
PREFEROVANÁ COPINGOVÁ STRATEGIE U INTERNALIZACE VÁHOVÉHO STIGMATU

Data pocházejí z dotazníkového šetření realizovaného v rámci mé bakalářské práce (Bočková, 2025), která se zaměřovala na hmotnostní stigma, jeho internalizaci a copingové strategie u dospělých respondentů v ČR. Výzkumný soubor čítá 832 respondentů (622 žen, 210 mužů) ve věku 18–83 let.

Hmotnostní stigma je negativní postoj vůči lidem na základě jejich tělesné hmotnosti. Nejčastěji se spojuje s nadváhou a obezitou, ale může se týkat kohokoli. Výzkumy ukazují, že zhoršuje psychickou pohodu, podporuje nezdravé strategie zvládání a může vést ke zhoršenému vztahu k vlastnímu tělu (Forouhar et al., 2023; National Eating Disorders Collaboration, 2019).

Klíčovou roli hraje internalizace – proces, kdy člověk přijme negativní stereotypy o hmotnosti za své a začne jim věřit (Corrigan & Watson, 2002; Meadows & Higgs, 2020; Wetzel & Himmelstein, 2024). Internalizace tak může být důležitým zprostředkujícím mechanismem mezi stigmatem a jeho dopady na duševní zdraví. Při zvládání stigmatu lidé volí různé copingové strategie – buď adaptivní (přehodnocení situace), nebo maladaptivní (stažení se, vyhýbání, negativní sebekmluva). Maladaptivní strategie se častěji objevují u lidí, kteří stigmatizační postoje internalizovali (Hayward et al., 2017).

BINOMICKÁ LOGISTICKÁ REGRESE

Pro predikci toho, zda respondent preferuje adaptivní nebo maladaptivní copingovou strategii, jsem použila binomickou logistickou regresi. Tato metoda umožňuje na základě několika proměnných (prediktorů) odhadnout pravděpodobnost, že nastane jeden ze dvou možných výsledků (Hosmer et al., 2013).

ZÁVISLE PROMĚNNÁ

Jako závisle proměnnou jsme vytvořili proměnnou **Preferovaný coping**. Porovnála jsem skóre respondenta ve dvou subškálách dotazníku Brief CRI: pokud měl vyšší skóre v odpojení (disengagement) než v přehodnocení (reappraisal), přiřadili jsme mu hodnotu 1 (preference maladaptivní strategie). V opačném případě hodnotu 0 (preference adaptivní strategie). V souboru 129 respondentů (15,5 %) preferovalo strategii odpojení a 703 respondentů (84,5 %) strategii přehodnocení.

NEZÁVISLÉ PROMĚNNÉ (PREDIKTORY)

Nezávisle proměnné jsme specifikovali takto:

SSI-Bb: průměrné skóre frekvence stigmatizujících situací měřené zkrácenou verzí dotazníku Stigmatizing Situations Inventory. Vyšší hodnota znamená častější zkušenosti se stigmatizací.

WBIS-M: průměrné skóre internalizace hmotnostního stigmatu měřené modifikovanou škálou Weight Bias Internalization Scale. Spojitá proměnná, rozsah 1–7; $M = 3,07$; $SD = 1,44$. Vyšší hodnota značí silnější internalizaci negativních postojů k vlastní hmotnosti.

BMI: index tělesné hmotnosti vypočítaný ze self-reportované výšky a hmotnosti respondentů. Spojitá proměnná; $M = 25,90$; $SD = 6,49$; rozsah 15,2–56,4.

Pohlaví: dichotomická proměnná (0 = žena, 1 = muž). V souboru 622 žen a 210 mužů.

Věk: spojitá proměnná v letech; $M = 32,89$; $SD = 14,27$; rozsah 18–83.

