

Regulace hněvu místo regulace obrazovky: co predikuje problémové užívání sociálních sítí u dospívajících

Teoretické zakotvení

Vycházela jsem z dat ze své bakalářské práce (Kudláčková, 2025), kde jsem zkoumala souvislost mezi vztahovou vazbou k matce, copingovými strategiemi a problémovým užíváním sociálních sítí u adolescentů ve věku 10–15 let

Problematické užívání sociálních sítí je konceptualizováno jako forma behaviorální závislosti charakterizovaná ztrátou kontroly a negativními důsledky pro každodenní fungování (Andreassen et al., 2016). U adolescentů mohou míru tohoto rizikového chování ovlivňovat dva vzájemně propojené faktory: kvalita vztahové vazby a volba copingových strategií. Teorie vztahové vazby (Bowlby, 1982; Ainsworth et al., 1978) předpokládá, že rané vztahové zkušenosti formují vnitřní pracovní modely ovlivňující emoční regulaci i zvládání stresu v dalších vývojových etapách. Úzkostná vazba je přitom spojována s hyperaktivací emočních reakcí a kompenzačním chováním v online prostředí (Mikulincer & Shaver, 2016; Marci et al., 2021), zatímco vyhýbavá vazba predisponuje k pasivním copingovým strategiím a distanci od sociální opory (Seiffge-Krenke, 2006; Pascuzzo et al., 2013). Adaptivní copingové strategie, zejména řešení problému, jsou naopak teoreticky i empiricky spojovány s protektivním efektem proti maladaptivnímu užívání online prostředí (Lazarus & Folkman, 1984; Cassidy & Shaver, 2016).

V bakalářské práci byly vztahy mezi těmito proměnnými testovány pomocí bivariantních korelací. Korelační analýza však neumožňuje posoudit, zda si jednotlivé prediktory zachovávají efekt při vzájemné kontrole — copingové subškály spolu korelují poměrně silně (např. sociální opora a řešení problému, $r = 0,68$), takže část pozorovaných korelací s BSMAS může být nesena sdílenou variancí. Tato zpráva proto využívá Poissonovu regresi, která umožňuje simultánní testování všech prediktorů a identifikaci těch, které přispívají samostatně.

Data

Použila jsem datový set ze své bakalářské práce, na celkovém vzorku 332 respondentů. Základní soubor tvořili adolescenti ve věku 10–15 let navštěvující základní školy a víceletá gymnázia v České republice. Základní soubor tvořilo 332 adolescentů ve věku 10–15 let ($M = 13,06$; $SD = 1,11$) navštěvujících základní školy a víceletá gymnázia v České republice. Soubor zahrnoval 171 dívek (51,8 %) a 159 chlapců (48,2 %); 187 respondentů (56,7 %) navštěvovalo gymnázium a 143 (43,3 %) základní školu.

Data byla získána pomocí tří standardizovaných dotazníků:

- **SSKJ 3–8:** Copingové strategie v zátěžových situacích u adolescentů (5 subškál):
 - Vyhledávání sociální opory
 - Regulace hněvu
 - Zklidnění
 - Řešení problému
 - Vyhýbání se problému
- **ECR-RS:** Vztahová vazba mezi dospívajícím a matkou (2 dimenze):
 - Úzkostnost
 - Vyhýbavost
- **BSMAS:** Hodnocení problematického užívání sociálních sítí.

Dále data obsahují **věk**, **pohlaví** a **typ školy**.

Model

Cílem je identifikovat, které z bivariantně korelovaných prediktorů zůstávají statisticky významnými po kontrole vzájemné sdílené variance. Pro analýzu faktorů ovlivňujících míru problematického užívání sociálních sítí byla zvolena Poissonova regrese. Tato volba vychází z povahy závislé proměnné: skóre Bergen Social Media Addiction Scale (BSMAS) představuje součet odpovědí na šest pětibodových položek, tedy diskretní čítací proměnnou v rozsahu 0–30 bodů. V našem souboru nabývá BSMAS hodnot 5–23 bodů ($M = 11,92$; $SD = 4,12$).

