

NARZĘDZIE DO POMIARU PRZEKSZTAŁCANIA PRACY: WŁAŚCIWOŚCI PSYCHOMETRYCZNE POLSKIEJ WERSJI JOB CRAFTING SCALE

A JOB CRAFTING MEASURE: PSYCHOMETRIC PROPERTIES
OF THE POLISH VERSION OF THE *JOB CRAFTING SCALE*

Anna Rogala¹, Roman Cieślak^{1,2}

¹ SWPS Uniwersytet Humanistycznospołeczny / SWPS University of Social Sciences and Humanities, Warsaw, Poland
Wydział Psychologii / Faculty of Psychology

² Uniwersytet Kolorado / University of Colorado, Colorado Springs, USA
Centrum Badań nad Traumą, Zdrowiem i Zagrożeniami / Trauma, Health, and Hazards Center

STRESZCZENIE

Wstęp: Zmienne przekształcanie pracy (*job crafting*) od kilkunastu lat jest obiektem rosnącego zainteresowania badaczy i praktyków. Dotyczy ona zachowań polegających na dopasowywaniu właściwości pracy przez pracownika tak, by praca odpowiadała jego zdolnościom i potrzebom. Celem artykułu jest analiza właściwości psychometrycznych polskiej wersji skali *Job Crafting Scale* (JCS), która służy do pomiaru tej zmiennej. **Materiał i metody:** Skala JCS w wersji oryginalnej składa się z 21 pozycji testowych tworzących 4 podskale: *Zwiększanie zasobów strukturalnych*, *Zwiększanie zasobów społecznych*, *Zwiększanie wymagań stanowiących wyzwanie* oraz *Zmniejszanie wymagań stanowiących utrudnianie*. Konfirmacyjną analizę czynnikową oraz analizy: spójności wewnętrznej, trafności teoretycznej i stabilności wyników metodą test–retest, przeprowadzono w grupie 249 osób wykonujących pracę biurową i stosujących w codziennych obowiązkach zawodowych technologie informacyjno-komunikacyjne. Wielogrupową konfirmacyjną analizę czynnikową i test równoważności pomiaru przeprowadzono z wykorzystaniem wyników dla próby 228 osób, które także wykonywały pracę biurową, korzystając z narzędzi informatycznych, ale spełniały dodatkowe kryterium pracy w zespole przez większość tygodnia pracy. **Wyniki:** Polska wersja JCS odznacza się satysfakcjonującą spójnością wewnętrzną, trafnością teoretyczną i stabilnością wyników w czasie. Konfirmacyjna analiza czynnikowa potwierdziła 4-czynnikową strukturę skali. Z polskiej wersji JCS zostały wykluczone 4 pozycje testowe o niskich ładunkach czynnikowych. Wyniki testu równoważności pomiaru wskazują, że ładunki czynnikowe dla obu grup są równoważne. **Wnioski:** Polska wersja JCS składa się z 17 pozycji testowych i – podobnie jak skala oryginalna – z 4 podskal. Wskazane jest przeprowadzenie kolejnych badań w celu potwierdzenia struktury wewnętrznej narzędzia i równoważności pomiaru w różnych grupach zawodowych. *Med. Pr.* 2019;70(4):445–457

Słowa kluczowe: adaptacja, kwestionariusz, praca, psychologia pracy, *Job Crafting Scale*, przekształcanie pracy

ABSTRACT

Background: The interest among researchers and practitioners in job crafting has been growing for the last dozen of years. Job crafting refers to behaviors that employees engage in to align aspects of their jobs with their own skills and needs. The aim of this paper was to analyze psychometric properties of the Polish version of a job crafting measure – the *Job Crafting Scale* (JCS). **Material and Methods:** The original JCS consists of 21 items and has 4 subscales: *Increasing Structural Job Resources*, *Increasing Social Job Resources*, *Increasing Challenging Job Demands*, and *Decreasing Hindering Job Demands*. Confirmatory factor analysis, internal consistency analysis, theoretical validity analysis and test–retest stability analysis were carried out among 249 white collar workers who use information and communication technology (ICT) in their daily work. Multigroup confirmatory factor analysis and invariance test were carried out among 228 white collar workers using ICT and additionally working in a team for most of the week. **Results:** The Polish version of the JCS displays satisfactory internal consistency, theoretical validity, and test–retest stability. The results of the confirmatory factor analysis showed a 4-dimensional structure of the JCS. Four items were excluded from the Polish version of the JCS because of low factor loadings. The results of invariance test showed that factor loadings were invariant across groups. **Conclusions:** The Polish version of the JCS consists of 17 items and – like the original scale – has 4 subscales. Additional studies are recommended to confirm the internal structure of the JCS and measurement invariance across different occupational groups. *Med Pr.* 2019;70(4):445–57

Key words: adaptation, questionnaire, work, work psychology, *Job Crafting Scale*, job crafting

Autorka do korespondencji / Corresponding author: Anna Rogala, SWPS Uniwersytet Humanistycznospołeczny,
Wydział Psychologii, ul. Chodakowska 19/31, 03-815 Warszawa, e-mail: anna.rogala@swps.edu.pl
Nadesłano: 24 września 2018, zatwierdzono: 4 lutego 2019

Finansowanie / Funding: publikacja powstała w wyniku realizacji projektu badawczego „Predykcja roli pozytywnych emocji mierzonych na poziomie jednostki i na poziomie zespołu w odniesieniu do przystosowania pracy przez pracownika: mediacyjna rola przekonania o własnej skuteczności” (nr projektu: 2013/11/N/HS6/01339, kierownik projektu: dr Anna Rogala). Projekt został sfinansowany ze środków Narodowego Centrum Nauki przyznanych na podstawie decyzji nr DEC-2013/11/N/HS6/01339.

WSTĘP

W psychologii zmiana właściwości pracy może być opisywana na 2 sposoby – jako proces odgórny, inicjowany przez kadrę kierowniczą, oraz jako proces oddolny, w którym to pracownik jest inicjatorem zmian [1]. Przykładem zachowania, w którym pracownik przyjmuje aktywną rolę i zmienia właściwości swojej pracy, jest przekształcanie pracy (*job crafting*) [2]. Polega ono na modyfikacji aspektów pracy przez pracownika tak, aby odpowiadała ona jego preferencjom i zdolnościom [3]. Celem niniejszego artykułu jest przedstawienie procesu adaptacji oraz analiza właściwości psychometrycznych polskiej wersji skali do pomiaru przekształcania pracy *Job Crafting Scale* (JCS) autorstwa Tims i wsp. [3].

Przekształcanie pracy może dotyczyć działalności zawodowej w każdej branży i na wszystkich stopniach kariery. Swoją pracę przekształcają m.in. osoby sprzątające w szpitalach [4], nauczyciele [5], policjanci [6] czy pracownicy branży górniczej [7]. Wyniki badań wskazują, że przekształcanie pracy jest pozytywnie związane z zaangażowaniem w nią, satysfakcją i zachowaniami obywatelskimi w niej, zaś negatywnie – z wypaleniem zawodowym, nudą i absencją w pracy [5,6,8–10]. Sugerują one tym samym, że jest to zachowanie potencjalnie korzystne zarówno dla pracownika, jak i dla całej organizacji. Dobro przedsiębiorstwa nie stanowi jednak dla pracownika priorytetu – przekształca on swoją pracę z własnej inicjatywy i dla osiągnięcia osobistych celów i korzyści [1,11].

Przekształcanie pracy może przyjmować wiele form. Wrzesniewski i Dutton, które zapoczątkowały badania nad przekształcaniem pracy, definiują je jako „zmianę granic pracy związanych z wykonywaniem zadań, relacjami z innymi oraz znaczeniem pracy” [4, s. 179]. Wyróżniają one tym samym 3 rodzaje przekształcania pracy, tj. przekształcanie:

- zadań (np. ilość lub rodzaj pracy),
- relacji (np. częstość i rodzaj kontaktu),
- myślenia o pracy [4].

Przekształcanie pracy zoperacjonalizowane, zgodnie z definicją Wrzesniewski i Dutton, jest pozytywnie skorelowane z przywiązaniem do organizacji, satysfakcją z pracy, zaangażowaniem w nią i zachowaniami obywatelskimi w pracy, zaś negatywnie – z absencją w pracy [5,9]. Badania sugerują, że przekształcanie pracy może przyjmować również inne formy, które nie zostały ujęte w powyższej definicji, np. rozwijanie umiejętności zawodowych czy podejmowanie się trudniejszych zadań [3,6,11]. W celu uwzględnienia wielu właściwości

pracy, jakie pracownicy mogą zmieniać, przekształcając swoją pracę, Tims i Bakker skonceptualizowali konstrukt przekształcania pracy w ramach modelu *Wymagania w pracy–zasoby* [1].