KONTROLA PŘEDPOKLADŮ

Binomická logistická regrese nevyžaduje normalitu reziduálů ani homoskedasticitu, má ale vlastní sadu předpokladů, které je třeba ověřit:

Linearita logitu: Spojité prediktory musí mít lineární vztah s logitem závislé proměnné – jinými slovy, jejich vliv se nesmí s rostoucí hodnotou zakřivovat. Ověřili jsme to Box-Tidwellovým testem: do modelu jsme přidali interakční člen každého spojitého prediktora s jeho přirozeným logaritmem. Pokud je tento interakční člen statisticky významný, předpoklad linearity je porušen. U proměnné BMI byl předpoklad linearity logitu porušen i po Bonferroniho korekci ($p = 0,005$). To naznačuje, že vztah mezi BMI a logitem pravděpodobnosti preference maladaptivního copingu nemusí být striktně lineární. Logistická regrese je nicméně poměrně robustní vůči mírnému porušení tohoto předpokladu, zejména při velkém vzorku (Hosmer et al., 2013). Výsledky týkající se prediktora BMI je proto třeba interpretovat s touto výhradou.

Multikolinearita: Míra multikolinearity mezi prediktory byla posouzena pomocí variance inflation factor (VIF). VIF (variance inflation factor) měří, nakolik je jeden prediktor lineárně předpověditelný z ostatních – čím vyšší hodnota, tím více se prediktory překrývají a tím méně jim lze věřit jako samostatným. Hodnoty nad 5 se považují za problematické; naše prediktory se pohybovaly mezi 1,04 a 1,75, takže multikolinearita zde není problém.

Odlehlé hodnoty: vliv odlehlých pozorování na model byl posouzen pomocí Cookovy vzdálenosti. Žádné pozorování nedosáhlo hodnoty Cook's $D > 1$, která by signalizovala závažný problém. Maximální hodnota činila 0,042, což je výrazně pod touto hranicí.

Velikost vzorku a zastoupení skupin Obvyklé doporučení je minimálně 10–20 případů v menší skupině na jeden prediktor. Při 5 prediktorech a menší skupině o velikosti $n = 129$ je toto kritérium splněno (přibližně 26 případů na prediktor) (Peduzzi et al., 1996).

VÝPOČET REGRESE

Binomická logistická regrese byla vypočítána v programovém jazyce Python v prostředí Google Colab.

Výsledky odhadu parametrů modelu jsou uvedeny v tabulce 1.

<i>Prediktor</i>	<i>B</i>	<i>SE</i>	<i>Wald</i>	<i>p</i>	<i>OR</i>	<i>95% CI</i>
(Intercept)	-4,303	0,575	56,10	< ,001	0,014	[0,004; 0,042]
SSI-Bb	0,105	0,110	0,91	,340	1,111	[0,896; 1,377]
WBIS-M	1,246	0,117	113,57	< ,001***	3,477	[2,764; 4,372]
BMI	-0,058	0,022	7,15	,008**	0,944	[0,905; 0,985]
Pohlaví	0,003	0,305	0,00	,991	1,003	[0,552; 1,823]
Věk	-0,020	0,010	4,01	,045*	0,980	[0,961; 1,000]

Tabulka 1: Odhady parametrů modelu binomické logistické regrese

Z tabulky 1 vyplývá, že statisticky významným prediktorem preference maladaptivního copingu je především míra internalizace hmotnostního stigma (WBIS-M), jejíž efekt je v modelu výrazně dominantní (Wald = 113,57; $p < 0,001$). Poměr šancí OR = 3,477 znamená, že s každým bodem nárůstu na škále WBIS-M se šance na preferenci odpojení zvyšuje přibližně 3,5krát (při zachování ostatních proměnných).

Statisticky významným prediktorem je rovněž BMI (Wald = 7,15; $p = 0,008$). Nicméně směr jeho efektu je na první pohled překvapivý. Záporný koeficient ($B = -0,058$; OR = 0,944) ukazuje, že po zohlednění ostatních proměnných – zejména WBIS-M – vyšší BMI mírně snižuje šanci na preferenci odpojení. Zjednodušeně řečeno: samotná hmotnost není tím, co vede k maladaptivnímu copingu. Rozhodující je, nakolik člověk negativní postoje vůči své hmotnosti přijme za své (internalizuje). Jakmile toto v modelu zohledníme, samotné BMI už směrem k odpojení nepůsobí. To je v souladu s teoretickým předpokladem, že ne hmotnost jako taková, ale míra, do jaké jedinec přejímá negativní postoje vůči vlastní hmotnosti, je klíčovým faktorem ovlivňujícím způsob zvládnání stigmatizace (Meadows & Higgs, 2020; Pearl & Puhl, 2018).

