

Škála potřeby vzrušení

Kristýna Onderová

Vyhledávání vzrušujících zážitků

Teorie vyhledávání vzrušení, v odborné literatuře známá jako Sensation Seeking, představuje jeden z nejvýznamnějších konceptů v rámci psychologie osobnosti zaměřený na individuální potřebu stimulace a novosti. Marvin Zuckerman (1979) tento rys definuje jako ochotu jedince podstupovat nejrozumnější fyzická, sociální či finanční rizika za účelem dosažení intenzivních, komplexních a nových prožitků. Celý model je výrazně biologicky ukotven a opírá se o předpoklad existence specifické optimální úrovně stimulace, neboli arousalu. Podle Zuckermana (1994) vykazují jedinci s vysokou mírou tohoto rysu přirozeně nižší bazální úroveň kortikálního nabuzení, což je podvědomě nutí vyhledávat mnohem silnější vnější podněty k dosažení příjemného emočního stavu a optimálního fungování. Tato biologická determinace úzce souvisí s aktivitou dopaminového systému v mozku a hladinou enzymu monoaminoxidázy, jejíž nižší koncentrace bývá v korelaci s vyšší potřebou riskovat (Zuckerman, 2007).

Samotná struktura tohoto rysu není jednorozměrná, ale podle původních výzkumů se skládá ze čtyř relativně samostatných faktorů, které společně tvoří celkový profil jedince. První dimenzí je vyhledávání dobrodružství a strachu, které se projevuje touhou po aktivitách zahrnujících rychlost a fyzické nebezpečí, jako jsou například adrenalinové sporty. Druhý faktor, vyhledávání zážitků, se zaměřuje spíše na vnitřní a senzorické podněty skrze netradiční životní styl, cestování nebo umění. Třetí složkou je nespoutanost, která popisuje snahu o uvolnění v sociálních situacích, vyhledávání impulzivní zábavy a experimentování v oblasti sexuality či návykových látek. Poslední dimenzí je náchylnost k nudě, definovaná jako silný odpor k rutině, předvídatelnosti a monotónnímu prostředí, které u takových jedinců vyvolává neklid a podrážděnost (Zuckerman, 1979).

Tvorba položek

Při konstrukci použitého dotazníku se vycházelo z teoretického konceptu Sensation Seeking podle Marvina Zuckermana, konkrétně z jeho revidované škály SSS-V. Původní Zuckermanův formát, který je založen na volbě mezi dvěma protikladnými tvrzeními, byl však pro účely této práce modifikován. Namísto nucené volby byla zvolena forma samostatných tvrzení, u kterých respondenti vyjadřovali míru svého souhlasu na čtyřbodové škále Likertova typu:

1 Zcela nesouhlasím – 2 Spíše nesouhlasím – 3 Spíše souhlasím – 4 Zcela souhlasím

K volbě sudého počtu stupňů se přistoupilo záměrně, aby se eliminovala možnost volit neutrální středovou odpověď. Vzhledem k omezenému rozsahu dotazníku bylo cílem získat od respondentů jasně vyhraněná data, která by umožnila citlivější statistické zpracování a lepší diferenciaci mezi skupinami.

K další úpravě došlo v oblasti vnitřní struktury dotazníku. Původní Zuckermanův model se čtyřmi dimenzemi byl pro potřeby této krátké verze zredukován na tři širší facety, které lépe odpovídaly zvolenému počtu položek. Cílem bylo zajistit rovnoměrné zastoupení jednotlivých aspektů vyhledávání vzrušení tak, aby každá z těchto tří oblastí byla v dotazníku zastoupena dvěma položkami.