Konceptualizacja przekształcania pracy w ramach modelu *Wymagania w pracy–zasoby*

Model *Wymagania w pracy–zasoby* klasyfikuje czynniki, które występują w środowisku pracy w 2 kategoriach: wymagań i zasobów. Opisuje on również sposób, w jaki oba rodzaje czynników oddziałują na dobrostan jednostki i jej funkcjonowanie w pracy [12]. Wymagania w pracy to „fizyczne, psychiczne, społeczne lub organizacyjne właściwości pracy, które wymagają utrzymującego się fizycznego i/lub psychicznego (umysłowego i emocjonalnego) wysiłku lub umiejętności, dlatego wiążą się z określonymi fizjologicznymi i/lub psychologicznymi kosztami”, np. presja czasu czy obciążające emocjonalnie kontakty z klientami [12, s. 312].

LePine i wsp. podzielili wymagania w pracy na 2 rodzaje. Pierwszy to wymagania będące utrudnieniem, przeszkodą w osiągnięciu wartościowych dla pracowników celów. Drugi to wymagania stanowiące wyzwania, które stymulują pracowników do osiągnięcia coraz trudniejszych celów oraz rozwoju zawodowego [13].

Zasoby w pracy to z kolei „aspekty pracy, które sprzyjają osiągnięciu celów zawodowych, zmniejszają wymagania w pracy i związane z nimi fizjologiczne i psychiczne koszty, pobudzają uczenie się i rozwój osobisty” [12, s. 312]. Należą do nich m.in. autonomia w pracy czy informacja zwrotna ze strony przełożonego. Zgodnie z modelem *Wymagania w pracy–zasoby* każdy rodzaj czynników inicjuje inny proces. Wysokie wymagania w pracy – proces energetyczny, który powoduje obniżenie energii i wzrost problemów zdrowotnych (np. wypalenie zawodowe). Wysokie zasoby w pracy – proces motywacyjny, który prowadzi m.in. do wysokiego zaangażowania w pracę [12].

W ramach modelu *Wymagania w pracy–zasoby* przekształcanie pracy określane jest jako „zmiany, jakie pracownicy mogą wprowadzać, by dopasować swoje wymagania w pracy i zasoby w pracy do własnych zdolności i potrzeb” [3, s. 174]. Definicja ta pozwala na ujęcie większego zbioru właściwości pracy, które pracownicy mogą przystosowywać, niż termin autorstwa Wrzesniewski i Dutton [4]. Co więcej, osadza ona koncepcję przekształcania pracy w ramach określonego modelu teoretycznego, który może stać się przedmiotem weryfikacji. Wyniki metaanalizy Rudolpha i wsp. [10] wskazują, że przekształcanie pracy skonceptualizowa-

ne zgodnie z modelem *Wymagania w pracy-zasoby* jest pozytywnie skorelowane z właściwościami pracownika (osobowość proaktywna i przekonania o własnej skuteczności), właściwościami pracy (autonomia w pracy i obciążenie nią), poziomem wykonania pracy (oceniającym zarówno przez osobę badaną, jak i przez inne osoby), satysfakcją z pracy oraz zaangażowaniem w pracę – negatywnie zaś ze stresem w pracy.

Bazując na modelu *Wymagania w pracy-zasoby*, Tims i Bakker [1] zaproponowali wyróżnienie 3 rodzajów przekształcania pracy:

- zwiększania zasobów w pracy,
- zwiększania wymagań stanowiących wyzwanie,
- zmniejszania wymagań stanowiących utrudnienie.

Kierując się tym podziałem, Tims i wsp. [3] opracowali skalę do pomiaru przekształcania pracy – *Job Crafting Scale* (JCS). Analiza właściwości psychometrycznych JCS wykazała jednak, że pozycje testowe dotyczące zwiększania zasobów w pracy tworzą 2 oddzielne czynniki dotyczące zwiększania zasobów strukturalnych i społecznych. Ostatecznie, bazując na modelu *Wymagania w pracy-zasoby*, Tims i wsp. wyróżnili empirycznie 4 rodzaje przekształcania pracy:

- zwiększanie zasobów strukturalnych (np. poszukiwanie okazji do rozwoju zawodowego, zwiększanie różnorodności wykonywanej pracy),
- zwiększanie zasobów społecznych (np. prośenie o informację zwrotną na temat swojej pracy, pozyskiwanie wsparcia społecznego),
- zwiększanie wymagań stanowiących wyzwanie (np. angażowanie się w nowe projekty, podejmowanie się nowych zadań),
- zmniejszanie wymagań stanowiących utrudnienie (np. unikanie obciążających emocjonalnie i poznawczo aspektów pracy) [3].

Wyniki badań prowadzonych w ramach modelu *Wymagania w pracy-zasoby* wskazują na związek poszczególnych rodzajów przekształcania pracy z dobrostanem jednostki i jej funkcjonowaniem w środowisku zawodowym. Zwiększanie zasobów strukturalnych i społecznych oraz zwiększanie wymagań stanowiących wyzwanie są pozytywnie skorelowane z osobowością proaktywną, poziomem wykonania pracy, przekonaniem o własnej skuteczności, satysfakcją z pracy i zaangażowaniem w pracę [10]. Wyniki badań podłużnych wskazują również, że wspomniane rodzaje przekształcania pracy stanowią predyktory wysokiego poziomu zaangażowania w pracę i zasobów osobistych, takich jak nadzieja, optymizm i przekonania o własnej skuteczności.

Badania sugerują także, że związek przekształcania pracy z innymi zmiennymi zależy od jego rodzaju. Wyniki metaanalizy 122 badań wskazują, że zwiększanie zasobów strukturalnych i społecznych oraz zwiększanie wymagań stanowiących wyzwanie są pozytywnie skorelowane z ekstrawersją, zaś zmniejszanie wymagań stanowiących utrudnienie – z neurotyzmem. Co więcej, zmniejszanie wymagań stanowiących utrudnienie jest – w przeciwieństwie do pozostałych rodzajów przekształcania pracy – negatywnie skorelowane z autonomią w środowisku zawodowym i zaangażowaniem w pracę, zaś pozytywnie skorelowane ze stresem w pracy [10]. Wyniki badań podłużnych wskazują również, że wysoki poziom zwiększania zasobów strukturalnych i społecznych oraz zwiększania wymagań stanowiących wyzwanie pozwala przewidzieć wysoki poziom wykonania pracy i niski poziom wyczerpania. Z kolei wysoki poziom zmniejszania wymagań stanowiących utrudnienie pozwala na przewidywanie wysokiego poziomu wyczerpania [6].

Charakterystyka JCS

Job Crafting Scale to skala służąca do pomiaru przekształcania pracy skonceptualizowanego w ramach modelu *Wymagania w pracy-zasoby*. Skala składa się z 21 twierdzeń dotyczących różnych sposobów przekształcania pracy przez pracowników. Badani odnoszą się do wspomnianych twierdzeń, korzystając z 5-stopniowej skali odpowiedzi: od 1 („nigdy”) do 5 („bardzo często”). Twierdzenia wchodzą w skład 4 podskal wyróżnionych na podstawie wyników eksploracyjnej analizy czynnikowej i potwierdzonych przez wyniki konfirmacyjnej analizy czynnikowej [3]:

1. *Zwiększanie zasobów strukturalnych* (5 pozycji testowych dotyczących takich zasobów w pracy jak autonomia, różnorodność wykonywanych zadań czy możliwość rozwoju zawodowego), przykładowe twierdzenie: „Staram się rozwijać się zawodowo”.
2. *Zwiększanie zasobów społecznych* (5 pozycji testowych dotyczących takich zasobów w pracy jak informacja zwrotna czy wsparcie społeczne), przykładowe twierdzenie: „Proszę innych o opinię na temat wyników mojej pracy”.
3. *Zwiększanie wymagań stanowiących wyzwanie* (5 pozycji testowych dotyczących takich wymagań w pracy jak obciążenie pracą związane z podejmowaniem się dodatkowych obowiązków), przykładowe twierdzenie: „Kiedy mam mniej zadań w pracy, widzę to jako okazję do rozpoczęcia nowych projektów”.
4. *Zmniejszanie wymagań stanowiących utrudnienie* (6 pozycji testowych dotyczących wymagań w pracy

obciążających umysłowo i emocjonalnie), przykładowe twierdzenie: „Staram się zarządzać moją pracą tak, aby ograniczyć kontakt z ludźmi, których problemy obciążają mnie emocjonalnie”.

