Martina Mysíková, Jiří Večerník*

Abstract

Life and Job Satisfaction in the Czech Republic

The article deals with life and job satisfaction of the Czech working-age population. First it highlights concepts of happiness and satisfaction within the emerging multidimensional approaches to individual and societal well-being. Then, it resumes the data sources of those measures, with specific attention to the Module on Subjective Well-being of the survey EU-SILC. Using this data, basic characteristics and determinants of life satisfaction are shown first and basic characteristics and determinants of job satisfaction after that. Finally the relationship between these two dimensions of satisfaction is analysed. It appears that determination of life satisfaction by socio-demographic and economic characteristics of individuals and households is much higher than the determination of job satisfaction. The identity of "contradictory" categories where life satisfaction significantly outweighs job satisfaction and vice versa is weak.

Keywords: life satisfaction; job satisfaction; subjective well-being; Czech Republic

JEL Classification: I31, I38, Z10, Z18

Úvod

Ve společenskovědním výzkumu je stále větší pozornost věnována subjektivním indikátorům blahobytu a jeho složkám, k nimž rovněž patří spokojenost se zaměstnáním. Na rozdíl od výzkumů štěstí a spokojenosti se životem, po dlouhou dobu výsostně domény psychologie a sociologie, byla spokojenost se zaměstnáním doménou organizačního výzkumu syčeného psychologickými sondami. Už v roce 1980 mohl být shromážděn obsáhlý přehled empirických studií zabývajících se spokojeností v práci a jejího vztahu k celkové životní spokojenosti (Near, Rice, Hunt, 1980). Přehled ještě většího počtu studií za dekádu 80. let 20. století poskytli Rain, Lane a Steiner (1991).

Pokud jde o ekonomii, spokojenost se zaměstnáním jakožto významnou proměnnou trhu práce „legitimizoval“ Freeman (1978). Od té doby počet výzkumů a analýz narůstal. Po dvaceti letech shrnul jejich výsledky Altman (2001), který ukázal přímou spojitost mezi spokojeností pracovníků a ekonomickým výkonem firem, v opozici vůči víře ve spontánní působení svobodného trhu. Z druhé strany je ovšem neméně důležitý pohled na spokojenost se zaměstnáním z hlediska užitek funkce jako měřítka úspěchu na trhu práce. V návaznosti na Runcimana (1966) jej rozvíjí Clark spolu s dalšími (Clark, Oswald 1996; Clark, D'Ambrosio, 2014).

* **Martina Mysíková, Jiří Večerník** (martina.mysikova@soc.cas.cz ; jiri.vecernik@soc.cas.cz), Sociologický ústav AV ČR, v.v.i.
Práce na této studii byla podpořena grantem GAČR č. 14-15008S *Měníci se hodnoty práce a zaměstnání v České republice v komparativní perspektivě*.

Výzkumy v dané oblasti se zakládaly na malých souborech dotázaných. Teprve v roce 2013 byl okruh otázek po spokojenosti se životem a jejích složkách začleněn do modulu velkého evropského statistického šetření European Union – Statistics on Income and Living Conditions (dále EU-SILC). Na jeho základě můžeme předložit obraz spokojenosti lidí se životem a zaměstnáním v České republice (dále ČR). Oproti výhodě velikosti souboru a možnosti propojení charakteristik osob a domácností stojí ovšem nevýhoda absence osobnostních charakteristik, které bývají součástí malých socio-psychologických výzkumů.

Článek je strukturován následujícím způsobem. Nejprve ukazujeme koncepty spokojenosti se životem a zaměstnáním v rámci rozvíjejících se mnohorozměrných přístupů k individuálnímu a společenskému rozvoji. Poté představujeme datové zdroje uvedených měřítek se zvláštní pozorností věnovanou modulu 2013 šetření EU-SILC, který byl zaměřen na různé dimenze subjektivního blahobytu. V analytické části ukazujeme nejprve základní charakteristiky a determinanty spokojenosti se životem, dále pak základní charakteristiky a determinanty spokojenosti se zaměstnáním, a nakonec poměr a vztah obou zmíněných rozměrů spokojenosti.

1. Koncepty spokojenosti se životem a zaměstnáním

Indikátory subjektivního blahobytu jsou v jistém smyslu opakem programově objektivní, rigorózní a přímočaré – nicméně nutně dílčí – konstrukce hrubého domácího produktu (dále HDP). Zatímco měření HDP a na něm založeného ekonomického růstu vzbuzuje spíše jen „technické“ – jakkoli značné – problémy, subjektivní indikátory jsou naopak zahlceny otázkami substantivního charakteru. Je tomu tak kvůli velkému počtu možných dimenzí a obsahů, které se mísí v rozmanitých poměrech na úrovni individuí, rodin, sociálních skupin, zemí, až po civilizační společenství.

Použití jednoduchých otázek po spokojenosti je vystaveno kritice upozorňující na nízkou spolehlivost odpovědí vzhledem k rozmanitosti kontextů, v nichž jsou kladeny (Graham, 2009; Bok 2010). O něco složitějším, přitom ale spolehlivějším postupem je rozložit spokojenost se životem do hodnocení různých oblastí, resp. poskládat souhrnný ukazatel z několika dílčích ukazatelů. K nejvýznamnějším z těchto „dílčích spokojeností“ patří právě spokojenost s prací či se zaměstnáním.

Obdobně jako je zjišťování subjektivního blahobytu výzvou objektivnímu ukazateli HDP, je zjišťování spokojenosti se zaměstnáním výzvou objektivnímu měření produktivity práce. V obou případech alternativní „měkké“ ukazatele mohou poskytnout věrnější obraz reality než rigorózní „tvrdé“ ukazatele, neboť zahrnují i ty aspekty života a práce, které jsou zvenčí nepostižitelné. Oprávněně se předpokládá, že tak jako lidé spokojení se životem jsou lépe integrováni do společnosti (a naopak), pracovníci spokojení se zaměstnáním přistupují ke své práci odpovědněji, pracují lépe a efektivněji.

Vztah mezi oběma rozměry spokojenosti je již dlouho předmětem zkoumání ze strany psychologů, badatelů v oblasti organizace práce i sociologů, a to v zásadě již od 30. let 20. století. Otevřených otázek však zůstává mnoho. Jednou z nich je těsnost vazby mezi nimi. Oproti přesvědčení o poměrně slabé korelaci mezi oběma ukazateli vystoupili Tait, Padgett a Baldwin (1989) s metaanalýzou 34 studií, na jejichž základě vypočetli výslednou korelaci na úrovni 0,4. Zjistili rovněž, že zatímco do roku 1974 byla uvedená souvislost výrazně silnější u mužů než u žen, podle pozdějších studií se genderově specifické koeficienty vyrovnaly.

