

**MASARYKOVA
UNIVERZITA**

FAKULTA SOCIÁLNÍCH STUDIÍ

Asymetrická Likertova škála

Bakalářská práce

PAVLA ROSENKRANCOVÁ

Vedoucí práce: Mgr. Hynek Cígler, Ph.D.



Soutěž psychologických prací
Katedra psychologie
FSS MU

SOUTĚŽNÍ TEXT

MUNI
FSS

Anotace

Tato práce se zabývá psychometrickými charakteristikami asymetrické Likertovy škály. Asymetrická Likertova škála je škála, která má jiný počet pozitivních a negativních verbálních kotev, podle toho, na jakou stranu je vychýlena. V práci jsou porovnávány vždy symetrické a asymetrické varianty dotazníků v mezisubjektovém designu. Škály jsou porovnávány z hlediska zešikmení, obtížnosti, reliability a validity, distribuce odpovědí, dále pomocí Graded response modelu a úrovní invariance. Kromě těchto aspektů se práce zabývá také label a position efektem. Asymetrické škály vykazují srovnatelné vlastnosti ohledně reliability a validity se symetrickými. Ukazuje se vliv label efektu i position efektu. Asymetrické škály umožňují lepší diferenciaci odpovědí a rovnoměrnější zastoupení napříč odpověďovými kategoriemi, snižují zešikmení.

Abstract

This work examines the psychometric characteristics of the unbalanced Likert scale. An unbalanced Likert scale is a scale that has a different number of positive and negative verbal anchors, depending on direction of the asymmetry. The thesis compares balanced and unbalanced versions of questionnaires in a between-subjects design. The scales are compared in terms of skewness, difficulty, reliability, validity and response distribution. The versions are also compared through Graded response model and levels of invariance. Besides these aspects, the work also addresses the label and position effects. Unbalanced scales exhibit comparable properties in terms of reliability and validity with balanced scales. The influence of both the label effect and the position effect is evident. Unbalanced scales allow for better differentiation of responses and a more even distribution across response categories, reducing skewness.

Poděkování

V první řadě bych chtěla poděkovat vedoucímu této práce, Hynku Cíglerovi za ochotu a trpělivost. Dále bych chtěla poděkovat za spolupráci Vendy Martinové a Matejovi Rusiňákovi. A dík patří i všem, kdo si udělali čas na vyplnění dotazníku.

Obsah

Seznam pojmů a zkratk	7
Úvod	8
Asymetrická Likertova škála a její využití	9
Normální rozložení	12
Verbální kotvy	13
Střední bod a asymetrická Likertova škála	15
Cíle práce	15
Metoda	17
Vzorek	17
Nástroje měření	18
Design výzkumu	22
Analýza	24
Výsledky	27
Deskriptivní statistiky	27
SWLS	30
Výška	36
STAI	49
Souběžná validita STAI a SWLS	59
Reliabilita	63
Čas	64
Diskuse	66
Reliabilita	66
Label a position efekt	67
Verbální kotvy	70
Čas	71
Validita	71
Rizika a limity	72
Asymetrická Likertova škála a další směřování výzkumu	73

Použité zdroje	74
Příloha A Informovaný souhlas	82
A.1	82
A.2	83
Příloha B Dotazníky v plném znění	85
Příloha C Popularita položek	87
Příloha D Předpoklady regrese výšky	90
Příloha E Předpoklady regrese SWLS a STAI	91
Příloha F	93
F.1 SWLS.....	93
F.2 Výška ženy.....	95
F.3 Výška muži.....	97
F.4 STAI negativní.....	99
F.5 STAI pozitivní	102

Seznam pojmů a zkratek

- SWLS – Satisfaction with life scale (Škála životní spokojenosti)
- STAI – State – trait anxiety inventory (Dotazník úzkostnosti a úzkosti)
- IRT – Item response theory (Teorie odpovědi na položku)
- CTT – Classical test theory (Klasická testová teorie)

Úvod

Likertova stupnice patří mezi nejběžněji používané odpovědní formáty (Furr, 2011, s. 17; Leung, 2011; Scandura & Ford, 2023, s. 120) a používá se především k měření postojů (Likert, 1932). Uebersax (2006) definuje šest kritérií, aby se škála mohla označit za Likertovu:

1. Musí být uvedeno vícero položek (otázek)
2. Odpovědi jsou uspořádány vodorovně
3. Odpovědi jsou ukotveny po sobě jdoucími celými čísly
4. Úrovně odpovědí jsou také ukotveny slovními popisky, které jsou víceméně rovnoměrně rozloženy
5. Verbální kotvy jsou bivalentní a symetrické okolo neutrálního středního bodu
6. Škála je na principu souhlasu a nesouhlasu

Likertova škála tedy obvykle předkládá míru souhlasu vůči předloženému tvrzení, například v pěti stupních ve znění od silně nesouhlasím po silně souhlasím (Furr, 2011, s. 17). Stupnice standardně obsahuje stejný počet možností pro souhlas a nesouhlas (Scandura & Ford, 2023, s. 120) a může obsahovat střední bod ve smyslu *ani nesouhlasím ani souhlasím* (Scandura & Ford, 2023, s. 122).

Je možné uvažovat i o jiné variantě, kterou je asymetrická Likertova škála. U asymetrické Likertovy škály je odpověďová stupnice vychýlená, tedy obsahuje rozdílný počet pozitivních a negativních odpovědních kategorií podle směru vychýlení. (H. Friedman et al., 1981; H. Friedman & Amoo, 1999).

Asymetrické škály mohou vypadat následovně:

excelentní – velmi dobrý – dobrý – průměrný – špatný (pozitivní)
(negativní) *dobrá – průměrná – špatná – velmi špatná – hrozná*

Uebersax (2006) dále zdůrazňuje distinkci mezi Likertovou škálou a škálou Likertovského typu (Likert-type). Likertova škála podle autora musí striktně splňovat první čtyři výše zmíněná kritéria. Škála Likertovského typu nemusí všechny tyto kritéria splňovat.

Asymetrická Likertova škála a její využití

Jen málo studií se věnovalo asymetrickým Likertovým škálám. Zdroje k tomuto tématu jsem vyhledávala v angličtině, němčině i češtině, nicméně téma asymetrické škály není příliš rozsáhle zmapované, takže i přes vynaložené úsilí není výčet poznatků obsírný a následující text je pravděpodobně kompletní výčet dostupných zdrojů zabývajících se tímto tématem.

Zdánlivě rovnocenné odpověďové stupnice mohou vést k rozdílným výsledkům (Betts & Hartley, 2012; Schwarz et al., 1991). Ve studii (Schwarz et al., 1991), kdy se ptali respondentů, jak úspěšní jsou ve svém životě a porovnávali vůči sobě dvě škály, jedna nabývala hodnot 0 až 10 a druhá -5 až 5. V druhém případě se do nižší poloviny škály zařadilo o polovinu méně respondentů než do stejného rozpětí u škály označené 0-10. K podobným závěrům ohledně významu podoby odpovědní stupnice došla i studie O'Muircheartaigha et al. (1995), tedy že změna v číselném označení stupnice vede ke změně rozložení odpovědí.

Popsané škály by se podle Uebersaxe (2006) zřejmě nedaly označit jako Likertovy, nicméně jsem toho mínění, že se podle nich dá usuzovat i na striktní Likertovu škálu.

Ze zjištění je zajímavé to, že i takto zdánlivě nevýznamná změna pouze v označení čísel, které ani nemají verbální kotvy, může výrazně ovlivnit výsledné rozložení dat.

Na odpovídání respondenta můžou mít vliv i jiné zdánlivě nepatrné detaily, jako třeba barva (Tourangeau et al., 2007), nebo vizuální rozložení škály, třeba ve smyslu toho, že bod, který je vizuálně střední, může být chápán jako nejtypičtější nebo centrální *middle means typical* (Tourangeau et al., 2013, s. 79). Tato vodítka nicméně většinou „přebijí“ verbální kotvy, k ostatním se respondent uchýlí, když verbální kotvy nejsou u všech bodů (Tourangeau et al., 2013, s. 85). Dále může mít vliv i například to, jestli jako první prezentujeme pozitivní nebo negativní pól škály, (Betts & Hartley, 2012), vzorek v této studii tvořily děti od 9 do 11 let. Tendence k pozitivním či negativním odpovědím může souviset s *general primacy efektem*, což je jev, kdy je častěji vybírána levá strana škály nehledě na její orientaci (Menold & Bogner, 2016).

Dále například Schwarz et al. (1998) pozoroval jev, že pokud podoba škály naznačuje nějaké rozložení (ve smyslu pyramida, žebřík), odpovědi mají tendenci kopírovat toto naznačené rozložení.

Z těchto studií je patrné, že odpovědní stupnice není pouze neutrálním zprostředkovatelem, ale její podoba a prezentace i v nepatrných detailech aktivně utvářejí odpověď respondenta na otázku.

Tuto myšlenku dobře popisuje ve své dřívější studii Schwarz et al. (1987), podle níž odpověďová škála slouží jako informační rámec pro respondenta o tom, co je „běžné“. Tento jev demonstroval na odpovědích na otázky ohledně času stráveného sledováním televize. Toto zjištění je blízko *scale range efektu*, což je efekt, kdy rozpětí škály může změnit představu respondenta o rozložení jevu v populaci či hodnoceném objektu (Tourangeau et al., 2000, s. 249). Tedy podobný princip jako u *anchoring*

efektu, tedy efektu kotvení, což je jev, kdy rozdílné původní hodnoty nebo východiska vedou k rozdílným odhadům (Tversky & Kahneman, 1974).

Na základě těchto jevů se dá odvodit riziko pro použití asymetrické Likertovy stupnice. Kvůli vychýlení odpovědní škály hrozí neúmyslné vychýlení odpovědí respondentů, na základě domnělých informací poskytnutých ze škály.

Obecné doporučení pro asymetrické škály zní, že je možné jich využít, jen pokud dopředu s jistotou víme, že rozložení odpovědí bude buď pozitivně nebo negativně zešikmené (Friedman & Amoo, 1999; Scandura & Ford, 2023, s. 127), což ovšem toto riziko neeliminuje. Přesto je důvod, proč asymetrickou stupnici použít v těchto případech, a to za účelem dosažení větší diferenciace odpovědí (Lam & Klockarse 1982). Dobře to ilustruje příklad hodnocení učitelů žáky, kde je v kategorii „souhlasím“ zastoupeno víc odpovědí dohromady než ve zbylých třech ostatních (Collier et al., 2023). Zde autoři poukazují na to, že by tedy bylo dobré přizpůsobit stupnici tak, aby bylo více kategorií odpovědí na pozitivním pólu, aby došlo k větší diferenciaci odpovědí a zvýšila se výpovědní hodnota (Collier et al., 2023). Podobnému principu, kde studenti hodnotili předměty na univerzitě, se věnovala studie Deneena et al. (2013). Zde testovali fungování pozitivně asymetrického dotazníku pomocí Raschova modelu. Výsledné křivky pravděpodobnosti zvolení jednotlivých kategorií ukazují, že nedošlo k „přetížení“ pozitivních kategorií, ale výsledné křivky jsou všechny poměrně uniformní, tedy zrcadlí dobré fungování stupnice z hlediska vystižení odpovědí.

Na druhou stranu, například v této práci Masino (2010) byly srovnávány průměr a reliabilita symetrické a asymetrické varianty. Pro průměr signifikantní rozdíl nebyl, hypotézu o vyšší reliabilitě považuje ve své práci autorka za podpořenou, nicméně Cronbachova alfa pro symetrickou variantu vyšla .89 a pro asymetrické varianty .90 a .91, což mi jako dostatečný rozdíl nepřijde.

Žádný signifikantní rozdíl v průměru a test-retest reliabilitě neodhalila studie Spector (1980), který navíc přikládá doporučení nepoužívat asymetrické škály, jelikož podle něj znesnadňují respondentovi odpověď.

V jiné studii (Dunham & Davison, 1991) naopak vliv symetrické nebo asymetrické stupnice na průměr byl, dotazník se opět týkal hodnocení. Pro pozitivně asymetrickou vyšel nižší průměr a pro negativně asymetrickou vyšší (Dunham & Davison, 1991). Autoři se snažili předejít omezení rozptylu (range restriction), to se ovšem nepodařilo. Také se snažili skrz manipulaci s verbálními kotvami předejít efektu mírnosti, který se s použitím pozitivní asymetrické škály mírně snížil, nicméně výsledky byly spíše nejednoznačné.

Efekt mírnosti (leniency bias) je jev, kdy se respondenti „vyhýbají negativnímu pólu škály“ (Tourangeau et al., 2000, s. 248).

Opacné výsledky předložila studie Kuhlemeiera et al. (2013), kteří se snažili adresovat problém negativního zešikmení výsledků zkoušek a došli k závěru, že když učitelé mají hodnotit výkony svých žáků, je vhodné použít pozitivní asymetrickou škálu.

Tento typ škály zachytil větší rozptyl a více se vyvaroval efektu mírnosti (Kuhlemeier et al., 2013), tedy v tomto kontextu tendence nadhodnocovat výkon studentů.

Výzkumníci testovali několik typů škál a jako nejlépe fungující v ohledu efektu mírnosti a omezení rozptylu se ukázaly pozitivně asymetrické ve znění buď úplně správně – velmi správně – správně – vůbec ne správně, nebo ve znění dobře – víc než dostatečně – dostatečně – špatně, na polaritě škály tedy nezáleželo (Kuhlemeier et al., 2013). Došli k závěru, že s touto úpravou by za současně nastavených kritérií místo sedmi procent neobstálo 20 % zkoušených (Kuhlemeier et al., 2013).

Podobné výsledky předložila studie Foxe et al. (1994), která se zaměřila na sebe-posuzovací škály u policistů. Zde při použití pozitivní asymetrické škály se snížil efekt mírnosti a zvýšil se rozptyl i konvergentní validita s ostatními použitými metodami hodnocení, a tedy hodnocení od nadřízeného a od kolegů v porovnání s běžnými symetrickými škálami.

Další možné použití je například při hodnocení workshopů (Lakin & Chaudhuri, 2016), kde se znovu dobře osvědčila pozitivní asymetrická škála, jelikož u ní nedocházelo k efektu stropu a tedy omezení rozptylu.

Ke stejnému závěru a doporučením dospěli i autoři (Baruník et al., 2023), kteří se zaměřovali na hodnocení projektů oponenty.

V podobném duchu Collier et al. (2023) doporučuje používat asymetrickou stupnici při hodnocení nadaných žáků, tedy když je silný předpoklad, že budou voleny pozitivní verbální kotvy.

Význam tohoto předpokladu zmiňuje i Friedman et al. (1981), tedy že asymetrickou škálu je možné použít při silném předpokladu, že odpovědi budou pozitivní. Jako příklad použití uvedl dotazníky spokojenosti, které různé americké firmy dávaly svým stálým zákazníkům. Ukázky těchto dotazníků z roku 1981 jsou nejstarším a prvním příkladem použití asymetrické stupnice, který se mi podařilo dohledat.

Další příklad použití může být sensorická evaluace olivového oleje. (Martinez et al., 2009). Jelikož je vidět, že použití (asymetrické) Likertovy stupnice není výlučně vázáno na psychologii, často jsou v této práci citovány studie i z jiných oborů.

Asymetrická stupnice se tedy objevuje v kontextech, kde je předpoklad, že se odpovědi „nakupí“ na jedné straně stupnice, což vede k zešikmení výsledných dat. Použití asymetrické škály by mělo „rozmělnit“ tuto kategorii do vícero tak, aby se zvýšila diferenciace v odpovědích, což by mělo vést i k přiblížení rozložení normálnímu. Tento problém by se dal zdánlivě vyřešit navýšením počtem bodů na stupnici. To je sice možnost a například ve studii (Leung, 2011) došlo ke snížení zešikmení s přidáním bodů, naopak například ve studii Xu & Leung (2017) ale od čtyřbodové škály dál rozdíl v zešikmení nebyl. Každopádně u delších škál se naráží na problém, že nejde smysluplně přiřadit jednotlivé verbální kotvy ke všem bodům (O’Muircheartaigh et al., 1995) tak, aby dávaly smysl, více v kapitole verbální kotvy. Zároveň v příkladech použití se nejčastěji objevovaly různé podoby hodnocení, a to například v kontextu hodnocení studentů učiteli. V těchto případech je vhodné mít pojmenované body pro vystižení

významu bodů škály, aby respondenti (učitelé) mohli s větší přesností odpovědět jak to popisuje Krosnick & Fabrigar (1997, s. 149). Tento princip dává velký smysl pro například již zmíněnou škálu u Kuhlemeiera et al. (2013), který simuloval průběh nizozemských národních závěrečných zkoušek.

Normální rozložení

Likert ve své původní práci, kde byl představen princip Likertovy škály (Likert, 1932), předpokládal normální rozložení zkoumaných atributů, ačkoliv ve dvou případech v původní studii bylo rozložení mírně zešikmené. Tento předpoklad platí v původní práci i pro sigma metodu (*the sigma method of scoring*), což je složitější způsob výpočtu výsledného skóru, i pro zjednodušenou metodu postupu výpočtu skóru, tedy přiřazení nominálních hodnot jednotlivým kategoriím a jejich následný součet. Likert upozorňuje na problematiku tohoto předpokladu a nabádá k dalšímu výzkumu v této oblasti (Likert, 1932).

V psychologii data bývají často zešikmená (Field & Wilcox, 2017; Gonzalez-Blanks et al., 2020; Micceri, 1989). To může představovat problém, jelikož zešikmené rozložení může například snižovat test-retest reliabilitu (Dunlap et al., 1994), ale především se požadavek normálního rozložení často vyskytuje v předpokladech statistických testů (Calkins, 2020; Field & Wilcox, 2017; Marmolejo-Ramos et al., 2015).

Tento problém lze adresovat různými způsoby. Nejčastěji se data mohou transformovat tak, aby se rozložení přiblížilo normálnímu (Bush et al., 1993; Gallagher et al., 2020; Games & Lucas, 1966) nebo se dají použít neparametrické testy (Wilcox, 1998).

Pro nelineární transformaci je nevýhoda, že musíme věřit předpokladu, že námi ověřovaná hypotéza se chová stejně pro původní i transformovaná data, což může být nepravděpodobné (Games & Lucas, 1966). Nevýhoda neparametrických testů spočívá v tom, že mívají menší sílu testu (Gaito, 1959).

Použití asymetrické škály by mohlo předejít oběma těmto postupům, jelikož by se přizpůsobila odpovídání respondentů. Zavedením vícero kategorií tam, kde čekáme nejvíce odpovědí, by pak došlo k narovnání výsledných skóru. Tento efekt byl testován v několika studiích (French-Lazovik & Gibson, 1984; Liao, 2014), kde skrz manipulaci s verbálními kotvami došlo ke snížení zešikmení.

Abych také otestovala tento efekt, budu v této práci volit dotazníky, jejichž výsledná data bývají zešikmená.

Verbální kotvy

Proces odpovědi na otázku se podle Tourangeaua et al. (2000, s.7) skládá z následujících komponent:

1. Pochopení položky (comprehension)
2. Vybavení si relevantních informací (retrieval)
3. Z vybavených informací usouzení na odpověď (judgment)
4. Zaznamenání/zachycení odpovědi (response)

(překlad převzat z (Hubatková, 2020))

Pro tuto práci je nejrelevantnější 4. komponenta, tedy zaznamenání odpovědi, kdy respondent svoji odpověď přenáší na předpřipravenou odpovědní škálu, která obsahuje verbální kotvy.

V této komponentě jsou zařazené dva procesy. První proces, výběr odpovědi, tedy zvolení konkrétní kategorie na stupnici, spočívá v rozhodnutí, jak svou odpověď na tuto škálu zařadit (Tourangeau et al., 2000, s. 7). Určování hranic mezi např. často a někdy, souhlasím a spíše souhlasím, nemusí být samozřejmé (Tourangeau et al., 2000, s. 7). Respondenti se mohou lišit v přístupu k výběru odpovědi, někteří se spokojí s první adekvátní odpovědí, někteří složitě vybírají nejvhodnější odpověď (Tourangeau et al., 2000, s. 8).

Druhý možný proces je přizpůsobení odpovědi, kdy respondent vědomě či nevědomě upraví svou odpověď tak, že neodpoví úplně podle pravdy, především v případě, že se dotazník týká nějakého citlivého nebo společensky kontroverzního tématu. (Tourangeau et al., 2000, s. 8).

Verbální kotvy jsou označení jednotlivých možností odpovědí, s těmi se tedy manipuluje, když mluvíme o asymetrické Likertově škále. V literatuře nepanuje shoda o vlivu označení kategorie na odpověď. Hovoříme v této souvislosti o efektu označení (*label effect*) a efektu pozice (*position effect*).

Label efekt označuje hypotézu, že respondent, když je mu předložena odpovídací škála, hledí pouze na verbální označení kategorií (*labels*) (Wildt & Mazis, 1978). Position efekt popisuje jiný přístup, tedy že respondent odpovídá pouze na pozici odpovědi vůči okrajům (Wildt & Mazis, 1978).

Existuje podpora pro převahu label efektu (Friedman et al., 1981; H. H. Friedman et al., 2003) i pro převahu position efektu (Dunham & Davison, 1991) i pro oba podobně (Hancock & Klockars, 1991; Klockars & Yamagishi, 1988; Wildt & Mazis, 1978).

Asymetrická stupnice by mohla sloužit k rozlišení těchto efektů v odpovídání, jelikož příslušná verbální kotvy nebude v souladu s pozicí.

Jaké zvolit verbální kotvy? Je dobré, pokud chceme zacházet s výslednými daty s předpokladem, že kategorie mají mezi sebou stejný interval, tak dosadit tuto myšlenku i k vytváření škály, tedy volit verbální kotvy tak, aby od sebe byly významově stejně daleko (H. Friedman & Amoo, 1999), což je i očekávání respondentů, že odpovědní škály, které jsou jim předkládány, jsou od sebe stejně daleko (Tourangeau et al., 2013, s. 78).

Škály vždy mají verbální kotvy alespoň na koncích, jinak by logicky nenesly význam (Krosnick & Fabrigar, 1997, s. 149). Označit jenom konce má dvě výhody – škálu je pro respondenty snazší udržet v paměti a není zabarvená významem jazyka (Krosnick & Fabrigar, 1997, s. 149).

Nicméně může být výhodnější přiřadit verbální kotvu ke všem bodům na škále (Furr, 2011, s. 18), jelikož lidem může být bližší se vyjadřovat ve slovech než v číslech (Krosnick & Fabrigar, 1997, s. 149). Verbální kotvy mohou zároveň vystihnout význam bodů škály a umožnit lidem odpovědět s větší přesností (Krosnick & Fabrigar, 1997, s. 149). Užití kotev může také snížit náhodné odpovídání (Alwin & Krosnick, 1991).

Je tedy důležité vhodně zvolit znění verbálních kotev, tak aby přesně vystihovaly význam škály a byly od sebe stejně významově daleko. Zároveň nevýhodou může být to, že se nemusí dařit vymyslet adekvátní verbální kotvy pro delší škály (O’Muircheartaigh et al., 1995).

Existují studie o tom, jak lidé vnímají konkrétní adjektiva i intenzifikátory (Dobson & Mothersill, 1979; Lietz, 2010; Rohrmann, 1978, 2007; Wildt & Mazis, 1978). Ekvivalenty těchto studií v češtině se mi nepodařilo dohledat.

Hodnocení významu těchto slov závisí i na respondentovi, například jestli je student, vedoucí či v domácnosti, i na tom, jestli jsou verbální kotvy běžně používaná slova (Friedman & Amoo, 1999).

Ovšem jsou i studie, kde označení všech bodů na stupnici a naopak jen těch koncových neovlivnilo reliabilitu (Dixon et al., 1984; Weng, 2004) či naprosto minimálně (Tancoš, 2019). K tomuto postoji se přidává i studie (Liao, 2014), kde verbální kotvy s rozdílnou intenzitou poskytovaly podobné informace, nehledě na to, jestli škála byla v symetrické nebo asymetrické formě.

Praktická nevýhoda, která se pojí s verbálními kotvami a asymetrickou stupnicí spočívá v tom, že asymetrické škály může být těžší přeložit do jiných jazyků (Yan & Hu, 2018), jelikož v cizím jazyce může být obtížnější vystihnout stupňování verbálních kotev, když je střed škály významově posunut od středu škály vizuálního, tudíž není snadné zachytit přesný význam a vzdálenost verbálních kotev v překladu oproti původnímu jazyku (Yan & Hu, 2018).

Střední bod a asymetrická Likertova škála

V podobném poli se pohyboval výzkum (Weiss & Hodgson, 1963), kde zkoumali, jak asymetrické škály ovlivní usuzování o velikosti čtverců. Škála pozitivní asymetrická byla postavena jako: (+3, +2, +1, 0, -) a negativní asymetrická jako (+, 0, -1, -2, -3), s tím, že respondentům bylo řečeno, že 0 je kategorie pro průměrnou velikost čtverce. Respondenti měli tendenci spíše nepoužívat kratší pól (+/-). Což mohlo být způsobeno tím, že do té jedné kategorie spadalo širší spektrum velikostí čtverců, takže pokud do stejné kategorie patřily dva různě velké čtverce, respondenti do ní zařadili jen jeden z nich (Weiss & Hodgson, 1963).

Průměrná velikost čtverce, kterou dali účastníci do kategorie 0, byla nižší pro pozitivně asymetrickou škálu a vyšší pro negativně asymetrickou škálu. Dle výzkumníků respondenti tedy tuhle „průměrnou“ kategorii „přiřadili“ k méně zastoupenému pólu kategorií. Tenhle efekt vymizel, když před samotným usuzováním ukázali respondentovi, jak vypadá ten průměrně velký čtverec, tedy „zafixovali“ ten průměr (střední bod). Bez této fixace se nicméně ukazuje, že asymetrická škála může vést k rozdílnému posuzování totožných neutrálních fyzických podnětů (čtverců).

Stejný experiment byl replikován tak, že namísto čtverců hodnotili participanti prestiž povolání (Weiss, 1963). Škály vypadaly stejně jako v předchozím experimentu. Výzkumníci zmiňují význam zaměření se na chování středu škály, jelikož, jak zmiňují, extrémní hodnoty zůstávají stejné nehlédě na škálu, v tomto kontextu se tedy vždy např. uklízeč*ka nebo fyzik*čka vždy umístí na jednom z konců škály, je tedy dobré podívat se na to, co se děje uprostřed. Ukázal se stejný efekt jako u předchozího experimentu, kdy došlo k posunu hodnoty středního bodu směrem k té nerozlišené + nebo - kategorii.

Cíle práce

Cílem této práce je zjistit charakteristiky asymetrické Likertovy škály. Budou použity dotazníky, které mívají zešikmená výsledná data, abych mohla otestovat hypotézu, že dojde k snížení zešikmení při použití asymetrické Likertovy stupnice, tak jak to vyšlo u (Liao, 2014).

Předpokládám, že bude mít převahu verbálních kotev, tedy label efektu nad position efektem.

Tedy předpokládám, že se bude lišit zastoupení u jednotlivých kategorií u asymetrických škál v porovnání se symetrickými, že dojde k redistribuci odpovědí z „přetížených“ kategorií.

Předpokládám, že bude rozdíl v průměru mezi asymetrickou a symetrickou škálou. Předpokládám, že průměr bude nižší u pozitivní asymetrické varianty oproti symetrické, a naopak vyšší u negativní asymetrické škály.

Nepředpokládám, že by asymetrická stupnice zásadně změnila význam otázky, proto si myslím, že otázky podle obou variant zůstanou stejně seřazené podle popularity (obtížnosti).

Předpokládám, že asymetrické formy budou mít vyšší reliabilitu, jelikož se s jejich použitím sníží efekt stropu a omezené rozptylu stejně jako u (Kuhlemeier et al., 2013; Lakin & Chaudhuri, 2016).

Vlivem nezvyklosti asymetrické stupnice by mohlo dojít k rozdílu času mezi symetrickou a asymetrickou variantou, jelikož se protáhne komponenta „zachycení odpovědi“ podle Tourangeau et al. (2000, s. 7).

Dále bych chtěla ověřit souběžnou validitu skrz korelace mezi dotazníky, odhaduji, že životní spokojenosti (SWLS) bude negativně korelovat s dotazníkem úzkosti (STAI), podobně jako ve studii (Arrindell et al., 1991), kde negativně korelovaly ($r = -.54$). Očekávám, že výška měřená dotazníkem bude korelovat s reportovanou reálnou výškou, čímž doloží kriteriální validitu.

Metoda

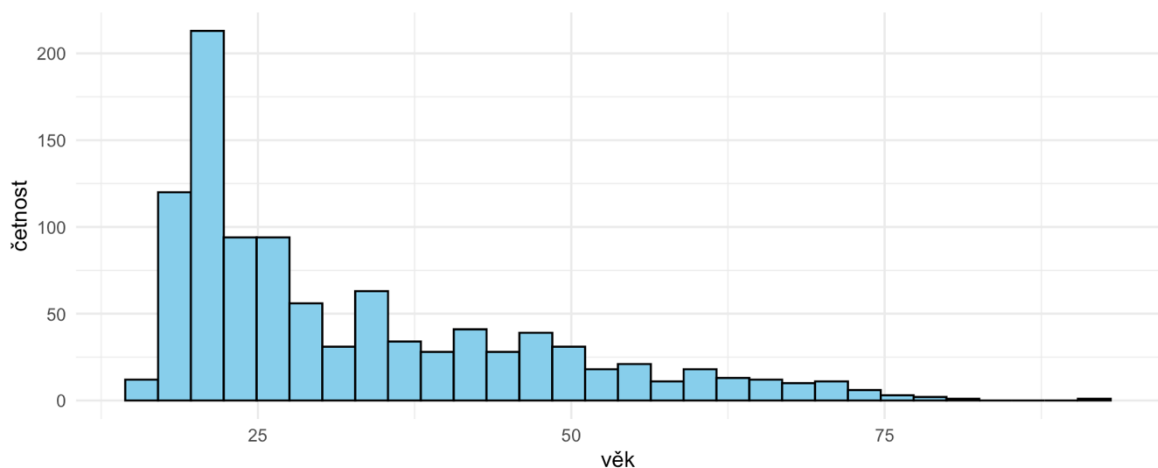
Vzorek

Ve vzorku je celkem 1105 respondentů, z toho 185 mužů, 814 žen, tedy výrazná disproporce v zastoupení. 17 respondentů zaškrtno kategorii jiné/nechci odpovídat a 89 respondentů kategorii nevyplnilo.

Pro každou variantu dotazníku je tedy přes 500 respondentů, což by mělo zajistit dostatečnou sílu testu pro zkoumané efekty, problém lze očekávat v analýzách, které jsou podmíněny pohlavím (výška), kvůli nízkému počtu mužů.

Věk se pohyboval v rozmezí od šestnácti do dvaadvadesáti, s průměrem ($M=32,5$) a mediánem ($Mdn = 26$) (graf 1). 91 respondentů věk nevedlo.

Graf 1: Věk respondentů



V nejvyšším dosaženém vzdělání byla v největším zastoupení střední škola s maturitou ($n=457$), dále vysokoškolské ($n=389$), základní ($n=98$), střední škola s výučním listem ($n=47$) a vyšší odborné ($n=26$), nevyplněno ($n=89$).

Nástroje měření

Pro účely této práce jsem vždy vybírala dotazníky se zešikmeným rozložením výsledných dat, aby mohla být otestována hypotéza o normálním rozložení.

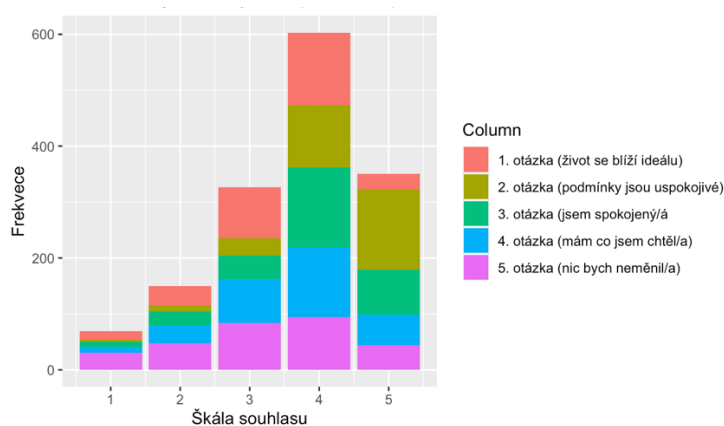
Škála životní spokojenosti (SWLS)

První použitý dotazník je dotazník životní spokojenosti (SWLS) (Diener et al., 1985), což je jedna z metod měření štěstí (Diener et al., 2009, s. 148). Životní spokojenost bývá negativně zešikmená (Cummins, 2003; Cummins & Gullone, 2000; Liao, 2014). Převzala jsem překlad od Webera (2016), kde je použita pětibodová škála souhlasu. Otázky jsou na bázi: „*Téměř ve všech ohledech se můj život blíží ideálu.*“

Cronbachova alfa byla v původní studii .87 (Diener et al., 1985) a u Webera (2016) dosahovala hodnoty .83.

