

Subjektivní hodnocení problémů s pohybem: Užití parametrického modelu metody ukotvujících vinět¹

Hana Voňková²

Univerzita Karlova v Praze, Pedagogická fakulta

Anotace: Ve výzkumných šetřeních je sebehodnocení respondentů často užíváno k porovnání jejich objektivního stavu napříč různými skupinami. Problémem však je, že sebehodnocení může záviset nejen na objektivním stavu respondentů, ale také jejich odlišné interpretaci jednotlivých kategorií škály. Řešení tohoto problému nabízí metoda ukotvujících vinět. Na základě hodnocení hypotetických osob v krátkých příbězích (ukotvujících vinětách) je identifikována heterogenita užívání škály, což je následně využito pro korekci rozdílnosti užívání škály. Tento článek se zaměřuje na identifikaci heterogenity užívání škály při subjektivním hodnocení problémů s pohybem. Výběr tvoří obyvatelé starší padesáti let v deseti evropských zemích. Sběr dat proběhl v období 2006–2007. Je ukázáno, že belgičtí a italské respondenty jsou optimističtější při hodnocení problémů s pohybem. Čeští a nizozemští respondenty volí méně často koncové body škály. Po korekci heterogenity užívání škály je nejlepší aktuální stav pohyblivosti nalezen v Dánsku, Francii a Švédsku, zatímco čeští a polští senioři jsou nejméně mobilní. Menší problémy s pohyblivostí mají mladší muži s vyšším vzděláním. Po korekci užívání škály se rozdíly mezi muži a ženami a respondenty s vyšším a nižším vzděláním ještě zvyšují, neboť muži a respondenty s vyšším vzděláním označují daný problém s větší pravděpodobností za horší.

Klíčová slova: sebehodnotící otázky, heterogenita užívání škály, CHOPIT model, SHARE, pohyblivost

Subjective assessments of problems with moving around: Use of the parametric model of the anchoring vignette method

Abstract: In survey research, respondents' self-assessment is often used to compare the objective state across different groups. The problem is that self-assessments may depend on both the respondents' objective situation and the way in which they interpret scale categories. The anchoring vignette method offers a solution of this problem. Using evaluation of hypothetical persons in short stories (anchoring vignettes) the heterogeneity of the scale use is identified and used for correction of the response scale differences. This article aims at identification of heterogeneity in scale use, when respondents' problems with moving around are being studied. The sample consists of people aged fifty or older from ten European countries. Data collection was done in 2006–2007. It is shown that Belgian and Italian respondents are more optimistic when evaluating problems with moving around. Czech and Dutch respondents use the end points of the scale less often. After the correction for heterogeneity in reporting behavior, the best actual situation is found in Denmark, France and Sweden, while Czech and Polish seniors are the least mobile. Younger men with higher education have less problems with moving around. After the correction of reporting behavior the differences between both men and women and respondents with higher and lower

¹ Vznik článku byl umožněn na základě podpory projektu „The relationships between skills, schooling and labor market outcomes: A longitudinal study“ (No. P402/12/G130), který je financován Grantovou agenturou České republiky.

² Korespondenci pošlete na adresu: PhDr. RNDr. Hana Voňková, PhD. et PhD., Ústav výzkumu a rozvoje vzdělávání, Pedagogická fakulta, Univerzita Karlova v Praze, Myslíkova 7, 110 00, Praha 1, e-mail: hana.vonkova@pedf.cuni.cz.

50 education increase because men and respondents with higher education perceive a given problem as worse with higher probability.

Key Words: self-assessment questions, heterogeneity in reporting behavior, CHOPIT model, SHARE, mobility

1 Úvod

Sebehodnocení respondentů je ve výzkumných šetřeních v sociálních vědách využíváno velmi často. Příkladem může být hodnocení vlastního zdraví, well-being, spokojenosti se životem, sociálními kontakty, zaměstnáním, příjmem atd. Mezi hlavní důvody patří jejich relativně snadná dostupnost a nízké náklady. Sebehodnocení však může odrážet nejen objektivní stav respondentů (např. reálný stav zdraví), ale také jejich odlišné užívání jednotlivých kategorií škály (např. různí respondenti se stejným zdravím ho mohou hodnotit jako vynikající a jiní jako dostatečné). Pokud se užívání škály mezi respondenty liší, jejich odpovědi na sebehodnotící otázky nejsou porovnatelné. Tento jev je v literatuře označován jako odlišné fungování položky (*differential item functioning*, více např. Holland & Wainer, 1993).

Metoda ukotvujících vinět nabízí řešení tohoto problému. Jejím cílem je pomocí přímého měření rozdílnosti užívání škály korigovat („očistit“, přizpůsobit) sebehodnocení respondentů. Respondenti hodnotí v dané oblasti nejen sami sebe, ale také hypotetickou osobu popsanou v krátkém příběhu, tzv. ukotvující viněť (*anchoring vignette*).³ Vzhledem k tomu, že všichni respondenti hodnotí jednu a tutéž hypotetickou situaci, může být rozdílnost v hodnocení ukotvujících vinět interpretována jako rozdílnost užívání škály. Takto identifikovaná heterogenita je využita ke korekci sebehodnocení. Výsledky jsou následně porovnávány v jednotlivých zemích či socioekonomických skupinách.

Podstata metody ukotvujících vinět včetně jejích statistických základů a aplikace na datech byla poprvé popsána v King et al. (2004). Týkala se oblasti možnosti obyvatel Číny a Mexika ovlivňovat politická rozhodnutí. Respondentům byla předložena následující otázka: *Do jaké míry máte možnost ovlivňovat vládu v záležitostech, které se Vás týkají?* se škálou 1) *vůbec*, 2) *málo*, 3) *středně*, 4) *velmi* a 5) *neomezeně*. Respondenti v Mexiku uvedli v průměru mnohem menší možnosti ovlivňování politických rozhodnutí, ačkoli tomu dle autorů politická situace v době sběru dat nenasvědčovala. Diskrepanci mezi výpověďmi respondentů a aktuální situací se podařilo vysvětlit pomocí metody ukotvujících vinět. Respondenti mimo výše uvedené otázky hodnotili i situace hypotetických osob popsané v pěti ukotvujících viněťách. Příklad jedné z nich je následující: *[Imelda] nemá dostatek pitné vody. Společně se svými sousedy se snaží na tento problém upozornit pomocí sběru podpisů petice. Plánují ji předložit všem politickým stranám před nadcházejícími volbami. Do jaké míry má [Imelda] možnost ovlivňovat vládu v záležitostech, které se jí týkají? ... 1) vůbec, 2) málo, 3) středně, 4) velmi a 5) neomezeně*. Čínští respondenti systematicky volili vyšší kategorie při hodnocení ukotvujících vinět, což poukazovalo na jejich nižší standard pro

³ Český překlad metoda ukotvujících vinět je zaveden ve Voňková (2012).

hodnocení možnosti ovlivňovat vládní rozhodnutí. Po korekci výpovědí respondentů o heterogenitu v užívání škály se došlo k závěru, který byl v souladu s aktuální situací.

Metoda ukotvujících vinět byla použita i pro objasnění dalších diskrepancí mezi reálným (aktuálním, objektivním) stavem a výpověďmi respondentů. Jedná se např. o vysvětlení diskrepance mezi srovnatelným reálným stavem míry pracovní neschopnosti v různých zemích západní Evropy a severní Ameriky a signifikantními rozdílnostmi v těchto zemích vyplývajících z výzkumů mezi respondenty založenými na sebehodnoticích otázkách. Např. Kapteyn, Smith a van Soest (2007) ukázali zásadní rozdíl mezi reportovanou pracovní neschopností v Nizozemsku a Spojených státech amerických. V Nizozemsku uváděli respondenti mnohem vyšší míru pracovní neschopnosti, ačkoli tomu objektivní míry zdravotních podmínek a další ukazatele neodpovídají. Podstatný rozdíl mezi reálnou a reportovanou mírou se podařilo vysvětlit pomocí rozdílného užívání škály. Nizozemští respondenti mají mnohem vyšší standard a hodnotí danou situaci spíše jako horší.

