
Srovnatelnost Schwartzovy hodnotové škály v mezinárodních datech*

PETRA ANÝŽOVÁ**

Vysoká škola finanční a správní, Praha

The Comparability of Schwartz's Human Values Scale in International Data

Abstract: The first part of this article looks at the comparability of the cross-country PVQ scale tested on the basis of the Sixth Round of the European Social Survey. To test comparability, the classic 21-item tool is used to measure ten different types of value orientation. These value types are based on Schwartz's original basic human values theory. In order to test equivalence, a multiple group confirmatory factor analysis (MGCFAs) was used. The results of the analyses show that the configural and metric equivalences of all seven value types are valid in only 10 out of 23 countries. However, even in those 10 countries, it is impossible to fully rely on scalar equivalence. For more detail, in many countries it is possible to carry out valid comparisons of relations and value types, as well as of other value attitudes or socio-demographic indicators. However, it is not possible to compare national averages of the seven value types. The article then demonstrates that the seven value types are longitudinally comparable across every round of the ESS in the Czech Republic. The second part of the article points out some of the problems in the Czech Republic with the PVQ comparison between different social groups delineated by gender, age, and education. While the averages of the seven value types can be sometimes compared in all groups (male, female), in some cases it is necessary either to amalgamate the groups or to decrease their quantity (age groups, education levels of groups).

Keywords: PVQ scale, human values, European Social Survey, metric and scalar equivalences, multiple-group confirmatory factor analysis

Sociologický časopis / Czech Sociological Review, 2014, Vol. 50, No. 4: 547–580

DOI: <http://dx.doi.org/10.13060/00380288.2014.50.4.108>

* Tato stať vznikla v rámci grantového projektu „Proměny způsobu života a modernizační procesy v mikroregionu Hlučínsko“, financovaného Grantovou agenturou České republiky (reg. č. P404-13-23870S). Autorka děkuje anonymním recenzentům za podnětné kritické připomínky.

** Veškerou korespondenci posílejte na adresu: Mgr. Petra Anýžová, Ph.D., Vysoká škola finanční a správní, Estonská 500, 101 00 Praha 10, e-mail: petra.anyzova@mail.vsfs.cz.

Úvod

Již od první vlny šetření Evropského sociálního výzkumu (European Social Survey, dále ESS, 2002) se v hlavní části dotazníku pravidelně měří hodnotové orientace jedinců prostřednictvím PVQ škály (Portrait Values Questionnaire), která vychází z propracované teorie hodnot psychologa S. H. Schwartz z Hebrejské univerzity v Jeruzalémě. Tato aplikovaná škála je již řadu let testovaná jednak kvůli své vnitřní konzistenci [Beierlein et al. 2012; Knoppen, Saris 2009; Řeháková 2006; Schwartz 2003a; Schwartz et al. 2001; Schwartz 2006] a jednak kvůli invarianci jejího měření v jednotlivých vlnách šetření ESS [Davidov 2008, 2010; Davidov, Schmidt, Schwartz 2008]. Avšak úroveň její mezinárodní srovnatelnosti v nejnovější, šesté vlně šetření ESS (2012) ještě otestována nebyla. Stejně tak, pokud je známo z dostupné literatury, nebyla zatím ověřena srovnatelnost této škály mezi jednotlivými sociálními skupinami definovanými na základě klíčových sociodemografických charakteristik v České republice. Dosud tedy nevíme, zda by bylo posuzování současných změn v hodnotových orientacích jedinců v různých zemích a různých sociálních skupinách české společnosti analýzou splňující podmínky validity.

Cílem této stati je proto ověřit a ohodnotit úroveň srovnatelnosti PVQ škály, tak jak je aplikována v šesté vlně šetření ESS, měřící hodnoty v různých evropských zemích participujících na tomto výzkumu a v různých sociálních skupinách české společnosti. Evropský sociální výzkum je jeden z nejprestižnějších komparativních projektů dnešní doby. Je zde z hlediska kvality zajištěný jak design výzkumu, tak i výběr vzorku a výpočet chyb měření (návrtnost, chybějící údaje, designový efekt atp.), podrobná dokumentace a také precizní překlady dotazníků [Dorer 2012; European Social Survey 2012; Harkness, Van de Vijver, Mohler 2003]. Všechny tyto statisticko-technické a administrativní aspekty výzkumu mohou ovlivňovat úroveň dosažené ekvivalence dat. Proto lze usoudit, že vysoká míra kvality výzkumu ESS v těchto oblastech značí, že příčina potenciálních obtíží se srovnatelností škály se skrývá pravděpodobně ve formulaci dotazníku, překladu položek a jejich odlišné interpretaci.

Vzhledem k výše stanovenému cíli jsou formulovány následující výzkumné otázky:

1. Je PVQ škála hodnot mezinárodně srovnatelná napříč všemi zúčastněnými zeměmi v šesté vlně šetření výzkumu ESS?
2. Je tato škála v šesté vlně šetření ESS v České republice srovnatelná i s ostatními vlnami tohoto výzkumu?
3. Do jaké míry je tato škála srovnatelná mezi různými sociálními skupinami v české společnosti?

Pro tuto analýzu je využita konfirmační faktorová analýza, aplikovaná na několik skupin zároveň (dále jen MGCF), která ověřuje statistickou vhodnost navrženého modelu měření hodnot (1) v rámci různých zemí, (2) v rámci České republiky ve všech vlnách šetření ESS, kterých se ČR účastnila, a (3) v rámci různých

ných sociálních skupin v České republice přímo v šesté vlně výzkumu na datovém souboru z roku 2012. Dále jsou prostřednictvím této techniky otestovány jednotlivé úrovně statistické srovnatelnosti modelu měření ve všech skupinách, které byly výše zmíněny. Dosažené výsledky by měly dalším výzkumníkům za prvé napomoci v rozhodování při výběru zemí do komparativní analýzy, mezi kterými by bylo možné hodnotové orientace jedinců v šesté vlně šetření ESS statisticky validně porovnávat, a za druhé poskytnout přehled o tom, v jakých sociálních skupinách je v České republice validní porovnávat hodnotové orientace na základě statistických průměrů PVQ škály. To by mohlo být velice užitečné při sledování vlivu obecných i specifických modernizačních procesů na změny v hodnotových orientacích jedinců, které zasahují tyto segmenty společnosti rozdílným způsobem.

Struktura stati odpovídá zvolenému cíli. První část je věnována představení teorie hodnot od Schwartze a variantám jejich měření v jeho pojetí v rámci ESS. Dále je stručně vyložena problematika ekvivalence postojových škál a možnosti jejího testování prostřednictvím MGCFA. Analytická část se již zabývá analýzou dat a hodnocením úrovně srovnatelnosti PVQ škály mezi zeměmi, v čase a mezi sociálními skupinami v České republice. Závěrečná část je věnována shrnutí výsledků a doporučení pro další komparativní práci s touto škálou.

Schwartzova teorie základních lidských hodnot

Hodnoty jsou jedním z nejatraktivnějších sociálních fenoménů, kterému se sociální vědci věnují jak z teoretického, tak i empirického hlediska po dlouhou řadu let [Inglehart 1977; Kluckhohn 1951; Hofstede 2001; Rokeach 1973; Schwartz 1992].¹ Významnost jejich postavení v sociologickém bádání předurčuje skutečnost, že hodnotové orientace neoddiskutovatelně ovlivňují postoje, chování, normy a životní způsoby jedinců a jsou jedním ze zásadních faktorů determinujících kulturní charakter jednotlivých zemí a národů. Prostřednictvím změn v hodnotových orientacích lze reflektovat důležité sociální změny ve společnosti, což byl také jeden z důvodů, proč se o tento fenomén začaly zajímat i kontinuální mezinárodní výzkumy [Schwartz 2003a].

Schwartz, který věnoval problematice hodnot celý svůj profesní život, představil v roce 1992 velmi propracovaný přístup k měření hodnotových orientací, který je dnes využíván především pro mezikulturní srovnávání a je široce uznáván. Schwartzova teorie i jeho měřicí nástroj se vyvíjely od 80. let a prošly celou řadou modifikací [blíže viz Řeháková 2006], přesto stále stojí na třech ústředních výzkumných okruzích: (1) míra determinace hodnotových orientací sociálním postavením jedince a jinými sociodemografickými ukazateli, (2) vliv hodnot na

¹ V České republice je to pak Horáková [2005], Prudký a kol. [2009], Rabušic [2000], Řeháková [2001, 2006] a další.

politické, náboženské a další postoje a na životní volby jedinců a (3) role hodnot při zkoumání národních a kulturních rozdílů [Schwartz 1992]. Na základě charakteru těchto výzkumných otázek je podle Schwartz z zásadní uchopit hodnoty jako strukturální (nikoli hierarchický) a zcela univerzální koncept a identifikovat úplný seznam typů hodnot a vzájemné vztahy mezi nimi.

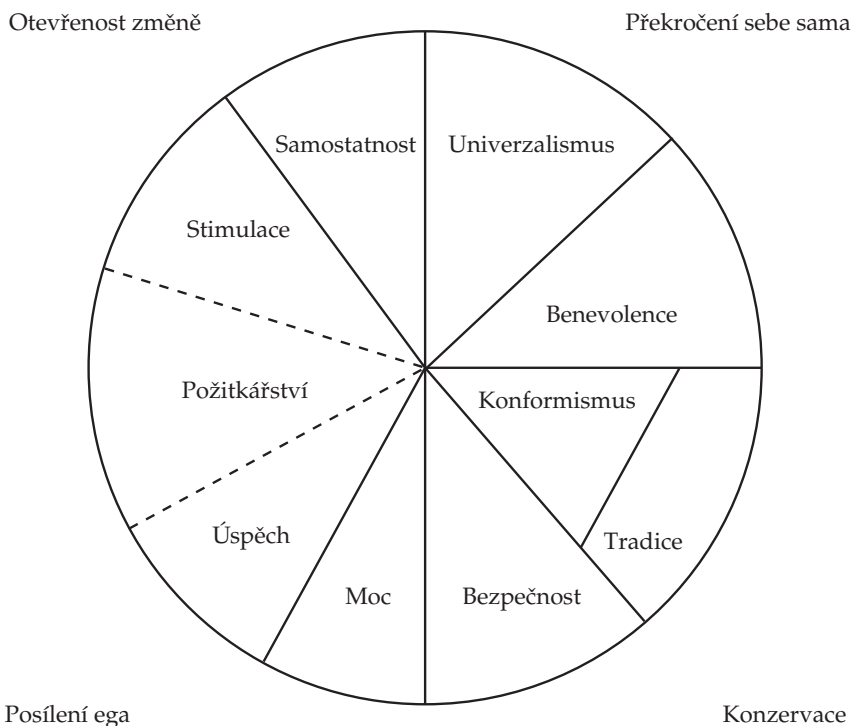
Tuto univerzální strukturu hodnot znázorňuje základní kruhový diagram, na kterém lze vysvětlit všechny podstatné body Schwartzova zjišťování hodnot. Na základě výsledků empirických šetření dospěl Schwartz [1992] nakonec k vymezení deseti základních hodnotových typů, které jsou popisovány společně se svými centrálními motivačními cíli (viz Tabulka 1 a Diagram 1). Mezi těmito hodnotovými typy jsou poměrně dynamické vzájemné vztahy slučitelnosti a protikladnosti. Hodnoty zakreslené v kruhovém diagramu vedle sebe jsou ve vzájemném souladu (např. *univerzalizmus* a *benevolence* či *tradice* a *konformismus*) díky podobným motivačním cílům. Jiné hodnotové typy jsou naopak ve vzájemném konfliktu a v kruhovém diagramu jsou umístěny zpravidla naproti sobě. Jedná se o to, že jejich základní motivační cíle jsou ve zřejmém rozporu a že o tyto hodnoty pravděpodobně nelze usilovat zároveň. *Hédonismus*, jehož centrální tendencí je hledání požitků a uspokojení, je tak v konfliktu s *tradicí* a *konformismem*, usilu-

Tabulka 1. Definice hodnotových typů a jejich hlavních motivačních cílů

UNIVERZALISMUS	porozumění, ocenění života, tolerance a ochrana životního prostředí a lidského blahobytu
BENEVOLENCE	ochrana a podpora prosperity těch, s nimiž jsme v každodenním kontaktu
KONFORMISMUS	sebekázeň v jednání a zálibách, poslušnost, zdvořilost a vyhýbání se překračování norem a společenských očekávání
TRADICE	respekt, věrnost, loajalita, přijetí zvyků a ideálů dané kultury a náboženství
BEZPEČNOST	touha po bezpečí, harmonických vztazích a stabilitě ve společnosti
MOC	cílem je získání sociálního statusu a prestiže, kontrola nad lidmi a zdroji, dominantní pozice
ÚSPĚCH	osobní úspěch, kompetentní vystupování, společensky oceňované schopnosti
POŽITKÁŘSTVÍ	hédonistické hledání potěšení, rozkoše a smyslového uspokojení
STIMULACE	touha po vzrušení, novinkách a životních výzvách
SAMOSTATNOST	nezávislé myšlení a jednání, svoboda v rozhodování, kreativita, zvědavost, potřeba autonomie

Zdroj: volně dle Sagiv, Schwartz [1995].