Poissonova regrese modeluje logaritmus očekávané hodnoty závislé proměnné jako lineární kombinaci prediktorů (Hilbe, 2014):

$$\log(\lambda_i) = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k$$

kde λ_i je očekávaný počet (střední hodnota BSMAS) pro i -tého respondenta a X_1 až X_k jsou prediktory. Výsledky jsou interpretovány pomocí incidenčních poměrů ($IRR = \exp(\beta)$), které vyjadřují multiplikační změnu očekávaného skóre BSMAS při jednotkovém nárůstu prediktoru.

Jako prediktory byly do modelu zahrnuty **copingové** strategie měřené dotazníkem SSKJ (vyhledávání sociální opory, regulace hněvu, zklidnění, řešení problému, vyhýbání se problému), dimenze **vztahové vazby k matce** z dotazníku ECR-RS (vyhýbavost, úzkostnost) a **demografické proměnné** (pohlaví, věk, typ školy). Spojité prediktory byly pro účely odhadu standardizovány; výsledky jsou reportovány jak na standardizované, tak na původní škále.

Klíčovým předpokladem Poissonova modelu je ekvidisperze, tedy rovnost střední hodnoty a rozptylu závislé proměnné. Pro ověření tohoto předpokladu byl vypočten dispersní parametr jako podíl Pearsonovy statistiky χ^2 a reziduálních stupňů volnosti. Analýza byla provedena v prostředí Python metodou iterativně převážených nejmenších čtverců (IRLS).

Multikolinearita byla ověřena pomocí faktoru inflace rozptylu (VIF). Žádný prediktor nepřekročil hodnotu $VIF = 2,5$ (rozsah 1,09–2,41), což indikuje přijatelnou míru multikolinearity. Nejvyšší VIF byla zaznamenána u sociální opory (2,41), která silně koreluje s řešením problému ($r = 0,68$).

Výsledky

Model jako celek byl statisticky významný (LR: $\chi^2(10) = 98,78$; $p < 0,001$; McFaddenovo pseudo $R^2 = 0,052$). Dispersní parametr dosáhl hodnoty 1,152, což indikuje mírnou overdisperzi. Hodnota AIC činila 1 809,59.

Výsledky regresního modelu jsou shrnuty v Tabulce 1. Z deseti prediktorů se čtyři ukázaly jako statisticky významné na hladině $\alpha = 0,05$.

Tabulka 1. Poissonova regrese – koeficienty na původní škále

Prediktor	β	SE	z	p	IRR	95% CI
Intercept	1,868	0,032	58,180	< 0,001	6,477	[6,082; 6,898]
Sociální opora	-0,006	0,005	-1,28	0,2	0,994	[0,985; 1,003]
Regulace hněvu	0,014	0,003	4,120	< 0,001	1,014	[1,007; 1,021]
Zklidnění	0,002	0,003	0,510	0,61	1,002	[0,995; 1,008]
Řešení problému	-0,008	0,004	-2,14	0,033	0,992	[0,985; 0,999]
Vyhýbání se probl.	-0,001	0,004	-0,20	0,843	0,999	[0,991; 1,007]
Vyhýbavost	0,026	0,015	1,730	0,084	1,026	[0,997; 1,056]
Úzkostnost	0,029	0,012	2,380	0,017	1,029	[1,005; 1,054]
Věk	0,031	0,015	2,020	0,044	1,031	[1,001; 1,062]
Pohlaví (dívka)	0,117	0,035	3,360	< 0,001	1,124	[1,050; 1,203]
Typ školy (G)	0,024	0,036	0,690	0,493	1,025	[0,956; 1,099]

Pozn. IRR = incidenční poměr; CI = interval spolehlivosti. * $p < 0,05$; *** $p < 0,001$. Referenční kategorie: pohlaví = chlapec; typ školy = ZŠ.