Jednotlivé facety byly v tomto dotazníku pojmenovány jako *vyhledávání zážitků*, *nesnášenlivost nudy* a *disinhibice*. Po důkladném výběru byly zvoleny následující položky:

1. Když jedu na výlet, předem si detailně naplánuji celý jeho průběh. *
2. Lákají mě adrenalinové zážitky.
3. Rutinní činnosti mě nudí.
4. Když dokážu dopředu odhadnout, jak film skončí, ztrácím o něj zájem.
5. Bez alkoholu nebo jiných látek by sešlost byla nudná.
6. V intimním životě rád/a zkouším nové věci.

Položka č. 1 (označena *) byla zařazena jako reverzní. Aby se předešlo efektu pořadí a stereotypním odpovědím, byly položky při administraci respondentům prezentovány v náhodném pořadí.

Výzkumný a standardizační soubor

Sběr dat probíhal formou online dotazníkového šetření za využití metody příležitostného výběru. Dotazník byl distribuován prostřednictvím sociálních sítí, primárně v rámci tematických skupin na platformě Facebook a dále prostřednictvím sítě Instagram. Celkem se výzkumu zúčastnilo 330 respondentů. Jedinou vstupní podmínkou pro účast v šetření bylo dosažení věku minimálně 18 let, což splnili všichni oslovení účastníci. Před samotnou analýzou byla provedena manuální kontrola dat za účelem identifikace nespolehlivých odpovědí, jako je například uniformní odpovídání v celém dotazníku či extrémně krátký čas vyplňování. Vzhledem k tomu, že žádný z vyplněných dotazníků nevykazoval známky náhodného či nedůvěryhodného vyplnění, nebyl z původního souboru vyřazen žádný respondent.

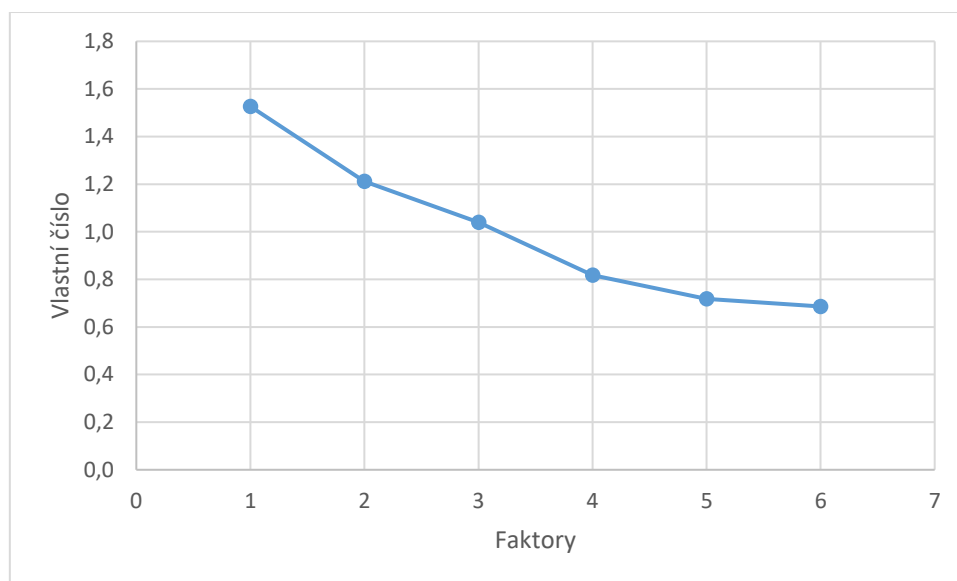
Z celkového počtu 330 respondentů tvořily ženy 73,3 % ($N = 242$) a muži 26,7 % ($N = 88$). Věkové rozpětí souboru bylo velmi široké, pohybovalo se v intervalu 18 až 66 let, přičemž průměrný věk účastníků byl 28,55 let ($SD = 10,91$). Účast ve výzkumu byla plně anonymní a dobrovolná, přičemž respondenti byli v úvodu informováni o účelu studie i o způsobu nakládání s daty.

