

BOGUSŁAWA LACHOWSKA
KAROLINA LUDWIKOWSKA

Katolicki Uniwersytet Lubelski Jana Pawła II
Instytut Psychologii

WYNIKI WSTĘPNEJ WALIDACJI POLSKIEJ WERSJI SKALI TOLERANCJI NIEJEDNOZNACZNOŚCI WIELORAKICH TYPÓW BODŹCÓW

Opracowanie stanowi prezentację polskiej wersji *the Multiple Stimulus Types Ambiguity Tolerance Scale* (MSTAT-II), opracowanego przez D. L. McLaina, krótkiego, składającego się z 13 stwierdzeń, narzędzia pomiaru mieszczącej się w zakresie od awersji do przyciągania orientacji poznawczej jednostki wobec bodźców złożonych, nieznanych i nierozwiązywalnych. Celem badania było określenie trafności i rzetelności skali. Wzięło w nim udział 303 studentów pierwszego roku studiów, będących w wieku od 17 do 24 lat, w tym 234 kobiety i 69 mężczyzn. Zdecydowano się na wybór takiej grupy do badań, ponieważ znaczenie tolerancji niejednoznaczności powinno być szczególnie duże w procesie adaptacji jednostki do wymagań sytuacji nowej i złożonej, jaką jest rozpoczęcie studiów. Konfirmacyjna analiza czynnikowa pozwoliła na potwierdzenie zakładanej jednoczynnikowej struktury modelu tolerancji niejednoznaczności. Stwierdzono ponadto umiarkowany pozytywny związek wyników tej skali z wynikami *the Tolerance for Ambiguity Scale* (TAS) Hermana i współpracowników, przeznaczonej do badania tolerancji niejednoznaczności, oraz pozytywny związek z ekstrawersją, otwartością na doświadczenie, sumiennością, afektem pozytywnym i satysfakcją z życia, a także negatywny związek z neurotycznością i afektem negatywnym. Wyniki analiz ukazują, iż polska wersja *the Multiple Stimulus Types Ambiguity Tolerance Scale* stanowi rzetelne (α Cronbacha = 0,85) narzędzie pomiaru tolerancji niejednoznaczności.

Słowa kluczowe: tolerancja niejednoznaczności; nietolerancja niejednoznaczności; narzędzia pomiaru.

WPROWADZENIE

Zagadnieniem tolerancji czy też nietolerancji niejednoznaczności (*tolerance of ambiguity/intolerance of ambiguity*) badacze zajmują się już od ponad 60 lat. W tym czasie nastąpiły istotne zmiany w rozumieniu tego konstruktów. Jego nowe konceptualizacje pozwoliły na wykorzystanie pojęcia tolerancji niejednoznaczności w wielu obszarach badań, głównie zachowań organizacyjnych (Judge, Thoresen, Pucik i Welbourne, 1999), kreatywności (Merrotsy, 2013; Zenasni, Besançon i Lubart, 2008), procesów związanych z migracją (Yakhnich i Ben-Zur, 2008), a także w obszarze psychologii edukacyjnej (Bardi, Guerra i Ramdeny, 2009) czy też medycynie (Geller, Tambor, Chase i Holtzman, 1993). Jak podają Furnham i Marks (2013), tolerancję niejednoznaczności zaczęto ujmować jako ważną zmienną wywierającą zasadniczy wpływ na percepcję sytuacji oraz dokonywanie wyborów.

Koncepcja (nie-)tolerancji niejednoznaczności

Powszechnie za autora koncepcji nietolerancji niejednoznaczności uznawana jest Else Frenkel-Brunswik, która swoje pierwsze prace na ten temat publikowała w latach czterdziestych ubiegłego wieku. Nietolerancję niejednoznaczności definiowała ona jako zmienną osobowościową, zawierającą komponent emocjonalny i percepcyjny: odrzucanie ambiwalentnych emocji i nietolerancja poznawczej niejednoznaczności. Frenkel-Brunswik w swoich pracach (1949, 1951) opisała, opierając się na studium przypadku osób o małej i dużej tolerancji niejednoznaczności, wiele zachowań związanych z brakiem tolerancji niejednoznaczności. Są to takie zachowania, jak pochopny i nadmiernie pewny osąd w sytuacji, którą cechuje percepcyjna niejednoznaczność, niezdolność dopuszczenia występowania u tej samej osoby jednocześnie cech pozytywnych i negatywnych, „biało-czarne” widzenie rzeczywistości, poszukiwanie pewności, skłonność do sztywnej dychotomizacji w ramach ustalonych kategorii, akceptacja związanych z postawami deklaracji wyrażających sztywność, oporność na zmiany ewidentnie fluktuującego bodźca, przedwczesne domykanie, pozostawanie zamkniętym na inne niż znane, swojskie charakterystyki bodźca. Jeśli natomiast chodzi o osoby o dużej tolerancji niejednoznaczności, to uważa się, że postrzegają one sytuacje niejednoznaczne jako pożądane i interesujące oraz jako wyzwanie (McLain, 1993, 2009). Frenkel-Brunswik doszła do wniosku, że nietolerancja niejednoznaczności podlega generalizacji na wiele aspektów poznawczego i emocjonalnego funkcjonowania jednostki, determinuje jej styl poznawczy, systemy przekonań i postaw, funkcjonowanie interpersonalne oraz rozwiązywanie problemów.

Jak podaje McLain (2009), początkowo ogromne zainteresowanie pojęciem tolerancji niejednoznaczności było spowodowane przekonaniem, iż pomoże ono w zrozumieniu autorytaryzmu i etnocentryzmu, a nietolerancję traktowano jako złożony wskaźnik dyskryminacji etnicznej, faszyzmu, dogmatyzmu oraz innych konstruktów związanych z pojęciem osobowości autorytarnej. Jednakże badania nie potwierdziły tych oczekiwań. Mimo to zainteresowanie tolerancją niejednoznaczności nie malało, a nawet wręcz przeciwnie – wzrastało, co było związane z dokonującymi się zmianami w rozumieniu tego konstruktów.

Istotny postęp w rozumieniu tolerancji niejednoznaczności dokonał się dzięki pracom Budnera (1962), który zaproponował nowe ujęcie tego konstruktów – nie jako zmienną osobowościową, ale jako reakcję na określony typ bodźca. Budner (1962) uważał, że postrzeganie niejednoznaczności (*ambiguity*) jest spowodowane następującymi cechami bodźców: ich złożonością (*complex*), nowością (*unfamiliar*) lub nierozwiązywalnością (*insoluble*). Według niego bodźce złożone „zalewają” „przytłaczają” osobę postrzegającą i by zrozumieć sytuację, musi ona „przesiać”, „przebrać” ten ogrom informacji. Nowość bodźca jest określana przez Budnera też jako jego „obcość” lub „świeżość”, a cecha ta odnosi się do sytuacji doświadczanych rzadko lub wcale, przy czym nawet jeśli aspekty sytuacji czy jej części składowe są dla osoby postrzegającej znane, „swojskie”, to nowy, „obcy” jest sposób, w jaki są one ze sobą połączone, lub sposób, w jaki razem się zachowują. Z kolei bodziec nierozwiązywalny reprezentuje, według Budnera (1962), konflikty w informacji, które powinny zostać rozwiązane, by sytuacja mogła być zrozumiana. Konflikty te mogą przybierać formę od małych niezgodności do niemożliwych do pogodzenia sprzeczności, co może powodować wielorakie interpretacje sytuacji (Poesio, 1996; za: McLain, 2009). Niejednoznaczność rozumiana jest jako brak informacji potrzebnej do tego, by zrozumieć sytuację i podjąć decyzję z możliwym do przewidzenia rezultatem. Niejednoznaczność utrudnia zatem ocenę ryzyka i podjęcie właściwej decyzji oraz utrudnia przewidywanie. Według Budnera (1962) nietolerancja niejednoznaczności oznacza awersję wobec takiego braku informacji, wyrażającą potrzebę pełnego zrozumienia sytuacji. Awersja wobec sytuacji, postrzeganych jako zagrożenie i źródło dyskomfortu, obejmuje następujące reakcje: stres (*stress*), unikanie (*avoidance*), odwlekanie (*delay*), supresję (*suppression*) lub zaprzeczanie (*denial*). Z kolei tolerancję niejednoznaczności Budner (1962) definiował jako tendencję do postrzegania sytuacji niejednoznacznych jako akceptowane lub nawet jako pociągające, pożądane.

