STOPA (Škála Typického Odkládání Pracovních Aktivit)

Závěrečná zpráva k týmovému projektu

Jana Kozolková, Eliška Kudláčková, Veronika Sonter

1. Vymezení konstruktu a tvorba metody

STOPA je sebehodnoticí metoda zaměřená na typické odkládání pracovních aktivit. Prokrastinaci chápeme jako odkládání zamýšlené činnosti navzdory očekávaným nepříznivým následkům (Steel, 2007; Svartdal a Løkke, 2022). Ne každé odložení je proto prokrastinací; může jít také o účelné přesunutí práce. Položky sledují zejména časový průběh a konkrétní projevy odkládání. Naším cílem není pokrytí celého konceptu prokrastinace.

Teoretický návrh vymezoval pět obsahových oblastí po třech položkách: odkládání zahájení (p1–p3), náhradní činnosti (p4–p6), nadměrná příprava (p7–p9), odkládání pokračování (p10–p12) a odkládání dokončení (p13–p15). Zaměření na zahájení a na odklon k jiné činnosti má oporu v behaviorálním pohledu na prokrastinaci (Svartdal et al., 2018). Autorky společně navrhovaly a upravovaly položky tak, aby obsahově co nejvíce odpovídaly pěti zamýšleným oblastem. Dále si daly za cíl ověřit hypotézu o pěti oblastech faktorovou analýzou, aby zjistily, zda se obsahové oblasti projeví v dotazníku jako faktory. Exploratorní analýza následně naznačila existenci tří faktorů, které jsme využily k vytvoření tří subškál. Pilotní testování jsme neprovedly.

Analyzovanou verzi tvoří 15 sebehodnoticích položek. Odpovědi vyjadřují frekvenci popsaného jednání na pětibodové škále: 1 = téměř nikdy, 2 = zřídka, 3 = někdy, 4 = často, 5 = téměř vždy. Vyšší odpověď u všech položek vyjadřuje častější odkládání. Nepoužily jsme reverzně skórované položky.

Účast v dotazníkovém výzkumu byla omezena pouze věkově (na osoby starší 15 let). Účastníci byli informováni, že účastí souhlasí se zpracováním poskytnutých informací pro účely vyhodnocení testu.

Zvolené položky se soustředí na popis prokrastinačního chování v různých fázích práce. Umožňují odlišit nadměrnou přípravu, zahájení a přerušování práce i odkládání dokončení. Nezjišťují však u každé situace její důvod, dobrovolnost ani negativní následky. Výsledný skór proto interpretujeme především jako frekvenci uváděného odkládání. Náš dotazník nezachycuje všechny znaky prokrastinace.

2. Výzkumný soubor a sběr dat

Hlavní soubor obsahuje 405 respondentů s jedinečnými identifikátory. Pro analýzy byly ponechány všechny záznamy. Kontrolovaly jsme úplnost odpovědí a žádná nebyla neúplná. Protokoly se stejnou odpovědí na všech položkách jsme ponechaly, protože nemůžeme s jistotou říci, zda respondent vyplňoval dotazník nepozorně nebo se pro stejnou odpověď rozhodl. Žádného respondenta jsme tedy nevyřadily. V 15 škálových položkách nejsou chybějící hodnoty; imputace proto nebyla potřebná. Opakovaná měření jsou evidována odděleně. Žádný respondent se v souboru nevyskytl dvakrát.

Online administrace probíhala od 27. října do 19. listopadu 2026. Soubor zahrnuje 314 žen (77,53 %) a 91 mužů (22,47 %), při kódování 0 = žena a 1 = muž.

Přibližný věk byl vypočten jako rozdíl roku 2026 a roku narození. Průměr činil 34,38 roku (SD = 13,51), rozpětí bylo 16 až 76 let. Protože nebylo použito celé datum narození, nejde o přesný věk v dokončených letech. Sedm respondentů má takto vypočtený věk nižší než 18 let.

Dotazník byl určen komukoli staršímu 15 let. Respondenty jsme získávaly příležitostným výběrem: odkaz na online dotazník jsme rozesílaly známým a spolužákům. Soubor proto nepovažujeme za reprezentativní výběr.

3. Znění administrovaných položek

Znění níže odpovídá mužské jazykové variantě v exportu. Dotazník obsahuje také odpovídající ženskou variantu. Čísla položek jsou shodná s označením p1 až p15 v analýzách.