Faktorová struktura, výběr funkčních položek

Pro analýzu faktorové struktury byla provedena explorativní faktorová analýza (EFA). Pro výpočet byla použita metoda hlavních komponent (PCA) s rotací Varimax. Tato metoda byla zvolena pro svou robustnost při analýze položek s nižší vnitřní konzistencí.

Přestože byla původní škála zamýšlena jako jednofaktorová, sutinový graf naznačil přítomnost tří faktorů (viz. Obrázek 1).

Obrázek 1: Sutinový graf pro 6 položek



Detailní analýza faktorových zátěží však ukázala, že třetí faktor je syčen výhradně položkou č. 1 („Když jedu na výlet, předem si detailně naplánuji celý jeho průběh“), která v tomto faktoru dosahovala zátěže 0,90, zatímco u ostatních dvou faktorů byly její zátěže zanedbatelné. Vzhledem k tomu, že faktor tvořený jedinou položkou je metodologicky neudržitelný, byla tato položka z další analýzy vyřazena.

Po odstranění problematické položky byl srovnáván jednofaktorový a dvoufaktorový model zbývajících 5 položek. Přestože dvoufaktorový model vysvětloval vyšší procento celkového rozptylu, bylo nakonec rozhodnuto o zachování jednofaktorového řešení. Toto rozhodnutí vychází z teoretického zakotvení metody jako unidimenzionální škály a také z praktického hlediska – u takto krátkého dotazníku by rozdělení do více faktorů vedlo k jejich nedostatečnému zastoupení položkami a snížení interpretační hodnoty. Nalezený faktor byl pojmenován *Potřeba vzrušení*. Faktorové zátěže jednotlivých položek zobrazuje Tabulka 1.

Tabulka 1: Faktorové zátěže 5 položek (jednofaktorové řešení)

Položka	Faktorová zátěž
2	0,59
3	0,68
4	0,43
5	0,59
6	0,42

Testové škály, výpočet hrubého skóru

Na základě výsledků faktorové analýzy popsané v předchozí kapitole byl původní šestipoložkový dotazník upraven. Pro další statistické zpracování byl vytvořen finální model pracující s pěti položkami. Celé znění položek uvádí Tabulka 2.

Tabulka 2: Finální znění položek dotazníku

Položka	Znění položky
2	Lákají mě adrenalinové zážitky.
3	Rutinní činnosti mě nudí.
4	Když dokážu dopředu odhadnout, jak film skončí, ztrácím o něj zájem.
5	Bez alkoholu nebo jiných látek by sešlost byla nudná.
6	V intimním životě rád/a zkouším nové věci.

Hrubý skóre se počítá součtem bodů, které respondent získal u jednotlivých položek, přičemž úplný nesouhlas je hodnocen 1 bodem a úplný souhlas 4 body. Na škále potřeby vzrušení je možné získat 5 až 20 bodů.

Důkazy o reliabilitě metody

Vnitřní konzistence

Ke změření vnitřní konzistence škály byla použita Cronbachova alfa, která dosáhla hodnoty $\alpha = 0,42$. Vzhledem k obecnému kritériu, kde $\alpha > 0,7$, je tato hodnota neuspokojivá. Toto však částečně může být způsobeno délkou škály, jelikož koeficient Alfa je matematicky závislý na počtu položek. Níže Tabulka 3 přibližuje chování jednotlivých položek.

Tabulka 3: Položková analýza škály potřeby vzrušení

Položka	Průměr HS	Směrodatná odchylka	R
2	2,50	0,96	0,25
3	2,46	0,82	0,29
4	2,17	0,81	0,14
5	1,68	0,81	0,23
6	2,85	0,84	0,16

Pozn.: R = korigovaná korelace položky s celkem

Stabilita v čase

Stabilita v čase byla ověřována metodou test-retest na podsouboru respondentů ($N = 13$) s časovým odstupem jednoho týdne. Míra stability byla vypočítána pomocí Pearsonova korelačního koeficientu, který dosáhl hodnoty $r = 0,61$.

