

Vývoj představ o spravedlivém příjmu*

BLANKA ŘEHÁKOVÁ**
Sociologický ústav AV ČR, Praha

The Development of Beliefs about Just Income

Abstract: The aim of the study is to determine whether people's satisfaction with their income and their sense that their income is unjust changed between June 1991 and September 1995. It also considers which factors influenced these feelings and in what way and whether their influence was the same in both periods. Two hypotheses about the relation between justice evaluation and income are tested: justice evaluation as a parabolic and as a logarithmic function of income.

Sociologický časopis, 1998, Vol. 34 (No. 1: 61-85)

1. Spravedlivý příjem v teoretické reflexi

Během transformačního procesu, který v různé míře zasahuje téměř všechny sféry života občanů, dochází též k pozvolnému přechodu od značně rovnoměrného rozdělování peněz, které uspokojovalo nanejvýš základní potřeby všech, k nerovnoměrnému rozdělování, ve kterém nabývají na důležitosti tržní principy. Po pěti desetiletích stability v rozdělování příjmů a poměrně značné nivelizace dochází k rozkolísání navykklého stavu, a co víc, začínají se zvětšovat nerovnosti, což se setkává s pochopením u stále klesající části obyvatelstva. Nejnížší příjmy jsou sice chráněny minimální mzdou a sociálně motivovaným růstem, značně však rostou nejvyšší příjmy, což je umožněno existencí soukromého podnikání, zahraničních firem a zahraničního kapitálu, a také požadavky vrcholového managementu. Nejhuře jsou na tom vlastně střední příjmové kategorie, které, co se příjmů týče, z transformace získaly nejméně, ne-li vůbec nic [viz Večerník 1996].

Kromě vzrůstu nerovností přinesla transformace i velký propad reálných příjmů, a to hlavně ve svých prvopočátcích po uvolnění cen. Mzdy však začaly velmi brzy stoupat, a to dokonce rychleji než inflace.¹ Z tohoto hlediska by se dal očekávat růst spokojenosti

*) Tato práce vznikla v rámci projektu „Sociální trendy“, který vede Petr Matějů a který je sponzorován Grantovou agenturou České republiky (grant č. 403/96/K120), a „Sociální problémy, sociální politiky a sociální struktury“, který vede Jiří Večerník a který je sponzorován Grantovou agenturou České republiky (grant č. 403/96/0386). Příprava monografie, do které bude tato práce zahrnuta, je sponzorována grantem SOCO od IWM, Vídeň.

Děkuji Martinovi Kreidlvi za technické provedení tabulek a grafů.

**) Veškerou korespondenci posílejte na adresu: RNDr. Blanka Řeháková, CSc., Sociologický ústav AV ČR, Jilská 1, 110 00 Praha 1, tel. (02) 24 22 09 79, l. 232, fax (02) 24 22 02 78, e-mail rehakova@soc.cas.cz

1) Průměrná mzda ve výzkumu Sociální spravedlnost 1991 byla pro ekonomicky aktivní respondenty, pracující na plný úvazek 2 938 Kčs, zatímco ve výzkumu Sociální spravedlnost 1995 pro analogickou skupinu už 6 873 Kč, tedy 2,34 krát vyšší. Index spotřebitelských cen se za stejné období zvýšil, podle údajů Českého statistického úřadu, jen 1,61 krát. Za výpočet indexu spotřebitelských cen děkuji J. Večerníkovi.

s příjmy a možná i pokles pocitu nespravedlivého odměňování. Jsou tu ale další faktory, které působí proti této hypotéze. Za prvé je třeba vzít v úvahu, že v počátcích transformace byla mnohem větší vůle k „utahování opasků“ než později. Za druhé nemůžeme opomenout skutečnost, že očekávání lidí byla až nereálně vysoká. Tak například v roce 1995 považovalo 43 % respondentů pracujících na plný úvazek svoji finanční situaci za horší, než očekávali na počátku roku 1990. Za třetí tu působí již zmíněný stabilní pokles tolerance k růstu příjmových nerovností. Není lehké předem odhadnout, které důvody převážily.