1. S důležitým úkolem začínám později, než jsem si původně naplánoval.

2. Začátek úkolu opakovaně přesouvám na později, přestože bych mohl začít.

3. Se zahájením důležitého úkolu čekám tak dlouho, až mi na jeho splnění zbývá méně času, než jsem zamýšlel.

4. Místo plánovaného úkolu se věnuji zábavě nebo jiným volnočasovým aktivitám.

5. Místo důležitého úkolu vyřizuji méně naléhavé povinnosti, které mohou počkat.

6. Když mám začít s důležitým úkolem, zabývám se nejprve jinými věcmi, které jsem původně dělat neplánoval.

7. I když mám pro úkol vše potřebné, pokračuji v přípravách místo samotné práce.

8. Opakovaně upravuji plán úkolu, místo abych podle něj začal pracovat.

9. Zdržuji zahájení úkolu dalším organizováním podkladů, které už mám připravené.

10. Přerušuji práci na důležitém úkolu kvůli jiným činnostem, které mohou počkat.

11. Po přestávce se k rozpracovanému úkolu vracím později, než jsem zamýšlel.

12. Pokračování v rozpracovaném úkolu přesouvám na jinou dobu, přestože bych mohl pracovat dál.

13. Dokončení důležitého úkolu odkládám, přestože mi zbývá už jen malá část práce.

14. Odkládám poslední kroky potřebné k tomu, abych mohl úkol považovat za hotový.

15. I když mám úkol hotový, odkládám jeho definitivní vyřízení.

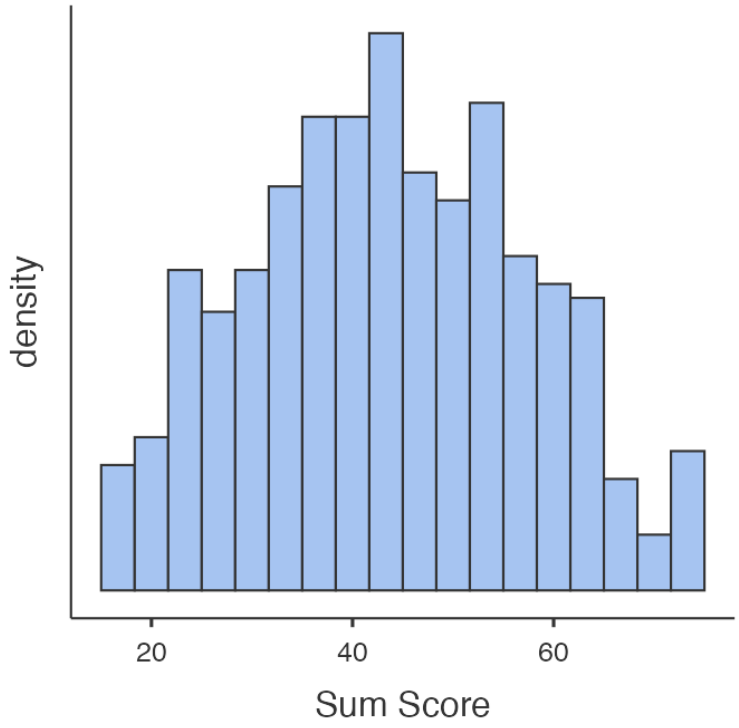
Konečné skórování používá tři nepřekrývající se subškály: 1. Odkládání zahájení a pokračování v práci (p1–p6, p10–p12); 2. Odkládání dokončení a vyřízení úkolu (p13–p15); 3. Odkládání práce nadměrnou přípravou (p7–p9). Názvy jsme odvodily z výsledků exploratorní analýzy.

4. Skórování a popisné charakteristiky

Celkový hrubý skór jsme vypočetly jako součet všech 15 položek. Teoretické rozpětí je 15 až 75 bodů; obě krajní hodnoty se v souboru vyskytly. Průměrný skór byl 43,75 bodu (SD = 13,80), medián 44 bodů. Průměrná položková odpověď činila 2,917 (SD průměrného skóru = 0,920).

Hrubý skór každé subškály počítáme jako součet odpovědí na přiřazené položky. Subškála 1 zahrnuje p1–p6 a p10–p12 a má teoretické rozpětí 9–45 bodů. Subškála 2 zahrnuje p13–p15, subškála 3 p7–p9; každá z nich má rozpětí 3–15 bodů. P12 započítáváme pouze do první subškály. Vyšší skóry vyjadřují častější popisované odkládání.

Šikmost celkového HS byla 0,073 a exces kurtózy −0,683. Rozdělení je tedy podle šikmosti přibližně symetrické.



Obrázek 1 Rozdělení celkového hrubého skóru

Poznámka: Sum Score = celkový hrubý skór; density = hustota. Histogram neukazuje výrazné hromadění výsledků na dolní ani horní hranici škály. Samotný graf však neprokazuje normalitu rozdělení.