Další otázkou je povaha uvedené vazby. Pozitivní korelace odpovídá tradičnímu vysvětlení pomocí tzv. spillover modelu, podle něhož se zkušenosti z pracoviště přelévají do celkového života a naopak. Existují však i jiná výkladová schémata. Jedním je kompenzační model, podle něhož si lidé nespokojení v práci nacházejí uspokojení mimo ni, zatímco lidé nespokojení se životem se zase uchylují k práci – takže souvislost mezi oběma ukazateli je potom negativní. Někdy se zmiňuje i tzv. segmentační model, který postuluje nezávislost obou měř spokojenosti, projevující se nulovou nebo velmi slabou korelací mezi nimi (Heller, Judge, Watson 2002).

Obdobně byly v literatuře řešeny opozitní perspektivy „bottom-up“ a „top-down“, tj. zda spokojenost se zaměstnáním kauzálně ovlivňuje spokojenost se životem, anebo zda naopak celková životní spokojenost predisponuje jedince pro nalezení uspokojivé práce. Na longitudinálních datech Judge a Watanabe (1993) zjistili významný oboustranný efekt, avšak s tím, že spokojenost se životem působí o něco silněji na spokojenost se zaměstnáním, než je tomu v opačném směru. Lze ovšem nakonec usuzovat i tak, že korelace mezi oběma veličinami je pouze zdánlivá, neboť obě mají skrytou společnou příčinu. Podle Rodeho (2004) je touto příčinou „jádrové sebehodnocení“ (core self-evaluation).

V této stati nemůžeme jít do takových podrobností jako psychologický výzkum, a to z důvodu omezené nabídky proměnných charakterizujících osobnostní profil sledovaných osob. Stejně tak nemůžeme sledovat kauzalitu, neboť nemáme k dispozici longitudinálně sledovaný panelový soubor. Na druhé straně však můžeme využít značné velikosti datového souboru šetření EU-SILC a disponibility proměnných charakterizujících nejen osoby, ale také domácnosti, v nichž žijí.

2. Datové zdroje a dosavadní výzkumy

Empirický výzkum subjektivního blahobytu byl doposud sycen daty menších šetření, v nichž byly kladeny přímé otázky na spokojenost se životem či pocity štěstí. Pokud jde o ČR a možnosti jejího srovnání s jinými zeměmi, jejich přehled je poskytnut ve stati Večerníka (2012). Zde jej pouze doplníme soupisem výzkumných dotazů na spokojenost se zaměstnáním, které jsou mnohem vzácnější, neboť přišly do ČR až v rámci mezinárodních projektů.

První taková otázka byla položena v modulu „pracovní orientace“ Mezinárodního programu sociálního výzkumu ISSP v roce 1997 (další obdobné moduly byly provedeny v letech 2005 a 2015). Hodnocení práce a zaměstnání se rovněž dotýkají výzkumy European Values Study z let 1991, 1999 a 2008, a dále European Quality of Life Survey z let 2003, 2007 a 2011. Daná tematika je občasným tématem šetření Eurobarometru, v němž byla otázka po spokojenosti se zaměstnáním položena v přístupujících zemích EU poprvé v roce 2002. Ve stejném roce rovněž započalo komparativní šetření European Social Survey, pravidelně sledující spokojenost se životem a nepravidelně též spokojenost se zaměstnáním.

Analýzy uvedených výzkumů z hlediska spokojenosti se zaměstnáním nejsou v ČR příliš hojné. Byly využity výzkumy European Values Study za ČR (Mareš, 2001; Mareš, Katrňák, 2010) a moduly ISSP v mezinárodní a mezičasové komparaci (Večerník 2003, 2006). Obdobně byly využity vlny ESS z let 2006 a 2010 (Večerník 2012; Mysíková, Večerník 2013). Spokojenost se zaměstnáním je od roku 2003 sledována rovněž v průzkumech Centra pro výzkum veřejného mínění (CVVM) Sociologického ústavu Akademie věd ČR.

Vztah mezi spokojeností se životem a spokojeností se zaměstnáním v ČR doposud analyzován nebyl. Důvodem je mj. fakt, že zmíněné výzkumy jsou sbírány na výběrových souborech zpravidla nepřesahujících 1 500 dotázaných, které se po redukci na pracující osoby a vyplnění odpovědi zmenší až na polovinu. K tomuto účelu je však velmi vhodný modul o subjektivním blahobytu evropského šetření EU-SILC, který využíváme v tomto textu (Eurostat, 2012).

3. Analýza dat modulu EU-SILC

3.1 Výběrový soubor, proměnné a metody analýzy

Príslušné šetření EU-SILC včetně modulu o subjektivním blahobytu bylo v ČR shromážděno pod názvem *Životní podmínky v období od 23. února do 12. května 2013* na reprezentativním výběrovém souboru 8 275 českých domácností, které zahrnuly 15 670 osob starších 16 let (na které byl modul zaměřen). Pro naše analýzy jsme soubor omezili na respondenty ve věku 20–69 let v počtu 8 994 osob, resp. na ekonomicky aktivní respondenty ve stejném věkovém rozmezí v počtu 5342 osob.

Otázka na životní spokojenost byla formulována takto: „Do jaké míry jste v současnosti celkově spokojen(a) s Vaším životem?“. Odpovědi byly sledovány na škále o 11 bodech od hodnocení 0 (zcela nespokojen) až po 10 (zcela spokojen). Stejně byla kategorizována i otázka po spokojenosti se zaměstnáním (prací, podnikáním) a dalšími složkami životní spokojenosti. Přehled odpovědí na otázky po spokojenosti se životem a jejími složkami poskytuje tabulka 1.

Tabulka 1 | Spokojenost se životem a jejími složkami (dotázaní ve věku 20–69 let)

	Všichni dotázaní			Pracující		
	Průměr (0–10)	SO	Korelace	Průměr (0–10)	SO	Korelace
Spokojenost se životem	6,97	1,98	–	7,23	1,80	–
Spokojenost s						
• bydlením	7,66	2,04	0,44	7,69	1,98	0,44
• zaměstnáním/podnikáním	–	–	–	7,36	1,98	0,44
• dojížděním do zaměstnání	–	–	–	7,52	2,15	0,25
• množstvím volného času	6,54	2,38	0,26	6,16	2,33	0,30
• osobními vztahy	8,04	1,92	0,42	8,04	1,89	0,41
• místy se zelení nebo k relaxaci	7,44	2,16	0,25	7,40	2,15	0,24
• prostředím, kde bydlí	7,45	2,04	0,28	7,44	2,01	0,26
• finanční situací domácnosti	5,99	2,32	0,56	6,34	2,13	0,52

Poznámka: SO – směrodatná odchylka. Korelace – Pearsonův korelační koeficient příslušné složky se spokojeností se životem.