Využití metody ukotvujících vinět se rozšířilo do mnoha sociálních věd. Zkoumá se především heterogenita užívání škály v různých zemích či socioekonomických skupinách a její dopad na přímé porovnávání odpovědí respondentů. Četné aplikace této metody se vyskytují ve studiích zaměřených na komparaci zdraví obyvatel (např. Salomon, Tandon, & Murray, 2004; Bago d'Uva, O'Donnell, & van Doorslaer, 2008; Voňková & Hullegie, 2011) a spokojenosti se zdravotním systémem (Murray et al., 2003; Sirven, Santos-Eggimann & Spagnoli, 2012).

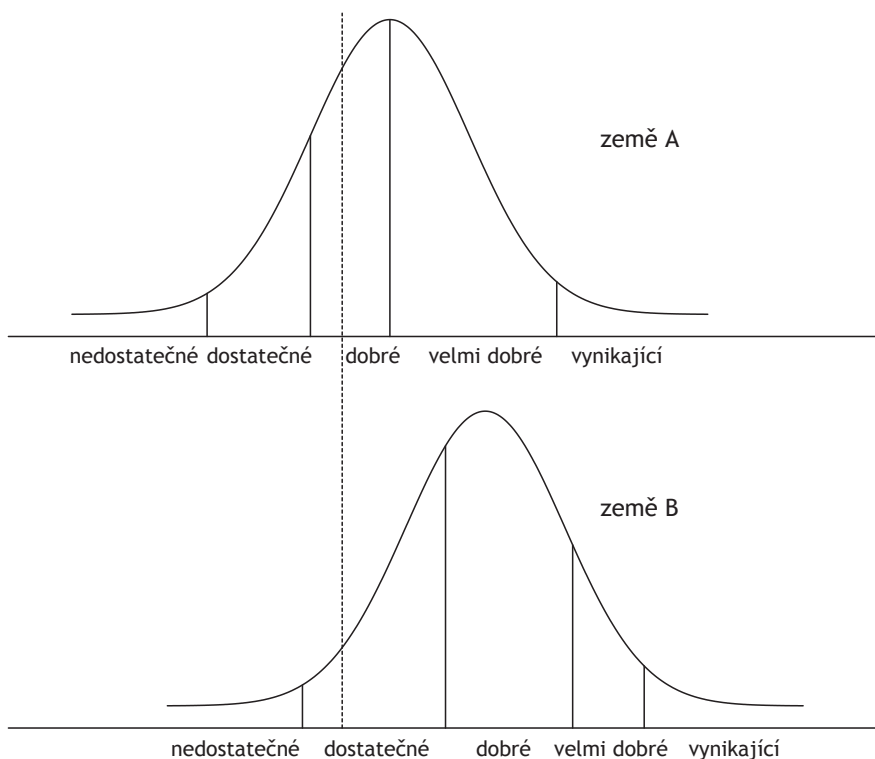
Tento článek se zaměřuje na komparaci problémů s pohybem u obyvatel starších padesáti let v deseti evropských zemích. Využívá data z projektu COMPARE (*Toolbox for improving the comparability of cross-national survey data with applications to SHARE*) sbíraných v období 2006–2007. Pomocí metody ukotvujících vinět je identifikována heterogenita užívání škály při hodnocení problémů s pohybem napříč těmito zeměmi a skupinami respondentů charakterizovanými pohlavím, věkem a úrovní vzdělání. Dále je studován vliv této heterogenity na pořadí zemí a rozdíly mezi skupinami v aktuálním (objektivním) stavu problémů s pohybem. K analýze je použit parametrický CHOPIT model (*compound hierarchical ordered probit model*) metody ukotvujících vinět. V česky psané literatuře jsou základy metody ukotvujících vinět popsány ve Voňková (2012), samotný CHOPIT model však prozatím v této literatuře při analýze výzkumných dat využit nebyl. Mimo aplikace CHOPIT modelu jsou proto také popsány jeho teoretické základy, vztah k běžně užívanému probitovému modelu pro ordinální proměnnou (*ordered probit model*) a možnosti odhadu obou modelů v různých statistických softwarech.

2 Idea metody ukotvujících vinět

Jádro myšlenky metody ukotvujících vinět bývá velmi často popisováno následujícím způsobem (viz např. King et al., 2004; Kapteyn et al., 2007; Voňková & Hullegie, 2011; Voňková, 2012).

Představme si, že máme dvě země A a B a naším cílem je porovnat zdraví obyvatel v těchto zemích na základě jejich odpovědi na sebehodnotící otázku *Jak byste zhodnotili své zdraví?* s pětibodovou škálou *nedostatečné, dostatečné, dobré, velmi dobré a vynikající*. Na obrázku 1 jsou zobrazena hypotetická rozdělení zdravotního stavu obyvatel v těchto zemích. Rozdělení v zemi A je posunuto ve srovnání s rozdělením v zemi B více vlevo. To označuje, že zdraví obyvatel v zemi B je lepší než v zemi A. Tato skutečná rozdělení jsou však výzkumníkům neznámá.

Místo nich je k dispozici sebehodnocení vlastního zdraví obyvatel na pětibodové škále *nedostatečné, dostatečné, dobré, velmi dobré a vynikající*. Kategorie škály jsou však v těchto zemích používány odlišným způsobem. Nižší standard pro hodnocení vykazují lidé v zemi A, jsou optimističtější v náhledu na určitý zdravotní stav. Toto lze např. zobrazit vertikální čarou reprezentující osobu s určitým objektivním zdravotním stavem. V zemi A hodnotí taková osoba své zdraví jako *dobré*, zatímco v zemi B jen jako *dostatečné*. Vycházíme-li při srovnávání zemí ze zdraví měřeného na sebehodnotící škále, můžeme rozdíl v průměrném zdravotním stavu mezi zeměmi A a B podhodnotit, nebo dokonce dojít k chybnému závěru, že je průměrné zdraví v zemi A lepší než v zemi B.



Obrázek 1 Porovnání zdraví pomocí sebehodnotících otázek v případě existence odlišného fungování položky (*differential item functioning*). Převzato z Voňková, 2012.

Metoda ukotvujících vinět nabízí řešení popsaného problému. Respondentům je společně se sebehodnotící otázkou předložena i tzv. ukotvující viněta. Jedná se o krátký příběh popisující v našem případě zdravotní stav nějaké hypotetické osoby, jež je následně respondenty hodnocena na stejné škále, která je použita v sebehodnotících otázkách. Můžeme si tedy např. představit, že zdravotní stav hypotetické osoby může odpovídat vertikální čáře na obrázku 1. Vzhledem k popsanému rozdílnému využití škály v uvedených zemích by respondenti v zemi A hodnotili zdraví hypotetické osoby jako dobré a respondenti v zemi B jako dostatečné. Rozdílné hodnocení lze připsat rozdílnému využívání škály, neboť v obou zemích byla hodnocena tatáž viněta, stejný zdravotní stav hypotetické osoby. Pomocí ukotvující viněty tedy můžeme identifikovat rozdíly v použití různých kategorií škály, což lze následně využít pro korekci hodnocení vlastního zdraví obyvatel zemí A a B o tyto rozdíly. Při využití parametrického modelu pak pomocí škály jedné z uvedených zemí můžeme vyjádřit zdraví obyvatel v obou zemích. Volba fixní škály nám umožňuje srovnávat již srovnatelné hodnocení zdravotního stavu obyvatel.

3 Probitový model pro ordinální proměnnou a CHOPIT model

Vztah odpovědí respondentů na (sebe)hodnotící otázky vyjádřené na ordinálních škálách a jejich socioekonomickými charakteristikami se často analyzuje pomocí probitového modelu pro ordinální proměnnou (*ordered probit model*). Parametrický model metody ukotvujících vinět CHOPIT (*compound hierarchical ordered probit model*) je rozšířením probitového modelu pro ordinální proměnnou. Tento model umožňuje odhadnout systematické rozdíly v mezích (*cut-points*) mezi jednotlivými kategoriemi škály, a zachycuje tak systematickou heterogenitu v odpovědích. V našem článku odhadneme oba modely a provedeme jejich porovnání. V této části si představíme jejich teoretické základy a aplikaci na sebehodnotící otázky o problémech s pohybem.

