



You have downloaded a document from  
**RE-BUŚ**  
repository of the University of Silesia in Katowice

**Title:** Wstępna charakterystyka psychometryczna polskiej adaptacji Skali Podatności na Nudę (BPS)

**Author:** Maria Flakus

**Citation style:** Flakus Maria. (2018). Wstępna charakterystyka psychometryczna polskiej adaptacji Skali Podatności na Nudę (BPS). "Polskie Forum Psychologiczne" T. 23, Nr 4 (2018), s. 783-802, doi 10.14656/PFP20180408



Uznanie autorstwa - Użycie niekomercyjne - Bez utworów zależnych Polska - Licencja ta zezwala na rozpowszechnianie, przedstawianie i wykonywanie utworu jedynie w celach niekomercyjnych oraz pod warunkiem zachowania go w oryginalnej postaci (nie tworzenia utworów zależnych).



UNIwersYTET ŚLĄSKI  
W KATOWICACH



Biblioteka  
Uniwersytetu Śląskiego



Ministerstwo Nauki  
i Szkolnictwa Wyższego

## WSTĘPNA CHARAKTERYSTYKA PSYCHOMETRYCZNA POLSKIEJ ADAPTACJI SKALI PODATNOŚCI NA NUDE (BPS)

Maria Flakus<sup>1</sup>

### INITIAL PSYCHOMETRIC CHARACTERISTICS OF POLISH ADAPTATION OF BOREDOM PRONENESS SCALE (BPS)

**Summary.** The aim of the article is to present the psychometric properties of Polish adaptation of Boredom Proneness Scale (BPS), developed by Farmer and Sundberg. The participants of two-stage research were students of University of Silesia and adult individuals ( $N = 622$ ). Previously proposed factor structures of BPS were not confirmed in Polish conditions. Therefore, EFA was conducted, in which seven factors were extracted. According to low amount of items in subscales, the original scale were shortened. In result, the 12-item questionnaire was obtained, including two factors of boredom proneness – Internal and External Stimulation. The two-factor structure was confirmed using CFA in the second study. The 12-item version of BPS was characterised by satisfactory level of concurrent validity and internal consistency. The results suggest that short version of BPS may be used in research as a passable measure of boredom proneness. However, several limitations of the research must be considered.

**Key words:** boredom proneness, boredom, Boredom Proneness Scale, psychometric measures of boredom

## Wprowadzenie

### Podatność na nudę jako konstrukt teoretyczny

Nuda definiowana jest jako „szczególny stan psychopatologiczny powstający w wyniku ekspozycji na monotonną sytuację”<sup>2</sup> (O’Hanlon, 1981, s. 54). Definicja ta zwraca uwagę na rolę cech sytuacyjnych (monotonii, powtarzalności, braku zło-

---

<sup>1</sup> Instytut Psychologii, Uniwersytet Śląski (Institute of Psychology, University of Silesia), ORCID: 0000-0002-6667-8020.

<sup>2</sup> Wszystkie tłumaczenia z języka angielskiego wykonane zostały przez autorkę.

---

Adres do korespondencji: Maria Flakus,  
e-mail: maria.flakus@us.edu.pl

żoności itd.) jako czynników wpływających na powstawanie nudy. Wydaje się to w dużym stopniu zbieżne z intuicyjnym, subiektywnym poczuciem nudy jako stanu dostępnego większości ludzi.

Jakkolwiek rola czynników sytuacyjnych wyraźnie podkreślana jest w opracowaniach dotyczących nudy (Berlyne, 1960; Mikulas, Vodanovich, 1993; Darden, Marks, 1999; Wagner i in., 2008), to badacze nudy akcentują także znaczenie czynników wewnętrznych, pośredniczących w jej generowaniu (Barbalet, 2000; MacDonald, Holland, 2002; Binnema, 2004; Eastwood i in., 2007). Czynniki te mają charakter podmiotowy, związany z subiektywną ewaluacją środowiskowej stymulacji jako niesatysfakcjonującej (Zuckerman i in., 1978; Farmer, Sundberg, 1986; Zuckerman, 2003). Stąd też czasem zwraca się uwagę na subiektywny charakter nudy jako takiej (zob. Hill, Perkins, 1985), definiując ją jako stan relatywnie niskiego pobudzenia oraz braku satysfakcji, związany z nieadekwatnie (w stosunku do potrzeb jednostki) stymulującym środowiskiem zewnętrznym (Mikulas, Vodanovich, 1993; Vodanovich, 2003). W kontekście tym często zwraca się także uwagę na zróżnicowanie w zakresie indywidualnych możliwości radzenia sobie z nudą i przeciwdziałania jej (np. uruchamiania indywidualnie określonych strategii zaradczych – Fahlman, 2008; Fahlman i in., 2013).

W związku z silnym akcentowaniem czynników podmiotowych, partycypujących we wzbudzaniu nudy, w literaturze psychologicznej pojawia się pojęcie podatności na nudę. Rozumiana jest ona jako wymiar różnic indywidualnych związany z osobową skłonnością do odczuwania nudy w różnych sytuacjach życia codziennego oraz stopniem, w jakim dana jednostka reaguje na nią – np. jej częstotliwością, zakresem oraz doświadczaną uciążliwością. W kontekście tym koncept podatności na nudę niejako *implicite* zakłada również istnienie indywidualnego zróżnicowania w zakresie umiejętności mobilizowania zasobów związanych z radzeniem sobie i adaptacją do nisko stymulującej sytuacji. Osoby silnie podatne na nudę mają tendencję do nudzenia się w szerszym spektrum sytuacji – nawet tych niepowodujących podobnej reakcji u osób mniej podatnych na nudę, co w skrajnych przypadkach objawiać się może poczuciem chronicznego znudzenia w większości codziennych sytuacji. Osoby te mają także bardziej ograniczone zasoby radzenia sobie z nudą, nie mogąc jej efektywnie przeciwdziałać (Farmer, Sundberg, 1986; Vodanovich, Kass, 1990).

### **Podatność na nudę w badaniach**

W dotychczasowych badaniach wyodrębniono wiele korelatów podatności na nudę. Wskazuje się m.in. na związki między podatnością na nudę oraz negatywnymi stanami afektywnymi, takimi jak depresja (Farmer, Sundberg, 1986; Gana, Akremi, 1998; Carriere, Cheyne, Smilek, 2008; Godlberg i in., 2011; LePera, 2011), lęk (Vodanovich, Verner, Gilbride, 1991; Gordon i in., 1997; Sommers, Vodanovich, 2000; LePera, 2011) oraz złość (Rupp, Vodanovich, 1997; Dahlen i in., 2004).

Niektórzy badacze wskazują także na możliwość istnienia korelacji pomiędzy podatnością na nudę i impulsywnością (Watt, Vodanovich, 1992) oraz skłonnością do podejmowania zachowań ryzykownych (Vodanovich, Kass, 1990). Raportowano związki między nudą oraz licznymi zaburzeniami zachowania, np. hazardem (Błaszczynski, McConaghy, Frankova, 1990; Mercer, Eastwood, 2010), patologiczną prokrastynacją (Blunt, Pychyl, 1998; Vodanovich, Rupp, 1999) oraz nadużywaniem substancji psychoaktywnych i alkoholu (Paulson, Coombs, Richardson, 1990; Wiesbeck i in., 1996; Todman, 2003).