Zdroj: Životní podmínky 2013, výpočty autorů

Zjišťujeme, že celková spokojenost se životem je pod úrovní většiny jejích složek – nelze tedy hovořit o nějaké kumulaci spokojenosti. Největší spokojenost je vykazována s bydlením a osobními vztahy, naopak nejmenší spokojenost se týká finanční situace a množství volného času. Korelační koeficienty upozorňují na úzkou souvislost životní spokojenosti s oblastmi rodinných financí, bydlení, a osobními vztahy. U pracujících osob má neméně vysokou váhu spokojenost se zaměstnáním či s podnikáním (nadále budeme hovořit jen o spokojenosti se zaměstnáním).

V distribuci odpovědí na spokojenost se životem v populaci 20–69 let jsou nejnižší stupně 0–4 obsazeny minimálně, přičemž odpovědi kulminují nejprve na stupni 5 (15 %) a poté na stupních 7 a 8 (18 % a 24 %). Rozdíly v distribucích odpovědí mužů a žen jsou zanedbatelné. Distribuce odpovědí v případě pracujících osob je v životní spokojenosti podobná jako v celé populaci, avšak stupeň 5 je obsazen výrazně slaběji (13 %), zatímco stupeň 9 o něco více (27 %). Ve spokojenosti se zaměstnáním jsou o něco méně než v celkové životní spokojenosti akcentovány stupně 5 až 8, ve prospěch nejvyšších stupňů 9 a 10.

Protože spodní kategorie odpovědí u obou vysvětlovaných proměnných nejsou dostatečně zastoupeny, pro účely regresní analýzy byla původní jedenáctibodová škála překódována na čtyři kategorie slučující hodnoty 0–4, 5–6, 7–8, 9–10. Tím byl zajištěn dostatečný počet pozorování v jednotlivých kategoriích a vyhlazeny distribuční funkce odpovědí. Hodnotu 1 překódovanou z původních hodnot 0–4 lze interpretačně považovat za nespokojenost. Uvedl ji jen malý podíl respondentů (9,0 % u spokojenosti se životem, 7,2 % u spokojenosti se zaměstnáním).

Vysvětlovanými proměnnými jsou spokojenost se životem a spokojenost se zaměstnáním (podnikáním). Mezi vysvětlující proměnné byly zahrnuty následující dummy proměnné:

- Muž (referenční skupina žena).
- Věk: desetileté skupiny (referenční skupina 20–29).
- Vzdělání: 1. osoby se středním vzděláním (středoškolské s maturitou a nástavbová či pomaturitní studia), 2. vysokým vzděláním (vyšším odborným a vysokoškolským); (referenční skupina osoby se základním vzděláním, vyučením a nižším středním vzděláním bez maturity).
- Ekonomický status: 1. zaměstnanci, 2. OSVČ, 3. nezaměstnaní (referenční skupina osoby mimo trh práce, v případě analýzy v tabulkách 3 a 5 zaměstnanci).
- Zdravotní problémy: 1. dotázaní s problémy, které je v obvyklých činnostech neomezují, 2. dotázaní s problémy, které je v běžných činnostech omezují či velmi omezují (referenční skupina dotázaní, kteří zdravotní problémy neuvádějí).
- Typ domácnosti: 1. jednotlivec, 2. úplné rodiny bez dětí (pár, případně s dalším dospělým členem domácnosti), 3. úplné rodiny s dětmi (pár, případně s dalším dospělým členem domácnosti), 4. domácnosti jednoho rodiče (referenční skupina smíšené neúplné rodiny s dětmi či nerodinné domácnosti).
- Velikost místa bydliště: 1. Praha, 2. krajská města, 3. městské obce (referenční skupina venkovské obce).
- Příjem: respondentův celkový čistý měsíční příjem, který nabývá hodnoty 1, pokud se nachází nad mediánem příjmu sledovaného souboru (referenční skupina příjem pod mediánem).

- Typ zaměstnání (pouze v tabulkách 3 a 5): dummy proměnné pro typ zaměstnání – ISCO 1 řídící pracovníci, ISCO 2 specialisté, ISCO 3 techničtí a odborní pracovníci ISCO 4 administrativní pracovníci, ISCO 5–6 pracovníci služeb, prodeje a zemědělství, ISCO 7 kvalifikovaní pracovníci, ISCO 8 obsluha strojů a pojízdňích zařízení (referenční skupina ISCO 9 pomocní pracovníci); respondenti v kategorii ISCO 0 byly z analýzy vyřazeny pro malý počet pozorování.

U všech výpočtů byly aplikovány specifické váhy určené pro analýzu proměnných modulu. Důvodem je skutečnost, že otázky v modulu nepřipouštěly vyplnění dotazníku druhou osobou, takže míra jejich vyšetřivosti je nižší než v dotaznících hlavního šetření.

S ohledem na charakteristiky spokojenosti se životem a zaměstnáním jako vysvětlovaných proměnných a sloučení jejich kategorií byla v analýzách použita ordinální logistická regrese. Jejím základním předpokladem je to, že vztah mezi každou dvojicí hodnot vysvětlované proměnné je stejný. Přesněji řečeno, předpokládá se, že proporcionální poměr šancí, který měří vztah mezi nejvyšší hodnotou spokojenosti oproti všem nižším hodnotám, je stejný jako vztah mezi druhou nejvyšší hodnotou oproti všem nižším hodnotám spokojenosti atd.

Uvedený předpoklad ovšem často neplatí, resp. neplatí, pro všechny zahrnuté vysvětlující proměnné. K identifikaci takových proměnných byl použit Brantův test (Long, Freese, 2014). Následně pak byla aplikována zobecněná ordinální logistická regrese, přesněji řečeno model s parciálními proporcionálními šancemi. Ten zachovává shodný poměr šancí u proměnných odpovídajících zmíněnému předpokladu, přičemž u ostatních proměnných odhaduje poměr šancí tak jako kdyby byla odhadována série binomických rovnic (Williams, 2006). Pokud některá proměnná nesplňuje tento „paralelní“ předpoklad, jsou v našem případě čtyř hodnot vysvětlované spokojenosti odhadnuty navíc tři koeficienty (poměry šancí): za první koeficient srovnávající hodnoty 2–4 oproti hodnotě 1, za druhé hodnotu 3 a 4 oproti hodnotám 1 a 2 a za třetí hodnotu 4 oproti hodnotám 1–3.

3.2 Determinanty spokojenosti se životem

V analýze faktorů spokojenosti se životem sledujeme efekty demografických a socio-ekonomických charakteristik, spolu s limity způsobenými zdravotním stavem a typem bydliště (tabulka 2). S výjimkou poslední jmenované proměnné jsou všechny koeficienty statisticky významné (či alespoň jejich většina ze sady proměnných se stejnou referenční skupinou).

