

# Kwestionariusz kształtowania pracy – KKPracy. Polska adaptacja narzędzia

Elżbieta Kasprzak, Maciej Michalak, Mateusz Minda

*Instytut Psychologii, Uniwersytet Kazimierza Wielkiego w Bydgoszczy*

W artykule zaprezentowano polską adaptację *Kwestionariusza kształtowania pracy (Job Crafting Questionnaire – JCQ; Slemp, Vella-Brodrick, 2013)*, narzędzia do pomiaru proaktywnych zmian pracy, czynionych spontanicznie przez pracownika w celu poprawy efektywności i satysfakcji z pracy (Wrzesniewski, Dutton, 2001). Kwestionariusz obejmuje 15 pozycji do pomiaru kształtowania pracy w trzech obszarach: zadań, myślenia o pracy i relacjach. Właściwości psychometryczne KKPracy określono na podstawie rezultatów badań w siedmiu próbach ( $N = 885$ ). Analiza czynnikowa (CFA) pozwoliła na wsparcie trzyczynnikowej struktury kwestionariusza zgodnie z teoretyczną koncepcją kształtowania pracy. Współczynniki  $\alpha$  Cronbacha wynoszą od 0,77 do 0,85 w podskalach oraz 0,86 do 0,88 dla całej skali zależnie od próby. Potwierdzono stabilność bezwzględną narzędzia metodą test-retest. Trafność KKPracy w aspekcie zbieżnym i różnicowym zbadano na podstawie korelacji z innymi konstruktami spójnymi teoretycznie z kształtowaniem pracy: satysfakcją i afekt w pracy, zachowania obywatelskie oraz zaangażowanie i dominujące wartości w pracy. Uzyskane wyniki pozwalają uznać kwestionariusz za rzetelne i trafne narzędzie służące do pomiaru kształtowania pracy.

Słowa kluczowe: *Kwestionariusz kształtowania pracy, JCQ, kształtowanie pracy, psychologia pracy, adaptacja narzędzia*

## WPROWADZENIE

Kształtowanie pracy (*job crafting*) to konstrukt, który został wprowadzony do praktyki i teorii psychologii pracy oraz psychologii pozytywnej przez Wrzesniewski i Dutton (2001). Konstrukt jest definiowany jako zachowanie polegające na doskonaleniu i usprawnianiu pracy, które odbywa się z inicjatywy pracownika, często bez wiedzy przełożonych (tamże; Berg, Dutton, Wrzesniewski, 2008). Na kształtowanie pracy składa się wprowadzanie przez pracownika zmian pracy w trzech obszarach: wykonywanych zadań (*task crafting*), relacji interpersonalnych w pracy (*relational crafting*),

oraz myślenia o pracy (*cognitive crafting*). Dwa pierwsze obszary kształtowania pracy odnoszą się do warunków materialnych, społecznych i proceduralnych wykonywania pracy. Kształtowanie myślenia o pracy jest poznawczym jej redefiniowaniem, tak, aby zyskała ona głębszy sens. Kształtowanie pracy nie ma charakteru epizodycznego, jest procesem, w który pracownicy angażują się nieustannie lub systematycznie. Trzy obszary kształtowania pracy są tylko względnie ortogonalne. Niektóre zmiany w wykonywaniu zadań wymagają jednak reorganizacji w zakresie albo częstości kontaktów społecznych, zwłaszcza gdy ich wykonanie wymaga współpracy stałej lub czasowej. Niektóre modyfikacje zadań albo relacji następują wraz ze zmianą konstrukcji celu i (lub) zakresu jego znaczenia, czyli są następstwem zmian myślenia o pracy. Zmiany w obszarze zadań nie zawsze pociągają zmiany w relacjach ze współpracownikami albo myślenia o własnej pracy, zwłaszcza gdy sposób wykonania zadań w organizacji jest wysoce ustrukturalizowany, a praca samodzielna lub pracownik ma niewiele autonomii albo pracuje z rutyną.

Aktywność kształtowania pracy odbywa się w trzech etapach. W pierwszym, u pracownika pojawia się motywacja

Elżbieta Kasprzak, Instytut Psychologii, Wydział Pedagogiki i Psychologii, Uniwersytet Kazimierza Wielkiego, ul. Staffa 1, 85-867 Bydgoszcz, e-mail: elzbieta.kasprzak@ukw.edu.pl

Maciej Michalak, Instytut Psychologii, Wydział Pedagogiki i Psychologii, Uniwersytet Kazimierza Wielkiego, ul. Staffa 1, 85-867 Bydgoszcz, e-mail: michalak@ukw.edu.pl

Mateusz Minda, Instytut Psychologii, Wydział Pedagogiki i Psychologii, Uniwersytet Kazimierza Wielkiego, ul. Staffa 1, 85-867 Bydgoszcz, e-mail: mateuszminda@gmail.com

Korespondencję w sprawie artykułu prosimy kierować na e-mail: elzbieta.kasprzak@ukw.edu.pl

do tego, by zmienić swoją pracę. W drugim pracownik rozpoznaje możliwości kształtowania pracy, które są mu dostępne (np. ze względu na właściwości pracy). W trzecim etapie pracownik aktywnie wprowadza kształtowanie pracy w życie (Berg i in., 2008). Kształtowanie pracy jest aktywnością pochodną dwóch grup uwarunkowań: dyspozycyjnych oraz sytuacyjnych. Dyspozycyjna skłonność do kształtowania pracy ujawnia się w pierwszym etapie dostrzegania możliwości zmian. Wynika z proaktywności, elastyczności i ciekawości pracownika. Sytuacyjne uwarunkowanie kształtowania jest powiązane z charakterystyką organizacji i samej pracy, np. z poziomem strukturalizacji zadania, zmienności zadania, elastyczności procedur i narzędzi pracy czy z poziomem autonomii przypisanej roli zawodowej. Charakterystyka bieżącej pracy, głównie zmienność zadań i warunków ich wykonywania nie pozwala na przewidywanie regularnego poziomu kształtowania pracy. Kształtowanie pracy jest zatem wypadkową stałych tendencji pracowniczych usprawniania pracy oraz możliwości organizacyjno-zadaniowych wdrożenia tych tendencji w czyn.

Kształtowanie pracy jest sposobem projektowania pracy (*job design, job redesign*), który przejawia się w zmianach formy, zakresu i metod wykonywania pracy. Sama idea projektowania pracy nie jest nowa, została zaproponowana w początkach XX wieku, w modelach motywacji, głównie wewnętrznej (np. Herzberg, 1966; Kulik, Oldham, Hackman, 1987). Model kształtowania pracy, podobnie jak starsze modele, przyjmuje ten sam cel: usprawnienie wykonywania pracy, zapobieganie monotonii i przeciążeniu, a w dalszej kolejności rozwój organizacji i samego pracownika. Różnica między starszymi modelami projektowania pracy a kształtowaniem pracy obejmuje źródło inicjatywy tych zmian. W klasycznym projektowaniu pracy inicjatywę zmian i odpowiedzialność za ich powodzenie przypisuje się organizacji w osobach menedżerów. Kształtowanie pracy jest przykładem zachowania proaktywnego, ponieważ jest inicjowane przez pracownika, przez niego kontynuowane i modyfikowane w razie trudności. Kształtowaniu pracy sprzyja swoboda działania, która wyraża się brakiem współzależności od innych pracowników (Berg i in., 2008; Lyons, 2008; Wrzesniewski, Dutton, 2001). To przypuszczenie zostało potwierdzone badaniami porównawczymi kierowników i podwładnych, w których większe szanse na kształtowanie pracy mieli ci pierwsi (Berg, Wrzesniewski, Dutton, 2010). Potrzeba polepszania warunków działania, motywacja wewnętrzna oraz zdolność dostrzegania szans zmiany, czyli osobowość proaktywna stanowią o dyspozycji do kształtowania pracy (Kim, Lee, 2016; Tims, Bakker, Derks, 2012). Potrzeby szukania znaczenia własnej pracy oraz nastawienie na wartości społeczne i rozwojowe

w pracy, wyrażone np. w orientacji na powołanie w pracy, są kolejnymi, podmiotowymi czynnikami kształtowania pracy (Ghitulescu, 2006).

Kształtowanie pracy ma podobne pozytywne skutki jak inne działania zaliczane do projektowania pracy (*job redesign*), głównie w obszarze dobrostanu psychicznego i fizycznego (Slemp, Vella-Brodrick, 2014; Wrzesniewski, Dutton, 2001), satysfakcji z pracy (Berg i in., 2008; Kim, Lee, 2016; Tims, Bakker, Derks, 2013; Warr, Inceoglu, 2012), motywacji do pracy i zaangażowania w pracę i w rolę (Bakker, Demerouti, Verbeke, 2004; Ghitulescu, 2006; Kim, Lee, 2016; Tims i in., 2013; Tims, Bakker, Derks, 2015). Badacze podkreślają, że zaangażowanie oraz kształtowanie pracy są współzależne i wzajemnie się wzmacniają (Hakanen, Peeters, 2015). Dodatkowo kształtowanie pracy wzmacnia twórczość (Petrou, Demerouti, Peeters, Schaufeli, Hetland, 2012), przywiązanie organizacyjne i identyfikację zawodową (Bakker i in., 2004; Ghitulescu, 2006; Kim, Lee, 2016; Tims i in., 2013). Potwierdzono, że osoby kształtujące pracę są mniej cyniczne w pracy, rzadziej odczuwają chłód emocjonalny wobec klientów i kolegów oraz częściej są zainteresowane samą pracą (Tims i in., 2012). Badania potwierdzają, że pracownicy w kształtowaniu pracy wyrażają własne wartości i postawę wobec pracy (Wrzesniewski, LoBuglio, Dutton, Berg, 2013). Dominujące wartości i postawy w pracy wśród osób kształtujących pracę to prospołeczność oraz orientacja na powołanie w pracy (Dik, Eldridge, Steger, Duffy, 2012).

#### NARZĘDZIA DO POMIARU KSZTAŁTOWANIA PRACY

Dotychczasowe badania prowadzone nad kształtowaniem pracy miały charakter głównie jakościowy (Slemp, Vella-Brodrick, 2013). Badania ilościowe mają ograniczone zastosowanie ze względu na fakt, że adresowane były do konkretnych zawodów (np. rzemieślników, nauczycieli) (Ghitulescu, 2006; Leana, Appelbaum, Schevchuk, 2009). Aktualnie istnieją dwa uniwersalne narzędzia do ilościowego pomiaru kształtowania pracy. Pierwsze stworzone przez zespół holenderskich badaczy (Tims i in., 2012), drugie przez duet Australijczyków Slempe i Vella-Brodrick (2013).