Wyniki analizy właściwości psychometrycznych JCS przeprowadzonej z udziałem 2 grup holenderskich pracowników (próba 1 i 2) wskazują na wysoką spójność wewnętrzną i trafność teoretyczną poszczególnych podskal. Wartości współczynnika α Cronbacha wynosiły dla nich, odpowiednio:

- *Zwiększanie zasobów strukturalnych*: $\alpha = 0,81$, $\alpha = 0,79$,
- *Zwiększanie zasobów społecznych*: $\alpha = 0,78$, $\alpha = 0,82$,
- *Zwiększanie wymagań stanowiących wyzwanie*: $\alpha = 0,76$, $\alpha = 0,75$,
- *Zmniejszanie wymagań stanowiących utrudnienie*: $\alpha = 0,78$, $\alpha = 0,72$.

W celu weryfikacji trafności teoretycznej Tims i wsp. przeprowadzili analizę korelacji między poszczególnymi podskalami JCS a inicjatywą osobistą, osobowością proaktywną i cynizmem (stanowiącym składnik wypalenia zawodowego). Wyniki analiz wskazują, że wszystkie podskale JCS korelują pozytywnie z osobowością proaktywną (zmienną mierzono jedynie w próbie 2), zaś 3 pierwsze podskale JCS – w obu próbach – korelują pozytywnie z inicjatywą osobistą i negatywnie z cynizmem. Podskala *Zmniejszanie wymagań stanowiących utrudnienie* w obu próbach koreluje pozytywnie z cynizmem, a w próbie 1 dodatkowo koreluje negatywnie z inicjatywą osobistą (w próbie 2 wyniki wskazują na brak istotnej statycznie zależności między zmiennymi) [3].

Celem niniejszego artykułu jest przedstawienie procesu adaptacji oraz analiza właściwości psychometrycznych polskiej wersji JCS [3]. Realizując ten cel, opracowano polską wersję językową JCS z wykorzystaniem metody tłumaczenia zwrotnego, a następnie przeprowadzono:

- confirmacyjną analizę czynnikową,
- wielogrupową confirmacyjną analizę czynnikową oraz test równoważności pomiaru,
- analizę spójności wewnętrznej oraz trafności teoretycznej,
- analizę stabilności wyników metodą test–retest.

MATERIAŁ I METODY

Opracowanie polskiej wersji językowej JCS

W celu opracowania polskiej wersji JCS zastosowano metodę tłumaczenia zwrotnego (*back translation method*). Wykorzystano, za zgodą autorów narzędzia, angielską wersję skali [3]. Pozycje testowe JCS zostały

najpierw przetłumaczone z języka angielskiego na język polski. Tłumaczenie wykonało niezależnie 2 psychologów biegle władających językiem angielskim, którzy w toku dyskusji ustalili wspólną wersję. Następnie pozycje testowe zostały przetłumaczone ponownie na język angielski przez niezależnego psychologa – w celu weryfikacji poprawności tłumaczenia porównano tak utworzone pozycje testowe z oryginalnymi pozycjami angielskiej wersji JCS. Po drobnych korektach stylistycznych przygotowano polską wersję JCS.

Osoby badane i procedura

Badanie zostało przeprowadzone w grupie osób pełnoletnich, używających w codziennej pracy biurowej narzędzi informacyjno-komunikacyjnych (np. aplikacji na komputer lub telefon). Analiza właściwości psychometrycznych JCS stanowiła część większego projektu badawczego, w którego ramach przeprowadzono 2 badania (badanie 1 i badanie 2) w schemacie podłużnym z 3 pomiarami (pomiar 1, pomiar 2 i pomiar 3), oddzielonymi od siebie interwałem czasowym 2 miesięcy. W badaniu 2 dodatkowe kryterium dla osób badanych stanowiła praca w zespole przez większość tygodnia pracy. Procedura obu badań uzyskała pozytywną opinię Komisji ds. Etyki Badań Naukowych Wydziału Psychologii Uniwersytetu SWPS (opinia nr 17/2014).

Dobór osób badanych w obu badaniach był nielosowy (dobór dogodnościowy – *convenience sampling*). W badaniu 1 rekrutacja odbywała się za pomocą portali społecznościowych oraz stron i grup internetowych skierowanych do grupy badawczej. Badacze kontaktowali się również z firmami wykorzystującymi technologie informacyjno-komunikacyjne, prosząc o przesłanie informacji o prowadzonym badaniu do pracowników. Ankietowani wypełniali kwestionariusze w wersji internetowej przy użyciu platformy SurveyMonkey, która zapewnia szyfrowane połączenie zwiększające bezpieczeństwo przechowywania i transmisji danych. Zostali poproszeni o podanie adresu e-mail, na który otrzymali zaproszenie do udziału w kolejnych pomiarach. Zapisany adres e-mail umożliwił także zidentyfikowanie kwestionariuszy wypełnionych w poszczególnych pomiarach przez tę samą osobę.

W badaniu 2 rekrutacja odbywała się za pośrednictwem doświadczonej w prowadzeniu badań psychologicznych firmy badawczej. Ankietowani wypełniali kwestionariusze w wersji internetowej przy użyciu należącej do tej firmy platformy z szyfrowanym połączeniem. Kwestionariusze wypełnione przez tę samą osobę w poszczególnych pomiarach były identyfikowane

za pomocą unikalnego ID, nadawanego respondentom przy rejestracji na platformie.

Konfirmacyjna analiza czynnikowa, analiza spójności wewnętrznej oraz analiza trafności teoretycznej zostały przeprowadzone w grupie osób, które udzieliły odpowiedzi na wszystkie pozycje testowe JCS w pomiarze 1 w badaniu 1 (N = 249, grupa 1). W próbie tej większość ankietowanych stanowiły kobiety (76,7%) i osoby z wyższym wykształceniem (74,7%). Wiek badanych mieścił się w przedziale 20–58 lat (M = 32,79, SD = 7,85), a ich średni staż pracy wynosił 9,73 roku (SD = 6,80). Respondenci pracowali średnio 40,52 godz. tygodniowo (SD = 10,65). Analiza stabilności wyników metodą test-retest została przeprowadzona na próbie badanych z grupy 1, które wypełniły wszystkie podskale JCS we wszystkich 3 pomiarach (tzw. grupa *completers*) (N = 114). Obserwacje zawierające braki danych usunięto. Wyniki testu MCAR Little'a potwierdziły, że braki danych występowały w sposób losowy, $\chi^2(20, N = 249) = 21,42, p = 0,37$. W grupie *completers* zarówno średnia wieku, $F(1, 248) = 5,40, p = 0,02, \eta^2 = 0,02$, jak i stażu pracy, $F(1, 243) = 4,42, p = 0,04, \eta^2 = 0,02$, były wyższe niż w grupie badanych, którzy zaprzestali wypełniania kwestionariuszy po 1 pomiarze (tzw. grupa *dropout*). Osoby badane w grupie *dropout* nie różniły się istotnie od tych w grupie *completers* pod względem płci – $\chi^2(1, N = 249) = 3,89, p = 0,05$, poziomu wykształcenia – $\chi^2(2, N = 248) = 1,25, p = 0,53$, liczby godzin poświęconych na pracę tygodniowo – $F(1, 243) = 0,16, p = 0,68, \eta^2 = 0,00$, oraz poziomu poszczególnych rodzajów przekształcania pracy mierzonych za pomocą JCS w pomiarze 1.

W wielogrupowej konfirmacyjnej analizie czynnikowej i teście równoważności pomiaru wykorzystano również dane z badania 2. Analizy przeprowadzono w grupie respondentów, którzy odpowiedzieli na wszystkie pozycje testowe JCS w pomiarze 1 (N = 228, grupa 2). W próbie tej 49,6% stanowiły kobiety. Większość badanych posiadało wyższe wykształcenie (62,3%). Wiek badanych mieścił się w przedziale 22–57 lat (M = 36,37, SD = 7,39), zaś ich średni staż pracy wynosił 14,68 roku (SD = 7,98). Badani pracowali średnio 40,61 godz. tygodniowo (SD = 14,53), na pracę w zespole poświęcając średnio 36,26 godz. w tygodniu (SD = 13,41).

