniem w populacji, jak: poziom aprobaty społecznej, konformizm czy autorytaryzm (por. Rosenthal i Rosnow, 1969). W pierwszym badaniu nad konstrukcją kwestionariusza aż 92,8% respondentów stanowiły kobiety. Powyższy wynik, jak również nielosowy dobór próby mogą budzić wątpliwości natury metodologicznej – siłą rzeczy próba taka staje się niereprezentatywna, co nie pozostaje bez wpływu na interpretację wyników testu, jednak odnotowany brak różnic międzypłciowych na poszczególnych skalach pozwala na konstatację, iż pomimo nadreprezentacji kobiet narzędzie należy ocenić jako rzetelne i możliwe do zastosowania w diagnozie indywidualnej zarówno wśród kobiet, jak i mężczyzn.

Kolejne wątpliwości natury metodologicznej mogą budzić: wielkość próby czy proporcja wielkości próby do liczby twierdzeń. W literaturze przedmiotu spotkać się można z rekomendacją, iż respondentów powinno być 10 razy więcej, niż zmiennych (por. Hornowska, 2007; Nunnally, 1978), jednak zauważyć również należy, że ów minimalny poziom wielkości próby, jak również proporcja wielkości próby do liczby twierdzeń, nie są wartością stałą – różni autorzy mają odmienny stosunek do tych (i nie tylko tych – por. dalej) minimalnych wymagań. Kass i Tinsley (1979) konstatują, iż wielkością wystarczającą jest 5–10 respondentów na zmienną, przy czym próba powinna liczyć co najmniej 300 uczestników, gdyż dopiero owa wielkość pozwala uzyskać stabilne wyniki. Comrey i Lee (1992) uważają liczbę 100 respondentów za słabą, 300 – za dobrą. Cattell (1978) z kolei twierdzi, że proporcja wielkości próby do liczby zmiennych powinna wynosić od 3 do 6. Robert Ho (2006) wspomina o tzw. regule praktycznej (*rule of thumb*), według której do przeprowadzenia analizy czynnikowej w zupełności wystarczy spełnienie dwóch kryteriów: próba powin-

na liczyć co najmniej 100 osób badanych, zaś na każde twierdzenie powinno przypadać co najmniej pięciu respondentów. Trzymając się owych mniej restrykcyjnych założeń uznać należy, iż w ich świetle wyniki badania selekcyjnego spełniają wstępne założenia odnoszące się do problematyki, czy na owych danych przeprowadzanie analizy czynnikowej jest w ogóle uprawnione. Sądzę, iż próba składająca się z 250 osób badanych jest próbą pod względem liczebnościowym wystarczającą, zważywszy na fakt, iż wersja ostateczna składa się z 35 pozycji.

Guadagnoli i Velicer (1988) z kolei nadmieniają o istotnym wpływie wielkości ładunków czynnikowych na ocenę rzetelności wyników – jeśli dany czynnik zawiera 4 (lub więcej) twierdzenia o ładunkach większych od 0,6, wówczas takie wyniki należy uznać za rzetelne niezależnie od wielkości próby. Jeśli, wedle tych samych autorów, wielkość próby jest większa niż 150, wówczas za rzetelne należy uznać te analizy, w wyniku których dany czynnik zawiera 10 lub więcej pozycji o ładunkach przekraczających wielkość 0,4. Przeprowadzone przeze mnie analizy na wersji właściwej kwestionariusza wykazały, że skala PD zawiera tylko jedną pozycję, której ładunek jest mniejszy od 0,6, natomiast skala PA – dwie (patrz Tabela 1).

Istotną statystyką w procesie konstrukcji rzetelnego narzędzia o stabilnej strukturze wewnętrznej jest również zasób zmienności wspólnej. MacCallum, Widaman, Zhang i Hong (1999) twierdzą, iż wielkość *communality* pełni rolę kluczową dla oceny rzetelności wyników analizy czynnikowej, ich replikowalności, reprezentatywności dla populacji i oceny wielkości błędu próby (*the effect of communality size on quality of sample factor solution*). Autorzy owi, wykorzystując metodę Monte Carlo, wykazali, iż wraz ze spadkiem wartości owej statystyki wzrasta znaczenie wielkości próby – jeśli unikatowe wagi czynnikowe są małe (wysoka wartość ZZW), wpływ tzw. błędu próby (*sample error*) będzie niewielki niezależnie od wielkości próby, co tym samym oznacza, iż replikowalność owych wyników w populacji będzie wysoka. Jeśli wielkość ZZW oscyluje wokół wartości 0,50, a skala zawiera mało czynników, wielkość próby uznać należy za wystarczającą, jeśli waha się w granicach 100–200 (średnia wielkość owej statystyki dla skali PD wyniosła 0,531, dla skali PA – 0,47).

Kolejną statystyką, istotną z punktu widzenia oceny stopnia rzetelności uzyskanych wyników, jest KMO (*Kaiser-Meyer-Olkin measure of sampling adequacy*; Kaiser, 1970). Wyraża ona proporcję kwadratu korelacji między zmiennymi do kwadratu korelacji cząstkowej między zmiennymi. Wartość owej statystyki mieści się w granicach 0–1. Wielkość bliska jedności świadczy o tym, iż

struktura wewnętrzna narzędzia, wyłoniona dzięki analizie czynnikowej, jest wyraźna i rzetelna. Kaiser (1974) rekomenduje wartości powyżej 0,50, Hutcheson i Sofroniou (1999) z kolei uznają, iż wartości powyżej 0,90 są znakomite (w badaniu selekcyjnym miara owa wyniosła 0,923).

W literaturze przedmiotu confirmacyjna analiza czynnikowa (CFA; *confirmatory factor analysis*) jest często przedstawiana jako lepsza forma analizy czynnikowej, jednak, jak konstatuje Rick Hoyle: „w praktyce dystynkcja pomiędzy EFA i CFA, jeśli chodzi o aspekt substancjalny, zacierza się” (Hoyle, 2000, s. 469). W prototypowej aplikacji EFA liczba czynników nie jest znana i wyłania się dopiero po przeprowadzeniu procedur analitycznych. Dane uzyskane w wyniku analiz wykazały, iż przyjęty *a priori* model dwuczynnikowy uzyskał pełne potwierdzenie, zatem w świetle owych przekonujących wyników rezygnacja z przeprowadzenia CFA wydaje się w pełni uzasadniona.

W celu wykazania, iż stworzone narzędzie charakteryzuje się stabilną strukturą wewnętrzną – czynniki, które nie charakteryzują się replikowalnością (*replicability*), uznać należy za mające niewielkie znaczenie (por. Briggs i Cheek, 1986) a także, iż oprócz rzetelności mierzonej jako zgodność wewnętrzna (*internal reability*), będąca dowodem na to, iż wyłonione skale są homogeniczne, kwestionariusz charakteryzuje się również wysoką rzetelnością zewnętrzną (*external reability*) – przeprowadzone zostało kolejne badanie. Jego celem, oprócz powyższych, było także wykazanie trafności: czynnikowej, klasyfikacyjnej, zbieżnej i różnicowej prezentowanego narzędzia.

Badanie 2

Zgodnie z rekomendacją Anny Anastasi i Susany Urbiny (1999) ocena trafności testu powinna być przeprowadzona na innej próbie niż ta, która była podstawą selekcji pozycji. Badanie trafności obu skal przeprowadzono na dwóch grupach, które, zgodnie z hipotezą badawczą, powinny różnić się natężeniem perfekcjonizmu adaptacyjnego. W celu wykazania trafności zbieżnej – metoda ta jest istotą weryfikacji tego, czy dany kwestionariusz mierzy rzeczywiście to, co ma mierzyć (por. Campbell i Fiske, 1959; Hogan i Nicholson, 1988) – przeprowadzono pomiar z wykorzystaniem takich narzędzi psychometrycznych, z którymi, na podstawie założeń teoretycznych i wyników badań empirycznych, można było przewidywać istotne związki: dodatnią korelację perfekcjonizmu adaptacyjnego z sumiennością i samooceną, ujemną – z neurotycznością i samoutrudnianiem, odwrotnie zaś dla skali mierzącej perfekcjonizm dezadaptacyjny. Ponadto na zgromadzonych danych ponownie przeprowadzona

została EFA w celu wykazania stabilności struktury wewnętrznej kwestionariusza. Kolejnym etapem było wykazanie stabilności pomiaru w czasie jako dowodu na to, że narzędzie jest rzetelne, natomiast mierzona cecha jest stała. Oprócz powyższych, na podstawie przyjętego kryterium, celem analiz było również wykazanie, iż skala PA trafnie różnicuje osoby badane, tzn. wysokie wyniki na tej i tylko na tej skali stanowią trafny predyktor odnośnie do przynależności do grupy wyłonionej na podstawie zastosowanego kryterium klasyfikacji (celem kolejnego, 3. badania, była weryfikacja trafności skali PD w oparciu o kryterium behawioralne).

Metoda

Osoby badane

Osobami badanymi byli studenci SWPS, wydziałów zamiejscowych we Wrocławiu i Sopotcie. Próba została wyselekcjonowana na podstawie kryterium zewnętrznego w postaci średniej arytmetycznej ocen: wysoka średnia (WS): powyżej 5,0 vs. niska średnia (NS): poniżej 3,0 (dane uzyskano z dziekanatów WZ SWPS w Sopotcie i Wrocławiu, za zgodą obojga dziekanów¹²; średnia arytmetyczna została obliczona na podstawie wyników w nauce w poprzednim roku akademickim). Z uwagi na niski wskaźnik *response rate*, co jest istotną wadą badania przeprowadzanego przez internet (19,49% w grupie WS, tj. 31/159 i 13,25% z grupy NS, czyli 33/249 rozesłanych e-maili), liczebność całkowita – tj. liczba osób, które wypełniły: KPAD w obu badaniach (test i retest) oraz skale służące do pomiaru: samooceny, samoutrudniania, sumienności i neurotyzmu – wyniosła $N = 64$ (WS: $n = 31$ i NS: $n = 33$). Uzyskano dodatkowo dane od sześciu osób z niską średnią i dwóch z wysoką – ci uczestnicy badania wypełnili jednak wyłącznie KPAD w badaniu pierwszym (test), nie wypełnili zaś KPAD w badaniu drugim (retest) i/lub nie wypełnili wszystkich pozostałych kwestionariuszy, niezbędnych do uzyskania danych do pomiaru trafności zbieżnej i różnicowej, w związku z czym wyniki pochodzące od tych osób włączone zostały tylko do analizy czynnikowej, której wynikiem miało być wykazanie stabilności struktury wewnętrznej prezentowanego kwestionariusza ($N = 72$; NS: $n = 37$; WS: $n = 35$). Wiek osób badanych ($N = 72$) wahał się 19 do 43 lat ($M = 23,22$; $SD = 4,53$), przy czym 95% próby stanowiły osoby w przedziale wiekowym 19–32, 84,7% stanowiły kobiety, 15,3% – mężczyźni. Spośród osób badanych 65,3% studiowało w trybie dziennym, 34,7% – zaocznym, pracowało 52,8%, a 47,2% nie było czynnych zawodowo.