Podle teorie distributivní spravedlnosti vzniká pocit nespravedlivého či nepřiměřeného odměňování v procesu sociálního porovnávání. Dobře známé jsou koncepty „relativní deprivace“ [Merton a Rosi 1957], „referenčních struktur“ [Berger et al. 1972] a „životních úrovní“ [Rainwater 1974]. Je zajímavé, že z těchto teorií nevyplyvá jednoznačný závěr o tom, zda existuje vztah mezi pocitem nespravedlivého odměňování a skutečným příjmem, a pokud ano, tak jaký.

Tak například podle přístupu Bergera et al., který definuje situaci jako nespravedlivou, jestliže odměna jedince se liší od odměny, kterou získal jeho protějšek v nějaké referenční struktuře, by měl být člověk placen tak, jak jsou placeni jemu podobní. Z toho vyplývá, že při kontrole sociálních charakteristik, ovlivňujících výši příjmu, pocit nespravedlivého odměňování by neměl souviset s výší skutečného příjmu.

Z výzkumu L. Rainwatera [1974], ve kterém rodiny porovnávaly své příjmy s „hlavním proudem“ definovaným jako nejobvyklejší životní úroveň většiny vyplynulo, že pocit nepřiměřeně nízkého příjmu klesá s růstem skutečného příjmu domácnosti, a to tím pomaleji, čím je skutečný příjem vyšší. Rainwatera zajímaly hlavně chudé rodiny a ty, které ještě stačily hlavnímu proudu. Připouštěl sice existenci rodin s životní úrovní nad hlavním proudem, ale považoval jejich počet za relativně malý.

Z úvah T. Veblena [1899], které se týkaly spíše „těch nahoře“, naopak vyplývá, že pocit nedostatečného příjmu roste s růstem skutečného příjmu, a to tím rychleji, čím je příjem vyšší. Jak totiž rostou příjmy, tak rostou i standardy porovnávání, což vede k dalšímu růstu pocitu nedostatečného příjmu. Tento závěr podporují i následující zjištění L. Rainwatera: množství peněz nutných k dosažení vysoké životní úrovně roste se sociální třídou; například respondenti z vyšší střední třídy uváděli o 50 % vyšší částku než respondenti z nižší střední třídy.

J. Mirowsky [1987] vyšel ve svém rozboru z předpokladu, že jak Rainwater, tak Veblen mají svou pravdu a že se liší v tom, že jeden se zabýval chudými, zatímco druhý bohatými. Mirowsky formuloval hypotézu, že pocit nedostatečnosti příjmu je součtem dvou vnímaných deficitů od hlavního proudu, tedy součtem Rainwaterovy a Veblenovy křivky, a ověřil ji na dvou výběrových souborech amerických manželů a manželek z roku 1978.² Za platnosti jeho hypotézy můžeme očekávat tři věci: jen málo lidí má pocit, že jejich příjmy jsou vyšší, než zasluhují; vztah mezi pocitem nespravedlivého odměňování a skutečným příjmem je přibližně parabolický; příjmy spojené s minimálním pocitem nespravedlivého příjmu jsou nadprůměrné, protože lidé s nízkými příjmy potřebují více peněz, aby získali vyšší status a dosáhli průměrné životní úrovně, zatímco lidé s vysoký-

²) Oba z manželů byli dotazováni na výši svého hrubého měsíčního platu ze zaměstnání a dále na výši platu, kterou by považovali pro daný typ práce za spravedlivou. Kromě těchto údajů byly zjišťovány i další, které se týkaly meritů, statusu a potřebnosti.

mi příjmy potřebují ještě více, aby mohli pokračovat ve svém vzestupu, i když mají dost vzhledem ke standardu hlavního proudu.

Cílem této studie je zjistit, jestli se změnila úroveň spokojenosti s příjmem a velikost pocitu nespravedlivého odměňování porovnáním stavů v září 1995³ a v červnu 1991,⁴ a které faktory a jakým způsobem ovlivňovaly úroveň spokojenosti s příjmem a velikost pocitu nespravedlivého odměňování, a jestli byl jejich vliv v obou zkoumaných obdobích stejný. Rovněž bychom rádi odhalili povahu vztahu mezi hodnocením spravedlnosti a příjmem, speciálně to, jestli se jedná o vztah parabolický nebo logaritmický.