Diagram 1. Teoretický model vztahů mezi deseti motivačními typy hodnot



Zdroj: převzato z Řeháková [2006: 112].

jičím o sebekázeň a poslušnost. Stejně tak *univerzalismus*, orientovaný na blaho ostatních lidí, je v přímém rozporu s hodnotami *moci* a *úspěchu*, jejichž cílem je individuální prestiž a osobní úspěch.

Vedle toho jsou v teoretickém modelu definovány čtyři hodnotové dimenze vyššího řádu shrnující základní motivační cíl příslušných hodnotových typů, např. tendence hodnot *stimulace* a *samostatnosti* k *otevřenosti vůči změnám* nebo orientace *tradice*, *konformismu* a *bezpečí* na *konzervaci*; v tomto smyslu teorie naznačuje i možné psychologické a sociální důsledky usilování o daný typ hodnot. Navíc se ve výzkumech potvrdila hypotéza o existenci ještě dvou vyšších dimenzí hodnot orientovaných na individuální (moc, úspěch, požitkářství, stimulace a samostatnost) nebo kolektivní zájmy (benevolence, tradice a konformismus). Hodnotové typy *univerzalizmu* a *bezpečnosti* jsou orientovány na oba dva zájmy a jsou proto situovány na hranici těchto dvou oblastí. Schwartz [1992] zdůrazňuje, že empirická šetření potvrzují konzistentnost a univerzalitu tohoto modelu hodnot a že jsou tyto hodnotové typy již kompletní.

Tabulka 2. Testované položky PVQ škály v ESS, znění pro muže

UNIVERZALISMUS/ universalism (UN)	EQUAL. Myslí si, že je důležité, aby se s každým člověkem na světě zacházelo stejně. Věří, že každý by měl mít v životě stejné příležitosti. DIFF. Je pro něj důležité naslouchat lidem, kteří jsou jiní než on. I když s nimi nesouhlasí, chce jim porozumět. ENVIR. Pevně věří, že by se lidé měli starat o přírodu. Péče o životní prostředí je pro něj důležitá.
BENEVOLENCE/ benevolence (BE)	HELP. Je pro něj velmi důležité pomáhat lidem kolem sebe. Chce se starat o jejich blaho. LOYAL. Je pro něj důležité být loajální k přátelům. Chce se věnovat lidem, kteří jsou mu blízcí.
KONFORMISMUS/ conformity (CO)	RULE. Věří, že lidé by měli dělat to, co se jim řekne. Myslí si, že lidé by měli dodržovat pravidla vždy, dokonce i když je nikdo nepozoruje. BEHAVE. Je pro něj důležité, aby se vždy choval spořádaně. Chce se vyhnout všemu, o čem by lidé řekli, že je špatné.
TRADICE/ tradition (TR)	MODST. Je pro něj důležité být pokorný a skromný. Nesnaží se přitahovat na sebe pozornost. TRAD. Tradice je pro něj důležitá. Snaží se dodržovat zvyky, které se předávají v jeho náboženství nebo v jeho rodině.
MOC/power (PO)	RICH. Je pro něj důležité, aby byl bohatý. Chce mít hodně peněz a drahé věci. RESPECT. Je pro něj důležité, aby ho lidé respektovali. Chce, aby lidé dělali, co jim řekne.
ÚSPĚCH/ achievement (AK)	ADMIRE. Je pro něj důležité předvádět své schopnosti. Chce, aby lidé obdivovali, co dělá. SUCCESS. Je pro něj důležité být velmi úspěšný. Doufá, že lidé ocení, čeho dosáhl.
BEZPEČNOST/ security (SEC)	SAFE. Je pro něj důležité žít v bezpečném prostředí. Vyhýbá se všemu, co by mohlo ohrozit jeho bezpečnost. GOVER. Je pro něj důležité, aby mu vláda zajistila bezpečí před všemi hrozbami. Chce, aby byl stát silný tak, aby mohl chránit své občany.
POŽITKÁŘSTVÍ / hedonism (HE)	GTIME. Je pro něj důležité užívat si života. Rád si dopřává. FUN. Vyhledává každou příležitost, aby se pobavil. Je pro něj důležité dělat věci, které mu přinášejí potěšení.
STIMULACE / stimulation (ST)	NEW. Má rád překvapení a vždy vyhledává nové aktivity. Myslí si, že je důležité v životě dělat mnoho různých věcí. ADVNT. Vyhledává dobrodružství a rád riskuje. Chce mít vzrušující život.

SAMOSTATNOST / self-direction (SD)	IDEAS. Promýšlení nových myšlenek a tvořivost jsou pro něho důležité. Rád dělá věci svým vlastním originálním způsobem. FREE. Je pro něj důležité, aby si sám rozhodoval o tom, co dělá. Má rád svobodu a nezávislost na druhých.
---------------------------------------	--

Poznámka: Znění otázky: „Nyní Vám stručně popíši určité lidi. Vyslechněte si prosím každý popis a řekněte mi, jak se Vám daná osoba podobá či nepodobá. Každá položka je hodnocena na šestibodové škále, kde 1 = Velmi se mi podobá a 6 = Vůbec se mi nepodobá.“ Kódování položek a hodnotových typů je ponecháno v anglickém znění kvůli snadnější komparaci se zahraničními odbornými statěmi. Původní pořadí kategorií odpovědí bylo pro potřeby analýzy transformováno opačně (1 = Vůbec se mi nepodobá; 6 = Velmi se mi podobá).

Měření hodnotových orientací v Evropském sociálním výzkumu

Schwartz [2006: 11–12] navrhl dva způsoby měření uvedených hodnotových typů. Metoda měření, která byla zavedena nejdříve, se nazývá Schwartz Value Study (SVS). Škála SVS sestává ze seznamu 57 abstraktních hodnot, které respondenti posuzují na asymetrické devítibodové numerické škále (od -1 do 7) a hodnotí je jako „řídící princip/zásadní hodnotu ve svém životě“. Každá z těchto položek má měřit jednu ze zmíněných deseti základních hodnotových orientací.

Kvůli časové náročnosti SVS dotazníku a vysokým požadavkům na úroveň abstraktního myšlení respondentů byla vyvinuta dnes již známější PVQ škála [Schwartz et al. 2001]. V této podobě je respondentům předložen seznam nepřímých 40 výroků (jazykově modifikovaných pro muže a ženy) ve formě slovních portrétů různých osob, u kterých má respondent posoudit, do jaké míry se mu popisovaná osoba podobá či nepodobá na šestibodové slovní škále. Osoby jsou vyobrazeny prostřednictvím svých životních cílů a aspirací. Předpokládá se, že porovnávání popisované osoby se sebou samým může mnoho napovědět o relevantních hodnotách respondenta, i když v případě takto zformulovaných projektivních položek lze očekávat určitou míru zkreslení při interpretaci [Schwartz 2006: 14]. Od roku 2002 je tato škála používána pro měření hodnotových orientací v Evropském sociálním výzkumu ve zkrácené verzi s 21 portréty (viz Tabulka 2) a ukazuje se, že stále měří deset centrálních hodnotových typů.

Testování ekvivalence

Ve většině odborných publikací věnujících se metodologii mezinárodních výzkumů je kladen důraz na to, že základem a také nutnou podmínkou kvalitního mezinárodního šetření je kromě validity a reliability též tzv. ekvivalence měření. Na rozdíl od validity (platnosti) nebo reliability (spolehlivosti) měření se ekvivalencí rozumí stálost či neměnnost měření, respektive jeho srovnatelnost. Horn a McArdle [1992: 117] definují neměnnost měření jako situaci, kdy operacionalizace konstruktů vyústí v měření zcela totožných znaků, a to za různých okolnos-

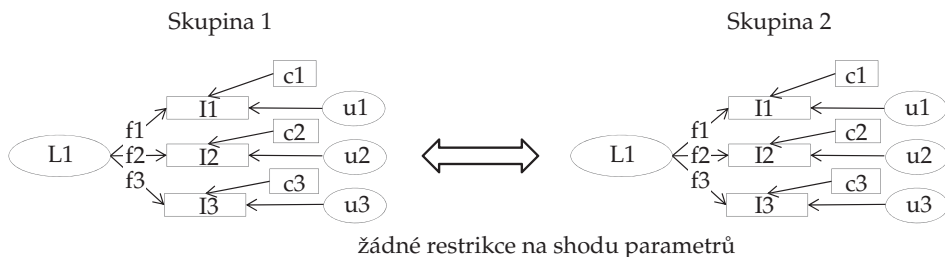
tí studia daného fenoménu. Různými okolnostmi se rozumí různý čas měření, měření různých populací/skupin anebo použití různých metod sběru dat.

I navzdory robustní metodologické přípravě mezinárodního šetření dochází v různé míře k systematickému zkreslování škál měření a úroveň srovnatelnosti dat tak nelze předem odhadnout. Ukazuje se, že i tam, kde se to neočekává, nelze občas připustit určitý druh statistické komparace mezinárodních dat nebo je nezbytné vyřadit určitou zemi z komparativní analýzy, aby nedocházelo ke zkreslování kulturních rozdílů mezi zeměmi. Srovnatelnost položek tedy nelze očekávat jen na základě kvalitně odvedené práce překladatelů při tvorbě dotazníků,² většinou je nezbytné dosaženou úroveň ekvivalence indikátorů v průběhu analýzy dat statisticky otestovat.

Způsobům testování ekvivalence především postojových škál byla v zahraniční odborné literatuře věnována již velká pozornost [Billiet 2003; Byrne, Watkins 2003; Davidov 2010; Harkness, Van de Vijver, Mohler 2003]. Většina takto metodologicky zaměřených studií vznikla v posledních přibližně 30–40 letech [Johnson 1998: 2], což souvisí se zdokonalováním softwarových možností při aplikaci více-rozměrných statistických technik, které jsou k tomuto účelu využívány nejčastěji. V odborných kruzích se diskutuje výběr mezi několika technikami, které by k testování ekvivalence posloužily nejlépe. Nejméně často využívanou technikou je analýza latentních tříd [Kankaras, Moors 2009]. Meade a Launtenschlager [2004] a Raju, Laffitte a Byrne [2002] poukazují na výhody aplikace teorie odpovědi na položku (Item Response Theory), která spadá do skupin technik modelujících vztahy mezi proměnnými, má dlouhou výzkumnou tradici v psychometrii a lze ji efektivně využít pro testování překladové a kognitivní ekvivalence položek. Ale v současnosti nejoblíbenější a zároveň nejčastěji aplikovanou modelovací technikou je konfirmační faktorová analýza pro několik skupin (MGCFAs) [Meredith 1993; Steenkamp, Baumgartner 1998; Vandenberg, Lance 2000]. Její jednoznačnou výhodou je možnost ověření srovnatelnosti postojových škál v různých skupinách a v různých časových vlnách šetření a také uskutečnitelnost hlubší analýzy jednotlivých úrovní ekvivalence měření, na základě níž lze formulovat doporučení k postupu další validní statistické komparace dat. Dále je tato technika ze všech jmenovaných relativně nejpřístupnější z hlediska proveditelnosti. Samozřejmě, že s její aplikací jsou spojené i určité kritiky týkající se omezených možností analýzy ordinálních, nenormálních, chybějících či jinak se vychylujících dat, ale mnohé simulační či jiné metodologické analýzy ukazují, že za podmínky splnění jistých parametrů je stále validní analyzovat ordinální mezinárodní data i prostřednictvím konfirmační faktorové analýzy [viz Billiet, Welkenhuysen-Gybels 2004; Byrne 2008; Cieciuch, Davidov 2012; Meuleman, Davidov, Billiet 2009].