Narzędzie holenderskie zostało stworzone na podstawie modelu wymagań i zasobów pracy (*job demands-resources – JD-R*; Demerouti, Bakker, Nachreiner, Schaufeli, 2001; Bakker, Demerouti, 2007). Podstawą modelu JD-R jest założenie, że każde środowisko pracy ma własne, specyficzne czynniki wpływające na stres i (lub) dobrostan pracowników. Czynniki te można pogrupować w dwie ogólne kategorie, czyli wymagania i zasoby pracy. Wymagania stawiane przez pracę to np. kontakt z klientami, procedury działania, przeciążenie obowiązkami, presja czasu. Niektóre z tych wymagań mają pozytywny wpływ na

wykonywanie pracy, np. na zaangażowanie (patrz: Bakker, VanEmmerick, Euwema, 2006). Takie wymagania nazywane są wyzwaniem w pracy (*challenging job demands*), ponieważ przyczyniają się do rozwoju pracownika. Inne wymagania, mające negatywne skutki dla zdrowia lub wykonywania pracy (np. stres czy konflikty w pracy) nazywane są utrudnieniami w pracy (*hindering job demands*). Z kolei to, co określa się jako zasoby pracy, to np. możliwość nauki, autonomia, właściwości samego pracownika (np. optymizm, poczucie skuteczności; Tims i in., 2013). Kształtowanie pracy w tym modelu należy traktować jako proaktywne zachowanie pracowników, które może przejawiać się na trzy sposoby: (1) zwiększanie zasobów pracy; (2) zwiększanie wyzwań w pracy; (3) zmniejszanie utrudnień w pracy (Petrou i in., 2012). Celem pracownika jest utrzymanie równowagi pomiędzy wymaganiami i zasobami pracy a osobistymi potrzebami i możliwościami pracowników. Gdy takiej równowagi brakuje, pojawia się gotowość do kształtowania pracy (Tims, Bakker, 2010). W porównaniu z oryginalnym modelem (Wrzesniewski, Dutton, 2001), w modelu JD–R kształtowanie pracy jest rozumiane jako działanie kierowane na zmiany cech pracy: wymagań i zasobów pracy w dwóch obszarach: wykonywanych zadań oraz kształtowania relacji. Pomijany jest podmiotowy, psychologiczny aspekt kształtowania, czyli komponent poznawczy w postaci zmiany myślenia o pracy i przeżywania pracy. Zgodnie z tymi założeniami narzędzie do pomiaru zachowań kształtowania (*Job Crafting Scale*) obejmuje cztery obszary kształtowania pracy: (1) zwiększanie zasobów społecznych (*increasing social job resources*); (2) zwiększanie zasobów strukturalnych w pracy (*increasing structural job resources*); (3) zwiększanie wyzwań związanych z pracą (*increasing challenging job demands*); (4) zmniejszanie utrudnień w pracy (*decreasing hindering job demands*). Właściwości psychometryczne tego narzędzia są zadowalające, rzetelność wyrażona współczynnikiem  $\alpha$  Cronbacha dla podskali zwiększanie zasobów społecznych wynosi 0,79, dla podskali zwiększania zasobów strukturalnych w pracy – 0,78; dla podskali zwiększania wyzwań związanych z pracą – 0,75 oraz dla podskali zmniejszania utrudnień w pracy – 0,72 (Tims i in., 2012, tab. 3). W Polsce adaptacji kwestionariusza dokonali Roczniewska i Retowski (2016). Jednak z powodu braku opublikowanej wersji kwestionariusza, nieznane są wartości psychometryczne tego narzędzia.

Australijski kwestionariusz (*The Job Crafting Questionnaire – JCQ*) Gavina Slampa i Dianny Vella-Brodrick (2013), zbudowano opierając się na koncepcji zaproponowanej przez Wrzesniewski i Dutton (2001) i stanowi jej wierne odzwierciedlenie. Narzędzie składa się z 15 pozycji testowych, po pięć na każdy z trzech obszarów kształtowania

pracy (kształtowanie zadań, kształtowanie myślenia o pracy, kształtowanie relacji). Badania walidacyjne przeprowadzono na dość skromnej próbie  $N = 180$ , dlatego należy te wyniki traktować z ostrożnością. Trafność teoretyczną potwierdzono wynikami analizy czynnikowej ( $\chi^2/df = 1,71$ ; RMSEA = 0,06; NNFI = 0,96). Narzędzie cechuje się dobrymi parametrami rzetelności ( $\alpha$  Cronbacha dla podskali kształtowania zadań wynosi 0,87; dla kształtowania relacji – 0,83; dla myślenia o pracy – 0,89, a dla całej skali – 0,91; Slemp, Vella-Brodrick, 2013).

### CEL I HIPOTEZY

Celem przeprowadzonych badań była adaptacja australijskiego kwestionariusza do pomiaru kształtowania pracy (*Job Crafting Questionnaire*) na język polski (Slemp, Vella-Brodrick, 2013). Jako podstawy teoretyczne przyjęto pełny model Wrzesniewski i Dutton, w którym kształtowanie pracy definiuje się jako zmiany dokonywane w pracy w trzech obszarach: zadań, myśli i relacji.

Adaptacja narzędzia przebiegała w kilku krokach. Pierwszym była procedura translacji wraz z ustaleniem ekwiwalentności obu wersji językowych kwestionariusza. Następnie zbadano trafność teoretyczną narzędzia kilkoma metodami. Trafność czynnikowa pozwoliła na ocenę struktury kwestionariusza jako trzyczynnikowego narzędzia. Spodziewano się lepszego dopasowania do danych modelu trzyczynnikowego w porównaniu do jednoczynnikowego (hipoteza 1). Analiza współzmienności wymiarów stanowiła dodatkowe wsparcie dla oceny struktury wewnętrznej narzędzia, które pozwala na wykorzystanie wyniku globalnego kształtowania pracy. Oczekiwano pozytywnych, co najmniej przeciętnych związków między wymiarami kształtowania. Następnie oszacowano trafność w aspekcie zbieżnym i różnicowym, gdzie wykorzystano kryteria identyczne lub analogicznie do tych, jakich użyto podczas konstrukcji oryginalnego narzędzia (APA, 1985; Hornowska, 2001, s. 90). Zgodnie z założeniami teoretycznymi i ustaleniami empirycznymi korelatów kształtowania pracy, spodziewano się pozytywnego związku kształtowania pracy i zadowolenia z pracy (Ghitulescu, 2006; Nielsen, Abildgaard, 2012; Slemp, Kern, Vella-Brodrick, 2015; Slemp, Vella-Brodrick, 2013; Tims i in., 2013), rozumianego jako ewaluacja pracy (hipoteza 2) oraz stan przyjemności (hipoteza 3; Locke, 1976; por. Kasprzak, 2013). Natomiast emocje negatywne, jak przypuszczano, pozostawały w ujemnej relacji z kształtowaniem pracy (hipoteza 4). Satysfakcja z pracy oraz afekt w pracy stanowiły także kryterium trafności podczas procedury tworzenia oryginalnego narzędzia (Slemp, Vella-Brodrick, 2013).

Spodziewano się też, że osoby kształtujące pracę są silniej zaangażowane w pracę (hipoteza 5) oraz silniej

przejawiają zachowania obywatelskie w pracy (*organizational citizenship behaviour*) (hipoteza 6). Skłonność do zachowań obywatelskich stanowiła także kryterium trafności podczas procedury tworzenia oryginalnego narzędzia (Slemp, Vella–Brodrick, 2013).

Trafność teoretyczna narzędzia została zweryfikowana na podstawie pozytywnego związku kształtowania pracy z wartościami i motywami w pracy: z prospołecznością (hipoteza 7) oraz samorealizacją w pracy (hipoteza 8). Te wartości winny być silniej związane z kształtowaniem pracy niż wartości bezpieczeństwa i sprawiedliwości (hipoteza 9) oraz dążenie do dobrobytu (hipoteza 10). Oczekiwano, że te dwie ostatnie wartości – bezpieczeństwa i sprawiedliwości oraz dążenia do dobrobytu będą związane z kształtowaniem pracy słabo lub w ogóle. Dodatkowo przypuszczano, że postawa do pracy zorientowana na powołanie (hipoteza 11) silniej wiązała się z gotowością do kształtowania pracy niż pozostałe dwie orientacje – na karierę i na zajęcie (Ghitulescu, 2006). Sformułowano przypuszczenia odnoszące się do zależności między częstością kształtowania pracy oraz płci, wieku i zajmowanego stanowiska w pracy. Zgodnie z opisem konstruktów psychologicznego wiek i płeć nie stanowią korelatów kształtowania, natomiast rola kierownika z racji większej autonomii niż rola podwładnego stanowi istotny czynnik sprzyjający kształtowaniu pracy (hipoteza 12).

W ostatnim kroku określono rzetelność kwestionariusza dwoma metodami: spójności wewnętrznej –  $\alpha$  Cronbacha oraz stabilności bezwzględnej (test–retest).

## METODA

### Adaptacja językowa skali JCQ

Zgodnie z zasadami adaptacji testów obcojęzycznych do warunków polskich (Brzeziński, Hornowska, 2000) przeprowadzono następujące etapy. W pierwszej kolejności uzyskano zgodę Autorów oryginalnej wersji *The Job Crafting Questionnaire* (JCQ) na wykonanie polskiej adaptacji. W kolejnym etapie dwóch psychologów oraz trzech studentów psychologii (absolwentów anglistyki) biegle (poziom C1) władających językiem angielskim oraz znających podstawy teoretyczne koncepcji kształtowania pracy, niezależnie od siebie dokonało tłumaczenia terminu *job crafting*, instrukcji do testu, jak i samego kwestionariusza na język polski. Po dokonaniu niezależnego tłumaczenia odbyło się spotkanie tłumaczy oraz specjalisty filologii polskiej, na którym wybrano najlepiej brzmiące w języku polskim, ale i wierne oryginałowi propozycje dla poszczególnych oryginalnych zdań.

Następnie tak przygotowany kwestionariusz został przesłany do dyplomowanego w zakresie języka angielskiego lingwisty-psychologa z prośbą o przetłumaczenie

kwestionariusza z języka polskiego na język angielski. Tłumacz nie znał podstaw teoretycznych koncepcji kształtowania pracy ani nie widział oryginalnej (angielskojęzycznej) wersji kwestionariusza. Przetłumaczony na język angielski kwestionariusz został następnie przesłany wraz z oryginalną wersją JCQ do psychologa pracującego w USA, celem ustalenia zgodności sensu twierdzeń obu wersji kwestionariuszy (oryginalnej i wersji polskiej). Psycholog nie posiadał wiedzy teoretycznej na temat kształtowania pracy. Uznał, że obie wersje kwestionariusza są ze sobą zbieżne treściowo. Pozwoliło to na przyjęcie założenia, że wersja tłumaczona z oryginału na język polski również została stworzona poprawnie. Taka procedura adaptacji językowej, jakkolwiek słuszna, jest niewystarczająca. W związku z tym zbadano równoważność narzędzi oryginalnego i tłumaczonego, a także rzetelność i trafność teoretyczną.

### Charakterystyka badanych grup

Badania walidacyjne przeprowadzono w siedmiu próbach od września 2016 do listopada 2017 roku. Badania próby I prowadzone były drogą elektroniczną (31 osób) oraz papierową (10 osób). Osoby badane drogą elektroniczną zapisywały plik ze swoimi odpowiedziami i odsyłały do jednego z autorów niniejszej pracy. Badania osób z prób: II, III, IV, V, VI i VII odbywały się w kontakcie bezpośrednim, metodą „papier–ołówki”. Pracownicy badani byli w ich miejscach pracy, natomiast studenci podczas zajęć na uczelni.

Pierwszą próbę ( $N = 41$ ) stanowili polscy pracownicy (informatycy, psychologowie, lekarze), którzy w pracy zawodowej posługują się wyłącznie (lub głównie) językiem angielskim. Te badania posłużyły ocenie równoważności obu wersji językowych.