Pokud jde o vliv pohlaví, ukazuje se nižší spokojenost u mužů, přičemž v případě této proměnné není porušen „paralelní“ předpoklad. To znamená, že šance mužů dosáhnout nejvyšší spokojenosti oproti všem třem nižším hodnotám spokojenosti je 0,83krát (neboli o 27 %) nižší nežli šance žen. Stejná je i šance, že dosáhnou hodnot 3 nebo 4 oproti hodnotám 1 či 2.

Pokud jde o vliv věku, sledování podle desetiletých kategorií ukazuje, že spokojenost setrvale klesá od věku 20–29 let (referenční kategorie) do věku 50–59 let a poté jen o něco málo stoupne. Kategorie 50–59 let je zřejmě z různých důvodů kritická – studující děti představují značnou zátěž, rostou obavy o zaměstnání v předdůchodovém věku apod. „Paralelní“ předpoklad neplatí pouze v případě věkové skupiny 40–49 let. Ta má o něco lepší šanci dosáhnout hodnot 3–4 oproti hodnotám 1–2 (avšak i tak o 44 % nižší oproti referenční kategorii), v ostatních případech je její propad ještě větší (o 55 %).

Tabulka 2 | Spokojenost se životem, zobecněná ordinální logistická regrese (dotázaní ve věku 20–69 let)

	Ordinální logistická regrese		Zobecněná ordinální logistická regrese		
			1	2	3
	Poměr šancí		Poměr šancí 2–4 vs. 1(ref.)	Poměr šancí 3–4 vs. 1–2(ref.)	Poměr šancí 4 vs. 1–3(ref.)
Muž	0,83***	(0,04)			
Věk 30–39	0,66***	(0,06)			
Věk 40–49	0,50***	(0,04)	0,45***	0,56***	0,45***
Věk 50–59	0,47***	(0,04)			
Věk 60–69	0,53***	(0,05)			
Střední vzdělání	1,53***	(0,08)	1,33***	1,66***	1,34***
Vysoké vzdělání	2,57***	(0,17)	3,04***	3,44***	2,03***
Domácnost jednotlivce	1,12	(0,11)			
Domácnost páru bez dětí	1,61***	(0,15)	1,85***	1,67***	1,42***
Domácnost páru s dětmi	1,96***	(0,18)			
Domácnost jednoho rodiče	0,73**	(0,11)			
Zdravotní problémy – neomezují	0,76***	(0,06)			
Zdravotní problémy – omezují	0,44***	(0,03)			
Zaměstnanec	0,87*	(0,07)	1,17	0,87*	0,81**
OSVČ	1,09	(0,11)			
Nezaměstnaný	0,24***	(0,03)			
Měsíční čistý příjem (6.–10. decil)	1,40***	(0,09)			
Praha	0,99	(0,08)			
Krajské město	0,98	(0,07)			
Městská obec	1,07	(0,06)	0,89	1,07	1,16**
Konstanta			12,53***	1,70***	0,26***
Pseudo R²	0,07		0,08		
Waldova chí-kvadrát statistika (20/32)	1 109,44		1 154,92		
Velikost vzorku	8 994		8994		

Poznámka: * statisticky významné na 10% hladině, ** statisticky významné na 5% hladině, *** statisticky významné na 1% hladině. V závorkách jsou uvedeny robustní směrodatné chyby odhadů. U zobecněné ordinální regrese jsou pro přehlednost uvedeny pouze poměry šancí proměnných, u nichž není splněn předpoklad proporcionálních šancí; u ostatních proměnných jsou poměry šancí shodné s ordinální logistickou regresí.

Zdroj: Životní podmínky 2013, výpočty autorů

Lze tedy shrnout, že vztah mezi spokojeností se životem a věkem má tvar křivky ve tvaru nedokončeného U. Sledujeme-li šanci na největší spokojenost (v podobě hodnoty 4 oproti nižším), začíná se mírně zvyšovat už od 50 let věku, avšak šance na nadprůměrnou spokojenost (hodnoty 3–4 vs. 1–2) se mírně zvyšuje až do věku 60 let.¹ Jakkoli protichůdně znějí tato zjištění, zjednodušeně říkají, že s přechodem do kategorie 50–59 let nalezneme více jedinců s nejvyšší spokojeností, ale s přechodem do kategorie 60–69 nalezneme také více jedinců dosahujících nikoli nutně nejvyšší, ale alespoň nadprůměrné spokojenosti.

V případě vzdělání neplatí „paralelní“ předpoklad ani u středního, ani u vysokoškolského vzdělání. Z prvního sloupce koeficientů tabulky 2 je sice zřejmé, že vyšší vzdělání zajišťuje větší šanci na spokojenost se životem, ale z posledních třech sloupců zjišťujeme, že to neznamená nejvyšší šanci na největší spokojenost. Respondenti s vysokoškolským vzděláním jsou celkově spokojenější než osoby s nižším vzděláním, avšak největší šanci mají na dosažení nadprůměrné úrovně spokojenosti (hodnoty 3–4), nikoli nejvyšší spokojenosti na hodnotě 4 (3,44 oproti 2,03).

Významný je rovněž vliv typu domácnosti. Ve srovnání s referenční skupinou, což jsou smíšené neúplné rodiny s dětmi a nerodinné domácnosti, jsou spokojenější dotázaní žijící v páru bez dětí a ještě spokojenější dotázaní s dětmi. Naopak rodiče bez partnera výrazně směřují k nespokojenosti se životem. „Paralelní“ předpoklad neplatí pouze v případě bezdětných párů, pro něž platí vyšší šance vyhnout se nespokojenosti (hodnoty 2–4), avšak již menší šance dosáhnout nadprůměrné spokojenosti (hodnoty 3–4) a ještě menší šance dosáhnout nejvyšší spokojenost (hodnoty 4).

Zdravotní problémy podle očekávání patří k nejsilnějším negativním efektům ovlivňujícím životní spokojenost. Dotázaní sdělující zdravotní problémy, nikoli však omezujícího charakteru, mají o 24 % nižší šanci na spokojenost než dotázaní bez zdravotních problémů. Dotázaní sdělující problémy do jisté míry či velmi omezující mají šanci ještě výrazně nižší, a to o 56 % vůči referenční kategorii. Poznamenejme, že jde o druhý nejsilnější efekt negativně ovlivňující spokojenost se životem, přičemž vůbec nejsilnějším efektem je nezaměstnanost.