Data z práce (Weber, 2016) jsou veřejně dostupná, provedla jsem na nich následující analýzu.

Graf 2: Frekvence jednotlivých odpovědí napříč otázkami SWLS



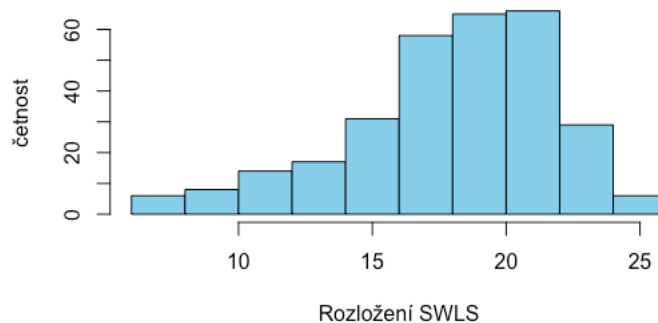
Tabulka 1: Kategorie SWLS

Kategorie	Zastoupení (%)
1 nesouhlasím	4,7
2 spíše nesouhlasím	10,2
3 ani souhlasím ani nesouhlasím	21,8
4 spíše souhlasím	40,2
5 souhlasím	23,8

Graf (Graf 2) a tabulka (Tabulka 1) zobrazující všechny odpovědi na dotazník napříč otázkami. Vzorek byl 300 lidí, otázek bylo 5 (Weber, 2016) celkem tedy 1500 jednotlivých odpovědí.

Můžeme tedy vidět, že dvě „nejspokojenější“ kategorie si vybrala víc než polovina respondentů. Celkem 40,2 % lidí je zastoupeno v kategorii 4 „spíše souhlasím“. „Nespokojené“ kategorie si vybralo 14,6 % lidí. Střední kategorii si vybrali lidé 21,8 % případů.

Graf 3 Rozložení součtových skóre SWLS



Graf 3 zobrazuje rozložení součtových skóre SWLS, se zešikmením (-0,55).

Sestavování škály

Furr (2011, s. 17) doporučuje ke zvážení při sestavování odpovědní škály těchto 6 bodů:

1. Obecně formát (Likertova, sémantický diferenciál)
2. Počet možností
3. Kotvy
4. Střední bod
5. Nemám názor/nevím
6. Konzistence napříč otázkami

Formát je pro tento dotazník Likertova škála. Počet možností byl v použitém dotazníku pět se středním bodem. Nicméně na základě výsledků (Weisse (1963) a Weiss & Hodgsona (1963) jsem se rozhodla střední bod nezařadit, jelikož se podle těchto studií významově přiřadí v asymetrické podobě ke kratšímu pólu škály. Ve studii, kde také měřili štěstí pomocí asymetrických škál, byl střední bod jen na vyžádání (dotazování probíhalo telefonicky) a spíše také doporučují střední bod nezahrnout (Liao, 2014).

Kotvy jsem zvolila slovní pro všechny body, abych podtrhla asymetričnost škály, a je to tak i v původním znění SWLS. Možnost „nevím“ jsem nezahrnovala, jelikož se to spíše nedoporučuje (Furr, 2011, s. 20) nebo to nemá vliv na reliabilitu (Alwin & Krosnick, 1991).

Konzistenci napříč otázkami jsem se snažila dodržet v tom, že nehledě na variantu škály, napříč dotazníkem začínaly stupnice negativním pólem a končily pozitivním. Škály mají vždy v symetrické i asymetrické formě stejný počet odpovědí, aby se vyloučil efekt případné rozdílné délky škály.

V již zmíněné studii, která asymetricky měřila štěstí (Liao, 2014) předkládají autoři jako výsledek svého zkoumání doporučení pro měření štěstí asymetrickou škálou zahrnout tři pozitivní kategorie a ne víc než dvě negativní.

Výslednou škálu jsem tedy sestavila následovně:

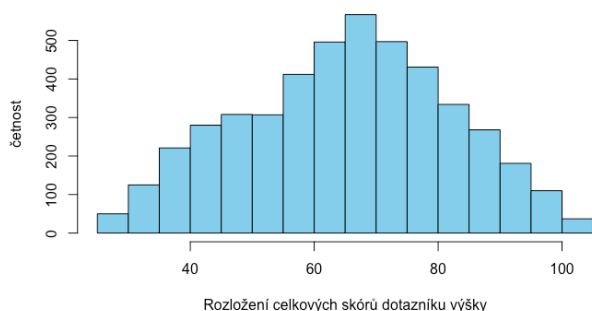
nesouhlasím – spíše nesouhlasím – spíše souhlasím – souhlasím
spíše nesouhlasím – spíše souhlasím – souhlasím – naprosto souhlasím

Dotazník výšky

Jako další dotazník jsem zvolila dotazník výšky (Rečka, 2018), z důvodu dobré případné demonstrace efektu na tomto dotazníku. Jelikož jsou data volně dostupná, provedla jsem analýzu za účelem výběru položky pro zde použitý dotazník.

Výška je ovšem normálně rozložená veličina (Schilling et al., 2002) a čemuž také odpovídá rozložení výsledných skóreů z dotazníku (Graf 4).

Graf 4 Rozložení součtových skóreů dotazníku výšky (plné znění)



Proto jsem udělala položkovou analýzu za účelem vybrat otázky tak, aby zešikmily výsledné rozložení, tedy otázky s nízkou popularitou. Nakonec jsem zvolila 7 položek s popularitou menší nebo rovnou .33. Jejich výsledné rozložení zobrazuje Graf 5, zešikmení je 0,65.

Graf 5 Rozložení součtových skóre dotazníku výšky (vybrané otázky)



Dále byla provedena konfirmační faktorová analýza $\chi^2(14) 298.45$, $p < .001$ za účelem ověření, že jsou vybrané otázky stále jednofaktorové. Faktorové náboje jsou 0,8 ($p < .001$) a v jednom případě 0,7 ($p < .001$).

Ve výsledném dotazníku nejsou žádné reverzní položky. Cronbachova alfa výsledných položek vyšla .92.

Dotazník výšky není invariantní pro muže a pro ženy (Hubatková, 2020; Rečka, 2018; Tancoš, 2019), analýzy budou počítány každé pohlaví zvlášť.

Sestavování škály

V původním dotazníku je čtyřbodová škála ve znění:

silně nesouhlasím – nesouhlasím – souhlasím – silně souhlasím.

Jelikož by se takto postavená škála obtížně dělala asymetrickou, rozhodla jsem se využít stejnou podobu jako u dotazníku štěstí – pro symetrickou variantu tedy ve znění:

nesouhlasím – spíše nesouhlasím – spíše souhlasím – souhlasím

Zešikmení dat v tomto dotazníku je na opačnou stranu než u dotazníku štěstí, proto i škála bude asymetrická opačným směrem, tedy negativně, a to ve znění:

naprosto nesouhlasím – nesouhlasím – spíše nesouhlasím – spíše souhlasím

Dotazník úzkosti (STAI)

Jako poslední jsem vybrala dotazník úzkosti STAI (*State-Trait Anxiety Inventory*) od Spelberga, Gorsuche a Lushena (Figalová, 2019). STAI je dotazník obsahující celkem 40 otázek, kde jedna polovina měří úzkost jako aktuální pocit a druhá úzkostnost jako rys. Požita bude polovina, která měří úzkost jako aktuální pocit, jelikož má výraznější zešikmení (1,72 a 1,26) oproti druhé variantě (0,76 a 0,72) (Brahmi, 2022) i vhodnější škálu k převedení na asymetrickou. Použila jsem překlad od (Figalová, 2019). Položky jsou typu: „*Jsem nervózní*“. Původní škála je ve znění:

vůbec ne – jen trochu – dost – velmi

Sestavování škály

Jelikož je v sadě polovina položek (10) opačně formulovaných, dotazník jsem rozdělila podle formulací a vytvořila dvě příslušné škály pro každou polovinu zvlášť.

Pro otázky typu: „*Jsem nervózní*.“ škála vypadá následovně:

vůbec ne – spíš ne – jen trochu – dost

Pro otázky typu: „*Jsem uvolněný/á*.“ Škála vypadá následovně:

jen trochu – dost – velmi – naprosto

Škálu je upravena trochu jiným způsobem než předchozí, jelikož u negativně asymetrické jsem nepřišla na způsob, jak se významově posunout za *vůbec ne*, takže jsem vložila bod *spíš ne*, na druhou pozici.

Design výzkumu

Sběr dat byl administrován elektronicky, skrz dotazník sestavený v platformě Qualtrics. Šíření dotazníku bylo podpořeno reklamou na sociálních sítích Meta (Facebook a Instagram), reklama byla cílená na ženy a muže 18+ s jazyky čeština a slovenština. Data byla sbírána společně s daty pro práce Martinové (2024) a Rusiňáka (2024) po rozkliknutí reklamy byl respondentovi vylosován dotazník pro jednu z prací, na konci byla

možnost přesunout se na dotazník k další práci. Vedle reklamy probíhal sběr dat i přes soukromé sociální sítě zúčastněných. Jednalo se tedy o příležitostný výběr vzorku (*convenience sampling*).

Součástí bylo slosování tří výherců pro každou práci, kteří za vyplnění dotazníku obdrží finanční odměnu (1000 Kč).

Sběr dat byl uskutečněn v rámci projektu „Vliv formátu odpověďové stupnice na psychometrické parametry položek (SCALING)“, podpořeném Grantovou agenturou České republiky (GAČR), číslo projektu GA23-06924S. Projekt, a tedy i potažmo tato studie, byla předem schválena Etickou komisí Masarykovy univerzity pro výzkum (č.j. EKV-2022-027)

Informovaný souhlas v plném znění je v Příloze A. Výzkum byl popsán tak, že se zaměřuje na způsob měření v psychologii, konkrétně na to, jakým způsobem ovlivňuje formát a znění dotazníku získané odpovědi.

V dotazníku bylo možné zanechat svůj e-mail pro zařazení do slosování o finanční odměnu a případně možnost dostávat nabídky dalších výzkumů. I tohle je adresováno v příslušené části v informovaném souhlasu (Příloha A, A2).

Účast ve výzkumu byla dobrovolná, žádná z otázek nebyla povinná k vyplnění, kromě souhlasu s účastí ve výzkumu a příslušné části informovaného souhlasu. Dotazník bylo možné kdykoliv ukončit.

Každý respondent vyplnil set tří dotazníků, před každým dotazníkem mu byl vylosován formát, buď symetrický nebo asymetrický, tedy každý dotazník byl vyplňován pouze jednou s jednou variantou odpovědí. Design je tedy mezisubjektový. Na konci byly otázky týkající se demografických charakteristik a možnost zanechat komentář.

Pro dotazník byla provedena kognitivní pilotáž se třemi dobrovolníky pro zajištění validity a finální verze byla překontrolována ještě odborníkem.

Otázky jsou v plném znění v Příloze B. Data budou zpřístupněna později.

Chybějící hodnoty

U symetrické STAI pozitivní chybělo celkem 11 odpovědí (zhruba 2 %) napříč otázkami. Pro asymetrickou výšku chybělo 10 odpovědí (také okolo dvou procent), pro symetrickou 12 (2.4 %) a zbytku chyběly vždy dvě odpovědi, a u asymetrické SWLS dokonce žádná. Pro řádky s chybějícími odpověďmi nebyl spočten součtový skóre. U žádného z respondentů nechybělo víc než 2 odpovědi v dotazníkových otázkách, kromě symetrické výšky, kde jeden respondent odpověděl pouze na jednu otázku, což tedy tvoří polovinu chybějících hodnot u této kategorie.

Analýza

Software

Analýza byla provedena v jazyce R, ve verzi 4.3.1. Pro analýzu byly využity balíčky, zejména: readxl (Wickham & Bryan, 2023), dplyr (Wickham et al., 2023), psych (Revelle, 2023), ggplot2 (Wickham et al., 2023), car (Fox et al., 2023), mirt (Chalmers, 2023).

Teorie odpovědi na položku

IRT (*Item response theory*), tedy teorie odpovědi na položku, popisuje vztah mezi latentní proměnnou (θ) a odpovědí na danou položku (DeMars, 2010, s. 3). IRT narozdíl od klasické testové teorie nepracuje se skórem, nýbrž s pravděpodobností (DeMars, 2010, s. 5). Důležitým konceptem je charakteristická funkce položky, která popisuje vztah latentního rysu a pravděpodobnosti, že člověk odpoví nějakým způsobem (DeMars, 2010, s. 10). Ve dvouparametrovém logistickém modelu (2PL), který využívám ve své práci, je důležitý parametr a , což je sklon (*slope*) funkce a zároveň diskriminační parametr, tedy popisuje, jak dobře položka rozlišuje úroveň rysu (DeMars, 2010, s. 11), konkrétně tedy udává to, jak strmě se mění pravděpodobnost (správné) odpovědi v nejstrmějším místě funkce (DeMars, 2010, s. 11). Parametr b udává obtížnost položky, tedy to, jakou úroveň latentního rysu musí respondent mít, aby odpověděl daným způsobem. Konkrétně je to hodnota θ v místě, kde je sklon nejstrmější (parametr a) (DeMars, 2010, s. 11).

Reliabilita v IRT a CTT

Reliabilita je v CTT (klasické testové teorii) definovaná obecně jako podíl rozptylu pravých skóru s rozptylem pozorovaných skóru, který je složen z rozptylu pravých skóru a chyby nebo se dá reliabilita popsat jako korelace pravých a naměřených skóru na druhou. Z tohoto konceptu vychází koncept reliability paralelních forem, kdy zkorelujeme tyto formy (DeMars, 2010, s. 5). Tím se dostáváme k odhadu pomocí Cronbachovy alfy, tedy nejpoužívanějšímu koeficientu reliability (Cho, 2016), který bere položky jako paralelní testy. (DeMars, 2010, s. 5). Koeficient alfa tedy uvažuje korelace mezi položkami a jejich počet (Revelle & Condon, 2014). S reliabilitou nutně souvisí standardní chyba měření, která se v CTT počítá jako pozorovaný rozptyl = rozptyl pravých skóru a chyby, což když převedeme tak chyba = pozorovaný rozptyl krát odmocnina z $1 - \text{reliabilita}$ (korelace pravých a naměřených skóru na druhou) (DeMars, 2010, s. 6).

V IRT se k výpočtu reliability a standardní chyby měření používá informační funkce. Informační funkce je funkce úrovně schopnosti (θ , tedy to, co je testem měřeno) a parametrů

jeho položek (např. vyšší a vede k vyšší reliabilitě) (Kim & Feldt, 2010). Skrz to je tedy informační funkce závislá na úrovni schopnosti a tím pádem i chyba měření, která se počítá jako inverzní mocnina informační funkce, z čehož plyne, že čím víc informace, tím méně chyby, a tedy víc reliability a naopak (DeMars, 2010, s. 6).

Úroveň schopnosti je významově blízko konceptu pravého skóru v CTT (Kim & Feldt, 2010). Hlavní rozdíl, a i výhoda IRT reliability, spočívá v tom, že CTT reliabilita je závislá na míře rysu ve skupině, jelikož se odhaduje pravý skór obvykle odhaduje, jak bylo zmíněno výše z naměřeného skóru a jeho chyby, kdežto u IRT je možné θ (latentní proměnné) identifikovat skrze normální rozložení ($M=0$, $SD=1$) a tím pádem je nezávislá od úrovně rysu v měřené skupině (Kim & Feldt, 2010). Zároveň například již výše zmíněná Cronbachova alfa předpokládá tau-ekvivalenci položek, tedy to, že rozptyl pravých skóru by měl být pro všechny položky stejný, což může být nevýhoda jejího použití a také může podhodnocovat, pokud korelace mezi položkami nejsou homogenní (Marko, 2016). IRT vychází s vyššími hodnotami než Cronbachova alfa (Kim & Feldt, 2010).

Pro symetrické i asymetrické formy dotazníku budou separátně odhadnuty obě výše zmíněné formy reliability, jak Cronbachova alfa, tak IRT. A to pro ověření jedné z mých výše popsaných hypotéz, podle které bude reliabilita pro asymetrické formy dotazníků vždy vyšší.

Graded response model

Použila jsem graded response model (GRM), který, jak již název napovídá, je určen pro ordinální proměnné, a je tedy vhodný pro analýzu Likertovy škály (DeMars, 2010, s. 22). Model funguje na principu, že pro každou položku odhadne pravděpodobnost, že respondent zvolí danou nebo vyšší kategorii v porovnání s kteroukoliv nižší. Tato „místa“, kde je pravděpodobnost toho, že si respondent vybere danou nebo vyšší kategorii stejná, se nazývají prahy (*thresholds*) (DeMars, 2010, s. 25).

$$P_{ik}(\theta) = \frac{e^{a_i(\theta - b_{ik})}}{1 + e^{a_i(\theta - b_{ik})}} \quad (1)$$

$P_{ik}(\theta)$ je (vzorec 1) pravděpodobnost skórování do nebo nad kategorii k položky i při latentním rysu θ . Dále e je Eulerovo číslo, a je sklon (směrnice tečny k charakteristické funkci kategorie v bodě příslušného prahu) a b je parametr obtížnosti (práh), každá odpověďová kategorie má svůj vlastní. Exponent $a(\theta - b)$ tedy vyjadřuje sklon krát rozdíl schopnosti a obtížnosti (DeMars, 2010, s. 24).

K popsání shody modelu s daty budu používat M_2 statistiku v C_2 variantě pro ordinální data (Cai and Monro, 2014).

Plán analýzy

Budou vytvořeny součtové skóry pro každou variantu dotazníku. Hypotézu o rozdílu v průměrech mezi symetrickou a asymetrickou variantou bude ověřena pomocí t-testu pro dva nezávislé výběry.

Dále bude porovnáno seřazení položek podle popularity u obou variant za účelem zjištění, jestli změna verbálních kotev ovlivní obtížnost položek. K tomu použiji Spearmanův korelační koeficient. Popularita položek je přepočten podle následujícího vzorce (2), představující obtížnost položky, ve kterém M je průměr položky, min je minimum a max je maximum.

$$p = \frac{M - min}{max - min} \quad (2)$$

Změna v zešíkmení bude posouzena podle statistiky šikmost (*skewness*).

Rozdíl v zastoupení jednotlivých kategorií ověřím skrz chí-kvadrát test homogeneity a jejich vlastnosti pomocí IRT Graded response modelu. Porovnáám nejdříve proti sobě GRM pro symetrickou a asymetrickou variantu zvlášť.

Dále porovnáám obě skupiny dohromady skrz různé úrovně invariance, tedy v modelech se postupně budou omezovat různé parametry a modely pak srovnám pomocí poměru věrohodností (*likelihood-ratio test*).

Budu porovnávat konfigurální model, kde není omezeno nic, dále omezím parametr a , tedy sklon, tedy metrický model, dále skalární, který omezí prahy tak, aby pasovaly v obou variantách dotazníku, v podstatě jako kdyby byly odpovědové škály ekvivalentní. Dále parciálně-skalární model, ve kterém jsou prahy fixované pro příslušné kategorie shodné pro symetrickou i asymetrickou variantu.

Reliabilitu odhadnu pomocí Cronbachovy alfy a IRT reliability.

Pro ověření kriteriální validity bude provedena kvadratická regrese, výsledků dotazníku výšky a reportované reálné výšky.

Kvadratická regrese bude provedena i pro SWLS a STAI, za účelem ověření souběžné validity

Výsledky

Deskriptivní statistiky

Z dat byly spočteny součtové skóry. Pokud nebyl dotazník vyplněn kompletně, nebyl pro toho respondenta součtový skór spočítán (celkem 34 případů napříč proměnnými.). Při analýzách využívajících součtové skóry jsem tedy pracovala metodou list-wise.

Tabulka 2: Deskriptivní statistiky proměnných

	n	M	SD	Mdn	min	max	šikmost	špičatost
swls_sym	525	13.41	3.14	13	5	20	-0.32	-0.50
swls_asym	509	10.85	3.28	11	5	20	0.30	-0.47
n_stai_sym	508	20.52	6.27	20	10	38	0.49	-0.45
n_stai_asym	510	24.52	6.98	25	10	40	-0.08	-0.84
p_stai_sym	500	23.92	6.43	24	10	40	0.20	-0.63
p_stai_asym	510	19.05	7.35	18	10	40	0.69	-0.30
vyska_F_sym	403	9.73	4.52	7	7	28	1.94	3.02
vyska_F_asym	400	12.95	5.92	11	7	28	0.86	-0.32
vyska_M_sym	90	13.08	6.17	11	7	28	0.81	-0.61
vyska_M_asym	90	16.47	6.60	16	7	28	0.23	-1.16

Poznámka. n – počet osob s platnými hodnotami v dané proměnné.

Pro účely této analýzy jsou důležitými ukazateli průměr, který bude důkladněji rozebrán níže, a šikmost, která odpovídá na jednu z hypotéz, a sice že v asymetrické formě bude zešikmení bližší normálnímu rozložení (šikmost = 0) než v symetrické formě, vždy u stejných škál. U výšky žen je zajímavé, že je tak zešikmená, že minimum a medián jsou shodné (min = 7, Mdn = 7).

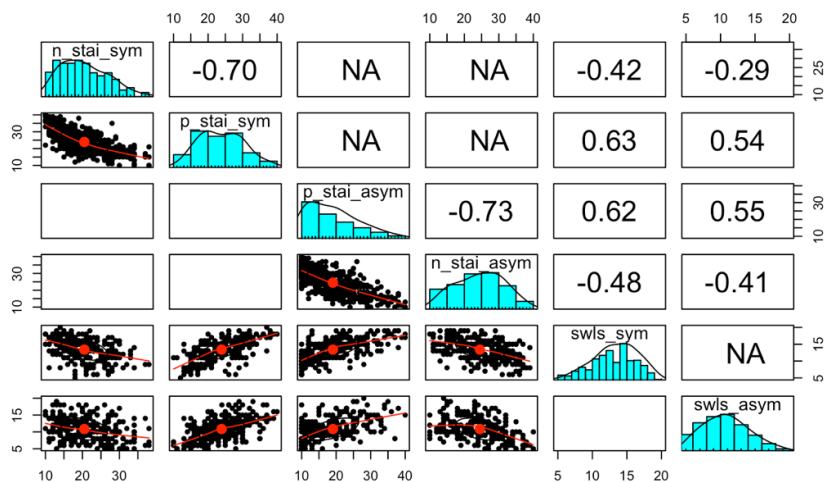
Korelace

Korelace mezi skóry dotazníků STAI a SWLS:

Dle očekávání, SWLS koreluje pozitivně s pozitivní STAI (Graf 6). Symetrická pozitivní STAI koreluje se symetrickým SWLS ($r = .63$), s asymetrickým SWLS ($r = .54$).

Asymetrické pozitivní STAI koreluje se symetrickým SWLS ($r = .62$) a s asymetrickým SWLS ($r = .55$). Rozdíly mezi korelacemi nebyly statisticky testovány. Mezi pozitivním symetrickým a asymetrickým SWLS korelace není, jelikož respondenti vyplňovali vždy buď symetrickou nebo asymetrickou variantu, nikdy ne obě.

Graf 6: Korelace mezi SWLS a STAI



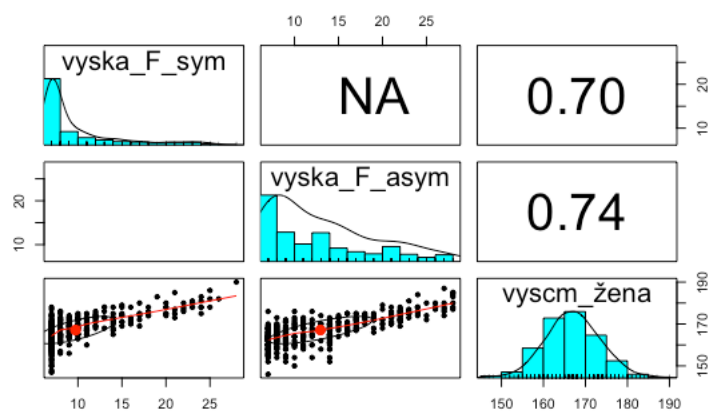
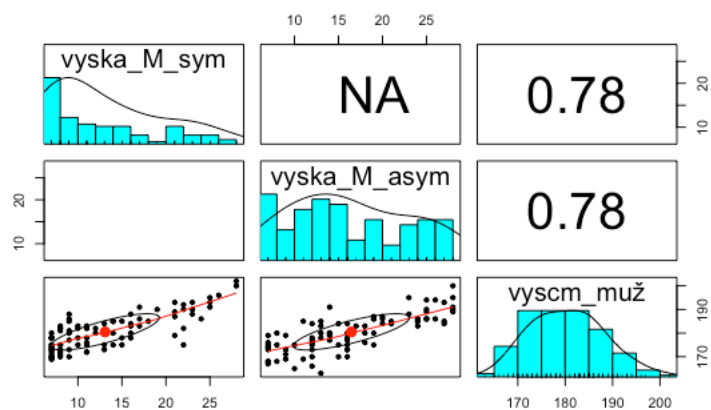
Negativní STAI symetrická koreluje dle očekávání negativně se SWLS symetrickou ($r = -.42$), a se SWLS asymetrickou ($r = -.29$). Se svou dvojicí, pozitivní STAI symetrickou, koreluje ($r = -.70$) (Graf 6).

Negativní STAI asymetrická koreluje se SWLS symetrickou ($r = -.48$) a s SWLS asymetrickou ($r = -.41$) (Graf 6).

Všechny korelace jsou signifikantní na hladině významnosti ($p < 0,01$).

Korelace mezi dotazníky výšky

Dotazník výšky v symetrické a asymetrické formě koreluje s reportovanou výškou u žen v podstatě stejně (Graf 7), a dotazník výšky u mužů v symetrické a asymetrické formě koreluje totožně (oboje $r = .78$) s reportovanou výškou mužů (Graf 8) Rozdíly nebyly statisticky testovány.

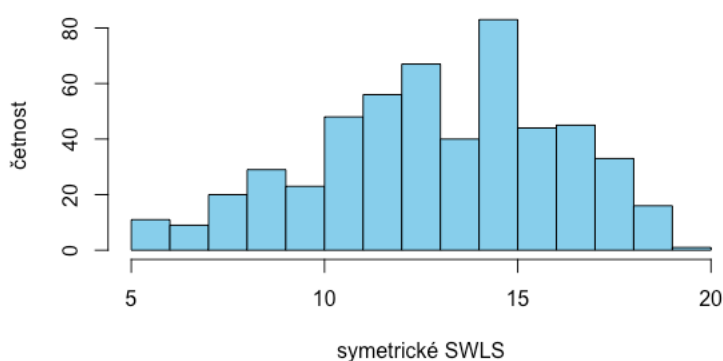
Graf 7: Korelace mezi skórem dotazníku výšky a reportované výšky u žen**Graf 8:** Korelace mezi skórem dotazníku výšky a reportované výšky u mužů

SWLS

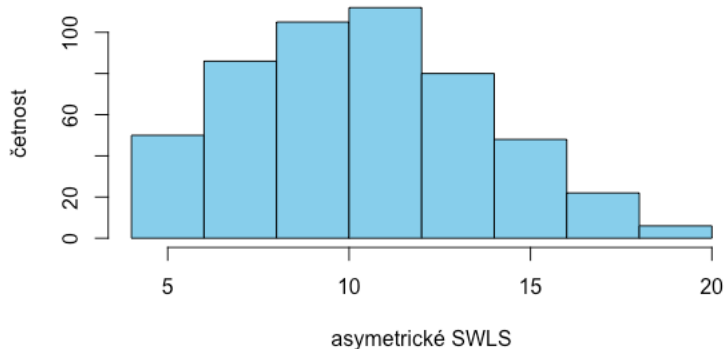
Rozložení SWLS

Jak bylo zmíněno výše, zešikmení pro symetrickou verzi dotazníku je $(-0,32)$ a pro asymetrickou $(-0,30)$ s v podstatě totožnou špičatostí, symetrické SWLS má $(-0,50)$ a asymetrické SWLS $(-0,47)$. To je dobře patrné na histogramech (Graf 9 a 10), že rozložení jsou si velmi podobná, jen zešikmená na opačné strany.

Graf 9: Rozložení součtových skóre symetrického SWLS



Graf 10: Rozložení součtových skóre asymetrického SWLS

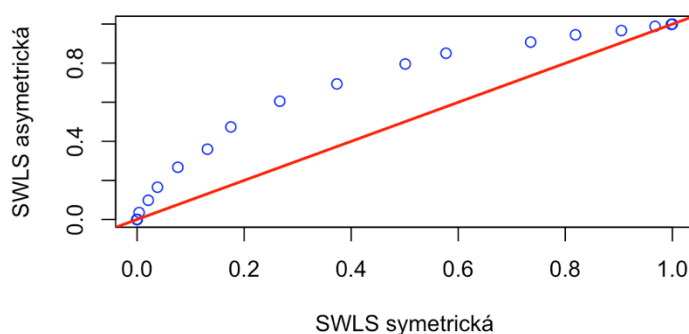


Rozdíl v obtížnosti symetrické a asymetrické formy SWLS

Průměrná hodnota symetrické varianty SWLS ($M = 13,41$, $SD = 3,14$) byla vyšší než asymetrické SWLS ($M = 10,85$, $SD = 3,28$), Welchův t-test $t(1026,1) = 12,814$, $p < .0001$, s 95% CI [2,17; 2,95]. Velikost účinku byla velká, Cohenovo $d = 0,8$ s 95% CI [0,671; 0,924].

Vztah mezi symetrickou a asymetrickou SWLS zachycuje následující P-P plot (Graf 11), který podtrhuje rozdíl skóre při použití asymetrické a symetrické formy škály.

Graf 11: P-P Plot SWLS

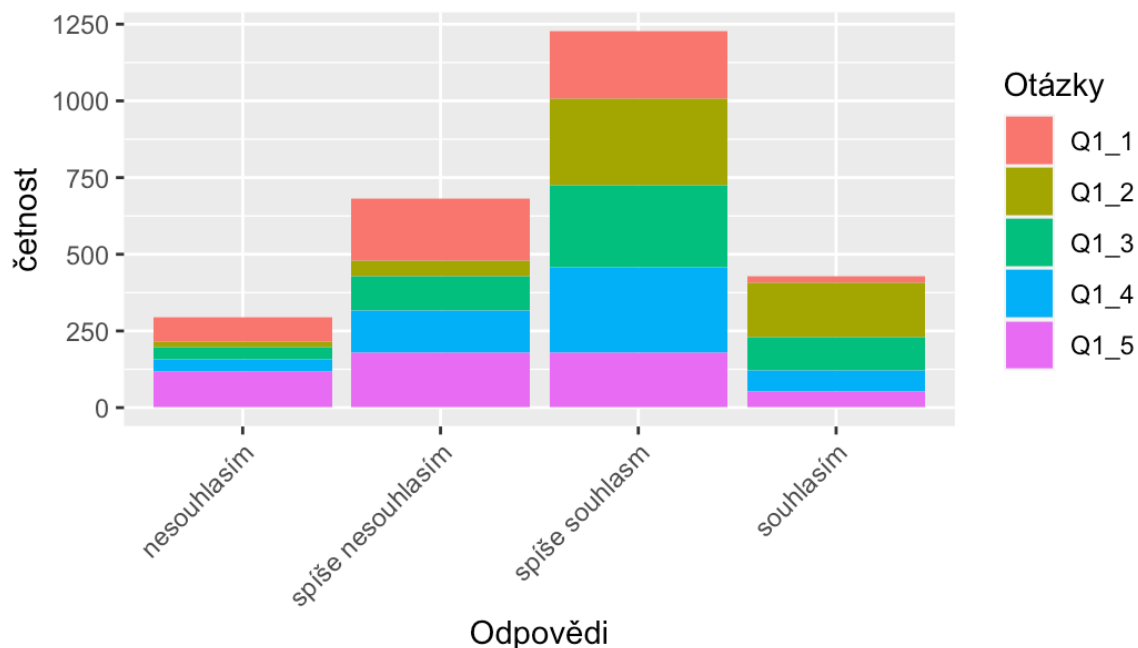


Spearmanova korelace pro popularitu položek byla ($r = 1$, $p = .01$), tedy symetrická a asymetrická varianta mají stejně seřazenou obtížnost otázek. Popularity jsou v Příloze C.

