

Univerzita Palackého v Olomouci
Filozofická fakulta
Katedra psychologie

ŠKÁLA LHANÍ – LIARS

LYING INVENTORY FOR ADAPTIVE RESPONSE
STRATEGIES



Psychometrická laboratoř: projekt 292

Autorky: **Tereza Škárková, Lucia Školníková, Nela Haluzová**

Předmět: **Psychometrika 1**

Olomouc

2024

TEORETICKÉ UKOTVENÍ

Lhaní je dynamický proces, při kterém lhář nejen přizpůsobuje své chování na základě zpětné vazby od druhé osoby, ale také čerpá ze svých osobních zkušeností, morálních zásad, stereotypů a očekávání ohledně toho, jaké chování je v dané situaci přijatelné nebo efektivní (Buller & Burgoon, 1996). Aby byla lež věrohodná, musí lhář zajistit nejen plynulost projevu, ale také koherenci výpovědi—tj. kontrolu množství detailů, obsahovou přesnost a logickou návaznost informací (Vrij, 2008; DePaulo et al., 2003). Tento proces zahrnuje předem promyšlené strategie, které lháři volí na základě situace a své potřeby minimalizovat chyby, které by mohly vést k odhalení (Vrij, 2008).

Strategie lhaní mohou zahrnovat řízení množství poskytnutých informací, vyhýbání se riskantním tématům, nebo kontrolu neverbální komunikace. Lháři vybírají strategii podle toho, jakou roli v dané situaci hrají kognitivní a emocionální faktory—včetně toho, jak velký stres pociťují a jakou mají schopnost ovládat své fyzické projevy (DePaulo et al., 2003). Výběr strategie je zásadní, protože každá interakce představuje jiné riziko odhalení (Vrij, 2008).

Volba lhaní proto závisí nejen na kognitivní schopnosti řídit obsah lži, ale také na osobních hodnotách a zkušenostech lháře. Tato adaptivní schopnost je klíčová pro to, aby si lhář udržel kontrolu nad situací a snížil pravděpodobnost odhalení (Neequaye, Warmelink & Boon, 2020). Lhaní je obecně spojeno s vyšší kognitivní zátěží než sdělování pravdy, protože vytváření lži vyžaduje nejen potlačení pravdy, ale i zajištění její konzistence po celou dobu lhaní (Neequaye, Warmelink & Boon, 2020; Sporer, 2004).

Lhaní je obecně spojeno s vyšší kognitivní zátěží než sdělování pravdy. Vytvoření lži totiž vyžaduje nejen potlačení pravdy, ale i zajištění její konzistence po celou dobu lhaní (Neequaye, Warmelink & Boon, 2020). Kognitivní zátěž zahrnuje i přesné hodnocení paměti: lháři musí neustále udržovat své lži v souladu s dříve řečenými informacemi, což může být náročné zejména v komplexních interakcích. Různí lháři volí různé strategie, jak tuto kognitivní zátěž zvládnout, a přitom si udržet důvěryhodnost.

K nejnámějším teoriím adaptivních strategií lhaní patří kognitivní zátěžová teorie (Neequaye, Warmelink & Boon, 2020), monitorování reality (Sporer, 2004), interpersonální teorie lhaní (Buller & Burgoon, 1996) a čtyřfaktorová teorie lhaní (Walczyk et al., 2014)

TVORBA POLOŽEK

Na základě teorie jsme vytvořily dotazník o 15 položkách, který měří strategie adaptivní odpovědi. Aplikací syntézy na stávající teorie lži jsme vymezily fasety, které pokrývají náš konstrukt: a) plánování lži, b) přesměrování pozornosti, c) rychlost a kreativita reakce, d) kontrola neverbálních projevů.

Respondenti odpovídají na škále Likertova typu od 1 (naprosto nesouhlasím) do 7 (naprosto souhlasím). Reverzní položky jsme v následujícím výčtu označily tučně.