Jak představy o spravedlivém příjmu, tak spokojenost s příjmem jsou pochopitelně determinovány řadou dalších faktorů než jen skutečným příjmem. My jsme bohužel omezení na jedné straně tím, co zachycují dostupná data, a na druhé straně relativně malým souborem. Z demografických charakteristik zahrnujeme do analýz roli pohlaví a věku. Očekáváme, že muži byli méně spokojeni se svým příjmem a že měli větší pocit nespravedlnosti z podhodnocení než ženy, i když ženy jsou u nás tradičně placeny za stejnou práci méně než muži [viz Večerník 1991]. Co se věku týče, lze předpokládat menší pocit nespravedlnosti u mladých, soudě podle výsledků z jiných šetření [např. Řeháková a Vlachová 1995]. Je ovšem i možné, že demografické charakteristiky neměly přílišný význam, a to zejména v roce 1995, neboť jak ukazuje J. Večerník [1996], transformace sebou přinesla zmenšení vlivu demografických faktorů na příjmy. Na druhé straně ovšem předtransformační období preferovalo starší před mladšími, pokud šlo o příjmy, a slábnutí této preference může nakonec podpořit původní hypotézu.

Zásluhové faktory, které by bezesporně též měly ovlivňovat příjmy, jsou vyjádřeny vzděláním respondenta a jeho socioekonomickým statusem. Jak ale ukazuje J. Večerník v již několikrát citované práci, není to právě vzdělání, co u nás primárně ovlivňuje příjmy. Vzdělání je důležité, ale mnohem důležitější je, zda je uplatňováno v soukromém či státním sektoru, a ve kterém odvětví. Obecně známé jsou velké rozdíly v platech lidí s vysokoškolským vzděláním pracujících na jedné straně v bankách nebo pojišťovnách, a na druhé straně ve vědě, zdravotnictví nebo školství. My zde do těchto detailů nepůjdem, neboť malá velikost výběrového souboru to neumožňuje. I přes to, co bylo řečeno, očekáváme, že pocit nespravedlnosti z podhodnocení byl u vysokoškolsky vzdělaných větší než u ostatních. Ve stejném duchu zřejmě diferencoval i socioekonomický status.

Nesporně zásadní roli na spokojenost s příjmem a představu o spravedlivém příjmu jedince má to, jak jsou uspokojovány jeho potřeby, zda žije v neustálém ekonomickém stresu, nebo zda neví, co je to nedostatek peněz. Ekonomickou tíseň zde měříme podílem měsíčního příjmu, který by domácnost, ve které respondent žije, potřebovala, a skuteč-

³) Výzkum *Sociální spravedlnost 1995* byl součástí projektu „Změny sociální a ekonomické nerovnosti a sociální politika v procesu transformace“, který vedli Petr Matějů a Jiří Večerník. Tento projekt byl sponzorován Grantovou agenturou České republiky (grant č. 403/93/0622).

⁴) Mezinárodní komparativní projekt *International Social Justice Project* (ISJP) byl finančně podpořen National Council for Soviet and East European Research (USA) a National Science Foundation (USA). Mezinárodní tým vedl David Mason. Za bývalé Československo byli členy mezinárodního týmu Petr Matějů a Jan Hartl. Provedení výzkumu v bývalém Československu sponzorovala Grantová agentura ČSAV a STEM.

ného celkového čistého měsíčního příjmu této domácnosti.⁵ Očekáváme, že čím větší ekonomické tísní byl člověk vystaven, tím méně byl spokojen se svým příjmem a tím více se cítil nespravedlivě podhodnocen.

Jak vyplývá z výše uvedených teorií, pocit nespravedlivého odměňování vzniká v procesu sociálního porovnávání. Proto vstoupily do analýz i výpovědi respondentů o vztahu jejich příjmu k příjmům ostatních lidí u nás, k příjmu lidí se stejnou úrovní vzdělání a kvalifikace a k příjmu lidí s podobným zaměstnáním či profesí. Lze předpokládat, že v čím horší pozici se člověk cítil, tím méně byl spokojen se svým příjmem, a tím více se cítil nespravedlivě podhodnocen.