Tabulka 1. Popisné charakteristiky položek a vztah k celkové škále

Položka	M	SD	Item-rest r
p1	3,26	1,20	0,779
p2	3,30	1,22	0,806
p3	3,21	1,35	0,794
p4	2,97	1,19	0,711
p5	3,18	1,14	0,772
p6	3,17	1,19	0,761
p7	2,64	1,16	0,718
p8	2,68	1,26	0,643
p9	2,51	1,18	0,663
p10	2,99	1,14	0,725
p11	3,19	1,16	0,714
p12	2,86	1,18	0,779
p13	2,69	1,23	0,724
p14	2,63	1,27	0,682
p15	2,47	1,24	0,558

Poznámka: N = 405 u všech položek, odpovědi 1–5. Item-rest r označuje korelaci položky se součtem ostatních 14 položek.

Tabulka 2. Popisné charakteristiky součtových skórů subškál

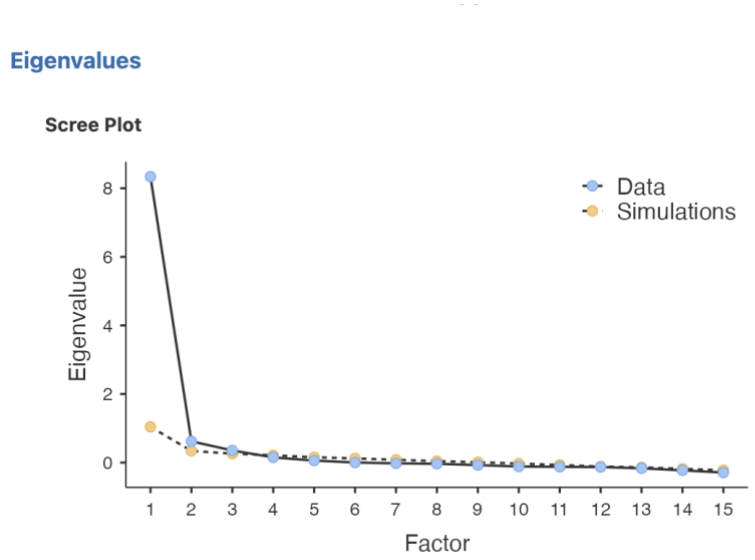
Subškála	M	Medián	SD	Rozpětí	Šikmost	Exces
1	28,12	28	8,85	9–45	−0,080	−0,763
2	7,80	7	3,28	3–15	0,338	−0,822
3	7,84	7	3,10	3–15	0,311	−0,771

Poznámka: N = 405; uvedené rozpětí je současně teoretické i pozorované. Hodnoty vycházejí ze součtů příslušných položek. P12 je zahrnuta pouze do první subškály. U všech skórů N = 405 a počet chybějících hodnot 0. Standardní chyba šikmosti byla 0,121 a standardní chyba excesu 0,242. První subškála je přibližně symetrická; druhá a třetí vykazují mírnou pravostrannou šikmost.

Metoda popisovaná v tomto textu není skutečným psychologickým testem! Vznikla v rámci cvičení z psychometrie na Katedře Psychologie FF UPOL

5. Faktorová struktura a položková analýza

Pro zkoumání struktury jsme v Jamovi 2.7.39 provedly exploratorní faktorovou analýzu 15 položek metodou minimálních reziduí. Základní analýza pracuje s Pearsonovými korelacemi číselně kódovaných odpovědí 1–5; jde o aproximaci pro ordinální položky. Počet faktorů byl určen paralelní analýzou, která vedla ke třem faktorům. Pro interpretaci zde uvádíme řešení s rotací Oblimin, jež připouští jejich vzájemné korelace.



Obrázek 2 Sutinový graf a paralelní analýza patnácti položek

Poznámka. Data označuje vlastní čísla z pozorovaných dat, Simulations srovnávací hodnoty ze simulovaných dat. První faktor výrazně dominuje. První tři pozorovaná vlastní čísla převyšují příslušné simulované hodnoty; od čtvrtého faktoru již nikoli. Paralelní analýza tak podpořila třífaktorové řešení, ačkoli nejvýraznější zlom křivky nastává po prvním faktoru.

KMO dosáhlo 0,956. Bartlettův test sféricity byl statisticky významný, $\chi^2(105) \approx 4\,339$, $p < 0{,}001$. Tyto výsledky podporují použití faktorové analýzy.

Tabulka 3. Zobrazené náboje třífaktorového řešení s rotací Oblimin

Položka	Faktor 1	Faktor 2	Faktor 3	Unikátnost
p1	0,973			0,243
p2	0,827			0,253
p3	0,793			0,285
p4	0,646			0,442
p5	0,607			0,353
p6	0,767			0,340
p7			0,545	0,397
p8			0,663	0,440
p9			0,865	0,294
p10	0,395			0,451
p11	0,645			0,431
p12	0,420	0,343		0,356
p13		0,670		0,325
p14		0,908		0,202
p15		0,757		0,463

Poznámka: Unikátnost je podíl rozptylu položky nevysvětlený společnými faktory**.** Prázdné buňky označují náboje s absolutní hodnotou nižší než 0,30, které nejsou zobrazeny.