Plné znění položek ve verzi pro muže:

1. Když lžu, dokážu mít své neverbální chování pod kontrolou.
2. **V situaci nutné lži, odpovídám dlouze.**
3. Při lži se snažím kontrolovat své výrazy obličeje, abych nevypadal podezřele.
4. Často změním téma, když se někdo začne ptát na otázky, které by mohly vést k odhalení mé lži.
5. **Vymýšlet lži za pochodu mi dělá problém.**
6. Často do svých lží začleňuji skutečné informace, aby byly věrohodnější.
7. Během lži si vytvářím příběh na místě.
8. Lež využívám zejména k tomu, abych se vyhnul sdělení nepříjemných faktů.
9. Při lhaní se spoléhám na svou schopnost improvizace.
10. Když nejsem upřímný, vyhýbám se poskytnutí přílišných podrobností.
11. Vždy dbám na to, aby mé lži odpovídaly tomu, co jsem říkal v minulosti.
12. **Když lžu, je to na mém těle vidět (např. hraní si se šperky, objekty přede mnou).**
13. Pokud chci lhat, pečlivě plánuji svůj příběh, aby dával smysl.
14. Dávám si pozor, aby mé lži byly podrobné.
15. Rychle dokážu přizpůsobit svůj příběh podle toho, jak se vyvíjí konverzace.

VÝZKUMNÝ A STANDARDIZAČNÍ SOUBOR

Dotazník jsme administrovali online, příležitostným výběrem – plakát jsme vložili do různých skupin na Facebooku a sdíleli jej i na našich soukromých instagramových profilech. Sběr dat probíhal od 29.10. do 17.11.2024.

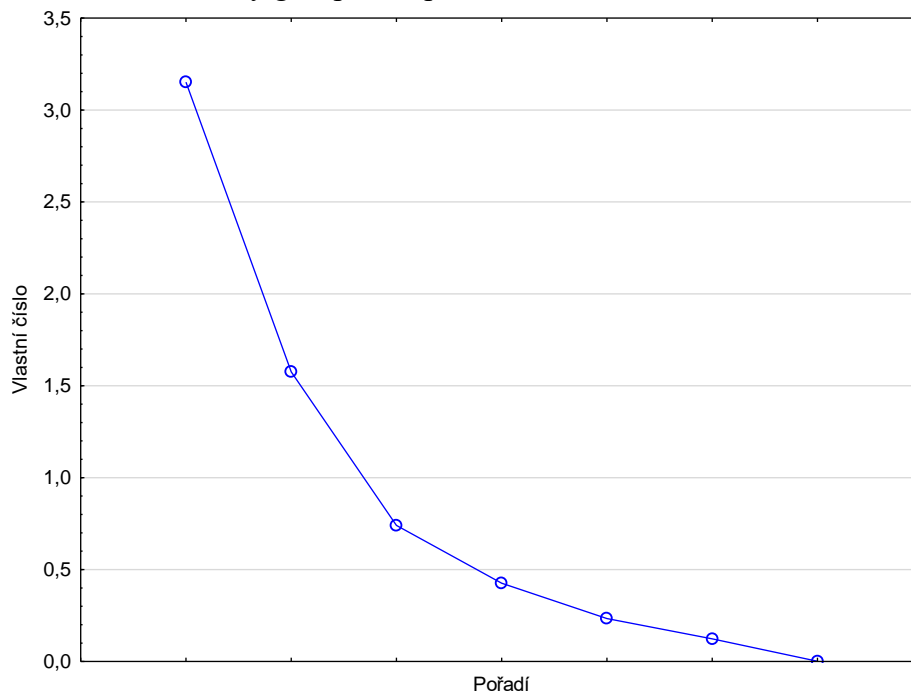
Náš soubor čítal 559 respondentů, z toho 124 mužů (22,2 %) a 435 žen (77,8 %). Udaný věk respondentů našeho souboru se pohyboval v rozmezí 14 až 85 let, přičemž věkové rozmezí

většiny respondentů bylo 22 až 37 let (mezikvartilový rozptyl). Průměrný věk respondenta činil 30,2 let se směrodatnou odchylkou 11,7 roku.

FAKTOROVÁ STRUKTURA INVENTÁŘE A VÝBĚR FUNKČNÍCH POLOŽEK

Pro zjištění psychometrických kvalit inventáře bylo využito explorativní faktorové analýzy (EFA). V setu se původně nacházelo 15 položek, z nichž 3 byly konstruovány reverzně. Data byla analyzována pomocí metody hlavní osy a pro odhad faktorových nábojů byla použita rotace normalizovaný VARIMAX. Sutinový graf (Obrázek 1) ukazuje přítomnost více faktorů.