Věk respondentů dosáhl hranice statistické významnosti (Wald = 4,01; $p = 0,045$; OR = 0,980), přičemž záporný koeficient naznačuje, že starší respondenti mají mírně nižší šanci na preferenci strategie odpojení. Efekt je však velmi malý – každý rok věku snižuje šanci přibližně o 2 %. To může souviset s tím, že starší lidé mají více životních zkušeností a širší repertoár strategií, jak se se zátěží vyrovnat (Lazarus & Folkman, 1984).

Frekvence stigmatizujících situací (SSI-Bb) nebyla statisticky významným prediktorem (Wald = 0,91; $p = 0,340$), a to navzdory tomu, že v bakalářské práci Bočkové (2025) vykazovala středně silnou korelaci se skórem subškály odpojení ($r = 0,564$). Ztráta významnosti v regresním modelu je pravděpodobně důsledkem sdílené variance s WBIS-M (vzájemná

korelace $r = 0,534$; Bočková, 2025): informace, kterou SSI-Bb přináší pro predikci copingu, je z podstatné části zachycena již proměnnou WBIS-M.

Pohlaví respondentů nemělo na preferovanou copingovou strategii žádný vliv (Wald ≈ 0 ; $p = 0,991$; OR = 1,003). Tento nulový efekt je plně konzistentní se závěrem hypotézy H9 v bakalářské práci Bočkové (2025), kde rovněž nebyl zjištěn statisticky významný interakční efekt mezi pohlavím a dimenzí copingu.

KVALITA MODELU

Ukazatele celkové kvality modelu jsou shrnuty v tabulce 2.

<i>Ukazatel</i>	<i>Hodnota</i>
LR χ^2	243,526
df	5
p	< ,001
Cox & Snell R^2	,254
Nagelkerke R^2	,439
Deviance (-2LL)	474,268

Pozn. LR χ^2 = statistika poměru věrohodností; df = stupně volnosti; Deviance = $-2 \times \log$ -likelihood modelu.

Tabulka 2: Ukazatele kvality modelu

Model jako celek vyšel statisticky významný (LR $\chi^2 = 243,526$; $df = 5$; $p < 0,001$) – zařazené proměnné tedy skutečně něco přidávají, nejde jen o náhodu. Hodnota Nagelkerkeho $R^2 = 0,439$ naznačuje, že model vysvětluje přibližně 44 % variability v závislé proměnné, což lze v kontextu psychologického výzkumu hodnotit jako středně silnou až dobrou predikční schopnost (Hosmer et al., 2013).

HOSMER-LEMESHOWŮV TEST

Shoda modelu s daty byla ověřena Hosmer-Lemeshowovým testem, jehož výsledky jsou uvedeny v tabulce 3.

Skupina	n	Obs (Y = 1)	Exp (Y = 1)	Obs (Y = 0)	Exp (Y = 0)
1	84	4	0,63	80	83,37
2	84	0	1,11	84	82,89
3	83	1	1,64	82	81,36
4	83	2	2,40	81	80,60
5	83	3	3,57	80	79,43
6	83	7	5,38	76	77,62
7	83	11	9,51	72	73,49
8	83	13	16,83	70	66,17
9	83	25	31,28	58	51,72
10	83	63	56,65	20	26,35

Tabulka 3: Hosmer-Lemeshowův test – pozorované a očekávané četnosti ve skupinách řazených dle predikované pravděpodobnosti

Výsledek testu je statisticky významný ($\chi^2 = 25,841$; $df = 8$; $p = 0,001$), což formálně naznačuje nedostatečnou shodu modelu s daty. Tento test je však při velkých vzorcích ($N > 400$) přehnaně citlivý – dokáže zachytit i odchylky, které v praxi nic neznamenají (Hosmer et al., 2013).

Tabulka 3 ukazuje, že největší diskrepance se nachází ve skupinách 1, 9 a 10 – model mírně podhodnocuje výskyt preference odpojení v nejnižších decilech predikované pravděpodobnosti a nadhodnocuje jej v nejvyšších decilech. Tyto odchylky mohou částečně souviset s porušením linearitu logitu u prediktoru BMI, které bylo identifikováno v kontrole předpokladů.