Narzędzia

Przekształcanie pracy

Do pomiaru przekształcania pracy wykorzystano, za zgodą autorów, przetłumaczoną na język polski JCS [3]. Skala ta składa się z 21 pozycji testowych i zawiera 4 podskale:

1. *Zwiększanie zasobów strukturalnych* (5 pozycji testowych).
2. *Zwiększanie zasobów społecznych* (5 pozycji testowych).
3. *Zwiększanie wymagań stanowiących wyzwanie* (5 pozycji testowych).
4. *Zmniejszanie wymagań stanowiących utrudnienie* (6 pozycji testowych).

Job Crafting Scale ma 5-stopniową skalę odpowiedzi: od 1 („nigdy”) do 5 („bardzo często”).

Zasoby

W celu pomiaru zasobów posłużono się skalą do pomiaru jednego z zasobów osobistych pracowników – przekonania o własnej skuteczności w pracy – *Occupational Self-Efficacy Scale* (OSES) w wersji skróconej [14]. Skala w tej wersji składa się z 6 pozycji testowych. Badani proszeni są o udzielenie odpowiedzi z wykorzystaniem 6-stopniowej skali: od 1 („całkowicie nie zgadzam się”) do 6 („całkowicie zgadzam się”). Polska wersja skali została opracowana, za zgodą autorów, przez Rogalę [15]. Odznacza się ona satysfakcjonującymi właściwościami psychometrycznymi, m.in. spójnością wewnętrzną ($\alpha = 0,79$). Wyniki konfirmacyjnej analizy czynnikowej potwierdziły 1-czynnikową strukturę skali [15]. Model 1-czynnikowy został również przyjęty dla oryginalnej wersji OSES [14]. Również w niniejszym badaniu skala wykazuje się satysfakcjonującą spójnością wewnętrzną: $\alpha = 0,78$.

Wymagania w pracy

Do pomiaru wymagań w pracy wykorzystano skalę do pomiaru obciążenia pracą *Quantitative Workload Inventory* (QWI). Kwestionariusz składa się z 5 pozycji testowych i ma 5-stopniową skalę odpowiedzi: od 1 („mniej niż raz w miesiącu lub nigdy”) do 5 („kilka razy dziennie”) [16]. Polska wersja skali została opracowana, za zgodą autorów, przez Cieślaka [17]. Właściwości psychometryczne polskiej adaptacji narzędzia zostały dokładnie opisane przez Bakę i Bazińską [18]. Wyniki 2 badań przeprowadzonych przez wspomnianych autorów wskazują, że skala odznacza się satysfakcjonującymi właściwościami psychometrycznymi, m.in. wysoką spójnością wewnętrzną: $\alpha = 0,86$ (próba 1, N = 382) i $\alpha = 0,84$ (próba 2, N = 3368). Skala w polskiej adaptacji posiada, tak samo jak jej wersja oryginalna, 1-czynnikową strukturę [18]. Wyniki badań opisanych w niniejszym artykule również wskazują, że QWI odznacza się wysoką spójnością wewnętrzną: $\alpha = 0,85$.

Dobrostan w pracy

W celu pomiaru dobrostanu w pracy posłużono się podskalą do pomiaru emocji pozytywnych *Skali dobrostanu emocjonalnego w pracy* w wersji skróconej [19]. Podskala ta składa się z 10 pozycji testowych. Badani proszeni są o udzielenie odpowiedzi z wykorzystaniem 5-stopniowej skali: od 1 („nigdy”) do 5 („bardzo często”). Podskala do pomiaru pozytywnych emocji charakteryzuje się wysoką spójnością wewnętrzną: $\alpha = 0,90$.

Metoda analizy statystycznej

Aby oszacować parametry dopasowania modelu do danych, przeprowadzono confirmacyjną analizę czynnikową (*confirmatory factor analysis* – CFA) oraz wielogrupową confirmacyjną analizę czynnikową (*multigroup confirmatory factor analysis* – MGCFEA) z wykorzystaniem programu IBM SPSS Amos (wersja 24). Dzięki MGCFEA możliwe jest testowanie tego samego modelu w 2 różnych próbach jednocześnie [20]. Analogicznie do metod zastosowanych przez autorów JCS posłużono się następującymi wskaźnikami dopasowania: χ^2/df (znormalizowany χ^2), porównawczy wskaźnik dopasowania (*comparative fit index* – CFI), wskaźnik Tuckera-Lewisa (*Tucker-Lewis Index* – TLI), przyrostowy wskaźnik dopasowania (*incremental fit index* – IFI) i pierwiastek średniokwadratowego błędu aproksymacji (*root mean square error of approximation* – RMSEA) z 90-procentowy przedziałem ufności (*confidence interval* – CI) [3]. Wartości $\chi^2/df < 5$ wskazują na zadowalające, zaś < 2 na dobre dopasowanie modelu do danych. Wartości akceptowalne dla CFI, TLI i IFI to $> 0,90$, zaś dla RMSEA $< 0,08$. Na dobre dopasowanie modelu wskazują wartości CFI, TLI i IFI $> 0,95$ i wartości RMSEA $< 0,05$ [5,6].

Spójność wewnętrzną JCS oszacowano za pomocą współczynnika α Cronbacha. W celu oceny trafności teoretycznej posłużono się współczynnikiem korelacji Pearsona. Kierując się wynikami wcześniejszych badań, przewidywano, że zwiększanie zasobów strukturalnych, społecznych i zwiększanie wymagań stanowiących wy-

zwanie będą korelować pozytywnie (słabo lub umiarkowanie) z przekonaniem o własnej skuteczności [10,22] i dobrostanem w pracy w aspekcie afektywnym [10,22,23], a zwiększanie wymagań stanowiących wyzwanie – pozytywnie i słabo z wymaganiami w pracy [10,23]. Stabilność bezwzględna JCS oceniono na podstawie wartości współczynnika korelacji Pearsona między wynikami osób badanych w pomiarach 1 i 2 oraz w pomiarach 1 i 3 (metoda test-retest). Powyższe analizy przeprowadzono przy użyciu programu IBM SPSS Statistics (wersja 24).

WYNIKI

Konfirmacyjna analiza czynnikowa

W celu oszacowania parametrów dopasowania modelu do danych dla polskiej wersji JCS przeprowadzono CFA w grupie 249 osób używających w codziennej pracy technologii informacyjno-komunikacyjnych. W CFA powtórzono analizy autorów skali i porównano dopasowanie następujących modeli alternatywnych:

- modelu 4-czynnikowego,
- modelu 3-czynnikowego (podskale dotyczące zwiększania zasobów strukturalnych i społecznych tworzą w nim 1 czynnik),
- modelu 1-czynnikowego (wszystkie pozycje testowe skali tworzą w nim 1 czynnik) [3].

Wartości miar dopasowania poszczególnych modeli znajdują się w tabeli 1.

Wyniki CFA wskazują, że model 4-czynnikowy jest lepiej dopasowany do danych niż model 3-czynnikowy ($\Delta\chi^2 = 142,422$, $\Delta df = 3$, $p < 0,001$) oraz model 1-czynnikowy ($\Delta\chi^2 = 520,260$, $\Delta df = 6$, $p < 0,001$). Model 4-czynnikowy został przyjęty dla oryginalnej wersji JCS. Wartości miar dopasowania dla tego modelu wskazują jednak na jego niezadowalające dopasowanie do danych, $\chi^2/df = 2,22$, CFI = 0,85, TLI = 0,82, IFI = 0,85, RMSEA = 0,07, 90% CI: 0,06–0,08. Zgodnie ze wskazówkami Stevensa [24], ładunki czynnikowe pozycji te-

Tabela 1. Konfirmacyjna analiza czynnikowa polskiej wersji *Job Crafting Scale*
Table 1. Confirmatory factor analysis of the Polish version of the *Job Crafting Scale*

Model	χ^2	df	χ^2/df	CFI	TLI	IFI	RMSEA
4-czynnikowy / 4-factor	405,924	183	2,22	0,85	0,82	0,85	0,07
Zmodyfikowany 4-czynnikowy / Modified 4-factor	222,099	113	1,96	0,92	0,90	0,92	0,06
3-czynnikowy / 3-factor	548,346	186	2,95	0,75	0,72	0,75	0,09
1-czynnikowy / 1-factor	926,184	189	4,90	0,49	0,44	0,50	0,12

CFI – porównawczy wskaźnik dopasowania / comparative fit index, IFI – przyrostowy wskaźnik dopasowania / incremental fit index, RMSEA – pierwiastek średniokwadratowego błędu aproksymacji / root mean square error of approximation, TLI – wskaźnik Tuckera-Lewisa / Tucker-Lewis index.