Obrázek 1: Sutinový graf pro 15 položek



Na obrázku můžeme vidět jeden hlavní dominantní faktor znázornění prudkým poklesem na začátku. Pokud bychom se rozhodovali dle Kaiserova pravidla, kdy se pro rozhodnutí orientujeme dle vlastních čísel větší než 1, tak bychom volili dvoufaktorové řešení. S rotací normalizovaný VARIMAX jsme zkoušeli také třífaktorové řešení. Jako ideální řešení pro nejlépe interpretovatelné výsledky jsme zvolili řešení s dvěma faktory. Toto řešení vysvětlí 31,5 % rozptylu. Přesné údaje týkající se faktorových nábojů a komunity položek jsou k nalezení v tabulce 1.

Tabulka 1: Faktorové náboje vyplývající z EFA na 15 položkách

Položka	Faktor		Komunalita	Subškála	Zkrácené znění
	1	2			
1	0,63	0,11	0,41	1	kontrola neverbálního chování
2	-0,01	-0,25	0,06		dlouhá odpověď
3	0,01	0,43	0,18		kontrola výrazů obličeje
4	-0,22	0,35	0,17		změna tématu
5	0,61	-0,05	0,38	1	lež za pochodu je problematická
6	0,28	0,55	0,38	2	skutečné informace
7	0,58	0,23	0,39	1	lež na místě
8	-0,02	0,37	0,13		vyhnutí se nepříjemným faktům
9	0,68	0,18	0,49	1	spoleh na schopnosti improvizace
10	-0,29	0,22	0,13		vyhnutí se podrobnostem
11	0,26	0,65	0,49	2	lži odpovídají výpovědi z minulosti
12	0,62	-0,22	0,42	1	lež je na těle viditelná
13	-0,02	0,50	0,25	2	plánování příběhu
14	0,27	0,42	0,25	2	lži jsou podrobné
15	0,73	0,26	0,60	1	přizpůsobení příběhu
V. rozptyl	19 %	13 %			

Pozn. Položky označeny tučně byly skórovány reverzně. Faktorové náboje v absolutní hodnotě menší než 0,3 jsou označeny šedou barvou.

Faktory, které jsme identifikovali pomocí faktorové analýzy, jsou odlišné od původních fazet. První faktor byl označen jako **Dynamická kontrola**. Typická pro tento faktor je položka č. 15 „*Rychle dokážu přizpůsobit svůj příběh podle toho, jak se vyvíjí konverzace.*“ (0,73) a položka č. 9 „*Při lhaní se spoléhám na svou schopnost improvizace.*“ (0,68).

Druhý faktor byl pojmenován jako **Strategický odklon**. Patří k němu položka č. 11 „*Vždy dbám na to, aby mé lži odpovídaly tomu, co jsem říkal v minulosti.*“ (0,65) a položka č. 6 („*Často do svých lží začleňuji skutečné informace, aby byly věrohodnější.*“).

Ze všech položek disponuje největším nábojem položka 15 „*Rychle dokážu přizpůsobit svůj příběh podle toho, jak se vyvíjí konverzace.*“.

Dvě položky (č. 13 a č. 14) s komunalitou 0,25 byly ponechány v dotazníku, protože jejich odstranění by vedlo k situaci, kdy by daný faktor obsahoval pouze dvě položky, což by mohlo negativně ovlivnit jeho stabilitu a interpretovatelnost. Ačkoliv jejich komunalita jsou nižší než doporučená hranice 0,30, jejich zachování bylo považováno za vhodné vzhledem k tomu, že přispívají k obsahové validitě faktoru a pomáhají udržet jeho konzistentní strukturu. Pro nízkou komunalitu nebyly zařazeny ani k jednomu faktoru položky č. 2, 3, 4, 8, 10.

TESTOVÉ ŠKÁLY A JEJICH TVORBA

Nově vzniklý inventář má 10 položek a obsahuje dvě subškály. Byly určeny na základě faktorové analýzy a pojmenovány na základě teorie. Vysoký skóre v první subškále nazvané *Dynamická kontrola* vyjadřuje vysoké sebevědomí při lži, schopnosti improvizace a dobré hodnocení kvality vlastní lži. Vysoký skóre v druhé subškále *Strategický odklon* odráží důraz na preciznost a konzistenci při lhaní.