² Jak podotýká Davidov [2012]: „Dobrý překlad je nutnou, avšak ne dostačující podmínkou k získání srovnatelných indikátorů. Pro některé idiomy či fráze není možné nalézt v některých jazycích adekvátní výrazy.“

Diagram 2. Testování konfiguračního modelu při analýze konfigurační ekvivalence dat



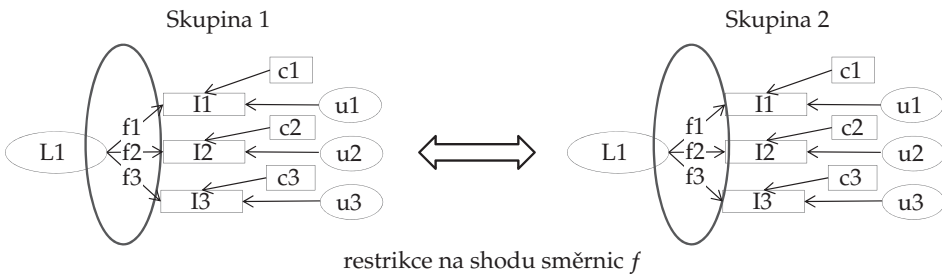
Postup testování jednotlivých úrovní ekvivalence škál prostřednictvím MGCFA již detailně popsali Steenkamp a Baumgartner [1998], Vandenberg a Lance [2000] nebo Byrne [2008, 2010] a je použit i v této stati. Podstatou takového testování je ověřit podobnost faktorové struktury vytvořeného modelu měření mezi jednotlivými skupinami – v tomto případě faktorovou strukturu PVQ škály. Testování ekvivalence měření prostřednictvím strukturního modelu je hierarchický stupňovitý proces. Jedna ze strategií, která byla pro toto testování navržena Jöreskogem [1971], se vyznačuje vzrůstající restrikcí, která je kladena na testovaný model.³ Vzrůstající restrikcí se myslí rostoucí počet typů parametrů modelu (tj. faktorové zátěže, konstanty, chyby měření atd.), u kterých se požaduje, aby byly totožné ve všech zkoumaných skupinách, i když proměnné a vztahy mezi nimi zůstávají v modelu nezměněné. Takto definované modely se pak testují a zkoumá se, zda odpovídají reálným datům z výzkumu.

Na nejnižší úrovni je *konfigurační ekvivalence* (Diagram 2). V tomto modelu nejsou kladeny žádné požadavky na shodu parametrů, jediným požadavkem je stejná faktorová struktura modelu. Ověřuje se, zda model adekvátně reprezentuje data ze všech skupin při daném počtu faktorů a zda jsou velikosti faktorových zátěží ve všech skupinách dostatečně veliké. Jeho význam je převážně statistický, neboť umožňuje analyzovat data ze všech zemí současně a zároveň poskytuje základní, souhrnnou hodnotu statistik vhodnosti modelu, se kterou se porovnávají výsledky hodnocení dalších více restriktivních modelů [Byrne 2008: 873]. Tímto testem je možné zjistit, že ve zkoumaných skupinách si jsou faktorové struktury dat podobné, ale ne nutně ekvivalentní [Byrne 2008: 873]. Konfigurační ekvivalence, která je takto otestována a potvrzena, ukazuje, že manifestní proměnné měří stejný teoretický koncept v každé skupině a že tento jev je podobně sémanticky vymezen, tj. vysvětlován stejnými kategoriemi, pojmy a významy.

Protože konfigurační ekvivalence stále ještě negarantuje ekvivalentní vztahy

³ Nutno podotknout, že někteří autoři doporučují i opačný postup snižování počtu restrikcí [viz Horn, McArdle 1992], který ale není tak často využíván.

Diagram 3. Testování metrického modelu při analýze metrické ekvivalence dat



mezi položkami a faktory (tj. faktorové zátěže) ve všech zemích či vlnách výzkumu, je nezbytné dále testovat tzv. *metrickou ekvivalenci* (Diagram 3). Při zjišťování metrické ekvivalence se v konfigurálním modelu zadají požadavky na shodu faktorových zátěží každé manifestní proměnné napříč skupinami a dále se testuje, zda takto definovaný model reprezentuje data z každé skupiny v šetření. Statisticky se jedná o testování shody směrnic f v regresních rovnicích ($I = c + f \times L + u$) ve všech skupinách, jejichž počet je g .

$$f_1 = f_2 = f_3 = f_4 = \dots = f_g \quad (1)$$

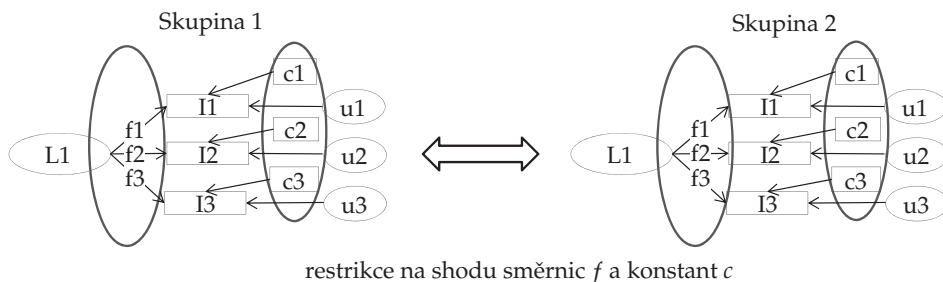
Metrická ekvivalence nalezená v datech značí, že obsah každé položky, tak jak je v jednotlivých jazycích předložena, je vnímán a interpretován velmi podobným způsobem ve všech skupinách a že respondenti z různých skupin, pokud zastávají podobný názor, na otázky odpovídají stejně [Byrne 2008: 873; Milfont, Fischer 2010: 115]. Manifestní proměnné a potažmo celá škála pak měří konstrukt ve všech skupinách podobně, a tedy i srovnatelně. Důležité je to, že na základě potvrzené metrické ekvivalence lze v meritorní analýze dat validně statisticky porovnávat vztahy daných latentních proměnných s jinými vysvětlujícími metricky ekvivalentními proměnnými mezi zeměmi (tj. provádět například korelační a regresní analýzu).

Metrická ekvivalence je základním předpokladem následující nejvyšší úrovně ekvivalence a tou je *skalární ekvivalence* (Diagram 4). Při testování skalární ekvivalence se v modelu ponechávají restrikce shody na všech faktorových zátěžích, u kterých nebyl identifikován problém s ekvivalencí, a přidávají se požadavky na shodu všech konstant manifestních proměnných ve všech skupinách [Vandenburg, Lance 2000: 38].⁴ Statisticky se jedná o testování shody konstant c v regresních rovnicích ($I = c + f \times L + u$) ve všech skupinách, jejichž počet je g .

$$c_1 = c_2 = c_3 = c_4 = \dots = c_g \quad (2)$$

⁴ Ne všechny faktorové zátěže či konstanty musí být shodně velké ve všech zemích. Jedná se pak o tzv. částečnou ekvivalenci měření [blíže Byrne, Shavelson, Muthén 1989]. Základní

Diagram 4. Testování skalárního modelu při analýze skalární ekvivalence dat



Skalární ekvivalence je základním předpokladem pro testování rozdílu mezi průměry latentních i manifestních proměnných. V případě plné skalární ekvivalence jsou skóry daných položek mezi kulturami přímo statisticky porovnatelné [Hox, de Leeuw, Brinkhuis 2010: 400]. Lze tedy srovnávat jednotlivá hodnocení daných položek a pozorované rozdíly mezi položkami pokládat za reálné odlišnosti daných skupin [Milfont, Fischer 2010: 115]. Tento typ ekvivalence ukazuje, že jedinci, kteří měli stejný skór (hodnocení) v latentní proměnné, měli stejný skór i v dané manifestní proměnné (udávali stejnou odpověď) bez ohledu na to, v jaké sociální skupině se nacházejí [Milfont, Fischer 2010: 115]. Jinak řečeno, že rozdíly mezi průměry manifestních proměnných napříč zeměmi jsou způsobeny rozdíly mezi průměry latentních proměnných, a ne systematickou chybou měření [Steenkamp, Baumgartner 1998: 80].

Statistické hodnocení modelů tradičně probíhá na základě posouzení, zda teoretický model odpovídá pozorovaným datům z výzkumu v každé skupině, zda je reprezentuje adekvátně. Hodnotí se tak celková vhodnost základního modelu a všech dalších více restriktivních modelů obvykle na základě chí-kvadrát testů. Protože ty jsou poněkud více náchylné na velikost výběrového souboru a potažmo na zařazení velkého množství zemí do analýzy, v sociologii se dnes prosazují i jiné (méně striktní) statistiky vhodnosti modelu, které zohledňují za prvé (ještě) akceptovatelnou jednoduchost modelu, chyby měření a také míru, do jaké testovaný model reprodukuje výchozí kovarianční matici. Jmenovitě byl k hodnocení vhodnosti modelů v této stati vybrán index RMSEA, jehož velikost menší nebo rovna 0,05 ukazuje velmi dobré výsledky shody modelu s daty, od 0,06 do 0,08 středně vyhovující výsledky a nad hodnotou 0,1 nevyhovující výsledky [Byrne

myšlenka je taková, že na některé parametry v modelu může být uvalena restrikce o shodě mezi skupinami a některé parametry se mohou mezi skupinami lišit. Steenkamp a Baumgartner [1998] doporučují, aby byla mezi skupinami v případě částečné ekvivalence měření zcela invariantní jedna referenční proměnná a alespoň ještě jedna další libovolná proměnná pro daný faktor. Parametry ostatních položek mohou být tzv. uvolněny z restrikce shody parametrů a jejich velikosti jsou „volně“ odhadnuty (tj. vypočítány).

2010: 80]. Jako další hodnotící index byl zvolen komparativní index shody CFI, jehož hodnoty větší anebo rovny 0,95 znamenají, že je model považován za dostatečně vhodný, hodnoty mezi 0,92–0,94 značí přiměřeně vhodný model a hodnoty okolo 0,9 ještě akceptovatelný model.

Tyto statistiky vhodnosti modelu jsou zpravidla také používány při porovnávání hierarchicky seřazených modelů testujících ekvivalenci, které probíhá tak, že model s většími restrikcemi je srovnáván s modelem, který má méně restrikcí. Cheung a Rensvold [2002] navrhli pro tento případ komparace tři indexy, z nichž byl v této studii sledován především CFI index. Logika porovnávání modelu tkví v tom, že pokud je změna velikosti tohoto indexu (Δ CFI) větší než 0,01, více restriktivní model by měl být zamítnut, protože nevhodně reprezentuje data a daná ekvivalence tak nemusí být potvrzena. Také je možné posuzovat hodnotu indexu RMSEA více restriktivního modelu, která by měla spadat do intervalu spolehlivosti indexu RMSEA předchozího méně restriktivního modelu.⁵ Další možností je využít při porovnávání strukturních modelů informačních kritérií [Soukup 2010; Urbánek 2000]. Nejčastěji se sledují Akaikeho informační kritérium (AIC) a bayesovské Schwarzovo informační kritérium (BIC), přičemž v této stati je prezentováno liberálnější kritérium AIC, neboť se v případě použití MGCFA přednostně vypočítává a preferuje z důvodu toho, že kritérium BIC má větší tendenci penalizovat složitější modely a používá se spíše u analýz aplikovaných pouze pro jednu skupinu, kde se v modelu explicitně neodhadují konstanty a latentní průměry [Arbuckle 2012].⁶ Srovnávání testovaných modelů na základě hodnot AIC probíhá tak, že se za prvé stanoví rozdíl mezi hodnotami AIC více restriktivního a méně restriktivního modelu a za druhé se posoudí významnost rozdílů AIC těchto dvou modelů. Dle doporučení v literatuře [viz Burnham, Anderson 2004: 271] se rozdíly dvou jednotek mezi hodnotami AIC považují za zanedbatelné, rozdíly mezi čtyřmi až sedmi jednotkami jsou výraznější a rozdíly nad deset jednotek by měly vést k výběru modelu s nižší hodnotou AIC.