Z dalších proměnných sledujících ekonomický status dotázaných ve třech základních kategoriích (s referenční kategorií osob nacházejících se mimo trh práce) významně – a to negativně – působí status závislého zaměstnání v šancích dosáhnout nejvyšší i nadprůměrné úrovně spokojenosti. Naopak samostatná výdělečná činnost (OSVČ) nemá v tomto ohledu žádný vliv. Statisticky významný je rovněž vliv osobního příjmu: zařazení do horní poloviny příjmové distribuce zvyšuje spokojenost o 40 %, a to na všech jejích sledovaných úrovních.

Typ bydliště je statisticky významný před zařazením proměnné vzdělání (podle předběžných regresí), po jejím zařazení se stává statisticky nevýznamným – především mizí nápadná výhodnost bydlení v Praze. Ukazuje se, že lidé jsou tam spokojenější díky svému vyššímu vzdělání a okolnostem s ním spojeným, což je v první řadě příjem. Zde se však točíme v kruhu – hlavní město poskytuje dobře placené pozice vzdělaným lidem, takže jeho „nevýznamnost“ je statistickým artefaktem.

Pokud jde o ostatní typy lokalit, ukazuje se výhodnost bydlení v menších městech (tedy mimo krajská města), kde lidé dosahují o 16 % vyšší šanci na nejvyšší úroveň spokojenosti. Jde o zajímavý jev, který můžeme s jistotou nadsázkou interpretovat jako

1 Nadprůměrnou spokojeností se životem jsou myšleny hodnoty 3–4, protože tabulka 1 ukazuje průměr 6,97 z původní jedenáctibodové škály. Hodnoty 3–4 vysvětlované proměnné v regresní analýze zahrnují kategorie 7–10 původní škály.

pozůstatek tradic někdejšího „pohodového“ maloměsta. V předběžných analýzách jsme rovněž zkoušeli vliv regionů, jako výlučný se ukázal pouze Moravskoslezský kraj. Celkové výsledky analýzy se začleněním proměnné region nijak nezměnily.

3.3 Determinanty spokojenosti se zaměstnáním

Jestliže v celé populaci jsou konstitutivními složkami spokojenosti se životem spokojenost s bydlením a s financemi (k nimž se dále řadí spokojenost s osobními vztahy), u ekonomicky aktivních osob má neméně význam spokojenost se zaměstnáním. Korelace mezi spokojeností se životem a spokojeností se zaměstnáním je silná (což odkazuje na výkladové schéma spillover), přičemž v průměru je vyšší u mužů než u žen (Pearsonovy korelační koeficienty 0,494 a 0,425).

Tabulka 3 ukazuje výsledky analýzy spokojenosti se zaměstnáním. Demografické faktory – pohlaví a věk – nemají v kontextu dalších zde použitých proměnných významný vliv. Značný vliv si však uchovává vzdělání: lidé s vysokoškolským diplomem mají o 38 % větší šanci na větší spokojenost se zaměstnáním oproti osobám se základním vzděláním nebo s vyučením či nižší odbornou školou. S ohledem na existující empirii je toto zjištění neočekávané. U vzdělání se často významný vliv neprokázal, či se dokonce projevil jako negativní. Mysíková a Večerník (2013) poukázali na negativní vliv v regionu západní Evropy, zatímco v regionu východní Evropy se významný vliv neprojevil. Negativní vliv vzdělání na spokojenost se zaměstnáním je vysvětlován například tím, že s vyšším vzděláním rostou aspirace pracovníků (Clark a Oswald, 1996).

Pokud jde o typ domácnosti, osoby žijící v páru – bez dětí či s dětmi – mají šanci na větší spokojenost. Důvody můžeme hledat ve stabilizaci jejich pracovního i mimopracovního života a zpravidla v souvisejícím uspokojivém bydlení oproti situaci smíšených neúplných rodin s dětmi a nerodinným domácnostem. Statisticky významná je ovšem rovněž „šance na nespokojenost“ v případě dotázaných z neúplných rodin, tedy nejčastěji rozvedených žen zaměstnaných na méně výhodných pracovních místech.

Významné rozdíly se objevují rovněž, pokud jde o vliv zdravotních problémů. Zatímco neomezující problémy naplňují „paralelní“ předpoklad a snižují šanci spokojenosti se zaměstnáním v porovnání s osobami bez zdravotních problémů o 20 %, omezující problémy působí odlišně na různých úrovních spokojenosti. Ve srovnání se zdravými osobami mají takto vypovídající lidé o 62 % nižší šanci dosáhnout spokojenosti alespoň na hodnotách 2–4 a vyhnout se tak nespokojenosti. Na druhou stranu mají ale jen o 25 % nižší šanci dosáhnout nejvyšší spokojenosti než osoby bez zdravotních problémů. Výsledky této analýzy jsou tedy daleko přesnější, než jaké poskytuje běžná ordinální regrese, která ukazuje, že lidé s omezujícími zdravotními problémy mají zhruba poloviční šanci dosáhnout vyšších hodnot spokojenosti než lidé neuvádějící žádné zdravotní problémy.

Samostatná výdělečná činnost (OSVČ) nemá na spokojenost se zaměstnáním statisticky významný vliv. Zásadní význam má však zařazení na profesní hierarchii, zde měřené kódem ISCO. Řídící pracovníci mají trojnásobnou šanci na spokojenost se zaměstnáním oproti pomocným pracovníkům. Směrem k nižším profesím se šance postupně snižují k úrovni 1,56krát vyšší šance v kategorii obslužných pracovníků strojů a zařízení, montážních dělníků a řidičů. Pouze v tomto případě neplatí „paralelní“ předpoklad – šance vyhnout se nespokojenosti je statisticky nevýznamná, zatímco významná je šance dosáhnout nadprůměrné úrovně spokojenosti a ještě významnější je šance dosáhnout nejvyšší úrovně. To nasvědčuje heterogenitě uvedené profesní skupiny a segmentu pracovníků velmi spokojených se zaměstnáním, což se může týkat právě řidičů.