3.1 Probitový model pro ordinální proměnnou

Výchozím bodem probitového modelu pro ordinální proměnnou je spojitá latentní proměnná Y_i^* , která je konstruována následujícím způsobem:

$$Y_i^* = X_i\beta + \varepsilon_i,$$

kde X_i je vektor konstanty a vysvětlujících proměnných individua $i = 1, \dots, I$, β je vektor parametrů modelu a ε_i je náhodná veličina s normálním rozdělením $N(0, \sigma^2)$ reprezentující chybu.

Latentní proměnnou Y_i^* nepozorujeme přímo, s jednotlivými pozorovanými ordinálními odpověďmi Y_i koresponduje následujícím způsobem:

$$Y_i = j \Leftrightarrow \tau^{j-1} < Y_i^* \leq \tau^j,$$

kde $j = 1, \dots, J$ je hodnota pozorované veličiny Y_i (J je tedy počet bodů škály) a $-\infty = \tau^0 < \tau^1 < \dots < \tau^{J-1} < \tau^J = \infty$ jsou meze mezi jednotlivými ordinálními odpověďmi. Pro identifikaci parametrů se běžně využívá předpokladu, že $\sigma = 1$ a $\beta_1 = 0$.

Meze τ^j jsou v tomto modelu stejné pro všechny respondenty, což koresponduje s homogenitou užívání škály. Pokud tento předpoklad však splněn není, parametr β zahrne nejen objektivní rozdíly mezi respondenty charakterizovanými X_i , ale také heterogenitu užívání škály.

V naší studii reprezentuje Y_i odpověď respondenta i na sebehodnotící otázku o problémech s mobilitou vyjádřenou na pětibodové škále. Poslední dvě kategorie jsou vzhledem k jejich nízké četnosti sdruženy do jedné, a tudíž $J = 4$. Jako vysvětlovající proměnné X_i jsou uvažovány následující charakteristiky respondenta i : země, pohlaví, věk a úroveň vzdělání.

3.2 CHOPIT model

CHOPIT model zahrnuje korekci parametru β o heterogenitu užívání škály, která je odhadnuta pomocí hodnocení ukotvujících vinět jednotlivými respondenty. Model se skládá ze dvou částí – hodnocení ukotvujících vinět a sebehodnocení respondentů.

V první části je modelována nepozorovaná latentní proměnná Y_{vi}^* v ukotvující viněti $v = 1, \dots, V$ pro respondenta $i = 1, \dots, I$ následujícím způsobem:

$$Y_{vi}^* = \theta_v + \varepsilon_{vi},$$

kde θ_v odpovídá úrovni situace hypotetické osoby v ukotvující viněti v a ε_{vi} je náhodná veličina s normálním rozdělením $N(0, \sigma_v^2)$. Poznamenejme, že θ_v je konstantní pro všechny respondenty, protože každému z nich je předložena stejná viněta. V této neměnnosti v závislosti na respondentových charakteristikách je zároveň obsažen předpoklad ekvivalence vinět (*vignette equivalence*), tj. že respondenti interpretují situaci v dané viněti stejným způsobem.

Latentní proměnná Y_{vi}^* koresponduje s pozorovaným hodnocením ukotvující viněty Y_{vi} následujícím způsobem:

$$Y_{vi} = j \Leftrightarrow \tau_i^{j-1} \leq Y_{vi}^* < \tau_i^j, \quad j = 1, \dots, J.$$

Respondent i tedy hodnotí ukotvující vinětu v volbu škálové kategorie j , pokud se nachází latentní proměnná Y_{vi}^* mezi jeho mezemi τ_i^{j-1} a τ_i^j . Tyto meze nejsou pro všechny stejné, pro každého respondenta i jsou modelovány následujícím způsobem:

$$\begin{aligned} \tau_i^1 &= X_i \gamma_1, \\ \tau_i^j &= \tau_i^{j-1} + e^{X_i \gamma_j}, \quad j = 2, \dots, J-1, \\ \tau_i^0 &= -\infty, \quad \tau_i^J = \infty, \end{aligned}$$

kde y_i je vektor parametrů zachycující vliv charakteristik X_i na posun mezi mezi jednotlivými kategoriemi.

Druhá část modelu vyjadřuje odpovědi na sebehodnotící otázku. Podobně jako v probitovém modelu pro ordinální proměnnou koresponduje latentní proměnná Y_{si}^* s pozorovanou odpovědí na sebehodnotící otázku Y_{si}^* následujícím způsobem:

$$Y_{si}^* = X_i \beta_s + \varepsilon_{si}, \quad i = 1, \dots, I,$$

$$Y_{si} = j \Leftrightarrow \tau_i^{j-1} < Y_{si}^* \leq \tau_i^j, \quad j = 1, \dots, J.$$

Zásadním rozdílem oproti probitovému modelu pro ordinální proměnnou však je, že se meze τ_i^j mezi jednotlivými kategoriemi škály j mohou měnit v závislosti na charakteristikách respondenta i , a to tak, jak je předpokládáno v první části modelu pro hodnocení vinět. Tento předpoklad je nazýván konzistence odpovědí (*response consistency*), tj. že respondent užívá stejnou škálu pro hodnocení vlastní situace a situace osoby popsané v ukotvujících vinětách.

V naší studii reprezentuje Y_{vi} hodnocení problémů s mobilitou hypotetické osoby v ukotvující viněti v respondentem i . Y_{si} odpovídá stejně jako v probitovém modelu pro ordinální proměnnou odpovědi na sebehodnotící otázku o problémech s mobilitou. Jako vysvětlující proměnné X_i jsou opět uvažovány následující charakteristiky respondenta i : země, pohlaví, věk a úroveň vzdělání. Aktuální problémy s mobilitou i užívání kategorií škály tedy mohou v CHOPIT modelu variovat v závislosti na uvedených charakteristikách respondentů.

Probitový model pro ordinální proměnnou je běžně používaným modelem a je možné ho odhadnout v téměř všech statistických softwarech. Jmenujme např. R (knihovna MASS s příkazem *polr*), STATA (příkaz *oprobit*), SPSS (příkaz *plum*) a Gretl (příkaz *probit*). CHOPIT model je prozatím implementován v softwarech R (knihovna *anchors* s příkazem *chopit*) a STATA (příkaz *gllamm* s odkazem na *soprobit*). V R je příklad aplikace CHOPIT modelu se všemi potřebnými příkazy popsán např. Wand, King a Lau (2011). Pro STATA je obdobný popis k dispozici např. Rabe-Hesketh a Skrondal (2002).

4 Aplikace CHOPIT modelu při studiu mobility respondentů v různých skupinách

4.1 Data a popisné statistiky

Analýza je založena na datech z projektu COMPARE (*Toolbox for Improving the Comparability of Cross-National Survey Data with Applications to SHARE*) sbíraných v období 2006–2007. Data je možno získat za podmínek uvedených na následujících webových stránkách <http://www.share-project.org/data-access-documentation/research-data-center-data-access.html>. Ve výběru jsou respondenti ve věku padesáti a více let z deseti evropských zemí (Belgie, Česká republika, Dánsko, Francie,

56 Itálie, Německo, Nizozemsko, Polsko, Španělsko a Švédsko). Projekt implementuje ukotvující viněty v různých oblastech well-being: zdraví, pracovní neschopnost, spokojenost se zaměstnáním, denní aktivity, příjem, sociální kontakty, život obecně atd. Zaměřuje se tak na zlepšení komparability subjektivních měř well-being napříč zeměmi a socioekonomickými skupinami.