Material i procedura

Do każdej z osób badanych wysłano, na adres w domenie „st.swps.edu.pl”, e-mail zawierający link do strony internetowej ankieta.pl, z prośbą o wypełnienie pięciu kwestionariuszy – KPAD oraz skal do pomiaru: samooceny, samoutrudniania, sumiennosci i neurotyczności. W celu możliwości późniejszego zidentyfikowania tego, czy dana osoba badana zaliczała się do grupy z wysoką, czy niską średnią ocen, kwestionariusze zdublowano w niezmięnionej formie – różniły się one tylko nazwami (np. KPAD-N – link tylko dla studentów z NS, KPAD-W – dla tych z WS, podobnie było z innymi kwestionariuszami, które zostały użyte w badaniu, ASO-N vs. ASO-W itd.). Każdy uczestnik badania był identyfikowany za pomocą imienia i nazwiska oraz adresu e-mailowego. Zbieranie danych trwało dwa tygodnie. Z reguły osoby badane wypełniały wszystkie kwestionariusze w 1–2 dni od daty wysłania e-maila. Procedura zbierania danych trwała tak długo, ponieważ miałam nadzieję, iż wskaźnik odpowiedzi będzie większy (jak się okazało – były to płonne nadzieje). Po sześciu tygodniach, wykorzystując tę samą metodę (tj. rozsyłanie e-maili z prośbą o ponowny udział w badaniu – tym razem osoby badane proszone były tylko o wypełnienie KPAD), uzyskano dane niezbędne do przeprowadzenia analizy rzetelności jako funkcji stałości pomiaru w czasie. W badaniu wykorzystane zostały następujące narzędzia ($N = 64$):

Kwestionariusz Perfekcjonizmu Adaptacyjnego i Deadaptacyjnego. Osoby badane ustosunkowują się do każdego twierdzenia na 7-stopniowej skali, od *zdecydowanie się nie zgadzam* do *zdecydowanie się zgadzam*. Współczynnik zgodności wewnętrznej α Cronbacha dla skali PD wyniósł 0,947, dla skali PA zaś 0,846.

Skala Samooceny Dymkowskiego (Dymkowski, 1989). Wykorzystałam wersję skróconą, składającą się z 14 stwierdzeń dotyczących szczegółowych samoocen. Skala ta służy do pomiaru globalnej samooceny. Zadaniem osoby badanej jest dokonanie samoopisu na skali od –5 do 5 na takich wymiarach, jak inteligencja, łatwość nawiązywania kontaktów, samodzielność myślenia. Współczynnik zgodności wewnętrznej dla tej skali w tym badaniu wyniósł 0,747.

Skala Samoutrudniania z ASO (Antycypacyjna Strategia Obrony Samooceny; Doliński i Szmajke, 1994). Skala ASO jest polską wersją skali SHS (Jones i in., 1982, za: Doliński, Szmajke, 1994). Osoby badane ustosunkowują się do 12 twierdzeń na 6-stopniowej skali od *całkowicie się nie zgadzam* do *całkowicie się zgadzam*. Dla tego badania α Cronbacha wyniosła 0,822.

Skala Sumiennosci z NEO-FFI Costy i McCrae, w polskiej adaptacji Zawadzkiego, Strelaua, Szczepanika

i Śliwińskiej (1998). Mierzy „stopień zorganizowania, wytrwałości i motywacji jednostki w działaniach zorientowanych na cel”. Respondenci ustosunkowują się do 12 twierdzeń na skali 5-stopniowej, od *całkowicie nie zgadzam się* do *całkowicie zgadzam się*. Współczynnik zgodności wewnętrznej dla tego badania wyniósł 0,822.

Skala Neurotyczności z NEO-FFI Costy i McCrae, w polskiej adaptacji Zawadzkiego i współpracowników (1998). Skala ta „jest wymiarem odzwierciedlającym przystosowanie emocjonalne *versus* emocjonalne niezrównoważenie”. Osoby badane udzielają odpowiedzi na 12 pozycji testowych na skali od 1 – *całkowicie nie zgadzam się* do 5 – *całkowicie zgadzam się*. Dla tego badania współczynnik zgodności wewnętrznej wyniósł 0,874.

Wyniki

W celu zweryfikowania stabilności struktury wewnętrznej kwestionariusza zastosowano identyczną procedurę, jak w badaniu pierwszym. W pierwszym kroku ponownie przeprowadzono EFA, replikując schemat postępowania statystycznego z badania pierwszego, czyli – najpierw przeprowadzono eksploracyjną analizę czynnikową metodą głównych składowych z rotacją ukośną Promax. Wyłonione w toku analizy dwie składowe główne były w niewielkim stopniu skorelowane, $r = -0,101$, $p > 0,1$ (dwustronnie).

Analiza wykresu rozrzutu wykluczyła istnienie związku nieliniowego między zmiennymi, co jest dowodem na ich ortogonalność¹³. Następnie, w świetle uzyskanych danych, przeprowadzona została ponownie eksploracyjna analiza czynnikowa, tym razem z wykorzystaniem rotacji ortogonalnej Varimax. Test sferyczności Bartletta okazał się istotny, $\chi^2 = 1902,88$, $p < 0,001$. Wielkość miary KMO była satysfakcjonująca, wyniosła 0,792. Macierz przekształconych składowych (wartości okazały się symetryczne, por. Field, 2005), wykresy składowych w rozwiązaniu rotowanym i osypiska potwierdziły ostatecznie hipotezę o niezależności obu wymiarów.

Dwa wyłonione czynniki wyjaśniały łącznie 50,3% wariancji (PD – 33,2%, PA – 17,1%), co jest spójne z wynikami badania pierwszego (PD – 32,67%, PA – 18,2%, łącznie: 50,87 %). Wartości własne dla obu wymiarów wynosiły: 11,62 i 5,99, po rotacji sumy kwadratów ładunków wynosiły, odpowiednio, dla wymiaru PD – 11,56, dla PA – 6,05, łącznie wyjaśniając 33,03 i 17,28% wariancji. Ładunki czynnikowe dla skali PD wyniosły od 0,54 do 0,84, natomiast na skali PA od 0,49 do 0,77. Zasób zmienności wspólnej po ekstrakcji dla poszczególnych pozycji wyniósł – dla skali PD: od 0,296 do 0,723 ($M = 0,52$), dla skali PA: od 0,369 do 0,685 ($M = 0,47$). Analiza przekątnej macierzy przeciwobrazów korelacji wykazała, iż

KPAD spełnia wymagania miary KMO w stosunku do każdej pozycji z osobną (żadne z twierdzeń nie przybrało wartości mniejszej od 0,5) – miara ta dla poszczególnych pozycji wahała się od 0,564 (twierdzenie 13) do 0,931 (twierdzenie 27). Analiza danych zawartych w macierzy korelacji odtworzonych ujawniła istnienie 48% nieredundantnych reszt o wartościach bezwzględnych większych od 0,05. Powyższe wyniki analiz wersji ostatecznej KPAD na drugiej próbie potwierdziły zatem spójność struktury wewnętrznej kwestionariusza.

W kolejnym kroku postanowiłam zbadać rzetelność prezentowanego narzędzia. Pomiar został dokonany przy użyciu dwóch metod: wykazania homogeniczności obu skal za pomocą współczynnika zgodności wewnętrznej α Cronbacha (*internal reliability*) oraz określając współczynniki stabilności bezwzględnej metodą test-retest (*external reliability*) – retest był przeprowadzany po sześciu tygodniach od pierwszego badania (por. Brzeziński, 2006; Hornowska, 2007). Współczynniki zgodności wewnętrznej α Cronbacha zostały obliczone oddzielnie dla każdej skali i wyniosły odpowiednio (są to dane z badania pierwszego, $N = 64$): dla skali PD (22–pozycyjnej) 0,947, dla skali PA zaś (13–pozycyjnej) 0,846, co świadczy o tym, iż każda z nich stanowi homogeniczny konstrukt o wysokiej zgodności wewnętrznej. Korelacje pozycja-skala dla czynnika PD wahały się od 0,391 do 0,801, a dla czynnika PA od 0,305 do 0,667. Obliczono również moc dyskryminacyjną dla każdej pozycji z obu skal, wykorzystując metodę różnic pomiędzy skrajnymi grupami: dolną i górną (< 27 i > 73 percentyla), po zsumowaniu wyników każdej osoby badanej na danej skali (por. Brzeziński, 2006; Hornowska, 2007). Dla każdego z twierdzeń wchodzących w skład skal PD i PA różnice między skrajnymi grupami okazały się statystycznie istotne na poziomie $p < 0,001$ (pomiaru dokonano testem t), co oznacza, że różnicują one w sposób istotny osoby badane. Statystyki opisowe dla obu skal przedstawiają się następująco: dla skali PD $M = 74,73$; $SD = 25,12$, zaś dla skali PA $M = 67,77$; $SD = 9,78$. Błąd standardowy pomiaru, SEM, wynosi dla skali PD – 5,77, dla skali PA – 3,52. Przedział ufności dla wyniku otrzymanego wynosi: dla skali PD (85% PU) – 8,3 (95% PU) – 11,3, dla skali PA (85% PU) – 5,07, (95% PU) – 6,9.

Kolejnym etapem analizy było ustalenie wielkości współczynnika stabilności bezwzględnej, wykorzystano w tym celu technikę test-retest. Wyniosły one, mierzone współczynnikiem korelacji według momentu iloczynowego r Pearsona, odpowiednio: dla skali PD $r = 0,94$, dla skali PA $r = 0,815$, co świadczy o tym, iż narzędzie charakteryzuje się wysoką stabilnością wyników w czasie. Porównania testem t -Studenta dla prób zależnych nie

wykazały różnic istotnych statystycznie między średnimi w etapie test-retest ($p > 0,39$ oraz $p > 0,88$).

W celu sprawdzenia, czy między wyselekcjonowanymi grupami można odnotować istotne różnice w wynikach na obu skalach, przeprowadzono porównania testem t . Nie odnotowano różnic między osobami pracującymi ($n = 38$), a nieczynnymi zawodowo ($n = 34$): dla skali PD $t(70) = -1,1$, $p > 0,27$; dla skali PA $t(70) = 0,35$, $p > 0,73$ (dwustronnie), pomiędzy osobami studiującymi w trybie dziennym (ponieważ ich liczba w badanej próbie wynosi $n = 47$, wybrałam losowo 25 osób, stosując procedurę zastosowaną przez Rice'a i Preusser, 2002) i zaocznym ($n = 25$): skala PD $t(48) = 0,69$, $p > 0,49$, dla skali PA $t(48) = -0,66$, $p > 0,51$ (dwustronnie), jak również pomiędzy kobietami a mężczyznami (ponownie losowo wybrałam $n = 9$ kobiet), skala PD $t(16) = 0,72$, $p > 0,48$, dla skali PA $t(16) = -1,33$, $p > 0,2$ (dwustronnie).