Tabulka 2: Položky seřazené dle subškál

Subškála	Číslo p.	Znění položky
1	1	Když lžu, dokážu mít své neverbální chování pod kontrolou.
1	5	Vymýšlet lži za pochodu mi nedělá problém.
1	7	Během lži si vytvářím příběh na místě.
1	9	Při lhaní se spoléhám na svou schopnost improvizace.
1	12	Když lžu, nejde to na mém těle vidět (např. hraní si se šperky, objekty přede mnou).
1	15	Rychle dokážu přizpůsobit svůj příběh podle toho, jak se vyvíjí konverzace.
2	6	Často do svých lží začleňuji skutečné informace, aby byly věrohodnější.
2	11	Vždy dbám na to, aby mé lži odpovídaly tomu, co jsem říkal v minulosti.
2	13	Pokud chci lhát, pečlivě plánuji svůj příběh, aby dával smysl.
2	14	Dávám pozor, aby mé lži byly podrobné.

Hlavní škála lhaní skládající se ze dvou výše zmíněných subškál měří využívání lhaní jako strategii adaptivní reakce.

Hrubý skóre byl získán součtem bodů, které jednotlivý respondent získal v jednotlivých položkách. Každý respondent mohl získat 1 až 7 bodů v jedné položce. Minimum získatelných bodů bylo 10 a maximum 70.

DŮKAZY O RELIABILITĚ METODY

Náš soubor měl 559 respondentů s průměrným skóre 44 bodů a standardní odchylkou 8,63 bodů.

Pro zjištění reliability jednotlivých subškál i celkové škály jsme použili Cronbachův koeficient alfa. Vnitřní konzistence celkové škály dosahuje hodnoty 0,784. Celkově má tak škála uspokojivou reliabilitu. Vnitřní konzistence jednotlivých subškál znázorňuje tabulka 3.

Tabulka 3: Vnitřní konzistence škál

Název subškály	Cronbachova Alfa
Dynamická kontrola (DK)	0,808
Strategický odklon (SO)	0,694

Stabilita v čase

Pro výpočet stability v čase jsme znovu oslovili respondenty přes sociální sítě a požádali jsme je, aby opět vyplnili inventář. Získali jsme 24 odpovědí. Ženy tvořily většinu souboru s 19 retesty, mužů bylo 5. Odstup administrací se pohyboval mezi 7 dny a 18 dny s mediánem 9,5 dne. Nalezené hodnoty test-retest reliability obsahuje tabulka níže.

Stabilita v čase byla nejvyšší u subškály *Dynamická kontrola*, což ukazuje na vysokou konzistenci výsledků a naznačuje, že tato subškála měří stabilní konstrukt. Naopak subškála *Strategický odklon* vykazuje nízkou stabilitu v čase, což pravděpodobně souvisí s dynamickou povahou měřených jevů, které se mohou měnit v závislosti na aktuálních okolnostech či stavu respondentů. Výsledky naznačují, že tato subškála lépe zachycuje momentální stav než dlouhodobě stabilní charakteristiky.

Celkovou stabilitu v čase vyjadřuje korelační koeficient 0,862, který se dá považovat za uspokojivý.

Tabulka 4: Vnitřní konzistence, stabilita v čase a další deskriptivní statistiky

Škála	Počet pol.	Průměr	SD	Šikmost	Stabilita v čase	Vnitřní konzistence	Se
DK	6	25,114	6,652	0,026	0,929	0,808	2,914
SO	4	18,805	3,950	-0,545	0,436	0,694	2,185
Celková	10	43,919	8,628	-0,120	0,862	0,784	4,012

Vnitřní konzistence položek

Tabulka 5 ukazuje průměr, směrodatnou odchylku, šikmost, R celek a R subškálu jednotlivých položek škály. Sloupec R-celek představuje hodnotu korelačního koeficientu mezi konkrétní položkou a celkovým součtem zbývajících 9 položek. Sloupec R-subškála naopak uvádí korelační koeficient položky a součtu zbývajících položek v rámci příslušné subškály.