Deskriptivní statistiky našeho výběru jsou uvedeny v tabulce 1. Celkový počet respondentů je 6915, přičemž nejvíce z nich je z Německa (1129) a nejmenší zastoupení má Francie (361). Ve výběru je přibližně 45 % procent mužů a průměrný věk je přibližně 64 let (směrodatná odchylka je 10 let). Vzdělání je pro účely analýzy rozděleno do třech kategorií dle klasifikace ISCED 1997 (*International Standard Classification of Education 1997*). První kategorie v naší analýze „nízká úroveň vzdělání“ reprezentuje ISCED 0 a 1, druhou kategorií „střední úroveň vzdělání“ tvoří ISCED 2 a 3 a poslední „vysoká úroveň vzdělání“ sjednocuje ISCED 4 až 6. Ve výběru je 17,5 % respondentů s nízkou úrovní vzdělání, 59,2 % se střední úrovní a 23,4 % s vysokou úrovní vzdělání. Složení výběru v jednotlivých zemích je pro uvedené charakteristiky popsáno v tabulce 1. Nejmenší procento mužů je zastoupeno v České republice (40,4 %), nejvíce naopak v Nizozemsku (47,5 %). Největší věkový průměr respondentů je ve Švédsku (66,3 let). Kategorie středního vzdělání je nejvíce zastoupena v České republice (88,7 %) a Polsku (80,9 %). Relativně rovnoměrné zastoupení všech tří zavedených kategorií vzdělání je ve Švédsku (30,9 % s nízkým, 36,2 % se středním a 33 % s vysokým vzděláním). CHOPIT model a probitový model pro ordinální proměnnou jsou odhadnuty jednak bez zahrnutí těchto charakteristik respondentů, jednak s těmito charakteristikami. Lze tudíž sledovat změnu pořadí zemí v problémech s mobilitou, před kontrolou a po kontrole, o tyto proměnné.

Jedna ze zdravotních domén se zaměřovala na problémy s pohybem. Respondentům byla předložena sebehodnotící otázka: *Celkově vzato, jak velké potíže nebo bolesti jste měli/a v průběhu posledních 30 dní při pohybu?* s pětibodovou škálou *žádné, malé, středně silné, silné, extrémní*. Následně respondenti také hodnotili zdraví hypotetické osoby popsané v ukotvující vinětě: *Pan Rudolf ujde bez problémů vzdálenosti do 200 metrů, ale po jednom kilometru nebo vystoupení schodů do jednoho patra se cítí unaven. S každodenními činnostmi, jako donést si domů nakoupené potraviny, problémy nemá. Jak velké problémy má podle Vašeho názoru pan Rudolf s pohybem?* se stejnou pětibodovou škálou jako u sebehodnotící otázky *žádné, malé, středně silné, silné, extrémní*. Deskriptivní statistiky sebehodnocení a hodnocení ukotvující vinětě v jednotlivých zemích jsou uvedeny v tabulce 1. Polovina respondentů odpověděla, že problémy s pohyblivostí nemají žádné, čtvrtina z nich má problémy malé a přibližně 16 % středně silné. Problémy silné či extrémní reportovalo pouze 8 % respondentů (kategorie silné problémy a extrémní problémy byly sjednoceny do jedné kategorie kvůli malému počtu pozorování, v CHOPIT modelu by nebylo možné identifikovat některé parametry mezi). Největší procento respondentů udávajících svůj pohyb jako bezproblémový je v Dánsku (69,5 %) a naopak nejmenší je v České republice (26,5 %).

Většina respondentů hodnotí problémy s pohybem v ukotvující viněťe buď jako malé (39,6 %), či středně silné (38,7 %). Pouze 7 % shledává popsany pohyb jako bezproblémový a naopak 14,3 % ho hodnotí jako silně či extrémně problematický. Rozdílnost v hodnocení viněty zachycuje heterogenitu užívání škály. Například v České republice je nejmenší procento respondentů shledávající uvedený pohyb jako bezproblémový (4,3 %). Na druhém konci stojí Itálie (11,4 %) a Francie (10,2 %). Naopak jako silné či extrémní problémy uvádí k hodnocení viněty nejvíce respondentů ze Švédska (26,6 %), Polska (25,2 %) a Španělska (22,2 %). Volba prostředních kategorií je nejvíce zastoupena v České republice (malé problémy udává 48,7 % a středně silné problémy 40,8 % respondentů).

Tabulka 1 Popisné statistiky – distribuce odpovědí na sebehodnotící otázku a vinětu a charakteristiky respondentů v jednotlivých zemích

	B	CZ	DK	DE	F	IT	NL	PO	ES	SE	celkem
sebehodnocení 1	51,3	26,5	69,5	42,3	65,7	56,8	49,9	45,4	53,3	53,6	50,2
2	26,2	39,6	16,1	31,3	13,9	22,8	32,7	17,2	19,0	23,4	25,4
3	15,9	23,4	10,7	17,8	16,3	12,7	11,6	21,5	17,1	16,0	16,4
4	6,6	10,4	3,7	8,6	4,2	7,7	5,7	15,9	10,6	7,0	8,0
průměr	1,8	2,2	1,5	1,9	1,6	1,7	1,7	2,1	1,8	1,8	1,8
viněta 1	9,3	4,3	8,7	5,8	10,2	11,4	5,7	8,1	6,3	5,5	7,4
2	53,4	48,7	38,9	32,0	35,2	45,9	43,4	25,7	28,0	36,0	39,6
3	31,6	40,8	40,0	44,0	41,3	31,8	38,9	40,9	43,5	31,9	38,7
4	5,7	6,3	12,4	18,2	13,3	10,9	12,0	25,2	22,2	26,6	14,3
průměr	2,3	2,5	2,6	2,7	2,6	2,4	2,6	2,8	2,8	2,8	2,6
muž	45,9	40,4	44,3	45,9	44,0	46,2	47,5	43,0	45,5	46,0	44,8
věk průměr	65,3	64,5	64,1	65,0	64,7	65,0	61,6	62,8	64,2	66,3	64,4
sm. odchylka	10,0	10,0	9,8	9,3	10,0	8,8	9,8	9,7	10,3	10,1	9,8
vzd ISCED 0-1	25,6	0,1	0,1	0,7	36,6	49,7	13,2	1,5	56,9	30,9	17,5
ISCED 2-3	51,8	88,7	60,8	69,6	39,1	41,1	59,6	80,9	29,8	36,2	59,2
ISCED 4-6	22,6	11,2	39,1	29,7	24,4	9,2	27,2	17,6	13,3	33,0	23,4
počet pozorování	854	893	975	1129	361	676	507	540	510	470	6915

Pozn. Sebehodnocení 1, 2, 3 a 4 postupně odpovídá odpovědím na sebehodnotící otázku žádné, malé, středně silné a silné až extrémní problémy. Analogicky pro viněty 1, 2, 3 a 4. Distribuce sebehodnocení a hodnocení vinět, pohlaví a distribuce vzdělání jsou uvedeny v procentech. U věku je udán průměr a směrodatná odchylka. Jsou použity následující zkratky zemí: B (Belgie), CZ (Česká republika), DK (Dánsko), DE (Německo), F (Francie), IT (Itálie), NL (Nizozemsko), PO (Polsko), ES (Španělsko) a SE (Švédsko).

4.2 Pořadí zemí v aktuálním stavu mobility

Aktuální stav problémů s pohybem a heterogenita užívání škály je studována pomocí CHOPIT modelu a probitového modelu pro ordinální proměnnou zahrnující mimo země i ostatní charakteristiky respondentů. Odhady koeficientů obou modelů jsou provedeny ve STATA a jsou uvedeny v tabulce 2. Pořadí zemí v mobilitě respondentů jsou uvedeny v tabulce 3.