Kolejny postęp w pracach nad zrozumieniem tolerancji czy też nietolerancji niejednoznaczności związany jest z osiągnięciami McLaina (1993, 2009). Roz-

szerzył on zaproponowaną przez Budnera (1962) definicję tolerancji niejednoznaczności poprzez uwzględnienie w niej czynników kontekstualnych. Tolerancję niejednoznaczności definiuje on jako zakres reakcji, od odrzucenia do przyciągania, wobec bodźców postrzeganych jako nieznane (*unfamiliar*), złożone (*complex*), o niepewnej dynamice (*dynamically uncertain*) lub podlegające wielu konfliktowym interpretacjom (McLain, 1993, s. 184). Zdaniem McLaina (2009) najczęstszą reakcją wobec takich bodźców jest awersja, bowiem niejednoznaczność utrudnia ocenę ryzyka i podjęcie właściwej decyzji. Z kolei jeśli niejednoznaczna sytuacja wymaga od osoby postrzegającej działania, sytuacja ta może być postrzegana jako zagrożenie i źródło dyskomfortu. Jednakże – jak zauważa McLain (2009) – niektórych pociąga tajemniczość lub wyzwanie poznawcze wynikające z niekompletności informacji, zwłaszcza wtedy, gdy w związku z tym nie jest postrzegane żadne zagrożenie. Odwołując się do badań, jakie przeprowadzili Viscuci i Chesson (1999; za: McLain, 2009), stwierdza on, że niejednoznaczność może być pociągająca także wtedy, gdy prawdopodobne jest pojawienie się negatywnych rezultatów związanych z daną sytuacją, a niejednoznaczność tej sytuacji pozwala mieć nadzieję na ich uniknięcie.

Pojęcia pokrewne

W literaturze można spotkać pojęcia pokrewne, którymi są: unikanie niepewności (*uncertainty avoidance*), związane z nim pojęcie tolerancji/nietolerancji niepewności (*tolerance of uncertainty*) oraz pojęcie skłonności do zachowań ryzykownych (*risk-taking propensity*).

Większość badaczy uważa, że ryzyko (*risk*) i niepewność (*uncertainty*) są czymś innym niż niejednoznaczność. Próbują oni wskazać różnice w tych pojęciach. Na przykład McLain (2009) przyjmuje za Ellsbergiem (1961; za: McLain, 2009), że istotą niejednoznaczności (*ambiguity*) jest czasowy brak informacji niezbędnej do zrozumienia sytuacji lub do zidentyfikowania jej możliwych stanów w przyszłości (czyli wszystkich możliwych rezultatów). W związku z tym uważa, że niejednoznaczność rozumiana jako brak informacji to coś innego niż ryzyko lub niepewność, które wymagają świadomości wszystkich możliwych rezultatów. Jego zdaniem wszystkie te stany są jednak ze sobą powiązane. Inni badacze także opowiadają się za odrębnością pojęć niejednoznaczności i niepewności. Takie stanowisko wyraża np. Boss (2007), która zdecydowanie podkreśla, że terminy te nie są synonimami. Także według Krohne'a (1989; za: Furnham i Marks, 2013) niejednoznaczność i niepewność to odrębne konstrukty. Zdaniem tego badacza niejednoznaczność jest właściwością bodźca, natomiast

niepewność jest stanem emocjonalnym wywołanym przez ten bodziec. Z kolei według Greniera i współpracowników (2005; za: Furnham i Marks, 2013) różnica między tymi pojęciami dotyczy czasu, ponieważ tolerancja niejednoznaczności odnosi się do indywidualnej reakcji wobec niejednoznacznego bodźca w czasie teraźniejszym, zaś tolerancja niepewności to cecha wyrażająca orientację jednostki wobec przyszłości, gdy reaguje ona na niepewność dotyczącą przyszłości. Wyniki badań potwierdzają związek nietolerancji niepewności ze zmartwieniami i negatywnymi oczekiwaniami co do przyszłości (Rosen, Ivanova i Knäuper, 2014). W badaniach prowadzonych na gruncie polskim także przyjmowana jest odrębność pojęć tolerancji na wieloznaczność i orientacji na niepewność (Kossowska, 2005). Pojęcia tolerancji niejednoznaczności i niepewności bywają jednakże przez niektórych badaczy używane zamiennie (np. Bardi i in., 2009).

Jeśli natomiast chodzi o pojęcie skłonności do zachowań ryzykownych (*risk-taking propensity*), to Lauriola, Levin i Hart (2007; za: Furnham i Marks, 2013) uważają, że jest to stała cecha dyspozycyjna leżąca u podłoża tendencji do podejmowania decyzji ryzykownych i decyzji w sytuacji niejednoznaczności w zadaniach eksperymentalnych. Furnham i Marks (2013) podają, że Ellsberg (1961; za: Furnham i Marks, 2013) odróżnia podejmowanie decyzji w sytuacji niejednoznaczności od podejmowania decyzji ryzykownych.

Furnham i Marks (2013) są zdania, że pomimo ogromu pracy, jaką do tej pory wykonano w odniesieniu do wymienionych powyżej powiązanych ze sobą i trudno rozróżnialnych pojęć, nadal nie ma jasnej definicji operacyjnej tolerancji czy też nietolerancji niejednoznaczności oraz wyraźnego rozróżnienia między przejawami tych pojęć a ich korelatami, brak także dobrego podłoża teoretycznego.

Korelaty tolerancji/nietolerancji niejednoznaczności

McLain (2009) stwierdził pozytywny związek tolerancji niejednoznaczności z orientacją poznawczą jednostki wobec innych form postrzeganej nieadekwatności informacji, takich jak ryzyko i niepewność: z poszukiwaniem doznań ($r = 0,27$) i podejmowaniem zachowań ryzykownych ($r = 0,33$). Buhr i Dugas (2006) opisują pozytywny związek tolerancji niejednoznaczności z tolerancją niepewności ($r = 0,42$) oraz z wiekiem ($r = 0,24$), a negatywny związek – z tendencją do zamartwiania się ($r = -0,27$), postrzeganiem ograniczeń ($r = -0,32$) i z perfekcjonizmem: zorientowanym na siebie ($r = -0,19$), zorientowanym na innych ($r = -0,15$), oczekiwanym społecznie ($r = -0,35$). Podano także pozytywny związek z poszukiwaniem nowości ($r = 0,45$) (Rajagopal i Hamouz, 2009)