Tabulka 5: Vnitřní konzistence

Položka	Průměr	SD	Šikmost	R celek	R subškála
1	4,32	1,39	-0,29	0,54	0,56
5	3,55	1,88	0,26	0,44	0,54
6	5,30	1,29	-1,04	0,43	0,43
7	4,20	1,52	-0,21	0,51	0,55
9	4,60	1,61	-0,48	0,57	0,65
11	5,39	1,14	-0,86	0,48	0,54
12	4,15	1,36	0,02	0,37	0,47
13	4,44	1,60	-0,38	0,17	0,51
14	3,67	1,40	0,22	0,39	0,46
15	4,30	1,50	-0,23	0,68	0,66

VALIDITA

Kriteriální validita

Jako kritérium pro výpočet kriteriální validity jsme použili kontrolní otázku: „*Kolikrát za poslední měsíc jste vědomě upravili pravdu (nebo zatajili skutečnosti) během konverzace, abyste dosáhli svého cíle?*“ Tyto odpovědi jsme si zkopírovali do samostatné tabulky a ke každé přiřadili ordinální hodnotu od 0 do 5. Tato hodnota odpovídá tomu, kolikrát daný respondent za poslední měsíc lhal.

Dělení proběhlo následovně:

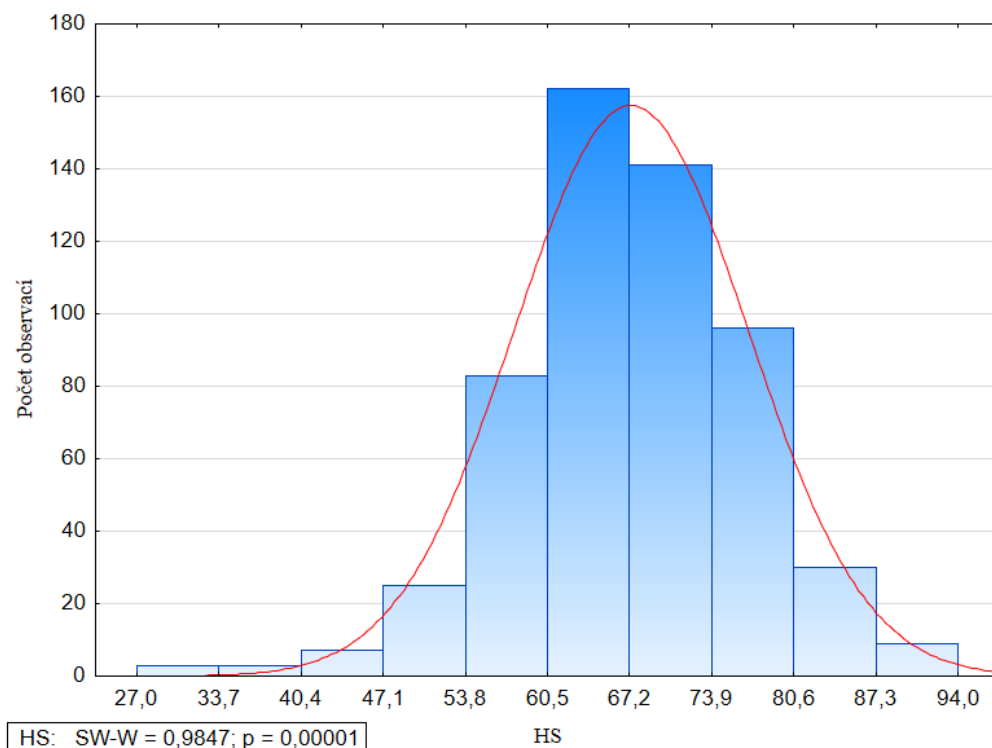
Tabulka 6: Dělení odpovědí

Kategorie	Zařazené odpovědi:
0	minimálně, skoro vůbec, nejsem si vědom, nevybavuji si, nelžu
2	párkrát, 1-2, 1-3
3	poměrně často, v řadech jednotek
4	3-4, jednou týdně

Odpovědi, které zahrnovaly odpověď nevím/netuším apod., byly vyřazeny. Následně bylo ke každé položce přidáno její hrubé skóre (HS). Vznikla nám tak nová datová matice sestávající z ordinální proměnné (kolikrát daná osoba za poslední měsíc lhala) a metrické proměnné (HS) čítající **536** respondentů.