Tabulka 3 | Spokojenost se zaměstnáním, zobecněná ordinální logistická regrese (pracující dotázaní ve věku 20–69 let)

	Ordinální logistická regrese		Zobecněná ordinální logistická regrese		
			1	2	3
	Poměr šancí		Poměr šancí 2–4 vs. 1(ref.)	Poměr šancí 3–4 vs. 1–2(ref.)	Poměr šancí 4 vs. 1–3(ref.)
Muž	1,00	(0,07)			
Věk 30–39	1,04	(0,10)			
Věk 40–49	0,88	(0,09)			
Věk 50–59	0,89	(0,09)	0,94	0,80**	0,98
Věk 60–69	1,08	(0,16)			
OSVČ	1,15	(0,10)			
Střední vzdělání	1,26***	(0,10)			
Vysoké vzdělání	1,38***	(0,15)			
Zdravotní problémy – neomezují	0,80*	(0,09)			
Zdravotní problémy – omezují	0,57***	(0,06)	0,38***	0,54***	0,75**
Domácnost jednotlivce	0,96	(0,12)			
Domácnost páru bez dětí	1,23*	(0,14)			
Domácnost páru s dětmi	1,27**	(0,14)			
Domácnost jednoho rodiče	0,92	(0,17)	0,63*	0,76	1,13
Praha	1,02	(0,10)			
Krajské město	1,02	(0,09)			
Městská obec	1,23***	(0,08)			
Měsíční čistý příjem (6.–10.decil)	1,86***	(0,14)	2,10***	2,05***	1,59***
ISCO 1	3,03***	(0,57)			
ISCO 2	2,85***	(0,47)			
ISCO 3	2,63***	(0,40)			
ISCO 4	2,26***	(0,36)			
ISCO 5–6	1,75***	(0,25)			
ISCO 7	1,60***	(0,24)			
ISCO 8	1,56***	(0,26)	1,07	1,48**	1,86***
Konstanta			3,71***	0,62***	0,10***
Pseudo R ²	0,04		0,04		
Waldova chí-kvadrát statistika (25/35)	404,26		467,89		
Velikost vzorku	5 196		5 196		

Poznámka: * statisticky významné na 10% hladině, ** statisticky významné na 5% hladině, *** statisticky významné na 1% hladině významnosti. V závorkách jsou uvedeny robustní směrodatné chyby odhadů. U zobecněné ordinální regrese jsou pro přehlednost uvedeny pouze poměry šancí proměnných, u nichž není splněn předpoklad proporcionálních šancí; u ostatních proměnných jsou poměry šancí shodné s ordinální logistickou regresí.

Zdroj: Životní podmínky 2013, výpočty autorů

K důležitým faktorům spokojenosti se zaměstnáním náleží příjem. Protože v případě této proměnné není splněn „paralelní“ předpoklad, šance na dosažení různých úrovní spokojenosti v zaměstnání se liší. Zatímco příjem spadající do horní poloviny distribuce poskytuje více než dvojnásobnou šanci vyhnout se nespokojenosti a dosáhnout nadprůměrné spokojenosti, šance na dosažení její nejvyšší úrovně je však již výrazně nižší. Neplatí tedy nutně, že nadprůměrný příjem zajišťuje největší spokojenost se zaměstnáním.

Pokud jde o typ lokality, analýzy ukázaly, že jeho vliv je úzce spojen se vzděláním – po začlenění této proměnné do analýzy se vliv lokality vytrácí. V případě Prahy jde však o podobný případ, jaký jsme zmínili výše ve výkladu spokojenosti se životem. Jinak v případě spokojenosti se zaměstnáním je statisticky významná pouze šance dotázaných z městských obcí dosáhnout vyšší úrovně spokojenosti oproti referenční skupině dotázaných z venkova. Pokud jde o vliv regionů, stejně jako v případě spokojenosti se životem, ani u spokojenosti se zaměstnáním se v předběžných analýzách neukázal jako významný.

3.4 Spokojenost se zaměstnáním versus spokojenost se životem

Výše jsme poukázali na tři možné výkladové modely souvislosti mezi spokojeností se životem a se zaměstnáním: podle tzv. spillover modelu obě výpovědi spolu pozitivně souvisí, protože zkušenosti z pracoviště se přelévají do celkových pocitů ze života a zpět; podle kompenzačního modelu by uvedené výpovědi měly být k sobě vztaženy negativně, protože lidé nespokojení v práci si nacházejí uspokojení mimo ni a naopak; posléze podle – málo pravděpodobného – segmentačního modelu by měly být obě výpovědi nezávislé.

Tabulka 4 | Spokojenost se zaměstnáním vs. spokojenost se životem (pracujících)

Relace spokojenosti se zaměstnáním a se životem	Procento	Průměrné skóre	
		Spokojenost se životem	Spokojenost se zaměstnáním
Mnohem spokojenější se zaměstnáním (o 4+ body)	4,5	4,1	8,9
Mírně spokojenější se zaměstnáním (o 2–3 body)	15,7	6,0	8,4
Stejná spokojenost (+–1 bod)	63,5	7,6	7,6
Mírně spokojenější se životem (o 2–3 body)	12,8	7,8	5,4
Mnohem spokojenější se životem (o 4+ body)	3,5	8,2	3,2
Celkem	100,0	7,2	7,4

Zdroj: Životní podmínky 2013, výpočty autorů

V našem postupu jsme z původních hodnot odpovědí (tj. před překódováním pro účely ordinálních logistických regresí) propočítali bodový rozdíl mezi spokojeností se životem a se zaměstnáním a poté jej překódovali do tří kategorií: 1. značné vzdálenosti (o 4 a více bodů), 2. mírné vzdálenosti (o 2–3 body) a 3. totožnosti či blízkosti (vzdálenosti nanejvýš o jeden bod). Zjišťujeme, že u dvou třetin pracujících populace jsou zařazení

na žebříčcích spokojenosti se životem a se zaměstnáním stejná nebo blízká (tabulka 4). Krajně protikladná zařazení se objevují minimálně, avšak spolu s mírnějšími variantami nacházíme 20 % dotázaných spokojenějších se zaměstnáním než se životem a 16 % dotázaných spokojenějších se životem než se zaměstnáním.

Analýza byla provedena ve dvou modelech odpovídajících dvěma výše uvedeným skupinám vykazujících nesoulad obou charakteristik (tabulka 5). Vysvětlované proměnné byly překódovány na binomické proměnné, a to z původních hodnot odpovědí. V modelu 1 byla přiřazena hodnota 1, když respondent zaznamenal o 2 a více bodů větší spokojenost se zaměstnáním než se životem, přičemž v modelu 2 byla přiřazena hodnota 1 respondentům, u nichž spokojenost se životem převýšila o 2 a více bodů spokojenost se zaměstnáním. Na vytvořené binomické proměnné byla aplikována standardní logistická regrese, z níž jsou uváděny poměry šancí. Výsledky ukazují, že determinace příslušnosti ke „kontradiktorym skupinám“ je slabá, takže nejde v žádném směru o vyhraněné skupiny osob.²

Z proměnných statisticky významně skóruje věk. Respondent v nejvyšší sledované věkové kategorii 60–69 má zhruba 2,6krát vyšší pravděpodobnost zařazení do skupiny osob vykazujících větší spokojenost v zaměstnání než se životem v porovnání s osobou ve věku 20–29 let. A naopak nejstarší respondent má o 42 % menší šanci, že bude spokojenější se životem než se zaměstnáním než mladý respondent – tento efekt je však slabší než předchozí. Souhrnně výsledky naznačují, že mladí jsou spokojenější se životem a teprve s postupem jejich pracovní kariéry u nich převýší spokojenost se zaměstnáním.