Vzhledem k malému rozsahu výběru má tento výsledek primárně orientační charakter a nedosahuje statistické významnosti na hladině $\alpha = 0,05$. Nicméně hodnota $r = 0,61$ indikuje vysokou věcnou souvislost a naznačuje, že měřený konstrukt vykazuje dobrou stabilitu v čase. Odpovědi respondentů jsou tedy i s časovým odstupem relativně konzistentní, což podporuje předpoklad, že dotazník měří stabilní osobnostní rys (potřebu vzrušení), nikoliv aktuální rozpoložení.

Důkazy o validitě metody

Kriteriální validita metody

Pro ověření kriteriální validity byla použita otevřená otázka, která zjišťuje zkušenosti respondentů s užíváním psychoaktivních látek (s výjimkou alkoholu a marihuany). Tento indikátor byl zvolen na základě teoretického předpokladu, že osoby s vysokou mírou Sensation Seeking mají vyšší tendenci k experimentování s návykovými látkami.

Jelikož tato část dotazníku nebyla povinná, část respondentů na otázku neodpověděla. Celkem se podařilo získat 264 odpovědí, z toho 2 byly vyřazeny z důvodu nejasného kódování.

Zbýlých 262 odpovědí z otevřené otázky bylo kategorizováno do dvou skupin. Do skupiny „se zkušeností“ (skupina 1) byli zařazeni respondenti uvádějící užití nelegálních látek či zneužívání léčiv (např. anxiolytika). Respondenti uvádějící pouze nikotin byli v souladu se zaměřením dotazníku na méně běžné stimuly zařazeni do skupiny „bez zkušeností“ (skupina 0).

Skupina 0 dosáhla průměrného hrubého skóru 11,19, skupina 1 dosáhla průměrného hrubého skóru 12,51. Rozdíly v hrubých skórech mezi skupinou 0 (N=190) a skupinou 1 (N=72) byly testovány pomocí t-testu pro nezávislé výběry (viz. Tabulka 4).

Tabulka 4: Výsledky t-testu pro nezávislé výběry podle užívání návykových látek

	N	M	SD	t	df	p	d
Bez zkušenosti	190	11,19	2,27	-4,18	260	<0,01	0,41
Se zkušeností	72	12,15	2,37				

Pozn.: M = aritmetický průměr, SD = směrodatná odchylka, t = hodnota testové statistiky, df = stupně volnosti, p = hladina statistické významnosti, d = Cohenovo d

T-test prokázal, že rozdíl mezi průměry obou skupin je statisticky vysoce významný ($t(260) = -4,18$; $p < 0,001$). Praktická významnost tohoto rozdílu, vyjádřená pomocí koeficientu Cohenovo d (0,41), indikuje středně silný efekt. Lze tedy konstatovat, že osoby se zkušeností s psychoaktivními látkami dosahují v průměru o více než 0,4 směrodatné odchylky vyššího skóru na škále vyhledávání vzrušení, než neuživatelé, což plně potvrzuje stanovený předpoklad. I přes nižší vnitřní konzistenci škály ($\alpha = 0,42$) vykazuje metoda vysokou kriteriální validitu, jelikož dokáže efektivně rozlišit skupiny osob na základě jejich reálného chování v souladu s měřeným konstruktem.

Faktorová validita

Tento dotazník tvoří jedna škála, měřící potřebu vzrušení. Tabulka 5 zobrazuje výsledné jednofaktorové řešení.