W kolejnym etapie postanowiłam sprawdzić, czy okaże się statystycznie istotny model, zakładający, iż wysokie wyniki na skali PA są trafny predyktorem sukcesów akademickich, będących funkcją średniej arytmetycznej ocen (która stanowiła zmienną grupującą: WS vs. NS), czyli innymi słowy, czy na podstawie wyników uzyskanych na skali PA (i tylko na tej) można z dużą dozą prawdopodobieństwa skonstatować, iż osoba taka osiąga sukcesy na studiach. Ponieważ analiza ta odbywać się miała na danych już poklasyfikowanych (WS vs. NS) oraz miała charakter confirmacyjny, wykorzystałam w tym celu analizę funkcji dyskryminacyjnej (DFA; *discriminant function analysis*). Trafne kryterium klasyfikacji (predyktor, czyli zmienna niezależna) powinno zwiększać wariancję międzygrupową, zmniejszać zaś – wewnątrzgrupową. Wynikiem zastosowania owej procedury jest funkcja dyskryminacyjna (w przypadku dwu porównywanych grup) lub zbiór funkcji dyskryminacyjnych (gdy grup jest więcej niż dwie; por. Everitt i Dunn, 2001). Przed przystąpieniem do analiz zbadano, czy spełnione są założenia co do możliwości przeprowadzania na zgromadzonych danych DFA. Ponieważ postanowiłam zastosować technikę liniowej funkcji dyskryminacyjnej Fishera (*Fisher's linear discriminant function*), sprawdziłam, czy rozkłady w obu grupach są normalne – każdorazowo test K-S okazał się nieistotny – dla grupy NS: dla skali PD $p > 0,7$, dla skali PA zaś $p > 0,47$, dla grupy WS: dla skali PD $p > 0,4$, dla skali PA $p > 0,67$. Następnie sprawdzono, czy wariancje w porównywanych grupach są homogeniczne – dokonano analizy macierzy wykresu rozrzutu oraz obliczono wielkość statystyki M Boxa (por. Leech, Barrett i Morgan, 2005). Wielkość owej statystyki okazała się nieistotna, $F(3, 795901) = 0,63$, $p > 0,59$, co jest dowodem na to, że macierz kowariancji w populacji jest homogeniczna,

a zatem założenia, niezbędne do przeprowadzenia analizy techniką Fishera, zostały spełnione.

Wartość własna (*eigenvalue*) funkcji wyniosła 0,384 (wartość ta wskazuje na moc dyskryminacyjną funkcji – im wyższa wartość, tym wyższy stosunek wariancji wyjaśnionej do niewyjaśnionej), zaś korelacja kanoniczna (*canonical correlation*) – 0,527 (jest to ekwiwalent współczynnika korelacji punktowo-dwuseryjnej r między otrzymanym wynikiem funkcji dyskryminacyjnej a przynależnością do grupy, kodowanej jako „0” i „1” i służy ona do oszacowania, na ile funkcja kanoniczna jest użyteczna w determinowaniu różnic międzygrupowych; por. Landau i Everitt, 2004), co oznacza, że procent wyjaśnionej wariancji wynosi 27,7.

Najmniejszą λ Wilksa¹⁴ miała skala PA: 0,723, dla skali PD wielkość ta wyniosła 0,986. Test równości średnich grupowych okazał się istotny jedynie dla skali PA, $F(1, 62) = 23,74$, $p < 0,001$, dla skali PD: $F(1, 62) = 0,85$, $p = 0,36$, co oznacza, iż jedynie predyktor w postaci wyników na skali PA ma statystycznie istotny wkład do modelu. Współczynniki dyskryminacyjnej funkcji liniowej Fishera dla osób z niską średnią wyniosły odpowiednio: na skali PD 0,165, na skali PA 0,959 (stała = -37,2), dla osób ze średnią wysoką: dla skali PD 0,162, dla skali PA 1,11 (stała = -46,78), zaś standaryzowane współczynniki kanonicznych funkcji dyskryminacyjnych wyniosły: dla skali PD -0,59, dla skali PA 0,991, co oznacza, że największą wagę – czyli największy wkład w klasyfikację międzygrupową – ma skala PA. Wyniki testu funkcji kanonicznej, pozwalające oszacować, czy funkcja dyskryminacyjna jako całość dobrze klasyfikuje, wykazały, iż model pasuje do danych, $\lambda = 0,722$, $\chi^2(2) = 19,83$, $p < 0,001$. Efektywność klasyfikacji można uznać za dobrą (prawdopodobieństwo *a priori* przynależności do grup liczone było przy założeniu, iż prawdopodobieństwa te są jednakowe) – 71,9% obserwacji pierwotnie pogrupowanych zostało sklasyfikowanych prawidłowo. Zaprezentowane kryterium dobrze grupuje osoby z wysoką średnią – 80,6% poprawnie zaklasyfikowanych (25 osób z 31).

Tabela 3.

Współczynniki korelacji między wymiarami perfekcjonizmu adaptacyjnego i dezadaptacyjnego a innymi wymiarami osobowości

Skala	Sumiennosc	Neurotycznosc	Samoocena	Samoutrudnianie
PD	-0,386**	0,729**	-0,514**	0,706**
PA	0,472**	-0,324**	0,267*	0,342**

PD = perfekcjonizm dezadaptacyjny, PA = perfekcjonizm adaptacyjny; $N = 64$

* $p < 0,05$ (jednostronnie); ** $p < 0,01$ (jednostronnie)

Kolejnym etapem analizy było oszacowanie związków między oboma wymiarami perfekcjonizmu a innymi wymiarami osobowości, czyli wykazanie trafności zbieżnej (*convergent validity*) i różnicowej (*discriminant validity*) prezentowanego narzędzia. Statystyki opisowe dla skal PD, PA oraz sumiennosci i neurotyzmu z NEO-FFI, jak również skal do pomiaru samooceny i samoutrudniania przedstawia Tabela 2.

Z kolei współczynniki korelacji pomiędzy dwoma formami perfekcjonizmu a owymi skalami przedstawia Tabela 3. Ponieważ sformułowano kierunkowe hipotezy na temat związków z wymiarami osobowości, posłużono się testami jednostronnymi.

Kolejnym etapem analizy była empiryczna identyfikacja naturalnych grup: perfekcjonistów obu typów i nieperfekcjonistów, na bazie wyników na skalach PD i PA, wykorzystując procedury zastosowane przez innych badaczy (por. Grzegorek, Slaney, Franze i Rice, 2004; Rice i Mirzadeh, 2000; Rice i Slaney, 2002), a mianowicie analizę skupień: hierarchiczną i metodą k -średnich.

W pierwszym kroku przeprowadziłam hierarchiczną analizę skupień (*hierarchical cluster analysis*), wykorzystując w tym celu procedurę odległości aglomeracyjnej (współczynnik aglomeracji traktować należy jako analogiczny do wartości własnej w analizie wariancji; nagły przyrost wielkości owego współczynnika jest wskaźnikiem relatywnego wzrostu homogeniczności skupień;

Tabela 2.

Średnie i odchylenia standardowe dla skal PD, PA, sumiennosci, neurotyczności, samoutrudniania i samooceny ($N = 64$)

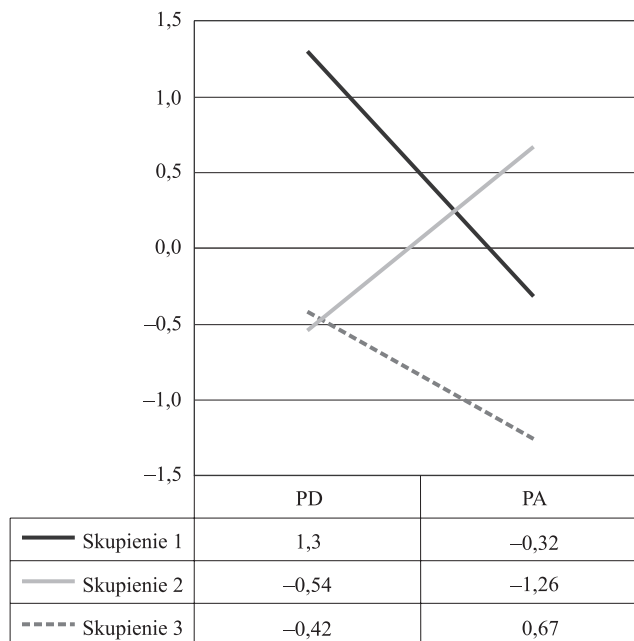
Skala	M	SD
PD	74,73	25,123
PA	67,77	9,778
Sumiennosc	44,06	6,863
Neurotycznosc	34,11	9,47
Samoutrudnianie	41,02	10,399
Samoocena	30,23	20,729

por. Hair, Anderson, Tathan i Black, 1995) metodą Warda oraz kwadrat odległości euklidesowej (metoda ta pozwala wyróżnić optymalną, homogeniczną liczbę skupień). Analiza przeprowadzona została na danych wystandaryzowanych. Pierwszy wyraźny przyrost odległości aglomeracyjnej zaobserwowano w kroku 61. (60,16%), drugi, zdecydowanie mniejszy, w kroku 62. (36%) – wynik ten pozwala na przyjęcie rozwiązania trzygrupowego.

W kolejnym etapie przeprowadziłam niehierarchiczną analizę skupień metodą *k*-średnich (*k-means cluster analysis*), w celu inkorporacji trzygrupowego rozwiązania z kroku poprzedniego. Technikę ową uznać należy za *stricte* confirmacyjną (por. Everitt, Landau i Leese, 2001). Podstawą klasyfikacji były wystandaryzowane wyniki uzyskane w obu skalach KPAD (por. Hornowska i Paluchowski, 2007). Wyniki analizy wykazały, iż zastosowane kryterium okazało się trafne – wyłącznie wśród osób z wysoką średnią ($N = 31$) rozkład przynależności do określonego skupienia był nieproporcjonalny: aż 71% osób ($n = 22$) zostało zaklasyfikowanych do skupienia 3. (perfekcjonisci adaptacyjni; *PA*), 13% ($n = 4$) do skupienia 1. (perfekcjonisci dezadaptacyjni; *PD*) i 16% ($n = 5$) do skupienia 2. (osoby nieperfekcjonistyczne; *NP*¹⁵). Natomiast wśród osób z niską średnią ($N = 33$) proporcja klasyfikacji była bardzo podobna – do skupienia 1. (*PD*) zaliczonych zostało 42% ($n = 14$), do 2. (*NP*) – 24% ($n = 8$), do 3. zaś (*PA*) – 33% ($n = 11$). Różnice w liczebnościach okazały się istotne tylko dla osób z grupy *WS*, $\chi^2(2, N = 31) = 19,81, p < 0,001, V$ Cramera = 0,56, którą to wielkość efektu uznać należy za dużą; dla *NS* $p > 0,44$. Dokonując z kolei analiz w oparciu o przynależność do jednej z grup: *PD*, *NP* lub *PA*, okazało się, że jedynie wśród osób z grup *PD* i *PA* owe różnice przekroczyły próg statystycznej istotności – wśród perfekcjonistów dezadaptacyjnych było więcej osób z niską średnią (14 vs. 4), $\chi^2(1, N = 18) = 5,56, p < 0,02, V = 0,4$, natomiast wśród perfekcjonistów adaptacyjnych odwrotnie – z wysoką (22 vs. 11), $\chi^2(1, N = 33) = 3,67, p = 0,05, V = 0,24$. Wśród nieperfekcjonistów różnice okazały się nieistotne, $p > 0,4$.

Ostateczne centra skupień oraz profile wyników dla obu skal KPAD przedstawia Rysunek 1.

W kolejnym etapie sprawdzono, czy wyróżnione w efekcie przeprowadzonej analizy skupień grupy (*NP*, *PD* i *PA*) różnią się między sobą pod względem następujących cech osobowości: samooceny, skłonności do samoutrudniania, sumienności i neurotyczności, a także jak bardzo widoczne będą pomiędzy owymi grupami różnice na skalach *PA* i *PD*. Ponadto – czy na podstawie wyników na skalach samooceny, samoutrudniania, sumienności i neurotyczności można przewidzieć przynależność do jednej z dwu form perfekcjonistów.



Rysunek 1.