oraz ze skalą osobowości proaktywnej ($r = 0,43$) (Bors, Gruman i Shukla, 2010). Z kolei w badaniach emigrantów okazało się, że po przeniesieniu się do innego kraju osoby o większej tolerancji niejednoznaczności doświadczają większego dobrostanu (Yakhnich i Ben-Zur, 2008). Bardi i współpracownicy (2009) stwierdzili, że im wyższa tolerancja niejednoznaczności, tym większa tendencja studentów do postrzegania wymagań związanych ze studiami jako wyzwanie oraz satysfakcja z życia i pozytywny afekt. Przy czym zależność stwierdzono jedynie u studentów pierwszego roku, a więc u tych, którzy byli konfrontowani z koniecznością adaptacji do nowej sytuacji, jaką było podjęcie studiów. Nie zauważono jej natomiast w grupie studentów starszych lat. Ponadto jednostki o dużej tolerancji niejednoznaczności cechuje większe przekonanie o własnej skuteczności ($r = 0,31$) (Wolfrad, Oubaid, Straube, Bischoff i Mischo, 1999), a także wysokie kompetencje międzykulturowe (Caligiuri i Tarique, 2012). W innych badaniach stwierdzono, że duża tolerancja niejednoznaczności pozostaje w związku z przedsiębiorczością (Teoh i Foo, 1997) oraz moderuje związek między konfliktem roli a wskaźnikami przedsiębiorczości (Teoh i Foo, 1997), a także między wieloznacznością roli a stresem w pracy w grupie menedżerów (Srivastava, 2007). McLain (2009) podaje, że osoby o dużej tolerancji niejednoznaczności postrzegają otoczenie jako mniej zagrażające ($r = -0,13$), a w przypadku wykonywania niebezpiecznych zawodów (np. strażacy) osoby te doświadczają mniejszego stresu i mniej problemów somatycznych ($r = -0,23$) oraz mają tendencję do postrzegania oferowanej im ochrony ich zdrowia jako adekwatnej. Potwierdzono ponadto negatywny związek tolerancji niejednoznaczności z depresją (Andersen i Schwartz, 1992).

Wyniki dotychczasowych badań wskazują także na związek dużej tolerancji niejednoznaczności z preferowaniem surrealistycznych dzieł sztuki (wartość współczynników korelacji w przedziale od $r = 0,22$ do $r = 0,31$) (Furnham i Avison, 1997; Swami, Stieger, Pietschnig i Voracek, 2010) i surrealistycznych filmów (wartość współczynników korelacji w przedziale od $r = 0,18$ do $r = 0,19$) (Swami i in., 2010), a także z kreatywnością (Zenasni i in., 2008). Jednostki o dużej tolerancji jednoznaczności cechuje ekstrawertywność ($r = 0,37$), otwartość na doświadczenie ($r = 0,29$) oraz mniejsza ugodowość ($r = -0,19$) (Caligiuri i Tarique, 2012). Hearn, Saulnier, Strayer, Glenham, Koopman i Marcia (2012) w swoich badaniach finalnego stadium rozwoju psychospołecznego według Eriksona stwierdzili, że tolerancja niejednoznaczności wzrasta wraz ze wzrostem zintegrowania jednostki, a maleje wraz ze wzrostem tendencji jednostki do nieeksplorowania.

Bors i współpracownicy (2010) podkreślają jednak dużą niespójność wyników dotychczasowych badań nad tolerancją niejednoznaczności. W niektórych z nich nie stwierdzono opisanych powyżej zależności lub też nawet uzyskano zależności odwrotne. Jako przyczynę rozbieżności w wynikach dotychczasowych badań wskazuje się błędy próby oraz dużą różnorodność stosowanych narzędzi pomiaru i ich małą wartość psychometryczną. Na przykład Furnham (1994) stwierdził, że korelacje między wynikami czterech narzędzi pomiaru tolerancji niejednoznaczności przybierają wartość w granicach od $r = 0,44$ do $r = 0,62$. W świetle powyższych danych jako ważne i w pełni uzasadnione wydają się wszelkie działania mające na celu opracowanie trafnego i rzetelnego narzędzia pomiaru tolerancji niejednoznaczności.

Pomiar tolerancji niejednoznaczności

Od chwili wprowadzenia do nauki pojęcia tolerancji niejednoznaczności powstało wiele narzędzi pomiaru tego konstruktów. Najstarsze z nich to skala Budnera (1962) oraz skala MacDonalda (1970), będąca zrewidowaną wersją wcześniej przedstawionej *the Rydell-Rosen Ambiguity Tolerance Scale* (Rydell i Rosen, 1966). W stosunku do tych skal przeprowadzono niewiele prac mających na celu ocenę ich właściwości psychometrycznych, a te, które przeprowadzono, wskazywały na ich liczne słabości. Na przykład, w przypadku skali Budnera, która była najczęściej stosowanym narzędziem pomiaru tolerancji niejednoznaczności, jej autor nie przeprowadził analizy czynnikowej, by potwierdzić jej trafność, a rzetelność skali, określona za pomocą wskaźnika α Cronbacha, wynosiła 0,49, czyli znacznie mniej, niż jest to wymagane. W odpowiedzi na te i inne słabości skali Budnera David McLain opracował Skalę Tolerancji Niejednoznaczności Wielorakich Typów Bodźców MSTAT (*the Multiple Stimulus Types Ambiguity Tolerance Scale*), mającą dwie wersje: starszą – dłuższą MSTAT-I (McLain, 1993) i nowszą – krótszą MSTAT-II (McLain, 2009). Bors, Gruman i Shukla (2010), opierając się na wynikach confirmacyjnej analizy czynnikowej oraz analizach korelacyjnych między wynikami skali McLaina i Budnera a inteligencją mierzoną za pomocą testu matryc progresywnych Ravena oraz osobowością proaktywną, stwierdzili, że skala McLaina jest znacznie lepszym niż skala Budnera narzędziem pomiaru tolerancji niejednoznaczności i zalecają jej stosowanie w dalszych badaniach. Furnham i Marks (2013) wymieniają kilka ważnych zalet tej skali, które – ich zdaniem – decydują o jej dużej popularności. Po pierwsze, w wielu badaniach potwierdzono jej trafność i rzetelność. Poza tym jest to skala dosyć krótka, obejmująca 13 prostych stwierdzeń, co ułatwia jej stosowanie

i sprzyja jej popularności. Dzięki temu można stosować ją w badaniach, których czas jest ograniczony, czy też w badaniach, w których stosuje się wiele innych skal. Jej walorem jest także prostota sformułowań i nieodnoszenie się do czynników kontekstowych innych niż niejednoznaczność bodźca. W ten sposób ustrzeżono się słabości zarzucanej innym skalom, np. tej opracowanej przez Budnera (1962), polegającej na tym, iż treść niektórych twierdzeń odnosi się do specyficznych sytuacji lub do osób, co może wpływać na reakcje osoby badanej. Reakcje osoby badanej mogą bowiem nie być reakcjami na niejednoznaczność bodźca, ale na inne czynniki związane z kontekstem bodźca. Są to stwierdzenia odnoszące się np. do nauczycieli, ekspertów, pracy zawodowej. Z drugiej strony, stwierdzenia skali MSTAT są bardzo ogólne i, zdaniem niektórych badaczy, odpowiedź na nie może niektórym badanym sprawiać trudność. O dużej popularności skali świadczy to, iż ma ona już adaptację hiszpańską (Arquero i McLain, 2010) oraz japońską (Tokuyoshi, Suzuki i Iwasaki, 2010). Na podstawie przeglądu stosowanych narzędzi pomiaru tolerancji niejednoznaczności Furnham i Marks (2013) stwierdzają, że MSTAT-II to obecnie jedna z najbardziej popularnych skal.