stowych powinny przyjmować wartości $> 0,40$. Dlatego w kolejnym kroku z modelu 4-czynnikowego wyłączono 4 pozycje testowe niespełniające tego kryterium. To samo kryterium było wykorzystane przez autorów oryginalnej skali JCS [3]. Zmodyfikowany w wyniku usunięcia 4 pozycji testowych model 4-czynnikowy jest lepiej dopasowany do danych niż oryginalny, składający się z 21 pozycji testowych ($\Delta\chi^2 = 183,82$, $\Delta df = 70$, $p < 0,001$). Wartości miar dopasowania wskazują na jego zadowalające dopasowanie do danych, $\chi^2/df = 1,96$, CFI = 0,92, TLI = 0,90, IFI = 0,92, RMSEA = 0,06, 90% CI: 0,05–0,07 [20]. Utworzona w ten sposób polska wersja JCS składa się z 17 pozycji testowych, których ładunki czynnikowe przyjmują wartości 0,46–0,87. Wyniki CFA wskazują, że zależności kowariancyjne występują jedynie pomiędzy 3 pierwszymi podskalami JCS – *Zwiększanie zasobów strukturalnych*, *Zwiększanie zasobów społecznych* i *Zwiększanie wymagań stanowiących wyzwanie*. Podskala *Zmniejszanie wymagań stanowiących utrudnienie* nie jest istotnie związana z pozostałymi.

Wielogrupowa konfirmacyjna analiza czynnikowa i test równoważności pomiaru

Aby potwierdzić, czy zmodyfikowany model 4-czynnikowy zawierający 17 pozycji testowych najlepiej oddaje strukturę wewnętrzną polskiej wersji JCS, przeprowadzono MGCFA. W analizach wykorzystano próbę, z której udziałem przeprowadzono CFA (grupa 1) oraz próbę składającą się z 228 osób używających w codziennej pracy technologii informacyjno-komunikacyjnych i pracujących w zespole przez większą część tygodnia pracy (grupa 2). W MGCFA również powtórzono analizy psychometryczne autorów skali i porównano dopasowanie oryginalnego modelu 4-czynnikowego, modelu 3-czynnikowego oraz modelu 1-czynnikowego [3]. Dodatkowo porównano również dopasowanie zmodyfikowanego modelu 4-czynnikowego (17 pozycji testowych). Wartości miar dopasowania poszczególnych modeli przedstawione są w górnej części tabeli 2.

Wyniki MGCFA wskazują, że oryginalny model 4-czynnikowy (21 pozycji testowych) jest lepiej dopasowany do danych niż model 3-czynnikowy ($\Delta\chi^2 = 475,21$,

Tabela 2. Wielogrupowa konfirmacyjna analiza czynnikowa i test równoważności pomiaru polskiej wersji *Job Crafting Scale*
Table 2. Multigroup confirmatory factor analysis and invariance test of the Polish version of the *Job Crafting Scale*

Modele i test równoważności pomiaru Models and invariance tests	χ^2	df	χ^2/df	CFI	TLI	IFI	RMSEA
Model							
4-czynnikowy / 4-factor	883,64	366	2,41	0,86	0,84	0,86	0,05
zmodyfikowany 4-czynnikowy / modified 4-factor	513,91	226	2,27	0,91	0,89	0,91	0,05
3-czynnikowy / 3-factor	1358,85	372	3,65	0,73	0,69	0,73	0,07
1-czynnikowy / 1-factor	1966,38	378	5,20	0,56	0,51	0,57	0,09
Test równoważności pomiaru dla zmodyfikowanego modelu 4-czynnikowego / Invariance test of the modified 4-factor model							
model 1	513,91	226	2,27	0,91	0,89	0,91	0,05
model 2	584,05	249	2,35	0,89	0,88	0,89	0,05
model 3	533,57	239	2,23	0,90	0,89	0,91	0,05
model 4	543,51	243	2,24	0,90	0,89	0,90	0,05
model 5	543,71	232	2,34	0,90	0,88	0,90	0,05

Model 1 – model bazowy (wszystkie parametry szacowane w tym samym czasie bez nakładania na nie żadnych ograniczeń) / default model (all parameters are estimated at the same time without any cross-groups constraints), model 2 – model w pełni ograniczony (wszystkie ładunki czynnikowe, wariacje czynników i kowariancje między czynnikami ustalone jako równe w obu grupach) / fully constrained model (all factor loadings, all factor variances, and all factor covariances are constrained to be equal in both groups), model 3 – model z ograniczonymi ładunkami czynnikowymi (wszystkie ładunki czynnikowe ustalone jako równe w obu grupach) / factor loadings constrained model (all factor loadings are constrained to be equal in both groups), model 4 – model z ograniczonymi ładunkami czynnikowymi i wariacjami czynników (wszystkie ładunki czynnikowe i wariacje czynników ustalone jako równe w obu grupach) / factor loadings and factor variances constrained model (all factor loadings and all factor variances are constrained to be equal in both groups), model 5 – model z ograniczonymi kowariancjami między czynnikami (kowariancje między czynnikami ustalone jako równe w obu grupach) / factor covariances constrained model (all factor covariances are constrained to be equal in both groups).

Skróty jak w tabeli 1 / Abbreviations as in Table 1.

$\Delta df = 6$, $p < 0,001$) oraz model 1-czynnikowy ($\Delta\chi^2 = 1082,74$, $\Delta df = 12$, $p < 0,001$). Zmodyfikowany model 4-czynnikowy (17 pozycji testowych) jest z kolei lepiej dopasowany niż oryginalny model 4-czynnikowy ($\Delta\chi^2 = 369,73$, $\Delta df = 140$, $p < 0,001$), a wartości miar dopasowania wskazują na jego zadowalające dopasowanie do danych, $\chi^2/df = 2,27$, CFI = 0,91, TLI = 0,89, IFI = 0,91, RMSEA = 0,05, 90% CI: 0,05–0,06 [20]. Wyniki MGCFA w badaniach autorów JCS również wskazują na akceptowalne dopasowanie proponowanego przez nich modelu 4-czynnikowego do danych, $\chi^2/df = 2,17$, CFI = 0,90, TLI = 0,88, IFI = 0,90, RMSEA = 0,04 [3]. Zarówno w grupie 1, jak i 2 ładunki czynnikowe dla zmodyfikowanego modelu 4-czynnikowego przyjmują wartości $> 0,40$.

W celu sprawdzenia równoważności pomiaru w obu grupach (1 i 2) przeprowadzono analizę wielogrupową z porównywaniem modeli zagnieżdżonych [20]. Na początku sprawdzono dopasowanie modelu bazowego (*default model*) (model 1 w tabeli 2). Jest to model, w którym szacuje się parametry bez nakładania na nie ograniczeń. Wartości miar dopasowania dla modelu bazowego wskazują na jego zadowalające dopasowanie do danych, $\chi^2/df = 2,27$, CFI = 0,91, TLI = 0,89, IFI = 0,91, RMSEA = 0,05, 90% CI: 0,05–0,06.

Następnie sprawdzono, czy model w pełni ograniczony (*fully constrained model*) (model 2 w tabeli 2), czyli taki, w którym wszystkie ładunki czynnikowe, wariancje czynników i kowariancje między czynnikami zostały ustalone jako równe w obu grupach, różnią się od modelu bazowego. Wyniki analizy wskazują, że model w pełni ograniczony istotnie różni się od modelu bazowego ($\Delta\chi^2 = 70,14$, $\Delta df = 23$, $p < 0,001$). Dla sprawdzenia, które parametry modelu różnią się dla obu grup, w kolejnym kroku przetestowano model, w którym założono, że wielkość ładunków czynnikowych jest taka sama w grupie 1 i 2 (model 3 w tabeli 2). Model ten był tak samo dobrze dopasowany do danych jak model bazowy ($\Delta\chi^2 = 19,65$, $\Delta df = 13$, $p = 0,10$), co sugeruje, że ładunki czynnikowe są dla obu grup równoważne.

Następnie oprócz ładunków czynnikowych ograniczono również wariancję czynników (model 4 w tabeli 2). Ten model różnił się istotnie od modelu bazowego ($\Delta\chi^2 = 29,60$, $\Delta df = 17$, $p < 0,001$). Wskazuje to, że wariancje czynników różnią się w obu grupach.