Profile wyników dla skal: *PD* i *PA* w trzech grupach osób: nieperfekcjonistów, perfekcjonistów adaptacyjnych i dezadaptacyjnych. *PD* = perfekcjonizm dezadaptacyjny; *PA* = perfekcjonizm adaptacyjny; $N = 64$; skupienie 1 – perfekcjonisci dezadaptacyjni, *PD*; skupienie 2 – osoby nieperfekcjonistyczne, *NP*; skupienie 3 – perfekcjonisci adaptacyjni, *PA*.

W tym celu, w pierwszym kroku, przeprowadzono wielokrotny test *t* dla grup niezależnych na wystandaryzowanych wynikach z poszczególnych skal (por. Rice i Preusser, 2002). Aby zminimalizować błąd pierwszego rodzaju zmniejszono przedział ufności do poziomu 0,99. Przed przystąpieniem do analiz zbadano, czy na owych danych można przeprowadzić porównania średnich międzygrupowych testem *t* – rozkłady okazywały się normalne, co potwierdzał test K-S (każdorazowo $p > 0,45$). Sprawdzone również, czy wariancje w porównywanych grupach są homogeniczne – test Levene'a na wszystkich skalach okazał się nieistotny, na każdej ze skal $p > 0,07$. Różnice pomiędzy *PA* ($n = 33$), *PD* ($n = 18$) a *NP* ($n = 13$) na każdej ze skal przedstawia Tabela 4.

W celu weryfikacji trafności modelu, zgodnie z którym wyniki na skalach samooceny i sumienności stanowią będą predyktory przynależności do grupy perfekcjonistów adaptacyjnych, natomiast rezultaty uzyskane w pomiarze natężenia neurotyczności i skłonności do samoutrudniania – przynależności do grupy perfekcjonistów dezadaptacyjnych, przeprowadzono regresję wielokrotną (*multiple regression*) metodą wprowadzania (*enter*).

Tabela 4.

Statystyki opisowe i wyniki porównań wielokrotnych testem t między poszczególnymi skupieniami: perfekcjonistami dezadaptacyjnymi (PD), adaptacyjnymi (PA) oraz osobami nieperfekcjonistycznymi (NP)

Skupienie	PD		PA		NP	
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>
Skala						
PD	1,3 _a	0,53	-0,54 _b	0,6	-0,42 _{bc}	0,57
PA	-0,32 _a	0,92	0,67 _b	0,53	-1,26 _c	0,45
Sumiennosc	-0,62 _a	1,02	0,41 _b	0,78	-0,17 _{ac}	1,04
Neurotycznosc	0,94 _a	0,74	-0,49 _b	0,75	-0,05 _c	0,96
Samoutrudnianie	0,97 _a	0,55	-0,60 _b	0,83	0,18 _c	0,74
Samooocena	-0,65 _a	1,12	0,41 _b	0,79	-0,12 _{ac}	0,83

Inne indeksy dolne oznaczają, iż różnice między dwiema grupami są istotne statystycznie co najmniej na poziomie $p < 0,05$ (jednostronnie), z wyjątkiem różnic na wszystkich skalach między perfekcjonistami dezadaptacyjnymi i adaptacyjnymi, każdorazowo $p < 0,0005$ (jednostronnie); te same indeksy dolne oznaczają, że różnice między dwiema grupami nie osiągnęły poziomu statystycznej istotności na poziomie co najmniej $p > 0,1$ (jednostronnie)

Hipotezy badawcze w pełni potwierdziły się w odniesieniu do perfekcjonizmu dezadaptacyjnego, zaś częściowo – adaptacyjnego. Spośród predyktorów perfekcjonizmu adaptacyjnego wkład do modelu, który okazał się istotny, $F(2, 61) = 9,54$; $p < 0,001$, miał wyłącznie wynik na skali do pomiaru sumiennosci, $\beta = 0,431$; $t(61) = 3,66$; $p < 0,001$. Samoocena nie miała znaczącego wkładu w predykcję poziomu perfekcjonizmu adaptacyjnego, $\beta = 0,131$; $t(61) = 1,11$; $p > 0,27$. Wartość skorygowanego R^2 wyniosła 0,213, co oznacza, że 21,3% wariacji w wynikach na skali PA jest wyjaśniana przez model. Oba predyktory perfekcjonizmu dezadaptacyjnego miały istotny wkład do modelu, który również okazał się statystycznie istotny, $F(2, 61) = 48,83$; $p < 0,001$. Zarówno wyniki na skali neurotyczności, $\beta = 0,463$; $t(61) = 4,3$; $p < 0,001$, jak i samoutrudniania, $\beta = 0,394$; $t(61) = 3,67$; $p = 0,001$, okazały się istotne dla modelu. Wartość skorygowanego R^2 wyniosła 0,603.

Dyskusja wyników

Analizy przeprowadzone na danych zebranych z drugiej próby wykazały, iż KPAD charakteryzuje się stabilną strukturą wewnętrzną. Wartość analizy czynnikowej, przeprowadzonej w celu wykazania replikowalności dwuwymiarowej struktury narzędzia składającego się z 35 pozycji i przeprowadzonej na próbie składającej się z 72 osób (jak nadmieniono we wstępie, do analizy czynnikowej włączono dane dodatkowych ośmiu osób), nie należy uznawać za wątpliwą, czy kontrowersyjną, gdyż w literaturze przedmiotu nie brak danych wskazujących na to, iż wyniki takich analiz uznać można za rzetelne. Barrett i Kline (1981) w swoich dwóch studiach empirycznych

nad *sample size question* wykazali, że wyniki próby całkowitej i podgrup pokrywają się, np. w badaniu wykorzystującym 16 PF Cattella, wyniki subgrupy liczącej 48 osób były porównywalne z grupą całościową, liczącą 491 osób. Autorzy konstatują, że poziom odtwarzalności wyników, który uzyskali, jest funkcją siły i „czystości” czynników. Z kolei Arrindell i van der Ende (1985) w podobnym badaniu wykazali, iż dla kwestionariusza liczącego 76 twierdzeń podgrupa licząca 100 osób badanych jest wystarczająca dla uzyskania adekwatnych wyników do próby całościowej, zaś dla kwestionariusza liczącego 20 twierdzeń – wystarczająca jest podgrupa 78 osób.

Kolejna wątpliwość może pojawić się odnośnie do możliwości generalizacji uzyskanych wyników na populację mężczyzn, gdyż zarówno w badaniu pierwszym (92,8%), jak i drugim w badanych próbach wystąpiła nadreprezentacja kobiet (84,7%). Należałoby jednak wziąć pod uwagę dwa fakty: po pierwsze – w wielu badaniach nad konstrukcją narzędzi do pomiaru perfekcjonizmu próby są nie tylko nierównoliczne (występuje znaczna nadreprezentacja kobiet), ale homogeniczne pod względem statusu oraz wykształcenia (np. wyłącznie studenci lub – co gorsza – wyłącznie studentki renomowanych uniwersytetów; por. Frost i in., 1990). Na przykład Rice i współpracownicy (2005) badali 241 studentów (82% stanowiły kobiety) kwestionariuszem do pomiaru perfekcjonizmu adaptacyjnego i dezadaptacyjnego, będącym kombinacją twierdzeń zaczerpniętych ze skal APS-R Slaneya, HFMPHS Hewitta i Fletta oraz FMPS Frosta; badana próba w studium Suddarth i Slaneya (2001) również składała się ze studentów ($N = 196$), z czego 79% stanowiły kobiety; Bieling, Israeli, Smith i Antony (2003) badali 198 studentów stu-

diów licencyjnych, z czego 75% stanowiły kobiety, w badaniu Rice'a i współpracowników (1998) badana próba również składała się ze studentów studiów licencyjnych, wśród których kobiety stanowiły zdecydowaną większość – 74%. Po drugie – zważywszy na fakt, iż zarówno w badaniu konstrukcyjnym, jak również w badaniu drugim – walidacyjnym nie wykazano istotnych różnic międzypłciowych na żadnej ze skal, uznać należy, iż uzyskane wyniki mogą być generalizowane również na populację mężczyzn. Ponadto – wyniki badania drugiego potwierdziły nie tylko wysoką zgodność wewnętrzną narzędzia (por. Tabela 5), ale również stabilność wyników w czasie, co pozwala na konstatację, iż prezentowany kwestionariusz może być stosowany w diagnozie indywidualnej.

Przeprowadzone analizy potwierdziły hipotezę badawczą, zgodnie z którą jedynie wyniki na skali PA miały stanowić podstawę do trafnego różnicowania osób badanych na podstawie zastosowanego kryterium – średniej arytmetycznej ocen. Wysokie wyniki uzyskane na tej skali, i tylko na tej, okazały się trafnym predyktorem sukcesów akademickich jako funkcji średniej arytmetycznej ocen – więcej osób wysoko plasujących się na skali mierzącej natężenie perfekcjonizmu adaptacyjnego miało wysoką średnią niż niską, *ergo*: wiedząc, iż osoba badana, będąca studentem, osiąga wysokie wyniki na skali PA (jest perfekcjonistą adaptacyjnym) możemy z dużą dozą prawdopodobieństwa skonstatować, iż raczej będzie zaliczała się do grupy osób ze średnią wysoką niż niską. Natomiast na podstawie otrzymanych wysokich wyników na skali PD takich predykcji dokonać nie można, gdyż osoby zaliczające się do grupy perfekcjonistów dezadaptacyjnych mogą mieć zarówno średnią niską, jak i wysoką. Wyniki te są zgodne z danymi uzyskanymi przez Coxa i współpracowników (2002) – wysokie uplasowanie na wymiarze perfekcjonizmu adaptacyjnego korelowało zarówno z obecnymi, jak i przyszłymi osiągnięciami akademickimi. Także LoCicero i Ashby (2000) wykazali, że perfekcyjniści zdrowi różnią się zarówno od nieperfekcjonistów, jak i perfekcjonistów niezdrowych nasileniem poczucia własnej skuteczności zarówno zgeneralizowanego, jak i społecznego. Natomiast w badaniach Accordino, Accordino i Slaneya (2000) młodzież ze skłonnością do przejawiania zachowań atrybuowanych perfekcjonistom zdrowym osiągała statystycznie istotnie wyższą średnią ocen w porównaniu z osobami ze skłonnościami do perfekcjonizmu dezadaptacyjnego. Nounopoulos, Ashby i Gilman (2006) z kolei wykazali, iż perfekcjonizm zdrowy (próbą badaną byli uczniowie) był pozytywnie związany z pewnością siebie w osiągnięciach szkolnych (jako styl radzenia sobie), owa pewność siebie zaś była mediatorem między tendencją perfekcjonistyczną a osiągnięciami szkolnymi.

Podobnie w badaniach Bielinga, Israeli i Antony'ego (2004) adaptacyjny perfekcjonizm korelował z pozytywnym afektem, dobrymi wynikami z egzaminów, planami, aby studiować więcej, natomiast negatywnie – z planami, aby studiować mniej.

Zgodnie z zaleceniami Campbella i Fiske (1959), według których wyniki pomiaru podobnych konstruktów powinny być zbieżne (trafność zbieżna; *convergent validity*), natomiast niepodobnych – rozbieżne (trafność rozbieżna; *discriminant validity*), rezultaty uzyskane w tym badaniu potwierdzają trafność KPAD. Wybierając skale do pomiaru obu rodzajów trafności, posłużyłam się danymi z innych badań empirycznych i teorii, jak również zastosowałam zalecenie Watsona, Clarka i Harknessa (1994), zgodnie z którym model Wielkiej Piątki (*Big Five*) uważać należy za uniwersalną podstawę taksonomii osobowości, stanowiącą bazę do ustalania trafności zbieżnej i dyskryminacyjnej dla innych konstruktów osobowościowych czy behawioralnych. W świetle danych uzyskanych przez Hilla, McIntire i Bacharacha (1997), zgodnie z którymi ekstrawersja i otwartość na doświadczenie nie były w sposób statystycznie istotny związane z żadną formą perfekcjonizmu, do pomiaru obu aspektów trafności postanowiłam wykorzystać z kwestionariusza NEO-FFI wyłącznie skale sumienności i neurotyczności.