Tabulka 2 Probitový model pro ordinální proměnnou a CHOPIT model s dummy proměnnými za země a dalšími charakteristikami respondentů

	Probitový model				CHOPIT						
	B		B		Y ₁		Y ₂		Y ₃		
	koef	sig	koef	sig	koef	sig	koef	sig	koef	sig	
B	-0,258	0,000	0,039	0,527	0,257	0,000	0,105	0,028	0,031	0,588	
CZ	0,234	0,000	0,351	0,000	-0,062	0,172	0,288	0,000	0,165	0,001	
DK	-0,593	0,000	-0,401	0,000	0,229	0,000	-0,135	0,008	0,004	0,938	
F	-0,577	0,000	-0,362	0,000	0,278	0,000	-0,272	0,000	0,061	0,395	
IT	-0,411	0,000	-0,135	0,056	0,299	0,000	-0,032	0,574	-0,171	0,009	
NL	-0,191	0,002	-0,106	0,143	0,030	0,573	0,175	0,002	-0,022	0,738	
PO	0,141	0,016	0,162	0,018	0,181	0,000	-0,419	0,000	-0,106	0,064	
ES	-0,257	0,000	-0,212	0,006	0,123	0,022	-0,249	0,001	-0,045	0,495	
SE	-0,289	0,000	-0,258	0,001	0,081	0,135	-0,060	0,349	-0,277	0,000	
Muž	-0,178	0,000	-0,243	0,000	-0,060	0,007	-0,001	0,981	-0,041	0,155	
věk 50–	-0,132	0,155	-0,079	0,457	0,106	0,100	-0,099	0,248	-0,200	0,048	
61–70	0,149	0,000	0,155	0,000	-0,021	0,421	0,076	0,014	0,051	0,145	
71–80	0,463	0,000	0,472	0,000	-0,032	0,308	0,085	0,019	0,127	0,001	
81+	0,881	0,000	0,928	0,000	-0,015	0,744	0,083	0,110	0,152	0,005	
ISCED 0-1	0,147	0,001	0,093	0,075	-0,031	0,370	-0,026	0,536	-0,021	0,658	
ISCED 4-6	-0,264	0,000	-0,343	0,000	-0,085	0,003	0,012	0,714	-0,007	0,842	
konstanta	0	-	0	-	-0,099	0,026	-0,284	0,000	-0,362	0,000	
	lnσ		θ		lnσ _s		lnσ _v				
	0	-	0,801	0,000	0	-	-0,561	0,019			
	τ	st. ch.									
	-0,104	0,042									
	0,647	0,043									
	1,415	0,046									
loglikelihood	-7784,3		-15790,7								

Pozn. *Koef* označuje odhadnutou hodnotu parametrů probitového modelu pro ordinální proměnnou a chopit modelu popsaných v části 3. *Sig* je příslušná p-hodnota a *st. ch.* směrodatná chyba. Normalizační předpoklady pro probitový model pro ordinální proměnnou jsou $\beta_1 = 0$ a $\sigma = 1$ a pro CHOPIT model $\beta_1 = 0$ a $\sigma_s = 1$. Dummy proměnná (zkráceně dummy) je indikátorem toho, zda se jev vyskytuje (hodnota dummy je rovna jedné), či nikoli (hodnota dummy je rovna nule).

Největší rozdíl aktuálního stavu mobility je nalezen v případě Belgie. Před korekcí heterogenity ve stylu využívání škály je na pátém místě s tím, že dosahuje statisticky lepšího výsledku než referenční země Německo. Po korekci rozdílnosti využívání škály klesá v hodnocení objektivního stavu mobility až na osmé místo označující jednu z nejhorších pozic mezi zkoumanými zeměmi, přičemž tento stav není statisticky odlišný od referenčního stavu v Německu. Uvedený pokles koresponduje s popisnými statistikami hodnocení ukotvující viněty. Toto hodnocení je ve srovnání s ostatními zeměmi více pravostranně sešikmené, tj. respondenti hodnotí ukotvující vinětu optimističtěji a shledávají popsany problém hypotetické osoby s větší pravděpodobností jako mírný či žádný.

Tabulka 3 Pořadí zemí v mobilitě a odlišnosti užívání škály

	Plné modely s dummy za země a ostatními charakteristikami respondentů			Neúplné modely pouze s dummy za země		
	CHOPIT			Probitový model	CHOPIT	Probitový model
	β	γ_1	γ_2	β	β	β
B	8 ●	3 ▲	3 ▲	5 ▲	8 ●	6 ▲
CZ	10 ▼	10 ●	1 ▲	9 ▼	10 ▼	10 ▼
DE	7 ●	9 ●	4 ●	8 ●	7 ●	8 ●
DK	1 ▲	4 ▲	7 ▼	1 ▲	1 ▲	1 ▲
F	2 ▲	2 ▲	9 ▼	2 ▲	2 ▲	2 ▲
IT	5 ●	1 ▲	5 ●	3 ▲	6 ●	3 ▲
NL	6 ●	8 ●	2 ▲	7 ▲	4 ▲	4 ▲
PO	9 ▼	5 ▲	10 ▼	10 ▼	9 ▼	9 ▼
ES	4 ▲	6 ▲	8 ▼	6 ▲	5 ●	7 ▲
SE	3 ▲	7 ●	6 ●	4 ▲	3 ▲	5 ▲

Pozn. ▲ označuje u parametrů β statisticky významně lepší pořadí v analyzované mobilitě respondentů než u referenčního Německa (parametr β je statisticky významně menší na hladině významnosti 5 %), u parametru γ_1 statisticky významně optimističtější přístup k označování problémů jako žádné či malé než u referenčního Německa a u parametru γ_2 označuje statisticky významně větší pásmo problémů označovaných jako malé ve srovnání s referenčním Německem. Dále ● znamená, že uvedené parametry nejsou statisticky významně odlišné. ▼ označuje statisticky významnou odlišnost v opačném směru, než je u ▲.

Další zemí s relativně nižším standardem pro hodnocení objektivního stavu mobility je Itálie. Před přizpůsobením pořadí zemí o rozdílnost využívání škály je na třetím nejlepším místě a její výsledek je statisticky významně lepší (hladina významnosti je v celém článku stanovena na 0,05) než referenční Německo. Po korekci však klesá na místo páté a její výsledek není statisticky významně odlišný od výsledku německého.

Naopak země, jejíž pořadí je v CHOPIT modelu lepší než probitovém modelu pro ordinální proměnnou, je Španělsko. Z šestého místa se její pozice po korekci ve stylu

60 užívání škály zlepšuje na místo čtvrté, což opět odpovídá deskriptivním statistikám hodnocení problému hypotetické osoby s mobilitou popsané v ukotvující vině. Většina respondentů (65,7 %) ho shledává jako středně až extrémně závažný, což je ve srovnání s ostatními zeměmi vysoké procento. Pořadí ostatních zemí se po korekci využívání škály výrazněji nemění. Nejlepší aktuální stav mobility respondentů je v Dánsku, Francii a Švédsku. Naopak nejhorší mobilita je identifikována v České republice a Polsku.

4.3 Využívání škály jednotlivých zemí

Změny pořadí zemí po korekci užití škály souvisí se standardy pro hodnocení určitého aktuálního stavu mobility. V CHOPIT modelu jsou zachyceny v parametrech jednotlivých mezí (y_1 až y_3), přičemž nejdůležitější meze lze považovat y_1 a následně y_2 , které rozdělují první tři kategorie škály (žádné, malé a střední problémy), kde se nachází většina odpovědí respondentů na sebehodnotící otázky. Odhady parametrů y jsou uvedeny v tabulce 2, pořadí zemí na základě těchto parametrů je shrnuto v tabulce 3.

V případě první meze, tj. rozlišení problémů jako žádné či malé, je neoptimističtější Itálie, následovaná Francií, Belgií a Dánskem. Respondenti z těchto zemí tedy určitý typ problému považují s menší pravděpodobností za mírný a kloní se spíše ke kategorii žádný problém. Naopak Česká republika, Německo, Nizozemsko a Švédsko mají v případě odlišování prvních dvou kategorií škály vyšší standard a daný problém označují ve srovnání s ostatními zeměmi spíše jako mírný než žádný.