McLain (2009, s. 975) podaje, że celem MSTAT-II jest pomiar tolerancji niejednoznaczności rozumianej jako „mieszcząca się w zakresie od awersji do przyciągania orientacja poznawcza jednostki wobec bodźców złożonych, nieznanych i nierozwiązywalnych”. Jak to podkreślono w nazwie (Skala Tolerancji Niejednoznaczności Wielorakich Typów Bodźców), stwierdzenia wchodzące w skład skali odnoszą się do różnych typów bodźców niejednoznacznych (Tabela 1): bodźców postrzeganych jako obce, nieznanne (*new/unfamiliar/novel stimuli*, N), złożone (*complex stimuli*, Z), o niepewnej dynamice (*uncertain/dynamically uncertain*, P), takich, które mogą być interpretowane na wiele sprzecznych ze sobą sposobów (*insoluble/illogical/irreducible/internally inconsistent stimuli*, S), oraz ogólnych bodźców niejednoznacznych (*ambiguous stimuli in general*, O) (McLain, 1993, s. 184).

Skala składa się z 13 stwierdzeń. Osoba badana określa, w jakim stopniu opisy zawarte w tych stwierdzeniach zgadzają się z jej odczuciami i zachowaniami. Odpowiedzi udzielane są na 5-stopniowej skali odpowiedzi, od 1 – „zdecydowanie nie zgadza się” poprzez 3 – „ani się zgadza, ani się nie zgadza” do 5 – „zdecydowanie zgadza się”. Zsumowanie wyników we wszystkich pozycjach (po odwróceniu wyniku w kilku z nich – Tabela 1) daje wynik ogólny, mieszczący się w granicach od 13 do 65, przy czym wynik wyższy wskazuje na większą tolerancję niejednoznaczności.

Współczynnik rzetelności (α Cronbacha) oryginalnej wersji skali wynosi 0,83. Wyniki eksploracyjnej analizy czynnikowej i analiza wykresu ospiska (McLaine, 2009) pozwoliła autorowi skali na przyjęcie jednego czynnika. Konfirmacyjna analiza czynnikowa potwierdziła, że jednoczynnikowy model teoretyczny jest dobrze dopasowany do danych. Wersja oryginalna skali ma potwierdzoną trafność (McLain, 2009).

Opracowanie wersji polskiej

W celu przygotowania polskiej wersji kwestionariusza, po uzyskaniu zgody autora wersji oryginalnej, dwóch anglistów dokonało niezależnie od siebie translacji stwierdzeń skali na język polski. Po porównaniu uzyskanych tłumaczeń uzgodniono ostateczną wersję kwestionariusza (Tabela 1), którą poddano tłumaczeniu zwrotnemu na język angielski, stwierdzając satysfakcjonującą zbieżność tłumaczenia z wersją oryginalną.

Tabela 1

Treść stwierdzeń i typ bodźca

Treść stwierdzenia	Typ bodźca	<i>M</i>	<i>SD</i>
1. Źle znoszę niejednoznaczne sytuacje *	O1	3,27	1,16
2. Wolałbym raczej uniknąć rozwiązywania problemu, który należy rozpatrywać z różnych perspektyw *	S1	2,66	1,23
3. Staram się unikać sytuacji, które są niejednoznaczne *	O2	3,22	1,22
4. Wolę sytuacje znane niż nowe *	N1	3,31	1,28
5. Problemy, których nie można rozpatrywać tylko z jednego punktu widzenia, są nieco zagrażające *	S2	2,77	1,21
6. Unikam sytuacji, które są dla mnie zbyt skomplikowane, aby je łatwo zrozumieć *	Z1	2,74	1,19
7. Dobrze znoszę niejednoznaczne sytuacje	O3	3,07	1,11
8. Lubię mieć do czynienia z problemami, które są na tyle skomplikowane, że są niejednoznaczne	Z2	3,07	1,19
9. Staram się unikać problemów, które wydają się nie mieć tylko jednego, „najlepszego” rozwiązania *	S3	2,76	1,16
10. Na ogół wolę to, co nowe, niż to, co znane	N2	3,00	1,20
11. Nie lubię niejednoznacznych sytuacji *	O4	3,24	1,22
12. Trudno mi dokonać wyboru, jeśli wynik jest niepewny *	P	3,38	1,15
13. Wolę sytuacje, w których jest nieco niejednoznaczności	O5	3,13	1,01

Uwaga. O – Ogólne bodźce niejednoznaczne, Z – bodźce złożone, N – bodźce nowe, nieznanne, obce; S – bodźce nierozwiązywalne/nielogiczne/nieredukowalne/wewnętrznie sprzeczne, P – bodźce niepewne, *M* – średnia obliczona po odwróceniu wyniku. *W celu uzyskania wyniku ogólnego konieczne jest odwrócenie wyniku.

METODA

Osoby badane

Właściwości psychometryczne polskiej wersji skali określono na podstawie wyników uzyskanych od 303 studentów (234 kobiety i 69 mężczyzn) pierwszego roku studiów. Dobór do grupy badanej studentów pierwszego roku był zgodny z doniesieniami, iż znaczenie tolerancji niejednoznaczności jest szczególnie duże wtedy, gdy osoby napotykają na nowe sytuacje, a do takich sytuacji można zaliczyć rozpoczęcie studiów. Osoby badane były w wieku od 17 do 24 lat ($M = 19,64$; $SD = 1,18$), przy czym średnia wieku w grupie mężczyzn ($M = 20,06$; $SD = 1,56$) była istotnie większa niż w grupie kobiet ($M = 19,52$; $SD = 1,02$) ($t(299) = -3,37$, $p \leq 0,001$).

Narzędzia pomiaru zmiennych

W celu pomiaru ogólnej satysfakcji z życia wykorzystano polską wersję (Juczyński, 2001) Skali Satysfakcji z Życia (SWLS) (Diener, Emmons, Larsen i Griffin, 1985). Zastosowano ponadto Skalę Pozytywnego i Negatywnego Afektu (PANAS) Watsona, Clarka i Tellegena (1988), w polskim tłumaczeniu Sobol-Kwapińskiej (2007). Skala ta składa się z 20 przymiotników określających stany emocjonalne, w tym dziesięć tworzy skalę afektu pozytywnego, a pozostałe dziesięć – skalę afektu negatywnego. Rzetelność skali oszacowana w tym badaniu wynosi: $\alpha = 0,86$ dla skali afektu pozytywnego oraz $\alpha = 0,87$ dla afektu negatywnego. Są to wartości zadowalające, porównywalne do tych uzyskanych w skali oryginalnej, gdzie $\alpha = 0,89$ dla afektu pozytywnego i $\alpha = 0,85$ dla afektu negatywnego. Cechy osobowości określono za pomocą Inwentarza Osobowości NEO-FFI Costy i McCrae, w polskiej adaptacji Zawadzkiego i współpracowników (1998). Kwestionariusz zawiera pięć skal, pozwalających na pomiar pięciu podstawowych cech osobowości: neurotyczności, ekstrawersji, otwartości na doświadczenie, ugodowości i sumienności. Rzetelność każdej ze skal polskiej wersji tego kwestionariusza, oszacowana za pomocą wskaźnika spójności wewnętrznej α Cronbacha, jest zadowalająca, a wartości wskaźników mieszczą się w granicach od 0,68 do 0,80 (Zawadzki, Strelau, Szczepaniak i Śliwińska, 1998). Do pomiaru tolerancji niejednoznaczności ujmowanej zgodnie z koncepcją Budnera wykorzystano *the Tolerance for Ambiguity Scale* (TAS) (Herman, Stevens, Bird, Mendenhall i Oddou, 2010), opracowaną na podstawie skali nietolerancji niejednoznaczności Budnera (1962). Skala składa się z 12 stwierdzeń. Rzetel-

ność polskiej wersji skali, oszacowana w tym badaniu, wynosi: $\alpha = 0,63$, i jest niższa niż rzetelność wersji oryginalnej: $\alpha = 0,73$.