Drugą próbę ( $N = 505$ ) stanowiły osoby wieku 19–68 lat ( $M = 36,6$ ;  $SD = 12,1$ ), ze stażem pracy od miesiąca do 45 lat ( $M = 13,2$ ;  $SD = 11,7$ ), głównie kobiety (69,3%), osoby z wykształceniem wyższym (56,1%) i średnim (25,2%). Badani reprezentowali zawody społeczne (nauczyciele, pielęgniarki, lekarze), a także zawody urzędnicze i techniczne (inżynierowie i technicy, kierownicy, logistycy, informatycy, pracownicy produkcyjni). Badania tej grupy zostały wykorzystane do analizy struktury wewnętrznej narzędzia (trafności czynnikowej i macierzy korelacji między podskalami) oraz oceny mocy dyskryminacyjnej pozycji testowych.

Badanie próby III ( $N = 138$ ) posłużyło do potwierdzenia trafności teoretycznej narzędzia w aspekcie zbieżnym i różnicowym oraz do oceny spójności wewnętrznej. Próbę tworzyły osoby aktywne zawodowo, kobiety (73%) i mężczyźni (27%) w średnim wieku 38,71 ( $SD = 11,5$ ) i stażu pracy 15,9 lat ( $SD = 12,3$ ). Dominowali pracownicy z wykształceniem wyższym (60,14%), osoby z wykształceniem średnim

stanowiły blisko 35%, a z zawodowym 5,1%. Badani z tej próby wykonywali zawody z sektora usług (medycznych, edukacyjnych, handlu, obsługi klienta, np. lekarze, nauczyciele, sprzedawcy, pracownicy spółdzielni mieszkaniowej i ich kierownicy). Respondenci wypełnili kwestionariusze dotyczące motywów pracy, orientacji zawodowej, afektu w pracy, zachowań obywatelskich i zaangażowania w pracę.

Próbę IV stanowili pracujący studenci studiów niestacjonarnych, głównie pedagogiki ( $N = 60$ ), których wyniki wykorzystano do oszacowania stabilności bezwzględnej (test–retest) oraz trafności teoretycznej. Po pierwszym pomiarze usunięto niekompletne arkusze, co uszczupliło próbę do 36 osób. Po upływie miesiąca do drugiego pomiaru przystąpiło 36, a kompletnych kwestionariuszy pozostało 33. Respondenci po wypełnieniu KKPracy (I pomiar) dodatkowo wypełnili kwestionariusze dotyczące motywów pracy, orientacji zawodowej, afektu w pracy, zachowań obywatelskich i zaangażowania w pracę, co zostało wykorzystane do oceny trafności zbieżnej i różnicowej narzędzia. Badani z tej grupy to osoby młode ( $M = 25,5$  lat;  $SD = 6,9$ ), głównie kobiety (80,5%) ze średnim wykształceniem (74,2%) oraz ze stażem pracy od roku do 18 lat ( $M = 4,1$  lat;  $SD = 4,6$ ). Badani wykonywali zawody doradcze i urzędnicze w edukacji i administracji publicznej.

Próba V ( $N = 60$ ) obejmowała studentów pracujących różnych kierunków oraz kierowników niższego szczebla różnych firm bydgoskich, kobiety (68,3%) i mężczyzn (31,7%) w średnim wieku 40 lat ( $SD = 11,4$ )<sup>1</sup>. Badani tej grupy nie byli proszeni o podanie zawodu.

Próbę VI ( $N = 78$ ) stanowili nauczyciele i personel medyczny, głównie kobiety (79,5%), z wykształceniem wyższym (94,9%), w wieku 22 do 60 lat ( $M = 36,6$  lat;  $SD = 10,4$ ) ze stażem pracy od roku do 45 lat ( $M = 13,4$ ;  $SD = 11,1$ ).

Próba VII objęła 30 pracowników z sektora IT, w podobnej proporcji kobiety (17 osób) i mężczyzn (13 osób) z wykształceniem wyższym (29 osób), w średnim wieku 35,3 lat ( $SD = 8,8$ ).

Badania tych trzech ostatnich prób, homogenicznych, pod względem sytuacji zawodowej lub (i) zatrudnienia posłużyły oszacowaniu rzetelności narzędzia (współczynnik spójności wewnętrznej). Analizy statystyczne zostały przeprowadzone w programie Statistica 12 oraz AMOS 19.

## NARZĘDZIA BADAWCZE

*Kwestionariusz kształtowania pracy (KKPracy)* składa się z 15 pozycji, po pięć na każdą podskalę kształtowania: kształtowanie zadań, kształtowanie myślenia o pracy

i kształtowanie relacji. Wszystkie sformułowane są pozytywnie. Układ twierdzeń w KKPracy jest analogiczny do oryginalnego, gdzie pierwszych pięć pozycji testu bada kształtowanie zadań, pozycje 6–10 kształtowanie myślenia, a pozycje 11–15 kształtowanie relacji. Odpowiedzi częstości poszczególnych zachowań zaznacza się na sześciostopniowej skali, gdzie 1 oznacza *prawie nigdy* a 6 – *bardzo często*. Odpowiedzi sumuje się zarówno w podskalach odnoszących się do obszaru kształtowania pracy, jak i wyniku globalnego (suma odpowiedzi na wszystkie pozycje testowe) kształtowania pracy.

*Kwestionariusz zaangażowania w pracę (UWES; Schaufeli, Bakker, 2003, w adaptacji Szabowskiej-Walaszczyk, Zawadzkiej, Wojtaś, 2011)* składa się z 17 stwierdzeń, do których badani ustosunkowują się, jak często odczuwają opisane odczucia. Odpowiedzi zapisuje się na skali 0–6 (od *nigdy* do *każdego dnia*). Kwestionariusz pozwala na oszacowanie zaangażowania ogólnego oraz w aspektach wigoru (*vigour*), oddania (*dedication*) i pochłonięcia (*absorption*). Tę metodę wykorzystano także w procesie oceny trafności teoretycznej oryginalnej wersji narzędzia.

*Skalę organizacyjnych zachowań obywatelskich (Organizational Citizenship Behavior Checklist – OCB-C; Fox, Spector, 2009 w adaptacji Chwalibóg, 2017)*. Kwestionariusz składa się z 42 pozycji testowych obejmujących zachowania pracownicze skierowane na organizację oraz na relacje ze współpracownikami. Badani odpowiadają, jak często zachowują się w opisany w pozycjach testowych sposób, korzystając ze skali 1 (*nigdy*) do 5 (*zawsze/codziennie*). Kwestionariusz pozwala na uzyskanie wyniku ogólnego albo w podskalach. W niniejszych badaniach skorzystaliśmy z wyniku ogólnego analogicznie do procesu walidacyjnego narzędzia oryginalnego.

Do badania postawy do pracy służy *Skala stylów orientacji zawodowej (SSOZ; Kasprzak, 2012)*, która składa się z 15 pozycji testowych po pięć na każdą z trzech orientacji: orientacji na zajęcie, na karierę oraz na powołanie. Badani wskazują zgodę z twierdzeniem na skali 1 – *zdecydowanie nie zgadzam się* do 5 – *zdecydowanie zgadzam się*.

*Kwestionariusz wartości i motywów w pracy (Czerw, Gąsiorowska, 2011)* służy do badania wartości realizowanych w pracy. Narzędzie obejmuje 26 pozycji i pozwala na pomiar czterech wartości w pracy: samorealizacji przez pracę (siedem pozycji testowych), prospołeczność (siedem pozycji testowych), bezpieczeństwo i sprawiedliwość w pracy (sześć pozycji testowych), dążenie do dobrobytu (sześć pozycji testowych). Badani odpowiadają, jak ważne w porównaniu do innych osób są dla nich wymienione w twierdzeniach wartości i motywów i zaznaczają odpowiedzi na skali od 1 – *zdecydowanie mniej ważne, niż dla innych* do 5 – *zdecydowanie bardziej ważne, niż dla*

<sup>1</sup> Badanie przeprowadził Artur Makowiecki, któremu dziękujemy za pomoc w zebraniu danych.

*innych*. Wynikiem każdego wymiaru wartości jest wynik uśredniony z podskali.

Do pomiaru emocji wobec pracy służy *Skala afektu w pracy (Job Affect Scale – JAS; Burke, Brief, George, Roberson, Webster, 1989, w adaptacji Zalewskiej, 2002)*. Skala obejmuje 20 przymiotników dotyczących odczuć emocjonalnych po 10 na afekt pozytywny i negatywny. Badani wskazują na skali dziesięciostopniowej (od 1 – *bardzo słabo* do 10 – *bardzo silnie*) siłę odczuć afektów w pracy w ciągu ostatnich dwóch tygodni.

Satysfakcję z pracy mierzono *Skalą satysfakcji z pracy* obejmującą sumę charakterystyk pracy: zadowolenie z zarobków, awansów, samodzielności, możliwości uczenia się i rozwoju, ze stosunków ze współpracownikami, przełożonymi oraz ze stabilności zatrudnienia (Czarnota-Bojarska, 2010). Wszystkie wykorzystane metody mają potwierdzoną trafność i zadowalające parametry rzetelności.

## WYNIKI

### Analiza równoważności językowej KKPracy i JCQ

Do badania zaproszono pracowników (próba I) biegle posługujących się językiem angielskim (60% deklaroowało znajomość języka na poziomie C1 i C2 zgodnie z *Europejskim systemem opisu kształcenia językowego*,

pozostali na poziomie B). Na wstępie badani zostali poinformowani, że będą wypełniać kwestionariusz dwukrotnie: raz po polsku, drugi raz po angielsku. Badani ( $N = 41$ ) zostali losowo podzieleni na dwie równoliczne grupy. Jedna grupa w pierwszym tygodniu wypełniała kwestionariusz po polsku, druga grupa wypełniała kwestionariusz JCQ. Po upływie tygodnia osoby z grupy pierwszej wypełniały oryginalną angielską wersję kwestionariusza, a z drugiej grupy po polsku. Odstęp tygodnia pomiędzy pomiarami pozwolił na eliminację efektu zaznaczania zapamiętanych wcześniej odpowiedzi. Współczynniki korelacji Pearsona między wersjami angielską i polską testu wynosiły dla podskali kształtowania zadań – 0,93; dla kształtowania myślenia o pracy – 0,95; dla kształtowania relacji – 0,90 oraz dla wyniku globalnego – 0,96. Te wartości świadczą o wysokiej zależności, co należy uznać za wskaźnik zgodności językowej narzędzia.

### Analiza struktury wewnętrznej

Pierwszym krokiem oceny struktury narzędzia była analiza trafności czynnikowej.