Współcześnie zwraca się uwagę na wzrost zainteresowania zjawiskiem nudy, która stała się przedmiotem nie tylko teoretycznej refleksji, ale także licznych badań naukowych (Vodanovich, Watt, 2016). Zmiana zakresu eksploracji tej przestrzeni problemowej wydaje się szczególnie znamienna w kontekście ostatnich 20 lat (por. Vodanovich, 2003). Mimo to badania nad podatnością na nudę prowadzone są na gruncie polskim raczej sporadycznie. Niewiele jest także teoretycznych opracowań dotyczących nudy w polskiej literaturze psychologicznej – w języku polskim do tej pory ukazały się jedynie dwa opracowania dotyczące nudy (zob. Chruszczewski, 2015; Flakus, 2016).

Jedną z przyczyn absencji nudy w polskich badaniach naukowych jest brak narzędzi psychometrycznych, za pomocą których można dokonywać jej pomiaru. Pomimo faktu, iż narzędzia te nie stanowią w żadnym wypadku nowinki psychometrycznej (powstawały bowiem często jeszcze w ubiegłym stuleciu i po dziś dzień – z pewnymi korektami wynikającymi ze zmian kulturowych – z powodzeniem stosowane są w badaniach), jak do tej pory nie stworzono polskich adaptacji skal stosowanych powszechnie do badania nudy.

### **Charakterystyka Skali Podatności na Nudę**

Jednym z najbardziej upowszechnionych narzędzi badających podatność na nudę jest Skala Podatności na Nudę (*Boredom Proneness Scale*, BPS; Farmer, Sundberg, 1986). Oryginalna wersja kwestionariusza składa się z 28 stwierdzeń, ocenianych przez osobę badaną na skali dychotomicznej (prawda/fałsz). Zgodność wewnątrzna skali, oceniana w badaniach prowadzonych przez autorów na grupie studentów, oszacowana została na poziomie ,79 (Farmer, Sundberg, 1986), w badaniach innych autorów zamyka się natomiast w przedziale od ,72 do ,77 (Ahmed, 1990; Blunt, Pychyl, 1998; Gana, Akremi, 1998).

Niektórzy autorzy wskazują na możliwość ustosunkowywania się do pozycji testowych na skali siedmiostopniowej (np. Dahlen i in., 2004; Danckert, Allman, 2005; Chaney, Blalock, 2006; Kass, Beede, Vodanovich, 2010; Malkovsky i in., 2012; Mercer-Lynn, Hunter, Eastwood, 2013; Mercer-Lynn, Bar, Eastwood, 2014). Umożliwia to uzyskiwanie porównywalnych lub nawet większych współczynników zgodności wewnętrznej, wahających się od ,79 do ,84 (Harris, 2000; Vodanovich,

Kass, 1990; Seib, Vodanovich, 1998), stąd też podobny klucz odpowiedzi rekomendowany jest przez niektórych badaczy (Vodanovich, Kass, 1990; Harris, 2000).

BPS cechuje się zadowalającym poziomem stabilności bezwzględnej, szacowanej za pomocą testu i retestu z jednotygodniowym odstępem czasowym – na poziomie ,83 dla obu płci (Farmer, Sundberg, 1986). Również pozostali autorzy zgłaszają dużą stabilność czasową wyników uzyskiwanych w teście (nawet dla wydłużonego do trzech tygodni odstępu między kolejnymi badaniami – zob. McGiboney, Carter, 1988; Gana, Akremi, 1998).

Przez ostatnie lata różni badacze badali strukturę czynnikową BPS (Ahmed, 1990; Vodanovich, Kass, 1990; Gordon i in., 1997; Vodanovich, Watt, Piotrowski, 1997; Gana, Akremi, 1998). Jednym z pierwszych rozwiązań była struktura dwuczynnikowa zaproponowana przez Ahmeda (1990), który prowadząc badania na grupie 154 kanadyjskich studentów, wyróżnił dwa niezależne czynniki, współtworzące podatność na nudę, tj. *apatię* i *nieuwagę*. Ku rozwiązaniom dwuczynnikowym skłaniali się także Gana i Akremi (1998), którzy w badaniach nad francuską adaptacją narzędzia (prowadzonego na grupie 270 studentów i dorosłych) wskazali na możliwość wyróżnienia w jego obrębie dwóch czynników, związanych z *wewnętrzną* i *zewnętrzną stymulacją*.

Również inne badania dotyczące struktury czynnikowej BPS wskazywały na możliwość przyjęcia rozwiązań wieloczynnikowych. Vodanovich i Kass (1990), badając grupę 385 amerykańskich studentów, wskazywali na możliwość wyodrębnienia pięciu komponentów podatności na nudę. Czynniki te określone zostały jako: *stymulacja zewnętrzna*, *stymulacja wewnętrzna*, *odpowiedź afektywna*, *percepcja czasu* oraz *skrepowanie*. Kolejne badania pokazały, że w obrębie pięciu wyodrębnionych uprzednio czynników wyróżnić można swego rodzaju czynniki niższego rzędu. W obrębie wcześniej wyodrębnionego czynnika związanego ze stymulacją wewnętrzną wyróżniono z kolei dwa niezależne czynniki – *kreatywność* i *utrzymywanie uwagi*. Natomiast w obrębie czynnika związanego ze stymulacją zewnętrzną wyróżniono dwie składowe – *monotonię* oraz *wyzwanie*. Dodatkowo wyodrębnionym czynnikiem, nieuwzględnionym w modelu pięcioczynnikowym, była *cierpliwość* (Vodanovich, Watt, Piotrowski, 1997).

Ku rozwiązaniom pięcioczynnikowym skłaniali się także Gordon i jego współpracownicy (1997). Próbowali oni potwierdzić model pięcioczynnikowy zasugerowany przez Vodanovicha i Kassa (1990). Wyniki badań dały częściowe podstawy do przyjęcia rozwiązania pięcioczynnikowego. Dwa z uzyskanych czynników – *niski poziom samoregulacji* i *potrzeba dreszczyku* stanowiły czynniki analogiczne względem wewnętrznej i zewnętrznej stymulacji, pojawiających się w poprzednich badaniach Vodanovicha i Kassa. Trzeci z wyodrębnionych czynników – *niepokój w poczuciu ograniczenia* – stanowił ekwiwalent skrepowania. Dwa pozostałe czynniki wyróżnione przez Gordona i współpracowników to *niedobór kreatywności* oraz *nieuwaga*.

Uzyskane rozwiązania czynnikowe wydają się znacząco różne – zarówno pod względem wyróżnionej liczby czynników, jak i sposobów ich konceptualizowania.

Jednym z powodów takiego stanu rzeczy jest fakt, iż badacze używali wariantów BPS różniących się sposobem odpowiadania na pozycje testowe – część z badaczy wykorzystwała punktowanie dychotomiczne (Ahmed, 1990; Gana, Akremi, 1998), inni zaś skalę siedmiostopniową (Vodanovich, Kass, 1990; Gordon i in., 1997). Istniały także różnice w zakresie kryterium włączania poszczególnych itemów do skali. Minimalna wartość, jaka pojawiła się w badaniach, to ładunki czynnikowe na poziomie ,30 (Ahmed, 1990; Gordon i in., 1997), w innych przypadkach kryterium włączenia była wielkość ładunku czynnikowego równego co najmniej ,40 (np. Vodanovich, Kass, 1990). Dodatkowo badacze ci wykorzystywali różne sposoby rotacji ładunków czynnikowych – w pewnych przypadkach była to rotacja Varimax (Gordon i in., 1997; Vodanovich, Kass, 1990), w innych zaś wykorzystano rotację ukośną (Gana, Akremi, 1998) lub prezentowano ładunki czynnikowe nierotowane (Ahmed, 1990).