Korelace faktorů byly r_{12} = 0,674 (Lidé s vyšším odkládáním zahájení a pokračování obvykle více odkládají také dokončení.), r_{13} = 0,750 (Nejsilnější vztah: odkládání zahájení a pokračování výrazně souvisí s nadměrnou přípravou.) a r_{23} = 0,570 (Dokončování a nadměrná příprava spolu také souvisejí, ale méně.). Výstup připisuje třífaktorovému řešení celkem 64,8 % rozptylu položek. Ukazatele shody byly RMSEA = 0,0539 (90% interval 0,0417–0,0663), TLI = 0,971 a $\chi^2(63) \approx 137$, $p < 0,001$. Jde o exploratorní řešení získané na stejném souboru.

První faktor má zobrazené náboje u položek p1–p6, p10–p12. Druhý faktor je výrazně sycen položkami p13–p15 a vedlejším nábojem položky p12. Třetí faktor sytí položky p7–p9. Obsahově lze v posledních dvou skupinách předběžně rozpoznat odkládání dokončení a nadbytečnou přípravu místo práce. Původních pět obsahových oblastí se tedy v datech nerozdělilo do pěti faktorů: první faktor spojuje zahájení, náhradní činnosti a pokračování v práci.

Položka p12 má náboje 0,420 na prvním a 0,343 na druhém faktoru; rozdíl je pouze 0,077. Její zařazení proto není jednoznačné. U p10 je hlavní zobrazený náboj 0,395.

Pro srovnání byla vyzkoušena také ortogonální rotace Varimax. Ta poskytla podobné hlavní skupiny, ale více zobrazených křížových nábojů. U p12 dosahovaly náboje 0,530, 0,490 a 0,350. Oblimin jsme zvolily, protože obsahové oblasti odkládání považujeme za související a tato šikmá rotace jejich korelace připouští. Tomu odpovídaly také odhadnuté korelace faktorů 0,570–0,750. Ortogonální Varimax pracuje s nekorelovanými faktory; pro hlavní interpretaci jsme proto upřednostnily Oblimin.

Pro posouzení jednodušší alternativy jsme na stejných 15 položkách odhadly také jednofaktorové řešení metodou minimálních reziduí, bez rotace. Všechny položky měly kladné náboje v rozmezí 0,569–0,834; nejvyšší náboj měla p2 (0,834), nejnižší p15 (0,569). Faktor vysvětloval 55,6 % rozptylu položek. Unikátnost položek se pohybovala od 0,304 do 0,677. Tyto výsledky podporují přítomnost výrazného společného základu odpovědí.

Shoda jednofaktorového řešení však byla horší než u třífaktorového: RMSEA = 0,113, 90% interval spolehlivosti [0,105; 0,123], TLI = 0,871 a $\chi^2(90) \approx 558$, $p < 0,001$. U třífaktorového řešení dosahovalo RMSEA hodnoty 0,0539 a TLI hodnoty 0,971. Jediný faktor tedy přes vysoké náboje položek nevystihoval jejich vzájemné vztahy dostatečně dobře. Tři faktory mohou data popsat lépe už proto, že model nabízí více možností, jak zachytit vztahy mezi položkami. Při rozhodování jsme proto přihlédly také k paralelní analýze, která podpořila tři faktory, a k tomu, že jejich rozdělení dává smysl podle obsahu položek. Rozdíl mezi modely jsme však samostatně statisticky netestovaly a nalezenou strukturu je ještě potřeba ověřit na nových datech.

Položku p12 jsme ponechaly v první subškále. Obsahově se týká pokračování v rozpracovaném úkolu, a patří proto k p10 a p11; zároveň má vyšší náboj na prvním faktoru. Rozhodnutí podporuje obsah i směr nábojů. P12 není v druhé subškále započtena znovu. V případném dalším testování bychom měly zvážit, zda tuto položku kvůli její nejednoznačnosti nevyřadit.

6. Důkazy o reliabilitě

Vnitřní konzistence celkové škály

Vnitřní konzistence všech 15 položek byla vysoká: Cronbachovo $\alpha = 0,948$ a McDonaldovo $\omega = 0,949$. Item-rest korelace s celkovou škálou dosahovaly 0,558–0,806. Podle zobrazeného zaokrouhlení vyřazení žádné položky nezvyšovalo alfu.