Porównując oba typy perfekcjonizmu z innymi wymiarami osobowości, zauważyć należy, że zgodnie z hipotezą badawczą odnotowano statystycznie istotne dodatnie korelacje perfekcjonizmu adaptacyjnego z sumiennością i samooceną, natomiast negatywne – z neurotycznością i skłonnością do samoutrudniania (ta ostatnia charakterystyczna jest dla osób plasujących się wysoko na wymiarze perfekcjonizmu dezadaptacyjnego; por. Kearns, Forbes i Gardiner, 2007; Saddler i Buckland, 1995). Wyniki te są zgodne z danymi uzyskanymi przez Stumpfa i Parkera (2000), którzy odnotowali dodatnią korelację perfekcjonizmu adaptacyjnego z sumiennością (por. też Cox i in., 2002; Parker, 1997; Rice, Ashby i Slaney, 2007; Rice i Dellwo, 2002); tego typu perfekcyjniści mieli wyższą samoocenę w porównaniu z perfekcjonistami dezadaptacyjnymi (por. Ashby i Slaney, 2002), charakteryzował ich również niższy poziom neurotyczności (Parker, 1997). Według wyników badań Virgil Zeigler-Hill i Carol Terry (2007) perfekcjonizm dezadaptacyjny ujemnie koreluje z samooceną jawną (*explicite self-esteem*), adaptacyjny zaś – dodatnio, natomiast z samooceną niejawną (*implicit self-esteem*) nie odnotowano istotnych związków u obu typów perfekcjonistów.

Z kolei korelacje wyników na skali do pomiaru perfekcjonizmu dezadaptacyjnego z innymi wymiarami osobowości są zbieżne z tym, co uzyskali Stumpf i Parker

(2000) – ujemna korelacja z sumiennością, Rice i współpracownicy (1998) – ujemna korelacja z samooceną, czy Rice i inni (2007) oraz Cox ze współpracownikami (2002) – dodatnia korelacja z neurotycznością. Wspomniany już zespół badaczy pod kierownictwem Kennetha G. Rice'a (1998) wykazał również, iż perfekcjonizm adaptacyjny nie jest ani bezpośrednio, ani pośrednio (przez samoocenę jako mediator) związany z depresją, natomiast dezadaptacyjny był negatywnie związany z samooceną, a pozytywnie – z depresją.

Rozpatrując aspekt różnicowy, należy zauważyć, iż oba typy perfekcjonizmu są odmienne zarówno pod względem kierunku, jak i nasilenia owych czterech cech osobowości. Zastanawiający jest fakt, iż na wymiarze, rzecz można, kluczowym dla omawianego w tej pracy konstrukt – sumiennosci, zarysowują się wyraźne różnice: cecha ta dodatnio koreluje z perfekcjonizmem adaptacyjnym i stanowi statystycznie istotny (i jedyny) predyktor tej formy perfekcjonizmu, natomiast ujemnie – z perfekcjonizmem dezadaptacyjnym i nie stanowi istotnego predyktora dla tej odmiany omawianego tu konstrukt. Dane uzyskane przez Stoebera, Otto i Dalbert (2009) w badaniach longitudinalnych na próbie adolescentów wskazują, że sumiennosc jest cechą, która odgrywa istotną rolę w rozwoju perfekcjonizmu tzw. zdrowego – wysokie wyniki na skali do pomiaru tej cechy osobowości implikują wzrost natężenia perfekcjonizmu adaptacyjnego. Edward Chang (2006) uzyskał podobne wyniki – obie wyróżnione przez autora formy perfekcjonizmu: negatywny (w ujęciu Changa „negatywny” odnosi się do zmiennych poznawczych na wyjściu, poziomu rozbieżności między standardami a wykonaniem) perfekcjonizm wykonaniowy zorientowany na siebie (*negative self-oriented performance perfectionism*) i zorientowany społecznie (*negative socially prescribed performance perfectionism*) były na poziomie statystycznie istotnym ujemnie skorelowane z sumiennością, natomiast pozytywnie – z neurotycznością; formy pozytywne zaś – dodatnio skorelowane z sumiennością. Biorąc pod uwagę, iż perfekcjonizm dezadaptacyjny silnie i dodatnio koreluje zarówno ze skłonnością do samoutrudniania, jak i neurotycznością, stanowiącymi, przypomnijmy, jedyne jego predyktory (wyniki badania drugiego), wyłania nam się dość spójny obraz obu form czy też grup perfekcjonistów: adaptacyjnych – stawiających sobie realistyczne cele, sumiennych, odnoszących sukcesy akademickie, mających wysokie poczucie własnej skuteczności oraz dezadaptacyjnych – charakteryzujących się skłonnością do samoutrudniania, odczuwających lęk i negatywny nastrój, wkładających niedostatecznie dużo wysiłku w aktywność zadaniową, stawiających sobie bardzo trudne i nierealistyczne cele lub mających poczucie, że tzw. ważni inni

takie trudne cele przed nimi stawiają (por. Hewitt i Flett, 1991a), co z kolei skutkuje niemożnością ich osiągnięcia, niskim poczuciem własnej skuteczności, spadkiem motywacji wewnętrznej (por. Kearns i in., 2007), skłonnością do prokrastynacji (Ferrari, 1992), sztywnością (Ferrari i Mautz, 1997) oraz niskimi osiągnięciami akademickimi (Zuckerman, Kieffer i Knee, 1998).

Warto także zauważyć, analizując różnice między oboma typami perfekcjonistów a osobami nieperfekcjonistycznymi, iż ci ostatni nie różnią się pod względem sumiennosci i samooceny od perfekcjonistów dezadaptacyjnych i, podobnie jak perfekjoniści adaptacyjni, osiągają niskie wyniki na skali PD, natomiast na wszystkich wymiarach osobowości różnice między perfekjonistami adaptacyjnymi i dezadaptacyjnymi były bardzo widoczne.

Wykazując w badaniu drugim, iż zastosowane kryterium klasyfikacji (średnia arytmetyczna ocen) trafnie różnicuje perfekjonistów adaptacyjnych, w kolejnym badaniu postanowiłam sprawdzić, czy zastosowanie innego kryterium – behawioralnego – pozwoli dokonać tym razem trafnego rozróżnienia między perfekjonistami dezadaptacyjnymi a osobami typowymi. Jak podkreśla Jerzy Brzeziński (2006): „Každy nowy test powinien być wprowadzany po wykazaniu jego zbieżności nie tylko z innymi testami, ale – przede wszystkim – z kryteriami faktycznie zewnętrznymi (a więc nietestowymi!), według których można dokonać oceny tej samej zmiennej” (Brzeziński, 2006, s. 518).

Badanie 3

Procedura i osoby badane

Próba, w skład której weszły osoby typowe i perfekjoniści dezadaptacyjni, została wyselekcjonowana na podstawie opisu cech charakterystycznych dla perfekjonistów niezdrowych, który otrzymali *via* e-mail studenci Wydziału Zamiejscowego SWPS w Sopocie (za udział w badaniu przyznawano każdorazowo 0,5 punktu kredytowego). Zadaniem każdego ze studentów, którzy zgłosili akces, było wytypowanie osoby przeciętnej, niewyróżniającej się pod względem nasilenia niżej wymienionych charakterystyk oraz perfekjonisty dezadaptacyjnego, a następnie poproszenie ich o wypełnienie KPAD. Ponieważ kwestionariusz jest tak skonstruowany, iż odnosi się do zadaniowego funkcjonowania perfekjonistów obu typów, w Badaniu 2 próba kryterialna została wyłoniona na podstawie sukcesów akademickich (lub ich braku). W Badaniu 3 postanowiono wyłonić próbę na podstawie zadaniowego funkcjonowania w miejscu pracy. Treść e-maila była następująca: *Poniżej zamieszczony jest opis charakterystyki pewnej osoby. Przeczytajcie go i zastanówcie się, czy w Waszym miejscu pracy jest*

ktos, kto dobrze pasuje do takiej charakterystyki. Jeśli tak i jeśli moglibyście poprosić taką osobę o wypełnienie pewnego niezbyt długiego testu – to jesteście idealnymi kandydatami do współudziału w moim projekcie badawczym. Charakterystyka osoby, o którą chodzi: ma bardzo wysokie standardy wykonania zadań; stawia sobie nierealistyczne cele, których realizacja jest bardzo trudna albo wręcz niemożliwa; cele te są sztywne – w trakcie realizacji nie podlegają korygowaniu a działania są nieelastyczne; koncentruje się na popełnionych błędach (np. wylapał 28 drobnych błędów w projekcie, który miał już iść do realizacji, ale nie zauważył jakiegoś jednego drobiazgu – nie będzie się cieszył z tego, że dzięki niemu firma nie musi prostować 28 rzeczy, ale będzie zadręczał się i zamartwiał tym, że nie zauważył jednego problemu); jego (jej) samoocena jest niestabilna i raczej niska, uzależniona od wyników – ponieważ skupia się na popełnionych błędach, ma poczucie, że „wszystko robi nie tak”; musi być najlepsza (najlepszy) we wszystkim, co robi, nie dokonuje rozgraniczenia na sprawy ważne, mniej ważne i zupełnie nieistotne; nie pozwala sobie na popełnianie błędów; jest nastawiona(y) rywalizacyjnie, wciąż porównuje się z innymi, musi być najlepsza(y); ma niskie globalne poczucie własnej skuteczności, które wynika z jej (jego) osobistego doświadczenia i schematów poznawczych – skoro nawet najmniejszy błąd oznacza porażkę, koncentruje się na tym, co zrobił(a) i robi źle, zamiast na tym, co zrobił(a) dobrze; taka osoba ma skłonność do odwlekania aktywności zadaniowej – charakteryzuje ją też skłonność do samoutrudniania; boi się porażek, odczuwa lęk, jest neurotyczna; odczuwa stres, który jest skutkiem chronicznej rozbieżności pomiędzy wysokimi standardami a rzeczywistym poziomem wykonania.

Próba liczyła 30 osób (15 osób typowych i 15 perfekcjonistów dezadaptacyjnych). Wiek respondentów mieścił się w przedziale 20–53 lata ($M = 30,77$; $SD = 7,33$), 87% osób badanych było w przedziale wiekowym 20–36, 70% stanowiły kobiety, 23,3% miało wykształcenie śred-

nie, 16,7% – licencjackie, 60% – wyższe. Osoby badane zostały poproszone o wypełnienie KPAD (metodą papier-
-ołówek).

Wyniki

W pierwszym kroku ponownie poddano zgromadzone dane analizie rzetelności. Obie skale charakteryzują się wysokim współczynnikiem zgodności wewnętrznej. Wyniki przedstawia Tabela 5, zawierająca również – dla porównania – dane z poprzednich badań.