Jako metodę oceny trafności czynnikowej kwestionariusza wybrano confirmacyjną analizę czynnikową (CFA) (Bollen, 1989; Konarski, 2009). Analizę struktury narzędzia

Tabela 1

*Statystyki opisowe oraz moc dyskryminacyjna pozycji Kwestionariusza kształtowania pracy (próba II; N = 505)*

	Pozycja	M	SD	Skośność	Kurtoza	r pozycja–skala
<b>Kształtowanie zadań</b>						
1	Wprowadzam nowe rozwiązania po to, by usprawnić moją pracę	4,37	1,27	-0,60	-0,17	0,62
2	Zmieniam zakres lub rodzaj zadań, które wykonuję w pracy	3,41	1,39	-0,04	-0,79	0,59
3	Podjęmę nowe zadania, które moim zdaniem lepiej pasują do moich umiejętności i zainteresowań	3,98	1,41	-0,42	-0,63	0,70
4	Decyduję się na dodatkowe zadania w pracy	4,21	1,39	-0,55	-0,46	0,62
5	Nadaję priorytet zadaniom, które odpowiadają moim umiejętnościom i zainteresowaniom	4,46	1,28	-0,77	0,21	0,56
<b>Kształtowanie myślenia</b>						
6	Zastanawiam się nad tym, jaki sens mojemu życiu nadaje praca	4,11	1,46	-0,38	0,57	0,61
7	Myślę jakie znaczenie ma moja praca dla sukcesu mojej firmy	3,81	1,40	-0,24	0,57	0,57
8	Przypominam sobie, jakie znaczenie ma moja praca dla szerszej społeczności	3,78	1,44	-0,17	0,68	0,57
9	Zastanawiam się, w jaki sposób praca pozytywnie wpływa na moje życie	4,21	1,36	-0,50	0,61	0,68
10	Zastanawiam się nad znaczeniem pracy dla mojego ogólnego samopoczucia	4,46	1,32	-0,73	-0,05	0,61

ciąg dalszy tabeli 1 na następnej stronie

ciąg dalszy tabeli 1 z poprzedniej strony

Kształtowanie relacji						
11	Dokładam starań, aby lepiej poznać ludzi w pracy	4,38	1,26	-0,59	-0,02	0,55
12	Organizuję lub uczestniczę w spotkaniach z kolegami z pracy także poza pracą	3,46	1,63	-0,06	-1,18	0,63
13	Organizuję spotkania okolicznościowe w miejscu pracy (np. świętowanie urodzin kolegi z pracy)	3,14	1,75	0,27	-1,27	0,51
14	Decyduję się na opiekę i pomoc nowym pracownikom (oficjalnie lub nieoficjalnie)	4,15	1,46	-0,55	-0,54	0,58
15	Zawieram przyjaźnie z tymi kolegami w pracy, którzy mają podobne umiejętności lub zainteresowania do moich.	4,26	1,39	-0,57	-0,35	0,50

Źródło: tabele 1–4 badania własne.

przeprowadzono na próbie 505 pracowników (próba II). W tabeli 1 zaprezentowano statystyki opisowe poszczególnych pozycji, które wskazują na niewielką asymetrię wyników w poszczególnych twierdzeniach.

Współczynnik wielowymiarowej kurtozy = 76,55; a test  $cr = 38,09$  świadczył o niespełnieniu warunku rozkładu wyników w stosunku do oczekiwanego rozkładu normalnego, dlatego wybrano ADF (*asymptotically distribution-free*) jako metodę oszacowania parametrów modelu. Zgodnie z modelem teoretycznym (Wrzesniewski, Dutton, 2001) kształtowanie pracy należy traktować jako globalne zachowanie w pracy, ale także jako zróżnicowane zachowanie obejmujące treściowo odmienne działania dotyczące zadań, myślenia o pracy albo relacji. Przyjęto zatem, że narzędzie winno mieć strukturę trzyczynnikową oraz czynnik globalny. Takie rozumienie konstruktów uzasadnia przeprowadzenie analizy dopasowania modelu jednoczynnikowego, a następnie trzyczynnikowego.

Ocena modeli nastąpiła na podstawie statystyk rozbieżności względem próby ( $N$  Hoeltera), test rozbieżności

względem populacji (RMSEA) oraz wybrane miary bezwzględnego dopasowania (GFI, AGFI, SRMR). W pierwszym kroku dokonano oceny wartości wystandaryzowanych ładunków czynnikowych, które w obu badanych modelach były dodatnie, wysokie i istotne statystycznie, co pozwoliło na dalsze kroki oceny dobroci dopasowania modelu do danych. Porównanie modelu jednoczynnikowego oraz trzyczynnikowego wskazywało na lepsze dopasowanie do danych modelu trzyczynnikowego (tabela 2).

Jakkolwiek błąd aproksymacji dla modelu jednoczynnikowego był bliski akceptowalnego (RMSEA = 0,084), to pozostałe współczynniki były słabsze od tych opisujących model trzyczynnikowy, a miary bezwzględnego dopasowania nie spełniły warunku akceptowalności. Wartość statystyki  $N$  Hoeltera (1983) była niższa od oczekiwanej 200; błąd aproksymacji przekraczał wartość 0,08, a wystandaryzowany pierwiastek ze średniego kwadratu reszt przekraczał sugerowaną wartość maksymalną, tj. wartość 0,1 (SRMR = 0,153) (Bentler, 1995; Meehan, Stuart, 2007). Dodatkowo niskie indeksy dopasowania (AGFI = 0,78,

Tabela 2

Miary dopasowania modeli konfirmacyjnej analizy czynnikowej dla kwestionariusza KKPracy (próba II;  $N = 505$ )

Analizowane modele	$\chi^2(df)$	$N$ Hoeltera	RMSEA (PU 90%)	SRMR	GFI	AGFI
Model jednoczynnikowy	414,89*** (90)	152 $p < 0,01$	0,084 [0,76–0,93]	0,153	0,83	0,78
Model trzyczynnikowy	246,04*** (89)	251 $p < 0,01$	0,059 [0,051–0,068]	0,092	0,90	0,86
Model trzyczynnikowy z jednym czynnikiem wyższego rzędu	245,1*** (87)	249 $p < 0,01$	0,060 [0,051–0,069]	0,097	0,90	0,86

\*\*\*  $p < 0,001$ .

RMSEA – Root Mean Square Error of Approximation; GFI – Goodness of Fit Index; AGFI – Adjusted Goodness of Fit Index, SRMR – Standardized Root Mean Squared Residual.

GFI = 0,83) oraz wartość testu adekwatności modelu do danych ( $\chi^2/df = 4,6$ ) wskazywały na odrzucenie tego modelu (Bentler, Bonett, 1980). Powyższe wyniki były zgodne z tymi uzyskanymi przez autorów wersji oryginalnej (Slemp, Vella-Brodrick, 2013), gdzie model jednoczynnikowy nie zyskał wsparcia adekwatności do danych [ $\chi^2(df) = 551,28(90)$ ; RMSEA = 0,17, CFI = 0,68].

Model trzyczynnikowy posiadał lepsze wskaźniki (GFI = 0,901; AGFI = 0,86) bezwzględnego dopasowania do danych. Indeksy dopasowania (GFI > 0,9; AGFI > 0,85) pozwoliły na ocenę modelu trzyczynnikowego jako zadowalającego. Wartość statystyki  $\chi^2$  była wysoka, ale z uwagi na jej wrażliwość na wielkość próby oraz złożoność modeli nakazuje się analizę parametru  $\chi^2/df$  oraz wartość statystyki  $N$  Hoeltera (Konarski, 2009). Wartości  $\chi^2/df(2,8)$  oraz  $N$  Hoeltera (>200) wskazywały na prawidłowe oszacowanie parametrów modelu (Konarski, 2009). Rozbieżność między przyjętym modelem a wynikami wyrażona współczynnikiem RMSEA = 0,06 pozwoliła na akceptację modelu jako dopasowanego do danych (Konarski, 2009).

Uzyskane standaryzowane ładunki czynnikowe modelu, które przyjmowały wartości od 0,61 do 0,88 (wszystkie dla  $p < 0,001$ ) były dodatnie i wysokie, co potwierdziło homogeniczność podskal (Sagan, 2003). W wersji oryginalnej kwestionariusza (Slemp, Vella-Brodrick, 2013) osiągnięto podobne wyniki: parametry standaryzowane mieściły się w przedziale wartości 0,56 do 0,89 (wszystkie dla  $p < 0,001$ ). Korelacje czynników latentnych kształtowanie zadań i relacji w obu wersjach kwestionariusza miały podobne wartości, w polskiej wersji wynosiły 0,66, a w angielskiej 0,54. Pozostałe korelacje w angielskiej wersji kwestionariusza miały wartości wyższe niż w polskiej. Korelacje kształtowanie zadań i myślenia w polskiej wersji wynosiły 0,59, w angielskiej 0,88, a związek kształtowania myślenia i relacji w wersji polskiej równał się 0,58, a w angielskiej 0,74. Te wyniki wskazywały na względną współzależność między obszarami kształtowania pracy, nieco mniejszą niż w oryginalnej wersji kwestionariusza.

Jakkolwiek trzyczynnikowy model czynników równorzędnych miał akceptowalne dopasowanie do danych, to wysokie korelacje między czynnikami latentnymi (wymiarów kształtowania pracy) wskazywały na istnienie czynnika wyższego rzędu. Przeprowadzona hierarchiczna analiza czynnikowa z czynnikiem wyższego rzędu (globalne kształtowanie pracy) potwierdziła istnienie czynnika drugiego rzędu, co jest zgodne z założeniami teorii kształtowania pracy (tabela 2). Testowany model hierarchiczny był dobrze zdefiniowany i dopasowany, o czym świadczyły współczynniki bezwzględnego dopasowania (GFI = 0,90 oraz AGFI = 0,86) oraz akceptowalna miara błędu aproksymacji (RMSEA = 0,06). Te wyniki wsparły założenie o istnieniu czynnika wyższego

rzędu wobec specyficznych obszarów kształtowania pracy. W związku z tym, że niektórzy badacze wskazują na niedostatki hierarchicznej analizy czynnikowej oraz trudności interpretacyjne takiej struktury modelu (Yung, Thissen, McLeod, 1999), testowano również model podwójnego czynnika (*bi-factor model*, bezpośrednio hierarchiczny), który jest wolny od tych słabości, albowiem jednocześnie jest analizowana wariancja wspólna dla wszystkich pozycji w teście oraz dla części pozycji tworzących czynnik specyficzny (Reise, Moore, Haviland, 2010). Pozwala to badaczowi na pomiar głównego konstruktów kwestionariusza przy jednoczesnym kontrolowaniu wpływu czynników specyficznych, które mogą wpływać na zróżnicowanie odpowiedzi w całym kwestionariuszu. Weryfikacja modelu podwójnego czynnika wykazała nieco lepsze wyniki dopasowania i błędu aproksymacji (GFI = 0,93 oraz AGFI = 0,89; RMSEA = 0,049, PU = 0,039–0,059). Wyniki confirmacyjnej analizy czynnikowej, zarówno modelu czynnika drugiego rzędu, jak i modelu podwójnego czynnika, pozwoliły ustalić strukturę KKPracy jako trzyczynnikową z czynnikiem ogólnym (wyższego rzędu). Taka struktura narzędzia upoważnia do interpretowania wyników kwestionariusza zarówno w odniesieniu do poszczególnych wymiarów, jak i ogólnego konstruktów teoretycznego.

Moc dyskryminacyjną pozycji obliczono na danych próby II ( $N = 505$ ). Za wskaźniki mocy dyskryminacyjnej przyjęto współczynniki korelacji ( $r$  Pearsona) między poszczególnymi twierdzeniami kwestionariusza i wynikiem właściwej dla niego podskali, przy wyłączeniu porównywanego twierdzenia (ostatnia kolumna w tabeli 1). Współczynniki korelacji pozycji z wynikiem podskali (po usunięciu pozycji) przekraczały wartości 0,5, co wskazywało na dobrą moc dyskryminacyjną narzędzia. Ponadto obliczone wartości mocy dyskryminacyjnej pozycji dla wyniku globalnego dały podobne rezultaty (> 0,40).