KLASIFIKAČNÍ SCHOPNOST MODELU

Klasifikační přesnost modelu byla posouzena při dvou hodnotách rozhodovacího prahu (cut-off). Výsledky shrnuje tabulka 4.

	Cut-off = 0,50			Cut-off = 0,155		
	Pred = 0	Pred = 1	Správnost	Pred = 0	Pred = 1	Správnost
Skutečnost = 0	681	22	96,9 %	560	143	79,7 %
Skutečnost = 1	64	65	50,4 %	29	100	77,5 %
Celková správnost			89,7 %			79,3 %

Pozn. Skutečnost = 0 = preference přehodnocení; Skutečnost = 1 = preference odpojení; Pred = predikce modelu. Cut-off = 0,155 odpovídá prevalenci preference odpojení v souboru.

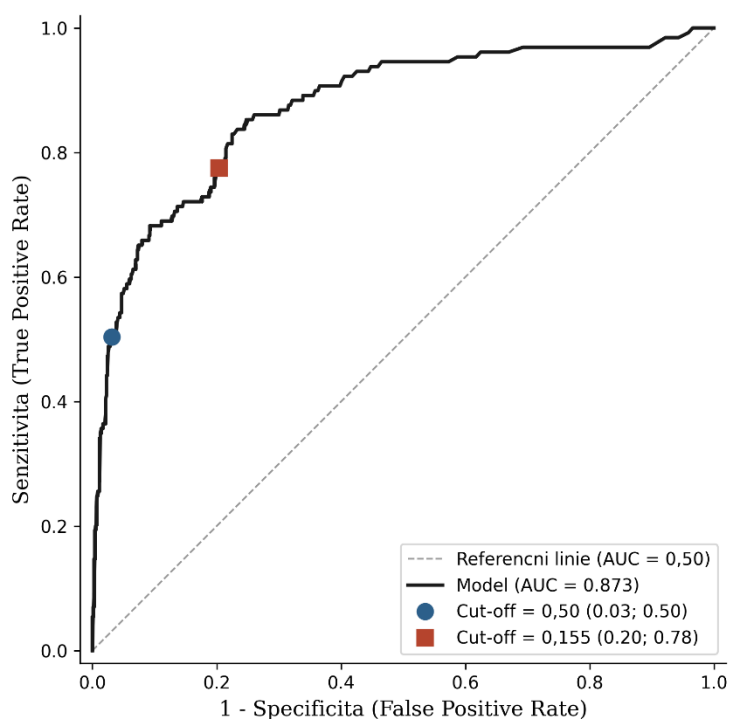
Tabulka 4: Klasifikační schopnost modelu při dvou hodnotách rozhodovacího prahu

Při výchozím cut-off 0,5 model správně klasifikuje 89,7 % případů. Vysoká celková správnost je ale trochu zavádějící – odráží hlavně to, že většina respondentů (85 %) patří do jedné skupiny. Model velmi dobře identifikuje respondenty s preferencí přehodnocení (specifická 96,9 %), avšak dokáže zachytit pouze polovinu respondentů s preferencí odpojení (senzitivita 50,4 %). Výchozí práh 0,5 předpokládá, že obě skupiny jsou zhruba stejně velké – což tady neplatí, protože respondentů s preferencí odpojení je jen 15,5 %. Proto jsme vyzkoušeli i práh 0,155, který tomuto poměru odpovídá. Výsledkem je vyváženější klasifikace – senzitivita vzrostla na 77,5 % a specifická klesla na 79,7 %, přičemž celková správnost činí 79,3 %.

Diskriminační schopnost modelu byla dále posouzena pomocí ROC křivky (obrázek 1). Plocha pod křivkou (AUC) činila 0,873, což odpovídá velmi dobré diskriminační přesnosti modelu (Hosmer et al., 2013).