Základní struktura deseti hodnotových typů a úroveň srovnatelnosti PVQ škály byly již několikrát v různých vlnách výzkumu ESS testovány s uspokojivými výsledky [Davidov 2008, 2010; Davidov, De Beuckelaer 2010; Davidov, Depner 2011; Davidov, Schmidt, Schwartz 2008]. Škála pravidelně vykazuje plnou metrickou ekvivalenci ve všech participujících zemích v různých vlnách šetření, avšak skalární ekvivalenci se nikdy ve všech zemích potvrdit nepodařilo. Co se týče longitudinální srovnatelnosti hodnotových typů v jednotlivých zemích napříč různými vlnami výzkumu, je zřejmé, že komparace průměrných skóre zde možná je, neboť skalární ekvivalence v jednotlivých zemích v první, druhé a třetí vlně šetření potvrzena byla.

⁵ Cieciuch a Davidov [2012: 39] uvádí konkrétní velikost změny (Δ RMSEA), která by neměla u indexu RMSEA přesáhnout hodnotu 0,015.

⁶ Pro bližší srovnání výhod a nevýhod a seznámení se specifikací použití jednotlivých informačních kritérií lze doporučit monotematické číslo *Sociological Methods & Research* [2004, 33 (1) a (2)], pro stručnější přehled viz Soukup [2010: 95–99].

Analýza dat

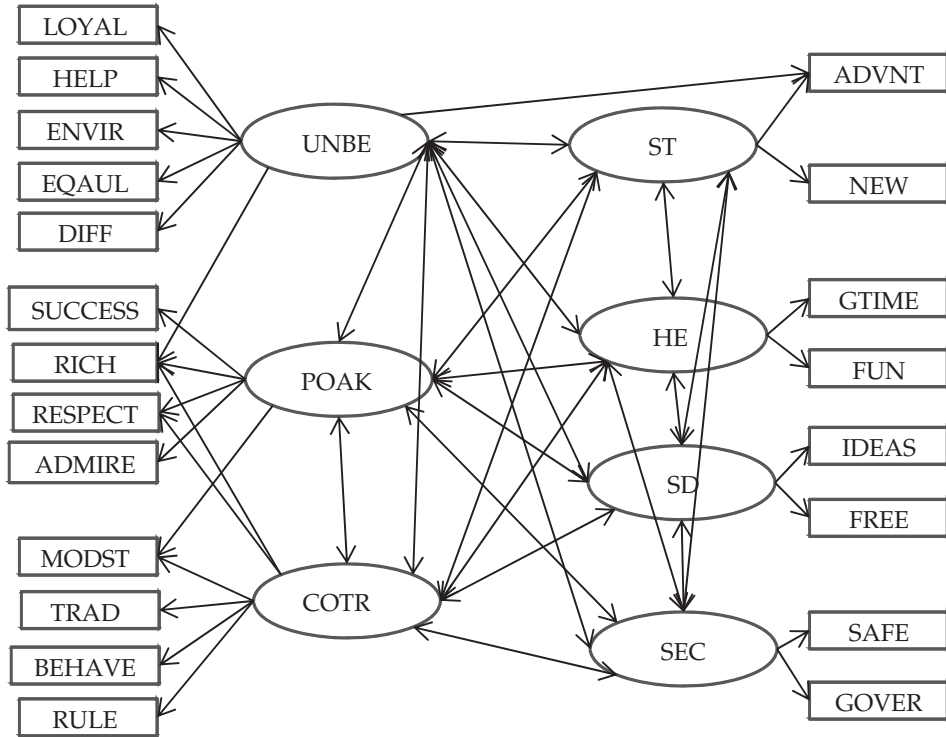
Šesté vlny výzkumu ESS (2012) se účastnily následující země (s tímto počtem respondentů): Belgie (1869), Bulharsko (2260), Kypr (1116), Česká republika (2009), Dánsko (1650), Estonsko (2380), Finsko (2197), Německo (2958), Island (752), Irsko (2628), Izrael (2508), Kosovo (1295), Nizozemsko (1845), Norsko (1624), Polsko (1898), Portugalsko (2151), Rusko (2484), Slovensko (1847), Slovinsko (1257), Španělsko (1889), Švédsko (1847), Švýcarsko (1493) a Spojené království (2286).⁷ Celkový počet respondentů činil 41 150 po vymazání všech chybějících případů. Datový soubor byl očištěn od chybějících hodnot metodou „listwise deletion“ (chybějící hodnoty ve většině zemí nepřesahovaly 10–15 % velikosti souboru) a jako metoda odhadu parametrů modelu byla použita metoda maximální věrohodnosti (ML), která je doporučována i v případě výskytu standardně velkého počtu chybějících hodnot v datovém souboru [Arbuckle 1996; Byrne 2010].⁸ Výpočet vychází z původní datové matice, tudíž z kovariančních matic příslušného počtu zemí/skupin v analýze. Všechny analýzy modelu byly provedeny v programu AMOS (verze 21.0) [Arbuckle 2012].

Pokud je cílem aplikovat CFA na ordinální proměnné, je možné s nimi za určitých okolností zacházet jako s kardinálními proměnnými a aplikovat při odhadu parametrů modelu metodu maximální věrohodnosti, ale je nezbytné dále sledovat, (a) zda má proměnná dostatečný počet kategorií, (b) normalitu dat a (c) velikost výběru [Byrne 2010: 148; Steenkamp, Baumgartner 1998; Vandenberg, Lance 2000]. Navíc Byrne [2010] shrnuje výsledky řady výzkumů a podotýká, že nenormalita dat je daleko závažnějším problémem než počet kategorií ordinální proměnné [potvrzuje také Gao, Mokhtarian, Johnston 2008; DiStefano 2002; Míndrilá 2010]. Bentler a Chou [1987: 88] pak dodávají, že pokud budou mít data relativně normální rozdělení, stačí, aby měly položky čtyři a více kategorií, a lze použít metodu maximální věrohodnosti. Počet respondentů (i po vyloučení chybějících hodnot) v analyzovaných zemích se v testovaném sedmifaktorovém modelu hodnot zdá být zcela dostatečný (tj. v každé zemi přesahuje 1000 respondentů, což je obecně považováno za velký vzorek). V modelu měly všechny manifestní proměnné šest kategorií odpovědí, což je dle doporučení v sociálních vědách relativně uspokojující. Normalita dat se i přes jejich ordinální charakter

⁷ Výzkumu ESS (2012) se účastnily také Albánie, Litva, Ukrajina, Rakousko, Maďarsko, Itálie a Francie, ale jejich kompletní datové soubory ještě nejsou k dispozici k datu přípravy tohoto článku. Detailnější informace o průběhu sběru dat a populacích, o výběrových procedurách, míře návratnosti a metodologických pilotážích dotazníku se lze dozvědět na <http://www.europeansocialsurvey.org/>, kde jsou dostupná i data.

⁸ Ideálním postupem v praxi je srovnat výsledky analýz provedených (1) na datech bez chybějících hodnot s metodou maximální věrohodnosti (ML) a (2) s chybějícími hodnotami a metodou maximální věrohodnosti s úplnou informací (FIML) nebo metodou očekávané maximalizace (EM) pro odhad parametrů modelu, neboť ty jsou v současnosti doporučovány jako zcela ideální pro analýzu nekompletních dat [Arbuckle 1996; Byrne 2010: 358–365]. Pokud se budou výsledky lišit jen minimálně, je možné dále pracovat s metodou ML.

Diagram 5. Sedmifaktorový model hodnotových typů z PVQ škály



Zdroj: vytvořeno na základě Davidov, Schmidt, Schwartz [2008].

Poznámka: Pro plný popis zkratk hodnotových typů, spojených hodnotových typů a jednotlivých proměnných viz Tabulka 2. Nové vztahy v modelu (oproti Schwartzově teorii [1992]): COTR→RESPECT, COTR→RICH, POAK→MODST, UNBE→RICH, UNBE→ADVNT.

zdá být relativně v pořádku (Příloha 1a, 1b),⁹ koeficienty šikmosti a špičatosti nepřesahují ve většině případů absolutní hodnotu 1 a jen výjimečně překračují absolutní hodnotu 2 [viz Byrne 2010: 103; Míndrilá 2010: 61]. Všechny předložené argumenty (velikost výběru, počet kategorií i normalita dat) potvrdily, že v analýze lze k vybraným ordinálním proměnným přistoupit jako ke kardinálním a aplikovat metodu maximální věrohodnosti na odhad parametrů modelu.¹⁰

⁹ Všechny přílohy jsou dostupné on-line na webových stránkách Sociologického časopisu / Czech Sociological Review (<http://sreview.soc.cas.cz/>) v sekci Archiv.

¹⁰ Pokud ordinální proměnné nesplňují parametry spojitého měření, není dále možné strukturní modelování zakládat na kovarianční/korelační matici, ale na jiné, například

První výzkumná otázka, kterou si v této stati klademe, zní, jak dobře data v šesté vlně výzkumu ESS měří hodnotové orientace ve zmíněných 23 zemích. Davidov [2008] a Davidov, Schmidt, Schwartz [2008] ve svých předešlých studiích ukazují, že se v datech zpravidla vyskytuje problém s příliš velkou korelací jednotlivých hodnotových typů, které tak nemohou být modelovány samostatně a je nezbytné je spojit v modelu do jednoho faktoru.¹¹ To platí především za situace, kdy jsou hodnotové typy měřeny menším množstvím otázek a kdy nejsou hodnotové typy vzájemně nezávislé [viz například Davidov 2008, 2010]. Tato skutečnost je obzvláště aktuální v případě aplikace PVQ škály.¹²

V první (2002), druhé (2004) i třetí (2006) vlně šetření ESS se ukázal být jako ideální model sedmi hodnotových typů, kde došlo ke kombinaci sousedních hodnot univerzalizmu a benevolence (UNBE), moci a úspěchu (POAK) a tradice a konformismu (COTR) z teoretického kruhového modelu. Navíc již v první vlně šetření navrhli Davidov, Schmidt, Schwartz [2008] přidat do modelu několik nových vztahů mezi faktory hodnot a dalšími manifestními proměnnými (viz Diagram 5), které opět v šesté vlně šetření prokázaly svou relevanci. Většina těchto vztahů není ale příliš silná, proto by ani neměly zcela měnit původní teoretický význam hodnotového typu.

I v šesté vlně šetření konfirmační faktorová analýza (CFA), která se nejprve provádí v každé zemi zvlášť a měla by předcházet analýze pro několik skupin zároveň (MGCFA) [Byrne 2008], potvrdila, že model s deseti hodnotovými typy předpokládaný Schwartzovou teorií nereprezentuje data v žádné zemi participující na výzkumu ESS (2012) uspokojivým způsobem, a to zejména v důsledku silných korelací mezi jednotlivými hodnotovými typy. Model sedmi hodnotových typů z Diagramu 5 vykazuje podstatně lepší výsledky, avšak ani ten není zcela adekvátní pro všechny participující země. Statistiky vhodnosti ukazují, že tento model hodnot je přijatelný (tzn. index CFI $\geq 0,92$) jen pro tyto země: Belgie, Bul-

polychoriální nebo polyseriální korelační matici [podrobněji Jöreskog 2002]. Také je podle některých statistiků vhodné použít jinou metodu odhadu parametrů. Jako nejlepší se ukazuje metoda diagonálně vážených nejmenších čtverců (DWLS) anebo její různé modifikace (např. RDWLS, WLSMV) [Flora, Curran 2004; Jöreskog 1990; Míndrilá 2010]. Tyto metody odhadu není možné použít v programu AMOS, ale jen v programu LISREL, Mplus nebo EQS.

¹¹ Schwartz [2003a] dokonce uvádí ještě další možnost vytvoření širších hodnotových orientací, a to sloučení všech položek samostatnosti, stimulace, požitkářství, úspěchu a moci, reprezentujících individuální zájmy, a všech položek benevolence, konformismu a tradice, reprezentujících kolektivní zájmy.

¹² Na toto téma se vede řada diskuzí ohledně adekvátního výběru položek ze Schwartzovy první škály hodnot (SVS) do PVQ škály a ohledně lepších vyhlídek měření hodnot v jednotlivých zemích za podmínky přítomnosti většího množství měřicích položek ve škále [Davidov 2010; Knoppen, Saris 2009; Schwartz, Boehnke 2004]. Davidov [2010] vyvozuje, že je díky této skutečnosti pravděpodobné, že PVQ škála měří lépe hodnotové typy druhého řádu (viz teoretický kruhový diagram) než jednotlivé hodnotové typy.

harsko, Česká republika, Finsko, Nizozemsko, Norsko, Polsko, Slovensko, Španělsko a Švédsko.¹³ Prezentované výsledky potvrdila i MGCFA, která neprokázala ani konfigurální, ani metrickou ekvivalenci ve všech 23 participujících zemích. Z tohoto důvodu bylo do následující analýzy srovnatelnosti PVQ škály přijato pouze těchto deset zemí. Minimálně šest z těchto zemí bylo také vybráno do analyzovaných skupin v předešlých studiích [viz Davidov 2008].