Poócz kwestii natury statystycznej i psychometrycznej istotne wydaje się zwrócenie uwagi na fakt, że tym, co różniło poszczególne badania, nader wszystko był charakter badanej próby. Jakkolwiek badania różnych grup podejmowane są ze względu na chęć generalizacji rezultatów badawczych, to w odniesieniu do podatności na nudę, nacechowanej w dużym stopniu różnicami międzykulturowymi (Sundberg i in., 1991; Vodanovich, Watt, 1999), fakt ten uniemożliwia jednoznaczne interpretowanie struktury czynnikowej BPS. Jednocześnie sugeruje to, iż dla każdej populacji struktura podatności na nudę może cechować się pewnymi różnicami względem rozstrzygnięć czynionych dla pozostałych grup.

Pomimo braku zgodności pomiędzy poszczególnymi badaczami w kwestii liczby czynników konstruujących podatność na nudę szacowaną przy użyciu BPS, Vodanovich i współpracownicy (2005) zwracają uwagę na fakt, iż najczęściej raportowane, a zarazem najstabilniejsze czynniki, jakie wyłaniano w dotychczasowych badaniach, to stymulacja zewnętrzna i wewnętrzna. Stworzyli oni skróconą, 12-itemową wersję BPS, badającą właśnie te dwa czynniki. W przeprowadzonej przez nich konfirmacyjnej analizie czynnikowej model dwuczynnikowy okazał się dobrze dopasowany do danych empirycznych. Znalazł on także częściowe potwierdzenie w badaniach prowadzonych przez Meltona i Schulenberga (2009).

## **Opis konstrukcji polskiej wersji skali**

pierwszym etapem prac nad adaptacją narzędzia było dokonanie tłumaczenia oryginalnej skali. W tym celu zaproszono do współpracy czterech pracowników Instytutu Psychologii Uniwersytetu Śląskiego w Katowicach, którzy w sposób biegły posługiwali się językiem angielskim. Dokonali oni niezależnych tłumaczeń 28-itemowego narzędzia. Uzyskane tłumaczenia porównano, a po konsultacji z dwoma filologami angielskimi wybrano itemy w najlepszy sposób odzwierciedlające badany konstrukt. W związku z wykrytymi niejasnościami zdecydowano się zmodyfikować 10 spośród 28 pozycji pod względem językowym, natomiast 5 kolejnych

– pod względem treściowym. Ostatecznie otrzymano wstępną wersję kwestionariusza, składającego się – tak jak oryginalna wersja – z 28 pozycji testowych.

W następnej kolejności opracowano klucz odpowiedzi na pytania testowe. Podjęto decyzję o wykorzystaniu skali Likerta, co wydaje się uzasadnione w kontekście badań potwierdzających wyższą zgodność wewnętrzną wersji BPS korzystających z podobnego sposobu kodowania odpowiedzi (zob. Vodanovich, 2003; Vodanovich, Watt, 2016).

## Badanie I

### Cel badania

Celem badania było sprawdzenie dopasowania zebranych danych do modeli czynnikowych proponowanych przez innych autorów oraz eksploracja struktury czynnikowej narzędzia w polskiej próbie.

Do wykonania analiz statystycznych wykorzystano programy IBM SPSS Statistics 23.0 oraz IBM SPSS Amos 24.0.

### Osoby badane i procedura

W badaniu wzięły udział 322 osoby (224 kobiety, 98 mężczyzn), studiujące ( $N = 218$ ) lub pracujące zawodowo ( $N = 104$ ). Średni wiek w badanej próbie wyniósł 24 lata ( $SD = 4,41$ , min. = 16, max. = 49).

Pomiary zbierane były metodą kuli śnieżnej przy użyciu internetowej ankiety w serwisie ebadania.pl, w skład której weszła Skala Podatności na Nudę. Badani ustosunkowywali się do stwierdzeń kwestionariusza na skali siedmiostopniowej.

### Wyniki i dyskusja

Celem sprawdzenia dopasowania struktury czynnikowej do modeli wyodrębnionych do tej pory w literaturze (zob. Ahmed, 1990; Gana, Akremi, 1998; Gordon i in., 1997; Gordon i in., 1997; Vodanovich, Kass, 1990; Vodanovich, Watt, Piotrowski, 1997) przeprowadzono konfirmacyjną analizę czynnikową (CFA). Za rekomendacją Hu i Bentlera (1999) przyjęto, że porównawczy wskaźnik dopasowania (CFI) powinien sięgnąć lub przekroczyć wartości ,95, natomiast pierwiastek średniokwadratowego błędu aproksymacji (RMSEA) nie powinien przekroczyć wartości ,06. Jednocześnie pierwiastek średniego kwadratu reszt (SRMR) powinien być niższy od ,08, wskaźniki dobroci dopasowania (GFI i AGFI) powinny być wyższe od ,90, a wskaźnik oceny krzyżowej (ECVI) powinien wskazywać jak najniższą możliwą wartość (co sygnalizuje lepszą szansę na replikację modelu czynnikowego w nowej próbie).

Wyniki analizy konfirmacyjnej przedstawiono w tabeli 1.

Tabela 1. Wartości wskaźników dopasowania dla teoretycznych modeli czynnikowych wyodrębnionych we wcześniejszych badaniach nad Skalą Podatności na Nudę

Model teoretyczny	$\chi^2$	$p <$	$df$	RMSEA	SRMR	CFI	ECVI	GFI	AGFI
Ahmed (1990; dwa czynniki)	2507,223***	,001	299	,154	,166	,410	8,164	,619	,553
Gana, Akremi (1998; dwa czynniki)	2641,129***	,001	299	,154	,173	,386	8,582	,618	,552
Gordon i in. (1997; cztery czynniki)	2570,816***	,001	298	,149	,185	,403	8,369	,634	,569
Gordon i in. (1997; pięć czynników)	2865,858***	,001	353	,147	,182	,398	9,291	,617	,559
Vodanovich, Kass (1990b; pięć czynników)	2620,699***	,001	325	,146	,191	,403	8,526	,631	,571
Vodanovich, Watt, Piotrowski (1997; osiem czynników)	2204,082***	,001	194	,206	,231	,226	7,114	,544	,457

Adnotacje.  $N = 322$ ; RMSEA – pierwiastek średniokwadratowego błędu aproksymacji;  $df$  – stopnie swobody dla statystyki *chi* kwadrat; SRMR – pierwiastek średniego kwadratu reszt; CFI – porównawczy wskaźnik dopasowania; ECVI – wskaźnik oceny krzyżowej; GFI – wskaźnik dobroci dopasowania; AGFI – skorygowane GFI.