Następnie postanowiłam sprawdzić, czy średnie uzyskane w dwóch porównywanych grupach na obu skalach będą, zgodnie z hipotezą badawczą, różnić się w sposób statystycznie istotny jedynie na skali PD. W tym celu zastosowano test t dla grup niezależnych. Po sprawdzeniu założeń (K-S każdorazowo okazał się nieistotny, dla skali PD $p > 0,74$, dla PA $p > 0,48$; wariacje w obu grupach okazały się homogeniczne, test Levene’a również okazał się statystycznie nieistotny, dla skali PD $p > 0,18$, dla PA $p > 0,95$) przystąpiono do analizy. Zgodnie z hipotezą badawczą zanotowano istotne różnice między osobami typowymi a perfekcjonistami dezadaptacyjnymi jedynie na skali PD: osoby typowe uzyskały niższe wyniki ($M = 62,27$; $SD = 17,71$) w porównaniu z perfekcjonistami niezdrowymi ($M = 93,8$; $SD = 26,32$), $t(28) = -3,85$, $p < 0,0005$ (jednostronnie). Na skali PA nie odnotowano istotnych różnic – osoby typowe osiągnęły porównywalne wyniki ($M = 65,07$; $SD = 13,07$) z wynikami perfekcjonistów dezadaptacyjnych ($M = 69,27$; $SD = 14,45$), $t(28) = -0,83$, $p > 0,1$ (jednostronnie).

Następnym etapem było sprawdzenie trafności zastosowanego kryterium behawioralnego – przeprowadzono w tym celu analizę dyskryminacyjną. Spodziewano się, iż na podstawie wyników uzyskanych na skali PD (i tylko na tej) można dokonać trafnych predykcji, iż osoba, która została wcześniej zaklasyfikowana przez studentów do grupy perfekcjonistów dezadaptacyjnych, faktycznie będzie należała do tejże grupy (metoda ta, jak już wcze-

Tabela 5.

Średnie, odchylenia standardowe, współczynniki zgodności wewnętrznej oraz standardowe błędy pomiaru dla skal PD i PA

	PD				PA			
	M	SD	α	SEM	M	SD	α	SEM
Badanie 1	73,41	25,6	0,953	5,52	59,77	11,87	0,896	3,82
Badanie 2*	74,73	25,12	0,947	5,77	67,77	9,78	0,846	3,52
Badanie 3	78,03	27,26	0,954	5,83	67,16	13,7	0,922	3,82

PD = perfekcjonizm dezadaptacyjny, PA = perfekcjonizm adaptacyjny; badanie 1: $N = 250$, badanie 2: $N = 64$, badanie 3: $N = 30$; liczba pozycji w skali PD – 22; PA – 13

* dane z etapu „test”

śniej wspomniano, ma charakter *stricte* confirmacyjny). Przed przystąpieniem do analiz sprawdziłam, czy rozkłady w obu grupach są normalne – każdorazowo test K-S okazał się nieistotny: dla grupy osób typowych – dla skali PD $p > 0,76$, dla skali PA zaś $p > 0,83$; dla grupy perfekcjonistów dezadaptacyjnych – dla skali PD $p > 0,98$, dla skali PA zaś $p > 0,3$; test *M* Boxa równości macierzy kowariancji również nie przekroczył progu statystycznej istotności, $F(3, 141120) = 2,62, p > 0,51$. Wartość własna funkcji wyniosła 0,54, natomiast korelacja kanoniczna – 0,59. Jak więc widać, procent wyjaśnionej wariancji uznać należy za średni: 29%. Najmniejszą λ Wilksa miała skala PD – 0,65, dla skali PA λ wyniosła 0,976. Test równości średnich grupowych okazał się statystycznie istotny jedynie dla skali PD, $F(1, 28) = 14,81, p = 0,001$ (dla skali PA $p > 0,41$), co oznacza tym samym, iż jedynie predyktor w postaci wyników na skali PD ma statystycznie istotny wkład do modelu. Współczynniki dyskryminacyjnej funkcji liniowej Fishera dla osób typowych wyniosły odpowiednio – na skali PD 0,11, na skali PA 0,33 (stała = -14,75). Dla perfekcjonistów dezadaptacyjnych zaś – dla skali PD 0,17, dla skali PA 0,34 (stała = -20,53). Standaryzowane współczynniki kanonicznych funkcji dyskryminacyjnych wyniosły: dla skali PD -0,98, dla skali PA 0,14, co oznacza, że największy wkład w klasyfikację międzygrupową ma skala PD. Wyniki testu funkcji kanonicznej, pozwalające oszacować, czy funkcja dyskryminacyjna jako całość dobrze klasyfikuje, wykazały, iż model dobrze pasuje do danych, $\lambda = 0,65, \chi^2(2, N = 30) = 11,64, p = 0,003$. Efektywność klasyfikacji można uznać za dobrą – 70% obserwacji pierwotnie pogrupowanych zostało sklasyfikowanych prawidłowo, spośród perfekcjonistów dezadaptacyjnych 66,7% zostało poprawnie zaklasyfikowanych.

Kolejnym etapem analizy była identyfikacja naturalnych grup w badanej próbie. Wykorzystałam w tym celu analizę skupień, która jest użyteczna do identyfikacji homogenicznych podgrup wewnątrz kompleksowego zbioru danych (por. Borgen i Barnett, 1987). Relewantna liczba skupień jest zdeterminowana zmianami we współczynnikach aglomeracji i apriorycznymi założeniami. W tym studium spodziewano się dwugrupowego rozwiązania. W pierwszym kroku przeprowadziłam hierarchiczną analizę skupień z wykorzystaniem tych samych metod, co w Badaniu 2, czyli procedurę aglomeracji metodą Warda oraz kwadrat odległości euklidesowej. Analiza przeprowadzona została na danych wystandaryzowanych. Pierwszy wyraźny przyrost odległości aglomeracyjnej zaobserwowano w kroku 28. (89,73%), drugi, zdecydowanie mniejszy, w kroku 27. (59,13%); wynik ten pozwala przyjąć rozwiązanie 2-grupowe (potwierdził to dendrogram).

W ostatnim kroku dokonano klasyfikacji badanej próby za pomocą techniki confirmacyjnej, jaką jest analiza skupień metodą *k*-średnich. Podstawą klasyfikacji były wystandaryzowane wyniki uzyskane w obu skalach KPAD. Biorąc pod uwagę wyniki analizy hierarchicznej i charakterystyki badanej próby, wymuszono dwugrupowy wynik analiz. Analizy te wykazały, iż zastosowane kryterium jest trafne: wśród osób wytypowanych jako perfekcjonistów dezadaptacyjnych (*PD*), 33,4% osób ($n = 10$) zostało zaklasyfikowanych do skupienia 1. (perfekcjonistów dezadaptacyjnych; *PD*), 33,4% zaś ($n = 5$) do skupienia 2. (osoby nieperfekcjonistyczne; *NP*); spośród osób typowych natomiast ($N = 15$) 86,6% ($n = 13$) należy do skupienia 2. (*NP*), natomiast do skupienia 1. (*PD*) – 13,4% ($n = 2$). Wyniki te potwierdzają więc, iż zastosowane kryterium behawioralne okazało się trafne.

Dyskusja

Wyniki przeprowadzonej analizy pozwalają stwierdzić, że zastosowane kryterium behawioralne okazało się trafnym predyktorem klasyfikacyjnym. Prezentowane dane w sposób jednoznaczny pokazują, że skala do pomiaru negatywnej formy perfekcjonizmu jest narzędziem pozwalającym w sposób satysfakcjonujący zaklasyfikować osoby pogrupowane za pomocą zastosowanego kryterium zewnętrznego. Po raz kolejny wykazano też, iż prezentowane skale stanowią homogeniczne konstrukty o wysokim współczynniku zgodności wewnętrznej.

Dyskusja ogólna

Celem tego artykułu było przedstawienie procedury powstawania polskiego narzędzia do pomiaru perfekcjonizmu. Przeprowadzono w tym celu trzy badania – jedno selekcyjne oraz dwa walidacyjne – osobno dla każdej ze skal. Głównym założeniem było wykazanie, że omawiany konstrukt ma dwa wymiary: negatywny i pozytywny, jak również dowiedzenie, iż wysokie wyniki wyłącznie na pierwszym z nich wiązać można z negatywnymi aspektami funkcjonowania, np. skłonnością do prokrastynacji, kłopotami z nauką (Saddler i Buckland, 1995), obniżoną samooceną (Rice i in., 1998) czy obniżonym poczuciem własnej skuteczności (LoCicero i Ashby, 2000). Wyniki analiz uzasadniają konstatację, iż Kwestionariusz Perfekcjonizmu Adaptacyjnego i Dezadaptacyjnego jest narzędziem rzetelnym oraz trafnym, charakteryzującym się stabilną strukturą wewnętrzną i mającym dobrą moc dyskryminacyjną. Na tej podstawie stwierdzić można, że kwestionariusz ten może być stosowany w diagnozie indywidualnej do oszacowania poziomu natężenia obu form perfekcjonizmu – szczególnie wśród osób studiujących i/lub pracujących. Jedynymi ograniczeniami w stosowaniu

metody – ze względu na sposób formułowania pozycji testowych – mogą być wiek i status zawodowy osób badanych: kwestionariusz nie powinien być stosowany wśród dzieci i młodzieży, jak również osób nieczynnych zawodowo (bezrobotnych lub będących na emeryturze), gdyż KPAD służy do pomiaru zadaniowego, nie społecznego (por. Hewitt i Flett, 1991a) funkcjonowania perfekcjonistów obu typów, w czym jest podobny do MPS Frosta i współpracowników (1990; 1993). Wątpliwości natury metodologicznej mogą budzić dwa fakty – po pierwsze: dane pochodzą z prób incydentalnych, w związku z czym konieczne są dalsze badania nad omawianym narzędziem, po drugie – zważywszy, iż we wszystkich próbach kobiety stanowiły większy odsetek osób badanych, należy z pewną dozą ostrożności stosować obydwie skale do populacji mężczyzn (choć nadmienić należy, iż wyniki analiz wykazały jednoznacznie, że różnice międzypłciowe na obu skalach nie wystąpiły).

Perfekcjonizm może mieć zarówno konstruktywny, jak i destruktywny wpływ na funkcjonowanie podmiotu – w zależności od tego, czy uległy inkorporacji komponenty adaptacyjne: wysokie standardy, potrzeba zorganizowania i porządku, czy też – dezadaptacyjne: dyskomfort i dystres związane z rozbieżnością między wysokimi standardami odnoszonymi się do każdej dziedziny życia i poziomem wykonania, trudności w relacjach interpersonalnych, wysoki poziom lęku oraz obawy przed popełnieniem jakiegokolwiek błędu (Ashby i Kottman, 1996; Slaney i Ashby, 1996). Ważne jest, aby zdawać sobie sprawę z tego, że perfekcjonizm to nie tylko rozmaite dysfunkcje, zaburzenia czy patologie. Perfekcjonizm jest fenomenem wieloaspektowym i jedne z tych aspektów są pozytywne, inne – negatywne. Perfekcjonistyczne dążenia mogą być nie tylko niepatologiczne, ale również mogą być ewaluowane pozytywnie, o ile tylko perfekcjonista jest w stanie skoncentrować się na tym, aby wykonać daną czynność jak najlepiej, zamiast bać się popełnienia błędu, koncentrować na tym, co osiągnął, zamiast na tym, że czegoś nie wykonał tak, jak sobie zamierzył. W takiej formie, jak piszą Joachim Stoeber i Kathleen Otto (2006, s. 314), „perfekcjonizm byłby perfekcyjnie pozytywną dyspozycją”.