### Trafność teoretyczna (zbieżna i różnicowa)

Do oceny trafności pierwotnie zamierzano wykorzystać narzędzie równoległe, badające ten sam konstrukt w czterech wymiarach kształtowania pracy, Roczniewskiej i Retowskiego (2016). Jednak z powodu braku opublikowanej wersji kwestionariusza, a tym samym nieznanych wartości psychometrycznych tego narzędzia, odstąpiono od jego użycia.

Trafność teoretyczną kwestionariusza określono przez porównanie wyników adaptowanego kwestionariusza do wyników innych metod badających spójne teoretycznie z kształtowaniem pracy konstrukty psychologiczne. Kryteria oraz narzędzia do analizy trafności zbieżnej i różnicowej KKPracy zostały wybrane analogicznie do tych, których użyli Autorzy wersji oryginalnej oraz zgodnie z założeniami



teorii kształtowania pracy. W ustaleniu trafności zbieżnej oryginalnej wersji kwestionariusza (JCQ) wykorzystano kryteria: afektu pozytywnego, satysfakcji z pracy, motywacji wewnętrznej do pracy, wykorzystania sił i kompetencji oraz zachowania obywatelskiego (Slemp, Vella-Brodrick, 2013). W ustaleniu trafności różnicowej Autorzy wykorzystali kwestionariusz do badania afektu negatywnego.

Podobnie jak w procedurze walidacji JCQ, w ustaleniu trafności zbieżnej analizowano afekt pozytywny, zaangażowanie w pracę, satysfakcję z pracy, zachowania obywatelskie (konstrukty i niektóre narzędzia pomiaru, takie same jak w badaniu JCQ) oraz wartości i motywy w pracy: samorealizacji, prospołeczności oraz postawę do pracy w postaci orientacji na powołanie. Trafność różnicowa w tym badaniu była analizowana poprzez porównanie kształtowania pracy z afektem negatywnym, orientacją na zajęcie w pracy oraz realizacją wartości dążenia do dobrobytu. Badania zostały

przeprowadzone w dwóch innych niż analiza czynnikowa próbach, w grupie pracowników usług i obsługi klienta ( $N = 138$ ) oraz pracujących studentów pedagogiki ( $N = 36$ ; tabela 3).

Potwierdzono umiarkowany związek między ogólną satysfakcją z pracy z kształtowaniem (hipoteza 2;  $r = 0,44$ ;  $p < 0,05$ ) a także w podwymiarach, z kształtowaniem zadań ( $r = 0,34$ ;  $p < 0,05$ ) i kształtowaniem relacji ( $r = 0,40$ ;  $p < 0,05$ ). Związek satysfakcji z pracy i kształtowania myślenia okazał się statystycznie nieistotny. Kierunek oraz siła tych związków były zgodne z oczekiwaniem, gdyż obraz osoby kształtującej pracę to pracownik zadowolony, szczególnie wtedy, gdy zmienia zadania i relacje silniej powiązane znaczeniowo z wykonywaniem roli zawodowej niż zmiany w myśleniu o pracy.

Także współczynniki korelacji kształtowania pracy i afektu pozytywnego dały wsparcie dla trafności narzędzia.

Tabela 3

*Korelacje KKPracy z afektem, zaangażowaniem, satysfakcją z pracy, zachowaniami obywatelskimi, orientacją zawodową, wartościami pracy (współczynniki korelacji  $r$  Pearsona (pracownicy sektora usług i obsługi klienta: próba III  $N = 138$ ; pracujący studenci pedagogiki: próba IV,  $N = 36$ ))*

Kształtowanie – obszary	Zadań w pracy		Myślenia o pracy		Relacji w pracy		Kształtowanie pracy globalnie	
	Próba III	Próba IV	Próba III	Próba IV	Próba III	Próba IV	Próba III	Próba IV
Afekt pozytywny	0,42*	0,33	0,16	0,26	0,34*	0,34*	0,38*	0,41*
Afekt negatywny	-0,27*	-0,25	-0,04	-0,14	-0,11	0,03	-0,18	-0,15
Wigor	0,51*	0,31	0,31*	0,21	0,44*	0,39*	0,53*	0,37*
Oddanie	0,44*	0,56*	0,34*	0,43*	0,40*	0,37*	0,49*	0,52*
Zaabsorbowanie	0,40*	0,47*	0,35*	0,41*	0,40*	0,44*	0,48*	0,52*
Zaangażowanie w pracy – globalne	0,50*	0,49*	0,37*	0,38*	0,45*	0,44*	0,55*	0,52*
Zachowania obywatelskie w pracy	0,53*	0,60*	0,34*	0,48*	0,56*	0,65*	0,59*	0,69*
Orientacja na zajęcie	-0,26*		-0,14		-0,27*		-0,28*	
Orientacja na karierę	0,14		0,12		0,12		0,16	
Orientacja na powołanie	0,33*		0,22*		0,24*		0,33*	
Samorealizacja w pracy	0,54*		0,28*		0,39*		0,58*	
Prospołeczność	0,34*		0,25*		0,42*		0,42*	
Bezpieczeństwo i sprawiedliwość w pracy	0,31*		0,13		0,23*		0,27*	
Dążenie do dobrobytu	0,14		0,01		0,08		0,09	
Satysfakcja z pracy		0,34*		0,22		0,40*		0,44*

\*  $p < 0,05$ .

Pozytywne emocje odczuwane w pracy w obu badanych próbach wiązały się pozytywnie umiarkowanie z kształtowaniem pracy w ogóle ( $r = 0,38$ ;  $r = 0,41$ ) oraz z kształtowaniem zadań ( $r = 0,42$ ) i relacji w pracy ( $r = 0,34$ ;  $r = 0,34$ ). Negatywne emocje w pracy nie wiązały się z kształtowaniem pracy albo były związane negatywnie (z kształtowaniem zadań,  $r = -0,27$ ). Siła tych korelacji nie była wysoka i nie dotyczyła badanych z obu prób, ale kierunek związków jest zgodny z założeniami teoretycznymi, szczególnie w odniesieniu do dodatniego związku pozytywnych zjawisk afektywnych i kształtowania pracy (hipoteza 3) oraz negatywnego (lub braku związku) między afektem negatywnym i kształtowaniem pracy (hipoteza 4). Oczekiwania zostały potwierdzone w relacji do kształtowania zadań, relacji i wyniku ogólnego w obu próbach.

Brak oczekiwanego dodatniego związku między kształtowaniem myślenia o pracy z afektem pozytywnym oraz ujemnego z afektem negatywnym może wynikać z trudności kształtowania myślenia przez pracownika, jak też roli emocji w procesie znajdowania sensu własnej pracy. Szukanie sensu pracy jest nie tylko trudnym poznawczo zadaniem, ale może towarzyszyć mu doza rozczarowania, że znaczenie pracy nie jest tak duże jak mogłoby być. Co więcej, praca w ogóle jest źródłem emocji słabych i małej zmienności tych stanów (Basińska, 2016), stąd trudność w uświadomieniu sobie niewielkich zmian w doznaniach afektywnych wraz z polepszaniem znaczenia pracy. Dodatkowo kształtowanie myślenia ma charakter wewnętrzny (emocjonalne i poznawcze wartościowanie) i przez to jest słabiej uświadamiane i widoczne w zachowaniach. Ta różnica teoretyczna, ale też empiryczna (niższe współczynniki korelacji – szczególnie w próbie pracowników usług i obsługi klienta) jest wsparciem dla idei większej odrębności tego obszaru wobec dwóch pozostałych.

Zaangażowanie w pracę, zgodnie z hipotezą 5 było pozytywnie, co najmniej przeciętnie, związane z kształtowaniem pracy (tabela 3). Porównywalne w obu grupach dodatnie umiarkowane związki ujawniły się między globalnym zaangażowaniem i globalnym kształtowaniem pracy, a także między komponentami zaangażowania i obszarami kształtowania. Najsłabiej z zaangażowaniem w pracę wiązało się kształtowanie myślenia. Te wyniki wsparły postawioną hipotezę 5 i potwierdzają trafność kwestionariusza.

Zachowania obywatelskie związane były przeciętnie z kształtowaniem myślenia ( $r = 0,34$ ;  $r = 0,48$ ) oraz silnie z kształtowaniem zadań ( $r = 0,53$ ;  $r = 0,60$ ) i relacji ( $r = 0,56$ ;  $r = 0,65$ ), oraz z globalnym kształtowaniem pracy ( $r = 0,59$ ;  $r = 0,69$ ; tabela 3). Tym samym hipoteza 6 zyskała wsparcie.

Także wartości poszukiwane w pracy zawodowej: prospołeczność ( $r = 0,34$ ;  $r = 0,25$ ;  $r = 0,42$ ;  $r = 0,42$ ) i samo-realizacja ( $r = 0,54$ ;  $r = 0,28$ ;  $r = 0,39$ ) silnie pozytywnie

związane były z kształtowaniem we wszystkich obszarach, także globalnie ( $r = 0,58$ ; tabela 3). Potwierdzone zostały hipotezy 7 i 8. Słabszy od powyższych związek z kształtowaniem pracy wykazano z wartościami i motywami pracy, z szukaniem bezpieczeństwa i sprawiedliwości w pracy, co potwierdziło hipotezę 9. Natomiast brak związku kształtowania pracy z dążeniem do dobrobytu stanowił wsparcie dla trafności różnicowej narzędzia (hipoteza 10).

W tabeli 3 zamieszczono także wyniki związku kształtowania pracy globalnie oraz w obszarach ze stylami orientacji zawodowej, które potwierdziły przypuszczenia o pozytywnym związku (choć tylko umiarkowanym) z orientacją na powołanie, braku związku z orientacją na karierę oraz negatywnym związku z orientacją na zajęcie w pracy. Ten wynik potwierdził hipotezę 11 o silniejszej korelacji między kształtowaniem pracy z powołaniem niż z pozostałymi orientacjami zawodowymi i świadczy o trafności teoretycznej kwestionariusza.

Wyniki związków (kierunek i siła) kształtowania pracy z satysfakcją i afektem pozytywnym w pracy, zaangażowaniem, zachowaniami obywatelskimi, a także z orientacją na powołanie i z wartościami prospołecznymi oraz samorealizacji w pracy, jakkolwiek nie były wysokie, to są zgodne z przypuszczeniami i dały wsparcie trafności teoretycznej (w aspekcie zbieżnym) KKPracy. Natomiast brak korelacji lub negatywny kierunek związku kształtowania pracy z afektem negatywnym, orientacją na zajęcie oraz wartościami dążenia do dobrobytu pozwoliły potwierdzić trafność narzędzia w aspekcie różnicowym.

Zgodnie z założeniami modelu teoretycznego kształtowania pracy charakterystyka demograficzna pracowników nie wiązała się z częstością podejmowania zmian w pracy. Nie oczekiwano zatem różnic między kobietami i mężczyznami oraz pracownikami z różnym wykształceniem w zakresie kształtowania pracy. Przypuszczano też, że związek między wiekiem oraz stażem pracy a częstością kształtowania pracy będzie niewielki lub nieistotny. Analiza różnic między średnimi wynikami kształtowania pracy wśród kobiet ( $M = 55,8$ ,  $SD = 12,5$ ,  $N = 138$ ) i mężczyzn ( $M = 56,8$ ,  $SD = 12,6$ ,  $N = 138$ ) potwierdziła podobieństwo ich zachowań w pracy. Także osoby z różnym poziomem wykształcenia (w niniejszym badaniu pracownicy legitymowali się wykształceniem średnim i wyższym) nie ujawniły różnic w poziomie kształtowania pracy. Brak związku między kształtowaniem pracy a wiekiem ( $r$  Pearsona zależnie od grupy waha się od 0,03 do 0,1) i stażem pracy badanych osób ( $r$  Pearsona waha się od 0,05 do 0,11) potwierdziły założenia teoretyczne.