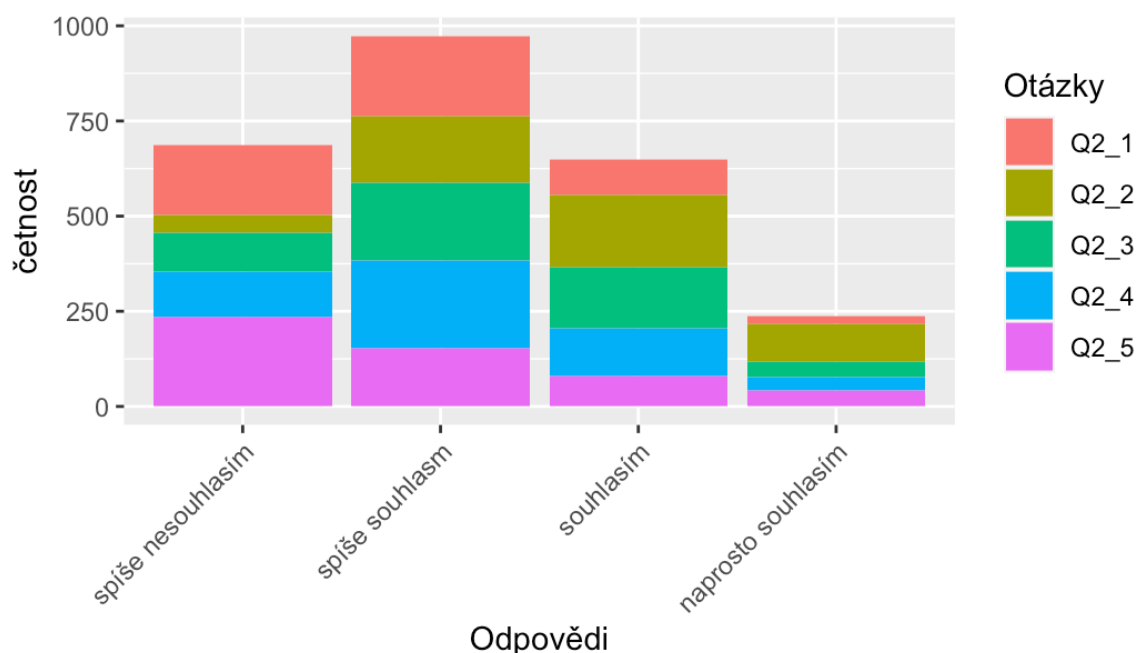
Distribuce odpovědí SWLS

Následují grafy, které popisují rozložení odpovědí napříč otázkami v odpovědních kategoriích.

Graf 12: Symetrické SWLS – frekvence odpovědí napříč otázkami



Graf 13: Asymetrické SWLS – frekvence odpovědí napříč otázkami



Je patrné, že v obou případech byla nejčastěji volená možnost „spíše souhlasím“, kdy v symetrické formě je zastoupena v této kategorii skoro polovina všech odpovědí (47 %). Procentuální zastoupení kategorie „spíše nesouhlasím“ symetrické varianty (26 %)

a asymetrické varianty (27 %) zůstává skoro stejné. U asymetrické varianty je na negativním pólu škály zastoupeno méně odpovědí než u symetrické (Tabulka 3).

Tabulka 3: Procentuální zastoupení jednotlivých kategorií napříč otázkami

sym	nesouhlasím	11,2 %	asym	spíše nesouhlasím	27,0 %
	spíše nesouhlasím	25,9 %		spíše souhlasím	38,3 %
	spíše souhlasím	46,6 %		souhlasím	25,5 %
	souhlasím	16,3 %		naprosto souhlasím	9,3 %

Rozdíl v distribuci odpovědí napříč kategoriemi byl ověřen pomocí chí kvadrát testu homogenity $\chi^2(3) = 442,89$, $p < .001$ s Cramerovým V o velikosti 0,3, tedy pomezí nižší a střední velikosti účinku.

Invariance měření a faktorová validita SWLS

Modely pro každou variantu odděleně:

Asymetrické SWLS vykazuje mnohem horší shodu modelu s daty, M_2 statistika je na stejné stupňů volnosti ($df=5$) pro asymetrickou ($M_2=26,8$, $p<.001$) a pro symetrickou ($M_2=13,9$, $p<.05$). Rozdíl je zejména v RMSEA, která opět vychází mnohem lépe pro symetrickou variantu 0.06 (95% CI: [0,022; 0,096], pro asymetrickou 0,09 (95% CI:

Tabulka 4: Porovnání GRM SWLS

	M_2	df	p	RMSEA	RMSEA_5	RMSEA_95	SRMSR	TLI
symetrické SWLS	13.93	5	.016	0.058	0.022	0.096	0.026	0.97
asymetrické SWLS	26.78	5	< .001	0.093	0.060	0.128	0.043	0.96

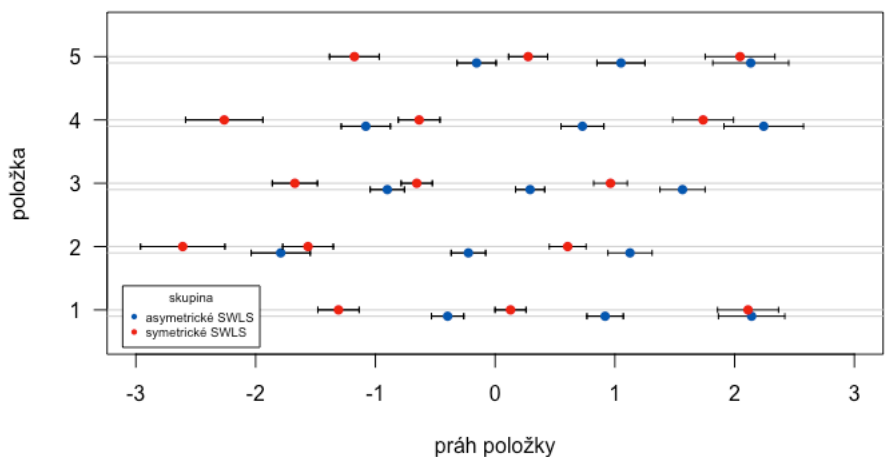
[0.060–0.128]. Index SRMR vychází také lépe pro symetrickou variantu (0.02) oproti (0.04).

Tabulka 5: Testování invariance SWLS

Model	AIC	SABIC	BIC	logLik	χ^2	df	p
swls_scalar	11037.4	11072.7	11136.3	-5498.72			
swls_scalar_par	10937.0	10981.2	11060.6	-5443.53	110.37	5	0
swls_metric	10798.3	10860.1	10971.3	-5364.16	158.73	10	0
swls_config	10800.5	10871.2	10998.3	5360.29	7.758	5	0.17

Skalární model (Tabulka 5) vychází výrazně nejhůř (SABIC = 11072,7). Nejlépe vychází metrický model SABIC (10860,1), který je signifikantně lepší ($\chi^2(10) = 158,73$, $p < 0.001$) než parciálně-skalární model (SABIC = 10981,2),

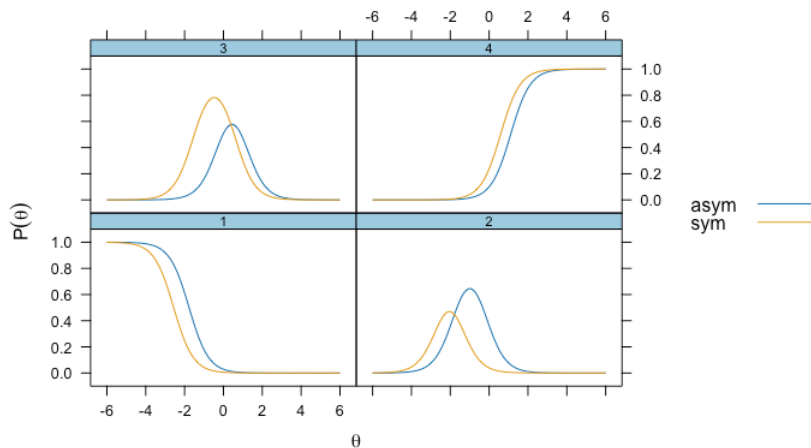
Graf 14: Prahy v metrickém modelu SWLS



Z grafu (14) je patrné, že asymetrická škála má vyšší obtížnost. Prahy, které jsou mezi stejně znějícími verbálními kotvami si v tomto většinově vůbec nejsou blízko.

Nesouhlasím – spíše nesouhlasím – spíše souhlasím – souhlasím (sym)
(asym) spíše nesouhlasím – spíše souhlasím – souhlasím – naprosto souhlasím

Graf 15: Pravděpodobnosti odpovědi jednotlivých kategorií u druhé položky SWLS

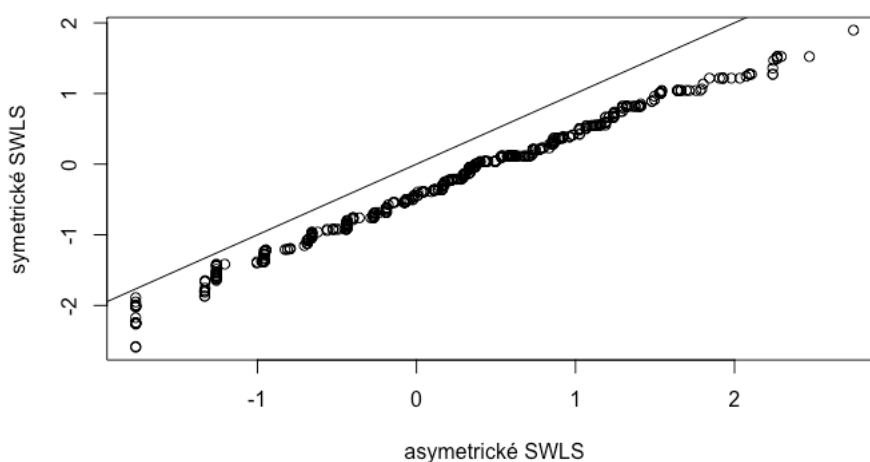


V grafu 15 je vidět, jak se mění pravděpodobnost odpovědi v závislosti na úrovni latentního rysu pro symetrickou a asymetrickou škálu u položky č. 2, ve znění „Podmínky mého života jsou uspokojivé“.

Čísla 1,2,3 a 4 označují příslušnou kategorii pro symetrickou a asymetrickou škálu. Můžeme vidět, že u krajních možnosti (1 a 4) se tolik podle varianty neliší, na krajích není tolik kam se posunout (ačkoliv je asymetrická škála nepatrně obtížnější), mnohem rozdílnější jsou odpovědi ve středu škály. U symetrické je vidět výrazná disproporce v pravděpodobnosti, křivka 3 (*spíše souhlasím* symetrická) vymezuje mnohem větší plochu než pro 2 (*spíše nesouhlasím* asymetrická), tedy znovu ukazuje „přetížení“ dané kategorie v tomto případě, přičemž ve stejných polích u asymetrické vidíme vyváženější rozložení pravděpodobnosti.

Na Q-Q plotu (graf 16) (odhadnutých) rozložení latentního rysu pro symetrické a asymetrické SWLS je patrné, že asymetrická škála nebyla „nakalibrovaná“ úplně přesně a došlo ke zdatnému efektu podlahy u negativního konce škály, tedy tam, kde byla jedna kategorie odebrána.

Graf 16: Q-Q plot (odhadu) rozložení latentního rysu SWLS

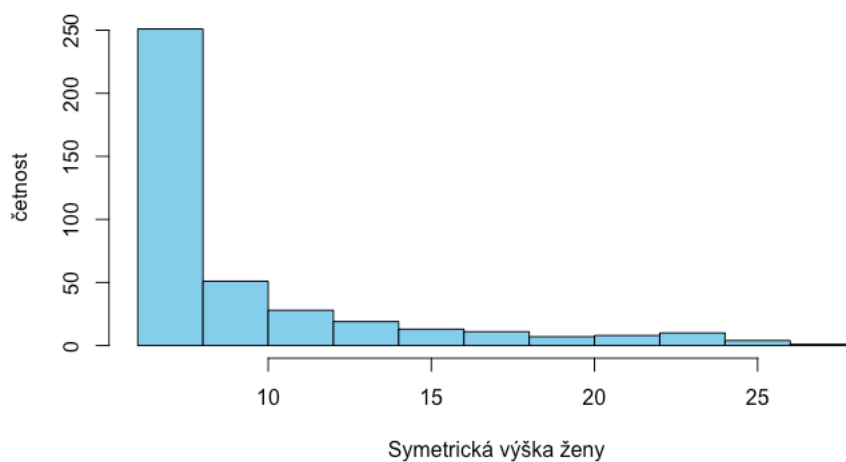


Výška

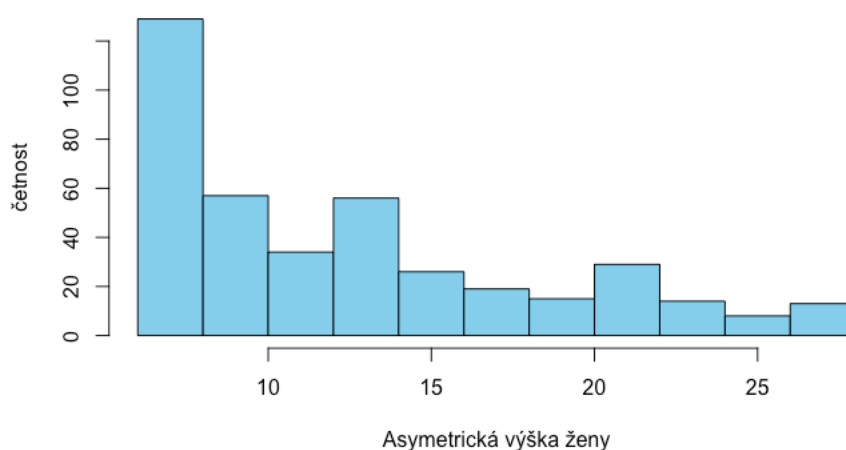
Rozložení výšky

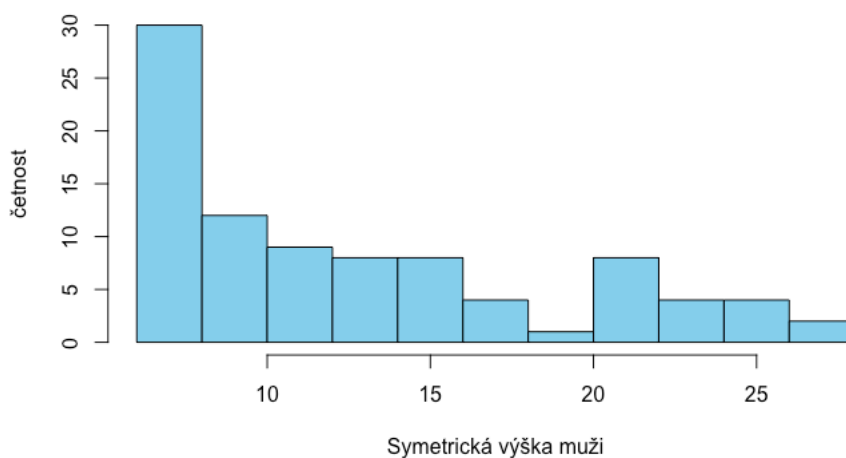
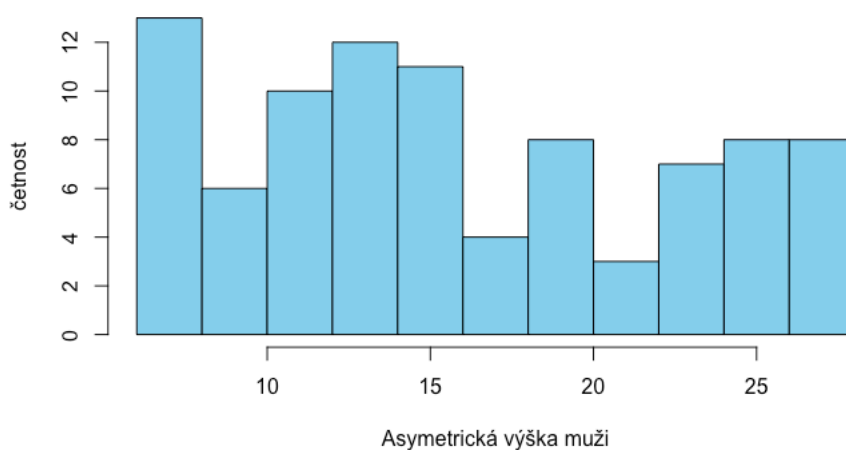
Efekt zmenšení zešikmení je patrný pro obě pohlaví, kdy u symetrické škály pro ženy je zešikmení (1,94), které při použití asymetrické škály klesne na (0,86) (Graf 17 a 18). U mužů je v symetrické formě zešikmení (0,81) a při použití asymetrické škály klesne na (0,23) (Graf 19 a 20).

Graf 17: Rozložení součtového skóru symetrické výšky žen



Graf 18: Rozložení součtového skóru asymetrické výšky žen



Graf 19: Rozložení součtového skóru symetrické výšky mužů**Graf 20:** Rozložení součtového skóru asymetrické výšky mužů

Kriteriální validita

Pro modelování vztahů mezi oběma variantami dotazníku, pohlavím a reportovanou výškou v centimetrech byla využita kvadratická regrese s následujícím kódem:

```
lm = vys_m ~ 1 + vyska_dot * muz * group + I(vyska_dot^2) * muz * group
```

Kdy prediktorem byl dotazník výšky (vyska_dot) a závislou proměnnou reportovaná reálná výška (vys_m). Přidán byl interakční člen mezi dotazníkem, pohlavím a

variantou dotazníku (symetrická a asymetrická) a kvadratický člen také v interakci s pohlavím a skupinou pro odhalení nelineárních vztahů.

Reportovanou výšku (vys_m) jsem pro účely interpretace převedla na metry, dotazník jsem standardizovala na z-skóry a vycentrovala, pro každou variantu zvlášť, aby bylo možné interpretovat moderační členy.

Tabulka 6: Koeficienty kvadratické regrese výšky

	<i>B</i>	<i>SE B</i>	<i>t</i>	<i>p</i>	<i>Sign.</i>
Intercept	1.67	0.00	485.93	< 2e-16	***
vyska_dot	0.05	0.00	16.87	< 2e-16	***
muz	0.10	0.01	13.65	< 2e-16	***
groupsym	0.01	0.01	2.79	0.005	**
I(vyska_dot^2)	0.00	0.00	1.39	0.165	
vyska_dot:muz	0.00	0.01	0.35	0.730	
vyska_dot:groupsym	0.01	0.00	2.25	0.025	*
muz:groupsym	-0.01	0.01	-1.02	0.308	
muz:I(vyska_dot^2)	0.00	0.01	0.44	0.661	
groupsym:I(vyska_dot^2)	-0.01	0.00	-2.81	0.005	**
vyska_dot:muz:groupsym	-0.02	0.01	-1.93	0.055	.
muz:groupsym:I(vyska_dot^2)	0.01	0.01	1.23	0.219	

poznámka: Signif: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Výška průměrně odpovídající ženy v asymetrické variantě byla 167 cm (intercept) ($b = 1,67$, $p < .001$) jelikož skóry jsou vycentrované ($M=0$). Jelikož jsem dotazník standardizovala, tak regresní koeficient znamená, že za jednu SD výška vzroste o 5 cm ($b = 0.05$, $p < .001$). Výška bude pro muže o 10 cm vyšší než pro ženu se stejným skórem ($b = 0.10$, $p < .001$), dobře patrné v grafu 21.

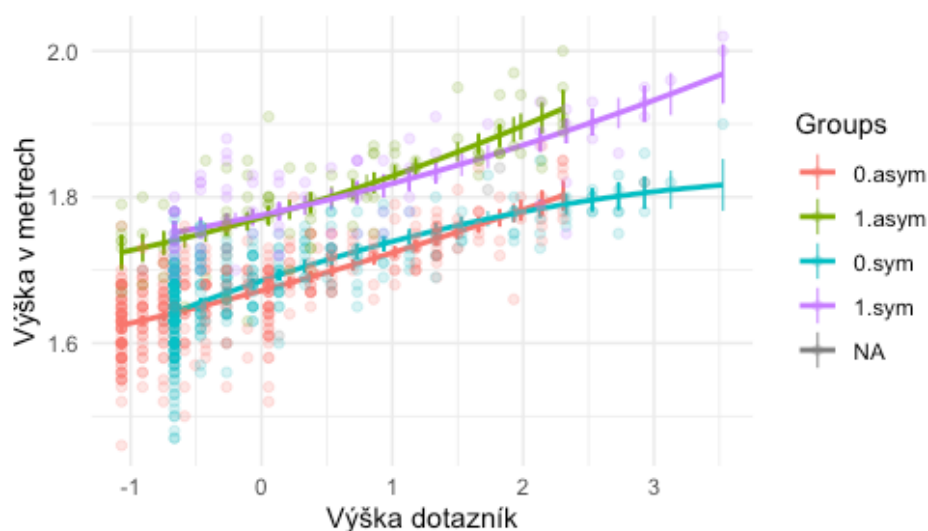
Symetrická varianta predikovala o jeden centimetr vyšší výšku než asymetrická ($b = 0.01$, $p = .005$) a to i v interakci s dotazníkem, tedy při stejném skóru v dotazníku. ($b = 0.01$, $p < .05$). Kvadratický člen sám o sobě signifikantní nebyl ($b = 0.003$, $p = 0.17$), až v interakci s variantou dotazníku ($b = -0.01$, $p < 0.01$) naznačující nelineární vztah mezi symetrickou variantou a výškou (Graf 21).

Člen dotazník v interakci se skupinou a pohlavím je těsně pod hranicí signifikance ($b = -0.02$, $p = 0.055$).

Graf (21) vykresluje přímky kvadratické regrese (Tabulka 6) zvlášť pro symetrickou a asymetrickou variantu, odděleně pro muže a ženy. Průběh přímek je srovnatelný stejný pro obě varianty, příslušené koeficienty nevyšly signifikantní (Tabulka 6).

Samotný model vyšel statisticky signifikantní $F(11,983)=219.6$, $p<.001$ a vysvětluje 71 % rozptylu reportované výšky ($R^2=.71$, $Adj. R^2=.71$). Z toho největší část pokrývá dotazník samotný $\omega^2=.51$, dále pohlaví $\omega^2=.20$ a varianta dotazníku vysvětluje pouze $\omega^2=.002$. Standardní chyba reziduí byla 0.05.

Graf 21: Kvadratická regrese výšky



Pozn: Oranžová (0.asym) a modrá (0.sym) zobrazují přímky pro ženy, zelená (1. asym) a fialová (1. sym) pro muže.

Cookova vzdálenost nepřesáhla hodnotu 0.2, rezidua byla víceméně normálně rozložená, předpoklad homoskedasticity se zdá také být naplněn (Příloha D), jen je z grafů (Příloha D) patrný efekt podlahy.

Problém se zdá být s multikolinearitou, kde pro poslední čtyři prediktory v tabulce (6) přesáhl VIF kritickou hodnotu 10 (Příloha D)

Rozdíl v obtížnosti symetrické a asymetrické formy výšky

Průměrná hodnota symetrické varianty výšky u žen ($M = 9,73$, $SD = 4,52$) byla signifikantně nižší než u asymetrické ($M = 12,95$, $SD = 5,92$), $t(745,74) = -8,65$, $p < .0001$ s 95% CI $[(-3,95; -2,49)]$. Velikost účinku byla střední, Cohenovo $d = -0,6$, 95% CI $[-0,75; -0,47]$.

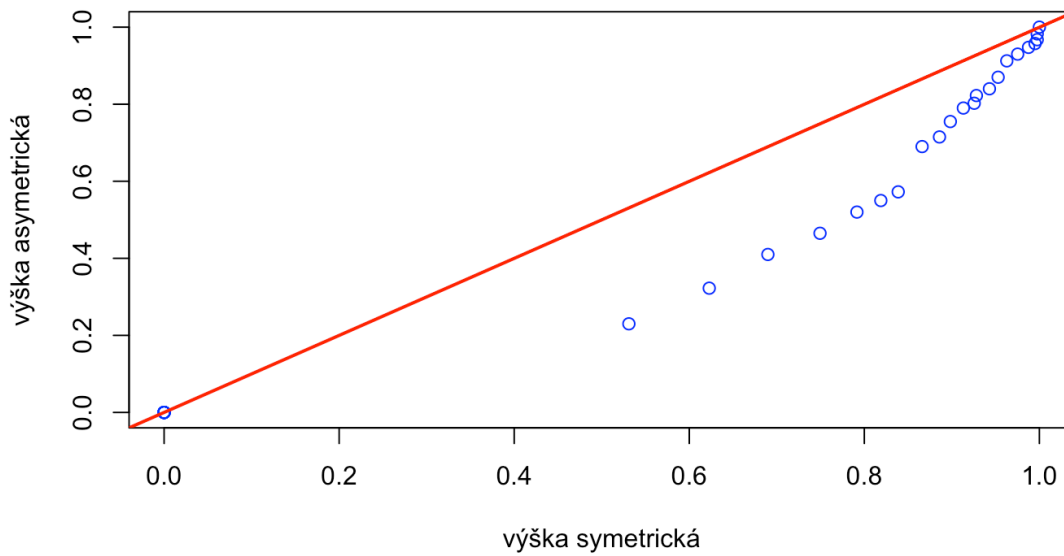
To samé i v případě mužů, tedy průměr symetrické varianty je signifikantně nižší ($M = 13,08$, $SD = 6,17$) než asymetrické ($M = 16,47$, $SD = 6,60$), $t(177,21) = -3,56$, $p < 0.001$, 95% CI $[-5,27; -1,51]$. Velikost účinku byla stejně jako u žen střední Cohenovo $d = -0,5$, 95% CI $[-0,83, -0,23]$, pro obě skupiny tedy střední efekt.

Z testů tedy vyplývá že dle očekávání u asymetrické výšky byly průměry skupin vyšší.

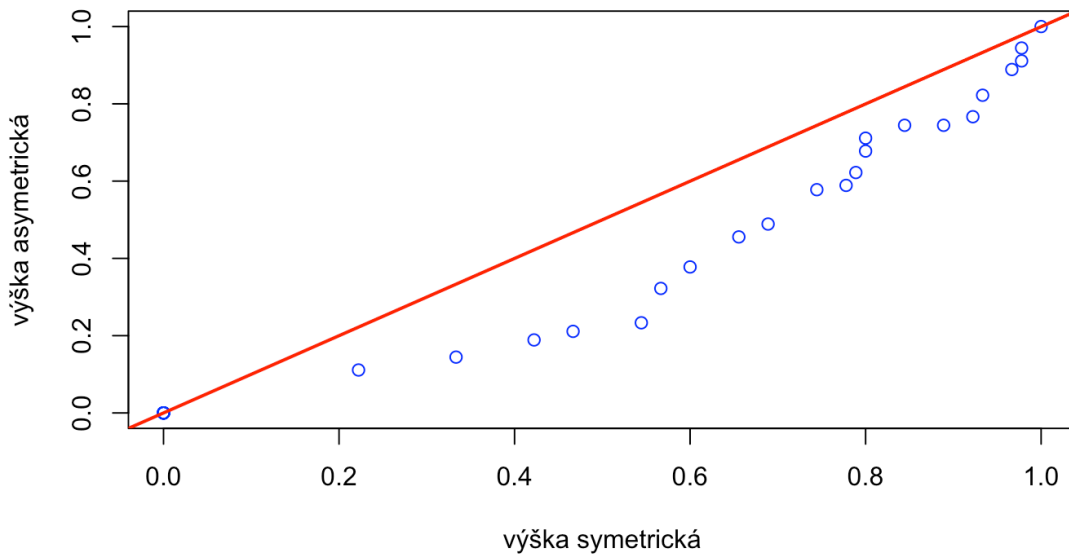
Vztah mezi symetrickou a asymetrickou výškou zachycuje P-P plot (Graf 22 a 23).

Spearmanova korelace pro řazení popularit položek u symetrické a asymetrické varianty vyšla ($r = 1$, $p = .001$), tedy mezi symetrickou a asymetrickou formou rozdíl v řazení nebyl.

Graf 22: P-P plot skóry symetrické a asymetrické výšky u žen



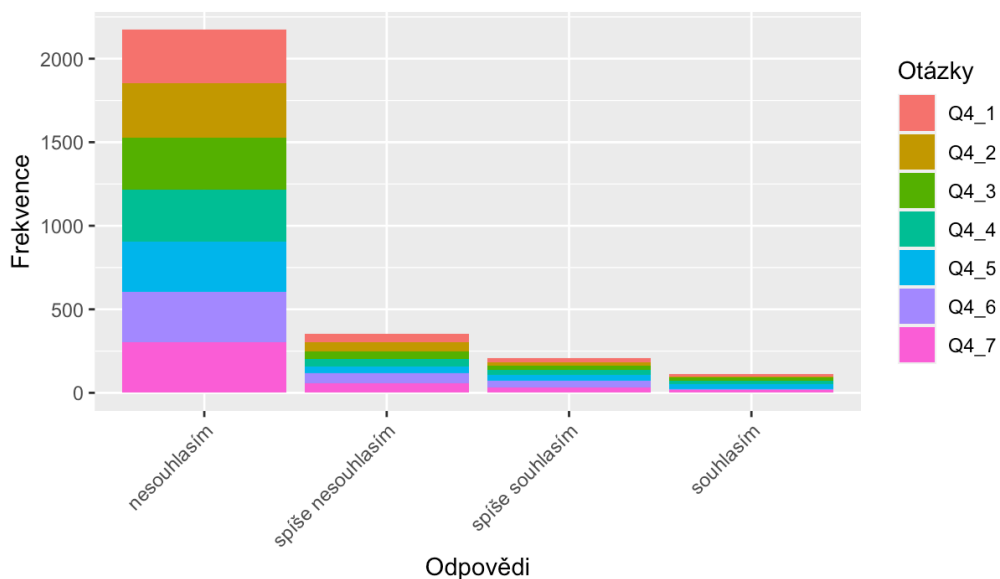
Graf 23: P-P plot skóry symetrické a asymetrické výšky u mužů



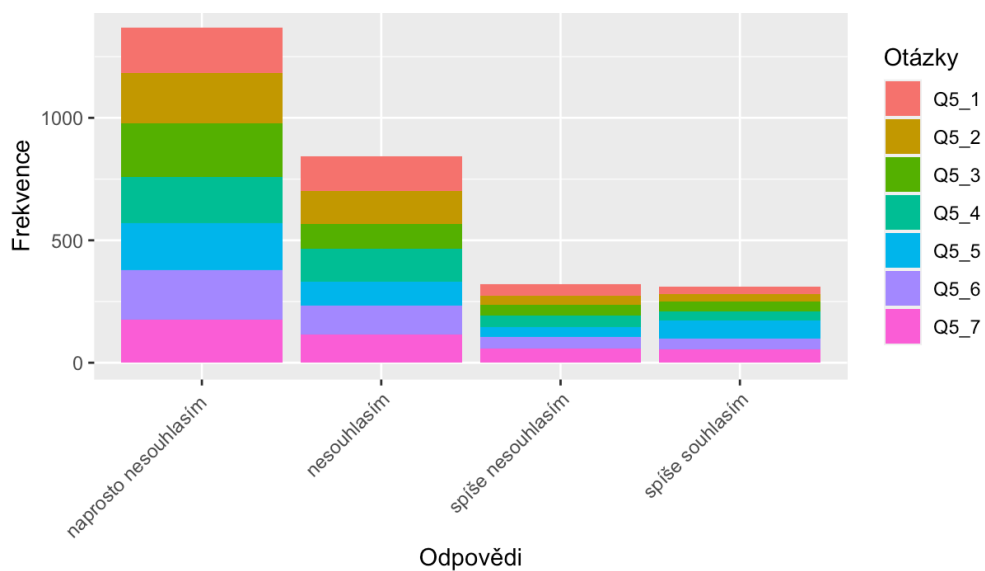
Distribuce odpovědí výšky

Následují grafy (24 a 25), které popisují rozložení odpovědí napříč otázkami v odpovědních kategoriích.

Graf 24: Symetrická výška žen – frekvence odpovědí napříč otázkami



Graf 25: Asymetrická výška žen – frekvence odpovědí napříč otázkami



Na grafech (24 a 25) i v tabulce (7) je patrné, že v asymetrické variantě došlo k lepšímu rozvrstvení odpovědí, tedy že bylo v 1. kategorii „*nesouhlasím*“ zastoupeno přes tři čtvrtě odpovědí a když se přidala „*naprosto nesouhlasím*“ bylo v této (první) kategorii zastoupena zhruba polovina odpovědí.