Provedený Shapiro-Wilkův test normality (SW-W = **0,984**) měl hodnotu nižší než **0,05** ($p = 0,00002$). Ukazuje tak na to, že náš soubor nemá normální rozdělení.

Obrázek 2: Výsledek SW-W testu znázorněn histogramem



Na základě zjištění, že dataset nemá normální rozdělení, byla vypočtena korelace využitím Spearmanova R. Výsledná hodnota Spearmanova korelačního koeficientu dosáhla hodnoty **R = 0,029** a p-hodnota dosahovala hodnoty $p > 0,05$.

Závěrem můžeme zhodnotit, že ordinální proměnná (z volných odpovědí) má jen mírný vztah k HS a kritérium tedy nepředpovídá výsledky HS s vysokou přesností. Na základě výsledků je kritéria validity testu slabá. Když jsme vymazali z datasetu odpovědi, které byly prázdné, ale my jsme jim původně přiřadili ordinální proměnnou 0, výsledky na tom byly o něco lépe. Ze souboru jsme tím pádem vyřadili 171 respondentů a vznikl tak nový soubor (**N = 355**). Výsledný soubor, na kterém jsme provedli výpočet Spearmanova korelačního koeficientu měl hodnotu **R = 0,275** a p-hodnota dosahovala hodnoty $p < 0,05$.

Tabulka 7: Korelační koeficienty dle počtu respondentů

N	Spearman R	t(N-2)	p hodnota
526	0,029	0,675	0,5
355	0,275	5,370	<0,001

Z výpočtu lze usoudit, že ordinální proměnná (volné odpovědi) má lepší vztah k metrické proměnné po odstranění potenciálně rušivých dat. Po úpravě dat je kritériální validita našeho testu mírně až středně silná, což je lepší výsledek, než přinesla předchozí analýza.

Spearmanovy korelační koeficienty vnějšího kritéria a hrubých skóre škál

K určení vztahu mezi jednotlivými subškálami a vnějším kritériem byla použita Spearmanova korelace (R). Analýzu jsme vykonali na souboru N = 355, který byl redukován už v předešlém kroku. Korelační koeficienty R byly rovněž doplněny o testovací statistiku t a p-hodnotu pro posouzení statistické významnosti výsledků.

Výsledky ukázali, že subškály **DK** (R = 0,211) a **SO** (R = 0,253) mají slabý až střední vztah k externímu kritériu. Celková škála má nejsilnější vztah (**R = 0,275**). Korelace jsou však ve všech významech statisticky významné.

Tabulka 8: Vztah k externímu kritériu

Subškála	R	t(355)	p hodnota
DK	0,211	4,05	<0,001
SO	0,253	4,9	<0,001

Faktorová validita

Škála lhaní je v tomto inventáři charakterizována dvěma oblastmi – dynamickou kontrolou a strategickým odklonem. Pomocí faktorové analýzy byla identifikována a upravena struktura inventáře.

V průběhu analýzy byly identifikovány následující problematické položky, které musely být z analýzy vyřazeny. Jednalo se o položku 2 („*V situaci nutně lži, odpovídám dlouze.*“; R) a položku 10 („*Když nejsem upřímný, vyhýbám se poskytnutí přílišných podrobností.*“). Obě položky byly vyřazeny z důvodu nízkého faktorového zatížení u obou faktorů. Ani jedna z nich dostatečně nesaturovala žádný ze dvou faktorů. Pro nízkou komunalitu byly vyřazeny položky č. 2, 3, 4, 8, 10.

V tabulce 9 prezentujeme strukturu upraveného 10 položkového inventáře, který byl získán pomocí EFA, dvoufaktorového řešení s rotací VARIMAX a Kaiserovou normalizací. Nově oba faktory vysvětlují celkem 43 % rozptylu.