Tabulka 5: Faktorové zátěže položek a komunality

Položka	Potřeba vzrušení	Komunalita
2	0,59	0,35
3	0,68	0,46
4	0,43	0,18
5	0,59	0,35
6	0,42	0,18
Vysvětlený rozptyl (%)	30,42	

Z výsledků vyplývá, že výsledný faktor vysvětluje 30,42 % celkového rozptylu dat. Vzhledem k nízkému počtu položek a širokému záběru měřeného konstruktů lze tento podíl vysvětlené variance považovat za uspokojivý. Všechny položky vykazují dostatečně vysoké faktorové zátěže (v absolutních hodnotách v rozmezí 0,42 až 0,68), což potvrzuje, že každá z nich významně přispívá k měření daného faktoru. Nejsilnější vazbu na faktor vykazuje položka č. 3 ($\alpha = 0,68$).

Při srovnání s výsledky položkové analýzy (viz. Tabulka 3) je patrná vysoká shoda. Položky č. 4 a 6, které vykazovaly nejnižší korigovanou korelaci s celkem ($R = 0,14$; $0,16$), vykazují v rámci faktorové analýzy také nejnižší komunalitu ($h^2 = 0,18$). To naznačuje, že tyto položky obsahují vyšší podíl specifického rozptylu, což se odráží i v celkové nižší hodnotě vnitřní konzistence ($\alpha = 0,42$). I přes tyto nedostatky však faktorová analýza potvrzuje, že dotazník po vyřazení položky č. 1 funguje jako vnitřně provázaný jednofaktorový nástroj.

Orientační normy

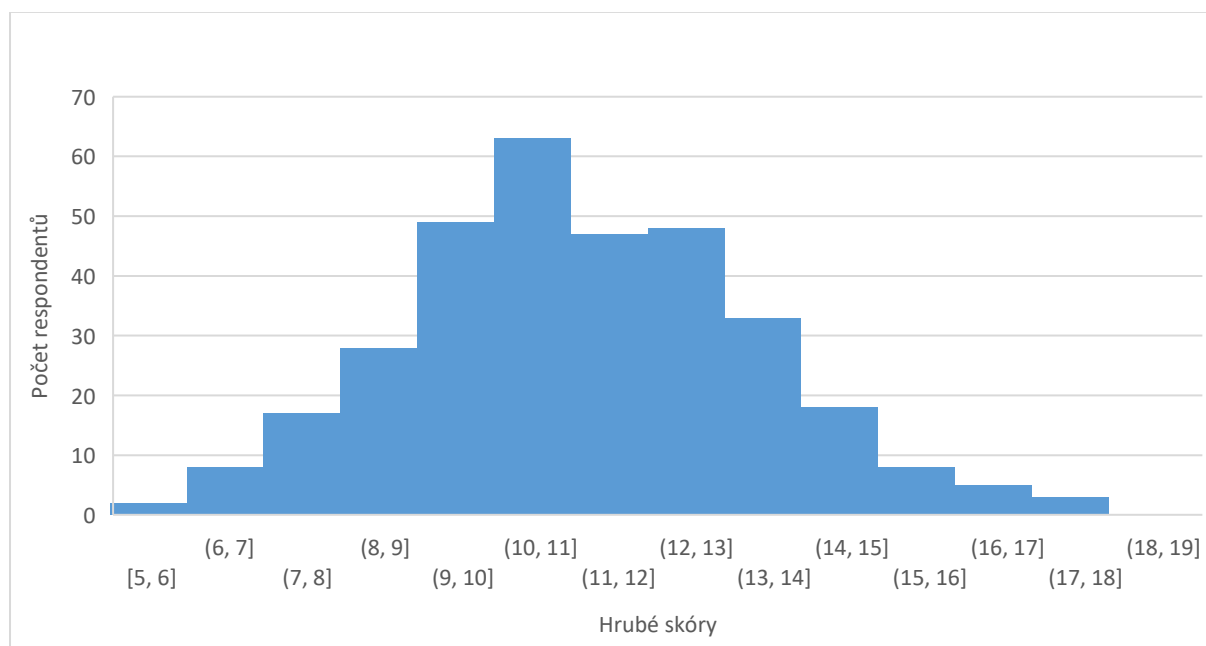
Vzhledem k dostatečnému rozsahu výzkumného souboru ($N = 330$) byly vytvořeny orientační normy ve formě percentilových pásem, které slouží k interpretaci individuálních výsledků respondentů.