Ekvivalence hodnot mezi zeměmi

V následující MGCFA analýze vybraných deseti zemí byla nejdříve otestována konfigurální ekvivalence. V testovaném sedmifaktorovém modelu se nejdříve kontrolovalo, zda je model totožný ve vybraných zemích, aniž by se v analýze kladly nějaké požadavky na shodu velikosti parametrů položek mezi zeměmi. Tento krok je důležitý k potvrzení skutečnosti, že model reprezentuje data z každé skupiny vhodným způsobem, tj. vyhovuje počet faktorů, vztahy mezi nimi jsou relevantní a všechny položky přispívají k vysvětlení daného faktoru dostatečně. Analýza potvrdila, že data jsou v deseti zemích konfigurálně ekvivalentní (CFI = 0,924, RMSEA = 0,017, viz Tabulka 3). Model s danou faktorovou strukturou adekvátně reprezentuje data ve všech zemích a hodnotové typy jsou tudíž v jednotlivých zemích podobně chápány, interpretovány a i měřeny.

Test metrické ekvivalence, kde bylo v modelu požadováno, aby si byly všechny faktorové zátěže ve všech deseti zemích rovny, dopadl opět dobře a prokázal vyšší úroveň ekvivalence hodnotových typů (CFI = 0,915, RMSEA = 0,017). Změna velikosti indexu Δ CFI mezi modely 1 a 2 je menší než 0,01 a index RMSEA zůstal nezměněn, což je zcela vyhovující. Jediná změna hodnot kritéria AIC (Δ AIC = 871) je značná a ukazuje spíše na preferenci konfigurálního modelu. Metrická ekvivalence dat značí, že obsah každé položky je respondenty interpretován podobným způsobem ve všech zemích. Navíc také potvrzuje, že měřicí položky mají k daným faktorům hodnot stejně silný vztah ve všech skupinách (viz Příloha 2, nestandardizované faktorové zátěže). Ve všech deseti zemích je tudíž dále možné statisticky validně porovnávat vztahy zkoumaných latentních proměnných (tj. faktorů hodnot) s jinými také metricky ekvivalentními proměnnými z datového souboru.

Nakonec byla v datech testována skalární ekvivalence. V modelu byl zaveden požadavek shody na velikost všech konstant položek ve všech zemích. Ukázalo se, že plně skalární model (Model 3) není vyhovující (CFI = 0,76, RMSEA = 0,027),

¹³ I v tomto případě ještě stále některé země (např. Česká republika, Slovensko, Bulharsko) vykazují příliš vysokou korelaci mezi některými hodnotovými typy, ale statistiky vhodnosti modelu se čtyřmi nebo pěti faktory sloučených hodnot odkrývají ještě mnohem horší úroveň přijatelnosti daného modelu (CFI \leq 0,8). Proto byl přijat určitý kompromis ve prospěch toho, jak dobře model měření reprezentuje reálná data z výzkumu.

Tabulka 3. Statistika vhodnosti simultánní analýzy ekvivalence sedmifaktorového modelu hodnot v deseti zemích

Model	χ^2 (df)	$\Delta \chi^2$ (Δ df)	CFI (Δ CFI)	RMSEA (90% C. I.)	AIC (Δ AIC)	Komparace
Model 1 (Konfigurální ekvivalence)	9934,23 (1630)	-	0,924 (-)	0,017 (0,016; 0,017)	11 714 (-)	-
Model 2 (Metrická ekvivalence)	11 146,89 (1801)	1212,66*** (171)	0,915 (0,009)	0,017 (0,017; 0,017)	12 585 (871)	Model 1
Model 3 (Skalární ekvivalence)	28 248,42 (1990)	17 101,53*** (189)	0,760 (0,155)	0,027 (0,027; 0,027)	29 308 (16 723)	Model 2

Zdroj: ESS 2012.

Poznámka 1: χ^2 = chí kvadrát, df = stupně volnosti, CFI = Comparative fit index, RMSEA = root mean square error of approximation, C. I. = confidence interval, AIC = Akaike information criterion. U $\Delta \chi^2$ značí * statistickou významnost na hladině 90 %, ** na hladině 95 % a *** na hladině 99 %.

Poznámka 2: Hodnoty χ^2 testů jsou tak vysoké, protože jsou součtem všech χ^2 testů z jednotlivých zemí.

Poznámka 3: Belgie (N = 1836), Bulharsko (N = 1966), Česká republika (N = 1712), Finsko (N = 2108), Nizozemsko (N = 1588), Norsko (N = 1588), Polsko (N = 1731), Slovensko (N = 1741), Španělsko (N = 1807), Švédsko (N = 1777).

Tabulka 4. Rozdíly latentních průměrů hodnotových typů mezi Českou republikou a Slovenskem*

	ČR	SK
POAK	0,00	0,07**
COTR	0,00	0,36***
UNBE	0,00	0,27***
SD	0,00	0,03
SEC	0,00	0,27***
ST	0,00	0,09*

Zdroj: ESS 2012.

Poznámka: *** $p < 0,001$, ** $p < 0,01$, * $p < 0,1$.

* Při výpočtu průměru latentních proměnných musí být průměr dané latentní proměnné zvolen v jedné skupině jako referenční hodnota (klasicky: průměr = 0) a proti ní se vypočítávají všechny ostatní průměry dané latentní proměnné ve všech dalších skupinách. V tomto případě byla jako referenční hodnota zvolena každá latentní proměnná v první vyhodnocovací skupině, a proto má vždy průměr 0,00. Všechny ostatní se proti ní porovnávají a určuje se pořadí daných skupin podle hodnocení daného konceptu.

neboť změna velikosti indexu Δ CFI (= 0,155) se pohybuje nad žádoucí hodnotou, hodnota RMSEA již nespadá do intervalu spolehlivosti předchozího indexu RMSEA v modelu 2 a změna hodnot kritéria Δ AIC (16 723) je zcela nevyhovující. V některých případech musely být navíc volně odhadovány více než dvě konstanty manifestních proměnných v daném faktoru, a proto nebyly v zemích splněny požadavky částečné skalární ekvivalence měření ani u jednoho hodnotového typu. Data tedy v těchto zemích nejsou skalárně ekvivalentní, což odpovídá i výsledkům testů ekvivalence PVQ škály z minulých vln šetření [viz Davidov, Schmidt, Schwartz 2008; Davidov 2008, 2010]. Z toho vyplývá, že průměry faktorů (resp. hodnotových typů), stejně jako průměry jednotlivých manifestních proměnných nemohou být v těchto zemích validně porovnávány ani v šesté vlně šetření ESS.

Pokud není v datech nalezena skalární ekvivalence, je možné dále postupovat tak, že dojde k omezení buď množství zemí zahrnutých do analýzy, nebo k redukci či sloučení hodnotových typů. Malé množství kulturně a jazykově homogenních zemí nebo méně hodnotových typů měřených větším množstvím položek mají větší šanci na potvrzení nejvyšší úrovně skalární ekvivalence. V těchto homogenních zemích je pak možné také porovnávat národní průměry některých, nebo dokonce i všech hodnotových typů v modelu. Takto lze například komparovat v šesté vlně šetření průměry spojených hodnotových typů (faktorů) *univerzalizmus–benevolence*, *moc–úspěch* a *tradice–konformismus* v Norsku a ve Švédsku, neboť v těchto dvou zemích tyto hodnotové typy prokázaly částečnou

skalární ekvivalenci. V České republice a na Slovensku je zase možné na základě potvrzení částečné skalární ekvivalence porovnávat národní průměry všech hodnotových typů kromě *požitkářství*.¹⁴ Analýza latentních průměrů ukazuje, že Slovensko má kupříkladu průměr všech spojených hodnotových typů (UNBE, COTR, POAK) lehce vyšší než Česká republika (viz Tabulka 4). Stejným způsobem lze dospět k určité míře srovnatelnosti národních průměrů hodnot v různých kombinacích vybraných zemí, stále je však nezbytné úroveň ekvivalence modelu měření v těchto zemích opět otestovat.

Ekvivalence hodnot v různých vlnách šetření ESS v České republice

Druhá výzkumná otázka, na niž hledáme odpověď, zní, zda je PVQ škála v České republice srovnatelná v šesté vlně šetření ESS s ostatními čtyřmi vlnami šetření.¹⁵ V předešlých studiích testoval Davidov [2008, 2010] časovou srovnatelnost sedmifaktorového modelu mezi první, druhou a třetí vlnou šetření ve všech participujících zemích s velkou úspěšností. Není tedy zapotřebí očekávat problémy s longitudinální srovnatelností dat z České republiky i v šesté vlně šetření.

CFA analýza sedmifaktorového modelu tento předpoklad potvrzuje a statistiky vhodnosti naznačují, že model ve všech vlnách šetření adekvátně reprezentuje data (CFI > 0,92). Longitudinální MGCF A analýza modelu provedená ve všech vlnách šetření najednou pak ukazuje, že model je konfiguračně ekvivalentní (CFI = 0,926) a že respondenti ve všech vlnách chápali hodnotové typy podobně (viz Tabulka 5). Stejně tak byla prokázána plná metrická ekvivalence modelu, která umožňuje validně srovnávat vztahy mezi těmito sedmi hodnotovými typy ve všech vlnách šetření v datech z České republiky anebo vztahy těchto hodnotových typů s jinými metricky ekvivalentními proměnnými. Plně skalární model se podle absolutních hodnot CFI (0,91) zdá být také v pořádku, absolutní hodnoty RMSEA (0,025) jsou také uspokojivé a spadají do intervalu spolehlivosti RMSEA předchozího modelu. Pouze změna Δ CFI je nepatrně vyšší (0,014) a stejně tak i změna hodnot kritéria Δ AIC (802), proto se lze přiklonit i k otestování částečně skalárního modelu. Částečná skalární ekvivalence se v datech prokázala být vhodnou téměř ve všech hodnotících kritériích a stále dovoluje validně longitudinálně komparovat národní průměry všech sedmi hodnotových typů v České republice. Co se týče tohoto vývoje, z Tabulky 6 je patrné, že za posledních deset let mírně stoupá průměr hodnotového typu *požitkářství*, *stimulace* a *moci-úspěchu* a naopak mírně klesá národní průměr *tradice-konformismu* a *univerzalizmu-benevolence*.

¹⁴ Národní průměr hodnotového typu lze vypočítat jako průměrný skóre všech jeho měřících položek nebo ještě lépe jako latentní průměr pomocí strukturní analýzy průměrů.

¹⁵ Česká republika se neúčastnila sběru dat ve třetí vlně šetření ESS (2006), proto jsou k dispozici data jen z pěti vln šetření.

Tabulka 5. Statistiky vhodnosti simultánní časové analýzy ekvivalence sedmifaktorového modelu hodnot v pěti vlnách šetření v České republice

Model	χ^2 (df)	$\Delta \chi^2$ (Δdf)	CFI (ΔCFI)	RMSEA (90% C. I.)	AIC (ΔAIC)	Komparace	Hodnotové typy
Model 1 (Konfigurální ekvivalence)	5492,66 (815)	–	0,926 (–)	0,025 (0,025; 0,026)	6383 (–)	–	
Model 2 (Metrická ekvivalence)	5690,37 (891)	197,72*** (76)	0,924 (0,001)	0,024 (0,024; 0,025)	6428 (45)	Model 1	
Model 3 (Skalární ekvivalence)	6659,50 (975)	969,13*** (84)	0,910 (0,014)	0,025 (0,025; 0,026)	7230 (802)	Model 2	
Model 4 (Částečná skalární ekvivalence)	6283,01 (965)	592,64*** (74)	0,915 (0,009)	0,025 (0,024; 0,025)	6873 (445)	Model 3	ST, HE, SD, COTR, UNBE, POAK, SEC

Zdroj: ESS 2012.

Poznámka 1: χ^2 = chí kvadrát, df = stupně volnosti, CFI = Comparative fit index, RMSEA = root mean square error of approximation, C. I. = confidence interval, AIC = Akeike information criterion. U $\Delta \chi^2$ značí * statistickou významnost na hladině 90 %, ** na hladině 95 % a *** na hladině 99 %.