Regulace hněvu Nejsilnějším prediktorem BSMAS ze všech copingových subškál byla regulace hněvu (IRR = 1,014; $p < 0,001$). Na první pohled se efekt 1,4 % na bod může zdát zanedbatelný, ale subškála má rozsah 1–28 bodů — rozdíl mezi respondentem s nejnižším a nejvyšším skóre tak představuje přibližně 45% nárůst očekávaného BSMAS, což už je prakticky relevantní efekt. Tento výsledek mě nepřekvapil — v korelační analýze v bakalářské práci regulace hněvu korelovala s BSMAS pozitivně, a i po kontrole ostatních proměnných si svůj efekt udržela. Naznačuje to, že adolescenti, kteří ve stresových situacích silněji prožívají a ventilují hněv, mohou sociální síť využívat jako prostor pro emoční regulaci.

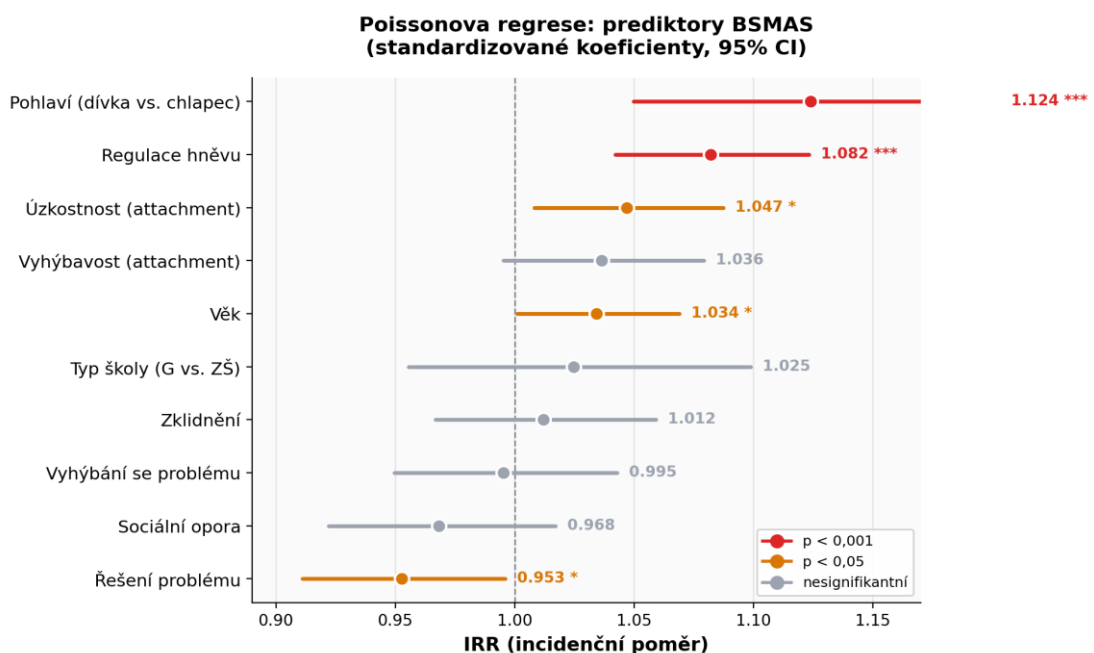
Řešení problému fungovalo jako protektivní faktor (IRR = 0,992; $p = 0,033$) — s každým bodem na subškále klesalo očekávané BSMAS o 0,8 %. Při rozsahu subškály 1,5–25 bodů to znamená, že adolescent s nejvyšším skóre v řešení problému má přibližně o 17 % nižší očekávané BSMAS než ten s nejnižším. Aktivní přístup k problémům tedy zřejmě snižuje tendenci unikat do online prostředí, jak předpokládá Lazarus a Folkman (1984).

Úzkostnost vztahové vazby rovněž predikovala BSMAS ($IRR = 1,029$; $p = 0,017$). Tento efekt je zajímavý především v kontextu vyhýbavosti, která nedosáhla statistické významnosti ($p = 0,084$) — zdá se tedy, že z obou dimenzí nejistého attachmentu je pro problémové užívání sítí relevantnější úzkostná složka. To odpovídá zjištění Marci et al. (2021), kteří úzkostnou vazbu spojují s horší regulací emocí a vyšším rizikem problémového užívání internetu. Úzkostně vázaní adolescenti mohou sítě využívat jako nástroj pro ujišťování se o vztazích a kompenzaci vnímané nejistoty (Mikulincer & Shaver, 2016).