Odhad koeficientů druhé meze (y_2) zachycuje posun od meze první ($\tau_i^2 = \tau_i^1 + e^{X_i y_2}$). V případě Belgie je první i druhá mez relativně vysoká, což implikuje, že Belgičané označují problém s mobilitou jako střední či ještě závažnější s relativně malou pravděpodobností a kloní se spíše k optimističtějším kategoriím. Toto přispívá k relativně největší změně v pořadí zemí při analyzovaném aktuálním stavu mobility. Zajímavou zemí z hlediska volby jednotlivých kategorií škály je Česká republika. Zatímco ve volbě mezi prvními dvěma kategoriemi vykazuje vysoký standard a problémy s mobilitou se zdráhá označovat jako žádné, druhou kategorií označující malé problémy udává ve srovnání s ostatními zeměmi nejširší pásmo objektivních problémů s mobilitou (koeficient y_2 je u České republiky největší). Pokud oba efekty složíme dohromady, dostáváme se k závěru, že Česká republika je v hodnocení spíše mírnější a společně s Belgií a Itálií vykazuje nízké standardy pro označování problémů s mobilitou. Z hlediska pořadí zemí v úrovni objektivních problémů s mobilitou nemá však tento závěr zásadní dopad, neboť před korekcí využití škály se Česká republika nachází na předposledním místě a po provedené korekci klesá na místo poslední.

Vliv odlišného užívání škály na aktuální úroveň mobility v jednotlivých zemích lze přehledně zachytit srovnáním popisných statistik distribuce sebehodnocení (viz tabulka 1) se simulovanou distribucí s fixními mezemi mezi škálovými kategoriemi (viz tabulka 4). Pro výpočet simulované distribuce je nejprve zvolena fixní škála pro největnější skupinu ve výběru – Německo, žena, věk 51–60 let a střední vzdělání.

Tato skupina je také volena jako referenční skupina při odhadu plných modelů, takže jednotlivé fixní meze mezi kategoriemi odpovídají odhadům konstant u γ_1 až γ_3 (přesněji $\tau_1 = 0,099$, $\tau_2 = 0,099 + e^{-0,284} = 0,852$, $\tau_3 = 0,099 + e^{-0,284} + e^{-0,362} = 1,548$). Na této škále je následně simulována pravděpodobnost hodnocení mobility jednotlivých respondentů. Pro každého respondenta je vypočítáno $X_i\beta_s$ na základě odhadnutých koeficientů β_s a vygenerováno 100 000 náhodných hodnot ze standardizovaného normálního rozdělení. Vygenerované náhodné hodnoty jsou přičteny k $X_i\beta_s$ a následně je zjištěno, v jaké kategorii se vůči fixním škálám nachází. Tím získáme simulované rozložení pravděpodobností pro jednotlivé respondenty a jejich zprůměrováním i simulovanou distribuci aktuální úrovně mobility pro jednotlivé země.

K největšímu zvětšení nejčtetnější první kategorie (žádné problémy) došlo u simulované distribuce v případě České republiky a Německa (přibližný nárůst 4 procentní body) a dále u Nizozemska (2 procentní body) a Švédska (0,5 procentního bodu). U dalších zemí se naopak velikost první kategorie snížila. K největšímu poklesu došlo u Itálie (9,6 procentního bodu), Belgie (8,7 procentního bodu), Francie (8,1 procentního bodu) a Polska (5,4 procentního bodu). To znamená, že je první kategorie škály volena pro určitý stav problémů s mobilitou s menší pravděpodobností v zemích jako je Česká republika a naopak s větší pravděpodobností v zemích jako je Itálie, Belgie či Francie.

Tabulka 4 Simulovaná distribuce sebehodnocení v jednotlivých zemích

	B	CZ	DK	DE	F	IT	NL	PO	ES	SE
sebehodnocení 1	49,7	27,2	68,5	43,9	65,1	56,1	50,6	44,9	52,6	54,1
2	29,7	38,6	18,7	28,8	17,6	24,9	31,1	19,4	21,2	24,7
3	14,3	23,3	9,4	17,5	12,4	11,7	12,5	19,5	16,2	11,8
4	6,3	11,0	3,4	9,8	4,8	7,2	5,9	16,3	10,0	9,4
průměr	1,8	2,2	1,5	1,9	1,6	1,7	1,7	2,1	1,8	1,8

Pozn. Při simulaci je využit odhad CHOPIT modelu s proměnnými za země a dalšími charakteristikami respondentů (pohlaví, věk a vzdělání). Jako fixní škála je zvolena škála s nejčtetnějším výskytem ve výběru (Německo, žena, věk 51–60 let a vzdělání ISCED 2–3).

Srovnáním obou celkových distribucí docházíme v různých zemích k různým závěrům. Simulovaná distribuce s fixními mezemi je ve srovnání s pozorovanou distribucí méně špičatá v České republice. Podobnou tendenci lze pozorovat i v případě Nizozemska. Vyplývá to z toho, že čeští a nizozemští respondenti mají tendenci méně často volit koncové body škály (žádné problémy, extrémní problém) a dávají spíše přednost středním bodům škály (malé či střední problémy) ve srovnání s ostatními. Odlišný posun simulované distribuce je v zemích jako je Polsko, Francie a Španělsko, v nichž se naopak relativní frekvence druhé kategorie škály (malé problémy) podstatně zvyšuje na úkor sousedních kategorií. Polští, francouzští a španělské respondenti tedy označují dané problémy spíše jako žádné či střední až extrémní na úkor kategorie mírných problémů, a proto při volbě jedné fixní škály pro všechny země

62 se kategorie mírných problémů zvětšuje. K jinému přesunu distribuce došlo v Belgii a Itálii. Tyto země vykazují obecně nižší standard pro hodnocení a volí ve srovnání s jinými zeměmi spíše kategorie žádných či mírných problémů pro označování určitého stavu mobility. Simulovaná distribuce s fixními mezemi se tudíž přesouvá spíše ke kategoriím středních či závažných problémů.

Tabulka 5 Simulovaná pravděpodobnost volby první kategorie škály (žádné problémy s mobilitou) ve všech uvažovaných skupinách respondentů (v %)

země	vzdělání	věk 50–	muži				ženy				
			51–60	61–70	71–80	81+	věk 50–	51–60	61–70	71–80	81+
B	ISCED 0-1	53,6	50,5	44,4	32,3	17,9	44,0	40,9	35,0	24,0	12,2
	ISCED 2-3	57,4	54,2	48,0	35,7	20,4	47,6	44,5	38,5	27,0	14,2
	ISCED 4-6	70,2	67,4	61,7	49,1	31,6	61,4	58,2	52,0	39,5	23,3
CZ	ISCED 0-1	41,3	38,2	32,5	21,9	10,9	32,2	29,3	24,1	15,4	7,0
	ISCED 2-3	44,9	41,8	35,9	24,8	12,7	35,6	32,6	27,2	17,7	8,4
	ISCED 4-6	58,6	55,4	49,3	36,8	21,2	48,9	45,8	39,7	28,1	14,9
DK	ISCED 0-1	70,3	67,5	61,9	49,2	31,7	61,5	58,4	52,1	39,6	23,4
	ISCED 2-3	73,5	70,8	65,3	52,9	35,1	65,0	62,0	55,8	43,3	26,5
	ISCED 4-6	83,4	81,4	77,0	66,3	48,4	76,7	74,2	68,9	56,9	38,9
DE	ISCED 0-1	55,1	52,0	45,9	33,7	18,9	45,5	42,4	36,5	25,2	13,0
	ISCED 2-3	59,0	55,7	49,6	37,1	21,5	49,2	46,0	40,0	28,4	15,1
	ISCED 4-6	71,6	68,8	63,2	50,6	33,0	62,9	59,8	53,5	41,0	24,6
F	ISCED 0-1	69,0	66,1	60,4	47,6	30,3	60,0	56,8	50,6	38,2	22,3
	ISCED 2-3	72,2	69,4	63,9	51,3	33,7	63,6	60,5	54,3	41,7	25,2
	ISCED 4-6	82,4	80,4	75,8	64,9	46,8	75,5	72,9	67,5	55,3	37,3
IT	ISCED 0-1	60,6	57,4	51,2	38,8	22,8	50,9	47,7	41,6	29,8	16,1
	ISCED 2-3	64,2	61,1	54,9	42,4	25,7	54,6	51,4	45,3	33,2	18,5
	ISCED 4-6	76,0	73,4	68,1	56,0	38,0	67,8	64,9	59,0	46,3	29,0
NL	ISCED 0-1	59,5	56,3	50,1	37,7	21,9	49,7	46,6	40,5	28,8	15,5
	ISCED 2-3	63,1	60,0	53,8	41,3	24,8	53,4	50,3	44,1	32,1	17,7
	ISCED 4-6	75,1	72,4	67,1	54,8	36,9	66,8	63,9	57,8	45,2	28,1
PO	ISCED 0-1	48,8	45,6	39,5	28,0	14,8	39,2	36,2	30,5	20,3	9,9
	ISCED 2-3	52,4	49,3	43,2	31,2	17,1	42,8	39,7	33,9	23,0	11,6
	ISCED 4-6	65,9	63,0	56,8	44,2	27,3	56,5	53,2	47,1	34,9	19,7
ES	ISCED 0-1	63,6	60,5	54,3	41,7	25,2	53,9	50,8	44,7	32,6	18,0
	ISCED 2-3	67,0	64,1	58,1	45,4	28,3	57,7	54,5	48,3	36,0	20,6
	ISCED 4-6	78,3	75,9	70,7	59,1	41,0	70,4	67,7	62,0	49,4	31,9
SE	ISCED 0-1	65,3	62,3	56,2	43,6	26,7	55,8	52,6	46,5	34,3	19,3
	ISCED 2-3	68,6	65,8	59,9	47,2	29,9	59,6	56,3	50,2	37,7	22,0
	ISCED 4-6	79,7	77,3	72,4	61,0	42,8	72,1	69,3	63,8	51,2	33,5