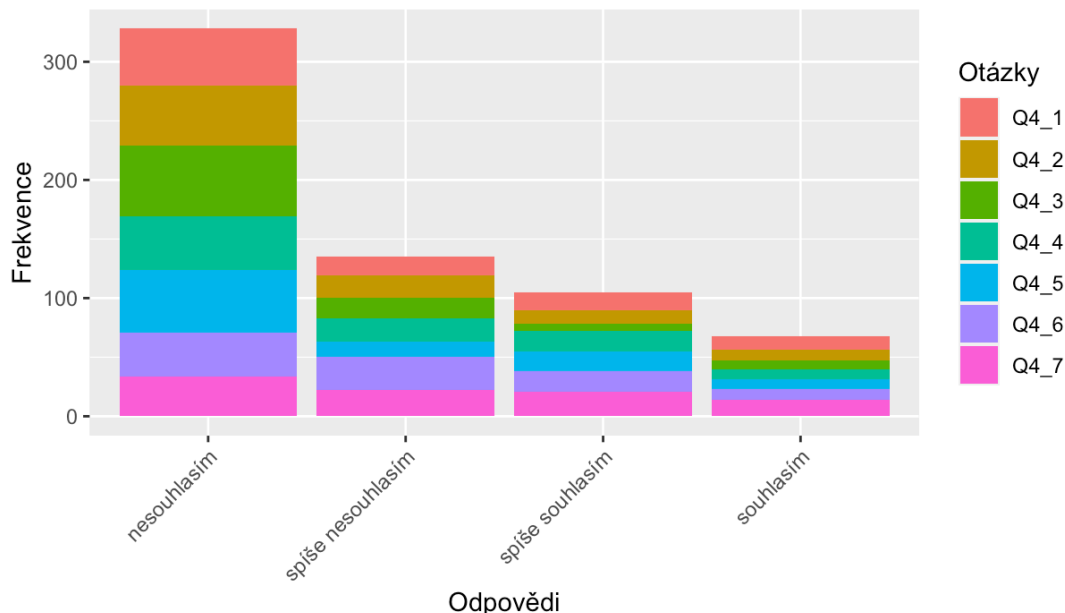
Tabulka 7: *Procentuální zastoupení jednotlivých kategorií napříč otázkami*

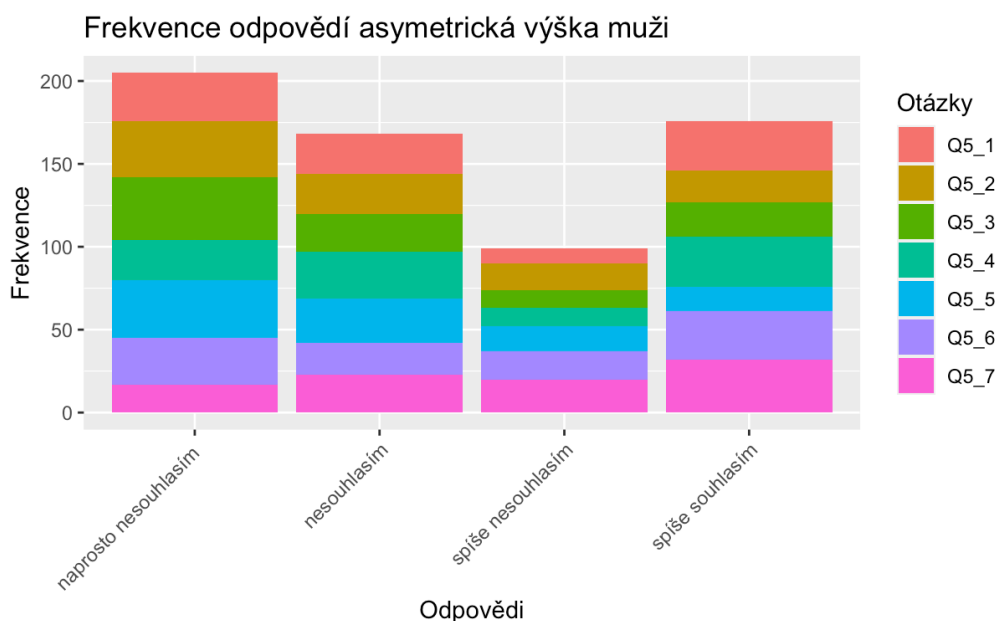
sym ženy	nesouhlasím	76.1 %	asym ženy	naprosto nesouhlasím	48.1 %
	spíše nesouhlasím	12.1 %		nesouhlasím	29.7 %
	spíše souhlasím	7.3 %		spíše nesouhlasím	11.3 %
	souhlasím	4.0 %		spíše souhlasím	10.9 %

Pro posouzení rozdílnosti rozložení mezi symetrickou a asymetrickou variantou dotazníku výšky u žen byl využit chí kvadrát test homogenity $\chi^2(3) = 500,23$, $p < .001$, který vyšel signifikantně, tedy že je rozdíl v distribuci odpovědí mezi výškou asymetrickou a symetrickou u žen. Cramerovo V, které bylo použito na výpočet velikosti účinku dosáhlo hodnoty 0,3, tedy mezi nízkou a střední hodnotou.

Stejný postup pro výšku mužů:

Graf 26: *Symetrická výška mužů – frekvence odpovědí napříč otázkami*



Graf 27: Asymetrická výška mužů – frekvence odpovědí napříč otázkami**Tabulka 8:** Procentuální zastoupení jednotlivých kategorií napříč otázkami

sym muži	nesouhlasím	51.6 %	asym muži	naprosto nesouhlasím	31.6 %
	spíše nesouhlasím	21.2 %		nesouhlasím	25.9 %
	spíše souhlasím	16.5 %		spíše nesouhlasím	15.3 %
	souhlasím	10.7 %		spíše souhlasím	27.2 %

Zde je zajímavé, že zkrácený pól škály v asymetrické podobě škály, tedy jediná pozitivní odpověď „spíše souhlasím“ má procentuální zastoupení v podstatě totožné se součtem obou pozitivních odpovědí, tedy v symetrické formě „spíše souhlasím“ a „souhlasím“ a sice 27.2 %.

Pro ověření rozdílnosti rozdělení byl znovu použit chí kvadrát homogenity $\chi^2(3) = 79,853$, $p < .001$ s hodnotou Cramerova V 0,3.

Invariance měření a faktorová validita výšky

V tabulce (9) jsou porovnány vůči sobě navzájem GRM pro obě varianty a pohlaví zvlášť.

Asymetrická škála má u žen opět mnohem horší shodu modelu s daty M_2 ($df = 14$) = 76,77, $p < .001$ oproti symetrické M_2 ($df = 14$) = 27,59, $p < .05$. To samé platí pro muže, ovšem pro symetrickou variantu se model statisticky významně neliší od dat M_2 ($df = 14$) = 22,17, $p = .075$, pro asymetrickou ano M_2 ($df = 14$) = 37,40, $p < .001$.

Tabulka 9: Porovnání GRM výška

	M_2	df	p	RMSEA	RMSEA_5	RMSEA_95	SRMSR	TLI
symetrická výška ženy	27.59	14	0.016*	0.049	0.021	0.076	0.038	0.99
asymetrická výška ženy	76.77	14	0.000*	0.106	0.083	0.127	0.042	0.98
symetrická výška muži	22.17	14	0.075	0.081	0	0.141	0.044	0.97
asymetrická výška muži	37.40	14	0.000*	0.137	0.084	0.190	0.066	0.95

Index RMSEA = 0,049, 90% CI [0,021; 0,076] pro symetrickou škálu žen je velmi dobrý, naopak pro asymetrickou nevyhází příliš dobře RMSEA = 0,106, 90% CI [0,083; 0,127]. U mužů je RMSEA výrazně horší jak u symetrické škály (0,08), s širokým intervalem spolehlivosti 90% CI [0; 0,141] tak u asymetrické (0,13) 90% CI [0,84; 0,19]. U mužů jistě hraje roli menší vzorek, kde je v každé variantě ($n=90$). RMR je pro obě varianty u žen srovnatelné (0,038 a 0,042) a TLI také (0,99 a 0,98). U mužů je v SRMR rozdíl opět s lepším výsledkem pro nesignifikantní model pro symetrickou výšku (0,04) a (0,07) pro asymetrickou. TLI je srovnatelné, (0,97) pro symetrickou a (0,95) pro asymetrickou.

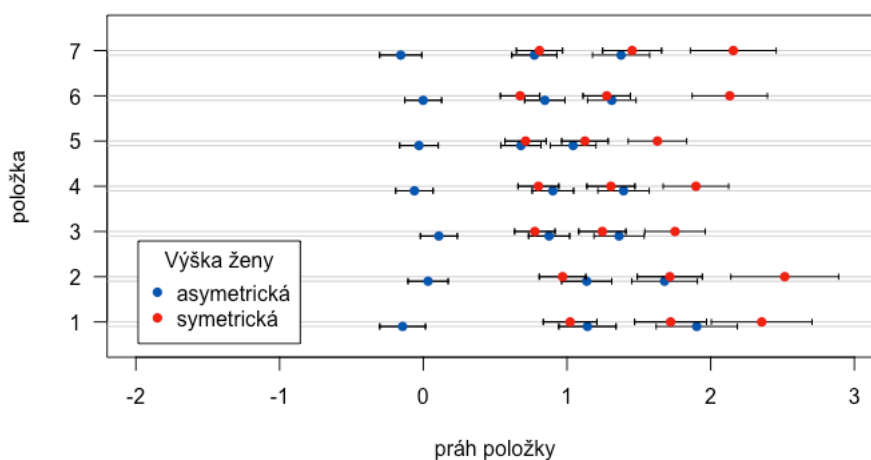
Tabulka 10: Testování invariance výška ženy

	AIC	SABIC	HQ	BIC	logLik	χ^2	df	p
vys_scalar	8289.2	8331.9	8339.7	8420.9	-4116.6			
vys_scalar_par	8107.2	8160.6	8170.4	8271.8	-4018.6	195.94	7	0
vys_metric	8118.9	8193.7	8207.4	8349.4	-4010.5	16.29	14	0.296
vys_config	8130.1	8215.6	8231.2	8393.4	-4009.1	2.88	7	0.896

Zde vyšel oproti ostatním nejlépe parciálně skalární model $\chi^2(7) = 195,94$, $p < .001$ se SABIC (8160,6), což znamená, že model nejlépe popisuje data, pokud bereme společné prahy obou škál jako stejné, tedy že zde opravdu líčují. Jinak řečeno, mezi totožnými verbálními kotvami jsou umístěné prahy na stejné úrovni jak v symetrické, tak asymetrické variantě, nehledě na krajní možnosti kolem nich. Tento jev je ovšem lépe vidět na grafu (28) pro metrický model, jelikož tam nejsou prahy omezené na stejnou hodnotu a je tedy vidět, v jakém jsou překryvu.

Graf (28) ve své podstatě přesně odpovídá tomu, jak škála vypadá, tedy že v asymetrické variantě byla přidána jedna kategorie k negativnímu pólu škály, pak byly dvě společné pro asymetrickou i symetrickou variantu a poté byla vypuštěna poslední pozitivní pro asymetrickou.

Graf 28: Prahy v metrickém modelu výšky žen



nesouhlasím – spíše nesouhlasím – spíše souhlasím – souhlasím

naprosto nesouhlasím – nesouhlasím – spíše nesouhlasím – spíše souhlasím

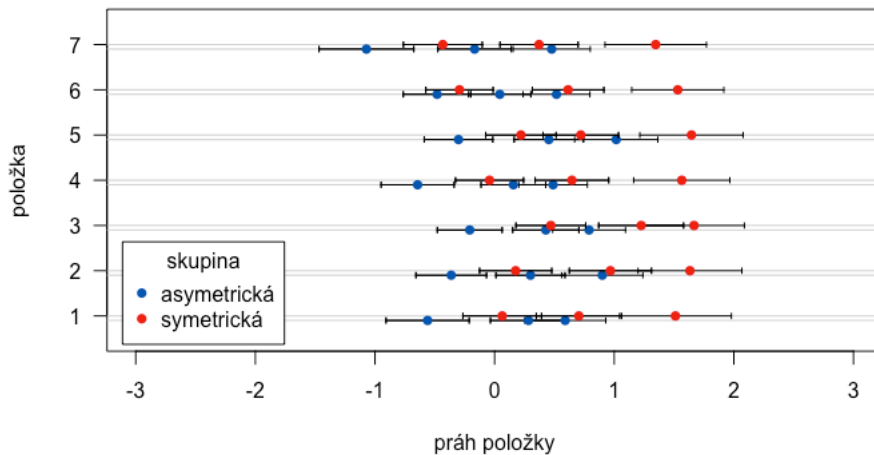
Tabulka 11: Testování invariance výška muži

	AIC	SABIC	HQ	BIC	logLik	χ^2	df	p
vys_scalar_m	2561.2	2562.5	2597.7	2651.2	-1252.6			
vys_scalar_parce_m	2548.6	2550.3	2594.3	2661.2	-1239.3	26.556	7	0
vys_metric_m	2548.3	2550.6	2612.2	2705.8	-1225.1	28.328	14	0.013
vys_config_m	2557.0	2559.7	2630.0	2737.1	-1222.5	5.263	7	0.628

U mužů vychází parciálně skalární a metrický model podle indikátoru SABIC velmi podobně (Tabulka 11), metrický model ovšem vykazuje signifikantně lepší shodu modelu s daty $\chi^2(14) = 28,3$, $p < .05$.

Nicméně informační kritérium je pro parciálně skalární (SABIC = 2550,3) a pro metrický (SABIC = 2550,6) skoro úplně na stejné, tedy to, jestli příslušné prahy omezíme či ne skoro nehraje roli pro tohle kritérium.

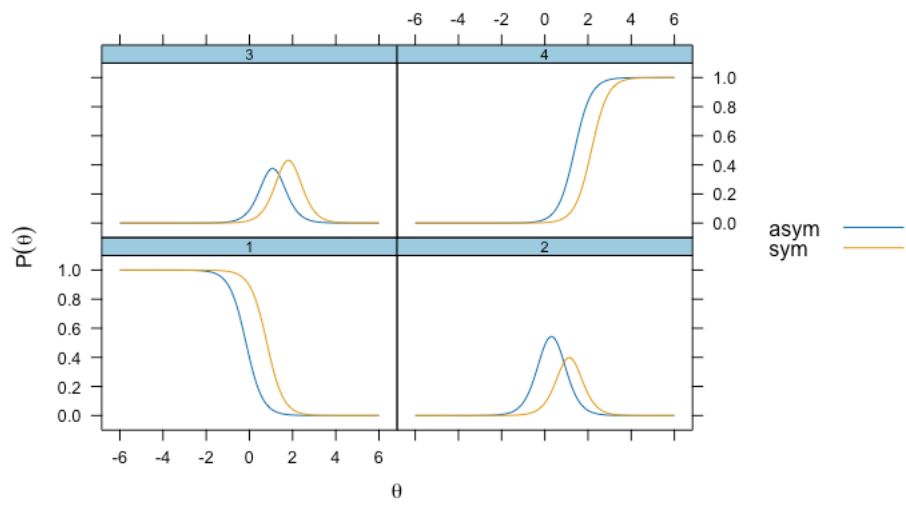
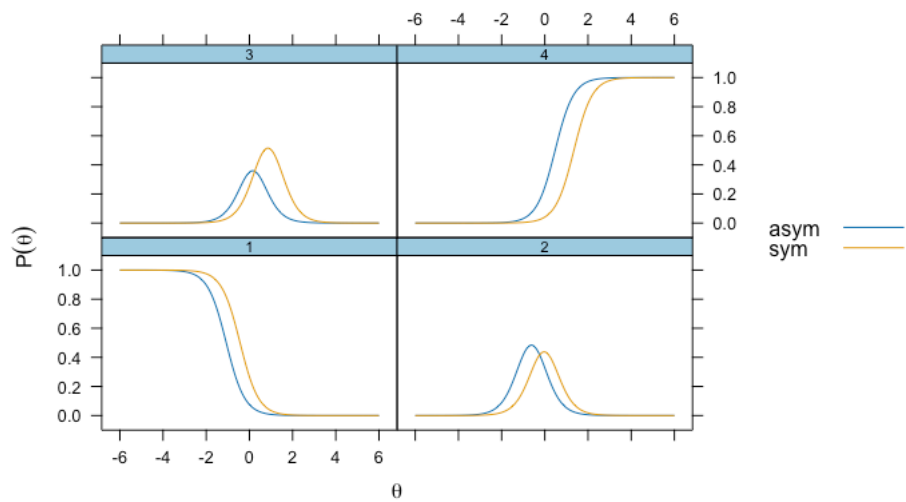
Graf 29: Prahy v metrickém modelu výšky mužů



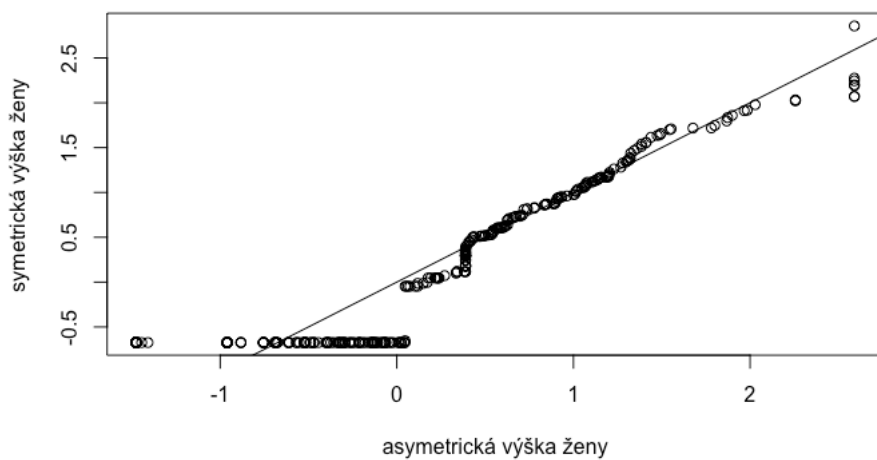
V grafu (29) metrického modelu je patrné, že příslušné prahy jsou si velmi blízko, i z toho hlediska, že výsledek není tak jednoznačně patrný jako u žen. Je to především kvůli menšímu vzorku, a tedy většímu podílu nejistoty při určování prahů.

Na příkladu položky č. 7 (*Děky a peřiny mě obvykle nezakryjí celého/celou*) (Graf 30 a 31), je vidět, jak jsou si pravděpodobnosti dané odpovědi podobné napříč oběma formáty, v asymetrickém s nižší obtížností.

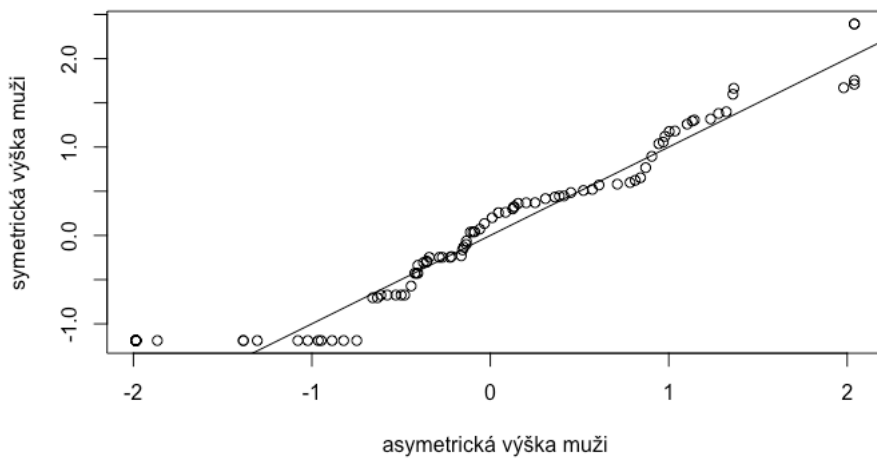
Q-Q plot odhadu latentního rysu pro výšku (Graf 32 a 33) ukazuje silný efekt podlahy pro symetrickou variantu, a to jak u mužů, tak u žen, což značí lepší fungování asymetrické škály.

Graf 30: Pravděpodobnosti odpovědi jednotlivých kategorií u sedmé položky výšky (ženy)**Graf 31:** Pravděpodobnosti odpovědi jednotlivých kategorií u sedmé položky výšky (muži)

Graf 32: Q-Q plot (odhadu) rozložení latentního rysu výšky ženy



Graf 33: Q-Q plot (odhadu) rozložení latentního rysu výšky muži

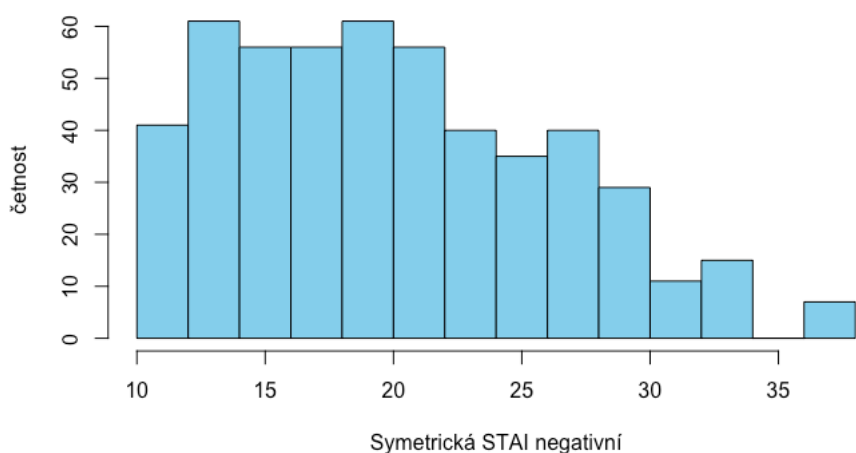


STAI

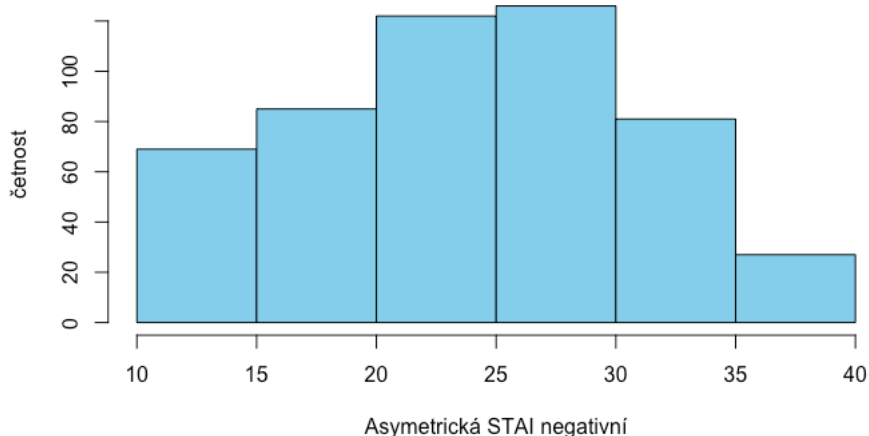
Rozložení STAI

Zešikmení negativní STAI u symetrické formy je (0,49) u asymetrické (-0,08), zafungoval tedy stejný efekt jako v předchozích případech, kdy změna na asymetrický odpovědní formát vede k snížení zešikmení. To se ovšem nestalo u pozitivní STAI, kde byl jev opačný, pro pozitivní STAI symetrickou vyšlo zešikmení (0,20) a pro asymetrickou (0,69).

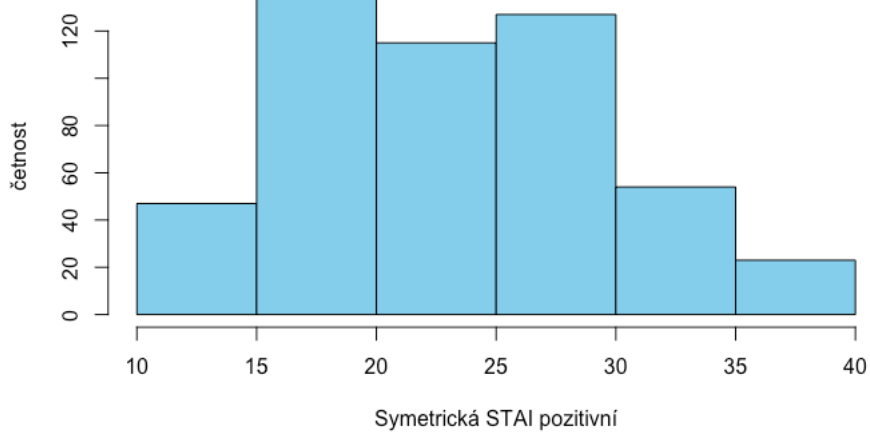
Graf 34: Rozložení součtových skóreů symetrické STAI negativní



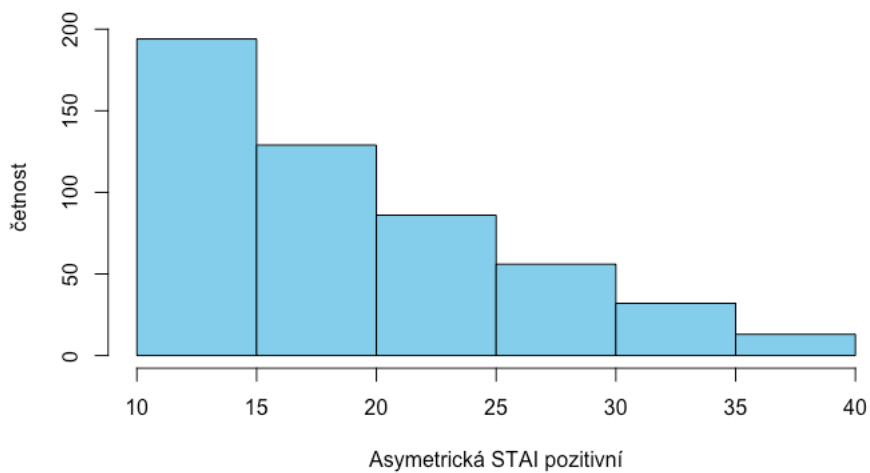
Graf 35: Rozložení součtových skóreů asymetrické STAI negativní



Graf 36: Rozložení součtových skóreů symetrické STAI pozitivní



Graf 37: Rozložení součtových skóreů symetrické STAI negativní

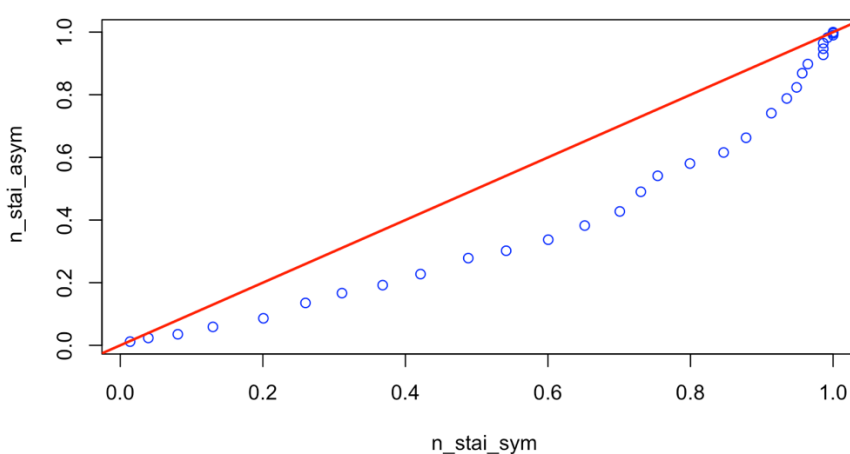


Rozdíl v obtížnosti symetrické a asymetrické formy STAI

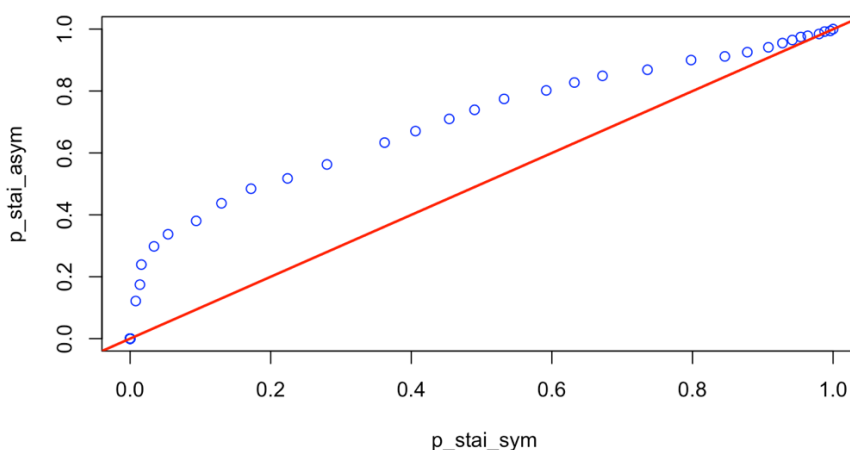
Průměr negativní STAI v symetrické formě ($M = 20,52$, $SD = 6,7$) byl signifikantně nižší než asymetrické formě ($M = 24,52$, $SD = 6,98$), $t(1005,4) = -9,62$, $p < .001$, 95% CI $[-4,82; -3,19]$. Velikost účinku Cohenovo d byla střední ($-0,6$) s 95% CI $[-0,73; -0,48]$.

Průměr pozitivní STAI v symetrické formě ($M = 23,92$, $SD = 6,43$) byl signifikantně vyšší než v asymetrické formě ($M = 19,05$, $SD = 7,35$), $t(995,18) = 11,205$, $p < .001$, 95% CI $[4,01; 5,72]$. Velikost účinku byla velká, Cohenovo d dosáhlo $0,7$ s 95% CI $[0,58; 0,83]$.

Graf 38: P-P plot negativní STAI symetrické a asymetrické



Graf 39: P-P plot pozitivní STAI symetrické a asymetrické



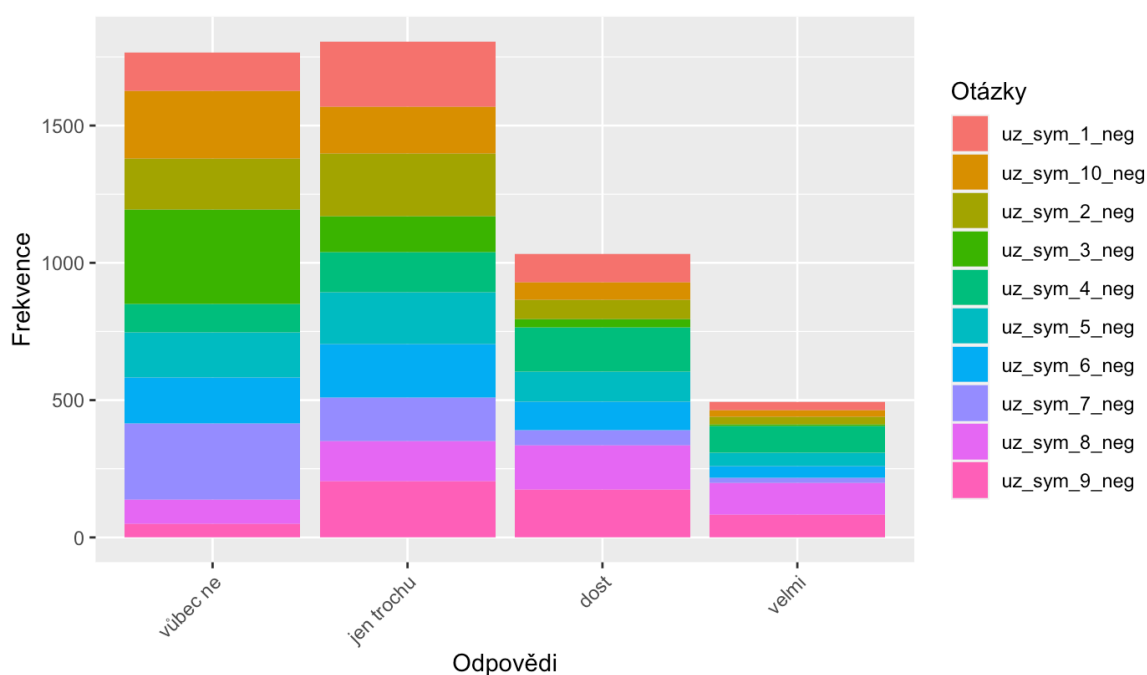
Spearmanova korelace pro seřazení popularit v symetrické a asymetricky variantě vyšla ($r = .98$, $p = 0$), tedy skoro nezměněná, pouze došlo ke dvěma pohození, prohodily

se otázky 1 a 6 a otázky 9 a 8, nicméně bez markantního rozdílu v popularitách (Příloha C).