Wyniki pokazały, że żaden z postulowanych wcześniej modeli nie był dobrze dopasowany do zebranych danych. Stanowiło to wskazanie do rozpatrzenia innej niż postulowane struktury czynnikowej.

W tym celu przeprowadzono analizę składowych głównych. Analiza zasobów zmienności wspólnej wskazała, że wszystkie zmienne uwzględnione w analizie w znacznym stopniu wiązały się z pozostałymi (wartości powyżej ,50 – zob. Bedyńska, Cypryńska, 2013). Analiza wykresu osypiska wskazała możliwość wyodrębnienia dwóch lub siedmiu czynników, tłumaczących w sumie kolejno 36,59% i 64,36% wariancji wyników. Metoda Kaisera wskazała na możliwość wyróżnienia siedmiu czynników.

Biorąc pod uwagę wyniki obu metod, zdecydowano się wyliczyć ładunki czynnikowe dla rozwiązania siedmioczynnikowego. Zdecydowano się na przedstawienie ładunków czynnikowych w rotacji Varimax, która wykorzystana była w części dotychczas przeprowadzonych badań walidacyjnych (Vodanovich, Kass, 1990;



Gordon i in., 1997). Jako kryterium włączenia do podskali przyjęto wartość ładunku czynnikowego równą lub większą niż ,40.

Czynnik pierwszy (zob. tabela 2), wyjaśniający najwyższy procent wariancji wyników, składał się z pięciu stwierdzeń, odnoszących się do zdolności w zakresie zapewnienia sobie odpowiedniego poziomu stymulacji, w szczególności zaś – kreatywności oraz pomysłowości. Kolejny z czynników, składający się z trzech itemów, odnosił się do indywidualnych reakcji jednostki na powtarzalną i mało złożoną stymulację. W skład trzeciego z czynników weszły dwa pytania, opisujące reakcje na konieczność czekania. Czynnik czwarty składał się z pięciu itemów, odnoszących się do umiejętności koncentracji, zdolności do długotrwałego utrzymania uwagi i konsekwencji w realizowaniu powierzonych zadań. Piąty z czynników składał się z czterech stwierdzeń, odnoszących się do indywidualnego zapotrzebowania na stymulację płynącą z otoczenia, potrzeby wyzwań i ekscytacji. Czynnik szósty – *skrepowanie* – składał się z trzech stwierdzeń. Opisywały one poczucie apatii i beczynności związanych z poczuciem nudy. Ostatni z czynników zawierał w sobie zarówno stwierdzenia odnoszące się do poczucia monotonii i wolnego upływu czasu, jak i te opisujące reakcje afektywne związane z nudą. Stąd też skontypalizowano go jako: *reakcje afektywne – upływ czasu*.

Tabela 2. Macierz czynnikowa dla pełnej wersji Skali Podatności na Nudę

Nr pozycji	Stwierdzenie	IS-K	ES-M	P	IS-AM	ES-C	R	AR-PT
22	Wielu ludzi twierdzi, że jestem kreatywny i pomysłowy.	,722						
23	Mam tak wiele zainteresowań, że nie mam czasu na realizację ich wszystkich.	,711						
18	Często budzę się z nowymi pomysłami.	,706						
7	Nieustannie tworzę nowe projekty i coś robię.	,666						
8	Myślę, że łatwo mi zapewnić sobie rozrywkę.	,537						
6	Gdy muszę oglądać czyjeś filmy rodzinne lub zdjęcia z podróży, czuję się okropnie znudzony.		,762					
10	Potrzebuję więcej stymulacji niż większość ludzi, żeby poczuć ekscytację.		,469					

cd. tabeli 2

---

28	Kiedy byłem młodszy, często znajdowałem się w monotonych i nużących sytuacjach.	,416
17	W sytuacjach, w których muszę czekać (np. w kolejce), robię się niespokojny.	,844
15	Potrafię cierpliwie czekać.	,724
5	Często zdarza mi się wykonywać wiele bezsensownych zadań.	,729
1	Jest mi łatwo skoncentrować się na zadaniach.	,633
24	Pośród moich przyjaciół jestem tą osobą, która potrafi realizować zadania najdłużej.	,588
2	Pracując nad czymś, często przyłapuję się na martwieniu się innymi sprawami.	,471
27	Wydaje mi się, że w telewizji i kinie są nieustannie te same rzeczy, to już robi się nudne.	,471
20	Chciałbym, aby w moim życiu było więcej wyzwań.	,796
26	Potrzeba mi wielu zmian i urozmaicenia, abym był szczęśliwy.	,698
19	Ciężko byłoby mi znaleźć taką pracę, która byłaby wystarczająco ekscytująca.	,596
25	Jeśli nie robię czegoś ekscytującego, a nawet niebezpiecznego, czuję się ledwie żywy i otepiały.	,429
16	Często przyłapuję się na tym, że nie mam nic do roboty.	,841
4	Często nie wiem, co ze sobą zrobić.	,707
14	Przez większość czasu po prostu siedzę w miejscu i nic nie robię.	,536

---

cd. tabeli 2

12	Rzadko bywam podekscytowany/pobudzony swoją pracą.	,751
13	W każdej sytuacji mogę zazwyczaj dostrzec coś zajmującego i utrzymującego moje zainteresowanie.	,654
9	Wiele rzeczy, które muszę robić, jest powtarzalnych i monottonnych.	,609
11	Większość rzeczy, które robię, sprawia mi dużo przyjemności.	,525
3	Czas zawsze wydaje się płynąć powoli.	,429
% wyjaśnionej wariancji		22,386 14,202 7,031 6,038 5,493 4,968 4,242

Adnotacje.  $N = 322$ ;  $KMO = ,715$ ; test sferyczności Bartletta:  $\chi^2 = 4405,504$ ;  $p < ,0001$ ; IS-K – Wewnętrzna Stymulacja – Kreatywność; ES-M – Zewnętrzna Stymulacja – Monotonia; P – Cierpliwość; IS-AM – Wewnętrzna Stymulacja – Utrzymywanie Uwagi; ES-C – Zewnętrzna Stymulacja – Wyzwania; R – Skrępowanie; AR-PT – Reakcje Afektywne – Upływ Czasu.

## Dyskusja

Uzyskane rozwiązanie czynnikowe odbiega w dość znaczący sposób od rozwiązań postulowanych przez poprzednich badaczy (zob. Ahmed, 1990; Vodanovich, Kass, 1990; Gordon i in., 1997; Gordon i in., 1997; Vodanovich, Watt, Piotrowski, 1997; Gana, Akremi, 1998). Różnice te odnoszą się zarówno do przynależności poszczególnych itemów do czynników, jak i liczby wyróżnionych czynników *in genere*. Ponadto trzy z czynników (2, 3 i 6) składały się z zaledwie dwóch lub trzech itemów, co podaje w wątpliwość zasadność ich wyróżniania (zob. Bedyńska, Cypryańska, 2013). Dodatkowe ograniczenie niniejszej analizy stanowi fakt, iż ładunki czynnikowe dla poszczególnych itemów często zaledwie nieznacznie przekraczały przyjęte kryterium włączenia do skali.