Pozn. Při simulaci je využit odhad CHOPIT modelu s proměnnými za země a dalšími charakteristikami respondentů (pohlaví, věk a vzdělání). Jako fixní škála je zvolena škála s nejčtetnějším výskytem ve výběru (Německo, žena, věk 51–60 let a vzdělání ISCED 2–3).

4.4 Mobilita a užívání škály dle pohlaví, věku a vzdělání

Analýza pohlaví, věku a vzdělání vede v CHOPIT modelu i v probitovém modelu ke stejným závěrům. Menší problémy s pohyblivostí mají mladší muži s vyšším vzděláním. S věkem se mobilita respondentů nelineárně zhoršuje. Věkové kohorty do 50 let a 50–60 let nejsou statisticky významně odlišné. Parametr uvedené mladší věkové kohorty je však záporný, naznačující menší problémy s mobilitou. Od šedesáti let dochází k postupnému zhoršování mobility. Mezi kohortami 61–70 let a 71–80 let je identifikováno přibližně trojnásobné zhoršení. Zhoršující se trend pokračuje i v poslední analyzované kohortě od 80 let, kde dochází k přibližně dvojnásobnému zhoršení ve srovnání s předchozí kohortou 71–80 let.

Proměnná vzdělání ukazuje na statisticky významně lepší mobilitu respondentů s vysokým vzděláním (ISCED 4–6). Z odhadu první meze v CHOPIT modelu (γ_1) vyplývá, že respondenti s vysokým vzděláním mají vyšší standard pro hodnocení své mobility (parametr je statisticky významně záporný), což implikuje zlepšení jejich mobility po korekci využívání škály, tj. při přechodu od probitového modelu k CHOPIT modelu. U mužů je identifikováno statisticky významně méně problémů s mobilitou. Navíc po korekci využívání škály se rozdíl mezi muži a ženami zvyšují, neboť jejich meze mezi jednotlivými kategoriemi škály jsou statisticky významně posunuté vlevo, tj. muži mají vyšší standard a hodnotí danou aktuální situaci s větší pravděpodobností jako horší ve srovnání s ženami. Simulovaná pravděpodobnost volby první kategorie škály (žádné problémy s mobilitou) po korekci heterogenity užívání škály napříč všemi uvažovanými skupinami respondentů je uvedena v tabulce 5. Tato simulovaná pravděpodobnost je počítána stejně jako v případě simulované distribuce uvedené v tabulce 4. V tabulce 5 je zaznamenána pouze pravděpodobnost první kategorie. Například u muže z Dánska ve věku 50 let a méně s vysokým vzděláním je pravděpodobnost bezproblémové mobility 83,4 %, u žen s jinak srovnatelnými charakteristikami 76,7 %. U muže ve věku 81 a více let s nízkým vzděláním je to pouze 31,7 %.

4.5 Změna pořadí zemí po kontrole o pohlaví, věk a vzdělání

Porovnáme-li CHOPIT či probitové modely pouze s dummy proměnnými za země (viz tabulka 6 s odhady koeficientů a tabulka 3 s pořadími zemí) s plnými modely zahrnujícími i ostatní charakteristiky respondentů, tj. pohlaví, věk a úroveň vzdělání (viz tabulka 2 s odhady koeficientů a tabulka 3 s pořadími zemí), nenacházíme zásadní rozdíl. Výjimku tvoří Nizozemsko, které si po kontrole o tyto proměnné v pořadí objektivního stavu mobility obyvatel pohoršuje, ze čtvrtého místa v obou modelech bez těchto proměnných klesá na místo sedmé v probitovém modelu a čtvrté v CHOPIT modelu. Je to především způsobeno kompozicí výběru nizozemských respondentů, kteří mají nejnižší průměrný věk mezi analyzovanými zeměmi (61,6 let) a zároveň relativně vysoký podíl respondentů s vysokou úrovní vzdělání (27,2 %). Obě tyto skupiny vykazují menší problémy s mobilitou, což implikuje, že při vyšším podílu těchto skupin ve výběru vyazuje daná země menší problémy s mobilitou.

64 Tabulka 6 Probitový model pro ordinální proměnnou a CHOPIT model s dummy proměnnými za země

	Probitový model				CHOPIT					
	β		β		γ_1		γ_2		γ_3	
	koef	sig	koef	sig	koef	sig	Koef	sig	koef	sig
B	-0,181	0,000	0,095	0,109	0,238	0,000	0,105	0,025	0,039	0,485
CZ	0,275	0,000	0,403	0,000	-0,049	0,260	0,295	0,000	0,177	0,000
DK	-0,602	0,000	-0,421	0,000	0,214	0,000	-0,135	0,008	-0,004	0,941
F	-0,460	0,000	-0,259	0,002	0,270	0,000	-0,303	0,000	0,058	0,397
IT	-0,271	0,000	-0,015	0,816	0,285	0,000	-0,040	0,447	-0,158	0,009
NL	-0,214	0,000	-0,141	0,047	0,027	0,598	0,165	0,003	-0,046	0,473
PO	0,132	0,023	0,160	0,017	0,182	0,000	-0,425	0,000	-0,096	0,094
ES	-0,121	0,044	-0,090	0,197	0,121	0,012	-0,282	0,000	-0,051	0,382
SE	-0,206	0,001	-0,189	0,009	0,061	0,234	-0,057	0,364	-0,273	0,000
konstanta	0	-	0,770	0,000	-0,152	0,000	-0,281	0,000	-0,383	0,000
	$\ln\sigma$		θ		$\ln\sigma_s$		$\ln\sigma_v$			
	0	-	0,770	0,000	0	-	-0,599	0,019		
	St.ch.									
	-0,140	0,034								
	0,573	0,034								
	1,300	0,037								
loglikelihood	-8060,2		-16107,9							

5 Závěr

Tento článek se zaměřuje na identifikaci heterogenity užívání škály při subjektivním hodnocení problémů s pohybem a následně komparaci těchto problémů s využitím parametrického modelu metody ukotvujících vinět. Výběr tvoří obyvatelé padesáti a více let z deseti evropských zemí. Tento článek využívá data z projektu COMPARE sesbíraná v období 2006–2007.