Vnitřní konzistence konečných subškál

Tabulka 4. Výsledky reliability konečných sestav položek

Sestava položek	Počet	α	ω	Item-rest r
p1–p6, p10–p12	9	0,939	0,939	0,705–0,828
p13–p15	3	0,851	0,854	0,683–0,771
p7–p9	3	0,825	0,827	0,663–0,706

Poznámka: Všechny odhady se vztahují ke konečným nepřekrývajícím se sestavám položek. Ve druhé subškále dosáhly item-rest korelace hodnot 0,712 pro p13, 0,771 pro p14 a 0,683 pro p15. Alfa po vyřazení položky byla postupně 0,801, 0,744 a 0,829; omega měla v tomto výstupu stejné zaokrouhlené hodnoty. Vyřazení kterékoli položky by tedy snížilo oba odhady konzistence. Průměrný položkový skór této subškály činil 2,60 (SD = 1,09), což odpovídá součtovému skóru v tabulce 2.

Tabulka 5. Položkové ukazatele uvnitř konečných subškál

Subškála	Položka	Item-rest r	α bez položky	ω bez položky
1	p1	0,813	0,929	0,930
1	p2	0,828	0,928	0,929
1	p3	0,803	0,930	0,930
1	p4	0,730	0,934	0,934
1	p5	0,778	0,931	0,932
1	p6	0,781	0,931	0,931
1	p10	0,705	0,935	0,936
1	p11	0,720	0,934	0,935
1	p12	0,746	0,933	0,933
2	p13	0,712	0,801	0,801
2	p14	0,771	0,744	0,744
2	p15	0,683	0,829	0,829
3	p7	0,677	0,763	0,764
3	p8	0,663	0,780	0,780
3	p9	0,706	0,734	0,735

Poznámka: Item-rest korelace je vztahem položky k součtu zbývajících položek téže subškály. Vyřazení kterékoli položky snižovalo oba zobrazené koeficienty konzistence příslušné subškály. Tento výsledek podporuje ponechání položek z hlediska konzistence.

Standardní chyba měření

Standardní chybu měření (SEM) jsme odhadly ze směrodatné odchylky součtového skóru a Cronbachovy alfy podle vztahu SEM = SD × √(1 − α). Použily jsme směrodatné odchylky hlavního souboru 405 osob a alfy zaokrouhlené na tři desetinná místa. Výsledky jsou vyjádřeny v bodech příslušného součtu.

Tabulka 6. Standardní chyby měření součtových skórů

Skór	SD	α	SEM v bodech
Celkový HS	13,80323	0,948	3,148
Subškála 1	8,846646	0,939	2,185
Subškála 2	3,281357	0,851	1,267
Subškála 3	3,097126	0,825	1,296

SEM vyjadřuje odhad směrodatné odchylky náhodné chyby měření. Celkový HS má SEM přibližně 3,15 bodu.

Metoda popisovaná v tomto textu není skutečným psychologickým testem! Vznikla v rámci cvičení z psychometrie na Katedře Psychologie FF UPOL

Stabilita v čase

Retestový podsoubor tvořilo 16 osob se spárovanými prvními a opakovanými administracemi. Odpovědi z prvního měření těchto osob odpovídají jejich záznamům v hlavním souboru. Test–retest reliabilitu jsme pro současnou 15položkovou podobu vyjádřily Pearsonovou korelací součtových HS z obou měření. Korelace celkových skórů dosáhla r = 0,910 (N = 16). Soubor byl příliš malý na to, abychom z něj mohly vyvozovat spolehlivé závěry. Naše závěry ohledně stability v čase jsou pouze orientační.

Časový odstup administrací byl vypočten z časových razítek. Pohyboval se přibližně od 7,08 do 19,08 dne, medián činil 10,50 dne.

Tabulka 7. Stabilita celkového skóru a subškál v čase

Skór	Pearsonovo r	95% CI	p	N
Celkový HS	0,910	0,756–0,969	< 0,001	16
Subškála 1	0,952	0,865–0,984	< 0,001	16
Subškála 2	0,709	0,329–0,891	0,002	16
Subškála 3	0,870	0,658–0,954	< 0,001	16

Poznámka: N = 16 spárovaných osob u všech skórů. CI označuje interval spolehlivosti. Každá korelace porovnává součet stejné sestavy položek při prvním a druhém měření.

Nejvyšší bodový odhad stability vykázala první subškála, následovaná třetí a druhou subškálou. U druhé subškály je interval zvláště široký, takže její stabilitu odhadujeme s výraznou nejistotou.

7. Důkazy o validitě

Vnitřní struktura

Exploratorní faktorová analýza poskytla předběžný doklad tří souvisejících dimenzí odpovědí. Jednoznačnost struktury omezuje zejména křížový náboj p12 a vysoké korelace faktorů. V praxi se ukázalo, že z původně zamýšlených pěti škál se přípravné činnosti a dokončování osvědčily jako samostatné faktory, zatímco zahájení, náhradní činnosti a pokračování vytvořily širší první faktor.