Poznámka 2: Hodnoty χ^2 testů jsou tak vysoké, protože jsou součtem všech χ^2 testů z jednotlivých zemí.

Poznámka 3: 1. vlna (N = 1070), 2. vlna (N = 2187), 4. vlna (N = 1849), 5. vlna (N = 2206) a 6. vlna (N = 1712).

Tabulka 6. Latentní průměry hodnotových typů v pěti vlnách šetření ESS v ČR

	ESS (2002)	ESS (2004)	ESS (2008)	ESS (2010)	ESS (2012)
HE	0,00	0,26***	0,37***	0,51***	0,48***
POAK	0,00	0,19***	0,31***	0,40***	0,47***
COTR	0,00	-0,14***	-0,20***	-0,16***	-0,07
UNBE	0,00	-0,21***	-0,23***	-0,20***	-0,24***
SD	0,00	-0,17***	-0,07**	-0,04	-0,07
SEC	0,00	-0,15***	-0,11**	-0,05	-0,09**
ST	0,00	0,23***	0,29***	0,43***	0,41***

Zdroj: ESS 2012.

Poznámka: *** p < 0,001, ** p < 0,01, * p < 0,1.

Ekvivalence hodnot mezi vybranými sociálními skupinami v České republice

I v případě výzkumu na národní úrovni je z hlediska kvality nezbytný široce srovnatelný význam otázek a škál odpovědí pro všechny respondenty. Žádný národ není ale homogenní, pokud jde o slovní zásobu obyvatel, způsob vyjadřování, úroveň vzdělání atp., proto je položka v dotazníku vždy vystavena riziku určitého zkreslení chybou měření. Tato heterogenita populace, často prezentována jako problém realizace mezinárodních výzkumů, je ale silně podceňována v rámci analýzy dat v jedné zemi.

Schwartz ve svých výzkumech již několikrát dokázal, jak silný vliv mají hodnotové orientace na konkrétní chování a životní volby jedince – např. na volební preference, delikventní chování, environmentální postoje, množství sociálních kontaktů či volbu zaměstnání [Schwartz 2003b]. Stejným způsobem byla prokázána také souvislost mezi hodnotovými orientacemi a vybranými sociodemografickými proměnnými, jako je věk, vzdělání, religiozita, pohlaví a politická orientace [Schwartz 1992; Řeháková 2006]. Třetí výzkumnou otázkou tedy zůstává, zda lze v České republice opravdu validně porovnávat vztahy mezi těmito třídícími položkami a hodnotovými typy, anebo dokonce komparovat národní průměry hodnotových typů v jednotlivých sociálních skupinách.

Z tohoto důvodu je v druhé části této stati otestována srovnatelnost předešlého sedmifaktorového modelu hodnotových typů mezi vybranými sociálními skupinami vymezenými věkem, pohlavím a vzděláním na datech ESS (2012) z České republiky. Bylo by nanejvýš vhodné otestovat tento model i v sociálních skupinách vymezených místem bydliště, jakožto další nepoužívanější třídící proměnné, ale omezení konfirmační faktorové analýzy týkající se velikosti výběrových vzorků jsou značná a ideálně by se mělo zastoupení respondentů v jednotlivých skupinách v případě takto složitějšího modelu pohybovat okolo 500 případů, u jednodušších modelů okolo 200 případů. Zastoupení respondentů je však v jednotlivých regionech ČR nedostačující (N = 100–200), proto zde není možné ohodnotit srovnatelnost měření hodnotových typů.

Pohlaví

V České republice bylo v šesté vlně šetření ESS dotazováno celkem 850 mužů a 841 žen. Výsledky MGCFA analýzy sedmifaktorového modelu ukazují, že model data reprezentuje poměrně uspokojivým způsobem v obou dvou skupinách respondentů (CFI = 0,923 a RMSEA = 0,045) a že je zde tudíž potvrzena konfigurální ekvivalence a všechny hodnotové typy jsou mezi muži a ženami podobně chápány. Stejně tak se v této analýze prokázala vyšší úroveň jak metrické, tak i skalární ekvivalence. Změna velikosti indexu CFI (Δ CFI) mezi modely je menší než 0,01 v obou případech, absolutní hodnoty indexu CFI přesahují hodnotu 0,9 a hodnoty RMSEA spadají do intervalu spolehlivosti RMSEA předchozího modelu (viz Tabulka 7). Jediná změna hodnot kritéria AIC (Δ AIC = 116) je vyšší a ukazuje spíše na preferenci metrického modelu.

Tabulka 7. Statistiky vhodnosti simultánní analýzy ekvivalence sedmifaktorového modelu hodnot mezi muži a ženami

Model	χ^2 (df)	$\Delta \chi^2$ (Δdf)	CFI (ΔCFI)	RMSEA (90% C. I.)	AIC (ΔAIC)	Komparace	Hodnotové typy
Model 1 (Konfigurální ekvivalence)	1426,40 (326)	–	0,923 (–)	0,045 (0,042; 0,047)	1782 (–)	–	
Model 2 (Metrická ekvivalence)	1467,82 (345)	41,42** (19)	0,922 (0,001)	0,044 (0,042; 0,046)	1786 (4)	Model 1	
Model 3 (Skalární ekvivalence)	1626,06 (366)	158,24*** (21)	0,912 (0,01)	0,045 (0,043; 0,047)	1902 (116)	Model 2	ST, HE, SD, POAK, UNBE, COTR, SEC

Zdroj: ESS 2012.

Poznámka 1: χ^2 = chí kvadrát, df = stupně volnosti, CFI = Comparative fit index, RMSEA = root mean square error of approximation, C. I. = confidence interval, AIC = Akaike information criterion. U $\Delta \chi^2$ značí * statistickou významnost na hladině 90 %, ** na hladině 95 % a *** na hladině 99 %.

Poznámka 2: muži (N = 850), ženy (N = 841).

Tabulka 8. Rozdíly latentních průměrů hodnotových typů mezi muži a ženami v ČR

	muži	ženy
HE	0,00	-0,27***
POAK	0,00	-0,22***
COTR	0,00	0,12**
UNBE	0,00	0,15***
SD	0,00	-0,22***
SEC	0,00	0,13**
ST	0,00	-0,30***

Zdroj: ESS 2012.

Poznámka: *** $p < 0,001$, ** $p < 0,01$, * $p < 0,1$.

Z toho lze vyvodit, že jednotlivé měřicí položky jsou muži i ženami stejně interpretované a jejich škály měření jsou taktéž v těchto skupinách stejně používané. Implikace těchto poznatků v praxi je potom taková, že mezi muži a ženami lze validně porovnávat vzájemné vztahy těchto hodnotových typů anebo vztahy sedmi hodnotových typů s jinými metricky ekvivalentními položkami. Navíc skalární ekvivalence dovoluje validně komparovat průměry všech zahrnutých hodnotových typů mezi těmito skupinami. Výsledky porovnání latentních průměrů mezi muži a ženami jsou statisticky významné a prokazují, že ženy v České republice mají v současnosti mírně nižší průměr v hodnotovém typu *požitkářství, stimulační a moci-úspěchu* a mírně vyšší v *tradici-konzervatismu, univerzalizmu-benevolenci a bezpečnosti* než muži (viz Tabulka 8).

Věk

Věk respondenta byl v šesté vlně šetření ESS měřen jako kardinální proměnná. Bylo by možné z ní vytvořit ordinální proměnnou s klasickými desetiletými věkovými intervaly, takto by ale byly vygenerovány skupiny s příliš malým zastoupením respondentů ($N \leq 300$). Proto byly z kardinální proměnné věku vytvořeny tři relativně kompaktní věkové kohorty, jejichž zastoupení bylo již více vyhovující: (1) 15–35 let, (2) 36–50 let a (3) více než 50 let. I když CFA analýza ukázala, že by se mohly vyskytnout problémy s ekvivalencí modelu hodnot v první kohortě do 35 let ($CFI = 0,883$), MGCFA analýza modelu potvrzuje konfigurální ekvivalenci sedmifaktorového modelu hodnot ve všech skupinách ($CFI = 0,914$). V těchto věkových kohortách tedy model reprezentuje data zcela adekvátním způsobem a také jsou zde hodnotové typy podobně vnímány.

Stejně tak byla prokázána metrická ekvivalence škály ($CFI = 0,912$, $\Delta CFI \leq 0,01$), tudíž je dále možné v těchto třech věkových skupinách porovnávat

Tabulka 9. Statistiky vhodnosti simultánní analýzy ekvivalence sedmifaktorového modelu hodnot mezi třemi věkovými kohortami

Model	χ^2 (df)	$\Delta \chi^2$ (Δ df)	CFI (Δ CFI)	RMSEA (90% C. I.)	AIC (Δ AIC)	Komparace	Hodnotové typy
Model 1 (Konfigurální ekvivalence)	1654,83 (489)	-	0,914 (-)	0,038 (0,036; 0,040)	2189 (-)	-	
Model 2 (Metrická ekvivalence)	1712,77 (527)	57,94** (38)	0,912 (0,002)	0,037 (0,035; 0,038)	2171 (-18)	Model 1	
Model 3 (Skalární ekvivalence)	2178,65 (569)	465,88*** (42)	0,881 (0,031)	0,041 (0,039; 0,043)	2553 (382)	Model 2	
Model 4 (Částečná skalární ek- vivalence)	1863,03 (539)	150,26*** (12)	0,902 (0,01)	0,038 (0,036; 0,040)	2297 (126)	Model 2	COTR, UNBE, POAK

Zdroj: ESS 2012.

Poznámka 1: χ^2 = chi kvadrát, df = stupně volnosti, CFI = Comparative fit index, RMSEA = root mean square error of approximation, C. I. = confidence interval, AIC = Akaike information criterion. U $\Delta \chi^2$ značí * statistickou významnost na hladině 90 %, ** na hladině 95 % a *** na hladině 99 %.

Poznámka 2: 15–34 let (N = 423), 35–50 let (N = 513) a více než 50 let (N = 755).

Tabulka 10. Rozdíly latentních průměrů hodnotových typů mezi 3 věkovými kohortami v ČR

	15–34 let	35–50 let	více než 50 let
POAK	0,00	-0,15***	-0,48***
COTR	0,00	0,46***	0,74***
UNBE	0,00	-0,24***	0,34***

Zdroj: ESS 2012.

Poznámka: *** $p < 0,001$, ** $p < 0,01$, * $p < 0,1$.

vztahy mezi sedmi hodnotovými typy anebo jejich vztahy s jinou metricky ekvivalentní proměnnou (viz Tabulka 9). Plná skalární ekvivalence v těchto skupinách ale prokázána na základě žádného hodnotícího kritéria nebyla (CFI = 0,881), nelze tedy validně komparovat průměry těchto sedmi hodnotových typů mezi danými věkovými kohortami. Při bližším zkoumání se ale ukázalo, že tři spojené hodnotové typy *tradice–konformismus*, *universalismus–benevolence* a *moc–úspěch* vykazují alespoň částečnou skalární ekvivalenci a je tudíž možné porovnávat přinejmenším průměry těchto tří spojených hodnotových typů v daných věkových skupinách. Tato analýza latentních průměrů prokazuje, že oproti nejmladší věkové kohortě (15–34) mají starší věkové kohorty mírně nižší průměr hodnotového typu *moci–úspěchu* a mírně vyšší průměr hodnotového typu *tradice–konformismus* a *universalismus–benevolence* (viz Tabulka 10).

Vzdělání

Proměnná vzdělání byla v šesté vlně šetření v České republice měřena jako ordinální proměnná s 11 kategoriemi. Některé vzdělanostní kategorie byly natolik málo zastoupené z hlediska počtu respondentů, že musely být nakonec sloučeny pouze do tří vzdělanostních skupin: (1) nanejvýš vyučení bez maturity, (2) střední vzdělání s maturitou a (3) pomaturitní a vysokoškolské vzdělání. MGCFEA analýza modelu provedená ve všech skupinách najednou potvrzuje, že model hodnot je v těchto skupinách konfigurálně ekvivalentní (CFI = 0,923), a tudíž že jsou hodnotové typy chápány mezi vzdělanostními skupinami podobně a model dobře reprezentuje data z výzkumu. Stejně tak prokázaná metrická ekvivalence (CFI = 0,922; $\Delta CFI < 0,01$) značí, že jednotlivé měřicí položky jsou interpretovány respondenty z různých vzdělanostních skupin v České republice podobným způsobem (viz Tabulka 11). Je tedy dále možné mezi těmito skupinami porovnávat vzájemné vztahy sedmi hodnotových typů anebo jejich vztahy s ostatními metricky ekvivalentními proměnnými.