LITERATURA CYTOWANA

- Accordino, D. B., Accordino, M. P., Slaney, R. B. (2000). An investigation of perfectionism, mental health, and achievement motivation in adolescents. *Psychology in the Schools*, 37, 535–545.
- Adkins, K. K., Parker, W. (1996). Perfectionism and suicidal preoccupation. *Journal of Personality*, 64, 529–543.
- Adler, A. (1927). Individual psychology. *The Journal of Abnormal and Social Psychology*, 22, 116–122.
- Anastasi, A., Urbina, S. (1999). *Testy psychologiczne*. Warszawa: Pracownia Testów Psychologicznych PTS.
- Arrindell, W. A., van der Ende, J. (1985). An empirical test of the utility of the observations-to-variables ratio in factor and components analysis. *Applied Psychological Measurement*, 9, 165–178.
- Arthur, N., Hayward, L. (1997). The relationship between perfectionism, standards for academic achievement, and emotional distress in postsecondary students. *Journal of College Student Development*, 38, 622–632.
- Ashby, J. S., Kottman, T. (1996). Inferiority as a distinction between normal and neurotic perfectionism. *Individual Psychology: Journal of Adlerian Theory, Practice and Research*, 52, 237–245.
- Ashby, J. S., Slaney, R. B. (2002). Perfectionism, dysfunctional attitudes, and self-esteem: A structural equations analysis. *Journal of Counseling & Development*, 80, 197–203.
- Atala, K., Baxter, R. (1989). Suicidal adolescents. *Postgraduate Medicine*, 86, 223–230.
- Barrett, P. T., Kline, P. (1981). The observation to variable ratio in factor analysis. *Personality Study in Group Behavior*, 1, 23–33.
- Barrow, C. J., Moore, C. A. (1983). Group interventions with perfectionist thinking. *Personnel and Guidance Journal*, 61, 612–615.
- Benedict, R. (1946). *The chrysanthemum and the sword. Patterns of Japanese culture*. Boston: Houghton Mifflin.
- Benson, E. (2003). The many faces of perfectionism. *Monitor on Psychology*, 34 (10), 18.
- Bieling, P. J., Israeli, A., Smith, J., Antony, M. M. (2003). Making the grade: The behavioural consequences of perfectionism in the classroom. *Personality and Individual Differences*, 35, 163–178.
- Bieling, P. J., Israeli, A. L., Antony, M. M. (2004). Is perfectionism good, bad, or both? Examining models of the perfectionism construct. *Personality and Individual Differences*, 36, 1373–1385.
- Briggs, S. R., Cheek, J. M. (1986). The role of factor analysis in the development and evaluation of personality scales. *Journal of Personality*, 54 (1), 106–148.
- Borgen, F. H., Barnett, D. C. (1987). Applying cluster analysis in counseling psychology research. *Journal of Counseling Psychology*, 34, 456–468.
- Brodsky, S. F. (1988). Perfectionism and the millon basic personality patterns. *Psychological Reports*, 63, 791–794.
- Brzeziński, J. (2006). *Metodologia badań psychologicznych* (wyd. 5). Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Burisch, M. (1986). Methods of personality inventory development – A comparative analysis. W: A. Angleitner, J. S. Wiggins (red.), *Personality assessment via questionnaires. Current issues in theory and measurement* (s. 109–1190). Berlin–Tokyo: Springer-Verlag.
- Burns, D. D. (1980). The perfectionist's script for self-defeat. *Psychology Today*, 11, 34–52.

- Campbell, D. T., Fiske, D. W. (1959). Convergent and discriminant validation by the multitrait-multimethod matrix. *Psychological Bulletin*, 56, 81–105.
- Cattell, R. B. (1966). The scree test for the number of factors. *Multivariate Behavior Research*, 1, 140–161.
- Cattell, R. B. (1978). *The scientific use of factor analysis*. New York: Plenum.
- Chang, E. C. (2006). Conceptualization and measurement of adaptive and maladaptive aspects of performance perfectionism: Relations to personality, psychological functioning, and academic achievement. *Cognitive Therapy and Research*, 30, 677–697.
- Choynowski, M. (1971). Podstawy i zastosowania teorii rzetelności testów psychologicznych. W: J. Koziński (red.), *Problemy psychologii matematycznej* (s. 65–118). Warszawa: Państwowe Wydawnictwo Naukowe.
- Comrey, A. L., Lee, H. B. (1992). *A first course in factor analysis* (wyd. 2). Hillsdale, New York: Erlbaum.
- Cox, B. J., Enns, M. W., Clara, I. P. (2002). The multidimensional structure of perfectionism in clinically distressed college students samples. *Psychological Assessment*, 14, 365–373.
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16, 297–334.
- Doliński, D., Szmajke, A. (1994). *Samotrudnianie. Dobrze i źle strony rzucania kłód pod własne nogi*. Olsztyn: Polskie Towarzystwo Psychologiczne Pracownia Wydawnicza.
- Dymkowski, M. (1989). *Samowiedza a psychologiczne konsekwencje ocen*. Wrocław: Wydawnictwo Politechniki Wrocławskiej.
- Everitt, B. S., Dunn, G. (2001). *Applied Multivariate Data Analysis* (wyd. 2). London: Arnold.
- Everitt, B. S., Landau, S., Leese, M. (2001). *Cluster Analysis* (wyd. 4). London: Arnold.
- Ferrari, J. R. (1992). Procrastinators and perfect behavior: An exploratory factor analysis of self-presentation, self-awareness, and self-handicapping components. *Journal of Research in Personality*, 226, 75–84.
- Ferrari, J. R., Mautz, W. (1997). Predicting perfectionism: Applying test of rigidity. *Journal of Clinical Psychology*, 53, 1–6.
- Field, A. (2005). *Discovering statistics Using SPSS* (wyd. 2). London: Sage Publications.
- Flett, G. L., Hewitt, P. L. (2005). The perils of perfectionism in sports and exercise. *Current Directions in Psychological Science*, 14, 14–18.
- Flett, G. L., Hewitt, P. L., Dyck, D. G. (1989). Self-oriented perfectionism, neuroticism and anxiety. *Personality and Individual Differences*, 10, 731–735.
- Flett, G. L., Hewitt, P. L., Shapiro, B., Rayman, J. (2003). Perfectionism, beliefs, and adjustment in dating relationships. W: N. J. Pallone (red.), *Love, romance, sexual interaction: Research perspectives from current psychology* (s. 31–60). New Brunswick, NJ: Transaction.
- Frańczak, A. (2002). Pracoholizm. W: M. Strykowska (red.), *Współczesne organizacje – wyzwania i zagrożenia. Perspektywa psychologiczna* (s. 211–234). Poznań: Wydawnictwo Fundacji Humaniora.
- Frost, R. O., Heimberg, R. G., Holt, C. S., Mattia, J. I., Neubauer, A. L. (1993). A comparison of two measures of perfectionism. *Personality and Individual Differences*, 14, 119–126.
- Frost, R. O., Marten, P. A., Lahart, C., Rosenblate, R. (1990). The dimensions of perfectionism. *Cognitive Therapy and Research*, 14, 449–468.
- Garner, D. M., Olmstead, M. P., Polivy, J. (1983). Development and validation of a multidimensional eating disorder inventory for anorexia nervosa and bulimia. *International Journal of Eating Disorders*, 2, 15–34.
- Greenspon, T. S. (2000). “Healthy perfectionism” is an oxymoron! Reflections on psychology of perfectionism and the sociology of science. *Journal of Secondary Gifted Education*, 11, 197–208.
- Grzegorek, J. L., Slaney, R. B., Franze, S., Rice, K. (2004). Self-criticism, dependency, self-esteem, and grade point average satisfaction among clusters of perfectionists and non-perfectionists. *Journal of Counseling Psychology*, 51, 192–200.
- Guadagnoli, E., Velicer, W. (1988). Relation of sample size to the stability of component patterns. *Psychological Bulletin*, 103, 265–275.
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L., Black, W. C. (1995). *Multivariate data analysis with readings* (wyd. 4). Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall.
- Halgin, R. P., Leahy, P. M. (1989). Understanding and treating perfectionistic college students. *Journal of Consulting and Development*, 68, 222–225.
- Hamachek, D. E. (1978). Psychodynamics of normal and neurotic perfectionism. *Psychology*, 15, 27–33.
- Hewitt, P. L., Flett, G. L. (1991a). Perfectionism in the self and social contexts: Conceptualization, assessment, and association with psychopathology. *Journal of Personality and Social Psychology*, 60, 456–470.
- Hewitt, P. L., Flett, G. L. (1991b). Dimensions of perfectionism in unipolar depression. *Journal of Abnormal Psychology*, 100, 98–101.
- Hewitt, P. L., Flett, G. L., Turnbull, W. (1992). Perfectionism and Multiphasic Personality Inventory (MMPI) indices of personality disorder. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 14, 323–335.
- Hewitt, P. L., Flett, G. L., Weber, C. (1994). Dimension of perfectionism and suicide ideation. *Cognitive Therapy and Research*, 18, 439–460.
- Higgins, E. T. (1987). Self-discrepancy: A theory relating self and affect. *Psychological Review*, 94, 319–340.
- Higgins, E. T., King, G. A., Mavin, G. H. (1982). Individual construct accessibility and subjective impressions and recall. *Journal of Personality and Social Psychology*, 43, 35–47.
- Hill, R. W., McIntire, K., Bacharach, V. R. (1997). Perfectionism and the Big Five Factors. *Journal of Social Behavior and Personality*, 12, 257–270.
- Ho, R. (2006). *Handbook of univariate and multivariate data analysis and interpretation with SPSS*. London–New York: Boca Raton, Taylor and Francis Group.