Mając na uwadze powyższe zastrzeżenia, po przeprowadzeniu badania podjęto decyzję o zredukowaniu liczby itemów wchodzących w skład oryginalnego narzędzia i odtworzenie czynników stanowiących najbardziej stabilny kulturowo element konstruktowi podatności na nudę – wewnętrzną i zewnętrzną stymulację. Podejście to rekomendowane jest przez Vodanovicha i współpracowników (2005). Uzasadniają oni przyjęcie dwóch czynników składowych z jednej strony ich względną stałością i stosunkową łatwością ich replikacji w różnych próbach, z dru-

giej zaś – reprezentatywnością obu czynników dla podatności na nudę, utożsamianą najczęściej z brakiem zdolności do zapewnienia sobie odpowiedniego poziomu zewnętrznej i wewnętrznej stymulacji.

### Proces skracania narzędzia

Nim przystąpiono do kolejnego badania na podstawie wyników zebranych w trakcie badania pierwszego, dokonano skrócenia narzędzia. W analizie wzięto pod uwagę wszystkie 28 itemów tworzących pełną wersję Skali Podatności na Nudę.

Kryterium, na podstawie którego podejmowano decyzję o pozostaniu lub wykluczeniu itemu, była wartość zasobów zmienności wspólnej dla rozwiązania uwzględniającego dwa czynniki. Za zaleceniem Bedyńskiej i Cypryańskiej (2013) usunięto wszystkie itemy, których zmienność nie osiągnęła wartości ,50.

W efekcie uzyskano skróconą wersję narzędzia, składającą się z 12 itemów. Potwierdzono wielowymiarowość skróconego narzędzia, z dość jednoznacznym wskazaniem wykresu osypiska na możliwość wyróżnienia w jego obrębie dwóch czynników, wyjaśniających w sumie 56,18% wariancji zmiennych.

W efekcie udało się uzyskać dwa czynniki (zob. tabela 3) wchodzące w skład skróconego narzędzia.

Tabela 3. Ładunki czynnikowe dla skróconej wersji Skali Podatności na Nudę

Nr pozycji	Stwierdzenie	Wewnętrzna Stymulacja	Zewnętrzna Stymulacja
7	Nieustannie tworzę nowe projekty i coś robię.	,772	
11	Większość rzeczy, które robię, sprawia mi dużo przyjemności.	,561	
14	Przez większość czasu po prostu siedzę w miejscu i nic nie robię.	,710	
18	Często budzę się z nowymi pomysłami.	,723	
22	Wielu ludzi twierdzi, że jestem kreatywny i pomysłowy.	,720	
23	Mam tak wiele zainteresowań, że nie mam czasu na realizację ich wszystkich.	,700	
25	Jeśli nie robię czegoś ekscytującego, a nawet niebezpiecznego, czuję się ledwie żywy i otępiały.		,655

cd. tabeli 3

26	Potrzeba wielu zmian i urozmaicenia, abym był szczęśliwy.	,643
10	Potrzebuję więcej stymulacji niż większość ludzi, żeby poczuć ekscytację.	,726
12	Rzadko bywam podekscytowany/ pobudzony swoją pracą.	,623
19	Cieężko byłoby mi znaleźć taką pracę, która byłaby wystarczająco ekscytująca.	,840
21	Czuję, że przez większość czasu pracuję poniżej swoich zdolności/możliwości.	,673
% wyjaśnionej wariancji		28,98
		27,20

Adnotacje.  $N = 322$ ;  $KMO = ,787$ ; test sferyczności Bartletta:  $\chi^2 = 1558,002$ ;  $p < ,0001$ .

## Badanie II

### Materiał

W badaniu wykorzystano baterię testów składającą się ze skróconej Skali Podatności na Nudę oraz innych testów, mierzących konstrukty potencjalnie powiązane z podatnością na nudę, tj.: (1) Skali Poszukiwania Doznań (*Sensation Seeking Scale*, SSS-V) w polskiej adaptacji (Oleszkiewicz-Zsurzs, 1985), (2) Kwestionariusza Depresji Aarona Becka (*Beck's Depression Inventory*, BDI) w polskiej adaptacji (Parnowski, Jernajczyk, 1977), (3) Skala Satysfakcji z Życia autorstwa Dienera i współpracowników (*Satisfaction With Life Scale*, SWLS) w polskiej adaptacji (Juczyński, 2009).

Oczekiwano, iż podatność na nudę będzie powiązana z niektórymi wymiarami poszukiwania doznań. Założono, że podatność na nudę będzie korelować dodatnio z: (1) tendencją do poszukiwania grozy i przygód, (2) tendencją do poszukiwania przeżyć oraz (3) rozhamowaniem. Jednocześnie spodziewano się dodatniej korelacji między podatnością na nudę mierzoną za pomocą polskiej adaptacji BPS oraz podatnością na nudę stanowiącą wymiar SSS-V. Przypuszczalny kierunek zależności potwierdzają liczne badania (Dahlen i in., 2005; Mercer, Eastwood, 2010; Mercer-Lynn i in., 2011; Mercer-Lynn, Hunter, Eastwood 2013). Dodatkowo, włączenie Skali Poszukiwania Doznań do badania trafności kryterialnej podyktowane było faktem, iż wykorzystane zostało ono również przez autorów oryginału w ich badaniach walidacyjnych (zob. Farmer, Sundberg, 1986).

Dodatkowo założono, że istnieć będzie dodatnia korelacja między podatnością na nudę a natężeniem objawów depresyjnych oraz niższą satysfakcją z życia, co

potwierdzają liczne badania (Farmer, Sundberg, 1986; Ahmed, 1990; Blaszczynski, McConaghy, Frankova, 1990; Gordon i in., 1997; Rupp, Vodanovich, 1997; Sommers, Vodanovich, 2000; Dahlen i in., 2004; Kass, Beede, Vodanovich, 2010; Goldberg i in., 2011; LePera, 2011).

## Osoby badane i procedura

W drugim badaniu wzięło udział 300 osób (212 kobiet, 88 mężczyzn), studiujących ( $N = 152$ ) lub pracujących zawodowo ( $N = 148$ ). Średni wiek w badanej próbie wyniósł 28,92 lat ( $SD = 4,4$ , min. = 21, max. = 49). Pomiary zbierane były metodą kuli śnieżnej, przy pomocy ankiety online w serwisie ebadania.net.

## Wyniki badania

W pierwszej kolejności przeprowadzono confirmacyjną analizę czynnikową celem sprawdzenia modelu dwuczynnikowego, jaki wyłoniony został w drodze analizy eksploracyjnej w badaniu pierwszym.

Model okazał się dość dobrze dopasowany do danych empirycznych:  $\chi^2 = 132,45$ ; CFI = ,942; RMSEA = ,05; SRMR = ,06; GFI = ,94; AGFI = ,92. Wszystkie ładunki czynnikowe były istotne na poziomie  $p < ,001$ .

Analiza pozycji testowych wykazała, że wartości współczynników dyskryminacji dla wszystkich pozycji testowych przekraczały ,25. Zgodność wewnętrzną całego testu i dwóch podskal oszacowano za pomocą współczynnika  $\alpha$ -Cronbacha (tabeli 4), który sugerował zadowalający poziom zgodności otrzymanego narzędzia i podskal. Nieco wyższą rzetelność narzędzia zaobserwowano w grupie kobiet.