Dodatečné posouzení jednofaktorové alternativy ukázalo, že výrazný společný faktor sám o sobě nepostačuje k přiměřenému popisu vztahů mezi položkami. Výsledky proto podporují ponechání tří souvisejících dimenzí, jejichž odlišení však zůstává předběžné a vyžaduje ověření v dalším souboru.

Vztah s vnějším kritériem

Doplňující otázka zněla: „Vyplňujete tento dotazník v době, kterou jste si původně vyhradil na jinou studijní nebo pracovní povinnost, kterou jste dosud nesplnil?“ Očekáváme kladný vztah mezi souhlasnou odpovědí a HS. Otázka zachycuje současnou situaci náhrady jiné povinnosti.

Volné odpovědi na doplňující otázku jsme převedly na dichotomickou proměnnou: 1 = souhlas a 0 = nesouhlas. Kódování jsme před konečnou analýzou zkontrolovaly. Pět nejednoznačných odpovědí („Raňajky“, „možná“, „Uspávanie dcerky“, „Při vaření“ a „Je to podle plánu“) jsme ponechaly jako chybějící hodnoty, protože neumožňovaly jednoznačné určení souhlasu či nesouhlasu. Pro konečnou analýzu bylo k dispozici 293 platných párů hodnot; zbývajících 112 osob nebylo do této konkrétní analýzy zahrnuto.

Celkový HS pozitivně souvisel s odpovědí na doplňující otázku: r = 0,295, 95% CI [0,187; 0,396], p < 0,001, df = 291, N = 293. Pearsonův výpočet pro jednu dichotomickou a jednu kvantitativní proměnnou odpovídá bodově biseriální korelaci. Souhlasně odpovídající lidé měli v průměru vyšší celkový HS. Výsledek je v souladu s očekávaným směrem vztahu a představuje dílčí doklad validity založený na vztahu s vnějším kritériem. Jedna současně zodpovězená sebehodnoticí otázka však neposkytuje úplné ani nezávislé ověření konstruktu a nedokládá prediktivní validitu.

Tabulka 8. Vztah celkového skóru a subškál s vnějším kritériem

Skór	r	95% CI	p	N
Celkový HS	0,295	0,187–0,396	< 0,001	293
Subškála 1	0,290	0,181–0,391	< 0,001	293
Subškála 2	0,200	0,087–0,307	< 0,001	293
Subškála 3	0,257	0,147–0,361	< 0,001	293

Poznámka: U všech korelací df = 291. Kódování kritéria: 1 = ano, 0 = ne. Kladné vztahy všech subškál odpovídají očekávání.

Obsahová validita

Obsahový plán pěti oblastí sloužil k pokrytí různých fází odkládání. Položky přímo nezjišťují očekávané negativní následky u každého popsaného odložení. Rozlišení prokrastinace od účelného přesunutí práce je proto omezením obsahové validity této verze dotazníku.

8. Orientační normy

Pro celkový 15položkový HS i tři subškály jsme vytvořily orientační převody na staniny, tedy devět kategorií relativního postavení v souboru. Staniny jsme zvolily pro přehlednou komunikaci výsledků v širších kategoriích. Percentilové pořadí bylo pro každý skór samostatně vypočteno funkcí PERCENTRANK.EXC z hodnot tohoto skóru u všech 405 respondentů a převedeno inverzí standardního normálního rozdělení na normální kvantil z. Stanin vznikl zaokrouhlením 5 + 2 × z na celé číslo s omezením na hodnoty 1–9. Vyšší stanin vyjadřuje častější uváděné odkládání oproti ostatním členům souboru.

Tyto převody popisují relativní postavení osoby v dostupném souboru. Bez doložení reprezentativnosti je nelze označit za normy obecné populace. Převod celkového HS odpovídá součtu všech 15 položek a převody subškál jejich konečným sestavám.

Vedle společné tabulky pro všech 405 osob uvádíme samostatné převody pro tři věkové skupiny. Každý převod používá rozdělení příslušného skóru pouze v dané skupině.

Věk a pohlaví jako podklady pro interpretaci převodů

Tabulka 9. Vztahy skórů s věkem a pohlavím

Skór	r s věkem	95% CI pro věk	p pro věk	r s pohlavím	p pro pohlaví
Celkový HS	−0,412	−0,490 až −0,328	< 0,001	0,014	0,785
Subškála 1	−0,423	−0,500 až −0,339	< 0,001	0,019	0,705
Subškála 2	−0,317	−0,402 až −0,227	< 0,001	−0,006	0,903
Subškála 3	−0,292	−0,378 až −0,200	< 0,001	0,013	0,793

Poznámka: N = 405, df = 403. Pohlaví je kódováno 0 = žena, 1 = muž; příslušné Pearsonovy korelace jsou bodově biseriální. Věk je přibližný, odvozený z roku narození.