V grafu jsou vyznačeny oba cut-offy:

- **Modrý bod** (cut-off = 0,50) – vysoká specifická, nízká senzitivita
- **Červený čtverec** (cut-off = 0,155) – vyvážený kompromis mezi senzitivitou a specifickou



Obrázek 1: ROC křivka

ZÁVĚR

Pomocí binomické logistické regrese jsme zjistili, že zdaleka nejsilnějším prediktorem toho, zda člověk volí maladaptivní copingovou strategii (odpojení), je míra internalizace hmotnostního stigma (WBIS-M; OR = 3,477; $p < ,001$). S každým bodem na této škále se šance na preferenci odpojení zvyšuje přibližně 3,5krát. Model jako celek byl statisticky významný (LR $\chi^2 = 243,526$; $p < ,001$) a správně klasifikoval přibližně 79 % respondentů.

Zajímavé je, že frekvence stigmatizujících situací (SSI-Bb) ani pohlaví se jako samostatné prediktory neukázaly. To naznačuje, že to, jak často se člověk se stigmatizací setkává, není tak podstatné jako to, nakolik si negativní postoje zevnitřní – a teprve to ovlivňuje, jak se se stigmatizací vyrovnává.

Je třeba upozornit na omezení: u prediktoru BMI byl porušen předpoklad linearit logitu, což znamená, že vztah mezi BMI a výsledkem nemusí být tak přímočarý, jak model předpokládá. V navazující práci by stálo za to tento vztah modelovat jinak – například pomocí polynomiální transformace, kategorizace BMI do skupin nebo využití generalizovaného aditivního modelu (GAM), který dokáže zachytit i nelineární vztahy.

Praktický závěr je poměrně jasný: pokud chceme lidem pomoci lépe zvládat hmotnostní stigmatizaci, měli bychom se zaměřit na snižování internalizace – tedy na to, aby si negativní postoje nepřejímali za své. Samotná hmotnost ani četnost stigmatizačních zkušeností nejsou tím hlavním, co určuje, jak se s nimi člověk vyrovná.

POUŽITÉ ZDROJE

Bočková, T. (2025). *Hmotnostní stigmatizace, její internalizace a copingové strategie u dospělých* (bakalářská diplomová práce). Univerzita Palackého v Olomouci.

Corrigan, P. W., & Watson, A. C. (2002). The paradox of self-stigma and mental illness. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 9(1), 35–53. <https://doi.org/10.1093/clipsy.9.1.35>

Forouhar, E., Zare, T., & Goshtasebi, A. (2023). Weight stigma experiences across the weight spectrum: A systematic review. *Obesity Reviews*, 24(9), e13596. <https://doi.org/10.1111/obr.13596>

Hayward, L. E., Vartanian, L. R., & Pinkus, R. T. (2017). Coping with weight stigma: Development and validation of a Brief Coping Responses Inventory. *Obesity Science & Practice*, 3(4), 373–383. <https://doi.org/10.1002/osp4.125>

Hosmer, D. W., Lemeshow, S., & Sturdivant, R. X. (2013). *Applied logistic regression* (3rd ed.). Wiley.

Lazarus, R. S., & Folkman, S. (1984). *Stress, appraisal, and coping*. Springer.

Meadows, A., & Higgs, S. (2020). Internalized weight stigma and the progression of food addiction over time. *Body Image*, 34, 67–71. <https://doi.org/10.1016/j.bodyim.2020.05.001>

National Eating Disorders Collaboration. (2019). *Weight stigma*. <https://nedc.com.au/eating-disorders/eating-disorders-explained/weight-stigma/>

Pearl, R. L., & Puhl, R. M. (2018). Weight bias internalization and health: A systematic review. *Obesity Reviews*, 19(8), 1141–1163. <https://doi.org/10.1111/obr.12701>

Peduzzi, P., Concato, J., Kemper, E., Holford, T. R., & Feinstein, A. R. (1996). A simulation study of the number of events per variable in logistic regression analysis. *Journal of Clinical Epidemiology*, 49(12), 1373–1379. [https://doi.org/10.1016/S0895-4356\(96\)00236-3](https://doi.org/10.1016/S0895-4356(96)00236-3)

Wetzel, R. G., & Himmelstein, M. S. (2024). Internalized weight stigma: Current state of measurement and new directions. *Body Image*, 48, 101663. <https://doi.org/10.1016/j.bodyim.2023.101663>