Pocit nespravedlnosti z nepřiměřené odměny, ať už nepřiměřeně nízké, nebo vysoké, se často měří pomocí funkce hodnocení spravedlnosti, kterou navrhl G. Jasso [1978, 1980]. Podle autorky je spravedlivý příjem taková částka, kterou považuje člověk pro sebe za zaslouženou. Spravedlnost je pak stav, kdy skutečný a spravedlivý příjem jsou přesně stejné. Nespravedlnost je naopak stav, kdy jsou různě velké. Nespravedlnost je dvojí: a) nespravedlivé podhodnocení, tj. případ, kdy spravedlivý příjem je vyšší než skutečný, b) nespravedlivé nadhodnocení, tj. případ, kdy skutečný příjem je vyšší než spravedlivý. Na základě teoretických úvah i experimentálně G. Jasso odvodila zákon hodnocení spravedlnosti:⁶

$$\text{hodnocení spravedlnosti} = \ln (\text{skutečný příjem} / \text{spravedlivý příjem}).^7$$

Velikost nespravedlnosti se rovná nule v případě spravedlnosti, tj. když skutečný a zasloužený příjem jsou identické. Člověk, jehož se to týká, se považuje za spravedlivě odměňovaného. Záporné hodnoty hodnocení spravedlnosti indikují nespravedlivé podhodnocení, a člověk, jehož se to týká, se považuje za nespravedlivě málo odměňovaného. Kladné hodnoty znamenají nespravedlivé nadhodnocení, a člověk, jehož se to týká, se považuje za nespravedlivě odměňovaného. Čím menší záporná hodnota, tím větší pocit nespravedlnosti z podhodnocení. Čím větší kladná hodnota, tím větší pocit nespravedlnosti z nadhodnocení.

Ze zákona hodnocení spravedlnosti plyne, že nespravedlnost daného množství podhodnocení je nepřímo úměrná velikosti příjmu. Tak například podhodnocení o 1 000 Kč je méně přijatelné pro toho, kdo vydělává 10 000 než pro toho, kdo vydělává 30 000 Kč. A protože Rainwaterův deficit (množství peněz chybějících k zařazení se k většině s nejobvyklejší životní úrovní) se vždy objevuje u nižších příjmů než Veblenův deficit (množství peněz potřebné k dalšímu vzestupu), je Rainwaterův deficit, podle zákona hodnocení spravedlnosti, nespravedlivější než Veblenův. Aby se zdály stejně nespravedlivé, musí být Veblenův deficit větší než Rainwaterův.

5) Otázky zněly následovně: 1) Řekněte mi, jaký celkový čistý příjem máte Vy a Vaše rodina v průměru za měsíc. Myslíme tím příjmy a důchody všech osob ve Vaší domácnosti po odečtení daní a dále všechny sociální dávky a doplňkové příjmy. 2) Jaký celkový příjem za měsíc byste asi tak ve Vaší domácnosti potřebovali?

6) Tento zákon, ačkoliv byl původně odvozen pro případ příjmů, G. Jasso navrhla rozšířit na jakékoliv společensky distribuované statky.

7) Symbol „ln“ v tomto zákonu znamená přirozený logaritmus o základu $e = 2,7183$.

2. Data, proměnné a metody

Zkoumání je založeno hlavně na analýze dvou souborů získaných náhodným výběrem v červnu 1991 a v září 1995 (viz pozn. 3 a 4). Soubor z roku 1991 tvoří česká část původního datového souboru, který zahrnoval celé tehdejší Československo. Do analýzy vstupují jen osoby, které v době dotazování byly zaměstnané na plný úvazek, což poskytuje počty kolem 450 v roce 1991 a 650 v roce 1995. Jelikož na dotazy o příjmech nebyli ochotni odpovídat všichni respondenti, dochází ještě k dalším redukci. V regresních modelech vážíme soubor z roku 1991 tak, aby byl stejně velký jako soubor z roku 1995.