Souvislosti skórů s pohlavím byly zanedbatelné; proto jsme nezaváděly oddělené převody podle pohlaví. Vyšší věk souvisel s nižšími skóry celku i všech subškál. Vzhledem ke vztahům skórů a věku jsme kromě společného převodu vytvořily věkově diferencované orientační převody. Tabulka 10 vyjadřuje postavení vůči celému souboru, zatímco tabulky 11-13 ilustrují postavení vůči osobám ve stejné věkové skupině.

Tabulka 10. Společné orientační staninové převody

Stanin	Celkový HS	Subškála 1	Subškála 2	Subškála 3
1	15–21	9–12	3	3
2	22–25	13–17	4	4
3	26–32	18–20	5	5
4	33–40	21–26	6	6–7
5	41–47	27–30	7–8	8–9
6	48–55	31–36	9–11	10–11
7	56–62	37–40	12	12
8	63–67	41–43	13–14	13
9	68–75	44–45	15	14–15

Poznámka: Převody vycházejí z 405 jedinečných respondentů hlavního souboru, bez přidaných retestů. V příslušném sloupci vyhledáme interval obsahující HS; první sloupec uvádí odpovídající stanin. Percentilová pořadí byla určena funkcí PERCENTRANK.EXC s výchozí přesností tří desetinných míst. Tato společná tabulka nerozlišuje věkové skupiny ani pohlaví.

Věkově diferencované staninové převody

Vytvořily jsme orientační normy pro tři věkové skupiny: 16–34 let (N = 218), 35–49 let (N = 125) a 50 let a více (N = 62). Hranice jsme stanovily pragmaticky s ohledem na věkové složení souboru a počet osob v jednotlivých skupinách. Menší a příležitostně získané skupiny, zejména nejstarší skupina, omezují přesnost i zobecnitelnost převodů. Pro jejich obecnou využitelnost bychom musely provést testování na mnohem větším souboru, který by lépe zastupoval cílovou populaci.

Pro každou skupinu a každý ze čtyř skórů jsme samostatně určily percentilové pořadí funkcí PERCENTRANK.EXC, normální kvantil a stanin stejným postupem jako u společné tabulky. Uvnitř pozorovaného rozpětí funkce interpoluje také pro celočíselné HS, kterých nikdo přesně nedosáhl. Mimo pozorované rozpětí jsme převod neextrapolovaly. Pomlčka v tabulce znamená, že příslušnému staninu neodpovídá žádný celočíselný HS při tomto postupu; nejde o chybějící výpočet.

Tabulka 11. Věkové převody pro 16–34 let (N = 218)

Stanin	Celkový HS	Subškála 1	Subškála 2	Subškála 3
1	15–25	9–15	3	3
2	26–32	16–20	4	4
3	33–38	21–25	5–6	5–6
4	39–46	26–29	7–8	7–8
5	47–53	30–35	9–10	9–10
6	54–60	36–38	11–12	11–12
7	61–65	39–41	13	—
8	66–72	42–45	14–15	13–15
9	73–75	—	—	—

Poznámka: Převody pokrývají celé teoretické rozpětí všech čtyř skórů. Věk je přibližný, určený jako 2026 minus rok narození.

Tabulka 12. Věkové převody pro 35–49 let (N = 125)

Stanin	Celkový HS	Subškála 1	Subškála 2	Subškála 3
1	15–21	9–12	3	3
2	22–24	13–15	—	4
3	25–27	16–18	4	—
4	28–35	19–23	5–6	5–6
5	36–40	24–27	7	7
6	41–48	28–31	8	8–9
7	49–55	32–36	9–11	10–11
8	56–60	37–39	12	12
9	61–67	40–43	13–14	13–14

Poznámka: Převod nestanoven mimo pozorované rozpětí: celkový HS: 68–75; subškála 1: 44–45; subškála 2: 15; subškála 3: 15. Věk je přibližný, určený jako 2026 minus rok narození.

Tabulka 13. Věkové převody pro 50 let a více (N = 62)

Stanin	Celkový HS	Subškála 1	Subškála 2	Subškála 3
1	16–17	9	3	3
2	18–20	10–13	—	—
3	21–26	14–16	4–5	4–5
4	27–31	17–19	—	6
5	32–40	20–25	6–7	7
6	41–47	26–29	8–9	8–9
7	48–51	30–32	10	10–11
8	52–61	33–40	11–12	—
9	62–70	41–44	13–15	12–14

Poznámka: Převod nestanoven mimo pozorované rozpětí: celkový HS: 15, 71–75; subškála 1: 45; subškála 3: 15. Věk je přibližný, určený jako 2026 minus rok narození.