Heterogenita užívání škály byla identifikována napříč zeměmi i dalšími charakteristikami respondentů jako je pohlaví, věk a vzdělání. V rozlišení problémů jako žádné či malé, je nejoptimističtější Itálie, následovaná Francií, Belgií a Dánskem. Naopak Česká republika, Německo, Nizozemsko a Švédsko mají v případě odlišování těchto dvou kategorií škály vyšší standard a označují daný problém ve srovnání s ostatními zeměmi spíše jako mírný než žádný. Čeští a nizozemští respondenti volí méně často koncové body škály (žádné problémy, silné či extrémní problémy) a dávají spíše přednost středním bodům škály (malé či střední problémy) ve srovnání s ostatními respondenty. Polští, francouzští a španělští respondenti označují dané problémy spíše jako žádné či střední až extrémní na úkor kategorie malých

problémů. Belgičtí a italští respondenti vykazují obecně nižší standard pro hodnocení a volí ve srovnání s jinými zeměmi spíše kategorie žádných či mírných problémů pro označování určitého stavu mobility. Z toho vyplývá i největší zhoršení v aktuálním stavu mobility Belgie a Itálie v pořadí zemí po očištění heterogenity užívání škály. Naopak pozice Španělska se vzhledem k relativní negativní interpretaci jednotlivých kategorií zlepšuje. Po korekci heterogenity užívání škály je nejlepší aktuální stav pohyblivosti respondentů nalezen v Dánsku, Francii a Švédsku. Naopak nejhorší mobilita je v České republice a Polsku.

Problémy s mobilitou a heterogenita užívání škála byla také analyzována na základě pohlaví, věku a vzdělání. Menší problémy s pohyblivostí mají mladší muži s vyšším vzděláním. Po korekci využívání škály se rozdíly mezi muži a ženami zvyšují, neboť muži označují daný problém s větší pravděpodobností za horší. Respondenti s vysokým vzděláním mají vyšší standard pro hodnocení své mobility. Po korekci užití škály se jejich hodnocení mobility zlepšuje, a narůstá tak rozdíl mezi respondenty s vysokým a nízkým či středním vzděláním. Tento závěr je v souladu s Bago d'Uva, O'Donnell a van Doorslaer (2008), kteří identifikovali rozdíly v užívání škály v sebehodnotících otázkách týkajících se zdravotního stavu ve vztahu k úrovni dosaženého vzdělání. Využívali data z první vlny SHARE 2004–05. Více vzdělání Evropané měli při hodnocení vyšší standard, a tedy s větší pravděpodobností hodnotili daný zdravotní stav negativněji. Před korekcí o rozdílnost ve využívání škály reportovali více vzdělání lidé statisticky významně menší či obdobné zdravotní problémy ve srovnání s méně vzdělanými lidmi. Po korekci užívání škály se původní identifikované rozdíly mezi vzdělanostními skupinami ve většině zemí zvětšily. Analýzu heterogenity užívání škály u různých vzdělanostních skupin provedli i Kok et al. (2012), kteří se zaměřili na vybrané symptomy deprese (náhlada, kvalita spánku a problémy s koncentrací). Došli k závěru, že heterogenita užívání škály rozdíly mezi symptomy deprese nevysvětluje, lze je tudíž spíše připsat objektivním rozdílům mezi zeměmi. Ve všech evropských regionech souviselo nižší vzdělání s větší prevalencí depresivních symptomů, přičemž slabší souvislost je nalezena v severoevropských zemích, a naopak větší souvislost v zemích východoevropských. Tyto symptomy jsou více rozšířeny v zemích u Středozemního moře a ve východní Evropě, a naopak nejmenší prevalence byla nalezena ve Švédsku a Dánsku.

Metoda ukotvujících vinět je nejen aplikována v různých sociálněvědních oblastech, současný výzkum se také zaměřuje na její validizaci. Splnění předpokladů této metody jako např. správná formulace vinět, konzistence odpovědí a ekvivalence vinět je nezbytnou součástí pro korektní přizpůsobení sebehodnocení při existenci odlišného fungování položky (*differential item functioning*). Před využitím této metody a formulací ukotvujících vinět v nových oblastech lze tudíž všem výzkumníkům doporučit nejen nastudování základů CHOPIT modelu, ale také prostudování literatury ke splnění předpokladů metody (např. Bago d'Uva et al., 2011; Kapteyn et al., 2011; van Soest et al., 2011; Voňková & Hullegie, 2011; van Soest & Voňková, 2013).

- Bago d'Uva, T., Lindeboom, M., O'Donell, O., & van Doorslaer, E. (2011). Slipping anchor? Testing the vignettes approach to identification and correction of reporting heterogeneity. *Journal of Human Resources*, 46(4), 872–903.
- Bago d'Uva, T., O'Donell, O., & van Doorslaer, E. (2008). Differential health reporting by education level and its impact on the measurement of health inequalities among older Europeans. *International Journal of Epidemiology*, 37(6), 1375–1383.
- Holland, P. W., & Wainer, H. (1993). *Differential item functioning*. Hillsdale, New Jersey: Lawrence Erlbaum.
- Kapteyn, A., Smith, J. P., & van Soest, A. (2007). Vignettes and Self-reports of Work Disability in the United States and the Netherlands. *American Economic Review*, 97(1), 461–473.
- Kapteyn, A., Smith, J. P., van Soest, A., & Voňková, H. (2011). Anchoring vignettes and response consistency. RAND Labor and Population working paper. Santa Monica, RAND Corporation, č. WR-840. Dostupné z http://www.rand.org/pubs/working_papers/WR840.html.
- King, G., Murray, C. J. L., Salomon, J. A., & Tandon, A. (2004). Enhancing the validity and cross-cultural comparability of measurement in survey research. *American Political Science Review*, 98(1), 567–583.
- Kok, R., Avendano, M., Bago d'Uva, T., & Mackenbach, J. (2012). Can reporting heterogeneity explain differences in depressive symptoms across Europe? *Social Indicators Research*, 105(2), 191–210.
- Murray, C. J. L., Özalın, E., Tandon, A., Salomon, J. A., Sadana, R., & Chatterji, S. (2003). Empirical evaluation of the anchoring vignette approach in health surveys. In C. J. L. Murray & D. Evans (Eds.), *Health systems performance assessments: Debates, methods and empiricism* (s. 369–399). Geneva: World Health Organization.
- Rabe-Hesketh, S., & Skrondal, A. (2002). *Estimating Chopit Models in gllamm: Political Efficacy Example from King et al.* (2002). Dostupné z <http://www.gllamm.org/chopit.pdf>.
- Salomon, J. A., Tandon, A., & Murray, C. J. L. (2004). Comparability of self rated health: Cross sectional multi-country survey using anchoring vignettes. *British Medical Journal*, 328(7434), 258–260.
- Sirven, N., Santos-Eggimann, B., & Spagnoli, J. (2012). Comparability of health care responsiveness in Europe. *Social Indicators Research*, 105(2), 255–271.
- Van Soest, A., Delaney, C., Harmon, A., Kapteyn, A., & Smith, J. P. (2011). Validating the use of anchoring vignettes for the correction of response scale differences in subjective questions. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A*, 174(3), 575–595.
- Van Soest, A., & Voňková, H. (2013). Testing the specification of parametric models using anchoring vignettes. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A*, v tisku.
- Voňková, H. (2012). Metoda ukotvujících vinět a možnosti využití v pedagogice. *Orbis Scholae*, 6(1), 27–40.
- Voňková, H., & Hullegie, P. (2011). Is the anchoring vignettes method sensitive to the domain and choice of the vignette? *Journal of the Royal Statistical Society: Series A*, 174(3), 597–620.
- Wand, J., King, G., & Lau, O. (2011). Anchors: Software for anchoring vignette data. *Journal of Statistical Software*, 42(3), 1–25.

PhDr. RNDr. Hana Voňková, Ph.D. et Ph.D., Ústav výzkumu a rozvoje vzdělávání,
Pedagogická fakulta, Univerzita Karlova v Praze
hana.vonkova@pdf.cuni.cz