Tabela 4. Wartości współczynników zgodności wewnętrznej  $\alpha$ -Cronbacha Skali Podatności na Nudę

	BPS	BPS-IS	BPS-ES
Cała grupa	,919	,876	,854
Kobiety	,921	,889	,865
Mężczyźni	,901	,883	,832

Adnotacje.  $N = 300$ ; BPS – wynik ogólny w skali; BPS-IS – Stymulacja Wewnętrzna; BPS-ES – Stymulacja Zewnętrzna.

Kolejnym krokiem analizy było sprawdzenie pewnych elementów trafności kryterialnej stworzonego narzędzia. W tym celu wygenerowano macierz korelacji dla badanych zmiennych. Okazało się, iż wszystkie zmienne odbiegają kształtem od rozkładu normalnego. Skośność rozkładów badanych zmiennych była jednak

w każdym przypadku prawostronna (dominowały wyniki niskie i średnie), co uprawniało użycie w dalszej analizie współczynnika korelacji Pearsona.

Tabela 5. Współczynniki korelacji liniowej Pearsona między podatnością na nudę i jej wymiarami oraz wynikami w Skali poszukiwania Doznań (SSS-V), Skali Depresji Becka (BDI) oraz Skali Satysfakcji z Życia (SWLS)

	SSS-TAS	SSS-ES	SSS-D	SSS-BS	BDI	SWLS
BPS – wynik ogólny	,171**	,340***	,112	,591***	,330***	-,340***
Stymulacja Zewnętrzna	,221***	,352***	,109	,610***	,322***	-,301***
Stymulacja Wewnętrzna	,119*	,322***	,113	,491***	,421***	-,321***

Adnotacje.  $N = 300$ ; \*  $p < ,05$ ; \*\*  $p < ,01$ ; \*\*\*  $p < ,001$ .

Wyniki badań wskazały na istnienie pewnych istotnych statystycznie zależności między podatnością na nudę oraz wymiarami poszukiwania doznań. Odnotowano słabe, dodatnie istotne statystycznie związki między poszukiwaniem grozy i przygód oraz poszukiwaniem przeżyć oraz podatnością na nudę. Zauważono także istnienie umiarkowanych i silnych związków między podatnością na nudę mierzoną za pomocą nowego narzędzia oraz podatnością na nudę rozumianą jako wymiar poszukiwania doznań.

Dodatkowo, zgodnie z oczekiwaniami, podatność na nudę okazała się istotnie korelować zarówno z natężeniem objawów depresyjnych, jak i satysfakcją z życia. Związek ten był jednak raczej słaby.

Jeśli chodzi o zależność między podatnością na nudę a satysfakcją z życia, zgodnie z przewidywaniami ujawniono umiarkowaną, ujemną zależność między zmiennymi, co sugeruje, iż wyższemu poziomowi podatności na nudę towarzyszył niższy poziom satysfakcji z życia.

## Dyskusja

Polska wersja BPS stworzona została w dwóch wersjach – pełnej (składającej się z 28 itemów) oraz skróconej (składającej się z 12 itemów). Ze względu na niezadawalające właściwości psychometryczne (niski poziom rzetelności, słaba moc dyskryminacji niektórych pozycji testowych, niskie ładunki czynnikowe w macierzy oraz stosunkowo rozlana struktura czynnikowa, uniemożliwiająca jej replikację w kolejnych badaniach), dalsze prace kontynuowano w odniesieniu do skróconej wersji narzędzia, co rekomendowane jest również przez innych badaczy (zob. Vodanovich, Wallace, Kass, 2005).

W wersji tej wyodrębniono dwie skale, rozumiane jako czynniki związane z podatnością na nudę, które były konsekwentnie raportowane przez wieku ba-

daczy analizujących trafność teoretyczną narzędzia. Pierwszy z czynników – Wewnętrzna Stymulacja – odnosi się do zdolności jednostki do zapewnienia sobie optymalnego poziomu pobudzenia. W szczególności zaś – do jej zasobów wewnętrznych, takich jak kreatywność, pomysłowość czy też zdolność pozytywnego wartościowania codziennych doświadczeń, nadawania im znaczenia oraz dostrzegania w nich interesujących i zajmujących elementów. Można zatem powiedzieć, iż obejmuje ona wszelkie formy aktywności wewnętrznej oraz charakterystyki osobowe, odnoszące się do nich, pozwalające jednostce czerpać przyjemność z doświadczanej stymulacji. Drugi z czynników to Zewnętrzna Stymulacja. Odnosi się on do indywidualnego zapotrzebowania na zewnątrzpochodne pobudzenie, obejmujące gotowość do angażowania się w sytuacje wysokostymulujące, zapewniające silne doznania bądź stanowiące pewien rodzaj wyzwania.

Scharakteryzowane powyżej czynniki dość powszechnie raportowane były w innych badaniach prowadzonych z wykorzystaniem Skali Podatności na Nudę. Zdaniem Vodanovicha i współpracowników (2005), stanowią one centralne elementy podatności na nudę, której wysoki poziom utożsamiany jest często z niezdolnością do zapewnienia sobie satysfakcjonującego poziomu stymulacji wewnętrznej oraz brakiem zadowolenia ze stymulacji zewnętrznej. W sposób dość pełny opisuje to stan nudy, potocznie rozumianej jako efekt niesatysfakcjonującej stymulacji środowiskowej oraz niskiego poziomu aktywności wewnętrznej.

Przedstawiona adaptacja skróconej Skali Podatności na Nudę cechuje się zadowalającymi właściwościami psychometrycznymi. Satysfakcjonujący poziom rzetelności, w rozumieniu zgodności wewnętrznej, sugeruje, iż narzędzie to w sposób dokładny szacuje przedstawiony konstrukt. Jednocześnie badania nad strukturą czynnikową skali oraz analiza korelacji wyników w teście z innymi konstruktami sugerują satysfakcjonujący poziom trafności kryterialnej i teoretycznej narzędzia.

Jakkolwiek przedstawione w artykule wyniki badań są dość obiecujące, to należy zaznaczyć, iż zaledwie otwierają one pole do dyskusji nad przydatnością niniejszego narzędzia w badaniach naukowych. Pewną wątpliwość budzi możliwość replikowania wyróżnionych czynników. Jakkolwiek przeprowadzona konfirmacyjna analiza czynnikowa pozwoliła odtworzyć wyróżnione czynniki w nowej próbie, to należy w stanowczy sposób zaznaczyć, iż jedno badanie nie rozstrzyga kwestii stabilności struktury czynnikowej skali. Istotną kwestią wydaje się także sprawdzenie stabilności czasowej pomiaru podatności na nudę za pomocą badania test–retest. Pozwoliłoby to ugruntować wiedzę na temat właściwości psychometrycznych przedstawionego narzędzia (uzupełniając ją o dodatkowy aspekt rzetelności).

Co więcej, w obu badaniach wykorzystano próbę stosunkowo mało liczną, składającą się z ludzi młodych (przeważali w niej studenci). Sprawia to, iż nie ma pewności, na ile struktura czynnikowa narzędzia nie jest uniwersalna jedynie dla tej grupy. Obawa ta wydaje się zasadna, biorąc również pod uwagę fakt, iż



opisywane struktury czynnikowe narzędzia wydawały się istotnie różne w zależności od wykorzystanej próby. Przyszłe badania, prowadzone z użyciem przedstawionego narzędzia, powinny podjąć próbę rozstrzygnięcia tej kwestii, rozszerzając badanie na bardziej heterogeniczne próby.