WŁAŚCIWOŚCI PSYCHOMETRYCZNE POLSKIEJ WERSJI SKALI

Rzetelność skali

Rzetelność testu oszacowano, badając zgodność wewnętrzną za pomocą współczynnika α Cronbacha. Wskaźnik ten jest tym większy, im bardziej jednorodna jest próba pozycji tworzących daną skalę (Hornowska, 2014). Wartość współczynnika rzetelności polskiej wersji skali $\alpha = 0,85$ jest satysfakcjonująca i nie wzrasta po usunięciu któregośkolwiek ze stwierdzeń.

Trafność skali

McLain (2009) przyjmuje założenie o jednoczynnikowej strukturze skali. Struktura ta uzyskała potwierdzenie w badaniach z wykorzystaniem oryginalnej wersji skali dokonanych przez jej autora (McLain, 2009) oraz w badaniach zrealizowanych w Hiszpanii z wykorzystaniem wersji hiszpańskiej (Arquero i McLain, 2010). W celu ustalenia, w jakim stopniu jednoczynnikowa struktura adaptowanego narzędzia pomiarowego, założona przez jego autora, jest trafna w konfrontacji z danymi uzyskanymi w badaniu własnym, wykorzystano konfirmacyjną analizę czynnikową (CFA), stosując komputerowe rozwiązanie, proponowane w pakiecie AMOS.22. Analizy przeprowadzono w dwóch etapach. Najpierw założono nieskorelowanie błędów pomiaru. Uzyskane wskaźniki dopasowania postulowanego modelu wskazują na jego słabe, ale możliwe do przyjęcia dopasowanie do danych. Wprawdzie uzyskany wskaźnik RMSEA = 0,093 przekracza wartość 0,05, która uznawana jest za górną granicę dobrego dopasowania modelu, ale tylko nieznacznie wykracza poza przedział od 0,08 do 0,10 wskazujący na „mierne dopasowanie” testowanego modelu (mieści się bowiem w przedziale od 0,081 do 0,106). Zatem nieznacznie przekracza wartości 0,10, powyżej której model byłby nie do zaakceptowania (Browne i Cudeck, 1993; za: Konarski, 2009). Spośród innych wskaźników indeks SRMR = 0,0718 nie przekracza wartości krytycznej akceptacji modelu ustalonej na poziomie 0,08 (Hu i Bentler, 1999; za: Konarski, 2009). Pozostałe wskaźniki dopasowania dla tego modelu, takie jak $\chi^2 = 235,81$ ($df = 65$; $p < 0,001$); $\chi^2/df = 3,63$; CFI = 0,838; TLI = 0,805;

NFI = 0,791, także wskazują na słabe dopasowanie modelu z założeniem nieskorelowania błędów pomiaru. Warto jednak zauważyć, iż wskaźniki dopasowania uzyskane w badaniu własnym są podobne, a nawet lepsze niż uzyskane przez autora kwestionariusza w ramach przeprowadzanych przez niego prac nad narzędziem: $\chi^2 = 377$ ($p < 0,001$); RFI = 0,74; TLI = 0,78; NFI = 0,78; RMSEA = 0,10 (McLain, 2009). Autor metody uważa za uzasadnione merytorycznie dopuszczenie korelacji między błędami pomiaru. Jego zdaniem można oczekiwać wspólnego podłoża dla percepcji różnych typów bodźców, wyjaśniającego korelacje między pozycjami skalami mierzącymi percepcję różnych grup niejednoznacznych bodźców. Zgodnie z tymi poglądami autora narzędzia, w testowanym modelu własnym na podstawie analizy wskaźników modyfikacji dopuszczono skorelowanie błędów pomiaru między stwierdzeniami 4 i 10, które są podobne do siebie treściowo i należą do wspólnej kategorii bodźców nowych, nieznanych, obcych (kategoria N). Dopuszczono ponadto skorelowanie błędów pomiaru pozycji 2 i 5, należących do wspólnej kategorii bodźców nierozwiązywalnych, nielogicznych, nieredukowalnych, wewnętrznie sprzecznych (kategoria S). Dopuszczono także skorelowanie błędów pomiaru pozycji 6 z pozycjami 5 i 2, które chociaż należą do różnych kategorii bodźców (odpowiednio: kategoria Z oraz kategoria S w przypadku stwierdzenia 5 i 2), są jednak podobne treściowo. Miary dopasowania dla modelu ze skorelowanymi błędami pomiaru, oparte na teście χ^2 , są równe: $\chi^2 = 128,21$; $df = 61$ ($p < 0,001$); $\chi^2/df = 2,102$. Nie pozwalają one na przyjęcie hipotezy o braku różnic między obserwowaną macierzą kowariancji a implikowaną przez model. Jednakże w związku z tym, iż test ten pozwala łatwo odrzucić hipotezę przy dużej liczebności badanej próby (która w tym badaniu wynosi 303 osoby, a więc jest dosyć duża), odwołano się do innych miar dopasowania, niezależnych od liczebności próby. Wartość wskaźnika RMSEA = 0,060 wprawdzie przekracza przyjmowany poziom akceptacji (0,05) hipotezy bliskiego dopasowania modelu, jednak 90-procentowy przedział ufności dla wartości RMSEA (0,040-0,075) wskazuje, że wartość błędu aproksymacji modelu mieści się w granicach przyjętych dla przybliżonego dopasowania modelu: dolny limit tego przedziału, wynoszący 0,040, nie osiąga wartości 0,00, co wskazuje, że hipoteza bliskiego dopasowania nie jest realistyczna, ale górny limit tego przedziału, wynoszący 0,075, nie osiąga wartości 0,08, co oznacza, że błąd aproksymacji mieści się w granicach akceptacji przybliżonego dopasowania (Konarski, 2009). Wartości innych miar dopasowania także potwierdzają adekwatność tego modelu. Na przykład SRMR = 0,055 oraz TLI = 0,918 i CFI = 0,936 osiągają przyjęty poziom akceptacji modelu (wynoszący dla TLI = 0,08 i CFI = 0,9). Wprawdzie wartość miary NFI = 0,887 jest poniżej swojej mini-

malnej wartości (0,95), jednakże sytuacja, w której miary dopasowania dają nie całkowicie spójnego wskazania co do poziomu dopasowania testowanego modelu, nie jest zaskakująca i nie musi automatycznie podważać adekwatności testowanego modelu (Konarski, 2009). Analiza wartości wszystkich uzyskanych wskaźników dopasowania pozwala zatem stwierdzić, iż model zakładający istnienie jednego czynnika w strukturze skali okazał się stosunkowo trafny. Dopuszcza on jednak skorelowanie błędów. Wartości ładunków czynnikowych mieszczą się w przedziale od 0,42 do 0,74, z wyjątkiem stwierdzenia 5, dla którego ładunek wynosi 0,33.

Tabela 2

Statystyki opisowe rozkładów wartości zmiennych

Nazwa zmiennej	<i>M</i>	<i>SD</i>	Zakres wyników	Skośność	Błąd stand.	Kurtoza	Błąd stand.	Test S-W <i>p</i> ≤
Tolerancja niejednoznaczności MSTAT-II	39,65	9,24	13-65	0,04	0,143	0,09	0,285	0,180
Tolerancja niejednoznaczności <i>the Tolerance of Ambiguity Scale</i> , TAS	31,77	0,38	15-52	0,19	0,143	0,10	0,285	0,280
Satysfakcja z życia	19,95	5,64	5-33	-0,23	0,143	-0,34	0,285	0,040
Afekt pozytywny	4,72	0,95	1,00-6,78	-0,40	0,143	0,45	0,285	0,006
Afekt negatywny	2,73	1,08	1,00-6,30	0,70	0,143	0,20	0,285	0,001
Neurotyczność	24,54	8,80	2-48	0,11	0,143	-0,43	0,285	0,260
Ekstrawersja	28,42	7,52	2-45	-0,43	0,143	0,12	0,285	0,003
Otwartość	28,05	6,26	11-46	0,04	0,143	0,06	0,285	0,430
Ugodowość	29,28	6,80	4-45	-0,28	0,143	-0,19	0,285	0,010
Sumienność	29,77	7,40	6-48	-0,23	0,143	-0,02	0,285	0,310

Uwaga. S-W – test Shapiro-Wilka.