Tabulka 9: Faktorové náboje 10 položkového dotazníku

Položka	Dynamická kontrola	Strategický odklon	Komunalita
1	0,59	0,18	0,41
5	0,59	0,04	0,31
7	0,63	0,16	0,46
9	0,74	0,14	0,52
12	0,52	-0,02	0,34
15	0,71	0,33	0,52
6	0,25	0,51	0,31
11	0,23	0,64	0,38
13	-0,17	0,72	0,38
14	0,15	0,56	0,32
Vysvětlený rozptyl	26 %	17 %	43 %

Pozn. Faktorové náboje v absolutní hodnotě menší než 0,3 jsou označeny šedou barvou

Po úpravě struktury nemáme výhrady k žádné položce. Komunalita žádné položky neklesá pod 30 %.

NORMY METODY

Pro tvorbu norem byla použita nelineární transformace, jelikož hodnoty hrubého skóru nejsou rozloženy v normálním rozdělení. K ověření jsme použily Shapir-Wikův test (viz obrázek 2). Postupovaly jsme dle zásad převodu nelineární transformace. Nejprve byly hrubé skóry převedeny na percentily, posléze na Z-skór a následně byl pomocí vzorce vypočítán a upraven stanin. Takto bylo učiněno pro každou subškálu. Výsledné normy jsou k nalezení v tabulce 10.

Tabulka 10: Normy pro hlavní škálu a dvě subškály

Stanin	Hlavní škála	Dynamická kontrola	Strategický odklon
1	16-27	7-13	4-11
2	28-32	14-17	12-14
3	33-37	18-20	15-16
4	38-40	21-23	17-18
5	41-45	24-27	19-20
6	46-49	28-31	21-22
7	50-54	32-34	23-24
8	55-58	35-36	25
9	59-83	37-42	26-28

ZHODNOCENÍ METODY

Dotazník LIARS – škála lhaní, inventář lhaní zaměřený na adaptivní strategie reakce, vychází z rozmanitých teorií lhaní, má tedy jasné teoretické ukotvení. Z počátečních vymezených oblastí plánování lži, přeměrování pozornosti, rychlost a kreativita reakce, kontrola neverbálních projevů jsme explorativní faktorovou analýzou vyextrahovali dva faktory – dvě specifické strategie lhaní, které jsme pojmenovali Dynamická kontrola a Strategický odklon.

Ačkoliv se psychometrické kvality zpočátku jevily jako nepříliš vyhovující, po faktorové úpravě struktury se nám podařilo dosáhnout uspokojivých výsledků na 10 položkovém inventáři. Reliabilita všech škál je uspokojivá, zejména u subškály Dynamická kontrola ($\alpha = 0,808$). Výzkumný soubor o velikosti 559 respondentů je dostatečně rozsáhlý a obsahuje široké věkové rozmezí, což přispívá k reprezentativnosti získaných dat.

S předpokladem naplnění výše navrhovaných intervencí sledáváme dotazník LIARS jako potenciálu hodný např. v oblasti výzkumu psycholingvistiky či lhaní.

LITERATURA

Buller, D. B., & Burgoon, J. K. (1996). Interpersonal deception theory. *Communication Theory*, 6(3), 203-242. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2885.1996.tb00127.x>

Neequaye, A. R., Warmelink, L., & Boon, J. (2020). Lying under cognitive load: How lying affects the cognitive processes and memory recall. *Memory & Cognition*, 48(4), 631-644. <https://doi.org/10.3758/s13421-020-01022-6>

Sporer, S. L. (2004). Reality monitoring and detection of deception. In P. A. Granhag & L. A. Strömwall (Eds.), *The detection of deception in forensic contexts* (pp. 64-102). Cambridge University Press.

Vrij, A., Granhag, P. A., & Porter, S. (2010). Pitfalls and opportunities in nonverbal and verbal lie detection. *Psychological Science in the Public Interest*, 11(3), 89-121. <https://doi.org/10.1177/1529100610390861>

Vrij, A., Hope, L., & Fisher, R. P. (2023). From imposing cognitive load to exploiting different strategies: A reply to Brimbal et al. *Legal and Criminological Psychology*. <https://doi.org/10.1111/lcrp.12224>

Walczyk, J. J., Harris, L. L., Duck, T. K., & Mulay, D. (2014). A review of cognitive lie detection approaches: Is there new hope? *Personality and Social Psychology Review*, 18(4), 307-342. <https://doi.org/10.1177/1088868314546539>

Vrij, A. (2008). *Detecting lies and deceit: Pitfalls and opportunities* (2nd ed.). John Wiley & Sons.