Kromě těchto dvou souborů využíváme pro některá srovnání též souborů osob pracujících na plný úvazek z dalších sedmi zemí, které byly mezi těmi, jež se zúčastnily již zmíněného (viz pozn. 4) mezinárodního projektu v roce 1991. Jsou to Maďarsko, Polsko a Slovinsko, které stejně jako Česká republika patří mezi transformující se země, a dále Holandsko, Německo (bez zemí, které před sjednocením tvořily Německou demokratickou republiku), Spojené státy americké a Velká Británie, které patří mezi stabilní demokratické země s vysokou životní úrovní. Bohužel data z těchto zemí existují jen pro rok 1991, neboť v nich nebyl výzkum *Sociální spravedlnost*, na rozdíl od České republiky, v roce 1995 zopakován.

Základní tři otázky byly položeny následujícím způsobem: (1) Jak jste spokojen se svým příjmem? (2) Řekněte mi, prosím, jaký čistý měsíční příjem máte Vy osobně ze svého zaměstnání nebo podnikání. (3) Jaký čistý měsíční příjem byste si podle Vašeho názoru zasloužil(a)? Odpovědi na první otázku spolu se vztahem odpovědí na druhé dvě a z nich odvozená míra pocitu nespravedlivého odměňování jsou předmětem zkoumání této práce.

Do analýzy vstupuje, kromě proměnných spojených s výše citovanými otázkami, tj. spokojenost s příjmem (stupnice 1-7, 1 = zcela nespokojen, 7 = zcela spokojen) a skutečný, respektive zasloužený čistý měsíční příjem (tj. příjem po odečtení daní, odměn a všech sociálních dávek a přídatků), ještě celá řada dalších proměnných, které se uplatní hlavně v regresní analýze. Indikátory zásluhovosti jsou reprezentované vzděláním respondenta (základní, další bez maturity, úplné střední, vysokoškolské) a socioekonomickým statusem ISEI (mezinárodní škála, hodnoty probíhají od 1 do 98, čím vyšší hodnota, tím vyšší socioekonomický status). Demografické faktory jsou zastoupeny pohlavím (muž, žena) a věkem (18-29, 30-44, 45 a více let). Ekonomickou tíseň měříme podílem měsíčního příjmu, který by domácnost, ve které respondent žije, potřebovala, a skutečného celkového čistého měsíčního příjmu této domácnosti (jde o spojitou proměnnou s hodnotami od 0,8 do 3,4; čím větší je hodnota, tím větší je ekonomická tíseň; znění příslušných otázek viz poznámku 5). Srovnání s referenčními skupinami je zachyceno třemi proměnnými: srovnání skutečného příjmu s příjmy ostatních lidí u nás, s příjmy lidí se stejnou úrovní vzdělání a kvalifikace, s příjmy lidí s podobným zaměstnáním/profesi (hluboko pod průměrem, něco pod průměrem, okolo průměru, něco nad průměrem, vysoko nad průměrem). V regresních modelech pracujeme s těmito třemi proměnnými a též s proměnnou srovnání skutečného a zaslouženého příjmu (jsem zaplacen/a mnohem méně, než zasloužím, o něco méně, zhruba tolik, kolik si zasloužím, o něco více, mnohem více) jako se spojitými centrovanými proměnnými s hodnotami -2, -1, 0, 1, 2.

Pocit nespravedlnosti z nepřiměřené odměny měříme pomocí skóru hodnocení spravedlnosti plynoucích ze zákona, který odvodila G. Jasso jako logaritmus podílu skutečného a zaslouženého příjmu. Pomocí regresního modelu zkoumáme jeho souvislost

se skutečným příjmem za přítomnosti dalších proměnných, které zahrnují indikátory statusu, demografické faktory, ekonomickou tíseň a srovnání s referenčními skupinami. Další proměnnou v regresním modelu je rok (1991, 1995), neboť pracujeme s oběma datovými soubory najednou, abychom zachytili podstatné změny, ke kterým mohlo za dobu mezi dvěma výzkumy dojít. Z toho důvodu v roli vysvětlující proměnné nepoužíváme skutečný příjem, ale adjustovaný skutečný příjem (dále jen adjustovaný příjem), který je roven skutečnému příjmu v roce 1991, ale v roce 1995 je roven skutečnému příjmu vydělenému koeficientem 1,61, čímž je ošetřen efekt inflace (viz pozn. 1). Tento adjustovaný příjem je v regresních modelech udáván v tisících.