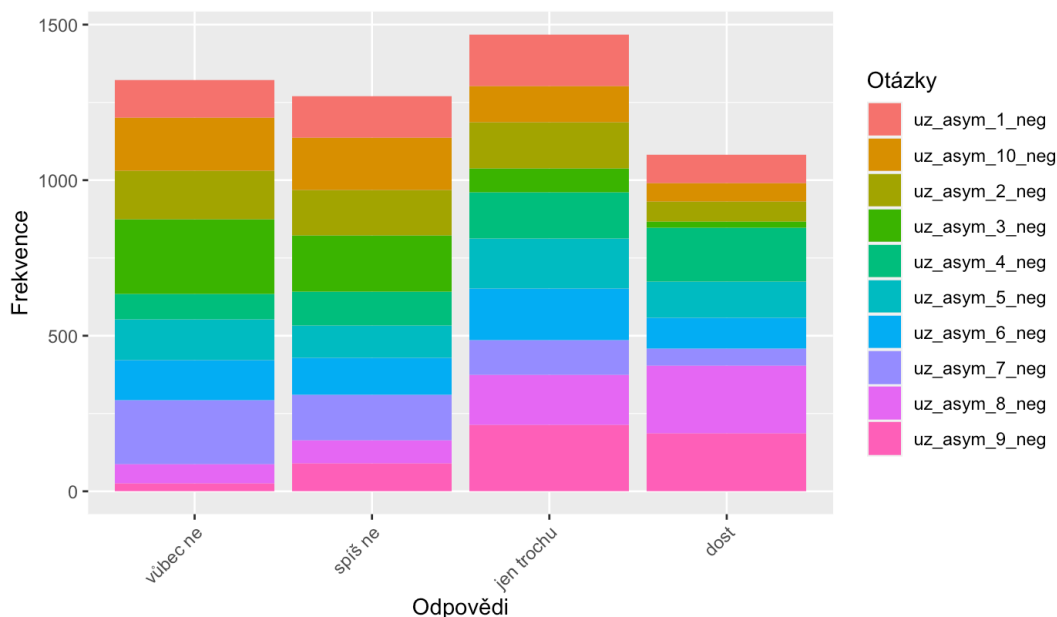
To samé se nedá říct o pozitivní STAI, kdy v asymetrické formě, kde je Spearmanova korelace ($r = .79$, $p < .01$). U asymetrické se hned 1. otázka postoupila z předposlední pozice na třetí pozici. Prohodily se otázky 6 a 7 a 10. otázka se propadla z čtvrté pozice na sedmou (Příloha C).

Distribuce odpovědí STAI negativní

Graf 40: Symetrická STAI negativní – frekvence odpovědí napříč otázkami



Položka číslo tři (*Jsem vzrušený/á*) vyvstává v grafu (40 a 41) oproti ostatním v obou variantách.

Graf 41: Asymetrická STAI negativní – frekvence odpovědí napříč otázkami**Tabulka 12:** Procentuální zastoupení jednotlivých kategorií napříč otázkami STAI negativní

Sym	vůbec ne	34.6%	asym	vůbec ne	25.7 %
	jen trochu	35.4%		spíš ne	24.7%
	dost	20.2 %		jen trochu	28.6 %
	velmi	9.7 %		dost	21.0%

Je patrné rovnoměrnější rozvrstvení odpovědí v asymetrické formě, kdy procentuální zastoupení kategorií vychází skoro na čtvrtiny.

K ověření rozdílnosti rozložení mezi symetrickou a asymetrickou negativní STAI byl spočten chí kvadrát test homogenity $\chi^2(3) = 453.49$, $p < .001$, rozložení jsou tedy rozdílná s velikostí účinku Cramerovo $V = 0.2$, tedy spíše nižší.

Invariance měření a faktorová validita výšky STAI negativní

Nejprve je opět porovnán GRM pro obě varianty zvlášť (Tabulka 13).

Tabulka 13: Porovnání GRM STAI negativní

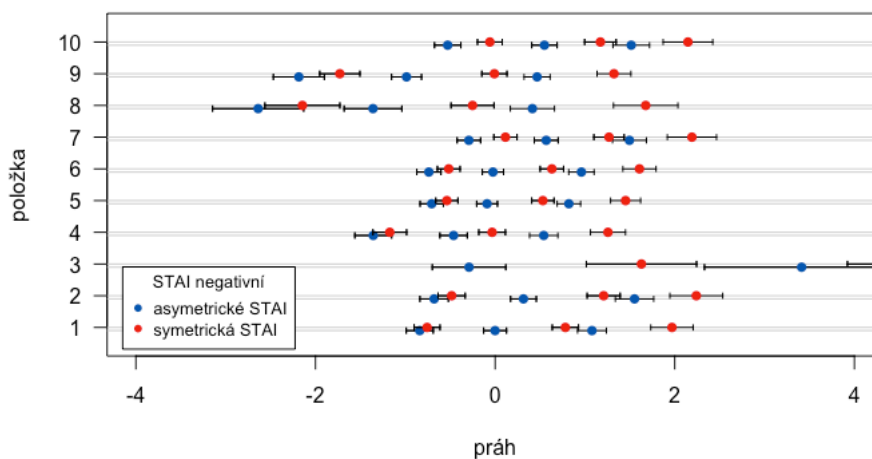
	M_2	df	p	RMSEA	RMSEA_5	RMSEA_95	SRMSR	TLI
symetrická	153.54	35	0.00	0.082	0.069	0.095	0.045	0.97
asymetrická	170.37	35	0.00	0.087	0.074	0.100	0.048	0.96

Asymetrická STAI negativní má opět horší shodu modelu s daty $M_2(35) = 170.35$, $p < .001$, oproti symetrické $M_2(35) = 153.54$, $p < .001$. Ostatní indexy jsou srovnatelné (Tabulka 13).

Tabulka 14: Testování invariance STAI negativní

	AIC	SABIC	BIC	logLik	χ^2	df	p
un_scalar	21442.0	21512.3	21639.3	-10681.01			
un_scalar_par	21221.7	21327.1	21517.6	-10550.83	260.345	20	0
un_metric	21194.4	21317.3	21539.7	-10527.19	47.29	10	0
un_config	21193.0	21333.6	21587.6	-10516.52	21.336	10	0.019

Opět nejlépe vyšel metrický model $\chi^2(10) = 47,29$; $p < .001$. U STAI negativní kvůli odlišnému sestavování škály došlo k tomu, že je v obou škálách společný pouze jeden práh (*jen trochu – dost*), který patrně stejně nesedí (Graf 42).

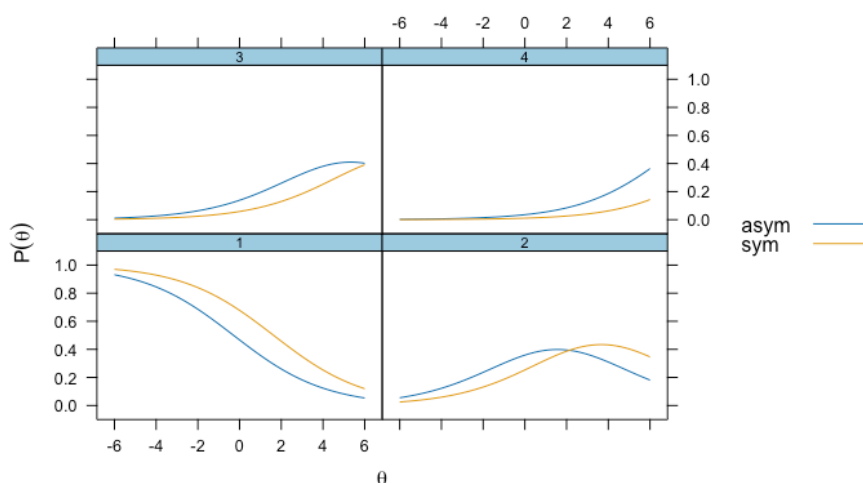
Graf 42: Práhy v metrickém modelu STAI negativní

Na grafu (42) je patrná nižší obtížnost asymetrické STAI negativní, což koresponduje stejně jako u výšky s rozšířením škály o negativní kategorii. Škála je tedy ve znění *vůbec ne – jen trochu – dost – velmi* v symetrické variantě a *vůbec ne – spíš ne – jen trochu – dost* v asymetrické variantě.

Významově stejně by měl být 2. práh u symetrické a třetí práh u asymetrické (jen trochu – dost) pro obě škály, což tedy z grafu není na první pohled patrné. Co je ovšem velmi dobře patrné, je anomálie položky č. 3, která byla již zmíněna u grafu s četnostmi. Hodnoty prahů, u položky č. 3, kde se část do grafu nevešla, jsou následující: pro symetrickou variantu: -0,290; 3,412; 7,231 a pro asymetrickou: 1,629; 5,703; 9,927.

Pro zajímavost se můžeme podívat na pravděpodobnost zvolení jednotlivých kategorií (Graf 43) právě u této položky (3).

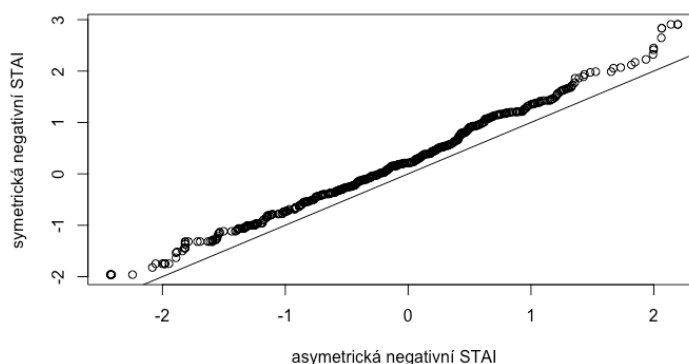
Graf 43: Pravděpodobnosti odpovědi jednotlivých kategorií u třetí položky STAI negativní



Kde je patrný nízký diskriminační parametr (a) a podle křivek je patrné, že se hodně překrývají a dovolují pro odlišné úrovně latentního rysu stejnou odpověď. Další položky jsou v Příloze F4.

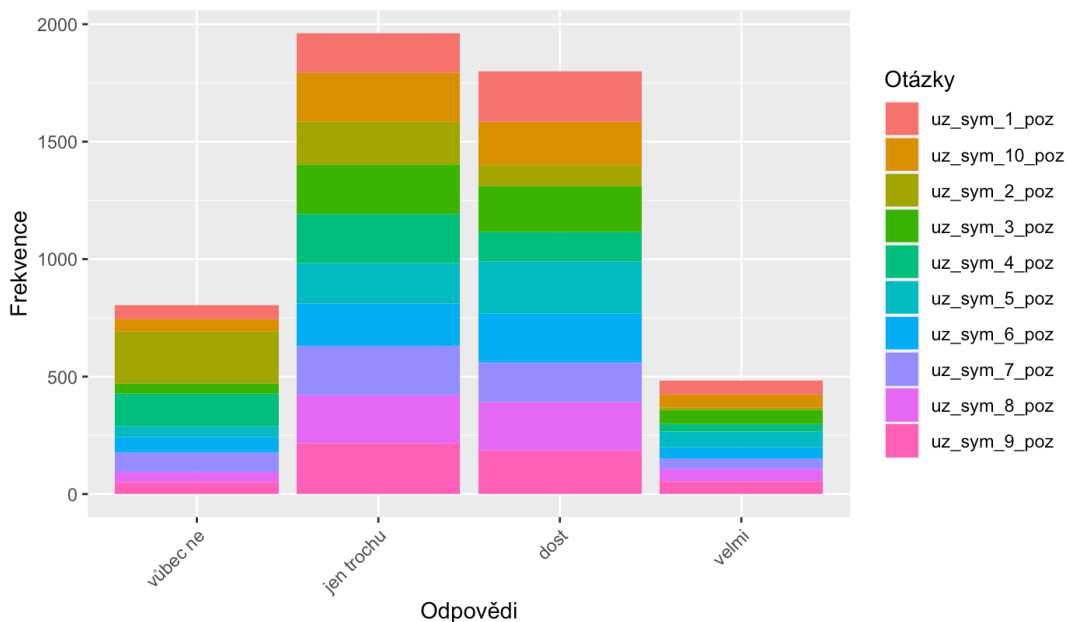
Rozložení latentního rysu vypadá v obou variantách velmi podobně (Graf 44).

Graf 44: Q-Q plot (odhadu) rozložení latentního rysu STAI negativní



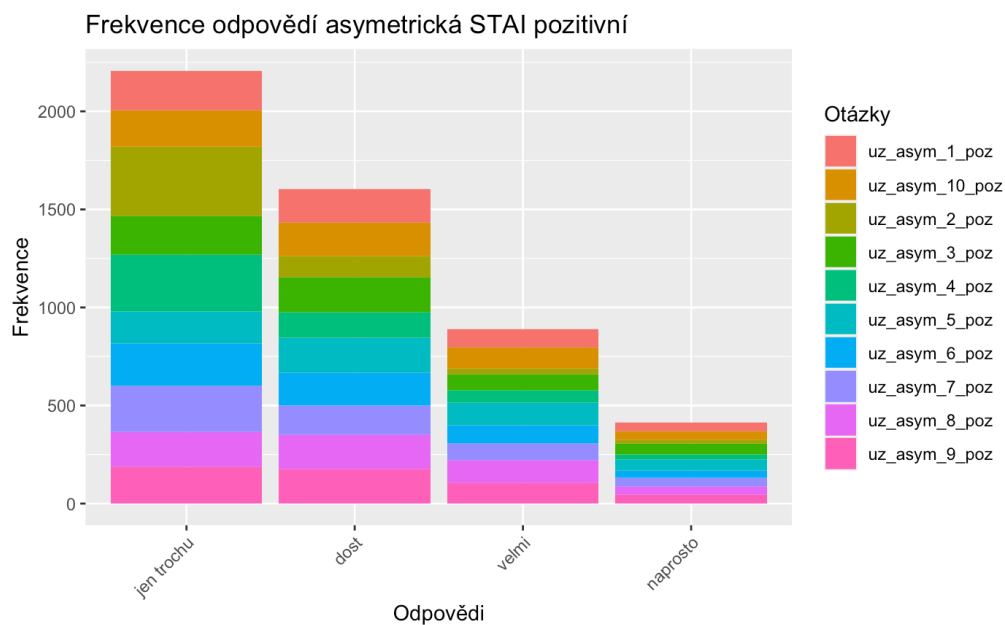
Distribuce odpovědí STAI pozitivní

Graf 45: Symetrická STAI pozitivní – frekvence odpovědí napříč otázkami



Na grafech (45 a 46) je patrné, tak jak to bylo zmíněno již výše v souvislosti se zešíkmením, že v symetrické formě odpovědi poměrně odpovídají normálnímu rozložení a až se zásahem do škály došlo k výraznému zešíkmení.

Graf 46: Asymetrická STAI pozitivní – frekvence odpovědí napříč otázkami



Tabulka 15: Procentuální zastoupení jednotlivých kategorií napříč otázkami STAI pozitivní

sym	vůbec ne	15.9%	asym	jen trochu	43.1%
	jen trochu	38.9%		dost	31.1%
	dost	35.7%		velmi	17.4%
	velmi	9.76%		naprosto	8.1%

V obou variantách měly nejvýraznější zastoupení kategorie „jen trochu“ a „dost“, v symetrické variantě měly celkem zastoupení 54,8 % a v asymetrické 74,2 %, můžeme tedy vidět, že se stal opačný efekt, tedy že došlo k nadužívání těchto dvou kategorií v asymetrické formě místo toho, aby se distribuce odpovědí zrovnoměnila.

Chí kvadrát opět vyšel signifikantní, $\chi^2(3) = 1004,1$; $p < .00$, Cramerovo V bylo o něco vyšší (0,3), mezi nízkou a střední velikostí účinku.

Invariance měření a faktorová validita výšky STAI pozitivní

Nejprve byly porovnány vůči sobě GRM pro každou variantu zvlášť.

Tabulka 16: Porovnání GRM pro STAI pozitivní

	M_2	df	p	RMSEA	RMSEA_5	RMSEA_95	SRMSR	TLI
symetrická	272.32	35	0.00	0.117	0.104	0.130	0.047	0.96
asymetrická	369.68	35	0.00	0.137	0.124	0.150	0.059	0.94

Asymetrická STAI má opět horší shodu modelu s daty $\chi^2(35) = 272,32$, $p < .00$, než symetrická $\chi^2(35) = 369,68$, $p < .00$. Obě dosahují vyšších hodnot M_2 statistiky pro stejný počet stupňů volnosti než výše popsaná STAI negativní.

Ani jeden z indexů RMSEA pro STAI pozitivní není ideální, pro asymetrickou 0,14 (90% CI[0,10; 0,15]) a pro symetrickou 0,12 (90% CI[0,10; 0,13]). Asymetrická má i vyšší ukazatel SRMR (0,06) oproti symetrické (0,5).

Tabulka 17: Testování invariance STAI pozitivní

	AIC	SABIC	BIC	logLik	χ^2	df	p
up_scalar	18819.51	18889.49	19016.54	-9369.757			
up_scalar_par	18586.69	18674.17	18832.97	-9243.346	252.823	10	0

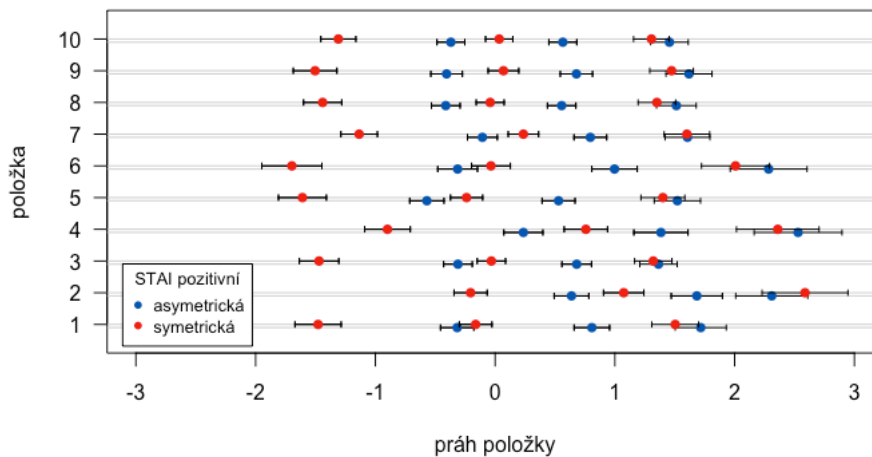
VÝSLEDKY

up_metric	18435.13	18557.60	18779.92	-9147.566	191.559	20	0
up_config	18442.52	18582.48	18836.56	-9141.258	12.616	10	0.246

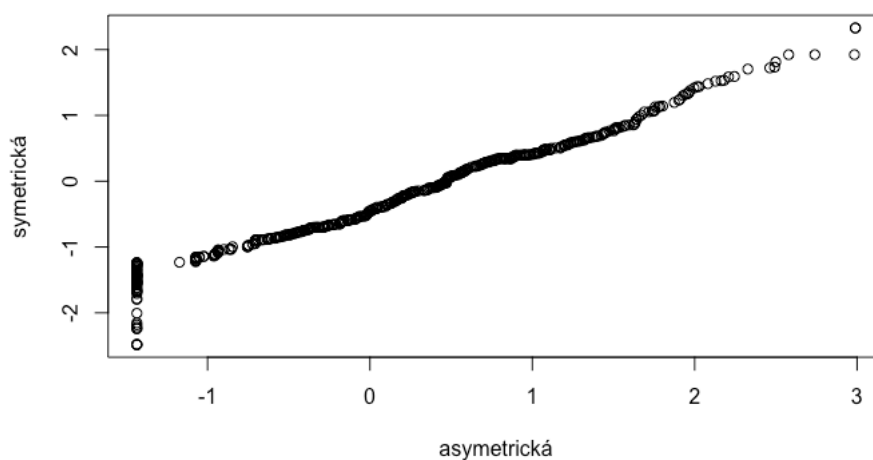
Opět má nejlepší shodu modelu s daty metrický model $\chi^2(20) = 191.56$, $p < .00$ se SABIC = 18557.60.

Z grafu (47) je patrné, že se stejně jako u SWLS došlo ke zvýšení obtížnosti položek skrz přidání kategorie na pozitivním pólu škály. Na grafu (47) je patrné, že odskakuje kategorie „*vůbec ne*“, která je zahrnuta pouze v symetrické variantě. Pak je vidět blízkost mezi „*jen trochu*“ a „*dost*“ (1. modrá a 2. červená) ovšem potom se těžko hledá v prazích nějaký vzorec, až jsou poměrně překvapivě blízko u sebe prahy před čtvrtou kategorií, tedy mezi velmi a naprosto v asymetrické variantě a mezi dost a velmi v symetrické.

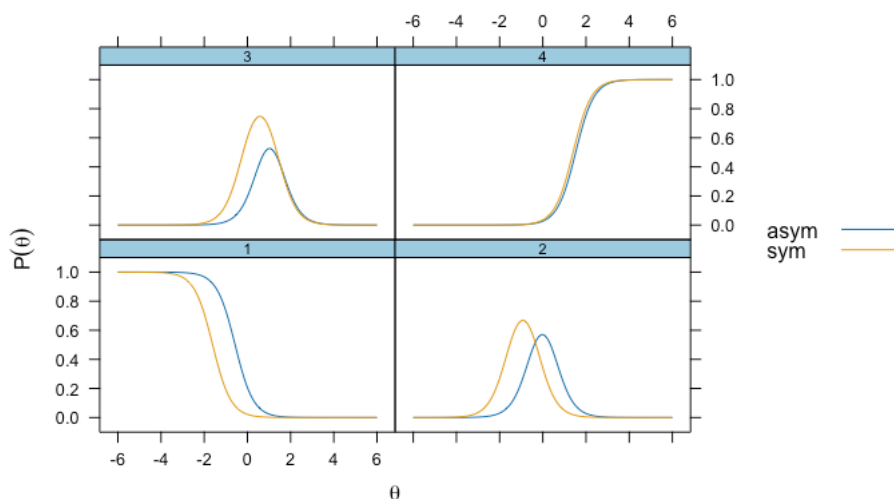
Graf 47: Prahy v metrickém modelu STAI pozitivní



Asymetrická škála tedy příliš dobře nezafungovala, čemuž odpovídá i Q-Q plot odhadů latentních rysů. Pro asymetrickou je patrný efekt podlahy způsobený pravděpodobně naprostou absencí negativní kategorie, což je tedy přesný opak toho, co jsem chtěla.

Graf 48: Q-Q plot (odhadu) rozložení latentního rysu STAI pozitivní

Na položce 5 (Graf 49) je dobře vidět splynutí nejvyšších kategorií obou variant:

Graf 49: Pravděpodobnosti odpovědi jednotlivých kategorií u páté položky STAI pozitivní

Souběžná validita STAI a SWLS

Pomocí kvadratické regrese jsem se snažila ověřit souběžnou validitu STAI a SWLS.

Vyšší skóre v STAI pozitivní by měl korespondovat s vyšším skórem v SWLS, u STAI negativní naopak. Symetrická varianta by měla lépe predikovat symetrickou variantu a asymetrická asymetrickou.

Přepis kódu:

```
lm = SWLS ~ 1 +STAI_P*STAI_N*group_stai_*group_swls_  
+I(STAI_P**2)*group_stai_*group_swls_ +  
I(STAI_N**2)*group_stai_*group_swls_
```

Tedy SWLS je predikovaná STAI pozitivní a negativní v interakci s oběma variantami dotazníků. Dále je v regresi kvadratický člen pro STAI pozitivní a interakci s variantami, a to samé pro STAI negativní.

Každá varianta zvlášť byla vycentrovaná a standardizovaná.

Model vyšel statisticky signifikantní $F(23,994)=26,84$, $p < .001$, a vysvětluje 38 % rozptylu ($R^2=.38$, Adj. $R^2=.37$). Z toho STAI pozitivní vysvětluje naprostou většinu ($\omega^2=.34$).

Standardní chyba residuí byla 0.8.

S každou směrodatnou odchylkou STAI pozitivní stoupne SWLS o (0,63) SD ($p < .001$)

Tabulka 18: Koeficienty kvadratické regrese SWLS a STAI

	<i>B</i>	<i>SE B</i>	<i>t</i>	<i>p</i>	<i>Sign.</i>
(Intercept)	0.38	0.09	4.38	1.29e-05	***
STAI_P	0.63	0.09	7.08	2.66e-12	***
STAI_N	0.01	0.08	0.17	0.865	
group_stai_sym_st	-0.36	0.11	-3.18	0.002	**
group_swls_sym_sw	-0.23	0.11	-1.99	0.047	*
I(STAI_P^2)	-0.01	0.09	-0.13	0.899	
I(STAI_N^2)	-0.24	0.09	-2.64	0.009	**
STAI_P:STAI_N	0.02	0.16	0.15	0.881	
STAI_P:group_stai_sym_st	0.11	0.12	0.92	0.359	
STAI_N:group_stai_sym_st	0.23	0.11	2.060	0.040	*
STAI_P:group_swls_sym_sw	0.02	0.12	0.21	0.837	
STAI_N:group_swls_sym_sw	-0.03	0.11	-0.30	0.767	
group_stai_sym_st:group_swls_sym_sw	0.23	0.16	1.47	0.141	
group_stai_sym_st:I(STAI_P^2)	0.08	0.12	0.62	0.533	
group_swls_sym_sw:I(STAI_P^2)	0.00	0.12	0.03	0.977	
group_stai_sym_st:I(STAI_N^2)	0.26	0.11	2.30	0.022	*
group_swls_sym_sw:I(STAI_N^2)	0.16	0.12	1.40	0.163	
STAI_P:STAI_N:group_stai_sym_st	0.16	0.20	0.80	0.427	
STAI_P:STAI_N:group_swls_sym_sw	0.10	0.20	0.50	0.620	
STAI_P:group_stai_sym_st:group_swls_sym_sw	-0.11	0.16	-0.70	0.485	
STAI_N:group_stai_sym_st:group_swls_sym_sw	-0.20	0.16	-1.27	0.205	
group_stai_sym_st:group_swls_sym_sw:I(STAI_P^2)	-0.13	0.16	-0.80	0.422	
group_stai_sym_st:group_swls_sym_sw:I(STAI_N^2)	-0.21	0.16	-1.34	0.180	
STAI_P:STAI_N:group_stai_sym_st:group_swls_sym_sw	-0.32	0.26	-1.23	0.218	

poznámka: Signif: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 '' 1

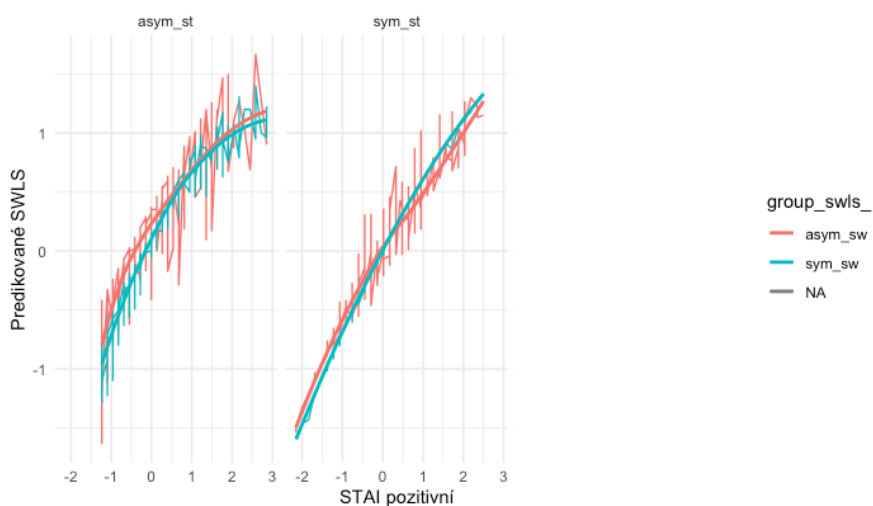
Pro STAI negativní koeficient nebyl pozorován jako statisticky významný (Tabulka 18).

Jako signifikantní prediktor vyšlo rozřazení do skupin STAI ($b = -0,36$, $p < .001$), což je zvláštní, jelikož bez interakce se samotným dotazníkem STAI se jedná vyloženě jenom o vylosování varianty pro jiný dotazník, než je SWLS, neměla by tam tedy souvislost být.

Signifikantně vyšel i prediktor varianty SWLS, což dává smysl. Pro symetrickou variantu vychází predikované SWLS o $(-0,24)$ SD nižší ($p < .05$) než pro asymetrickou, což je trochu zvláštní, čekala bych, že to bude spíše naopak, jelikož asymetrické SWLS mělo nižší průměr (Tabulka 2). Kvadratický člen pro STAI pozitivní vyšel nesignifikantní (Tabulka 18), pro STAI negativní naopak signifikantní ($b = -0,24$, $p = < .01$), naznačující nelineární vztah mezi STAI negativní a SWLS, a to i v interakci s vlastními variantami ($b = 0,26$, $p < .05$).

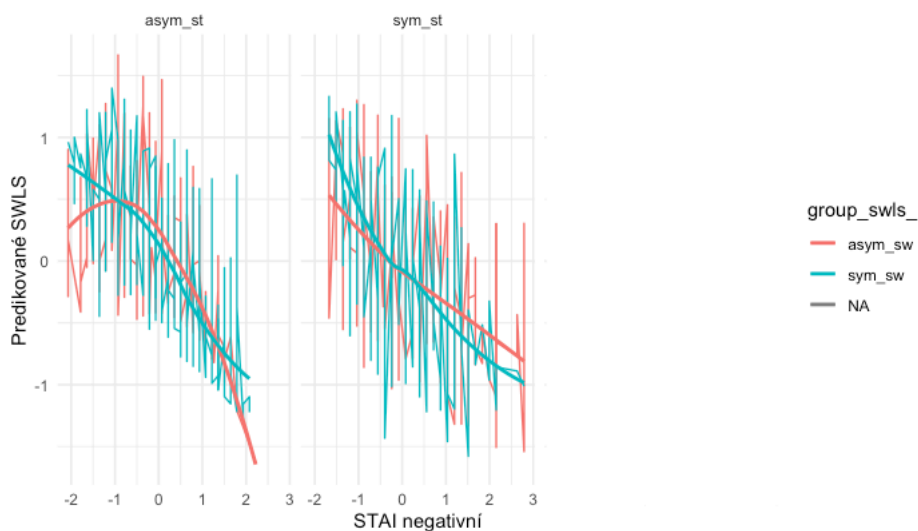
STAI negativní v interakci s variantou dotazníku predikoval pro symetrickou STAI o 0,23 směrodatné odchytky vyšší skóre SWLS než pro asymetrickou STAI ($p < .05$). U pozitivní STAI interakce se svou vlastní variantou signifikantní nebyla (Tabulka 18) a pro obě STAI s variantami SWLS také ne (Tabulka 18).

Graf 50: Predikované SWLS podle STAI pozitivní a variant



Pozn: Na grafu je zvlášť predikované SWLS (oranžová asymetrické a modrá symetrické) podle STAI pozitivní a variant (asym_st a sym_st).

Graf 51: Predikované SWLS podle STAI negativní a variant



Pozn: Na grafu je zvlášť predikované SWLS (oranžová asymetrické a modrá symetrické) podle STAI negativní a variant (asym_st a sym_st).

Interakční členy pro varianty napříč a STAI vyšly všechny nesignifikantní (Tabulka 18), tedy nelze říci, že by asymetrické a symetrické varianty predikovaly rozdílně/lépe sebe navzájem napříč dotazníky (Graf 50, 51).

Rezidua jsou normálně rozložená, Cookova vzdálenost nepřesahuje hodnotu 0.35, předpoklad homoskedasticity zdá se být taky naplněn (Příloha E), opět je ovšem problém s vysokým VIF, tedy ukazatelem multikolinearity, skoro u všech prediktorů přesahuje hodnotu 10 (Příloha E).

Reliabilita

V tabulce (19) je komparace reliability odhadnuté pomocí Cronbachovy alfy

Tabulka 19: Reliabilita

	α	IRT
sym. SWLS	.83	.85
asym. SWLS	.80	.83
sym. negativní STAI	.88	.93
asym. negativní STAI	.88	.91
sym. pozitivní STAI	.93	.94
asym. pozitivní STAI	.93	.91
sym. výška ženy	.92	.72
asym. výška ženy	.93	.87
sym. výška muži	.94	.87
asym. výška muži	.91	.89

a také reliability odhadů faktorovou skóru metodou EAP na základě jednotlivých IRT modelů. IRT reliabilita byla odhadnuta podle GR modelů, které byly spočítány vždy zvlášť pro symetrickou a asymetrickou variantu, reportované u příslušných proměnných (Tabulka 4, 9, 13, 16).

Pro SWLS vyšla o něco málo lepší reliabilita v obou pojetích pro symetrickou (tabulka 19), ale opravdu zanedbatelně.