Kolejno sprawdzono także, czy kowariancje między czynnikami są równe w obu grupach (model 5 w tabeli 2). Wyniki analiz wskazują, że testowany model różnił się od modelu bazowego ($\Delta\chi^2 = 29,79$, $\Delta df = 6$, $p < 0,001$), co sugeruje, że także kowariancje między czynnikami

różnią się w obu grupach. W grupie 1 zależności kowariancyjne występują między 3 pierwszymi podskalami JCS. Podskala 4 zaś (*Zmniejszanie wymagań stanowiących utrudnienie*) nie jest istotnie związana z pozostałymi. W grupie 2 zależności kowariancyjne łączą z kolei wszystkie podskale JCS.

Analiza spójności wewnętrznej, analiza trafności teoretycznej i analiza stabilności wyników

Średnie, odchylenia standardowe, wartości współczynnika α Cronbacha i korelacje zmiennych zostały przedstawione w tabeli 3. Spójność wewnętrzna poszczególnych podskal JCS była satysfakcjonująca, a wartości współczynnika α Cronbacha wynosiły dla nich, odpowiednio:

- *Zwiększanie zasobów strukturalnych*: $\alpha = 0,83$,
- *Zwiększanie zasobów społecznych*: $\alpha = 0,70$,
- *Zwiększanie wymagań stanowiących wyzwanie*: $\alpha = 0,74$,
- *Zmniejszanie wymagań stanowiących utrudnienie*: $\alpha = 0,76$.

W badaniach autorów oryginalnej skali uzyskano porównywalne wyniki – wartości współczynnika α Cronbacha dla wszystkich podskal JCS przyjmowały wartości $> 0,70$ [3].

W celu weryfikacji trafności teoretycznej JCS za pomocą analizy korelacji oceniono związek przekształcania pracy z następującymi zmiennymi: przekonania o własnej skuteczności w pracy, pozytywne emocje w pracy i obciążenie pracą. Zgodnie z rozbudowanym o działanie przekształcania pracy modelem *Wymagania w pracy-zasoby*, zaproponowanym przez Bakker [25], przekształcanie pracy pełni rolę predyktora zasobów (zarówno osobistych, jak i w pracy). Zasoby te stanowią z kolei predyktor zaangażowania w pracę. Relacja ta jest moderowana przez wymagania w pracy: wysokie zasoby pozwalają na przewidywanie wysokiego zaangażowania w pracę zwłaszcza wtedy, kiedy poziom wymagań w pracy także jest wysoki. Wyniki badań potwierdzają pozytywny związek między przekształcaniem pracy a zasobami, wymaganiami w pracy oraz zaangażowaniem w pracę [10]. Weryfikując trafność teoretyczną polskiej wersji JCS, bazowano na postulowanych przez Bakker zależnościach [25]. Do pomiaru zasobów osobistych posłużono się przekonaniem o własnej skuteczności w pracy, zaś do pomiaru wymagań w pracy – obciążeniem pracą. Wyniki metaanalizy Rudolpha i wsp. [10] potwierdzają, że przekształcanie pracy jest skorelowane zarówno z przekonaniem o własnej skuteczności, jak i z obciążeniem pracą. Analiza właściwości psychome-

Tabela 3. Statystyki opisowe i korelacje
Table 3. Descriptive statistics and correlations

Zmienna Variable	M	SD	α Cronbacha Cronbach's α	Współczynnik korelacji Pearsona Pearson's r coefficient							
				1	2	3	4	5	6	7	
1. Zwiększanie zasobów strukturalnych / / Increasing structural job resources	4,22	0,61	0,83	–							
2. Zwiększanie zasobów społecznych / Increasing social job resources	2,57	0,84	0,70	0,32**	–						
3. Zwiększanie wymagań stanowiących wyzwanie / / Increasing challenging job demands	3,28	0,72	0,74	0,52**	0,36**	–					
4. Zmniejszanie wymagań stanowiących utrudnienie / Decreasing hindering job demands	3,27	0,81	0,76	–0,08	0,09	–0,05	–				
5. Przekonania o własnej skuteczności w pracy / / Self-efficacy at work	4,76	0,64	0,78	0,37**	0,16*	0,42**	0,02	–			
6. Obciążenie pracą / Workload	15,80	4,74	0,85	0,19**	0,12	0,25**	–0,03	0,17**	–		
7. Pozytywne emocje w pracy / Positive emotions at work	29,88	7,49	0,90	0,34**	0,25**	0,26**	–0,03	0,28**	–0,04	–	

Wszystkie zmienne zmierzono w 1 punkcie czasowym (pomiar 1) / All variables were measured at 1 time point (time 1).

* p < 0,05, ** p < 0,01.

Tabela 4. Współczynniki korelacji test–retest dla podskal polskiej wersji *Job Crafting Scale*
Table 4. Test–retest correlations of the Polish version of the *Job Crafting Scale* subscales

Podskala Subscale	Współczynnik korelacji Pearsona Pearson's r coefficient	
	T2	T3
1. Zwiększanie zasobów strukturalnych / Increasing structural job resources (T1)	0,73**	0,60**
2. Zwiększanie zasobów społecznych / Increasing social job resources (T1)	0,73**	0,64**
3. Zwiększanie wymagań stanowiących wyzwanie / Increasing challenging job demands (T1)	0,67**	0,65**
4. Zmniejszanie wymagań stanowiących utrudnienie / Decreasing hindering job demands (T1)	0,60**	0,62**

T1 – pomiar 1 / time 1, T2 – pomiar 2 / time 2, T3 – pomiar 3 / time 3.

** p < 0,01.

trycznych JCS stanowiła część większego projektu badawczego, którego celem było m.in. zweryfikowanie roli pozytywnych emocji w pracy jako predyktora przekształcania pracy. W celu weryfikacji relacji między przekształcaniem pracy a zaangażowaniem w pracę, postulowanej przez Bakker [25] posłużono się konstruktem pozytywnych emocji w pracy. Zmienna ta, podobnie jak zaangażowanie w pracę, dotyczy dobrostanu w pracy w aspekcie afektywnym.

Uzyskane wyniki wskazują, że zarówno przekonania o własnej skuteczności w pracy, jak i pozytywne emocje w pracy są pozytywnie skorelowane z 3 pierwszymi podskalami JCS. Podskala 4 (*Zmniejszanie wymagań stanowiących utrudnienie*) nie jest istotnie związana ze wspomnianymi zmiennymi. Obciążenie pracą jest

z kolei pozytywnie skorelowane z 2 podskalami JCS – *Zwiększanie zasobów strukturalnych* oraz *Zwiększanie wymagań stanowiących wyzwanie*. Wartości wszystkich współczynników korelacji Pearsona mieszczą się w przedziale 0,16–0,42, wskazując na słaby lub umiarkowany związek między zmiennymi. Uzyskane wyniki są zgodne z wynikami wcześniejszych badań pod względem kierunku i siły zależności między zmiennymi [10, 22,23], co sugeruje zadowalającą trafność teoretyczną polskiej wersji JCS.

Dla weryfikacji stabilności wyników w czasie wykorzystano metodę test–retest. Współczynniki korelacji między wynikami osób badanych w pomiarach 1 i 2 (2 miesiące odstępu) oraz w pomiarach 1 i 3 (4 miesiące odstępu) zostały przedstawione w tabeli 4. Wartości

współczynników korelacji Pearsona między wynikami w pomiarach 1 i 2 wskazują na wysoką stabilność podskal *Zwiększanie zasobów strukturalnych* ($r = 0,73$) oraz *Zwiększanie zasobów społecznych* ($r = 0,73$). Korelacja między wynikami w pomiarach 1 i 3 dla wspomnianych podskal jest już jednak słabsza (odpowiednio: $r = 0,60$ i $r = 0,64$) i wskazuje na ich umiarkowaną stabilność. Dla pozostałych podskal (*Zwiększanie wymagań stanowiących wyzwanie* i *Zmniejszanie wymagań stanowiących utrudnienie*) współczynniki korelacji pomiędzy poszczególnymi pomiarami mieszczą się w przedziale 0,60–0,67, wskazując na ich umiarkowaną stabilność.