Wskazane wydaje się też dalsze eksplorowanie trafności kryterialnej narzędzia. W niniejszych badaniach zbadano pewne jej najistotniejsze, najczęściej eksplorowane w dotychczasowych badaniach elementy. W dalszym ciągu jednak pozostaje wiele niewidomych, np. w aspekcie korelacji między podatnością na nudę a przebiegiem procesów poznawczych.

Inne zastrzeżenia związane są ze statusem teoretycznym podatności na nudę. Zredukowanie jej, także w aspekcie czynnikowym, do dwóch komponentów związanych z indywidualnymi możliwościami jednostki do czerpania przyjemności z określonych rodzajów stymulacji zewnętrznej i wewnętrznej niesie ryzyko zrównywania podatności na nudę, traktowane jako wymiar różnic indywidualnych, z nudą rozumianą jako stan uwarunkowany sytuacyjne. Należy zauważyć, iż niedostateczny poziom stymulacji zewnętrznej i wewnętrznej rozumiany może być bowiem zarówno jako pewnego rodzaju sytuacyjna determinanta nudy–stanu i znamię braku ekwiwalencji między jednostkowymi wymaganiami i preferencjami a środowiskowo uwarunkowanym poziomem stymulacji.

Użyteczne w tym miejscu wydaje się zwrócenie uwagi na propozycję teoretyczną Fahlmana (2008), który redefiniuje zjawisko nudy. Jego zdaniem, przez nudę możemy rozumieć zespół zjawisk i syndromów charakteryzujących się pragnieniem zajęcia się czymś interesującym w sytuacji, gdy jest się od podobnych aktywności odciętym. Ów brak potencjalnie bardziej interesujących zajęć może być spowodowany realnym brakiem możliwości podjęcia innej aktywności lub też indywidualną niemożnością podjęcia takowej (np. spowodowaną brakiem pewności co do tego, jaka miałyby to być aktywność).

Teoria Fahlmana zakłada, że istnieć mogą indywidualne różnice w zakresie przeżywania nudy. W szczególności dotyczyć one mogą specyficznych sytuacji i obiektów generujących poczucie nudy, intensywności jej przeżywania oraz czasu trwania i częstotliwości pojawiania się tych stanów. Przyjęcie podobnej perspektywy teoretycznej nadaje nowe ramy interpretacyjne dla rozumienia podatności na nudę. Poniekąd *implicite* sugeruje ona, iż różnice indywidualne w zakresie nudy opisywać można w różnicach w zakresie doświadczania jej, nie zaś w aspekcie specyficznego rodzaju podatności na nią.

Sposobem rozwiązania tej wątpliwości byłoby porównanie rezultatów badawczych uzyskiwanych za pomocą narzędzi stworzonych *stricte* do badania podatności na nudę oraz badania nudy–stanu w rozumieniu Fahlmana. Niemniej jednak na dzień dzisiejszy nie dysponujemy polskim tłumaczeniem stworzonego przez niego narzędzia. W związku z tym przedstawiona adaptacja Skali Podatności na Nudę wydaje się jedyną alternatywą dla osób zainteresowanych prowadzeniem badań naukowych w tym obszarze.

## Literatura cytowana

- Ahmed, S.M.S. (1990). Psychometric properties of the Boredom Proneness Scale. *Perceptual and Motor Skills*, 71, 963–966.
- Bedyńska, S., Cypryńska, M. (2013). *Statystyczny drogowskaz*. Warszawa: Wydawnictwo Akademickie SEDNO.
- Blaszczynski, A., McConaghy, N., Frankova, A. (1990). Boredom proneness in pathological gambling. *Psychological Reports*, 67, 35–42.
- Blunt, A., Pychyl, T.A. (1998). Volitional action and inaction in the lives of undergraduate students: State orientation, procrastination, and proneness to boredom. *Personality and Individual Differences*, 24, 837–846.
- Cacioppo, J.T., Petty, R.E., Kao, C.F. (1984). The efficient assessment of need for cognition. *Journal of Personality Assessment*, 48, 306–307.
- Carriere, J.S.A., Cheyne, J.A., Smilek, D. (2008). Everyday attention lapses and memory failures: The affective consequences of mindfulness. *Consciousness and Cognition*, 17, 835–847.
- Chaney, M.P., Blalock, A.C. (2006). Boredom proneness, social connectedness, and sexual addiction among men who have sex with male internet users. *Journal of Addictions & Offender Counselling*, 26, 111–122.
- Chruszczewski, M.H. (2015). Psychologiczne koncepcje nudy. *Ruch Pedagogiczny*, 2, 15–31.
- Dahlen, E.R., Martin, R.C., Ragan, K., Kuhlman, M.M. (2004). Boredom proneness in anger and aggression: effects of impulsiveness and sensation seeking. *Personality and Individual Differences*, 37, 1615–1627.
- Dahlen, E.R., Martin, R.C., Ragan, K., Kuhlman, M.M. (2005). Driving anger, sensation seeking, impulsiveness, and boredom proneness in the prediction of unsafe driving. *Accident, Analysis and Prevention*, 37, 341–348.
- Danckert, J.A., Allman, A.A. (2005). Time flies when you're having fun: Temporal estimation and the experience of boredom. *Brain and Cognition*, 59(3), 236–245.
- Fahlman, S.A. (2008). Development and validation of the Multidimensional State Boredom Scale. (Niepublikowana rozprawa doktorska). Kanada: York University. Dostęp online: <https://tinyurl.com/jfb98ru>
- Fahlman, S.A., Mercer-Lynn, K.B., Flora, D.B., Eastwood, J.D. (2013). Development and validation of the multidimensional state boredom scale. *Assessment*, 20, 68–85.
- Farmer, R., Sundberg, N.D. (1986). Boredom proneness: The development and correlates of a new scale. *Journal of Personality Assessment*, 50, 4–17.
- Flakus, M. (2016). Kliniczne aspekty podatności na nudę. *Psychiatria po Dyplomie*, 13(5), 19–25.
- Gana, K., Akremi, M. (1998). French adaptation and validation of the Boredom Proneness Scale (BP). *L'Année Psychologique*, 98, 429–450.
- Goldberg, Y.K., Eastwood, J.D., LaGuardia, J., Danckert, J. (2011). Boredom: an emotional experience distinct from apathy, anhedonia, or depression. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 30, 647–666.