U negativní STAI Cronbachova alfa vyšla totožně pro obě varianty ($\alpha = .88$), IRT vyšla trochu lépe pro symetrickou variantu (.93) oproti asymetrické (.91), ale opět zanedbatelně.

Přesně to samé se stalo i u pozitivní STAI, kde Cronbachova alfa vyšla shodně pro obě ($\alpha = .93$) a IRT vyhodnotila o něco lepší opět symetrickou variantu (0.94) oproti asymetrické (0.91), opět s minimálním rozdílem.

Největší rozdíl je v reliabilitách u výšky, kde Cronbachova alfa vychází obecně vyšší než IRT, ale bez významnějšího rozdílu pro symetrickou a asymetrickou variantu. U IRT je naopak markantní rozdíl mezi reliabilitami pro symetrickou variantu, především u žen, kde je díky efektu podlahy u symetrické varianty (.72) a u asymetrické, kde tento efekt nebyl, stoupne na (.87). U mužů je rozdíl opět zanedbatelný, nicméně také ve prospěch asymetrické varianty (Tabulka 19). Připomínám ovšem, že GRM pro symetrickou variantu dotazníku výšky u mužů nevyšel statisticky signifikantní (Tabulka 9).

Čas

Jedna z hypotéz se týká času, tedy že v průměru bude trvat déle odpovědět na asymetrickou škálu než symetrickou.

Čas jsem u všech proměnných upravila tak, že jsem hodnoty vzdálené od průměru více než tři směrodatné odchylky do analýzy nezařadila, jelikož průměr je citlivý na outliery a u času jsou zrovna velmi výrazní.

Tabulka 20: Deskriptivní statistiky času v sekundách

	<i>n</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>Mdn</i>	<i>min</i>	<i>max</i>	<i>Šikmost</i>	<i>Špičatost</i>
SWLS_SYM	529	40.00	25.67	33.35	5.38	247.29	3.44	17.79
SWLS_ASYM	514	43.75	20.51	38.75	1.90	149.15	1.72	4.49
UZ_SYM_NEG	509	44.39	20.55	39.66	3.30	168.34	2.35	8.72
UZ_ASYM_NEG	511	44.83	18.71	40.12	13.45	137.59	1.55	3.29
UZ_SYM_POZ	499	39.15	16.37	35.19	5.12	106.70	1.39	2.57
UZ_ASYM_POZ	502	44.09	17.48	40.29	12.14	125.43	1.45	3.23
VYS_SYM	512	39.34	18.03	35.04	2.43	121.13	1.55	3.33
VYS_ASYM	517	49.13	23.88	43.12	7.13	153.10	1.58	2.95

Průměrný čas strávený odpovídáním u symetrické SWLS byl signifikantně nižší ($t(1003,8) = -2,61$, $p < .01$, s intervalem spolehlivosti pro rozdíl v sekundách 95% CI [-6,56; -0,93]. Velikost účinku byla nízká, Coheno $d = -0,16$ 95% CI [-0,28; -0,04].

Pro symetrickou výšku vyšel také signifikantně kratší čas odpovídání ($t(959,68) = -7,43$, $p < .001$) s 95% CI [-12,38, -7,21] a střední velikostí účinku, Coheno $d = -0,5$.

Pro negativní STAI vyšel rozdíl v čase mezi variantami nesignifikantní ($t(1008,3)=-0,35$, $p=.723$), 95% CI [-2,85; 1,98].

Pro pozitivní STAI vyšel rozdíl v čase opět signifikantně kratší pro symetrickou variantu ($t(995,49)=-4,62$, $p<.001$) s 95% CI [-7,05, -2,85]. Velikost účinku byla na hranice nízké a střední velikosti účinku Cohenovo $d = -0,3$, s 95% CI[-0,42, -0,17].

Ve třech ze čtyřech případů zabralo vyplňování asymetrické varianty více času než symetrické.

Diskuse

Cílem této práce bylo zjistit vlastnosti asymetrické Likertovy škály. Byly použity set tří dotazníků v symetrické a asymetrické variantě. Dotazník SWLS (Satisfaction with Life Scale), tedy životní spokojenosti (Diener et al., 1985), vybrané otázky dotazníku výšky (Rečka, 2018) a STAI (State - trait anxiety inventory) v překladu od Figalové (2019).

Testovaná hypotéza pro zešikmení byla, že asymetrické varianty budou mít nižší míru zešikmení než symetrické. Rozdíl v zešikmení rozložení byl patrný pro všechny dotazníky.

Asymetrické varianty měly nižší zešikmení pro STAI negativní a výšku (muže i ženy).

U SWLS byla manipulace s kotvami příliš silná, a asymetrická varianta vyšla zešikmeně na opačnou stranu než symetrická (Tabulka 2).

U STAI pozitivní vyšel efekt opačně než u všech ostatních, pro symetrickou variantu bylo zešikmení výrazně nižší (0,20) než pro asymetrickou (0,69), v tomto případě tedy hypotéza nebyla podpořena.

Když pomineme STAI pozitivní, je patrné, že skrze manipulaci s verbálními kotvami je možné ovlivnit výsledné rozložení dat, a tedy dojít i k přiblížení výsledného rozložení normálnímu. Tyto výsledky jsou v souladu s výsledky výše zmíněných studií (French-Lazovik & Gibson, 1984; Liao, 2014).

Rozdíl v obtížnosti, potažmo v průměrech vyšel dle očekávání. Pro pozitivně asymetrické škály signifikantně nižší oproti symetrickým (SWLS, STAI_P) a pro negativně asymetrické škály signifikantně vyšší než pro symetrické varianty (STAI_N, výška). Tedy stejně jako ve studii Dunhama & Davisona (1991).

Porovnání popularit (obtížnosti) položek za účelem zjištění, jestli změna verbálních kotev ve stupnici povede ke změně významu otázky z hlediska obtížnosti, počítané jako Spearmanův korelační koeficient pořadí otázek pro obě varianty, vyšel pro všechny dotazníky, kromě STAI pozitivní, v podstatě beze změny. U STAI pozitivní došlo ke změně pořadí dvou položek, tedy změnila se jejich obtížnost na základě změny škály.

Reliabilita

Odhady reliability pro symetrickou a asymetrickou variantu byly porovnány pomocí Cronbachovy alfy a reliability IRT skóru. Dle hypotézy měla mít asymetrická škála vyšší odhad reliability oproti symetrické.

Odhad pomocí Cronbachovy alfy vyšel vždy rovnocenně pro obě varianty u všech dotazníků (Tabulka 19).

Koeficienty byly srovnatelné i s výsledky z předchozích studií, SWLS zde dosahovalo hodnot ($\alpha = .83$) pro symetrickou variantu a ($\alpha = .80$) pro asymetrickou. Ve studii Webera (2016), odkud je převzat zde použitý překlad, Cronbachova alfa dosahovala hodnoty ($\alpha = .83$) a v úplně původní studii ($\alpha = .87$) (Diener et al., 1985).

Cronbachova alfa pro vybrané otázky výšky podle dat z původní studie vyšla ($\alpha = .92$), tedy srovnatelně s výsledky této práce (Tabulka 19). Pro STAI se hodnoty z jiných prací nepodařilo dohledat.

V IRT odhadu se reliabilita také skoro nelišila pro obě STAI a SWLS. Ovšem markantní rozdíl v IRT odhadu reliabilit je u výšky žen. Zde je díky efektu podlahy (Graf 32) u symetrické varianty (.72) a u asymetrické, kde tento efekt nebyl, stoupne na (.87).

U mužů je rozdíl nepatrný, sice ve prospěch asymetrické varianty (Tabulka 19), nicméně GRM pro symetrickou výšku mužů vyšel jako nesignifikantní (Tabulka 9), odhady tedy nebudou přesné.

Jak bylo zmíněno, u SWLS se odhad pro IRT reliability skoro nelišil (sym (.85), asym(.83)), nicméně zde měl na asymetrickou variantu vliv efekt podlahy, který je patrný na grafu 16. Jelikož jsou odhady reliability srovnatelné, dokážu si představit, že při lepším zvolení verbálních kotev, tak aby nedošlo k zmíněnému efektu podlahy, by pro asymetrickou SWLS mohl být odhad IRT reliability vyšší.

Podle studie Kima & Feldta (2010) IRT reliabilita vychází vyšší než Cronbachova alfa. V této práci vyšla IRT reliabilita v polovině případech vyšší než Cronbachova alfa a v polovině nižší, výsledek tedy není ve shodě se závěry zmiňované studie.

Zároveň stojí za zmínku, že v případě, kdy Cronbachova alfa rozdíl nedetekovala, tak IRT nějaký podchytila (výška žen).

Z výsledků se dá vyvodit, že asymetrické varianty mají srovnatelnou reliabilitu se symetrickými, případně vyšší.

Label a position efekt

Jak přesně fungují verbální kotvy u asymetrické a symetrické varianty bylo posouzeno pomocí Graded response modelu.

U výšky žen vyšel nejlépe parciálně – skalární model (Tabulka 10), tedy model, který omezuje příslušné prahy, které jsou společné oběma variantám. U mužů tak jednoznačný výsledek není, parciálně-skalární a metrický model vycházejí velmi podobně (Tabulka 11), nicméně se domnívám, že je odhad zkreslený nízkým zastoupením mužů ve vzorku ($n=180$), čemuž odpovídá i překryv chybových úseček v grafu (29).

Umístění (a tedy i obtížnost) sdílených prahů se napříč oběma variantami neliší (Graf 28 a 29), dá se tedy říci, že v případě výšky respondenti odpovídali především na základě verbálních kotev, dominantní vliv měl u dotazníku výšky label efekt.

U dalších proměnných výsledky tak jednoznačně ve prospěch label efektu nevypovídají. U SWLS odpovídá datům nejlépe metrický model (Tabulka 5), tedy pokud prahy nejsou omezené.

U SWLS došlo k zobtížení celé škály, respondent tedy potřebuje vyšší úroveň latentního rysu, aby se „posunul“ o kategorii výše.

Sdílené prahy si ve většině případů nejsou příliš blízko (graf 14).

Oba tyto aspekty ukazují pravděpodobně na vliv position efektu, lidé tedy neodpovídali pouze na základě verbálních kotev, ale i na základě pozice. Patrné to může být i na tom, že prahy před verbální kotvou na 4. pozici jsou si velmi blízko (graf 14), ačkoliv jejich kotvy nejsou stejné.

U STAI negativní měl nejlepší shodu modelu s daty také metrický model (Tabulka 14). Parciálně-skalární je zde specifický tím, že kvůli vytváření škály sdílejí varianty pouze jeden práh. U tohoto sdíleného prahu se překrývají chybové úsečky pro sdílený práh *jen trochu – dost* ve čtyřech případech. Pro první práh, tedy u symetrické varianty ve znění *vůbec ne – jen trochu* a u asymetrické *vůbec ne – spíš ne*, je v podstatě v překryvu u sedmi otázek (Graf 42), což je zajímavé, jelikož vlivem manipulace s verbálními kótami se v tomto prahu obrací polarita škály pro symetrickou variantu, kdežto pro asymetrickou je stupnice stále negativní. To znovu nahrává dominantnímu vlivu position efektu (nebo nehledě na valenci jsou kotvy *spíš ne* a *jen trochu* brána jako synonyma, to se mi ale nezdá pravděpodobné).

U STAI pozitivní vyšel nejlépe také metrický model (Tabulka 17), sdílené prahy tedy neseděly (Graf 47). Skrze proces sestavování škály došlo k tomu, že v asymetrické variantě je úplná absence negativního pólu škály. Z toho důvodu došlo k efektu podlahy v odhadu latentního rysu (Graf 48) a i je patrné, jak je práh mezi *vůbec ne – jen trochu* v symetrické variantě „odsazený“ od zbylých prahů.

Příslušené prahy sdílené v symetrické a asymetrické variantě tedy *jen trochu – dost* a *dost – velmi*, si naprosto neodpovídají. Naopak ve všech deseti otázkách se překrývá 3., tedy poslední práh pro symetrickou variantu mezi *dost – velmi* a pro asymetrickou mezi *velmi* a *naprosto*, což značí, že zamýšlená manipulace s verbálními kótami se nezdařila, jinak by bylo potřeba vyšší míry latentního rysu pro přidanou kategorii *naprosto*.

U obou STAI tedy došlo k překryvu v prazích pro přidanou kategorii v asymetrické variantě a poslední (první) kategorii v symetrické variantě (Graf 47, 42), a je na to trochu náběh i u SWLS (Graf 14). To je zvláštní, jelikož pro zvolení přidané kategorie by měla

být potřeba vyšší míra latentního rysu (nižší u STAI negativní). Nevím, zda se to dá vysvětlit pouze pomocí position efektu, jelikož pak bych předpokládala, že to samé by se dělo i na opačném konci škály a navazovalo by to na postřeh Weisse (1963), tedy že s použitím asymetrických škál se kraje moc nemění, je potřeba spíše se zaměřit na střed škály.

Alternativní vysvětlení by mohlo spočívat v tom, že nebylo možné stupnici dále posunout, nicméně to by spíše mělo vést k tomu, že přidaná kategorie nebude respondenty v takové míře volena než k tomu, že bude mít stejnou obtížnost jako v symetrické variantě.

Jak již bylo řečeno, v případě výšky měl dominantní vliv label efekt, tak tomu není u zbylých dotazníků, kdy sdílené příslušné prahy a skrz to parciálně – skalární modely neodpovídají naměřeným datům. V situaci, kdy neseděly labely s pozicí, respondenti ve větší míře odpovídali na základě pozice než u výšky.

Dá se tedy ptát, proč měl label efekt dominantní vliv u výšky, oproti běžnějším psychologickým dotazníkům. Nemělo by to být způsobené konkrétní podobou odpověďové stupnice, jelikož symetrická varianta byla stejná jako u SWLS a asymetrická vytvořená stejně jako u SWLS akorát opačným směrem. Rozdíl by měl tedy předpokládám tkvět v dotazníku jako takovém.

Dálo by se uvažovat, že v případě výšky je snazší zařadit se a přizpůsobit se do nějaké kategorie, oproti abstraktnějším pojmům jako životní spokojenost. Ve smyslu že je snazší říci, jestli jsou mi krátké nohavice, než jestli bych chtěl něco změnit ve svém životě a skrz to vybrat příslušnou kategorii na základě významu.

Roli mohlo hrát i nejvýraznější zešikmení výsledných dat u výšky (Tabulka 2), tedy skrz vysokou obtížnost a k tomu konkrétnost otázky bylo snadné zařadit se přesně do předložených kategorií v jakékoliv formě.

V symetrické variantě se nerozchází label a pozice a je tedy méně relevantní, podle čeho respondenti odpovídají. Toto se ovšem mění u asymetrické varianty škály, kde se tyto aspekty rozchází a dají se tedy odlišit.

Tomu napovídá i to že když vůči sobě byly porovnány Graded response modely jednotlivě pro symetrickou a asymetrickou variantu zvlášť (Tabulka 4, 9, 13, 16), ve všech případech (i u výšky) hůře vycházel model pro asymetrickou variantu, což značí nějakou tendenci v datech, které zhoršuje shodu modelu s daty. Tohle by mohl být rozdíl mezi respondenty, kteří odpovídají na základě pozice a na základě labelu, jelikož tato tenze nebude v symetrické variantě patrná. Domnívám se tedy, že mohou existovat dvě skupiny respondentů. Jedna se škálou pracuje spíše s důrazem na pozici odpovědi, druhá na verbální popisky. Protože tyto skupiny nelze oddělit, mohou se prolínat a zároveň i jednotliví respondenti mohou svůj odpověďový styl v průběhu odpovídání měnit, a to vše snižuje shodu modelu s daty.

Nedá se ovšem tvrdit, že by respondenti odpovídali pouze na základě pozice, to by verbální kotvy a změny v nich byly bez markantního rozdílu ve výsledcích, a skrz to by

nejlépe datům odpovídal skalární model, což se nestalo, a dá se tedy říci, že v odpovídání hrají roli oba vlivy.

Otázkou také je, zda použití asymetrické škály odhaluje vliv position efektu, nebo ho k tomu ještě posiluje, ve smyslu, že pokud „nesedí“ verbální kotvy, respondent použije jako vodítko k odpovědi pozici.

Tedy, že pokud pro respondenta nezafungují verbální kotvy, rozhodne se na základě pozice. Tomu ale podle mého mínění neodpovídá rozložení výsledných skóre asymetrické STAI pozitivní, jelikož pokud by tento předpoklad platil, tak by nedošlo k tak výraznému zešikmení a zastoupeny by byly i další kategorie. Zároveň symetrická a asymetrická varianta mají obě podobně zastoupené kategorie *jen trochu* (sym 39 % asym 43 %) a *dost* (sym 35 % a asym 31 %) (Tabulka 15). To jsou pro symetrickou variantu střední kategorie a pro asymetrickou jimi stupnice začíná. Pro obě varianty je v těchto kategoriích zastoupeno celkem 74 % odpovědí. Dalo by se tedy uvažovat, že jsou tyto odpovědi prostě dobře pasující na pokládané otázky (jsem spokojený, věřím si), nehledě na varianty okolo, což zase trochu podrývá vliv efektu pozice, a tedy i toho, že by byl v asymetrické variantě nutně posílen, ale jelikož se jedná o dvě skupiny respondentů, srovnání není asi úplně adekvátní.

Verbální kotvy

U výšky asymetrické verbální kotvy evidentně fungovaly.

Pro SWLS bylo v úvodu zmíněno doporučení, že pro sestavení asymetrické varianty je dobré zvolit ne víc než dvě negativní a alespoň tři pozitivní (Liao, 2014). Z této práce vychází spíše doporučení alespoň dvě negativní (kvůli efektu podlahy viz graf 16) a tři pozitivní.

Verbální kotvy pro asymetrickou STAI pozitivní se projevily jako špatně zvolené, což je patrné jednak na výsledném rozložení součtového skóre asymetrické varianty, a především na efektu podlahy (Graf 48).

Respondenti měli možnost na konci dotazníku zanechat komentář, celkem 22 se týkalo verbálních kotev, především těch u STAI. Objevoval se často postřeh, že jejich autoři škálu považovali za zvláště rozloženou, čtyřikrát bylo zmíněno, že *jen trochu* a *dost* jsou od sebe velmi daleko a chybí ještě odpověď mezi nimi, a třikrát bylo zmíněno, že *dost* a *velmi* jsou chápána jako synonyma a jednou, že *dost* vnímá autor jako „výš“ než *velmi*. Jedná se pouze o volně zanechaných pár komentářů, nejedná se o strukturovaný přehled toho, jak lidé vnímají stupnice, ale myslím, že i tento výsek dobře doplňuje analyzovaná data. Vícekrát se ještě objevil komentář (6) s tím, že jsou kotvy volené zvláště v obecnějším slova smyslu a co mi přijde důležité, tak tři komentáře zvažují

možnost, že se jedná o technický problém buď na jedné nebo druhé straně (např. špatné zobrazení v mobilu).

Když se podíváme blíže na zmiňované kotvy jen trochu – dost u STAI pozitivní, potřebuje respondent vyšší míru latentního rysu u symetrické varianty oproti totožnému prahu a asymetrické varianty. Stejně je tomu i u dost – velmi, tohoto prahu je obtížnější dosáhnout v symetrické variantě, což jde tedy proti záměru při vytváření škály, která měla zafungovat podobně jako u SWLS, tedy prahy měly nabýt na obtížnosti, což se nestalo. To značí nevhodně zvolené kotvy a znovu poukazuje na problematičnost asymetrické škály STAI pozitivní.

Ve STAI negativní bylo snazší dosáhnout prahu jen trochu – dost v symetrické variantě, kde následovalo ještě velmi, u asymetrické varianty se jednalo o poslední (3.) práh a dá se říci, že zde tyto konkrétní kotvy zdá se zafungovaly.

Čas

Hypotéza o tom, že na asymetrickou škálu bude trvat déle odpovědět, byla podpořena ve třech případech ze čtyř, tedy pro SWLS, výšku a STAI pozitivní trvalo déle vyplnit asymetrickou variantu, pro STAI negativní rozdíl v čase nebyl.

Předpokládala jsem tedy, že u asymetrické varianty dojde k prodloužení procesu *výběr odpovědi* podle Tourangeau et al. (2000, s. 7).

Přístup k výběru odpovědi může být buď že se respondent spokojí s první adekvátní odpovědí nebo že složitě vybírá nejvhodnější odpověď (Tourangeau et al., 2000, s. 8).

Dá se tedy předpokládat, že rozdíl v čase tvoří především respondenti s druhou zmíněnou strategií odpovídání. A jelikož použití asymetrické škály stěžuje respondentovi úkol odpovědět (Spector, 1980), tak trvalo zařazení se do některé z kategorií déle.

Validita

V případě výšky jsem poměřovala výsledky dotazníku výšky s kritériem v podobě reportované reálné výšky.

V kvadratické regresi vyšlo najevo, že symetrická a asymetrická varianta predikuje výšku s rozdílem jednoho centimetru (Tabulka 6). Varianta jako taková měla minimální vliv na podíl vysvětleného rozptylu reportované výšky (Tabulka 6).

Obě varianty dotazníku korelovaly s reportovanou výškou srovnatelně (Graf 7 a 8), v rozmezí ($r = .70 - .75$).

V původní práci (Rečka, 2018) byla korelace s kritériem ($r < .90$) pro muže a ženy. Toto se těžko srovnává, jelikož v této práci je sedm úzce vybraných otázek z celého souboru položek, přesto se ovšem zdá být korelace s reportovanou výškou nízká.

To může být způsobeno těmito specificky vybranými otázkami a skrze to zmíněným efektem podlahy. S ohledem na to je zvláštní, že nebyl rozdíl mezi symetrickou a asymetrickou variantou, jelikož v asymetrické variantě tak výrazný efekt podlahy jako v symetrické není. Zároveň u asymetrické výšky (žen) vyšel o dost vyšší odhad IRT reliability (Tabulka 19) oproti odhadu u symetrické, měla by tedy nést více informace. To se ovšem neodráží na porovnání (korelaci) s reportovanou výškou, což tedy naznačuje, že by asymetrická výška mohla být zanesena něčím, co tento vztah snižuje, a to něco by mohl být znovu efekt pozice.

V případě STAI a SWLS jsem v rámci souběžné validity navzájem porovnávala je samotné.

Měla jsem představu, že by se mohly lépe doplňovat stejné varianty napříč dotazníky, to se ovšem nestalo, jak naznačuje korelační matice (Graf 6).

Kvadratická regrese toto ještě podtrhla. STAI pozitivní dobře predikuje SWLS (Tabulka 18), dokonce vysvětluje drtivou většinu podílu vysvětleného rozptylu SWLS, nicméně interakce s variantami dotazníku vyšla jako nesignifikantní (Tabulka 18, Graf 50), což když se přihlédne k tomu, jak (ne)zafungovala asymetrická varianta tak dává smysl.

STAI negativní jako taková jako signifikantní prediktor nevyšla, pouze v kvadratickém členu. STAI negativní vyšla signifikantní v interakci s variantou, a to i v umocněné i neumocněné formě (Tabulka 18). Ovšem ani zde, po přidání ještě varianty SWLS, prediktor nevyšel signifikantní.

Dalo by se tedy říci, že ve všech případech, použití asymetrické varianty nemělo výrazný vliv na predikci buď výšky jako kritéria nebo sebe navzájem v případě STAI a SWLS.

Rizika a limity

V úvodu jsem psala o možném riziku, že asymetrická škála může teoreticky ovlivnit respondenta v tom, že přijme prodloužený pól škály jako to co je „běžné“, tak jak o tom mluví Schwarz et al.(1987), a na základě toho se tam zařadí. Že se to v nějakých případech stalo není možné vyloučit.

V úvodu jsem zmiňovala i riziko tkvějící v obtížnosti překladu asymetrické škály do jiných jazyků (Yan & Hu, 2018), nicméně z výsledků je patrné, že zvolit adekvátní verbální kotvy je náročné i v mateřštině a odhadnout nějaký obecně přijímaný sémantický význam jednotlivých kotev se ukázalo býti těžkým úkolem (STAI). Zvláště bez

příslušných studií, které by to adresovaly. Snažila jsem to suplovat korpusem, to ovšem evidentně není dostačující.

Další limit studie je určitě také malé zastoupení mužů ve vzorku (Tabulka 2), což vedlo v některých případech k nejednoznačným výsledkům.

Asymetrická Likertova škála a další směřování výzkumu

Závěrem bych ráda shrnula, jaké závěry a otázky z této práce vyplývají.

Asymetrická škála vykazala srovnatelnou (u žen vyšší) reliabilitu se symetrickou, kritériální validita i souběžná validita byly také pro obě varianty srovnatelné. Předpokládané výhody škály, tedy že dojde k lepší diferenciaci odpovědí (SWLS, výška, STAI negativní), a přiblížení rozložení normálnímu (SWLS, výška, STAI) se projevily. S lepší kalibrací verbálních kotev bych očekávala ještě zlepšení ve výše zmíněných vlastnostech.

Nevýhoda Asymetrické Likertovy škály samozřejmě tkví v demonstrovaném position efektu, tedy že lidé nehledí na verbální kotvy, ale na pozici odpovědí.

Napadá mě, zda by nešlo tento efekt zmírnit pomocí instrukce zdůrazňující důležitost labelů a upozornění na asymetrii ve stupnici. Tím by se mohl ošetřit i případ, že respondent přemítá, zda se nejedná o chybu. Bylo by samozřejmě potřeba tyto domněnky podložit výzkumem, což si myslím, že platí pro asymetrickou Likertovu škálu obecně. Jak jsem sama zjistila, zdrojů k tomuto tématu není mnoho.

Určitě by bylo zajímavé porovnat odpovědi respondentů v symetrické a asymetrické variantě ve vnitrosubjektovém designu, a zjistit, zda efekty budou srovnatelné.

K dalšímu zkoumání verbálních kotev by určitě bylo užitečné moci se opřít o studie porovávající významy jednotlivých verbálních kotev a třeba i toho, jestli se tyto významy mění na základě ostatních použitých verbálních kotev ve stupnici ve smyslu změna významu na základě kolokace s jinou verbální kotvou.

Z této práce pro mě vyplývá, že lze asymetrickou Likertovu škálu využít, pokud je k tomu důvod, tedy třeba v situacích, kde se lidé hodnotí navzájem, například v oblasti vzdělávání, jak je popsáno v úvodu.

Použité zdroje

- Alwin, D. F., & Krosnick, J. A. (1991). The Reliability of Survey Attitude Measurement: The Influence of Question and Respondent Attributes. *Sociological Methods & Research*, 20(1), 139–181. <https://doi.org/10.1177/0049124191020001005>
- Arrindell, W., Meeuwesen, L., & Huyse, F. (1991). The Satisfaction with Life Scale (SWLS): Psychometric properties in a non-psychiatric medical outpatients sample. *Personality and Individual Differences*, 12, 117–123. [https://doi.org/10.1016/0191-8869\(91\)90094-R](https://doi.org/10.1016/0191-8869(91)90094-R)
- Baruník, J., Cígler, H., Dobeš, J., Elek, D., Frühauf, L., Hajduk, D., Kleňka, J., Pomikálek, J., & Rygl, J. (2023). *TA ČR HOP: Závěrečná zpráva (Statistické a data miningové analýzy hodnocení projektů oponenty)*. <https://is.muni.cz/auth/publication/2320261/cs/TA-CR-HOP-Zaverecna-zprava-Statisticke-a-data-miningove-analyzy-hodnoceni-projektu-oponenty/Barunik-Cigler-Dobes-Elek>
- Betts, L., & Hartley, J. (2012). The effects of changes in the order of verbal labels and numerical values on children's scores on attitude and rating scales. *British Educational Research Journal*, 38(2), 319–331. <https://doi.org/10.1080/01411926.2010.544712>
- Brahmi, K. (2022). *Hospital Anxiety and Depression Scale (HADS): Validizace dotazníku u pacientů s roztroušenou sklerózou* [Masarykova univerzita, Fakulta sociálních studií]. <https://is.muni.cz/auth/th/ekroa/>
- Bush, L. K., Hess, U., & Wolford, G. (1993). Transformations for within-subject designs: A Monte Carlo investigation. *Psychological Bulletin*, 113(3), 566–579. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.113.3.566>
- Cai, L. & Monro, S. (2014). A new statistic for evaluating item response theory models for ordinal data. National Center for Research on Evaluation, Standards, & Student Testing. Technical Report.
- Calkins, D. S. (2020). *Some effects of non-normal distribution shape on the magnitude of the Pearson Moment Correlation Coefficient* | *Revista Interamericana de Psicología/Interamerican Journal of Psychology*. <https://journal.sipsych.org/index.php/IJP/article/view/708>
- Collier, Z., Kong, M., Soyoye, O., Chawla, K., Aviles, A. M., & Payne, Y. (2023). Deep Learning Imputation for Asymmetric and Incomplete Likert-Type Items. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 49, 1–27. <https://doi.org/10.3102/10769986231176014>

- Cummins, R. (2003). Normative Life Satisfaction: Measurement Issues and a Homeostatic Model. *Social Indicators Research*, 64, 225–256.
<https://doi.org/10.1023/A:1024712527648>
- Cummins, R., & Gullone, E. (2000). Why we should not use 5-point Likert scales: The case for subjective quality of life measurement. *Proceedings, Second International Conference on Quality of Life in Cities*, 74–93.
- DeMars, C. (2010). *Item Response Theory*. Oxford University Press.
<https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780195377033.001.0001>
- Deneen, C., Brown, G. T. L., Bond, T. G., & Shroff, R. (2013). Understanding outcome-based education changes in teacher education: Evaluation of a new instrument with preliminary findings. *Asia-Pacific Journal of Teacher Education*, 41(4), 441–456. <https://doi.org/10.1080/1359866X.2013.787392>
- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J., & Griffin, S. (1985). The Satisfaction With Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, 49(1), 71–75.
https://doi.org/10.1207/s15327752jpa4901_13
- Diener, E., Kesebir, P., & Tov, W. (2009). Happiness. In *Handbook of individual differences in social behavior* (s. 147–160). The Guilford Press.
- Dixon, P. N., Bobo, M., & Stevick, R. A. (1984). Response differences and preferences for all-category-defined and end-defined Likert formats. *Educational and Psychological Measurement*, 44(1), 61–66. <https://doi.org/10.1177/0013164484441006>
- Dobson, K. S., & Mothersill, K. J. (1979). Equidistant categorical labels for construction of Likert-type scales. *Perceptual and Motor Skills*, 49(2), 575–580.
<https://doi.org/10.2466/pms.1979.49.2.575>
- Dunham, T. C., & Davison, M. L. (1991). Effects of Scale Anchors on Student Ratings of Instructors. *Applied Measurement in Education*, 4(1), 23–35.
https://doi.org/10.1207/s15324818ame0401_3
- Dunlap, W. P., Chen, R., & Greer, T. (1994). Skew reduces test-retest reliability. *Journal of Applied Psychology*, 79(2), 310–313. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.79.2.310>
- Field, A. P., & Wilcox, R. R. (2017). Robust statistical methods: A primer for clinical psychology and experimental psychopathology researchers. *Behaviour Research and Therapy*, 98, 19–38. <https://doi.org/10.1016/j.brat.2017.05.013>

- Figalová, N. (2019). *PŘEKLAD A PSYCHOMETRICKÉ VLASTNOSTI ČESKÉ VERZE ŠKÁLY VNÍMANÉHO STRESU* [Diplomová práce, Univerzita Palackého v Olomouci, Filozofická fakulta]. https://theses.cz/id/50ievv/DP_Figalov.pdf?info
- Fox, S., Caspy, T., & Reisler, A. (1994). Variables affecting leniency, halo and validity of self-appraisal. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 67(1), 45–56. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8325.1994.tb00548.x>
- Fox, J., Weisberg, S., & Price, B. (2023). *car: Companion to applied regression (Version 3.1-2)* [R package]. <https://CRAN.R-project.org/package=car>
- French-Lazovik, G., & Gibson, C. L. (1984). Effects of Verbally Labeled Anchor Points on the Distributional Parameters of Rating Measures. *Applied Psychological Measurement*, 8(1), 49–57. <https://doi.org/10.1177/014662168400800106>
- Friedman, H., & Amoo, T. (1999). Rating the Rating Scales. *Journal of Marketing Management*, 9, 114–123.
- Friedman, H. H., Cohen, D., & Amoo, T. (2003). *Label or Position: Which Has the Greater Impact on Subjects' Responses to a Rating Scale?* (SSRN Scholarly Paper 2429520). <https://papers.ssrn.com/abstract=2429520>
- Friedman, H., Wilamowsky, Y., & Friedman, L. (1981). A Comparison of Balanced and Unbalanced Rating Scales. *Mid-Atlantic Journal of Business*, 19, 1–7.
- Furr, R. M. (2011). *Scale Construction and Psychometrics for Social and Personality Psychology*. SAGE Publications Ltd. <https://doi.org/10.4135/9781446287866>
- Gaito, J. (1959). Non-Parametric Methods in Psychological Research. *Psychological Reports*, 5(1), 115–125. <https://doi.org/10.2466/pr0.1959.5.g.115>
- Gallaugh, M. P. B., McNicholas, P. D., Melnykov, V., & Zhu, X. (2020). *Skewed Distributions or Transformations? Modelling Skewness for a Cluster Analysis*. <https://doi.org/10.48550/ARXIV.2011.09152>
- Games, P. A., & Lucas, P. A. (1966). Power of the Analysis of Variance of Independent Groups on Non-Normal and Normally Transformed Data. *Educational and Psychological Measurement*, 26(2), 311–327. <https://doi.org/10.1177/001316446602600205>
- Gonzalez-Blanks, A., Bridgewater, J. M., & Yates, T. M. (2020). Statistical Approaches for Highly Skewed Data: Evaluating Relations between Maltreatment and Young Adults' Non-Suicidal Self-injury. *Journal of Clinical Child & Adolescent Psychology*, 49(2), 147–161. <https://doi.org/10.1080/15374416.2020.1724543>