Plně skalární model se podle absolutních hodnot CFI (0,908) zdá být také v pořádku, absolutní hodnoty RMSEA (0,037) jsou také uspokojivé a spadají

Tabulka 11. Statistiky vhodnosti simultánní analýzy ekvivalence sedmifaktorového modelu hodnot mezi třemi vzdělanostními skupinami

Model	χ^2 (df)	$\Delta \chi^2$ (Δ df)	CFI (Δ CFI)	RMSEA (90% C. I.)	AIC (Δ AIC)	Komparace	Hodnotové typy
Model 1 (Konfigurální ekvivalence)	1508,21 (489)	–	0,923 (–)	0,036 (0,034; 0,038)	2042 (–)	–	
Model 2 (Metrická ekvivalence)	1557,65 (527)	49,44 (38)	0,922 (0,001)	0,035 (0,033; 0,037)	2016 (–26)	Model 1	
Model 3 (Skalární ekvivalence)	1790,08 (569)	232,43*** (42)	0,908 (0,014)	0,037 (0,035; 0,039)	2164 (148)	Model 2	
Model 4 (Částečná skalární ekvivalence)	1732,50 (564)	174,85*** (37)	0,912 (0,01)	0,036 (0,034; 0,038)	2117 (101)	Model 2	ST, HE, SD, POAK, UNBE, COTR, SEC

Zdroj: ESS 2012.

Poznámka: χ^2 = chí kvadrát, df = stupně volnosti, CFI = Comparative fit index, RMSEA = root mean square error of approximation, C. I. = confidence interval, AIC = Akaike information criterion. U $\Delta \chi^2$ značí * statistickou významnost na hladině 90 %, ** na hladině 95 % a *** na hladině 99 %.

Poznámka 2: nanejš vyučení bez maturity (N = 707), střední vzdělání s maturitou (N = 466), pomaturitní a vysokoškolské vzdělání (N = 411).

Tabulka 12. Rozdíly latentních průměrů hodnotových typů mezi 3 vzdělanostními skupinami v ČR

	nanejvyš vyučení bez maturity	střední vzdělání s maturitou	pomaturitní a vysokoškolské vzdělání
HE	0,00	0,23***	0,26***
POAK	0,00	0,23***	0,40***
COTR	0,00	0,004	0,10
UNBE	0,00	0,18***	0,28***
SD	0,00	0,36***	0,55***
SEC	0,00	0,18**	0,15**
ST	0,00	0,38***	0,56***

Zdroj: ESS 2012.

Poznámka: *** $p < 0,001$, ** $p < 0,01$, * $p < 0,1$.

do intervalu spolehlivosti RMSEA předchozího modelu 2. Pouze změna Δ CFI je nepatrně vyšší (0,014) a stejně tak i změna hodnot kritéria Δ AIC (148), proto se lze přiklonit i k otestování částečně skalárního modelu. Částečná skalární ekvivalence se v datech prokázala být vhodnou téměř ve všech hodnotících kritériích a stále dovoluje validně komparovat průměry všech sedmi hodnotových typů mezi třemi vzdělanostními skupinami. Z analýzy latentních průměrů je zřejmé, že skupina jedinců se středním vzděláním s maturitou a vysokoškolsky vzdělaných má mírně vyšší průměr všech hodnotových typů než jedinci se základním vzděláním a vyučením bez maturity. Největší rozdíly lze přirozeně nalézt mezi nejméně a nejvýše vzdělanými jedinci, kde skupina vysokoškolsky vzdělaných vykazuje vyšší průměry hodnotových typů *stimulace, moci-úspěchu a samostatnosti* (viz Tabulka 12).

Shrnutí

Zjišťování hodnotových orientací jedinců je natolik důležitý aspekt výzkumů sociálních změn ve společnosti, že komparativní Evropský sociální výzkum zařadil PVQ škálu hodnot do hlavní části mezinárodního dotazníku a již přes deset let jsou jejím prostřednictvím hodnoty respondentů opakovaně měřeny. Srovnatelnost této škály mezi jednotlivými evropskými zeměmi a mezi předešlými časovými vlnami šetření byla již několikrát ověřována a testována, a proto bylo cílem této stati zodpovědět otázku, do jaké míry je PVQ škála srovnatelná mezi zeměmi a vlnami sběru dat a sociálními skupinami v ČR také v poslední, šesté vlně šetření ESS (2012).

Pro účely testování ekvivalence PVQ škály byl použit sedmifaktorový model [viz Davidov, Schmidt, Schwartz 2008], který se při testování v jednotlivých zemích ukázal být přijatelný a stabilní pouze v deseti zemích. MGCFA analýza provedená v těchto zemích prokázala, že tento model je zde konfiguračně ekvivalentní, adekvátně reprezentuje data a že hodnotové typy jsou tudíž v těchto zemích podobně chápány a lze je tímto způsobem měřit. Konfigurální ekvivalenci hodnotových typů prokázalo v první vlně šetření 11 zemí, ve druhé vlně šetření 14 zemí a ve třetí vlně osm zemí; v průměru se šest z těchto zemí pravidelně zařazuje do analyzované skupiny. Zde se potvrzují tvrzení Davidova [2008] o tom, že i když některé země vykazují konfigurační či jinou ekvivalenci v jedné vlně šetření, ještě to nemusí znamenat, že se tato ekvivalence mezi zeměmi musí opakovat v další vlně šetření. Je zapotřebí tento předpoklad o srovnatelnosti neustále ověřovat.

Ve vybraných deseti zemích byla také prokázána metrická ekvivalence, která vypovídá o tom, že respondenti pocházející z různých kultur interpretují položky měřící dané hodnotové typy podobným způsobem. Statistický důkaz provedený konfirmační faktorovou analýzou je sice nezbytný pro potvrzení stejného významu položek, ale ne dostačující. Podrobnější zkoumání prostřednictvím kognitivních přístupů nebo jiných statistických metod by tyto výsledky ještě mělo ověřit [Prüfer, Rexroth, Fowler 2004; Saris, Gallhofer 2007]. Z výsledků testu metrické ekvivalence lze vyvodit, že v rámci analyzovaných zemí je možné validně porovnávat vztahy mezi těmito sedmi hodnotovými typy anebo jejich vztahy s ostatními metricky ekvivalentními položkami z datového souboru, např. sociodemografickými proměnnými nebo jinými identifikačními položkami. Skalární ekvivalence v těchto zemích opět potvrzena nebyla (ani v parciální podobě), proto zde na druhou stranu nelze validně komparovat národní průměry sedmi hodnotových typů. V případě potřeby statistické analýzy průměrů by bylo opět vhodné omezit počet srovnávaných zemí anebo počet hodnotových typů a opět v těchto skupinách provést testy skalární ekvivalence.

Co se týče druhé výzkumné otázky ohledně časové srovnatelnosti PVQ škály v České republice, výsledky MGCFA analýzy potvrzují, že model měření hodnot je jak metricky, tak i částečně skalárně ekvivalentní. Tato longitudinální ekvivalence umožňuje v České republice validně analyzovat změnu vztahů mezi sedmi hodnotovými typy napříč časem a změnu jejich národních průměrů mezi všemi vlnami sběru dat.

Poslední výzkumná otázka se týkala srovnatelnosti PVQ škály mezi různými sociálními skupinami v české společnosti. Do analýzy byly vybrány základní sociální skupiny definované pohlavím, věkem a vzděláním. MGCFA analýzy sedmifaktorového modelu prokázaly, že model je zcela metricky i (částečně) skalárně ekvivalentní mezi muži a ženami a třemi vzdělanostními skupinami. V těchto skupinách lze libovolně srovnávat vztahy mezi sedmi hodnotovými typy a také jejich skupinové průměry. Ve třech věkových kohortách sedmifaktorový model prokázal také plnou metrickou ekvivalenci, ale skupinové průměry

těchto věkových kohort lze komparovat pouze v případě tří hodnotových typů (COTR, POAK, UNBE), ne už sedmi. V jinak podrobněji definovaných věkových a vzdělanostních skupinách nelze na základě nízkého počtu respondentů dokázat, že by tato komparace byla validní a rozdíly v průměrech hodnot odpovídaly skutečnosti. Provedené testy na národních datech České republiky jasně ukazují, že stejně tak, jako není možné libovolně komparovat vztahy a průměry PVQ škály hodnot mezi jednotlivými zeměmi v mezinárodních datech, nelze bez ověřování srovnávat vztahy a průměry této škály mezi různými sociálními skupinami v národních datech.

PETRA ANÝŽOVÁ *absolvovala doktorské studium sociologie na Filozofické fakultě Univerzity Karlovy v Praze a v současnosti pracuje jako odborná asistentka na katedře sociologie na Fakultě sociálních studií Vysoké školy finanční a správní. Jejími výzkumnými zájmy jsou metodologie mezinárodních výzkumů a aplikace strukturního modelování při testování ekvivalence položek. Vedle toho se zabývá také sociologií vzdělávání, vzdělanostními nerovnostmi a problematikou hodnotových orientací. V současnosti připravuje knihu o srovnatelnosti významných postojoyých škál v ESS.*

Literatura

- Arbuckle, J. L. 1996. „Full Information Estimation in the Presence of Incomplete Data.“ Pp. 243–277 in G. A. Marcoulides, R. E. Schumacker (eds.). *Advanced Structural Equation Modeling: Issues and Techniques*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Arbuckle, J. L. 2012. *IBM SPSS® Amos™ 21 User's Guide*. Crawfordville, FL: Amos Development Corporation.
- Beierlein, C., P. Schmidt, E. Davidov, S. H. Schwartz. 2012. „Testing the Discriminant Validity of Schwartz' Portrait Value Questionnaire Items – A Replication and Extension of Knoppen and Saris (2009).“ *Survey Research Methods* 6 (1): 25–36.
- Bentler, P. M., C.-P. Chou. 1987. „Practical Issues in Structural Modeling.“ *Sociological Methods & Research* 16 (1): 78–117, <http://dx.doi.org/10.1177/0049124187016001004>.
- Billiet, J. 2003. „Cross-cultural Equivalence with Structural Equation Modeling.“ Pp. 247–263 in J. A. Harkness, F. J. R. Van de Vijver, P. Ph. Mohler (eds.). *Cross-cultural Survey Methods*. New Jersey: John Wiley & Sons.
- Billiet, J., J. Welkenhuysen-Gyöbels. 2004. „Assessing Cross-national Construct Equivalence in the ESS: The Case of Six Items“ [online]. Příspěvek přednesený na konferenci *International Conference on Social Science Methodology, Edition 6*. Amsterdam, 17.–20. 8. 2004 [cit. 2. 11. 2010]. Dostupné z: <https://lirias.kuleuven.be/bitstream/123456789/84246/1/DA+2004-40.pdf>.
- Burnham, K. P., D. R. Anderson. 2004. „Multimodel Inference: Understanding AIC and BIC in Model Selection.“ *Sociological Methods & Research* 33 (2): 261–304, <http://dx.doi.org/10.1177/0049124104268644>.
- Byrne, B. M. 2008. „Testing for Multigroup Equivalence of a Measuring Instrument: A Walk through the Process.“ *Psicothema* 20 (4): 872–882.