- Hogan, R., Nicholson, R. A. (1988). The meaning of personality test scores. *American Psychologist*, 43, 621–626.
- Hornowska, E. (2007). *Testy psychologiczne. Teoria i praktyka* (wyd. 4). Warszawa: Wydawnictwo Naukowe Scholar.
- Hornowska, E., Paluchowski, W. J. (2007). *Praca – skrywana obsesja*. Poznań: Bogucki Wydawnictwo Naukowe.
- Hoyle, R. H. (2000). Confirmatory factor analysis. W: H. E. A. Tinsley, S. D. Brown (red.), *Handbook of applied multivariate statistics and mathematical modeling* (s. 465–497). San Diego: Academic Press.
- Hutcheson, G., Sofroniou, N. (1999). *The multivariate social scientist*. London: Sage.
- Kaiser, H. F. (1970). A second-generation little jiffy. *Psychometrika*, 35, 401–415.
- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39, 31–36.
- Kass, R. A., Tinsley, H. E. A. (1979). Factor analysis. *Journal of Leisure Research*, 11, 120–138.
- Kearns, H., Forbes, A., Gardiner, M. (2007). A cognitive behavioural coaching intervention for the treatment of perfectionism and self-handicapping in a nonclinical population. *Behaviour Change*, 24, 157–172.
- Kim, J., Mueller, C. (1978). *Factor analysis: Statistical methods and practical issues*. Beverly Hills, CA: Sage.
- Kossowska, M. (2005). *Umysł niezmienny. Poznawcze mechanizmy sztywności*. Kraków: Wydawnictwo Uniwersytetu Jagiellońskiego.
- Landau, S., Everitt, B. S. (2005). *A handbook of statistical analysis using SPSS*. Chapman & Hall – CRC Press.
- Lawshe, C. H. (1975). A quantitative approach to content validity. *Personnel Psychology*, 28, 563–575.
- Leech, N. L., Barrett, K. C., Morgan, G. A. (2005). *SPSS for intermediate statistics: Use and interpretation* (wyd. 2). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.
- LoCicero, K. A., Ashby, J. S. (2000). Multidimensional perfectionism and self-reported self-efficacy in college students. *Journal of College Student Psychotherapy*, 15, 47–56.
- MacCallum, R. C., Widaman, K. F., Zhang, S., Hong, S. (1999). Sample size in factor analysis. *Psychological Methods*, 4 (1), 84–89.
- McCrae, R. R., Costa, P. T., Jr (2005). *Osobowość dorosłego człowieka*. Kraków: Wydawnictwo WAM.
- Moretz, M. W., McKay, D. (2009). The role of perfectionism in obsessive-compulsive symptoms: “Not just right” experiences and checking compulsions. *Journal of Anxiety Disorders*, 23, 640–644.
- Nounopoulos, A., Ashby, J. S., Gilman, R. (2006). Coping resources, perfectionism, and academic performance among adolescents. *Psychology in the Schools*, 43, 413–422.
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory*. New York: McGraw-Hill.
- Oliver, J. M., Hart, B. A., Ross, M. J., Katz, B. M. (2001). Healthy perfectionism and positive expectations about counseling. *North American Journal of Psychology*, 3, 229–242.
- Pacht, A. R. (1984). Reflections on perfection. *American Psychologist*, 39, 386–390.
- Parker, W. D. (1997). An empirical typology of perfectionism in academically talented children. *American Educational Research Journal*, 34, 545–562.
- Parker, W. D. (2002). Perfectionism and adjustment in gifted children. W: G. L. Flett, P. L. Hewitt (red.), *Perfectionism: Theory, research, and treatment* (s. 133–148). Washington, DC: American Psychological Association.
- Pervin, L. A. (2005). *Psychologia osobowości*. Gdańsk: Gdańskie Wydawnictwo Psychologiczne.
- Quadland, M. C. (1980). Private self-consciousness, attribution of responsibility, and perfectionistic thinking in secondary erectile dysfunction. *Journal of Sexual and Marital Therapy*, 6, 47–55.
- Ranieri, W. F., Steer, R. A., Lavrence, T. I., Rissmiller, D. J., Piper, G. E., Beck, A. T. (1987). Relationships of depression, hopelessness, and dysfunctional attitudes to suicide ideation in psychiatric patients. *Psychological Reports*, 61, 967–975.
- Rhéaume, J., Freeston, M. H., Ladouceur, R., Bouchard, C., Gallant, L., Talbot, F. i in. (2000). Functional and dysfunctional perfectionists: Are they different on compulsive-like behaviors? *Behaviour Research and Therapy*, 38, 119–128.
- Rice, K. G., Aldea, M. A. (2006). State dependence and trait stability of perfectionism: A short-term longitudinal study. *Journal of Counseling Psychology*, 53, 205–212.
- Rice, K. G., Ashby, J. S., Slaney, R. B. (1998). Self-esteem as a mediator between perfectionism and depression: A structural equations analysis. *Journal of Counseling Psychology*, 45, 304–314.
- Rice, K. G., Ashby, J. S., Slaney, R. B. (2007). Perfectionism and the five-factor model of personality. *Assessment*, 14, 385–398.
- Rice, K. G., Dellwo, J. P. (2002). Perfectionism and self-development: Implications for college adjustment. *Journal of Counseling and Development*, 80, 188–196.
- Rice, K. G., Lopez, F. G., Vergara, D. (2005). Parental/social influences on perfectionism and adult attachment orientations. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 24, 580–605.
- Rice, K. G., Mirzadeh, S. A. (2000). Perfectionism, attachment, and adjustment. *Journal of Counseling Psychology*, 47, 238–250.
- Rice, K. G., Preusser, K. J. (2002). The Adaptive/Maladaptive Perfectionism Scale. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 34, 210–222.
- Rice, K. G., Slaney, R. B. (2002). Clusters of perfectionists: Two studies of emotional adjustment and academic achievement. *Measurement and Evaluation*, 35, 35–48.
- Roberts, B. W., DelVecchio, W. F. (2000). The rank-order consistency of personality traits from childhood to old age: A quantitative review of longitudinal studies. *Psychological Bulletin*, 126, 3–25.
- Rosenthal, R., Rosnow, R. L. (1969). The volunteer subject. W: R. Rosenthal, R. L. Rosnow (red.), *Artifact in behavioral research* (s. 59–118). New York: Academic Press.
- Saboonchi, F., Lundh, L. G. (1999). State perfectionism and its relation to trait perfectionism, type of situation, priming, and

- being observed. *Scandinavian Journal of Behaviour Therapy*, 28, 154–166.
- Saddler, C. D., Buckland, R. L. (1995). The Multidimensional Perfectionism Scale: Correlations with depression in college students with learning disabilities. *Psychological Reports*, 77, 483–490.
- Scott, K. S., Moore, K. S., Miceli, M. P. (1997). An exploration of the meaning and consequences of workaholism. *Human Relations*, 50, 287–314.
- Slaney, R. B., Ashby, J. S. (1996). Perfectionists: Study of a criterion group. *Journal of Counselling and Development*, 74, 393–398.
- Slaney, R. B., Ashby, J. S., Trippi, J. (1995). Perfectionism: Its measurement and career relevance. *Journal of Career Assessment*, 3, 279–297.
- Slaney, R. B., Rice, K. G., Mobley, M., Trippi, J., Ashby, J. S. (2001). The Revised Almost Perfect Scale. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 34, 130–145.
- Spence, J. T., Robbins, A. S. (1992). Workaholism: Definition, measurement, and preliminary results. *Journal of Personality Assessment*, 1, 160–178.
- Stevens, J. P. (1992). *Applied multivariate statistics for the social sciences* (wyd. 2). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Stoeber, J., Otto, K. (2006). Positive conceptions of perfectionism: Approaches, evidence, challenges. *Personality and Social Psychology Review*, 10, 295–319.
- Stoeber, J., Otto, K., Dalbert, C. (2009). Perfectionism and the Big Five: Conscientiousness predicts longitudinal increases in self-oriented perfectionism. *Personality and Individual Differences*, 47, 363–368.
- Stumpf, H., Parker, W. D. (2000). A hierarchical structural analysis of perfectionism and its relation to other personality characteristics. *Personality and Individual Differences*, 28, 837–852.
- Suddarth, B. H., Slaney, R. B. (2001). An investigation of the dimensions of perfectionism in college students. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 34, 157–165.
- Terry-Short, L. A., Owens, R. G., Slade, P. D., Dewey, M. E. (1995). Positive and negative perfectionism. *Personality and Individual Differences*, 18, 663–668.
- Watson, D., Clark, L. A., Harkness, A. R. (1994). Structures of personality and their relevance to psychopathology. *Journal of Abnormal Psychology*, 103 (1), 18–31.
- Wieczorkowska, G., Wierzbński, J. (2007). *Statystyka. Analiza badań społecznych*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe Scholar.
- Zawadzki, B. (2006). *Kwestionariusze osobowości. Strategia i procedura konstruowania*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe Scholar.
- Zawadzki, B., Strelau, J., Szczepanik, P., Śliwińska, M. (1998). *Inwentarz osobowości NEO-FFI Costy i McCrae. Adaptacja polska*. Warszawa: Pracownia Testów Psychologicznych PTP.
- Zeigler-Hill, V., Terry, C. (2007). Perfectionism and explicit self-esteem: The moderating role of implicit self-esteem. *Self and Identity*, 6, 137–153.
- Zuckerman, M., Kieffer, S. C., Knee, C. R. (1998). Consequences of self-handicapping: Effects on coping, academic performance and adjustment. *Journal of Personality and Social Psychology*, 74, 1619–1628.

PRZYPISY

- Osoby chcące zastosować kwestionariusz KPAD proszone są o kontakt z autorką (w celu otrzymania autoryzowanej wersji arkusza testowego): katarzyna.szczucka@swps.edu.pl.
- Warto w tym miejscu wspomnieć o skrajnej formie pracobolizmu występującej w Japonii – *karoshi* – nagłej śmierci z przepracowania, opisywanej już w latach czterdziestych przez antropolog kultury Ruth Benedict (1946).
- Były to tłumaczenia niedosłowne – parafrazy.
- Wykorzystano twierdzenia: 1, 5 i 8.
- Zaczerpnięto pozycje: 3, 6, 21.
- Wykorzystano pozycje: 10, 14.
- Były to twierdzenia 12 i 24.
- Pozycje: 17 i 32.
- Twierdzenie 15.
- Sędziami kompetentnymi było sześciu psychologów: czterech z tytułem doktora i dwóch z tytułem profesora doktora habilitowanego.
- Usunięte zostały twierdzenia, dla których CVR był mniejszy od 0,99.
- Pragnę złożyć ogromne wyrazy wdzięczności profesorom: Dariuszowi Dolińskiemu, dziekanowi WZ SWPS we Wrocławiu, oraz Bogdanowi Wojciszke, dziekanowi WZ SWPS w Sopocie, za zgodę na udostępnienie mi danych niezbędnych do przeprowadzenia badania.
- Dane nt. interkorelacji obu wymiarów perfekcjonizmu mierzonych za pomocą różnych narzędzi są niespójne – albo brak danych na ten temat, niektóre wyniki potwierdzają ortogonalność obu czynników, są też dane wskazujące, iż są one w niewielkim stopniu dodatnio skorelowane (por. Stoeber i Otto, 2006). Zauważyć należy, iż skala FMPS Frosta i współpracowników (1990) służy głównie do pomiaru zadaniowego funkcjonowania perfekcjonistów, natomiast HFMPs Hewitta i Fletta (1991a) – społecznego.
- Lambda* używana jest do testowania hipotezy stanowiącej, iż obie grupy mają taki sam średni wynik funkcji dyskryminacyjnej, czyli – jest statystyką umożliwiającą wyznaczenie statystycznej istotności mocy dyskryminacyjnej modelu; przyjmuje ona wartości od 0 – maksymalna moc dyskryminacyjna, do 1 – brak takiej mocy; mamy zatem do czynienia z sytuacją odwrotną niż w przypadku większości statystyk – tutaj im mniejsza wartość tej statystyki, tym lepiej.
- Od tej pory będę posługiwała się owymi akronimami; aby nie myliły się nazwy skal do pomiaru obu form perfekcjonizmu (PD i PA) z nazwami wyselekcjonowanych grup – akronimy nazw skupień będą pisane kursywą: *PD* = perfekjoniści dezadaptacyjni; *PA* = perfekjoniści adaptacyjni; *NP* = osoby nieperfekcjonistyczne.

The Polish Adaptive and Maladaptive Perfectionism Questionnaire

Katarzyna Szczucka

Warsaw School of Social Sciences and Humanities, Wrocław Faculty

Abstract

The aim of this paper is to demonstrate that the construct of perfectionism consists of two dimensions, comprising both positive and negative components. This article reviews the theoretical and empirical background of perfectionism, and describes development of the first Polish Adaptive and Maladaptive Perfectionism Questionnaire. Three studies were undertaken to investigate the reliability, convergent and discriminant validity of the presented instrument. The results confirm the two-dimensionality of the construct as having adequate internal consistencies.

Key words: perfectionism, adaptive perfectionism, maladaptive perfectionism, Polish perfectionism questionnaire

Złożono: 23.12.2009

Złożono poprawiony tekst: 22.06.2010

Zaakceptowano do druku: 24.06.2010