Vysokoškolské vzdělání snižuje šanci zařazení do skupiny osob vykazujících větší spokojenost se zaměstnáním než se životem, což je v souladu s očekáváním, že vzdělání negativně působí na spokojenost s prací (které se ale nepotvrdilo v předchozí sekci). Uvedené zjištění ovšem také poukazuje na mimoekonomické efekty vzdělání a jeho vliv na harmonizaci pracovního a rodinného života. Musíme však připomenout, že jde o efekty očištěné od příjmu, jehož vliv je silný. Vysoký osobní příjem významně zvyšuje šanci zařazení do skupiny osob nadřazujících spokojenost v práci (o 28 %) a naopak snižuje šanci zařazení do skupiny osob nadřazujících spokojenost se životem (o 30 %).

Z dalších zjištění poukážme na důležitost zaměstnání u osob se zdravotními problémy. Ať jde o problémy neomezující nebo omezující, zvyšují výrazně zařazení do skupiny osob vykazujících větší spokojenost se zaměstnáním než se životem. V případě omezujících problémů však dochází i k opačným případům s vyšší šancí na zařazení do skupiny osob spokojenějších v životě než v zaměstnání. Z toho vyplývá, že osoby s omezujícími problémy mají větší šanci na zařazení do obou krajních skupin, avšak nižší šanci na vyrovnanou spokojenost v obou oblastech. To je vysvětlitelné velkou diferencovaností skupiny osob s omezujícími zdravotními problémy pokud jde o jejich pracovní status a s ním spojenou spokojenost.

2 Výsledky logistických regresí v tabulce 5 je třeba interpretovat s velkou opatrností, neboť modely nemají příliš vysokou přesnost odhadu. U obou modelů činí hodnota AUC zhruba 0,62, což znamená, že pouze v 62 % pozorování model správně odhaduje vyšší hodnotu u respondentů s pozorovanou hodnotou 1 než u respondentů s pozorovanou hodnotou 0. AUC – Area Under the Curve, kde křivkou se míní ROC (Receiver Operating Characteristic). Křivka ROC je informativnější než standardní test správné klasifikace modelu s hranicí 0,50 (detailně viz Hosmer a Lemeshow, 2005, s. 160).

Tabulka 5 | Spokojenost se zaměstnáním vs. spokojenost se životem, logistická regrese (pracující)

	Model 1 – Spokojenější se zaměstnáním		Model 2 – Spokojenější se životem	
	Poměr šancí		Poměr šancí	
Muž	0,951	(0,085)	0,754***	(0,079)
Věk 30–39	1,808***	(0,291)	0,669***	(0,097)
Věk 40–49	1,720***	(0,275)	0,692***	(0,098)
Věk 50–59	1,806***	(0,294)	0,557***	(0,081)
Věk 60–69	2,562***	(0,521)	0,576**	(0,130)
OSVČ	1,066	(0,121)	1,199	(0,142)
Střední vzdělání	0,960	(0,100)	0,961	(0,107)
Vysoké vzdělání	0,602***	(0,090)	1,065	(0,185)
Zdravotní problémy – neomezují	1,566***	(0,232)	1,090	(0,183)
Zdravotní problémy – omezují	1,574***	(0,198)	1,284*	(0,173)
Domácnost jednotlivce	0,884	(0,140)	1,319	(0,260)
Domácnost páru bez dětí	0,802	(0,120)	1,404*	(0,250)
Domácnost páru s dětmi	0,648***	(0,094)	1,531**	(0,265)
Domácnost jednoho rodiče	1,210	(0,247)	0,971	(0,265)
Praha	1,008	(0,149)	0,898	(0,146)
Krajské město	1,085	(0,137)	1,043	(0,136)
Městská obec	1,101	(0,102)	0,997	(0,096)
Měsíční čistý příjem (6.–10.decil)	1,280**	(0,132)	0,697***	(0,072)
ISCO 1	1,360	(0,341)	0,596*	(0,163)
ISCO 2	1,185	(0,266)	0,366***	(0,092)
ISCO 3	1,368	(0,274)	0,465***	(0,098)
ISCO 4	1,106	(0,239)	0,476***	(0,106)
ISCO 5–6	1,082	(0,211)	0,716*	(0,136)
ISCO 7	1,197	(0,236)	0,714*	(0,145)
ISCO 8	1,333	(0,273)	0,757	(0,158)
Konstanta	0,135***	(0,033)	0,479***	(0,120)
Pseudo R²	0,028		0,034	
AUC	0,616		0,625	
Velikost vzorku	5 196		5 196	

Poznámka: * statisticky významné na 10% hladině, ** statisticky významné na 5% hladině, *** statisticky významné na 1% hladině. V závorkách jsou uvedeny robustní směrodatné chyby odhadů. Větší spokojenost v některé oblasti je definována rozdílem o dva a více bodů na původní jedenáctibodové škále.

Zdroj: Životní podmínky 2013, výpočty autorů

Významnou příčinou disparity mezi spokojeností se zaměstnáním a se životem je přítomnost dětí v úplných rodinách. Efekt této proměnné je očekávatelný: rodinný život snižuje pravděpodobnost zařazení dotázaného do skupiny osob vykazujících větší spokojenost se zaměstnáním než se životem (o 35 %), například z důvodů obětování kariérních příležitostí. Naopak zvyšují šanci zařazení do skupiny osob vykazujících větší spokojenost se životem než se zaměstnáním, a to zásadním způsobem (o 53 %).

Závěr

V tomto článku jsme využili otázek po spokojenosti se životem a zaměstnáním obsažených v modulu o subjektivním blahobytu evropského statistického šetření EU-SILC. Náš zájem odpovídá rostoucímu využívání subjektivních indikátorů v ekonomii i v politickém rozhodování ve světě. Použitý empirický zdroj má ovšem nejen své přednosti, ale také nedostatky – oproti výhodám velkého souboru a nabídky mnoha objektivních demografických a socio-ekonomických proměnných za osoby i domácnosti stojí nevýhody chybějících socio-psychologických charakteristik a longitudinálního pozorování.

Shrneme-li základní výsledky naší analýzy za ČR, pak prvním zjištěním je, že spokojenost – jak se životem, tak v zaměstnání – silně převládá nad nespokojeností. Determinaci obou typů spokojenosti jsme sledovali v sadě vysvětlujících proměnných charakterizujících objektivní demografické, sociálně ekonomické, popř. i geografické dimenze týkajících se jedinců a domácností. Neměli jsme však k dispozici osobnostní charakteristiky, a proto jsme ani nemohli ověřovat hypotézu „třetího vzadu“, tedy charakteristiky ovlivňující jak spokojenost se životem i v zaměstnání a vytvářející tudíž jejich zdánlivou korelaci.