Trafność teoretyczną określają także aspekt zbieżny i różnicowy (Hornowska, 2014). W celu określenia trafności w aspekcie zbieżnym poddano analizie współczynniki korelacji wyników skali MSTAT-II z wynikami skal mierzących cechy podobne do tolerancji niejednoznaczności. Za takie uznano pomiar cechy tolerancji niejednoznaczności za pomocą skali *the Tolerance of Ambiguity Scale* (TAS) (Herman i in., 2010) oraz Otwartości na doświadczenie i Ekstrawersji za pomocą Inwentarza Osobowości NEO-FFI Costy i McCrae, w polskiej adaptacji Zawadzkiego i współpracowników (1998). Oczekiwano ponadto, że tolerancja

niejednoznaczności będzie współwystępować z sumiennością oraz ugodowością. W związku z trudnościami w określeniu skali mierzącej cechę inną niż tolerancja niejednoznaczności przyjęto, że trafność w aspekcie różnicowym zostanie określona na podstawie korelacji z wynikiem w skali Neurotyczności z Inwentarza Osobowości NEO-FFI (Zawadzki i in., 1998). W Tabeli 2 zaprezentowano statystyki opisowe rozkładów analizowanych zmiennych.

Analiza kształtu rozkładów wartości analizowanych zmiennych za pomocą testu Shapiro-Wilka ukazuje, iż w przypadku zmiennych: satysfakcja z życia, afekt pozytywny, afekt negatywny, ekstrawersja i ugodowość rozkłady te odstają istotnie statystycznie od rozkładu normalnego (Tabela 2). Analiza wartości skośności i kurtozy pozwala stwierdzić, iż wszystkie problemy związane z rozkładem wartości zmiennych dotyczą ich skośności. Zgodnie z rekomendacjami (Bedyńska i Książek, 2012) dokonano na danych surowych przekształceń matematycznych (logarytmizację i podnoszenie do kwadratu oraz sześcianu) w celu znormalizowania rozkładu. W rezultacie przeprowadzonych operacji udało się zlikwidować skośność rozkładów.

Tabela 3

Wartości współczynników korelacji między zmiennymi

Zmienne	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.
1. MSTAT-II	–								
2. TAS	-0,53***	–							
3. SWLS	0,12*	-0,07							
4. Afekt pozytywny	0,17**	-0,19***	0,35***						
5. Afekt negatywny	-0,26***	0,20***	-0,31***	-0,41***	–				
6. Neurotycz- ność	-0,35***	0,32***	-0,41***	-0,25***	0,48***				
7. Ekstrawersja	0,22***	-0,27***	0,31***	0,34***	-0,26***	-0,46***	–		
8. Otwartość	0,18**	-0,22***	0,05	0,16**	-0,03	-0,01	0,06	–	
9. Ugodowość	0,01	-0,08	0,02	0,15**	-0,21***	-0,09	0,24***	-0,07	–
10. Sumiennosc	0,14*	-0,01	0,23***	0,27***	-0,17**	-0,20***	0,18**	-0,12*	0,34***

Uwaga. * $p \leq 0,05$; ** $p \leq 0,10$; *** $p \leq 0,001$.

Z otwartością na doświadczenie są związane: inteligencja, niekonwencjonalność, oryginalność, wyobraźnia, fantazja, ciekawość poznawcza, kreatywność, akceptacja zmian i nowości, poszukiwanie nowych doznań (Zawadzki i in., 1998). Gotowość osób o dużej otwartości do uwzględniania nowych idei, wartości i perspektyw oraz ich ciekawość i kreatywność (McCrae i Costa, 2005) powinny sprzyjać postrzeganiu niejednoznaczności jako atrakcyjnej, pociągającej. Osoby te cechuje tolerancja i eksplorowanie tego, co nieznanne (Oleś, 2003), co również powinno sprzyjać postrzeganiu niejednoznacznych bodźców jako atrakcyjnych i jako możliwość do rozwoju. Według McCrae (1996) tolerancja niejednoznaczności wyraża motywacyjny aspekt otwartości na doświadczenie. Z kolei jeśli chodzi o jednostki ekstrawertywne, to w związku z cechującym je wysokim poziomem energii mają one większe szanse na to, by poszukiwać i gromadzić zasoby, a w efekcie by stawić czoło różnym wymaganiom, także tym wynikającym z niejednoznaczności bodźca. Dzięki temu tego typu bodźce mogą postrzegać jako mniej zagrażające. Z kolei w związku z cechującą je koncentracją na pozytywnych aspektach sytuacji mogą postrzegać niejednoznaczność jako mniej zagrażającą i mniej stresującą, a bardziej jako wyzwanie, jako atrakcyjną i pociągającą. Przejawiana przez nie tendencja do przeżywania pozytywnych emocji i chętnie angażowanie się w wydarzenia także mogą sprzyjać postrzeganiu sytuacji niejednoznacznych jako atrakcyjnych. Wyniki dotychczasowych badań potwierdzają związek tolerancji niejednoznaczności z dużą otwartością na doświadczenie i ekstrawertywnością (Caligiuri i Tarique, 2012).

Neurotyczność natomiast wiąże się z wrażliwością na stres, tendencją do doświadczenia lęku, niepokoju, napięcia oraz ze skłonnością do martwienia się i reagowania obronnie (Zawadzki i in., 1998), co może powodować, że osoby o dużym nasileniu tej cechy będą doświadczać większego stresu w konfrontacji z niejednoznacznością sytuacji. W związku z tendencją do reagowania lękliwością, poczuciem bezradności i wycofaniem, w przypadku napotykania trudności związanych z niejednoznacznością, będą – jak można oczekiwać – postrzegać je jako bardziej zagrażające oraz reagować wycofaniem i zniechęceniem.

Wyniki analiz wykonanych w tym badaniu potwierdzają trafność teoretyczną ocenianej skali MSTAT-II (Tabela 3). Zgodnie z oczekiwaniami wyniki tej skali pozostają w pozytywnym związku z wynikami skali *the Tolerance of Ambiguity Scale* (TAS) (Herman i in., 2009) przeznaczonej – jak stwierdzają jej autorzy – do mierzenia tolerancji niejednoznaczności w różnych kontekstach kulturowych. Wprawdzie wartość współczynnika korelacji między wynikami tych dwóch skal nie jest tak wysoka, jak można by oczekiwać, jednakże wynik ten należy uznać za satysfakcjonujący, biorąc pod uwagę to, że McLain (2009) w swoich bada-

niach nie stwierdził żadnego związku między wynikami skali MSTAT-II a wynikami skali Budnera (1962), na bazie której opracowana została skala TAS. Brak związku między wynikami tych dwóch skal McLain (2009) uzasadniał słabością psychometryczną i poważnymi mankamentami skali Budnera. W związku z tym, iż skala TAS została opracowana na bazie skali Budnera, to – mimo deklaracji jej autorów, że jest to nowa, poprawiona i lepsza wersja skali Budnera – w dalszym ciągu nie jest ona wolna od niektórych wad wersji źródłowej, np. odnoszenie się w stwierdzeniach do czynników związanych z kontekstem innych niż niejednoznaczność sytuacji, takich jak „dobry nauczyciel”, „dobra praca”. Słabości tej skali mogły zaniżyć wartość analizowanego współczynnika korelacji.