Pohlaví bylo nejsilnějším prediktorem ($IRR = 1,124$; $p < 0,001$) — dívky měly o 12,4 % vyšší očekávané BSMAS než chlapci, a to i po kontrole copingových strategií a attachmentu. **Věk** měl slabší, ale stále významný efekt ($IRR = 1,031$; $p = 0,044$): každý rok věku zvyšoval očekávané BSMAS o 3,1 %, což v rozsahu 10–15 let činí rozdíl přibližně 16 % mezi nejmladšími a nejstaršími respondenty.

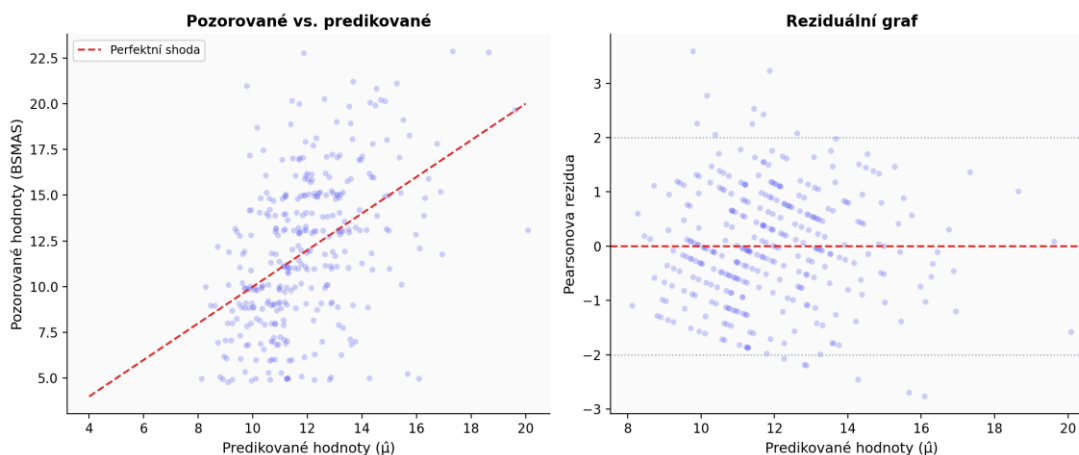
Zbývající prediktory — **sociální opora**, **zklidnění**, **vyhýbání se problému** a **typ školy** — nebyly statisticky významné. Za zmínku stojí **vyhýbavost vztahové vazby**, která vykazovala trend pozitivního efektu ($IRR = 1,026$; $p = 0,084$). V bivariantní korelaci v bakalářské práci přitom vyhýbavost s BSMAS korelovala signifikantně ($r = 0,14$; $p = 0,012$) — ztráta významnosti v regresi naznačuje, že tento efekt byl z velké části sdílen s úzkostností a copingovými proměnnými.

Obrázek 1. Incidenční poměry (IRR) a 95% intervaly spolehlivosti prediktorů BSMAS (standardizovaná škála)



Obrázek 1 znázorňuje standardizované IRR, které umožňují přímé srovnání síly efektu napříč prediktory. Na standardizované škále vykazuje nejsilnější pozitivní efekt pohlaví (IRR = 1,124), následované regulací hněvu (IRR = 1,082) a úzkostností (IRR = 1,047). Nejsilnější negativní efekt má řešení problému (IRR = 0,953).

Obrázek 2. Diagnostické grafy Poissonova modelu



Diagnostické grafy (Obrázek 2) ukazují rozptyl pozorovaných hodnot kolem predikovaných (levý panel) a distribuci Pearsonových reziduí (pravý panel). Rezidua nevykazují systematický vzorec, což naznačuje adekvátní specifikaci modelu. Většina reziduí se pohybuje v intervalu ± 2 , s několika odlehlými hodnotami v horních partiích distribuce BSMAS.