Natomiast stwierdzono różnice w kształtowaniu pracy między kierownikami a niekierownikami (wyodrębnionymi z próby II spośród osób, które podały informację o roli

podwładnego lub kierownika). Pracujący na stanowiskach kierowniczych istotnie częściej kształtowali pracę w ogóle ( $M = 62,3$ ;  $SD = 10,8$ ;  $n = 95$ ) niż niekierownicy ( $M = 57,39$ ,  $SD = 12,99$ ;  $n = 303$ ). Wielkość efektu dla grup o różnej liczebności  $g$  Hedgesa = 0,39. Także w obrębie zadań (odpowiednio:  $M = 22,36$ ;  $SD = 5,29$ ;  $n = 95$  i  $M = 19,39$ ;  $SD = 4,94$ ;  $n = 303$ ) kierownicy częściej podejmowali się zmian niż niekierownicy (wielkość efektu  $g$  Hedgesa = 0,57). Ten wynik wskazał na trafność teoretyczną kwestionariusza zgodnie z przypuszczeniami w hipotezie 12. Nie stwierdzono różnic w częstości kształtowania relacji ani kształtowania myślenia o pracy między kierownikami i podwładnymi. Te wyniki były zgodne z uzyskanymi przez Roczniwąską i Puchalską (2017), gdzie status w pracy jest ważnym czynnikiem związanym z kształtowaniem pracy, głównie w szukaniu wyzwań pracy oraz strukturalnych (zadaniowych) zasobów pracy. Taki rezultat jest częściowo spójny z założeniami teoretycznymi i wynikami badań amerykańskich, że autonomia kierownika jest czynnikiem facylitującym kształtowanie zadań i relacji (Berg i in., 2010). Natomiast to, jak pracownik spostrzega swoją pracę i co o niej myśli jest cechą podmiotową niezwiązaną z zajmowanym stanowiskiem. Wynik zróżnicowanego poziomu kształtowania pracy zależnie od obszaru i zajmowanego stanowiska wpisuje się dyskusję o odrębności skal odnoszących się do obszaru kształtowania. Dla potwierdzenia tej odrębności w aspekcie trafności zbieżnej dodatkowo obliczono wartość współczynników średniej wariancji wyodrębnionej AVC (*avarage variance extracted*). Zgodnie z procedurą zaproponowaną przez Fornella i Larckera (1981) ładunki czynnikowe winne być dostatecznie wysokie, a wartość AVC powinna mieć wartość 0,50. W niniejszym badaniu osiągnięto wartości AVC odpowiadające tym wymaganiom

(dla odpowiednich czynników były to: 0,64; 0,60 oraz bliskie wymaganej wartości 0,47). Natomiast trafność różnicowa została potwierdzona poprzez wyższą wartość pierwiastka kwadratowego AVC dla czynników niż wartość korelacji z innymi czynnikami (w tym badaniu było to 0,80; 0,77 oraz 0,68, które przewyższały wartości korelacji z czynnikami latentnymi: 0,58; 0,59; 0,66) (Hair, Anderson, Tatham, Black, 1998).

### Analiza rzetelności

Rzetelność kwestionariusza mierzona była dwoma metodami: oszacowaniem spójności wewnętrznej oraz stabilności bezwzględnej. Współczynnik spójności wewnętrznej pozycji w podskalach oraz całego kwestionariusza ( $\alpha$  Cronbacha) obliczany był w czterech różnych próbach (tabela 4). Zależnie od badanej grupy przyjmował wartości od 0,77 do 0,85 w podskalach oraz od 0,86 do 0,88 dla całej skali. Skale należy uznać za homogeniczne, ponieważ współczynniki  $\alpha$  Cronbacha przyjmowały wartości przekraczające 0,70 (Lance, Butts, Michels, 2006). Biorąc pod uwagę niekliniczny cel badania kwestionariuszem oraz krótkie (pięciopozycyjne) podskale kwestionariusza, wartości rzetelności należy uznać za dobre. Kwestionariusz w wersji oryginalnej cechuje się nieco wyższymi wartościami współczynnika ( $\alpha = 0,83$  do 0,87 dla podskal oraz dla wyniku globalnego  $\alpha = 0,91$ ). W oryginalnym narzędziu, tak jak w tym, podskala kształtowania relacji uzyskała najniższe wartości współczynnika, a zadań – najwyższe i porównywalne z kształtowaniem myślenia. Różnice między tymi współczynnikami w obu wersjach – oryginalnej oraz adaptowanej – były niewielkie.

Badania stabilności bezwzględnej kwestionariusza przeprowadzono wśród 33 pracujących studentów pedagogiki (próba IV), którzy KKPracy wypełniali dwukrotnie

Tabela 4  
Współczynniki spójności wewnętrznej ( $\alpha$  Cronbacha) dla różnych prób

	Kształtowanie zadań	Kształtowanie myślenia	Kształtowanie relacji	Kształtowanie pracy (globalne)
Pracownicy sektora usług i obsługi klienta (próba III; $N = 138$ )	0,82	0,82	0,78	0,87
Pracujący studenci (próba V; $N = 60$ )	0,84	0,82	0,78	0,88
Nauczyciele i personel medyczny (próba VI; $N = 78$ )	0,84	0,85	0,80	0,88
Pracownicy sektora IT (próba VII; $N = 30$ )	0,81	0,81	0,77	0,86
Łącznie powyższe próby ( $N = 306$ )	0,80	0,81	0,79	0,88

(drugi pomiar nastąpił po miesiącu). Zgodnie z teorią (Wrzesniewski, Dutton, 2001) kształtowanie pracy jakkolwiek powiązane z dyspozycyjnymi determinantami np. osobowością proaktywną jest wyznaczane również warunkami zadaniowymi i organizacyjnymi bieżącej pracy. Nie należało się spodziewać bardzo wysokich współczynników związku między pomiarami przy zmieniających się warunkach i zadaniach pracy (Kim, Lee, 2016). Współczynniki korelacji między wynikami pomiarów były wysokie i wyniosły: dla kształtowania zadań  $r = 0,69$  dla kształtowania myślenia  $r = 0,60$  dla kształtowania relacji  $r = 0,65$  oraz dla kształtowania pracy ogólnie  $r = 0,74$ . Wyniki te, przy uwzględnieniu czynnika sytuacyjnego, modyfikującego w okresie miesiąca zachowania kształtowania pracy, uznano za wystarczająco wysokie dla pozytywnej oceny stabilności bezwzględnej narzędzia.

### DYSKUSJA

Analiza czynnikowa KKPracy wyższego rzędu (*higher-order factor model*), zgodnie z założeniami teoretycznymi, potwierdziła trzyczynnikową strukturę narzędzia, z czynnikiem drugiego rzędu: ogólnym kształtowaniem pracy. Wskaźniki dopasowania modelu do danych były na akceptowalnym poziomie. Zasadne jest zatem analizowanie wyników zarówno w obszarach kształtowania pracy, jak i w postaci wyniku ogólnego. Wartości korelacji między czynnikami kwestionariusza ( $r = 0,58$ ;  $r = 0,59$ ;  $r = 0,66$ ) wskazywały, że obszary kształtowania pracy są umiarkowanie niezależne.

Najsilniej związane ze sobą były kształtowanie zadań oraz relacji (0,66). Kształtowanie myślenia wiązało się słabiej z pozostałymi obszarami kształtowania ( $r = 0,58$ ;  $r = 0,59$ ). Wartości te były zgodne z założeniami modelu, wedle którego zmiany w obszarze zadań często powodują konieczność dokonania zmian w relacjach ze współpracownikami albo klientami, a w dalszej kolejności także lepsze uświadomienie sobie celów i skutków własnych działań, co powoduje zmianę spostrzegania własnej pracy. Słabsze relacje kształtowania myślenia z pozostałymi obszarami mogą wynikać z odmiennego mechanizmu zmian myślenia w porównaniu do zmian zadań i relacji. Kształtowanie zadań i relacji odnosi się do zmian warunków (materialnych, proceduralnych) pracy, a kształtowanie myślenia obejmuje zmiany podmiotowe, wymaga modyfikacji struktur poznawczych dotyczących pracy. Praca nad redefiniowaniem wartości pracy, poszukiwaniem jej sensu jest bardziej złożonym i czasochłonnym procesem zmian. Dlatego też nie wszystkim pracownikom udaje się to w takim stopniu, jak zmiany relacji i zadań.

Hipotezy relacji między wynikami kształtowania pracy a innymi konstruktami zostały potwierdzone, co dało wsparcie dla trafności teoretycznej narzędzia. Trafność

zbieżną potwierdzono uzyskaniem pozytywnych związków kształtowania pracy z satysfakcją i pozytywnym afektem w pracy. Potwierdzone zostało współwystępowanie kształtowania pracy z przejawianiem zachowań obywatelskich w pracy, z zaangażowaniem, nastawieniem na powołanie w pracy oraz z wartościami prospołeczności i samorealizacji. Trafność w aspekcie różnicowym potwierdzono przez negatywne (lub ich brak) relacje kształtowania pracy z afektem negatywnym, orientacją na zajęcie oraz dążeniem do dobrobytu. Negatywna relacja dążenia do dobrobytu oraz nastawienia na zajęcie z kształtowaniem pracy wskazała na unikanie zmian w pracy przez pracowników poszukujących jedynie wartości instrumentalnych. Te wyniki były zgodne z teorią stylów orientacji zawodowych (Kasprzak, 2012, 2013; Wrzesniewski, McCauley, Rozin, Schwartz, 1997) oraz z modelem kształtowania pracy.

Analiza powyższych związków pozwala traktować narzędzie KKPracy jako zgodne z modelem teoretycznym Wrzesniewski, Dutton (2001). Z założeń teoretycznych konstrukt kształtowania pracy wynika względna współzależność obszarów. Względność ta ujawniła się w zróżnicowanych korelacjach kształtowania pracy w poszczególnych obszarach z innymi zmiennymi. Przykładowo, w porównaniu do obszarów zadań i relacji, kształtowanie myślenia słabiej wiązało się z afektem pozytywnym, satysfakcją z pracy, orientacją na zajęcie, wartościami prospołecznymi w pracy i pełnieniem funkcji kierownika. Nie świadczyło to jednak o słabości psychometrycznej podskali kształtowania myślenia, która ma wymaganą rzetelność, porównywalną do kształtowania zadań i wyższą od kształtowania relacji. Raczej jest to wynik odrębności tego konstruktu wobec pozostałych dwóch. Afekt negatywny z kolei wiązał się ujemnie (próba III) jedynie z kształtowaniem zadań, co pozwala potwierdzić względną odrębność tego obszaru.

Natomiast o ich współzależności świadczyły wyniki trafności zbieżnej (np. wszystkie obszary kształtowania pracy na podobnym poziomie wiązały się z zaangażowaniem w pracę i zachowaniami obywatelskimi) oraz np. wartość współczynników korelacji między czynnikami latentnymi, a także wartość współczynnika AVE.