OMÓWIENIE

Celem niniejszego artykułu było przedstawienie procesu adaptacji oraz analiza właściwości psychometrycznych polskiej wersji *Job Crafting Scale*. Skala ta posiada również inne wersje językowe, m.in. japońską [23], turecką [26] oraz włoską [22]. Uzyskane wyniki badań własnych potwierdziły satysfakcjonującą spójność wewnętrzną, trafność teoretyczną oraz stabilność wyników polskiej wersji JCS. Wyniki confirmacyjnej analizy czynnikowej wskazują, że – tak samo jak dla oryginalnej wersji skali – model 4-czynnikowy był lepiej dopasowany do danych niż modele alternatywne (model 3-czynnikowy i 1-czynnikowy) [3]. Model ten był jednak dla polskiej wersji JCS dopasowany do danych w stopniu niezadowalającym. Dlatego, kierując się wskazówkami Stevensa [24], z oryginalnego modelu 4-czynnikowego wyłączono 4 pozycje testowe, których ładunki czynnikowe przyjmowały wartości $< 0,40$. Utworzony w ten sposób zmodyfikowany model 4-czynnikowy odznacza się satysfakcjonującym dopasowaniem do danych, co potwierdzają zarówno wyniki confirmacyjnej analizy czynnikowej, jak i wielogrupowej confirmacyjnej analizy czynnikowej, umożliwiającej testowanie tego samego modelu w 2 próbach jednocześnie. Opracowana w ten sposób polska wersja JCS składa się z 17 pozycji testowych, które zebrano w 4 podskalach:

1. *Zwiększanie zasobów strukturalnych* (4 pozycje testowe).
2. *Zwiększanie zasobów społecznych* (4 pozycje testowe).
3. *Zwiększanie wymagań stanowiących wyzwanie* (5 pozycji testowych).
4. *Zmniejszanie wymagań stanowiących utrudnienie* (4 pozycje testowe).

Należy jednak pamiętać, że analiza właściwości psychometrycznych polskiej wersji JCS została przeprowadzona z udziałem konkretnej grupy pracowników (oso-

by wykonujące prace biurowe i używające w codziennej pracy technologii informacyjno-komunikacyjnych). W celu potwierdzenia struktury wewnętrznej polskiej wersji JCS wskazane są dalsze badania. Sugeruje się przy tym zebranie w nich bardziej szczegółowych informacji na temat charakteru pracy oraz miejsca zatrudnienia osób badanych. Kolejne ograniczenie dotyczy zastosowanej metody doboru próby oraz liczebności próby (grupa 1: $N = 249$, grupa 2: $N = 228$), która może rzutować na błąd pomiaru. Przeprowadzając kolejne badania, należałoby zadbać zarówno o uzyskanie próby reprezentatywnej, jak i o jej większą liczebność. Wszystkie te ograniczenia nakazują dużą ostrożność w generalizacji otrzymanych wyników.

Wyniki wielogrupowej confirmacyjnej analizy czynnikowej polskiej wersji JCS wskazują, że w grupie 1 zależności kowariancyjne występują między 3 pierwszymi podskalami JCS, a podskala 4 (*Zmniejszanie wymagań stanowiących utrudnienie*) nie jest w istotny sposób związana z pozostałymi. Uzyskane przez autorów oryginalnej skali wyniki świadczą o tym, że zmniejszanie wymagań stanowiących utrudnienie łączy odmienne związki ze zmiennymi, przy których użyciu sprawdzano trafność teoretyczną skali. Podskala ta jest negatywnie skorelowana z inicjatywą osobistą i pozytywnie z cynizmem – kierunek korelacji dla pozostałych podskal jest zaś przeciwny. Co więcej, *Zmniejszanie wymagań stanowiących utrudnienie* jako jedyna podskala JCS nie jest istotnie skorelowana z zaangażowaniem w pracę, zdolnością do zatrudnienia i poziomem wykonania pracy [3]. Możliwe więc, że ten rodzaj przekształcania pracy jest częścią mechanizmu innego niż pozostałe. Sugerują to również wyniki metaanalizy Rudolpha i wsp. [10], zgodnie z którymi *Zmniejszanie wymagań stanowiących utrudnienie* jako jedyny rodzaj przekształcania pracy nie jest pozytywnie skorelowane z autonomią w pracy, osobowością proaktywną, poziomem wykonania pracy, przekonaniem o własnej skuteczności, satysfakcją z pracy, ukierunkowaniem promocyjnym i zaangażowaniem w pracę. Jest on z kolei, w odróżnieniu do pozostałych typów przekształcania pracy, pozytywnie skorelowany ze stresem w pracy i ukierunkowaniem prewencyjnym. Co więcej, wyniki badań Tims, Bakker i Derks wskazują, że zmniejszanie wymagań stanowiących utrudnienie to jedyny rodzaj przekształcania pracy, który nie stanowi predyktora dobrostanu w pracy definiowanego jako zwiększenie satysfakcji z pracy i zaangażowania w nią oraz obniżenie wypalenia zawodowego. Przyczyna tego może tkwić w niechętnym przyznawaniu się przez osoby badane do tego rodzaju prze-

kształcania pracy z obawy przed negatywną oceną ze strony otoczenia [27].

Laurence zauważył, że zachowania polegające na przekształcaniu pracy można podzielić na 2 kategorie: zwiększanie lub zmniejszanie natężenia właściwości występujących w środowisku pracy. Zwiększanie zasobów w pracy (strukturalnych i społecznych) i zwiększanie wymagań w pracy stanowiących wyzwanie można zaklasyfikować do 1 kategorii (tzw. *expansion oriented job crafting*), a zmniejszanie wymagań w pracy stanowiących utrudnienie – do 2 kategorii (tzw. *contraction oriented job crafting*) [28]. W części najnowszych badań dotyczących przekształcania pracy zmienną tę operacjonalizuje się jedynie w kategoriach zwiększania natężenia właściwości pracy, a autorzy badań wykorzystują jedynie 3 pierwsze podskale JCS [8,29]. Co więcej, włoska wersja językowa JCS w ogóle nie zawiera podskali *Zmniejszanie wymagań stanowiących utrudnienie*. Autorzy włoskiej adaptacji tłumaczą swoją decyzję odmiennymi związkami, jakie łączą ten rodzaj przekształcania pracy ze zmiennymi wynikowymi w badaniach z obszaru psychologii pracy [22]. Zagadnienie to wymaga dalszych badań, także przeprowadzanych w próbie polskiej. Być może doprowadzą one do odkrycia, że różne kategorie przekształcania pracy są uwikłane w odmiennie mechanizmy regulacji zachowań i w zależności od ich efektywności mogą być w różny sposób związane ze zmiennymi wynikowymi, takimi jak poziom wykonania pracy, wypalenie zawodowe czy zaangażowanie w pracę.

Wyniki testu równoważności pomiaru polskiej wersji JCS wskazują, że nie tylko kowariancje między czynnikami, ale również wariancje czynników różnią się pomiędzy grupami 1 i 2. Z uwagi na to, że wyniki nie są równoważne, wskazane są dalsze badania nad właściwościami psychometrycznymi polskiej wersji JCS. W obu grupach znajdowały się osoby wykonujące prace biurowe, wykorzystujące w codziennej pracy technologie informacyjno-komunikacyjne. Warto jednak zwrócić uwagę na różnicę między grupami – osoby badane w grupie 2 spełniały dodatkowe kryterium dotyczące pracy w ramach zespołu przez większość tygodnia pracy. Różnice w wynikach między grupami mogą być spowodowane tym, że pracownicy wykonujący swoją pracę w zespole (grupa 2) mają większą możliwość obniżania wymagań stanowiących dla nich utrudnienie, np. poprzez niewykonywanie niektórych obowiązków. W przypadku pracy na stanowisku samodzielnym trudniej jest zaangażować się w tego rodzaju przekształcanie pracy, gdyż dane obowiązki często nie mogą zo-

stać wykonane przez innego pracownika. Wyniki badania przeprowadzonego z udziałem diad pracowników potwierdzają, że zmniejszanie wymagań stanowiących utrudnienie przez jednego z pracowników z pary jest pozytywnie związane z wymaganiami w pracy drugiego z pracowników [30]. Wskazane jest jednak przeprowadzenie większej liczby badań w tym obszarze.

WNIOSKI

Polska wersja *Job Crafting Scale* odznacza się satysfakcjonującymi właściwościami psychometrycznymi, takimi jak spójność wewnętrzna, trafność teoretyczna i stabilność wyników. Można ją stosować do pomiaru przekształcania pracy skonceptualizowanego zgodnie z modelem *Wymagania w pracy–zasoby*. Skala w polskiej wersji językowej posiada, podobnie jak oryginalna, 4-czynnikową strukturę. W toku analizy właściwości psychometrycznych z ostatecznej wersji polskiej wersji JCS zostały wyłączone 4 pozycje testowe, zatem składa się ona z 17 twierdzeń. Wskazane są dalsze badania mające na celu potwierdzenie struktury wewnętrznej polskiej wersji skali. Obecnie sugeruje się korzystanie z pełnej wersji narzędzia, która zawiera 21 pozycji testowych. Przy analizie wyników uzyskanych z zastosowaniem zmodyfikowanej wersji JCS (skala zawierająca 17 pozycji testowych) zalecana jest ostrożność – nie należy ich również bezkrytycznie porównywać z wynikami badań prowadzonych z wykorzystaniem innych wersji językowych JCS. Wskazane jest też przeprowadzenie dalszych badań nad równoważnością wyników w grupach pracowników wykonujących różne zawody.