- Byrne, B. M. 2010. *Structural Equation Modeling with AMOS: Basic Concepts, Applications, and Programming. Second Edition*. New York, NY: Taylor & Francis Group.
- Byrne, B. M., R. J. Shavelson, B. Muthén. 1989. „Testing for the Equivalence of Factor Covariance and Mean Structures: The Issue of Partial Measurement Invariance.“ *Psychological Bulletin* 105 (3): 456–466, <http://dx.doi.org/10.1037/0033-2909.105.3.456>.
- Byrne, B. M., D. Watkins. 2003. „The Issue Of Measurement Invariance Revisited.“ *Journal of Cross-Cultural Psychology* 34 (2): 155–175, <http://dx.doi.org/10.1177/0022022102250225>.
- Cieciuch, J., E. Davidov. 2012. „A Comparison of the Invariance Properties of the PVQ-40 and the PVQ-21 to Measure Human Values across German and Polish Samples.“ *Survey Research Methods* 6 (1): 37–48.
- Davidov, E. 2008. „A Cross-Country and Cross-Time Comparison of the Human Values Measurements with the Second Round of the European Social Survey.“ *Survey Research Methods* 2 (1): 33–46.
- Davidov, E. 2010. „Testing for Comparability of Human Values across Countries and Time with the Third Round of European Social Survey.“ *International Journal of Comparative Sociology* 51 (3): 171–191, <http://dx.doi.org/10.1177/0020715210363534>.
- Davidov, E. 2012. *Comparability of Measurement Instruments across Countries or Time Points* [online]. Prezentace. University of Tartu, 4. 10. 2012 [cit. 22. 1. 2014]. Dostupné z: http://www.ssi.ut.ee/sites/default/files/ssi/davidov_lecture2.pdf.
- Davidov, E., A. De Beuckelaer. 2010. „How Harmful are Survey Translations? A Test with Schwartz's Human Values Instrument.“ *International Journal of Public Opinion Research* 22 (4): 485–510, <http://dx.doi.org/10.1093/ijpor/edq030>.
- Davidov, E., F. Depner. 2011. „Testing for Measurement Equivalence of Human Values across Online and Paper-and-pencil Surveys.“ *Quality & Quantity* 45: 375–390, <http://dx.doi.org/10.1007/s11135-009-9297-9>.
- Davidov, E., P. Schmidt, P., S. H. Schwartz. 2008. „Bringing Values Back In: Testing the Adequacy of the European Social Survey to Measure Values in 20 Countries.“ *Public Opinion Quarterly* 72 (3): 420–445, <http://dx.doi.org/10.1093/poq/nfn035>.
- DiStefano, C. 2002. „The Impact of Categorization with Confirmatory Factor Analysis.“ *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal* 9 (3): 327–346, http://dx.doi.org/10.1207/S15328007SEM0903_2.
- Dorer, B. 2012. *Round 6 Translation Guidelines*. Mannheim: European Social Survey, GESIS.
- European Social Survey. 2012. *Sampling for the European Social Survey Round VI: Principles and Requirements*. Mannheim: European Social Survey, GESIS.
- Flora, D. B., P. J. Curran. 2004. „An Empirical Evaluation of Alternative Methods of Estimation for Confirmatory Factor Analysis with Ordinal Data.“ *Psychological Methods* 9 (4): 466–491, <http://dx.doi.org/10.1037/1082-989X.9.4.466>.
- Gao, S., P. L. Mokhtarian, R. A. Johnston. 2008. „Nonnormality of Data in Structural Equation Models.“ *Journal of the Transportation Research Board* 2082 (1): 116–124, <http://dx.doi.org/10.3141/2082-14>.
- Harkness, J. A., F. J. R. Van de Vijver, P. Ph. Mohler (eds.). 2003. *Cross-cultural Survey Methods*. New Jersey: John Wiley & Sons.
- Hofstede, G. 2001. *Culture's Consequences: Comparing Values, Behaviors, Institutions, and Organizations across Nations*. Thousand Oaks: Sage Publications.
- Horáková, N. 2005. „Co je pro nás v životě důležité?“ *Naše společnost* [online] (2): 8–12 [cit. 10. 6. 2012]. Praha: Sociologický ústav AV ČR. Dostupné z: http://cvvm.soc.cas.cz/media/com_form2content/documents/c3/a3943/f11/100045s_horakova-hodnoty.pdf.
- Horn, J. L., J. J. McArdle. 1992. „A Practical and Theoretical Guide to Measurement

- Invariance in Aging Research." *Experimental Aging Research* 18 (3): 117–144, <http://dx.doi.org/10.1080/03610739208253916>.
- Hox, J. J., E. D. de Leeuw, M. J. S. Brinkhuis. 2010. „Analysis Models for Comparative Surveys.“ Pp. 395–418 in J. A. Harkness et al. (eds). *Survey Methods in Multinational, Multiregional, and Multicultural Contexts*. New Jersey: John Wiley & Sons, <http://dx.doi.org/10.1002/9780470609927.ch21>.
- Cheung, G. W., R. B. Rensvold. 2002. „Evaluating Goodness-of-fit Indexes for Testing Measurement Invariance.“ *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal* 9 (2): 233–255, http://dx.doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5.
- Inglehart, R. 1977. *The Silent Revolution: Changing Values and Political Styles among Western Publics*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Johnson, T. P. 1998. „Approaches to Equivalence in Cross-Cultural and Cross-National Survey Research.“ Pp. 1–40 in J. A. Harkness (ed.). *Cross-Cultural Survey Equivalence. ZUMA-Nachrichten Spezial, Band 3*. Mannheim: ZUMA.
- Jöreskog, K. G. 1971. „Simultaneous Factor Analysis in Several Populations.“ *Psychometrika* 36 (4): 409–426, <http://dx.doi.org/10.1007/BF02291366>.
- Jöreskog, K. G. 1990. „New Developments in LISREL: Analysis of Ordinal Variables Using Polychoric Correlations and Weighted Least Squares.“ *Quality and Quantity* 24 (4): 387–404, <http://dx.doi.org/10.1007/BF00152012>.
- Jöreskog, K. G. 2002. *Structural Equation Modeling with Ordinal Variables using LISREL* [online]. [cit. 14.1.2012]. Dostupné z: <http://www.ssicentral.com/lisrel/techdocs/ordinal.pdf>.
- Kankaras, M., G. Moors. 2009. „Measurement Equivalence in Solidarity Attitudes in Europe: Insights from a Multi-Group Latent-Class Factor Approach.“ *International Sociology* 24 (4): 557–579, <http://dx.doi.org/10.1177/0268580909334502>.
- Kluckhohn, C. K. M. 1951. „Values and Value Orientations in the Theory of Action.“ Pp. 388–433 in T. Parsons, E. Shils (eds.). *Toward a General Theory of Action*. Cambridge: Harvard University Press.
- Knoppen, D., W. Saris. 2009. „Do We Have to Combine Values in the Schwartz' Human Values Scale? A Comment on the Davidov Studies.“ *Survey Research Methods* 3 (2): 91–103.
- Meade, A. W., G. J. Lautenschlager. 2004. „Comparison of Item Response Theory and Confirmatory Factor Analytic Methodologies for Establishing Measurement Equivalence/Invariance.“ *Organizational Research Methods* 7 (4): 361–388, <http://dx.doi.org/10.1177/1094428104268027>.
- Meredith, W. 1993. „Measurement Invariance, Factor Analysis and Factorial Invariance.“ *Psychometrika* 58 (4): 525–543, <http://dx.doi.org/10.1007/BF02294825>.
- Meuleman, B., E. Davidov, J. Billiet. 2009. „Changing Attitudes toward Immigration in Europe, 2002–2007: A Dynamic Group Conflict Theory Approach.“ *Social Science Research* 38 (2): 352–365, <http://dx.doi.org/10.1016/j.ssresearch.2008.09.006>.
- Milfont, T. L., R. Fisher. 2010. „Testing Measurement Invariance across Group: Applications in Cross-cultural Research.“ *International Journal of Psychological Research* 3 (1): 111–121.
- Míndrilá, D. 2010. „Maximum Likelihood (ML) and Diagonally Weighted Least Squares (DWLS) Estimation Procedures: A Comparison of Estimation Bias with Ordinal and Multivariate Non-normal Data.“ *International Journal of Digital Society* 1 (1): 60–66.
- Prudký, L. a kol. 2009. *Inventura Hodnot: Výsledky sociologických výzkumů hodnot ve společnosti České republiky*. Praha: Academia.
- Prüfer, P., M. Rexroth, F. J. Fowler. 2004. *Quest 2003. Questionnaire Evaluation Standards. ZUMA-Nachrichten Spezial, Band 9*. Mannheim: ZUMA.

- Rabušic, L. 2000. „Je česká společnost ‚postmaterialistická‘?“ *Sociologický časopis* 36 (1): 3–22.
- Raju, N. S., L. J. Laffitte, B. M. Byrne. 2002. „Measurement Equivalence: A Comparison of Methods Based on Confirmatory Factor Analysis and Item Response Theory.“ *Journal of Applied Psychology* 87 (3): 517–529, <http://dx.doi.org/10.1037/0021-9010.87.3.517>.
- Rokeach, M. 1973. *The Nature of Human Values*. New York: Free Press.
- Řeháková, B. 2001. „Změna hodnot v České republice a Inglehartova hodnotová typologie.“ Pp. 47–71 in L. Rabušic (ed.). *České hodnoty 1991–1999*. Brno: Masarykova univerzita.
- Řeháková, B. 2006. „Měření hodnotových orientací metodou hodnotových portrétů S. H. Schwartz.“ *Sociologický časopis* 42 (1): 107–128.
- Sagiv, L., S. H. Schwartz. 1995. „Value Priorities and Readiness for Out-group Social Contact.“ *Journal of Personality and Social Psychology* 69 (3): 437–448, <http://dx.doi.org/10.1037/0022-3514.69.3.437>.
- Saris, W. E., I. N. Gallhofer. 2007. *Design, Evaluation and Analysis of Questionnaires for Survey Research*. New York: Wiley, <http://dx.doi.org/10.1002/9780470165195>.
- Schwartz, S. H. 1992. „Universals in the Content and Structure of Values: Theoretical Advances and Empirical Tests in 20 Countries.“ Pp. 1–65 in M. Zanna (ed.). *Advances in Experimental Social Psychology*. New York: Academic Press.
- Schwartz, S. H. 2003a. „A Proposal for Measuring Value Orientations across Nations“ [online]. Pp. 259–319 in *European Social Survey Core Questionnaire Development*. ESS central co-ordinating team [cit. 26. 2. 2014]. Dostupné z: http://www.europeansocialsurvey.org/docs/methodology/core_ess_questionnaire/ESS_core_questionnaire_human_values.pdf.
- Schwartz, S. H. 2003b. „Basic Human Values: Their Content and Structure Across Countries.“ Pp. 1–65 in A. Tamayo, J. Porto (eds.). *Valores e trabalho [Values and Work]*. Brasília: Editora Universidade de Brasília.
- Schwartz, S. H. 2006. „Les valeurs de base de la personne: Théorie, mesures et applications [Basic Human Values: Theory, Measurement, and Applications].“ *Revue française de Sociologie* [online v anglické verzi pod názvem „Basic Human Values: An Overview“] 42: 249–288 [cit. 7. 6. 2012]. Dostupné z: http://www.ccsr.ac.uk/qmss/seminars/2009-06-10/documents/Shalom_Schwartz_1.pdf.
- Schwartz, S. H., K. Boehnke. 2004. „Evaluating the Structure of Human Values with Confirmatory Factor Analysis.“ *Journal of Research in Personality* 38 (3): 230–255, [http://dx.doi.org/10.1016/S0092-6566\(03\)00069-2](http://dx.doi.org/10.1016/S0092-6566(03)00069-2).
- Schwartz, S. H., G. Melech, A. Lehmann, S. Burgess, M. Harris. 2001. „Extending the Cross-cultural Validity of the Theory of Basic Human Values with a Different Method of Measurement.“ *Journal of Cross-Cultural Psychology* 32 (5): 519–542, <http://dx.doi.org/10.1177/0022022101032005001>.
- Sociological Methods & Research*. August 2004, 33 (1), November 2004, 33 (2).
- Soukup, P. 2010. „Nesprávná užívání statistické významnosti a jejich možná řešení.“ *Data a výzkum – SDA Info* 4 (2): 77–104.
- Steenkamp, J.-B. E. M., H. Baumgartner. 1998. „Assessing Measurement Invariance in Cross-National Consumer Research.“ *Journal of Consumer Research* 25 (1): 78–90, <http://dx.doi.org/10.1086/209528>.
- Urbánek, T. 2000. *Strukturální modelování v psychologii*. Brno: Psychologický ústav AV ČR a Nakladatelství Pavel Křepela.
- Vandenberg, R. J., C. E. Lance. 2000. „A Review and Synthesis of the Measurement Invariance Literature: Suggestions, Practices, and Recommendations for Organizational Research.“ *Organizational Research Methods* 3 (1): 4–70, <http://dx.doi.org/10.1177/109442810031002>.

Data

European Social Survey. „ESS Round 6“, ed. 2.0. Výzkumná data za rok 2012. *European Social Survey* [online]. Dostupné z: <http://www.europeansocialsurvey.org/data/download.html?r=6>.