- Gordon, A., Wilkinson, R., McGrown, A., Jovanoska, S. (1997). The psychometric properties of the Boredom Proneness Scale: An examination of its validity. *Psychological Studies*, 42, 85–97.
- Harris, M.B. (2000). Correlates and characteristics of boredom proneness and boredom. *Journal of Applied Social Psychology*, 30, 576–598.
- Hu, L., Bentler, P.M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1–55.
- Juczyński, Z. (2009). *Skala satysfakcji z życia (SWLS)*. Warszawa: Pracownia Testów Psychologicznych PTP.
- Kass, S.J., Beede, K., Vodanovich, S.J. (2010). Self-report measures of distractibility as correlates of simulated driving performance. *Accident, Analysis and Prevention*, 42, 874–880.
- Klapp, O.E. (1986). *Overload and boredom*. New York: Greenwood Press.
- Lee, T.W. (1986). Toward the development and validation of a measure of job boredom. *Manhattan College Journal of Business*, 15, 22–28.
- LePera, N. (2011). Relationship between boredom proneness, mindfulness, anxiety, depression, and substance use. *New School Psychological Bulletin*, 8, 15–25.
- Malkovsky, E., Merrifield, C., Goldberg, Y., Danckert, J. (2012). Exploring the relationship between boredom and sustained attention. *Experimental Brain Research*, 221, 59–67.
- McGiboney, G.W., Carter, C. (1988). Boredom proneness and adolescents' personalities. *Psychological Reports*, 63, 395–398.
- Melton, A.M.A., Schulenberg, S.E. (2009). A confirmatory factor analysis of Boredom Proneness Scale. *Journal of Psychology*, 143, 493–508.
- Mercer, K.B., Eastwood, J.D. (2010). Is boredom associated with problem gambling behaviour? It depends on what you mean "boredom". *International Gambling Studies*, 10, 91–104.
- Mercer-Lynn, K.B., Bar, R.J., Eastwood, J.D. (2014). Causes of boredom: The person, the situation, or both? *Personality and Individual Differences*, 56, 122–126.
- Mercer-Lynn, K.B., Flora, D.B., Fahlman, S.A., Eastwood, J.D. (2011). The measures of boredom: Differences between existing self-report scales. *Assessment*, 20(5), 585–596.
- Mercer-Lynn, K.B., Hunter, J.A., Eastwood, J.D. (2013). Is trait boredom redundant? *Journal of Social Clinical Psychology*, 32, 897–916.
- Neu, J., (1998). Boring from within: endogenous versus reactive boredom. W: W.F. Flack, J.D. Laird (red.), *Psychopathology: Theory and Research* (s. 158–170). London: Oxford University Press.
- O'Hanlon, J.F. (1981). Boredom: Practical consequences of a theory. *Acta Psychologica*, 49, 53–82.
- Oleszkiewicz-Zsurz, Z. (1985). Adaptacja Skali poszukiwania wrażeń (SSS) M. Zuckermana do warunków polskich. *Przegląd Psychologiczny*, 28, 1123–1128.

- Parnowski, T., Jernajczyk, W. (1977). Inwentarz Depresji Becka w ocenie nastroju osób zdrowych i chorych na choroby afektywne. *Psychiatria Polska*, 11(4), 417–421.
- Paulson, M.J., Coombs, R.H., Richardson, M.A. (1990). School performance, academic aspirations, and drug use among children and adolescents. *Journal of Drug Education*, 20, 289–303.
- Rupp, D.E., Vodanovich, S.J. (1997). The role of boredom proneness in self-reported anger and aggression. *Journal of Social Behavior and Personality*, 12, 925–936.
- Seib, H.M., Vodanovich, S.J. (1998). Boredom proneness and psychological development. *The Journal of Psychology*, 132, 642–652.
- Sommers, J., Vodanovich, S.J. (2000). Boredom proneness: Its relationship to psychological and physical health symptoms. *Journal of Clinical Psychology*, 56, 149–155.
- Sundberg, N.D., Latkin, C.A., Farmer, R.F., Saoud, J. (1991). Boredom in young adults: gender and cultural comparisons. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 22, 209–223.
- Todman, M. (2003). Boredom and psychotic disorders: Cognitive and motivational issues. *Psychiatry*, 66, 146–167.
- Vodanovich, S.J. (2003). Psychometric Measures of Boredom: A Review of the Literature. *The Journal of Psychology*, 137(6), 569–595.
- Vodanovich, S.J., Kass, S.J. (1990). A factor analytic study of the Boredom Proneness Scale. *Journal of Personality Assessment*, 55, 115–123.
- Vodanovich, S.J., Rupp, D.E. (1999). Are procrastinators prone to boredom? *Social Behavior and Personality: An International Journal*, 27, 11–16.
- Vodanovich, S.J., Verner, K.M., Gilbride, T.V. (1991). Boredom proneness: Its relationship to positive and negative affect. *Psychological Reports*, 69, 1139–1146.
- Vodanovich, S.J., Wallace, J.C., Kass, S.J. (2005). A confirmatory factor structure of the boredom proneness scale: Evidence for a two-factor short form. *Journal of Personality Assessment*, 85, 295–303.
- Vodanovich, S.J., Watt, J.D. (1999). The relationship between time structure and boredom proneness: An investigation within two cultures. *The Journal of Social Psychology*, 139, 143–152.
- Vodanovich, S.J., Watt, J.D. (2016). Self-Report Measures of Boredom: An Updated Review of the Literature. *The Journal of Psychology*, 150(2), 196–228.
- Vodanovich, S.J., Watt, J.D., Piotrowski, C. (1997). Boredom proneness in African American college students: A factor analytic perspective. *Education*, 118, 229–236.
- Watt, J.D., Ewing, J.E. (1996). Toward the development and validation of a measure of sexual boredom. *Journal of Sex Research*, 33, 57–66.
- Watt, J.D., Vodanovich, S.J. (1992). Relationship between boredom proneness and impulsivity. *Psychological Reports*, 70, 688–690.
- Wiesbeck, G.A., Wodarz, N., Mauerer, C., Thome, J., Jakob, F., Boening, J. (1996). Sensation seeking, alcoholism and dopamine activity. *European Psychiatry*, 11, 87–92.

- Zuckerman, M. (1979). *Sensation seeking: Beyond the optimal level of arousal*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Zuckerman, M. (2006). Biosocial bases of sensation seeking. W: T. Canli (red.), *Biology of personality and individual differences* (s. 37–59). New York: The Guilford Press.

**Streszczenie.** Celem artykułu jest prezentacja właściwości psychometrycznych polskiej adaptacji Skali Podatności na Nudę (*Boredom Proneness Scale, BPS*), autorstwa Farmera i Sundberga. W przeprowadzonym dwuetapowym badaniu udział wzięli studenci Uniwersytetu Śląskiego i osoby dorosłe ( $N = 622$ ). Nie udało się uzyskać struktury czynnikowej zbliżonej do żadnego z proponowanych w literaturze modeli. W związku z powyższym przeprowadzono EFA, w której wyodrębniono siedem czynników współtworzących podatność na nudę. Ze względu na niewielką liczbę itemów wchodzących w skład poszczególnych czynników podjęto decyzję o skróceniu narzędzia. W efekcie uzyskano 12-itemowe narzędzie, zawierające dwa czynniki wchodzące w skład podatności na nudę – Wewnętrzną i Zewnętrzną Stymulację. Struktura ta została potwierdzona za pomocą CFA w kolejnym badaniu. Skrócone narzędzie cechowało się zadowalającym poziomem trafności kryterialnej i zgodności wewnętrznej. Wyniki te sugerują, że skrócona wersja BPS może być wykorzystywana w badaniach naukowych jako satysfakcjonująca miara podatności na nudę. Należy jednak uwzględnić pewne ograniczenia niniejszych badań.

**Słowa kluczowe:** podatność na nudę, nuda, Skala Podatności na Nudę, psychometryczne miary nudy

Data wpłynięcia: 3.02.2017

Data wpłynięcia po poprawkach: 20.06.2017

Data zatwierdzenia tekstu do druku: 7.10.2018