Závěr

Regrese mi umožnila zjistit, co skutečně predikuje BSMAS, když se vliv všech proměnných kontroluje najednou. Ze sedmi psychologických prediktorů zůstaly významné jen tři: regulace hněvu, řešení problému a úzkostná vazba k matce. Ostatní proměnné, které v korelační analýze mé bakalářské práce (Kudláčková, 2025) vycházely jako významné, svůj efekt v regresi ztratily — jejich korelace s BSMAS byla zřejmě nesena tím, že spolu navzájem souvisí, ne tím, že by každá z nich samostatně přispívala. Z demografických proměnných predikovalo BSMAS nejsilněji pohlaví — dívky měly vyšší skóre než chlapci.

Model má ale jasné limity. Vysvětluje jen malou část variability v BSMAS, což naznačuje, že důležité prediktory v něm chybí — třeba to, jak konkrétně adolescenti síť používají, jaké mají vztahy s vrstevníky nebo jaké mají osobnostní rysy. Data jsou průřezová,

Data a další informace o této zprávě jsou dostupné na adrese
<https://dostal.vyzkum-psychologie.cz/stat4?i=704>

takže nelze říct, co je příčina a co důsledek. A dotazníky vyplňované ve škole při hodině nemusí od 10–11letých respondentů přinášet úplně spolehlivé odpovědi.

Do budoucna by stálo za to přidat do modelu další prediktory, pracovat s longitudinálními daty a zkusit mediační model, kde by attachment působil na BSMAS nepřímo přes coping. To by lépe odpovídalo tomu, jak o těchto vztazích uvažuje teorie.

Zdroje

Ainsworth, M. D. S., Blehar, M. C., Waters, E., & Wall, S. (1978). *Patterns of attachment: A psychological study of the strange situation*. Lawrence Erlbaum.

Andreassen, C. S., Pallesen, S., & Griffiths, M. D. (2016). The relationship between addictive use of social media, narcissism, and self-esteem: Findings from a large national survey. *Addictive Behaviors*, *64*, 287–293. <https://doi.org/10.1016/j.addbeh.2016.03.006>

Bowlby, J. (1982). *Attachment and loss: Vol. 1. Attachment* (2nd ed.). Basic Books. (Original work published 1969)

Cassidy, J., & Shaver, P. R. (Eds.). (2016). *Handbook of attachment: Theory, research, and clinical applications* (3rd ed.). Guilford Press.

Hilbe, J. M. (2014). *Modeling count data*. Cambridge University Press.
<https://doi.org/10.1017/CBO9781139013143>

Kudláčková, P. (2025). *Souvislost mezi vztahovou vazbou k matce, volbou copingových strategií a problémovým užíváním sociálních sítí u českých adolescentů* (Bakalářská práce). Univerzita Palackého v Olomouci.

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

Marci, T., Lionetti, F., Moscardino, U., Pastore, M., & Altoe, G. (2021). Attachment, emotion regulation and problematic internet use in adolescents. *Journal of Adolescence*, *87*, 130–141. <https://doi.org/10.1016/j.adolescence.2021.01.006>

Mikulincer, M., & Shaver, P. R. (2016). *Attachment in adulthood: Structure, dynamics, and change* (2nd ed.). Guilford Press.

Pascuzzo, K., Cyr, C., & Moss, E. (2013). Longitudinal association between adolescent attachment, adult romantic attachment, and emotion regulation strategies. *Attachment & Human Development*, *15*(1), 83–103.
<https://doi.org/10.1080/14616734.2013.745713>

Data a další informace o této zprávě jsou dostupné na adrese
<https://dostal.vyzkum-psychologie.cz/stat4?i=704>

Seiffge-Krenke, I. (2006). Coping with relationship stressors: The impact of different working models of attachment and links to adaptation. *Journal of Youth and Adolescence*, 35(1), 25–39. <https://doi.org/10.1007/s10964-005-9015-4>