Použití: nejprve vybereme věkovou skupinu, poté sloupec celkového skóru nebo příslušné subškály a interval obsahující dosažený HS. Číslo v prvním sloupci je výsledný stanin. Staniny nefungují jako diagnostické kategorie ani hranice klinické závažnosti.

Při interpretaci preferujeme věkovou tabulku, pokud skór leží v jejím pozorovaném rozpětí. Společný převod slouží jako doplňující srovnání s celým souborem. Pokud věkový převod není stanoven, uvedeme HS a tuto skutečnost; případný společný stanin výslovně označíme jako srovnání s celým souborem, nikoli s vrstevníky. Rozdělení spojitého věku do skupin vytváří umělé hranice: stejný HS může těsně pod a nad hranicí získat jiný stanin. Věkové tabulky proto představují hrubou orientaci. U krátkých subškál navíc opakované HS a omezený počet možných součtů vedou k tomu, že některé staniny nejsou obsazeny a jejich četnosti nemusejí odpovídat teoretickému normálnímu rozdělení.

9. Zhodnocení metody a omezení

Dosavadní analýzy ukazují vysokou vnitřní konzistenci celé sady a dobrou až vysokou konzistenci posuzovaných sestav položek. Test–retest korelace celkového skóru byla vysoká, vychází však pouze ze 16 párů měření. Třífaktorové řešení jsme využily k vytvoření tří nepřekrývajících se subškál; p12 zůstala v první. Křížové náboje a vysoké korelace faktorů omezují jednoznačnost jejich odlišení.

Celkový HS je širokým souhrnným ukazatelem odkládání. Protože první subškála obsahuje devět z patnácti položek, je v součtu obsahově více zastoupena než zbývající dvě subškály. Její korelace s celkovým HS činila 0,970, zatímco u druhé a třetí dosahovala 0,802 a 0,836. Tyto vztahy jsou částečně dány zahrnutím subškál do celkového součtu a nepředstavují nezávislý doklad validity. Vzájemné korelace součtových subškál byly 0,683 (1–2), 0,744 (1–3) a 0,564 (2–3); všechny uvedené korelace byly při N = 405 statisticky významné, $p < 0,001$. Zachovaly jsme třífaktorové řešení, které podpořila paralelní analýza a obsahová interpretovatelnost faktorů. Výrazná dominance prvního faktoru a vysoké korelace mezi faktory současně naznačují silný společný základ odkládání. Subškály proto chápeme jako související oblasti, nikoli jako nezávislé vlastnosti.

Jednofaktorové řešení dosahovalo horší shody s daty (RMSEA = 0,113; TLI = 0,871) než řešení třífaktorové (RMSEA = 0,0539; TLI = 0,971). Celkový HS proto interpretujeme jako širší souhrnný ukazatel odkládání, nikoli jako skór jednorozměrné škály.

Mezi omezení dotazníku patří sebehodnoticí povaha odpovědí, nevyvážené zastoupení pohlaví, malý retestový podsoubor a použití Pearsonových korelací pro ordinální položky. Věk je znám pouze přibližně z roku narození. Výběr a interpretace subškál vznikají na stejných datech, na nichž jsou hodnoceny jejich vlastnosti, a vyžadují ověření v dalším souboru. Samotná reliabilita nepostačuje k závěru o validitě ani k diagnostickému použití. Analýza vnějšího kritéria zahrnuje jen osoby s použitelnými údaji a může být ovlivněna konkrétními respondenty, kteří se rozhodli na doplňující otázku odpovědět.

STOPA má v tomto souboru slibnou vnitřní konzistenci a předběžné doklady časové stability i smysluplné vnitřní struktury. Výsledky mohou být podkladem pro další vývoj metody. Kladný vztah s doplňující otázkou je v souladu s očekáváním, ale představuje pouze dílčí doklad validity. Výsledky bez dalšího testování nemůžeme zobecnit na normy pro všechny osoby starší 15 let.

10. Použitá literatura

Steel, P. (2007). The nature of procrastination: A meta-analytic and theoretical review of quintessential self-regulatory failure. Psychological Bulletin, 133(1), 65–94. https://doi.org/10.1037/0033-2909.133.1.65

Svartdal, F., Granmo, S., & Færevaag, F. S. (2018). On the behavioral side of procrastination: Exploring behavioral delay in real-life settings. Frontiers in Psychology, 9, Article 746. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.00746

Svartdal, F., & Løkke, J. A. (2022). The ABC of academic procrastination: Functional analysis of a detrimental habit. Frontiers in Psychology, 13, Article 1019261. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.1019261