V analýze jsme použili ordinální logistickou regresi jako metodu, která odpovídá charakteru vysvětlované proměnné, přičemž vysvětlující proměnné byly převedeny do podoby dummy proměnných. V případě analýzy spokojenosti se životem se ukázal velmi významný vliv pohlaví, věku, vzdělání, typu domácnosti, ekonomického statusu, příjmu a zdravotních problémů. V případě analýzy spokojenosti se zaměstnáním byla většina těchto efektů potlačena do statistické nevýznamnosti, významný však zůstal zejména vliv vzdělání, zdravotního stavu a dále pak profesního zařazení.

S ohledem na zjištěnou silnou závislost mezi spokojeností se životem a v zaměstnání je nejvíce nasnadě výkladový model spillover, podle něhož se dobré pocity ze zaměstnání přelévají do života a naopak. Pokud jde o kompenzační model, podle něhož lidé nespokojení v práci si nacházejí uspokojení mimo ni a naopak, pak krajně protikladná zařazení jsou sdílena minimálně. V součtu spolu s mírnějšími variantami odlišného zařazení však ukazují 20 % dotázaných spokojenějších v zaměstnání než se životem a 16 % dotázaných spokojenějších se životem než v zaměstnání. Výskyt „kontradiktorických“ případů je spjat se životním cyklem v jeho rodinných a kariérových rozměrech.

Literatura

- Altman, M. (2001). *Worker Satisfaction and Economic Performance: Microfoundations of Success and Failure*. Armonk, New York: M. E. Sharpe. ISBN 978-0765605924.
- Bok, D. (2010). *The Politics of Happiness: What Government Can Learn from the New Research on Well-Being*. Princeton, N. J.: Princeton University Press. ISBN 978-0691144893.

- Clark, A. E.; Oswald, A. (1996). Satisfaction and comparison income. *Journal of Public Economics*, 61(3), 359–381, [http://dx.doi.org/10.1016/0047-2727\(95\)01564-7](http://dx.doi.org/10.1016/0047-2727(95)01564-7)
- Clark A. E.; D'Ambrosio, C. (2014). *Good, better, best. The social context of labour-market success*. IARIW 33rd General Conference in Rotterdam, August 24–30.
- Eurostat (2012). *EU-SILC 2013 module on well-being*. Description of SILC secondary target variables. Version 5 – March. Dostupné z: http://ec.europa.eu/eurostat/documents/1012329/6071326/2013_Module_Well-being.pdf/93ac2517-f6ac-4ed5-8c42-ca89568ea5c9
- Freeman, R. B. (1978). Job satisfaction as an economic variable. *American Economic Review*, 68(2), 135–141. Dostupné z: <http://www.jstor.org/stable/1816677>
- Graham, C. (2009). *Happiness Around the World. The Paradox of Happy Peasants and Miserable Millionaires*. Oxford: Oxford University Press. ISBN 978-0199549052.
- Heller, D.; Judge, T. A.; Watson, D. (2002). The confounding role of personality and trait affectivity in the relationship between job and life satisfaction. *Journal of Organizational Behavior*, 23(7), 815–835, <http://dx.doi.org/10.1002/job.168>
- Hosmer, D. W.; Lemeshow, S. (2005). *Applied Logistic Regression*. Hoboken, NJ: John Wiley & Sons. ISBN 9780471356325.
- Judge, T. A.; Watanabe, S. (1993). Another look at the job–life satisfaction relationship. *Journal of Applied Psychology*, 78(6), 939–948, <http://dx.doi.org/10.1037/0021-9010.78.6.939>
- Long J. S.; Freese, J. (2014). *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata*. Stata Press. ISBN-13: 978-1-59718-111-2.
- Mareš, P. (2001). The Czechs: Jobs and work. *Czech Sociological Review*, 9(1), 69–84. Dostupné z: http://sreview.soc.cas.cz/uploads/35afefd4f900741f74ada6fbb62d75c0a23396c2_315_069MARES.pdf
- Mareš, P.; Katrňák, T. (2010). Hodnota práce u české veřejnosti v letech 1991–2008. *Sociální studia*, 7(4), 121–143. Dostupné z: <http://socstudia.fss.muni.cz/dokumenty/110215114530.pdf>
- Mysíková, M.; Večerník, J. (2013). Job satisfaction across Europe: differences between and within regions. *Post-Communist Economies*, 25(4), 539–556, <http://dx.doi.org/10.1080/14631377.2013.844934>
- Near, J. P.; Rice, R. W., Hunt, R. G. (1980). The relationship between work and nonwork domains: A review of empirical research. *The Academy of Management Review*, 5(3), 415–429, <http://dx.doi.org/10.5465/amr.1980.4288868>
- Rain, J. S.; Lane, I. M.; Steinner, D. D. (1991). A current look at the job satisfaction/life satisfaction relationship: Review and future considerations. *Human Relations*, 44(3), 287–307, <http://dx.doi.org/10.1177/001872679104400305>
- Rode, J. C. (2004). Job satisfaction and life satisfaction revisited: A longitudinal test of an integrated model. *Human Relations*, 57(9), 1205–1230, <http://dx.doi.org/10.1177/0018726704047143>
- Runciman, W. G. (1966). *Relative Deprivation and Social Justice*. Henley: Routledge and Kegan Paul.
- Tait, M.; Padgett, M. Y.; Baldwin, T. T. (1989). Job and life satisfaction: A reevaluation of the strength of the relationship and gender effects as a function of the date of the study. *Journal of Applied Psychology*, 74(3), 502–507, <http://dx.doi.org/10.1037/0021-9010.74.3.502>

- Williams, R. (2006). Generalized ordered logit/partial proportional odds models for ordinal dependent variables. *The Stata Journal*, 6(1), 58–82. Dostupné z: <http://www.stata-journal.com/sjpdf.html?articlenum=st0097>
- Večerník, J. (2003). Skating on thin ice: A comparison of work values and job satisfaction in CEE and EU countries. *International Journal for Comparative Sociology*, 44(5), 444–471, <http://dx.doi.org/10.1177/002071520304400502>
- Večerník, J. (2006). Work values and job attitudes in the Czech Republic between 1997 and 2005. *Czech Sociological Review*, 42(6), 1219–1240. Dostupné z: http://sreview.soc.cas.cz/uploads/b89e6eb155c86ea754e122f2b5bbb905e6cdf795_630_06vecernik23.pdf
- Večerník, J. (2012). Subjektivní indikátory blahobytu: přístupy, měření a data. *Politická ekonomie*, 60(3), 291–308, <http://dx.doi.org/10.18267/j.polek.843>