Potwierdzenie uzyskały także oczekiwane pozytywne związki tolerancji niejednoznaczności z otwartością na doświadczenie, ekstrawersją i sumiennością oraz negatywny związek z neurotycznością. Nie stwierdzono natomiast istotnej zależności między tolerancją niejednoznaczności a ugodowością.

Kolejnym aspektem trafności narzędzia pomiaru jest jego trafność diagnostyczna (Hornowska, 2014). W celu określenia trafności diagnostycznej wersji polskiej skali MSTAT-II zbadano korelacje wyników tej skali z wynikami skal mierzących satysfakcję z życia oraz pozytywny i negatywny afekt, traktując je jako wskaźniki adaptacji badanych studentów pierwszego roku studiów do wymagań związanych z ich podjęciem. Pozytywna adaptacja do nowych wymagań wiąże się z dobrostanem jednostki. Zgodnie z propozycją Dienera (1984) subiektywny dobrostan psychiczny (SWB) obejmuje trzy zasadnicze elementy: satysfakcja z życia, pozytywny afekt i negatywny afekt. Rozpoczęcie studiów jest niewątpliwie sytuacją nową i złożoną, którą cechuje duża niejednoznaczność. Według Budnera (1962) niejednoznaczność bodźca jest źródłem stresu. Można zatem oczekiwać, że jednostki o większej tolerancji niejednoznaczności w konfrontacji z tego typu bodźcami będą doświadczały mniejszego stresu i dyskomfortu. Emmons, Diener i Larsen (1986) stwierdzają, odwołując się do teorii dopasowania osoba–środowisko, że jednostki w sytuacjach zgodnych z ich cechami powinny doświadczać więcej pozytywnych emocji. Bardi i współpracownicy (2009), nawiązując do tego stwierdzenia Emmonsa i współpracowników, wysuwają tezę, że duża tolerancja niejednoznaczności będzie się wiązała z dobrostanem jednostki w przypadku konieczności adaptacji do nowych sytuacji, których przykładem jest rozpoczęcie studiów. Uzasadnione zatem jest oczekiwanie pozytywnego związku tolerancji niejednoznaczności z satysfakcją z życia i pozytywnym afektem, a negatywnego – z afektem negatywnym. Przeprowadzone analizy potwierdzają trafność diagnostyczną skali (Tabela 3). Potwierdzenie uzyskały,

zgodnie z założeniami teorii, pozytywna korelacja tolerancji niejednoznaczności mierzonej za pomocą skali MSTAT-II z satysfakcją z życia i z pozytywnym afektem oraz negatywna korelacja z afektem negatywnym. Zgodnie z założeniami teorii tolerancja niejednoznaczności mierzona skalą MSTAT-II pozostaje w związku z adaptacją jednostki do wymagań nowej, niejednoznacznej, niepewnej, złożonej sytuacji, jaką jest podjęcie studiów.

Omawiając stwierdzone zależności należy jednak pamiętać, że chociaż współczynniki korelacji między zmiennymi są istotne statystycznie ($p \leq 0,05$), to niektóre z nich (te poniżej 0,30) mówią o zależności słabej (Bedyńska i Cypriańska, 2013). Niektórzy autorzy uważają jednak, iż interpretację wartości uzyskanego współczynnika korelacji należy uzupełnić oceną wielkości efektu, którą z kolei należy przeprowadzić z uwzględnieniem wielkości próby i dyscypliny naukowej¹. Cohen (1992) proponuje interpretację wielkości efektów niezależnie od wielkości próby i dyscypliny naukowej. Zgodnie z tą propozycją $r = 0,10$ to efekt mały, wynoszący 1% wyjaśnionej całkowitej wariancji, $r = 0,30$ to efekt średni, wynoszący około 9% wyjaśnionej całkowitej wariancji, zaś $r = 0,50$ to efekt duży, znaczny, wynoszący około 25% wyjaśnionej całkowitej wariancji. W świetle tej klasyfikacji większość efektów stwierdzonych w tym badaniu należałoby określić jako małe lub – najwyżej – jako średnie. Jednakże ocena wielkości efektu powinna zależeć także od wielkości próby (Thompson, 1944; za: Szymczak, 2015), a w badaniu własnym liczebność grupy wynosi 303 osoby, a więc jest to liczebność stosunkowo duża. Ponadto Valentine i Cooper (2003; za: Szymczak, 2015) wyrażają pogląd, iż ocena wielkości efektu powinna być dokonywana z uwzględnieniem dyscypliny naukowej, bowiem pewne obszary, w tym nauki społeczne (do których należy psychologia), mają prawdopodobnie mniejsze wielkości efektów niż inne, i dosłowne stosowanie granic Cohena może tutaj jedynie wprowadzać w błąd. Jak podkreśla Stelmach (2014, za: Szymczak, 2015), badacz powinien brać pod uwagę najmniejszą wielkość efektu, którą uważa za interesującą merytorycznie w dziedzinie badania, jaką się zajmuje. W świetle powyższych rozważań przyjmujemy, iż uzyskane przez nas efekty, nawet te wyjaśniające niewielki odsetek wyjaśnionej całkowitej wariancji, są z punktu widzenia analizowanego zagadnienia ważne, znaczące i warte uwagi.

¹ Z dokładniejszym przeglądem stanowisk i argumentów zwolenników i przeciwników oceny wielkości efektu można zapoznać się w publikacji: W. Szymczak (2015). Pojęcie wielkości efektu na tle teorii Neymana-Pearsona testowania hipotez statystycznych. *Acta Universitatis Lodziensis. Folia Psychologica*, 19, 5-41.

WNIOSKI

W artykule przedstawiono wyniki wstępnych analiz mających na celu określenie trafności i rzetelności polskiej wersji skali MSTAT-II McLaina (2009). Wyniki tych analiz są zachęcające. Stwierdzony wzorzec zależności wyniku skali z całym zestawem innych zmiennych pozwala przyjąć, iż skala ta to trafne narzędzie pomiaru tolerancji niejednoznaczności. Inne analizy potwierdziły zakładaną jednoczynnikową strukturę modelu tolerancji niejednoznaczności oraz rzetelność skali. Stwierdzono, że wszystkie pozycje kwestionariusza wiążą się istotnie z czynnikiem głównym. Konieczne są jednak dalsze badania, które pozwolą lepiej zrozumieć konstrukt tolerancji niejednoznaczności oraz jej związki z innymi zmiennymi. Konieczne jest także prowadzenie badań w innych grupach osób niż tylko studenci, jak to miało miejsce w badaniach prezentowanych w tym artykule.

LITERATURA CYTOWANA

- Andersen, S. M. i Schwartz, M. H. (1992). Intolerance of ambiguity and depression: A cognitive vulnerability factor linked to hopelessness. *Social Cognition*, 10(3), 271-298.
- Arquero, J. L. i McLain, D. (2010). Preliminary validation of the Spanish version of the Multiple Stimulus Types Ambiguity Tolerance Scale (MSTAT-II). *The Spanish Journal of Psychology*, 13(1), 476-484.
- Bardi, A., Guerra, V. M. i Ramdeny, G. S. D. (2009). Openness and ambiguity intolerance: Their differential relations to well-being in the context of an academic life transition. *Personality and Individual Differences*, 47, 219-223.
- Bedyńska, S. i Cypryańska, M. (2013). *Statystyczny drogowskaz 1. Praktyczne wprowadzenie do wnioskowania statystycznego*. Warszawa: Wydawnictwo Akademickie Sedno.
- Bedyńska, S. i Książek, M. (2012). *Statystyczny drogowskaz 1. Praktyczny przewodnik wykorzystania modeli regresji oraz równań strukturalnych*. Warszawa: Wydawnictwo Akademickie Sedno.
- Bors, D. A., Gruman, J. A. i Shukla, S. (2010). Measuring tolerance of ambiguity: Item polarity, dimensionality, and criterion validity. *Revue Européenne de Psychologie Appliquée*, 60, 239-245.
- Boss, P. (2007). Ambiguous loss theory: Challenges for scholars and practitioners. *Family Relations*, 56 (April), 105-111.
- Budner, S. (1962). Intolerance of ambiguity as a personality variable. *Journal of Personality*, 30, 29-50.
- Buhr, K. i Dugas, M. J. (2006). Investigating the construct validity of intolerance of uncertainty and its unique relationship with worry. *Journal of Anxiety Disorders*, 20, 222-236.
- Caligiuri, P. i Tarique, I. (2012). Dynamic cross-cultural competencies and global leadership effectiveness. *Journal of World Business*, 47(4), 612-622.