- Hancock, G. R., & Klockars, A. J. (1991). The effect of scale manipulations on validity: Targetting frequency rating scales for anticipated performance levels. *Applied Ergonomics*, 22(3), 147–154. [https://doi.org/10.1016/0003-6870\(91\)90153-9](https://doi.org/10.1016/0003-6870(91)90153-9)
- Hubatková, P. (2020). *Vztah délky Likertovy škály a jejích psychometrických charakteristik* [Masarykova univerzita, Fakulta sociálních studií]. <https://is.muni.cz/auth/th/pc9dq/>
- Chalmers, P. (2023). *mirt: Multidimensional item response theory* (Version 1.41) [R package]. <https://github.com/philchalmers/mirt>
- Cho, E. (2016). Making reliability reliable: A systematic approach to reliability coefficients. *Organizational Research Methods*, 19(4), 651–682. <https://doi.org/10.1177/1094428116656239>
- Kim, S., & Feldt, L. (2010). The estimation of the IRT reliability coefficient and its lower and upper bounds, with comparisons to CTT reliability statistics. *Asia Pacific Education Review*, 11, 179–188. <https://doi.org/10.1007/s12564-009-9062-8>
- Klockars, A. J., & Yamagishi, M. (1988). The Influence of Labels and Positions in Rating Scales. *Journal of Educational Measurement*, 25(2), 85–96. <https://doi.org/10.1111/j.1745-3984.1988.tb00294.x>
- Krosnick, J. A., & Fabrigar, L. R. (1997). Designing Rating Scales for Effective Measurement in Surveys. In *Survey Measurement and Process Quality* (s. 141–164). John Wiley & Sons, Ltd. <https://doi.org/10.1002/9781118490013.ch6>
- Kuhlemeier, H., Hemker, B., & Bergh, H. (2013). Impact of Verbal Scale Labels on the Elevation and Spread of Performance Ratings. *Applied Measurement in Education*, 26. <https://doi.org/10.1080/08957347.2013.739425>
- Lakin, J. M., & Chaudhuri, S. (2016). Getting More out of Educational Workshop Evaluations: Positively Packing the Rating Scale. *Educational Research Quarterly*, 40(1), 51–69.
- Lam, T. C., & Klockars, A. J. (1982). Anchor point effects on the equivalence of questionnaire items. *Journal of Educational Measurement*, 19(4), 317–322. <https://doi.org/10.1111/j.1745-3984.1982.tb00137.x>
- Leung, S.-O. (2011). A Comparison of Psychometric Properties and Normality in 4-, 5-, 6-, and 11-Point Likert Scales. *Journal of Social Service Research*. <https://www.tandfonline.com/doi/full/10.1080/01488376.2011.580697>

- Liao, P.-S. (2014). More Happy or Less Unhappy? Comparison of the Balanced and Unbalanced Designs for the Response Scale of General Happiness. *Journal of Happiness Studies*, 15, 1407–1423. <https://doi.org/10.1007/s10902-013-9484-1>
- Lietz, P. (2010). Research into Questionnaire Design: A Summary of the Literature. *International Journal of Market Research*, 52(2), 249–272. <https://doi.org/10.2501/S147078530920120X>
- Likert, R. (1932). A technique for the measurement of attitudes. *Archives of Psychology*, 22 140, 55–55.
- Marko, M. (2016). Využitie a zneužitie Cronbachovej alfy pri hodnotení psychodiagnostických nástrojov. *TESTFÓRUM*, 5. <https://doi.org/10.5817/TF2016-7-90>
- Marmolejo-Ramos, F., Cousineau, D., Benites, L., & Maehara, R. (2015). On the efficacy of procedures to normalize Ex-Gaussian distributions. *Frontiers in Psychology*, 5. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2014.01548>
- Martincová, V. (2024). *Střední bod v Likertově škále: Vliv na psychometrické charakteristiky škály a odpověďové procesy respondentů* [Masarykova univerzita, Fakulta sociálních studií]. <https://is.muni.cz/th/ykqmh/?fbclid=IwAR2VzwMYP-djV47zGc0DX1UJTKjeV-inGNzttlGPLpTGApAtsiXzhWqJOLg>
- Martinez, L., Espinilla, M., Liu, J., Pérez, L., & Sánchez, P. (2009). An Evaluation Model with Unbalanced Linguistic Information Applied to Olive Oil Sensory Evaluation. *Journal of multiple-valued logic and soft computing*, 15, 229–251.
- Masino, C. (2010). *The Effect of Scale Centredness on Patient Satisfaction Responses*. <https://library-archives.canada.ca/eng/services/services-libraries/theses/Pages/item.aspx?idNumber=1033198288>
- Menold, N., & Bogner, K. (2016). *Design of Rating Scales in Questionnaires (GESIS Survey Guidelines)* Design of Rating Scales in Questionnaires (GESIS Survey Guidelines) (2.0). [object Object]. https://doi.org/10.15465/GESIS-SG_EN_015
- Micceri, T. (1989). The Unicorn, The Normal Curve, and Other Improbable Creatures. *Psychological Bulletin*, 105, 156–166. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.105.1.156>
- O’Muircheartaigh, C., Gaskell, G., & Wright, D. B. (1995). *Weighting anchors: Verbal and numeric labels for response scales—WebSM*. http://www.websm.org/db/12/16557/Web%20Survey%20Bibliography/Weighting_anchors_Verbal_and_numeric_labels_for_response_scales/

- Rečka, K. (2018). *Dotazník výšky a váhy* [Masarykova univerzita, Fakulta sociálních studií]. <https://is.muni.cz/auth/th/ug7c2/>
- Revelle, W., & Condon, D. M. (2014). Reliability. *Unpublished manuskript*. <https://www.personality-project.org/revelle/publications/reliability-final.pdf>
- Revelle, W. (2023). Psych: Procedures for Psychological, Psychometric, and Personality Research (Version 2.3.9) [Computer software]. CRAN. <https://personality-project.org/r/psych/>
- Rohrmann, B. (1978). Empirische Studien zur Entwicklung von Antwortskalen für die sozialwissenschaftliche Forschung. (Recherches empiriques sur la construction d'échelles d'évaluation pour la recherche en sciences sociales). *Empirische Studien zur Entwicklung von Antwortskalen für die sozialwissenschaftliche Forschung. (Recherches empiriques sur la construction d'échelles d'évaluation pour la recherche en sciences sociales)*, 9(3), 222–245.
- Rohrmann, B. (2007). *Verbal qualifiers for rating scales*:
- Rusiňák, M. (2024). *Comparison of the Item Parameters Obtained through the Bradley-Terry Model and the Rasch Model [online]*. Masarykova univerzita, Fakulta sociálních studií, Brno. <https://is.muni.cz/th/u7yce/>
- Scandura, T. A., & Ford, L. R. (2023). *The SAGE Handbook of Survey Development and Application*. SAGE Publications Ltd. <https://www.torrossa.com/it/resources/an/5542914?digital=true>
- Schilling, M. F., Watkins, A. E., & Watkins, W. (2002). Is Human Height Bimodal? *The American Statistician*, 56(3), 223–229. <https://doi.org/10.1198/00031300265>
- Schwarz, N., Grayson, C. E., & Knauper, B. (1998). Formal features of rating scales and the interpretation of question meaning. *International Journal of Public Opinion Research*, 10(2), 177–184.
- Schwarz, N., Knäuper, B., Hippler, H.-J., Noelle-Neumann, E., & Clark, L. (1991). Rating Scales: Numeric Values May Change the Meaning of Scale Labels. *The Public Opinion Quarterly*, 55(4), 570–582.
- Schwarz, N., Strack, F., Müller, G., & Chassein, B. (1987). The range of response alternatives may determine the meaning of the question. *ZUMA-Arbeitsbericht*. <https://d-nb.info/1190980800/34>
- Spector, P. E. (1980). Ratings of equal and unequal response choice intervals. *The Journal of Social Psychology*, 112(1), 115–119. <https://doi.org/10.1080/00224545.1980.9924303>

- Tancoš, M. (2019). *Vliv verbálních kotev Likertovy škály na psychometrické charakteristiky dotazníků* [Masarykova univerzita, Fakulta sociálních studií].
<https://is.muni.cz/auth/th/uk8cb/>
- Tourangeau, R., Conrad, F. G., & Couper, M. P. (2013). *The Science of Web Surveys*. Oxford University Press.
<https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780199747047.001.0001>
- Tourangeau, R., Couper, M. P., & Conrad, F. (2007). Color, Labels, and Interpretive Heuristics for Response Scales. *Public Opinion Quarterly*, 71(1), 91–112.
<https://doi.org/10.1093/poq/nfl046>
- Tourangeau, R., Rips, L. J., & Rasinski, K. (2000). *The psychology of survey response* (s. xiii, 401). Cambridge University Press.
<https://doi.org/10.1017/CBO9780511819322>
- Tversky, A., & Kahneman, D. (1974). Judgment under Uncertainty: Heuristics and Biases. *Science*, 185(4157), 1124–1131.
<https://doi.org/10.1126/science.185.4157.1124>
- Uebersax, J. S. (2006). Likert scales: Dispelling the confusion. *Statistical methods for rater agreement*, 31. <https://scholar.google.com/scholar?cluster=17355489380949102713&hl=en&inst=3560265171929101661&oi=scholar>
- Weber, T. (2016). *Souvislost mezi osobní pohodou, spiritualitou a religiozitou v kontextu vynořující se dospělosti* [Masarykova univerzita, Fakulta sociálních studií].
https://is.muni.cz/auth/th/j9pbm/Souvislost_mezi_osobni_pohodou_spiritualitou_a_religiozitou_v_kontextu_vynorujici_se_dospelosti..pdf?info=1
- Weiss, W. (1963). Effects of Unbalanced Response Scales on Judgments of Social Stimuli. *Psychological Reports*, 12(2), 403–414.
<https://doi.org/10.2466/pr0.1963.12.2.403>
- Weiss, W., & Hodgson, D. A. (1963). Influence of unbalanced response scales on size judgments. *Journal of Experimental Psychology*, 66(1), 37–46.
<https://doi.org/10.1037/h0044215>
- Weng, L.-J. (2004). Impact of the Number of Response Categories and Anchor Labels on Coefficient Alpha and Test-Retest Reliability. *Educational and Psychological Measurement*, 64(6), 956–972. <https://doi.org/10.1177/0013164404268674>
- Wickham, H., & Bryan, J. (2023). Readxl: Read Excel files (Version 1.4.3) [Computer software]. CRAN. <https://readxl.tidyverse.org>

-
- Wickham, H., François, R., Henry, L., Müller, K., Vaughan, D., & Posit Software, PBC. (2023). dplyr: A grammar of data manipulation (Version 1.1.3) [R package]. <https://dplyr.tidyverse.org>
- Wickham, H., Chang, W., Henry, L., Pedersen, T. L., Takahashi, K., Wilke, C., Woo, K., Yutani, H., & Dunnington, D. (2023). Ggplot2: Create Elegant Data Visualisations Using the Grammar of Graphics (Version 3.4.3) [Computer software]. CRAN. <https://ggplot2.tidyverse.org>
- Wilcox, R. R. (1998). How many discoveries have been lost by ignoring modern statistical methods? *American Psychologist*, 53(3), 300–314. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.53.3.300>
- Wildt, A. R., & Mazis, M. B. (1978). Determinants of Scale Response: Label versus Position. *Journal of Marketing Research*, 15(2), 261–267. <https://doi.org/10.2307/3151256>
- Xu, M., & Leung, S. O. (2017). Effects of varying numbers of Likert scale points on factor structure of the Rosenberg Self-Esteem Scale. *Asian Journal of Social Psychology*, 21. <https://doi.org/10.1111/ajsp.12214>
- Yan, T., & Hu, M. (2018). Examining Translation and Respondents' Use of Response Scales in 3MC Surveys. In T. P. Johnson, B. Pennell, I. A. L. Stoop, & B. Dorer (Ed.), *Advances in Comparative Survey Methods* (1. vyd., s. 501–518). Wiley. <https://doi.org/10.1002/9781118884997.ch23>

Příloha A Informovaný souhlas

A.1

Děkujeme za váš zájem zúčastnit se výzkumu, který je součástí širšího projektu Škálování, modely měření a odpověďová zkreslení v psychologii, který probíhá v letech 2023–2025 na Masarykově univerzitě. Hlavním řešitelem je Mgr. Hynek Cígler, Ph.D., a tuto studii realizuje Pavla Rosenkrancová. Více informací o projektu [naleznete zde](#).

Jaké je téma projektu?

Projekt se zaměřuje na **způsob měření v psychologii**, konkrétně na to, jakým způsobem ovlivňuje formát a znění dotazníku získané odpovědi. Ukazuje se totiž, že různé způsoby položení otázek vedou k různým odpovědím a rozdílné platnosti vědeckých výsledků. Naším cílem je tyto efekty prozkoumat a přispět tak ke zkvalitnění výzkumu v psychologii a sociálních vědách obecně.

Jak bude výzkum probíhat?

Na dalších stránkách vás budou čekat konkrétní pokyny a série otázek, některé týkající se tělesné výšky a základních demografických charakteristik. Žádná z otázek není povinná a kteroukoli z nich můžete přeskočit. Nejsme si vědomi žádných rizik, které se s účastí ve výzkumu pojí. Účast ve výzkumu je plně dobrovolná a lze ji kdykoliv předčasně ukončit. Celá studie bude trvat asi 10 minut. Poté (budete-li chtít) můžete pokračovat v podobné studii na příbuzné téma (čímž můžete zvýšit pravděpodobnost výhry, viz níže).

Jaká je odměna za účast?

Účast ve výzkumu není honorovaná, po ukončení této studie (zhruba v polovině dubna 2024) však budou **vylosováni 3 účastníci**, každý z nich obdrží **finanční odměnu ve výši 1.000 Kč**. Na výhru není právní nárok, ze slosování rovněž budou vyřazeni respondenti, kteří poskytli zjevně nevalidní nebo výrazně neúplná data. Podmínkou získání výhry je uvedení e-mailové adresy, abychom vás mohli kontaktovat. Pokud budete souhlasit, na e-mail vám rovněž můžeme poslat pozvánku k zapojení do jiné studie v rámci tohoto nebo navazujícího výzkumného projektu. E-

mailová adresa pak může být využita k provázání těchto informací napříč dílčími studii, pokud ji v budoucnu rovněž uvedete, nikoli však napříč studii z různých projektů. Souhlas s tímto oslovením však není podmínkou pro účast v této výzkumné studii, a ani vás jakkoli nezavazuje k účasti v budoucích studiích. Podrobný informovaný souhlas si můžete zobrazit níže. Pokud máte jakékoli otázky, neváhejte nás kontaktovat na adrese 520441@mail.muni.cz.

A.2

Zpracování osobních údajů

V rámci tohoto projektu budeme zpracovávat následující osobní údaje: váš věk, pohlaví/gender a vzdělání, odpovědi z dotazníků, a případně kontaktní e-mail pro propojení jednotlivých sběrů dat a losování odměny, pokud jej uvedete. K vaší e-mailové adrese budou mít přístup výhradně výzkumníci bezprostředně zapojení do řešení projektu. Po dobu jeho trvání bude možné pomocí vaší e-mailové adresy propojit vaše odpovědi napříč dílčími sběry dat. Ihned po ukončení posledního sběru dat však budou data plně anonymizována a další propojení vašich odpovědí s vaší osobou již nebude možné.

Pokud však budete souhlasit (není podmínkou pro účast v této studii), uchováme si vaši e-mailovou adresu (odděleně od vašich dat) za účelem pozvánky do případných navazujících výzkumů. V takovém případě budeme kromě emailové adresy evidovat ještě váš věk, pohlaví/gender a vzdělání, a to za účelem efektivnějšího oslovování v budoucích studiích. Tyto informace budou u nás uloženy po dobu nejdéle pěti let od ukončení tohoto projektu (tedy do prosince 2030), a poté budou smazány. Kdykoliv během této doby můžete také požádat o předčasné ukončení vaší účasti ve výzkumu a tedy i odstranění vaší e-mailové adresy z naší databáze.

Pokračováním v tomto dotazníku rovněž souhlasíte s tím, že plně anonymizovaná data bez jakýchkoli vašich osobních údajů mohou být poskytnuta jiným výzkumníkům za jinými výzkumnými účely, a že mohou být i zveřejněna (např. publikací ve vědecké databázi www.osf.io).

Dále pak:

- Máte právo požadovat přístup k osobním údajům týkajícím se vaší osoby, jejich opravu nebo výmaz, popřípadě omezení zpracování, máte právo vznést námitku proti zpracování osobních údajů týkajících se mé osoby;
- máte právo podat stížnost dozorovému orgánu (Úřad na ochranu osobních údajů) v případě, že se domníváte, že zpracování vašich osobních údajů probíhá v rozporu s právními předpisy;
- máte právo tento souhlas se zpracováním osobních údajů kdykoliv odvolat, aniž by vám za to hrozila jakákoliv sankce či znevýhodnění, a to oznámením na elektronickou adresu cigler@fss.muni.cz, odhlášením se z automaticky rozesílaných e-mailů, případně jinou formou na kontaktní údaje pro zpracování osobních údajů.

Informace o výzkumu:

- Název projektu: Vliv formátu odpověďové stupnice na psychometrické parametry položek
- Hlavní výzkumník: Mgr. Hynek Cígler, Ph.D.
- Pracoviště: Fakulta sociálních studií, Masarykova univerzita
- Období řešení projektu: 2023–2025
- Zdroj financování: Grantová agentura České republiky
- V případě jakýchkoli dotazů o tomto výzkumu se můžete obracet na Hynka Cíglera, e-mail cigler@fss.muni.cz

Důležité kontakty:

- Správce osobních údajů: Masarykova univerzita, Žerotínovo nám. 617/9, 601 77 Brno
- Kontaktní osoba správce vašich osobních údajů: Mgr. Hynek Cígler, Ph.D., Joštova 10, 602 00 Brno, cigler@fss.muni.cz, tel. 549 494 616.
- Kontakt na pověřence pro ochranu osobních údajů Masarykovy univerzity: poverenec@muni.cz.
- Tento projekt byl schválen Etickou komisí pro výzkum Masarykovy univerzity. V případě dotazů, nejasností či připomínek k průběhu výzkumu můžete kontaktovat vedení komise na adrese ekv@muni.cz.

Příloha B Dotazníky v plném znění

SWLS

1. Téměř ve všech ohledech se můj život blíží ideálu."
2. Podmínky mého života jsou uspokojivé."
3. Se svým životem jsem spokojený/á."
4. Až dosud jsem v životě získal/a věci, které jsem chtěl/a."
5. Kdybych mohl(a) žít svůj život znovu, téměř nic bych nezměnil/a."

Odpovědi:

nesouhlasím – spíše nesouhlasím – spíše souhlasím – souhlasím (sym)

spíše nesouhlasím – spíše souhlasím – souhlasím – naprosto souhlasím (asym)

Výška

1. Obyčejné postele jsou pro mě příliš krátké."
2. Často si musím dávat pozor, abych se neuhodil/a hlavou např. o nízký strop nebo rám dveří."
3. Slýchávám narážky na to, že jsem vysoký/á."
4. Když chci někoho obejmout, většinou se musím sklonit."
5. Hodně kusů oblečení má pro mě moc krátké nohavice."
6. Lidem, kteří na koncertě stojí za mnou, většinou má postava dost brání ve výhledu."
7. Deky a peřiny mě obvykle nezakryjí celého/celou."

Odpovědi:

*(sym) nesouhlasím – spíše nesouhlasím – spíše souhlasím – souhlasím
naprosto nesouhlasím – nesouhlasím – spíše nesouhlasím – spíše souhlasím (asym)*

STAI negativní

1. Jsem napjatý/á.
2. Jsem smutný/á.
3. Jsem vzrušený/á
4. Bojím se neúspěchu
5. Mám pocit úzkosti
6. Jsem nervózní

7. Jsem ustrašený/á
8. Cítím, že bych měl/a jít něco udělat
9. Mám starosti
10. Jsem podrážděný/á a cítím se "vyvedený/á z míry"

Odpovědi:

vůbec ne – jen trochu – dost – velmi (sym)

vůbec ne – spíš ne – jen trochu – dost (asym)

STAI pozitivní

1. Jsem klidný/á.
2. Jsem bezstarostný/á
3. Cítím se dobře
4. Cítím se odpočínutý/á
5. Cítím se pohodlně
6. Věřím si
7. Jsem uvolněný/á
8. Jsem spokojený/á
9. Jsem šťastný
10. Cítím se příjemně

Odpovědi:

vůbec ne – jen trochu – dost – velmi (sym)

jen trochu – dost – velmi – naprosto (asym)

Příloha C Popularita položek

Popularita jednotlivých položek SWLS v symetrické (Q1) a asymetrické (Q2) formě

		p	p
sym	Q1_2	0.73	-
	Q1_3	0.61	-
	Q1_4	0.57	-
	Q1_1	0.45	-
	Q1_5	0.44	-
asym	Q2_2	-	0.56
	Q2_3	-	0.42
	Q2_4	-	0.38
	Q2_1	-	0.30
	Q2_5	-	0.29

Poznámka: seřazeno podle velikosti

Popularita jednotlivých položek výšky v symetrické (Q4) a asymetrické (Q5) formě a původních (Q)

		p	p	p
Sym	Q4_2	0.12	-	-
	Q4_3	0.15	-	-
	Q4_1	0.15	-	-
	Q4_4	0.16	-	-
	Q4_6	0.17	-	-
	Q4_5	0.18	-	-
	Q4_7	0.18	-	-
Asym	Q5_2	-	0.27	-
	Q5_3	-	0.29	-
	Q5_1	-	0.31	-
	Q5_4	-	0.32	-
	Q5_6	-	0.32	-
	Q5_5	-	0.34	-
	Q5_7	-	0.37	-
původní (sym)	Q_1	-	-	0.25
	Q_2	-	-	0.26

Q_3	-	-	0.29
Q_4	-	-	0.30
Q_5	-	-	0.31
Q_6	-	-	0.31
Q_7	-	-	0.33

Poznámka: seřazeno podle velikosti

Popularita jednotlivých položek STAI negativní v symetrické a asymetrické formě

		p	p
sym	uz_sym_3_neg:	0.14	-
	uz_sym_7_neg	0.21	-
	uz_sym_10_neg	0.25	-
	uz_sym_2_neg	0.29	-
	uz_sym_6_neg	0.35	-
	uz_sym_1_neg	0.35	-
	uz_sym_5_neg	0.36	-
	z_sym_4_neg	0.50	-
	uz_sym_9_neg	0.52	-
	uz_sym_8_neg	0.53	-
asym	uz_asym_3_neg	-	0.25
	uz_asym_7_neg	-	0.34
	uz_asym_10_neg	-	0.38
	uz_asym_2_neg	-	0.41
	uz_asym_1_neg	-	0.48
	uz_asym_6_neg	-	0.49
	uz_asym_5_neg	-	0.51
	uz_asym_4_neg	-	0.68
	uz_asym_8_neg	-	0.68
uz_asym_9_neg	-	0.70	

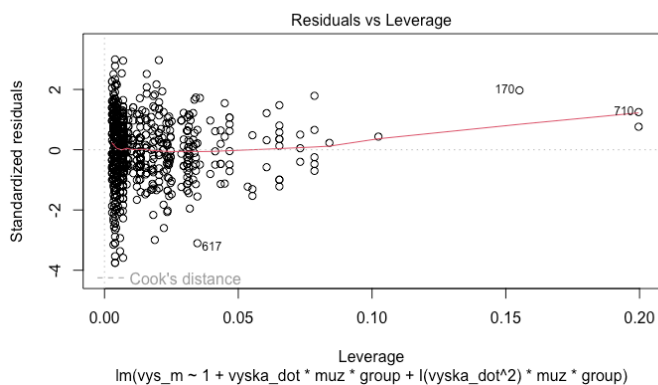
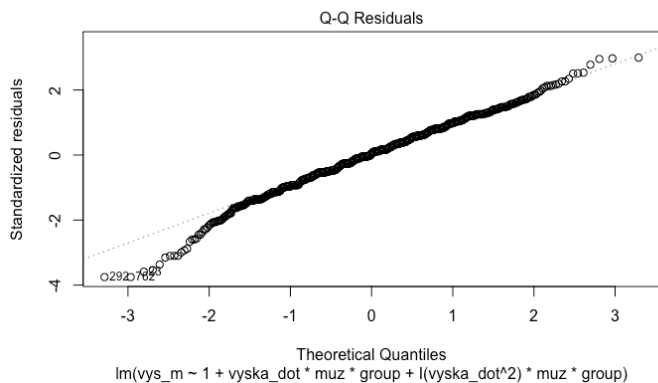
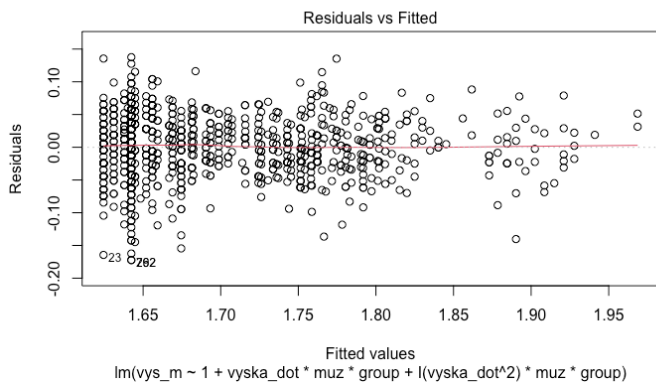
Poznámka: seřazeno podle velikosti

Popularita jednotlivých položek STAI pozitivní v symetrické a asymetrické formě

		p	p
sym	uz_sym_2_poz	0.26	-
	uz_sym_4_poz	0.37	-
	uz_sym_7_poz	0.45	-
	uz_sym_10_poz	0.49	-
	uz_sym_6_poz	0.49	-
	uz_sym_9_poz	0.50	-
	uz_sym_8_poz	0.51	-
	uz_sym_3_poz	0.51	-
	uz_sym_1_poz	0.52	-
	uz_sym_5_poz	0.54	-
asym	uz_asym_2_poz	-	0.25
	uz_asym_4_poz	-	0.34
	uz_asym_1_poz	-	0.38
	uz_asym_6_poz	-	0.41
	uz_asym_7_poz	-	0.48
	uz_asym_3_poz	-	0.49
	uz_asym_9_poz	-	0.51
	uz_asym_10_poz	-	0.68
	uz_asym_8_poz	-	0.68
	uz_asym_5_poz	-	0.70

Poznámka: seřazeno podle velikosti

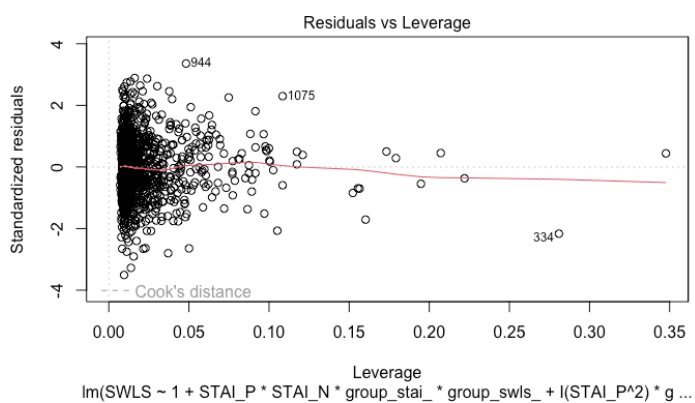
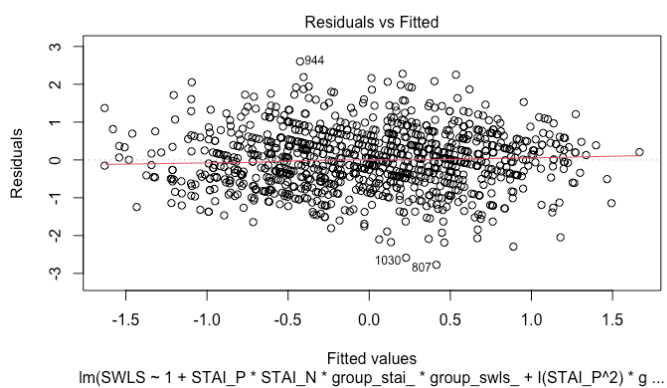
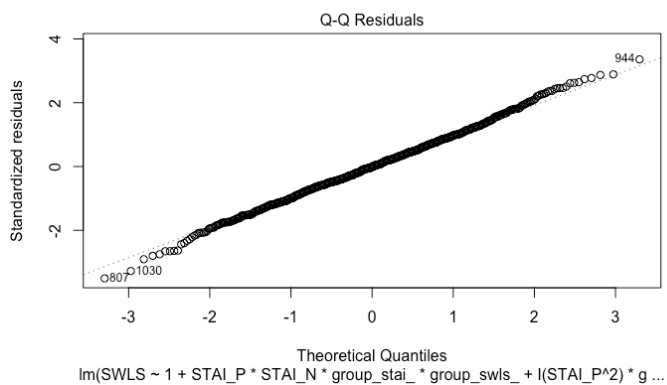
Příloha D Předpoklady regrese výšky



Multikolinearita výška

<i>Prediktor</i>	<i>VIF</i>
vyska_dot	3.814368
muz	3.781987
group	2.763378
$\text{l}(\text{vyska_dot}^2)$	8.290370
vyska_dot:muz	8.139019
vyska_dot:group	6.810535
muz:group	3.856952
muz: $\text{l}(\text{vyska_dot}^2)$	19.421660
group: $\text{l}(\text{vyska_dot}^2)$	13.327328
vyska_dot:muz:group	11.968458
muz:group: $\text{l}(\text{vyska_dot}^2)$	24.056143

Příloha E Předpoklady regrese SWLS a STAI

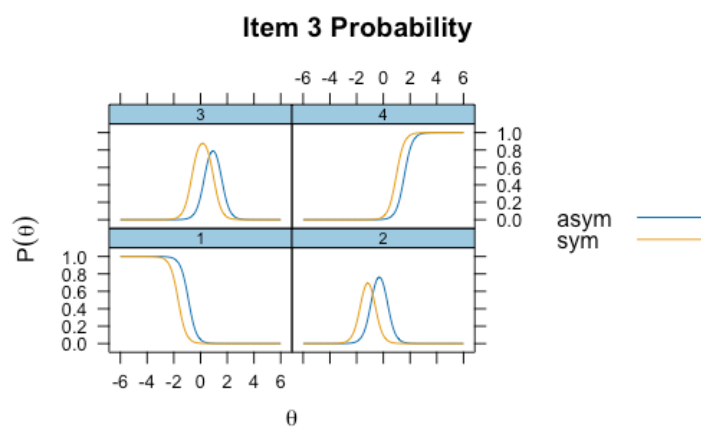
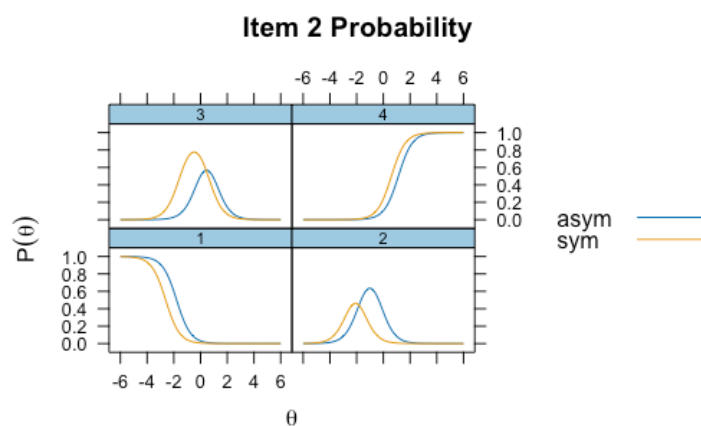
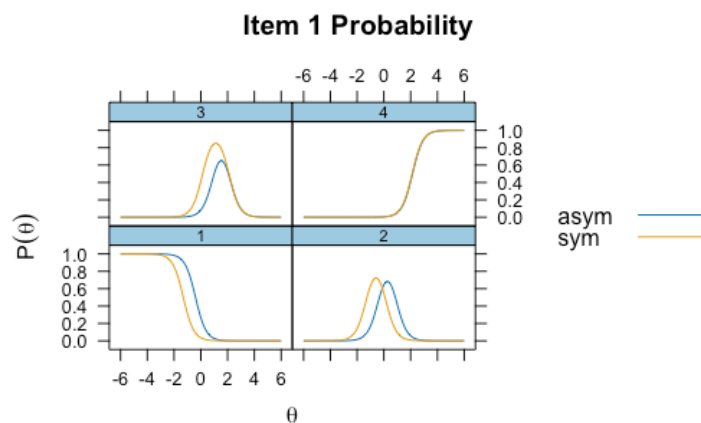