Vliv pohlaví na hrubé skóry byl ověřen pomocí t-testu pro nezávislé výběry. Nebyl zjištěn statisticky významný rozdíl mezi muži a ženami ($p = 0,09$), proto nebyly orientační normy diferencovány podle pohlaví.

Vztah mezi věkem a hrubým skórem byl ověřen pomocí Pearsonova korelačního koeficientu. Byla zjištěna velmi slabá negativní souvislost ($r = -0,18$), která nebyla považována za prakticky významnou, a proto nebyly orientační normy diferencovány ani podle věku.

Rozložení hrubých skóre ve výzkumném souboru ($N = 330$) se blížilo normálnímu rozdělení (viz. Obrázek 2), což dokládá minimální rozdíl mezi aritmetickým průměrem ($M = 11,6$) a mediánem ($Md = 11$). Tato relativní symetrie dat umožnila využití percentilových norem pro interpretaci individuálních skóre (viz. Tabulka 6).

Obrázek 2: Histogram rozložení hrubých skóre



Tabulka 6: Percentilové normy pro interpretaci hrubých skóre

Percentil	Hrubý skóre
10	9
25	10
50	11
75	13
90	15

Zhodnocení metody

Předložená analýza pětipoložkového inventáře vyhledávání vzrušení ukázala, že se jedná o funkční nástroj pro rychlou diagnostiku tohoto rysu. Klíčovým krokem k očištění metody bylo vyřazení položky č. 1, která vykazovala nízkou souvislost s ostatními tvrzeními. Následná faktorová analýza potvrdila jednofaktorovou strukturu dotazníku, která odpovídá teoretickému vymezení konstruktu. Výsledný faktor vysvětluje 30,42 % rozptylu naměřených dat, což lze u takto stručné metody považovat za uspokojivý výsledek svědčící o vnitřní provázanosti nástroje.

Určitým limitem inventáře zůstává nižší vnitřní konzistence ($\alpha = 0,42$), což je však u takto nízkého počtu položek a širokého tematického záběru otázek běžný jev. Pozitivním zjištěním je naopak stabilita v čase ($r = 0,61$), která naznačuje, že i přes nižší vnitřní konzistenci měří dotazník stabilní osobnostní charakteristiku.

I přes uvedené nedostatky vykazuje inventář dobrou kriteriální validitu. Statisticky vysoce významný rozdíl v hrubém skóre mezi uživateli a neuživateli drog ($p < 0,001$) spolu se střední velikostí účinku (Cohenovo $d = 0,41$) potvrzuje, že test v praxi spolehlivě odlišuje skupiny s rozdílnou potřebou stimulace. Lze tedy konstatovat, že i přes svou jednoduchost je upravený inventář validním nástrojem vhodným pro orientační výzkumné účely.

Použitá literatura

Zuckerman, M., & Neeb, M. (1979). Sensation seeking and psychopathology. *Psychiatry research*, 1(3), 255-264.

Zuckerman, M. (1979). Sensation seeking and risk taking. In *Emotions in personality and psychopathology* (pp. 161-197). Boston, MA: Springer US.

Zuckerman, M. (1994). Impulsive unsocialized sensation seeking: The biological foundations of a basic dimension of personality. In J. E. Bates & T. D. Wachs (Eds.), *Temperament: Individual differences at the interface of biology and behavior* (pp. 219–255). American Psychological Association. <https://doi.org/10.1037/10149-008>

Zuckerman, M. (2007). *Sensation seeking and risky behavior* (Vol. 72). Washington, DC: American Psychological Association.

Zuckerman, M. (2007). The sensation seeking scale V (SSS-V): Still reliable and valid. *Personality and individual differences*, 43(5), 1303-1305.