Analiza trafności adaptowanego narzędzia ujawniła prawidłowość, której nie stwierdzono podczas walidacji wersji oryginalnej kwestionariusza (Slemp, Vella-Brodrick, 2013). W KKPracy kształtowanie myślenia o pracy w porównaniu do kształtowania zadań i relacji wykazało najmniej wyraziste związki z konstruktami, z którymi oczekiwano powiązania (z afektem pozytywnym, satysfakcją, zaangażowaniem i zachowaniami obywatelskimi w pracy, z orientacją zawodową oraz wartościami w pracy). Różnica w uzyskanych wynikach trafności w wersji oryginalnej oraz adaptacji polskiej wynika z kilku kwestii. Po pierwsze, kształtowanie

myślenia o pracy odnosi się do procesów poznawczych, ukierunkowanych na szukanie jej sensu, który jest słabiej wspierany wśród polskich pracowników niż australijskich. W organizacjach polskich, w przeciwieństwie do australijskich, gdzie prowadzono badania walidacyjne, dominuje motywowanie poprzez nagrody i kary. Waga kultury organizacyjnej jako czynnika wzbudzania zainteresowania i zaangażowania w pracę jest pomijana częściej w polskich organizacjach niż zachodnich działających w zgodzie z filozofią zasobów ludzkich (Dołgasz, Fudaliński, Kosła, Smutek, 2009). Drugim czynnikiem wyjaśniającym słabsze wyniki trafności i rzetelności osiągnięte w polskich badaniach walidacyjnych, w porównaniu do australijskich, jest zdecydowanie większa liczba, wielkość i zróżnicowanie grup osób badanych. W badaniu australijskim przeprowadzono proces walidacyjny na próbie  $N = 180$  dla CFA i  $N = 150$  dla EFA. W naszym badaniu CFA przeprowadzono na grupie  $N = 505$  a analizę rzetelności w 4 próbach (łącznie  $N = 306$ ). Dlatego z pewną ostrożnością należy podejść do wyników australijskich.

Analiza struktury wewnętrznej kwestionariusza potwierdziła dobrą moc dyskryminacyjną pozycji testowych (korelacje pozycja–właściwa podskala; wszystkie  $> 0,50$ ; korelacje pozycja–skala: wszystkie  $> 0,40$ ). Narzędzie charakteryzuje się dobrą spójnością wewnętrzną ( $\alpha$  Cronbacha zależnie od próby, w podskalach przybiera wartości od 0,77 do 0,85 oraz dla całego kwestionariusza 0,86–0,88). Te wartości i dodatkowo wyniki stabilności bezwzględnej narzędzia (od 0,60 do 0,74) były satysfakcjonujące i pozwalają mieć zaufanie do rzetelności narzędzia.

Ograniczeniem przedstawionych badań jest niereprezentatywny dobór prób (przewaga kobiet oraz osób z wykształceniem wyższym). Trudność właściwego doboru próby dotyczy większości badań psychologicznych prowadzonych wśród pracowników. Przyczynami tego problemu metodologicznego są odmowy mężczyzn oraz osób słabiej wykształconych wzięcia udziału w badaniach oraz trudności w dostępie do takich badanych. Osoby odmawiające udziału w badaniach najczęściej pracują na stanowiskach wykonawczych, gdzie są wynagradzani akordowo albo ich przełożeni w trosce o wykonanie normy dziennej nie godzą się na przeprowadzenie badań (nawet na rozdanie ankiet). Ponieważ konstrukt kształtowania pracy jest stosunkowo młody, niewiele badań z tego zakresu zostało przeprowadzonych. W przyszłości wskazane są dalsze prace walidacyjne nad narzędziem. Konieczne są analizy walidacyjne na innych grupach zawodowych, tu słabo reprezentowanych, albo w kilku homogenicznych grupach zawodowych np. o różnym poziomie autonomii i strukturyzacji pracy (np. kierownikach, freelancerach, pracownikach wykonawczych produkcyjnych, urzędnikach). Niemniej, posiłkując

się analizą powyższych właściwości psychometrycznych, należy stwierdzić, że KKPracy jest dobrym narzędziem do pomiaru kształtowania pracy globalnie oraz w obszarach pracy, choć należy zachować ostrożność wnioskowania w badaniach wśród mężczyzn, osób niżej wykształconych i pracujących w zawodach produkcyjnych.

## LITERATURA CYTOWANA

- APA [Amerykańskie Towarzystwo Psychologiczne] (1985). *Standardy dla testów stosowanych w psychologii i pedagogice*, t. 1, tłum. E. Horonowska. Warszawa: Polskie Towarzystwo Psychologiczne, Laboratorium Technik Diagnostycznych.
- Bakker, A. B., Demerouti, E. (2007). The job demands-resources model: State of the art. *Journal of Managerial Psychology*, 22 (3), 309–328.
- Bakker, A. B., Demerouti, E., Verbeke, W. (2004). Using the job demands-resources model to predict burnout and performance. *Human Resource Management*, 43, 83–104.
- Bakker, A., Emmerik, H. V., Euwema, M. (2006). Crossover of burnout and engagement in work teams. *Work and Occupations*, 33, 464–489, doi: 10.1177/0730888406291310.
- Basińska, B. A. (2016). *Emocje w pracy. Rozszerzenie teorii wymagań – zasoby w pracy*. Gdańsk: Wydawnictwo Politechniki Gdańskiej.
- Bentler, P. M. (1995). *EQS structural equations program manual*. Encino, CA: Multivariate Software.
- Bentler, P. M., Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88, 588–606.
- Berg, J. M., Dutton, J., Wrzesniewski, A. (2008). What is job crafting and why does it matter? Pobrano z: <http://positiveorgs.bus.umich.edu/wp-content/uploads/What-is-Job-Crafting-and-Why-Does-it-Matter1.pdf> [dostęp: 20.12.2017].
- Berg, J. M., Wrzesniewski, A., Dutton, J. E. (2010). Perceiving and responding to challenges in job crafting at different ranks: When proactivity requires adaptivity. *Journal of Organizational Behavior*, 31, 158–186, doi:10.1002/job.645.
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York: Wiley & Sons.
- Brzeziński, J., Hornowska, E. (2000). Podstawowe metody badawcze – teoria i praktyka testowania. W: J. Strelau, D. Doliński (red.), *Psychologia: podręcznik akademicki* (t. 1, s. 389–430). Gdańsk: Gdańskie Wydawnictwo Psychologiczne.
- Burke, M. J., Brief, A. P., George, J. M., Roberson, L., Webster, J. (1989). Measuring affect at work: Confirmatory analyses of competing structures with conceptual linkage to cortical regulatory systems. *Journal of Personality and Social Psychology*, 57, 1091–1102.
- Catell, R. B. (1966). The scree test for number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1, 245–276.
- Chwalibóg, E. (2017). *Skala organizacyjnych zachowań obywatelskich (SOZO)*. W druku.
- Czarnota-Bojarska, J. (2010). *Dopasowanie człowiek-organizacja i tożsamość organizacyjna*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe Scholar.

- Czerw, A., Gąsiorowska, A. (2011). Motywująca rola wartości związanych z przekraczaniem własnych granic w sytuacji pracy. W: B. Bartosz, A. Keplinger, M. Straś-Romanowska (red.), *Transgresje, innowacje, twórczość* (s. 233–250). Warszawa: Eneteia Wydawnictwo Psychologii i Kultury.
- Demerouti, E., Bakker, A. B., Nachreiner, F., Schaufeli, W. B. (2001). The job demands-resources model of burnout. *Journal of Applied Psychology*, 86 (3), 499–512, doi: 10.1037/0021-9010.86.3.499.
- Dik, B. J., Eldridge, B. M., Steger, M. F., Duffy, R. D. (2012). Development and validation of the Calling and Vocation Questionnaire (CVQ) and Brief Calling Scale (BCS). *Journal of Career Assessment*, 20 (3), 242–263.
- Dołgasz, M., Fudaliński, J., Kosała, M., Smutek, H. (2009). *Podstawy zarządzania. Konceptje – strategie – zastosowania*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Fornell, C., Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18, 39–50.
- Fox, S., Spector, E. P. (2009). *Organizational citizenship behavior checklist (OCB-C)*. Pobrano z: <http://shell.cas.usf.edu/~p-spector/scales/ocbcpage.html> [dostęp: 10.01.2017].
- Fredrickson, B. L. (2001). The role of positive emotions in positive psychology: The broaden-and-build theory of positive emotions. *American Psychologist*, 56, 218–226.
- Ghitulescu, B. (2006). *Shaping tasks and relationships at work: Examining the antecedents and consequences of employee job crafting*. Niepublikowana praca doktorska. Pobrano z: [http://d-scholarship.pitt.edu/10312/1/ghitulescu\\_etd.pdf](http://d-scholarship.pitt.edu/10312/1/ghitulescu_etd.pdf) [dostęp: 10.08.2016].
- Hair, J. F. Jr., Anderson, R. E., Tatham, R. L., Black, W. C. (1998). *Multivariate data analysis* (wyd. 5). Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- Hakanen, J. J., Peeters, M. (2015). How do work engagement, workaholism, and the work-family interface affect each other? A 7-year follow-up study. *Journal of Occupational and Environmental Medicine*, 57 (6), 601–609, doi: 10.1097/JOM.0000000000000457.
- Herzberg, F. (1966). *Work and the nature of man*. Cleveland, New York: The Word Publishing Company.
- Hoelter, J. W. (1983). The analysis of covariance structures: Goodness-of-fit indices. *Sociological Methods and Research*, 11, 325–344.
- Hornowska, E. (2001). *Testy psychologiczne. Teoria i praktyka*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe Scholar.
- Jacobs, I. (2011). *Job crafting motives. A qualitative study on how job demands, job resources and work orientation are different motives of job crafting for younger and older workers*. Pobrano z: <http://arno.uvt.nl/show.cgi?fid=121117> [dostęp: 10.08.2016].
- Kasprzak, E. (2012). Style orientacji zawodowej – podstawy teoretyczne i narzędzie pomiaru. *Czasopismo Psychologiczne*, 1, 95–106.
- Kasprzak, E. (2013). *Poczucie jakości życia pracowników realizujących różne wzory kariery zawodowej*. Bydgoszcz: Wydawnictwo Uniwersytetu Kazimierza Wielkiego.
- Kim, G. N., Young-Min Lee, Y. M. (2016). Towards high performance organization: The impacts of job characteristics and job crafting. *International Journal of u-and e-Service, Science and Technology*, 2, 85–100. Pobrano z: [http://www.sersc.org/journals/IJUNESST/vol9\\_no2/10.pdf](http://www.sersc.org/journals/IJUNESST/vol9_no2/10.pdf) [dostęp: 10.02.2017].
- Konarski, R. (2009). *Modele równań strukturalnych. Teoria i praktyka*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Kulik, C. T., Oldham, G. R., Hackman, J. R. (1987). Work design as an approach to person–environment fit. *Journal of Vocational Behavior*, 31, 278–296.
- Lance, C. E., Butts, M. M., Michels, L. C. (2006). The sources of four commonly reported cutoff criteria what did they really say? *Organizational Research Methods*, 9, 202–220.
- Leana, C., Appelbaum, E., Shevchuk, I. (2009). Work process and quality of care in early childhood education: The role of job crafting. *Academy of Management Journal*, 52 (6), 1169–1192.
- Locke, E. A. (1976). The nature and causes of job satisfaction. W: M. D. Dunnette (red.), *Handbook of industrial organizational psychology* (s. 1297–1349). Chicago: Rand McNally.
- Lyons, P. (2008). The crafting of jobs and individual differences. *Journal of Business and Psychology*, 23 (1–2), 25–36, doi: [10.1007/s10869-008-9080-2](http://dx.doi.org/10.1007/s10869-008-9080-2).
- Meehan, J. C., Stuart, G. L. (2007). Using structural equation modeling with forensic samples. *Criminal Justice and Behavior*, 34 (12), 1560–1587.
- Nielsen, K., Abildgaard, J. S. (2012). The development and validation of a job crafting measure for use with blue-collar workers. *Work Stress*, 26, 1–20, doi: [10.1080/02678373.2012.733543](http://dx.doi.org/10.1080/02678373.2012.733543).
- Petrou, P., Demerouti, E., Peeters, M. C. W., Schaufeli, W. B., Hetland, J. (2012). Crafting a job on a daily basis: Contextual correlates and the link to work engagement. *Journal of Organizational Behavior*, 33, 1120–1141.
- Pleśniak, A. (2009). Wybór metody estymacji w budowie skali czynnikowej. *Wiadomości Statystyczne*, 1, 1–17.
- Reise, S. P., Moore, T. M., Haviland, M. G. (2010). Bifactor models and rotations: Exploring the extent to which multidimensional data yield univocal scale scores. *Journal of Personality Assessment*, 92 (6), 544–559, doi: [10.1080/00223891.2010.496477](http://dx.doi.org/10.1080/00223891.2010.496477).
- Roczniewska, M., Puchalska, M. (2017). Are managers also crafting leaders? The link between organizational rank, autonomy and job crafting. *Polish Psychological Bulletin*, 48 (2), 198–211.
- Roczniewska, M., Retowski, S. (2016). *Polska adaptacja Skali przekształcania pracy* (Polish adaptation of the Job Crafting Scale). W druku.
- Sagan, A. (2003). *Model pomiarowy satysfakcji i lojalności*. Kraków: StatSoft. Pobrano z: <http://www.statsoft.pl/czytelnia/marketing/pomiarowy.pdf> [dostęp: 30.01.2012].
- Schaufeli, W. B., Bakker, A. B. (2003). *UWES – Utrecht Work Engagement Scale: Test Manual*. Utrecht, The Netherlands: Department of Psychology, Utrecht University.
- Slemp, G. R., Kern, M. L., Vella-Brodrick, D. A. (2015). Workplace well-being: The role of job crafting and autonomy support. *Psychology of Well-Being*, 5 (7), doi: [10.1186/s13612-015-0034-y](http://dx.doi.org/10.1186/s13612-015-0034-y).
- Slemp, G. R., Vella-Brodrick, D. A. (2013). The Job Crafting Questionnaire: A new scale to measure the extent to which