Multikolinearita SWLS a STAI

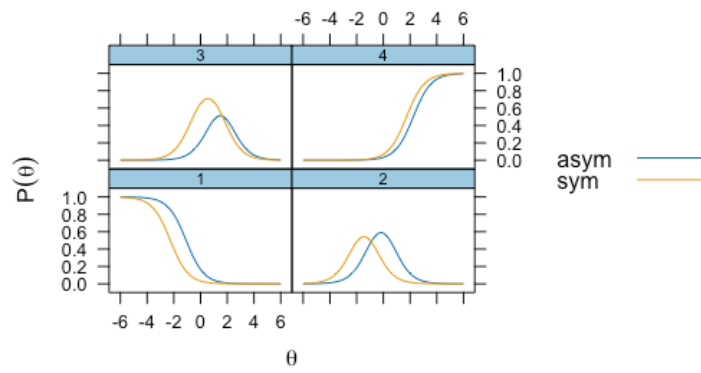
<i>Prediktor</i>	<i>VIF</i>
STAI_P	12.882157
STAI_N	10.674670
group_stai_	5.294816
group_swls_	5.296359
I(STAI_P ²)	20.430347
I(STAI_N ²)	17.971595
STAI_P:STAI_N	41.780127
STAI_P:group_stai_	10.816177
STAI_N:group_stai_	10.094864
STAI_P:group_swls_	12.269783
STAI_N:group_swls_	9.263129
group_stai_:group_swls_	7.311943
group_stai_:I(STAI_P ²)	22.606442
group_swls_:I(STAI_P ²)	26.709319
group_stai_:I(STAI_N ²)	21.010047
group_swls_:I(STAI_N ²)	17.432313
STAI_P:STAI_N:group_stai_	41.845834
STAI_P:STAI_N:group_swls_	41.584639
STAI_P:group_stai_:group_swls_	9.697539
STAI_N:group_stai_:group_swls_	8.066902
group_stai_:group_swls_:I(STAI_P ²)	21.241423
group_stai_:group_swls_:I(STAI_N ²)	16.307628
STAI_P:STAI_N:group_stai_:group_swls_	31.650709

Příloha F

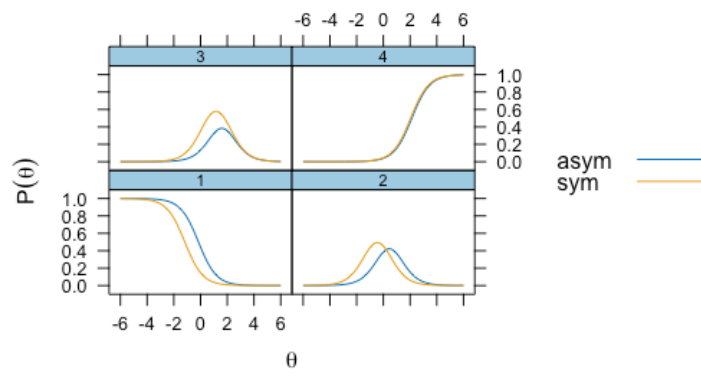
F.1 SWLS



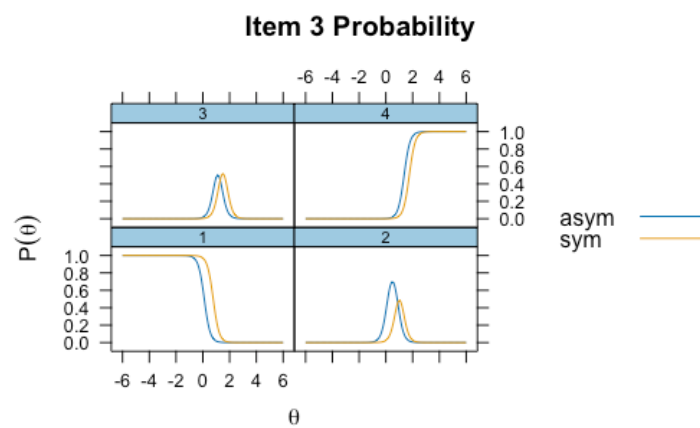
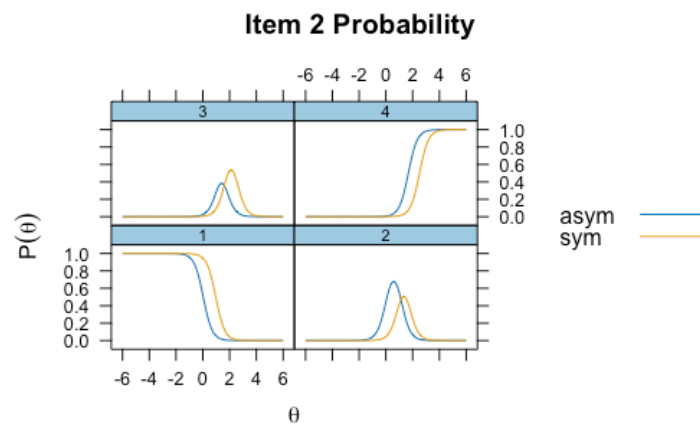
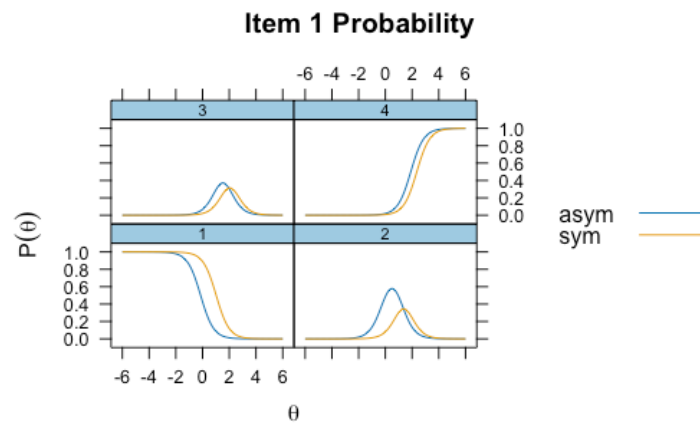
Item 4 Probability



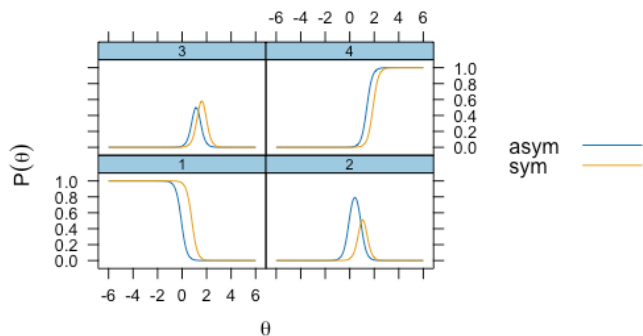
Item 5 Probability



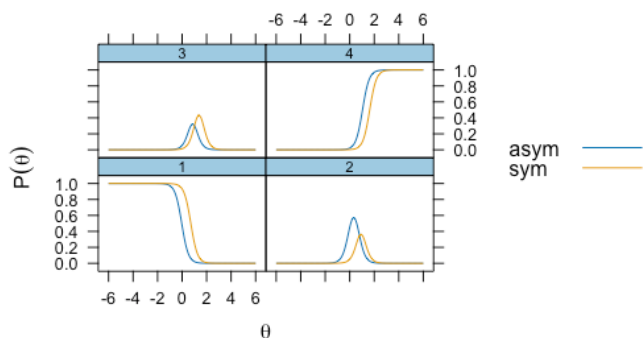
F.2 Výška ženy



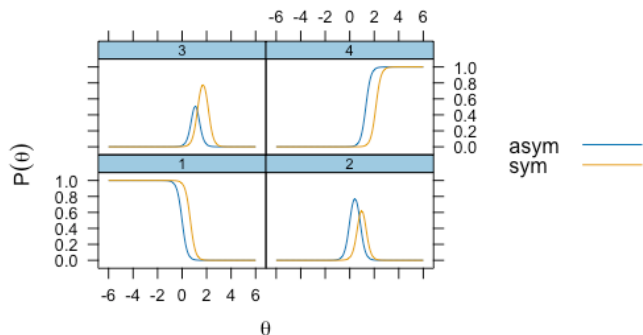
Item 4 Probability



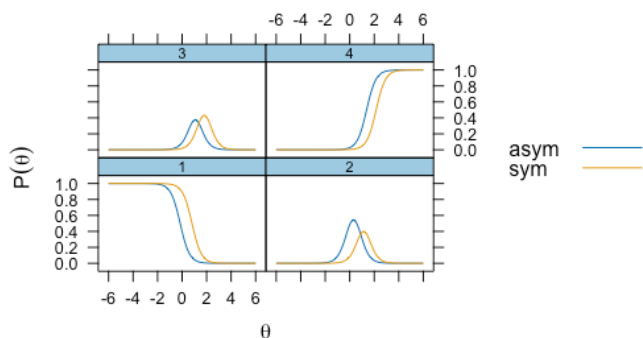
Item 5 Probability



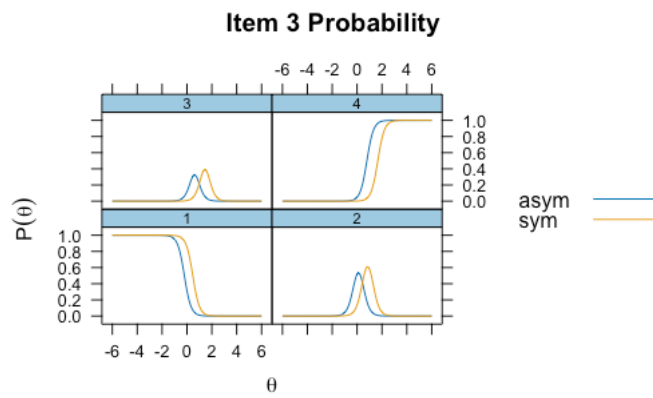
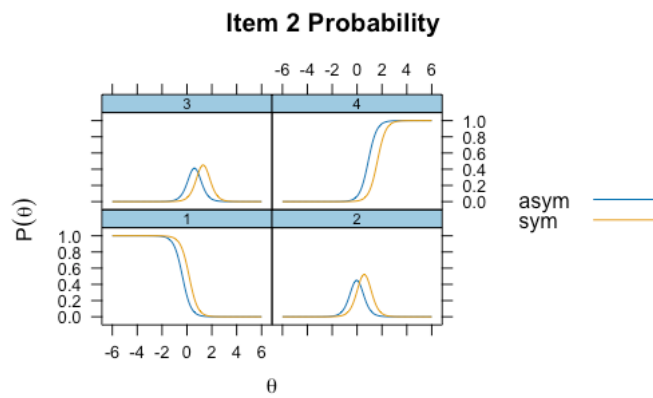
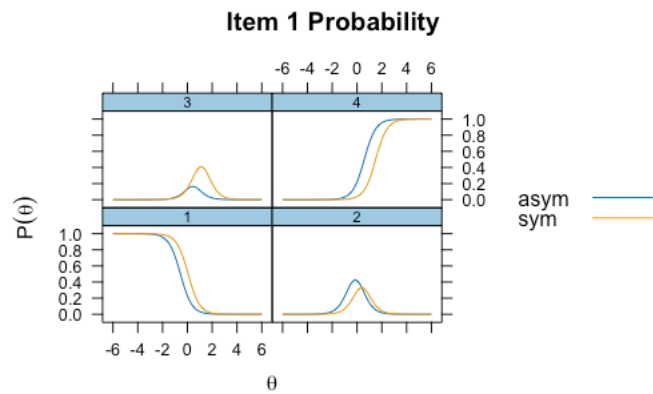
Item 6 Probability



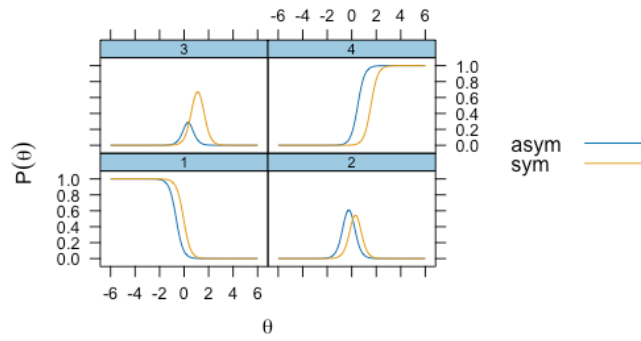
Item 7 Probability



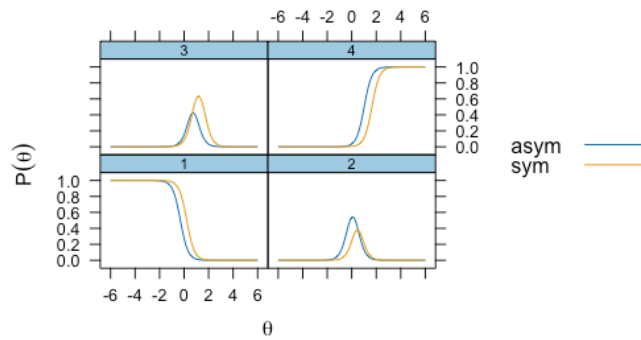
F.3 Výška mužů



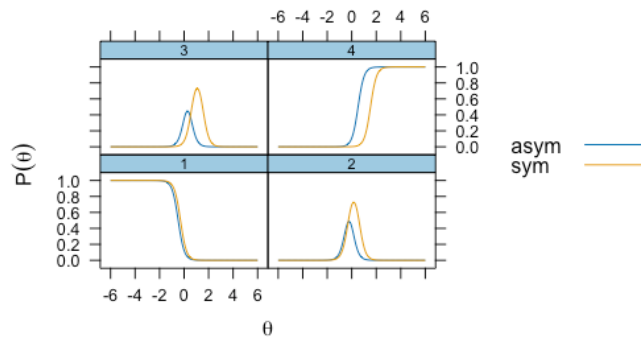
Item 4 Probability



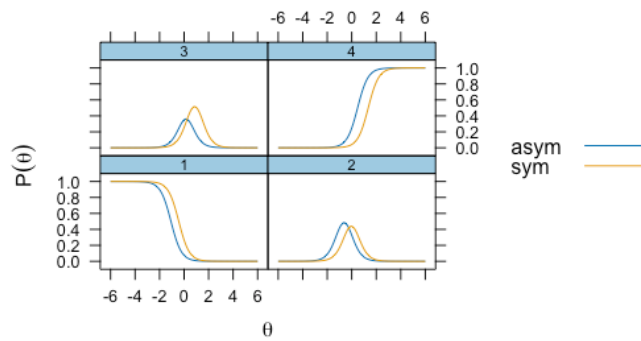
Item 5 Probability



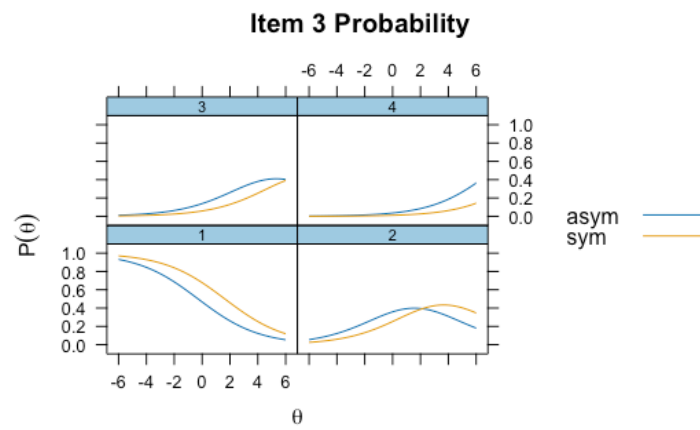
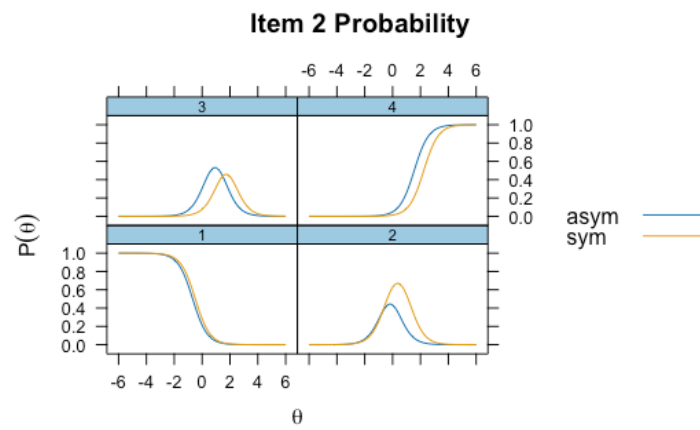
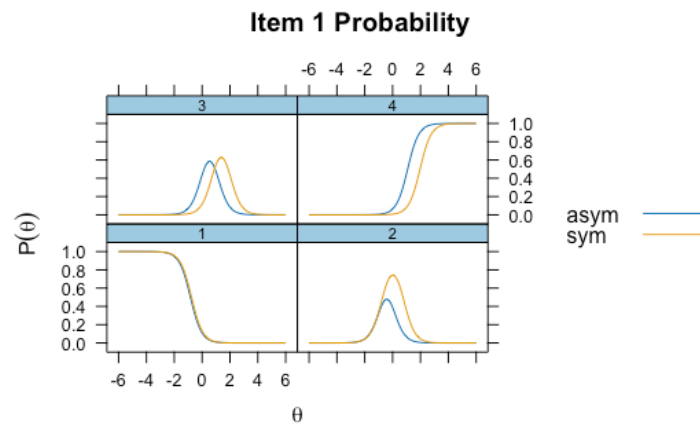
Item 6 Probability



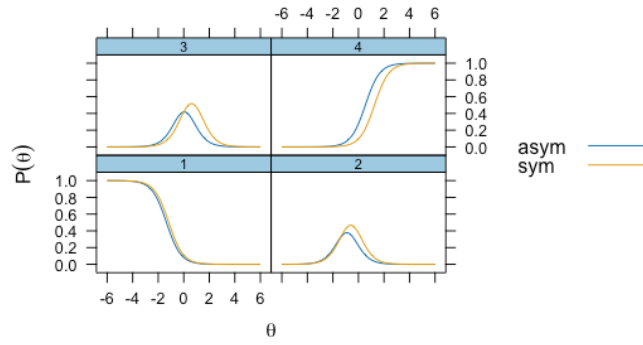
Item 7 Probability



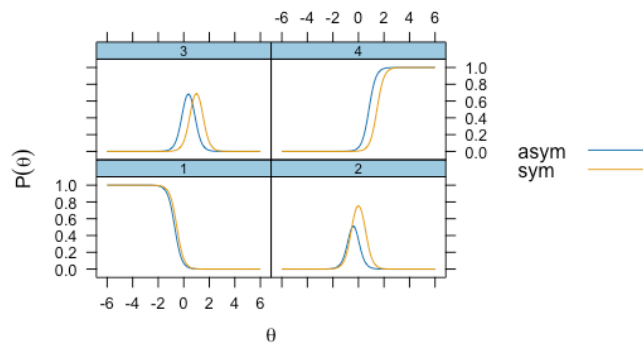
F.4 STAI negativní



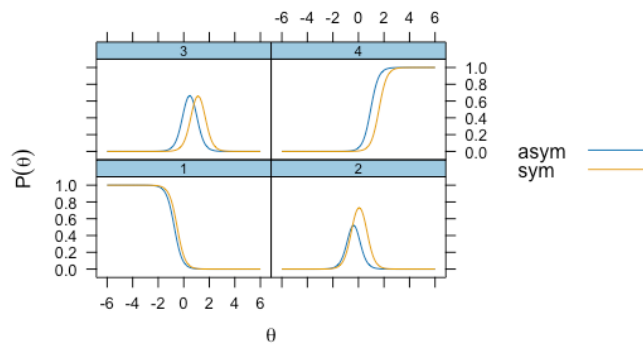
Item 4 Probability



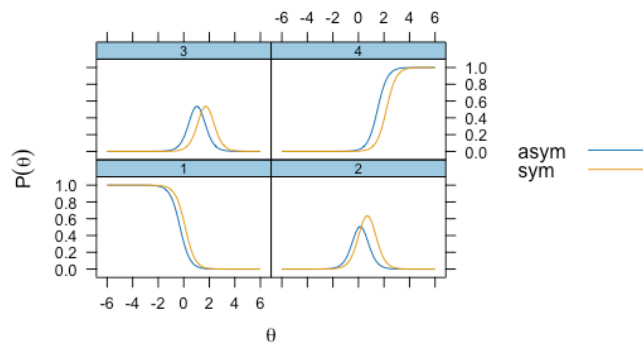
Item 5 Probability



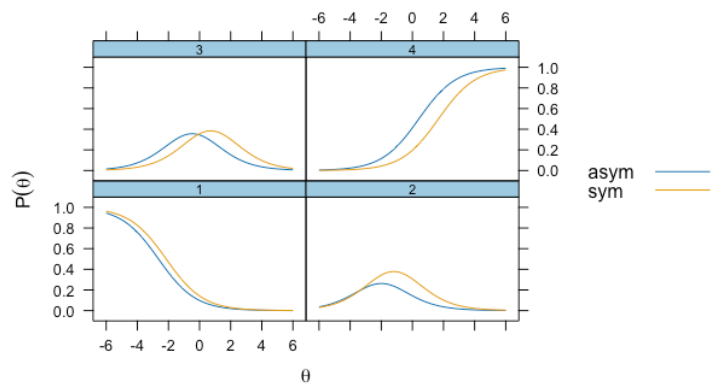
Item 6 Probability



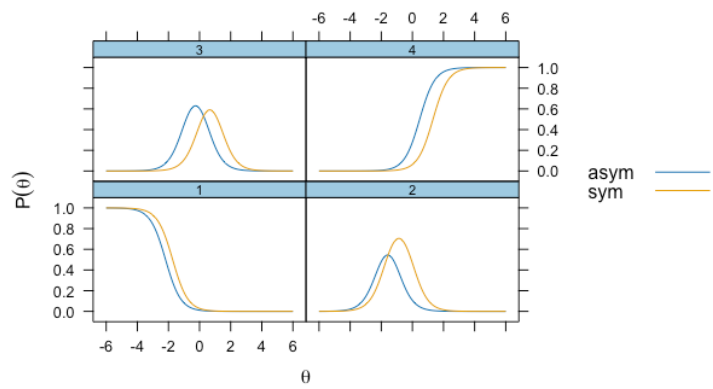
Item 7 Probability



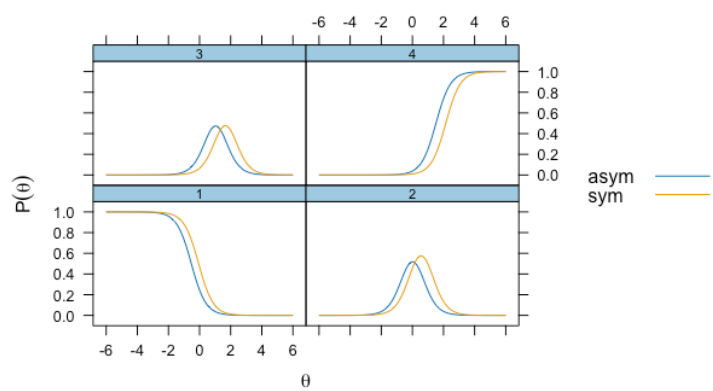
Item 8 Probability



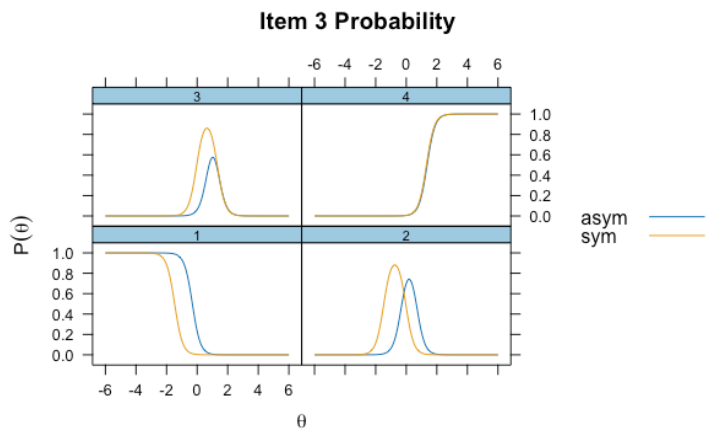
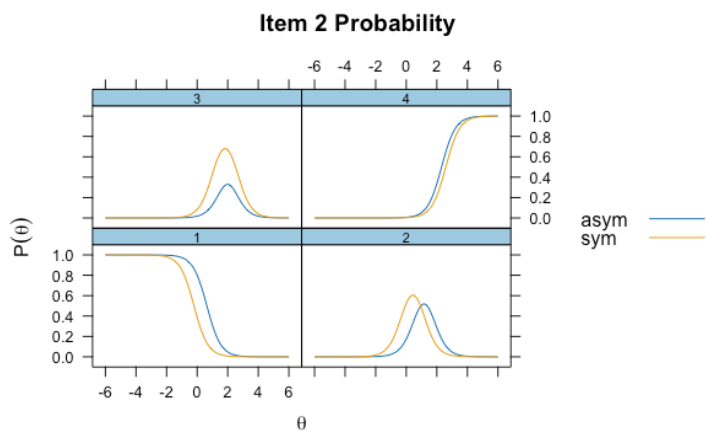
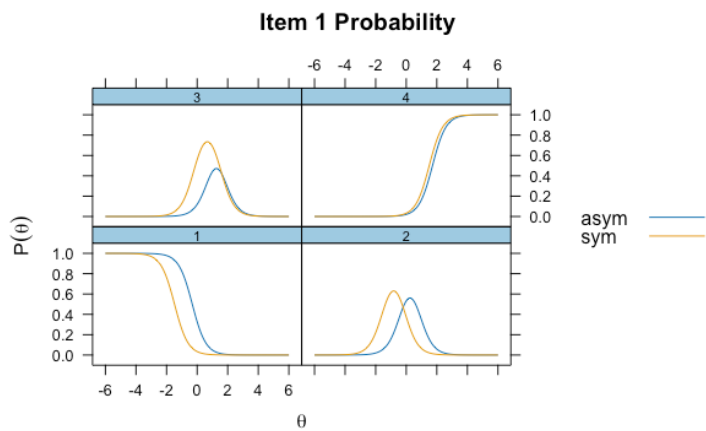
Item 9 Probability



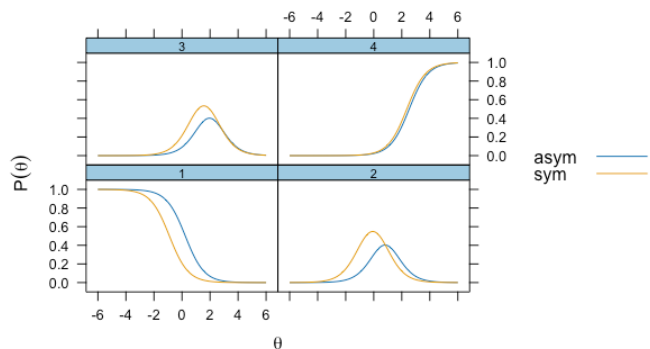
Item 10 Probability



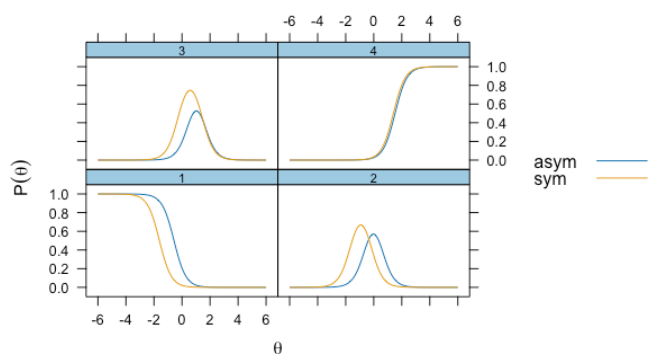
F.5 STAI pozitivní



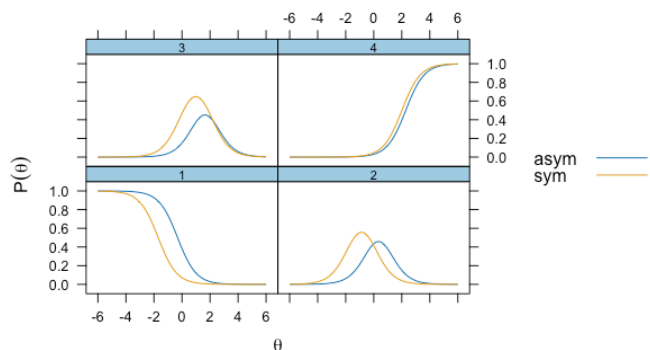
Item 4 Probability



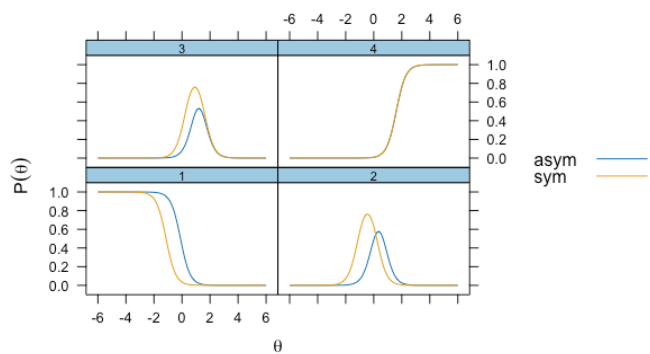
Item 5 Probability



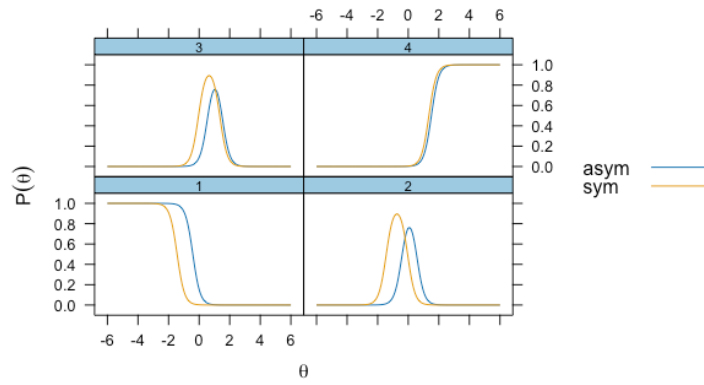
Item 6 Probability



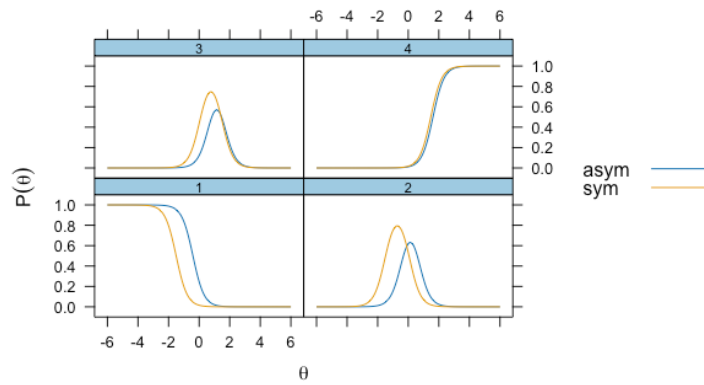
Item 7 Probability



Item 8 Probability



Item 9 Probability



Item 10 Probability