Pomimo wspomnianych ograniczeń wykorzystanie polskiej adaptacji skali JCS może doprowadzić do interesujących odkryć teoretycznych związanych z odmiennymi mechanizmami regulacji zachowań prowadzących do przekształcania pracy oraz do stworzenia programów psychoedukacyjnych związanych z promowaniem przekształcania pracy wśród pracowników.

PIŚMIENNICTWO

1. Tims M., Bakker A.B.: Job crafting: Towards a new model of individual job redesign. *SA J. Ind. Psychol.* 2010;36(2): 1–9, <https://doi.org/10.4102/sajip.v36i2.841>
2. Berg J.M., Wrzesniewski A., Dutton J.E.: Perceiving and responding to challenges in job crafting at different ranks: When proactivity requires adaptivity. *J. Organ. Behav.* 2010; 31(2–3):158–186, <https://doi.org/10.1002/job.645>

3. Tims M., Bakker A.B., Derks D.: Development and validation of the job crafting scale. *J. Vocat. Behav.* 2012;80(1): 173–186, <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2011.05.009>
4. Wrzesniewski A., Dutton J.E.: Crafting a Job: Revisioning Employees as Active Crafters of Their Work. *Acad. Manage. Rev.* 2001;26(2):179–120, <https://doi.org/10.2307/259118>
5. Ghitulescu B.: Shaping tasks and relationships at work: Examining the antecedents and consequences of employee job crafting. University of Pittsburgh, Pittsburgh 2006
6. Petrou P., Demerouti E., Schaufeli W.B.: Job crafting in changing organizations: Antecedents and implications for exhaustion and performance. *J. Occup. Health Psychol.* 2015;20(4):470–480, <https://doi.org/10.1037/a0039003>
7. De Beer L.T., Tims M., Bakker A.B.: Job crafting and its impact on work engagement and job satisfaction in mining and manufacturing. *S. Afr. J. Econ. Manag. Sci.* 2016; 19(3):400–412, <https://doi.org/10.17159/2222-3436/2016/v19n3a7>
8. Harju L.K., Hakonen J.J., Schaufeli W.B.: Can job crafting reduce job boredom and increase work engagement? A three-year cross-lagged panel study. *J. Vocat. Behav.* 2016; 95–96:11–20, <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2016.07.001>
9. Kasprzak E., Michalak M., Minda M.: Kwestionariusz kształtowania pracy – KKPracy. Polska adaptacja narzędzia. *Psychol. Społ.* 2017;4(43):459–475, <https://doi.org/10.7366/1896180020174308>
10. Rudolph C.W., Katz I.M., Lavigne K.N., Zacher H.: Job crafting: A meta-analysis of relationships with individual differences, job characteristics, and work outcomes. *J. Vocat. Behav.* 2017;102:112–138, <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2017.05.008>
11. Lyons P.: The crafting of jobs and individual differences. *J. Bus. Psychol.* 2008;23(1–2):25–36, <https://doi.org/10.1007/s10869-008-9080-2>
12. Bakker A.B., Demerouti E.: The Job Demands-Resources model: state of the art. *J. Manag. Psychol.* 2007;22(3):309–328, <https://doi.org/10.1108/02683940710733115>
13. LePine J.A., Podsakoff N.P., LePine M.A.: A meta-analytic test of the challenge Stressor-hindrance stressor framework: An explanation for inconsistent relationships among Stressors and performance. *Acad. Manage. J.* 2005;48(5): 764–775, <https://doi.org/10.5465/amj.2005.18803921>
14. Rigotti T., Schyns B., Mohr G.: A Short Version of the Occupational Self-Efficacy Scale: Structural and Construct Validity Across Five Countries. *J. Career Assess.* 2008;16(2): 238–255, <https://doi.org/10.1177/1069072707305763>
15. Rogala A.: Pozytywne emocje jako predyktor przystosowania pracy: mediacyjna rola przekonań o własnej skuteczności [praca doktorska]. SWPS Uniwersytet Humanistyczno-społeczny, Warszawa 2017
16. Spector P.E., Jex S.M.: Development of four self-report measures of job stressors and strain: Interpersonal Conflict at Work Scale, Organizational Constraints Scale, Quantitative Workload Inventory, and Physical Symptoms Inventory. *J. Occup. Health Psychol.* 1998;3(4):356–367, <https://doi.org/10.1037//1076-8998.3.4.356>
17. Baka Ł., Cieślak R.: Zależności między stresorami w pracy a wypaleniem zawodowym i zaangażowaniem w pracę w grupie nauczycieli: pośrednicząca rola przekonań o własnej skuteczności i wsparcia społecznego. *Stud. Psychol.* 2010;48:5–18
18. Baka Ł., Bazińska R.: Polish adaptation of three self-report measures of job stressors: the Interpersonal Conflict at Work Scale, the Quantitative Workload Inventory and the Organizational Constraints Scale. *Int. J. Occup. Saf. Ergon.* 2016;22:32–39, <https://doi.org/10.1080/10803548.2015.1116816>
19. Basińska B.A., Gruszczyńska E., Schaufeli W.B.: Psychometric Properties of the Polish Version of the Job-Related Affective Well-Being Scale. *Int. J. Occup. Med. Environ. Health.* 2014;27(6):993–1004, <https://doi.org/10.2478/s13382-014-0329-x>
20. Byrne B.M.: Structural Equation Modeling with AMOS: Basic Concepts, Applications, and Programming. Lawrence Erlbaum Associates Publishers, New York 2001
21. Marsh H.W., Hocevar D.: Application of Confirmatory Factor Analysis to the Study of Self-Concept: First- and Higher Order Factor Models and Their Invariance Across Groups. *Psychol. Bull.* 1985;97(3):562–582, <https://doi.org/10.1037//0033-2909.97.3.562>
22. Cenciotti R., Borgogni L., Callea A., Colombo L., Cortese C.G., Ingusci E. i wsp.: The Italian version of the job crafting scale (JCS). *BPA Appl. Psychol. Bull.* 2016;277:28–36
23. Eguchi H., Shimazu A., Bakker A.B., Tims M., Kamiyama K., Hara Y i wsp.: Validation of the Japanese version of the job crafting scale. *J. Occup. Health.* 2016;58:231–240, <https://doi.org/10.1539/joh.15-0173-0a>
24. Stevens J.: Applied Multivariate Statistics for the Social Sciences. Lawrence Erlbaum Associates Publishers, New York 2002
25. Bakker A.B.: Engagement and “job crafting”: engaged employees create their own great place to work. W: Albrecht S. [red.]. *Handbook of Employee Engagement Perspectives, Issues, Research and Practice.* Edward Elgar Publishing, Northampton 2010, ss. 227–244
26. Akin A., Sariçam H., Kaya Ç., Demir T.: Turkish Version of Job Crafting Scale (JCS): The Validity and Reliability Study. *Int. J. Educ. Res.* 2014;5(1):20–22
27. Tims M., Bakker A.B., Derks D.: The Impact of Job Crafting on Job Demands, Job Resources, and Well-Being.

- J. *Occup. Health Psychol.* 2013;18(2):230–240, <https://doi.org/10.1037/a0032141>
28. Laurence G.A.: *Workaholism and expansion and contraction oriented job crafting: The moderating effects of individual and contextual factors* [praca doktorska]. The Graduate School Syracuse University, New York 2010
29. Mäkikangas A., Aunola K., Seppälä P., Hakanen J.: *Work engagement–team performance relationship: shared job crafting as a moderator.* *J. Occup. Organ. Psychol.* 2016;89(4): 772–790, <https://doi.org/10.1111/joop.12154>
30. Tims M., Bakker A.B., Derks D.: *Examining Job Crafting from an Interpersonal Perspective: Is Employee Job Crafting Related to the Well-Being of Colleagues?* *Appl. Psychol.* 2015;64(4):727–753, <https://doi.org/10.1111/apps.12043>