- employees engage in job crafting. *International Journal of Well-being*, 3 (2), 126–146, doi: 10.5502/ijw.v3i2.1.
- Slemp, G. R., Vella-Brodrick, D. A. (2014). Optimising employee mental health: The relationship between intrinsic need satisfaction, job crafting, and employee well-being. *Journal of Happiness Studies*, 15, 957–977, doi: 10.1007/s10902-013-9458-3.
- Szabowska-Walaszczyk, A., Zawadzka, A. M., Wojtaś, M. (2011). Zaangażowanie w pracę i jego korelaty. Adaptacja skali UWES autorstwa Schaufeliego i Bakker. *Psychologia Jakości Życia*, 10 (1), 57–74.
- Tims, M., Bakker, A. B. (2010). Job crafting: Towards a new model of individual job redesign. *South African Journal of Industrial Psychology*, 36, 1–9.
- Tims, M., Bakker, A. B., Derks, D. (2012). Development and validation of the job crafting scale. *Journal of Vocational Behavior*, 80 (1), 173–186, doi: 10.1016/j.jvb.2011.05.009.
- Tims, M., Bakker, A. B., Derks, D. (2013). The impact of job crafting on job demands, job resources, and well-being. *Journal of Occupational Health Psychology*, 18, 230–240, doi: 10.1037/a0032141.
- Tims, M., Bakker, A. B., Derks, D. (2015). Job crafting and job performance: A longitudinal study. *European Journal of Work and Organizational Psychology*, 24 (6), 914–928, doi: 10.1080/1359432X.2014.969245.
- Warr, P., Inceoglu, I. (2012). Job engagement, job satisfaction, and contrasting associations with person-job fit. *Journal of Occupational Health Psychology*, 17 (2), 129–138.
- Wrzesniewski, A., Dutton, J. E. (2001). Crafting a job: As active employees revisioning crafters of their work. *The Academy of Management Review*, 26 (2), 179–201, doi: 10.2307/259118.
- Wrzesniewski, A., LoBuglio, N., Dutton, J. E., Berg, J. M. (2013). Job crafting and cultivating positive meaning and identity in work. *Advances in Positive Organizational Psychology*, 1, 281–302. Pobrano z: <http://justinmberg.com/wrzesniewski-lobuglio-dutto.pdf> [dostęp: 01.02.2017].
- Wrzesniewski, A., McCauley, C. R., Rozin, P., Schwartz, B. (1997). Jobs, careers, and callings: People's relations to their work. *Journal of Research in Personality*, 31, 21–33.
- Yung, Y. F., Thissen, D., McLeod, L. D. (1999). On the relationship between the higher-order factor model and the hierarchical factor model. *Psychometrika*, 64, 113–128.
- Zalewska, A. (2002). *Skala afektu w pracy – wstępne wyniki prac nad adaptacją techniki*. *Studia Psychologiczne*, 40 (4), 173–192.

## ZAŁĄCZNIK 1

### Kwestionariusz kształtowania pracy – KKPracy

(Slemp, Vella-Brodrick, 2013, adaptacja: Kasprzak, Michalak, Minda)

Pracownicy często mają możliwość zmian w pracy tak, by stawała się ona bardziej angażująca i satysfakcjonująca. Tymi możliwościami mogą być np. niewielkie zmiany w wykonywaniu zadań, które podnoszą zadowolenie z pracy, nawiązywanie kontaktów z różnymi osobami w pracy, czy też zwykła próba innego spojrzenia na pracę, by dostrzec jej celowość czy większą sensowność.

Chociaż niektóre zajęcia dostarczają więcej takich możliwości niż inne, to jednak są sytuacje, gdy pracownik może dokonać niewielkich zmian, aby uczynić swoją pracę bardziej wciągającą i satysfakcjonującą.

Proszę o zaznaczenie, w jakim stopniu angażujesz się w następujące zachowania. Otocz kółkiem wybraną odpowiedź.

Odpowiadając wykorzystaj poniższą skalę:

Od 1 – *prawie nigdy*, do 6 – *bardzo często* (bardzo często oznacza tak często, jak tylko jest to możliwe).

1. Wprowadzam nowe rozwiązania po to, by usprawnić moją pracę.  
(*prawie nigdy*) 1 2 3 4 5 6 (*bardzo często*)
2. Zmieniam zakres lub rodzaj zadań, które wykonuję w pracy.  
(*prawie nigdy*) 1 2 3 4 5 6 (*bardzo często*)
3. Podejmuję nowe zadania, które moim zdaniem lepiej pasują do moich umiejętności i zainteresowań.  
(*prawie nigdy*) 1 2 3 4 5 6 (*bardzo często*)
4. Decyduję się na dodatkowe zadania w pracy.  
(*prawie nigdy*) 1 2 3 4 5 6 (*bardzo często*)
5. Nadaję priorytet zadaniom, które odpowiadają moim umiejętnościom i zainteresowaniom.  
(*prawie nigdy*) 1 2 3 4 5 6 (*bardzo często*)
6. Zastanawiam się nad tym, jaki sens mojemu życiu nadaje praca.  
(*prawie nigdy*) 1 2 3 4 5 6 (*bardzo często*)

7. Myślę jakie znaczenie ma moja praca dla sukcesu mojej firmy.  
(*prawie nigdy*) 1 2 3 4 5 6 (*bardzo często*)
8. Przypominam sobie, jakie znaczenie ma moja praca dla szerszej społeczności.  
(*prawie nigdy*) 1 2 3 4 5 6 (*bardzo często*)
9. Zastanawiam się, w jaki sposób praca pozytywnie wpływa na moje życie.  
(*prawie nigdy*) 1 2 3 4 5 6 (*bardzo często*)
10. Zastanawiam się nad znaczeniem pracy dla mojego ogólnego samopoczucia.  
(*prawie nigdy*) 1 2 3 4 5 6 (*bardzo często*)
11. Dokładam starań, aby lepiej poznać ludzi w pracy.  
(*prawie nigdy*) 1 2 3 4 5 6 (*bardzo często*)
12. Organizuję lub uczestniczę w spotkaniach z kolegami z pracy także poza pracą.  
(*prawie nigdy*) 1 2 3 4 5 6 (*bardzo często*)
13. Organizuję spotkania okolicznościowe w miejscu pracy (np. świętowanie urodzin kolegi z pracy).  
(*prawie nigdy*) 1 2 3 4 5 6 (*bardzo często*)
14. Decyduję się na opiekę i pomoc nowym pracownikom (oficjalnie lub nieoficjalnie).  
(*prawie nigdy*) 1 2 3 4 5 6 (*bardzo często*)
15. Zawieram przyjaźnie z tymi kolegami w pracy, którzy mają podobne umiejętności lub zainteresowania do moich.  
(*prawie nigdy*) 1 2 3 4 5 6 (*bardzo często*)

Klucz:

**Kształtowanie zadań:** pozycje testowe 1–5

**Kształtowanie myślenia o pracy:** pozycje testowe 6–10

**Kształtowanie relacji w pracy:** pozycje testowe 11–15

**Obliczanie wyników:**

Wynik dla danych podskal oblicza się poprzez dodanie punktów dla danego obszaru (kształtowania zadań, myślenia o pracy, relacji w pracy).

Wynik globalny kształtowania pracy stanowi suma punktów uzyskanych za udzielone odpowiedzi.



## *The Job Crafting Questionnaire: Polish adaptation*

Elżbieta Kasprzak, Maciej Michalak, Mateusz Minda

*Institute of Psychology, Kazimierz Wielki University, Bydgoszcz*

### **ABSTRACT**

The goal of this presentation is to show the psychometric properties of Polish version of Job Crafting Questionnaire (Slemp, Vella-Brodrick, 2013). Job crafting is defined as the self-initiated changes that employees make in their own job. The questionnaire consists of three subscales: task crafting, cognitive crafting and relational crafting. Analysis were performed on a set of multiple samples (total  $N = 885$ ). Hierarchical factor analysis (CFA) supported the three-factor structure with higher-order factor of the questionnaire in accordance with the theoretical concept of job crafting. Cronbach's  $\alpha$  coefficients range from 0.77 to 0.85 in subscales and 0.86 to 0.88 for the overall scale depending on the sample. The stability of the tool was confirmed by the test-retest method. Correlations with other psychological measures provided evidence for the theoretical validity. Good psychometric properties were confirmed.

Keywords: *Job crafting, adaptation of JCQ, psychometric properties*

Złożono do druku: 27.05.2017

Złożono poprawiony tekst: 20.12.2017

Zaakceptowano do druku: 22.12.2017