- Cohen J. (1992). Statistical power analysis. *Current Directions in Psychological Sciences*, 1(3), 98-101.
- Diener, E. (1984). Subjective well-being. *Psychological Bulletin*, 95, 542-575.
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J. i Griffin, S. (1985). The Satisfaction with Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, 49, 71-75.
- Emmons, R. A., Diener, E. i Larsen, R. J. (1986). Choice and avoidance of everyday situations and affect congruence: Two models of reciprocal interactionism. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(4), 815-826.
- Frenkel-Brunswik, E. (1949). Intolerance of ambiguity as an emotional and perceptual personality variable. *Journal of Personality*, 18, 108-143.
- Frenkel-Brunswik, E. (1951). Personality theory and perception. W: R. Blake i E. Ramsey (red.), *Perception: An approach to personality* (s. 356-419). New York: Ronald.
- Furnham, A. (1994). A content, correlational and factor analytic study of four tolerance of ambiguity questionnaires. *Personality and Individual Differences*, 16, 403-410.
- Furnham, A. i Avison, M. (1997). Personality and preference for surreal paintings. *Personality and Individual Differences*, 23, 923-935.
- Furnham, A. i Marks, J. (2013). Tolerance of ambiguity: A review of the recent literature. *Psychology*, 4(9), 717-728.
- Geller, G., Tambor, E. S., Chase, G. A. i Holtzman, N. A. (1993). Measuring physicians' tolerance for ambiguity and its relationship to their reported practices regarding genetic testing. *Medical Care*, 31(11), 989-1001.
- Hearn, S., Saulnier, G., Strayer, J., Glenham, M., Koopman, R. i Marcia, J. E. (2012). Between integrity and despair: Toward construct validation of Erikson's eighth stage. *Journal of Adult Development*, 19, 1-20.
- Herman, J. L., Stevens, M. J., Bird, A., Mendenhall, M. i Oddou, G. (2010). The Tolerance for Ambiguity Scale: Towards a more refined measure for international management research. *International Journal of Intercultural Relations*, 34, 58-65.
- Hornowska, E. (2014). *Testy psychologiczne. Teoria i praktyka*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe Scholar.
- Juczyński, Z. (2001). *Narzędzia pomiaru w promocji i psychologii zdrowia*. Warszawa: Pracownia Testów Psychologicznych Polskiego Towarzystwa Psychologicznego.
- Judge, T. A., Thorensen, C. J., Pucik, V. i Welbourne, T. M. (1999). Managerial coping with organization change: A dispositional perspective. *Journal of Applied Psychology*, 84, 107-122.
- Konarski, R. (2009). *Modele równań strukturalnych. Teoria i praktyka*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe PWN.
- Kossowska, M. (2005). *Umysł niezmienny. Poznawcze mechanizmy sztywności*. Kraków: Wydawnictwo Uniwersytetu Jagiellońskiego.
- MacDonald, A. P. (1970). Revised scale for ambiguity tolerance: Reliability and validity. *Psychological Reports*, 26, 791-798.
- McCrae, R. R. (1996). Social consequences of experiential openness. *Psychological Bulletin*, 120, 323-337.
- McCrae, R. R. i Costa, P. T., Jr (2005). *Osobowość dorosłego człowieka*. Kraków: Wydawnictwo WAM.
- McLain, D. L. (1993). The MSTAT-I: A new measure of an individual tolerance for ambiguity. *Educational and Psychological Measurement*, 53, 183-189.

- McLain, D. L. (2009). Evidence of the properties of an ambiguity tolerance measure: The Multiple Stimulus Types Ambiguity Tolerance Scale – II (MSTAT-II). *Psychological Reports, 105*, 975-988.
- Merrotsy, P. (2013). Tolerance of ambiguity: A trait of creative personality. *Creativity Research Journal, 25*, 232-237.
- Oleś, P. K. (2003). *Wprowadzenie do psychologii osobowości*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe Scholar.
- Rajagopal, L. i Hamouz, F. L. (2009). Use of food attitudes and behaviors in determination of the personality characteristic of openness: A pilot study. *International Journal of Intercultural Relations, 33*, 254-258.
- Rosen, N. O., Ivanova E. i Knäuper, B. (2014). Differentiating intolerance of uncertainty from three related but distinct constructs. *Anxiety, Stress and Coping, 27*(1), 55-73.
- Rydell, S. T. i Rosen, E. (1966). Measurement and some correlates of need-cognition. *Psychological Reports, 19*, 139-165.
- Sobol-Kwapińska, M. (2007). *Żyć chwilą? Koncentracja na teraźniejszości a poczucie szczęścia*. Lublin: Wydawnictwo KUL.
- Srivastava, S. (2007). Tolerance of ambiguity and locus of control as moderators for work stress among private sector managers. *Abhigyan, 25*(2), 48-53.
- Swami, V., Stieger, S., Pietschnig, J. i Voracek, M. (2010). The disinterested play of thought: Individual differences and preference for surrealist motion pictures. *Personality and Individual Differences, 48*, 855-859.
- Szymczak, W. (2015). Pojęcie wielkości efektu na tle teorii Neymana-Pearsona testowania hipotez statystycznych. *Acta Universitatis Lodzianis Folia Psychologica, 19*, 5-41.
- Teoh, H. Y. i Foo, S. L. (1997). Moderating effects of tolerance for ambiguity and risk-taking propensity on the role conflict-perceived performance relationship: Evidence from Singaporean entrepreneurs. *Journal of Business Venturing, 12*, 67-81.
- Tokuyoshi, Y., Suzuki, D. i Iwasaki, S. (2010). *The relationship between MSTAT-II and attention functions. The preliminary validation of the Japanese version of the Multiple Stimulus Types Ambiguity Tolerance Scale (MSTAT-II)*. *Symposium: Attention and Cognition*, Tohoku University, September 18th, 2010.
- Watson, D., Clark, L. A. i Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The PANAS Scales. *Journal of Personality and Social Psychology, 54*, 1063-1070.
- Wolfradt, U., Oubaid, V., Straube, E. R., Bischoff, N. i Mischo, J. (1999). Thinking styles, schizotypal traits and anomalous experiences. *Personality and Individual Differences, 27*, 855-859.
- Yakhnich, L. i Ben-Zur, H. (2008). Personal resources, appraisal and coping in the adaptation proces of immigrants from the former Soviet Union. *American Journal of Orthopsychiatry, 78*, 152-162.
- Zawadzki, B., Strelau, J., Szczepaniak, P. i Śliwińska, M. (1998). *Inwentarz Osobowości NEO-FFI Costy i McCrae. Adaptacja polska. Podręcznik*. Warszawa: Pracownia Testów Psychologicznych Polskiego Towarzystwa Psychologicznego.
- Zenasni, F., Besancon, M. i Lubart, T. (2008). Creativity and tolerance of ambiguity: An empirical study. *Journal of Creativity Behavior, 42*, 61-73.