Přijmeme-li názor J. Mirowského, že vztah mezi hodnocením spravedlnosti a skutečným příjmem je parabolický (obrácené U), tj. že s rostoucím příjmem se nejprve zvětšují skóry hodnocení spravedlnosti, až dosáhnou při určitém příjmu maxima, aby se pak při dalším růstu příjmu zmenšovaly, musíme zařadit do regresní rovnice též druhou mocninu adjustovaného příjmu. Kritickou podmínkou možnosti ověření tohoto jeho názoru je, zda naše data obsahují dost případů vysokých příjmů, kdy už by mohlo docházet ke klesání skóre hodnocení spravedlnosti. Pokud by tomu tak nebylo a koeficient u druhé mocniny adjustovaného příjmu by byl významný, mohli bychom pouze konstatovat, že skóry hodnocení spravedlnosti s růstem adjustovaného příjmu rostou nejprve rychleji a později pomaleji než lineárně. V tom případě by nám měl stejnou službu udělat i model, který by obsahoval jen logaritmus adjustovaného příjmu. Jelikož očekáváme v obou letech stejný typ vztahu mezi hodnocením spravedlnosti a adjustovaným příjmem, nikoliv už však stejné parametry tohoto vztahu, zařazujeme do regresní rovnice i interakční členy mezi adjustovaným příjmem a rokem a druhou mocninou adjustovaného příjmu a rokem, respektive logaritmem adjustovaného příjmu a rokem. Vyšetříme vhodnost zařazení i některých dalších interakčních vztahů s proměnnou rok, což nám poskytne další evidenci o případných změnách mezi sledovanými údobími.

Regresní model vytvoříme i pro spokojenost s příjmem, kde v roli vysvětlujících proměnných vystupují všechny vysvětlující proměnné předchozího modelu a navíc proměnná srovnání skutečného a zaslouženého příjmu, která se ukazuje být v tomto případě lepším prediktorem spokojenosti s příjmem než hodnocení spravedlnosti.⁸ Do modelu opět zahrneme interakce některých vysvětlujících proměnných s rokem. V obou regresních modelech budeme věnovat obzvláštní pozornost diagnostice kolinearity.

Kromě regresních modelů pracujeme i s modely logitovými se závislou proměnnou srovnání skutečného a zaslouženého příjmu v dichotomické kategorizaci: jsem placen/a méně, než zasloužím, nejsem placen/a méně, než zasloužím (tj. jsem placen/a tak, jak zasloužím, nebo víc). Nezávislými proměnnými jsou země (Česká republika, Holandsko, Maďarsko, Německo, Polsko, Slovinsko, Spojené státy americké, Velká Británie) a vzdělání (bez maturity, maturita, vysoká škola). Pomocí logitových modelů modelujeme poměry četností první a druhé kategorie závislé proměnné pro každou z kombinací hodnot nezávislých proměnných. Tyto poměry četností se současně rovnají poměrům pravděpodobností jevu, že jedinec je placen méně, než zaslouží a jevu, že není placen

⁸) Proměnné hodnocení spravedlnosti a srovnání skutečného a zaslouženého příjmu jsou spolu pochopitelně velmi silně korelované. Vybraná proměnná predikuje lépe zřejmě proto, že má méně hodnot, takže trend, který existuje i u hodnocení spravedlnosti více zdůrazní.

méně, než zaslouží, a to opět pro každou z kombinací hodnot nezávislých proměnných. Těmto poměrům pravděpodobností budeme v daném kontextu říkat rizika pocitu nespravedlivého podhodnocení.

3. Výsledky

Jak dokládá tabulka 1 a graf 1 (viz přílohu), rozdělení četností adjustovaného příjmu v roce 1991 a 1995 se značně odlišují. Tak například zatímco adjustovaný příjem do 4 000 korun v roce 1991 mělo plných 88,8 % respondentů, v roce 1995 to bylo jen 56,7 % respondentů. Adjustovaný příjem nad 6 000 korun přiznala v roce 1991 jen 3,0 %, v roce 1995 už 15,0 % respondentů. A konečně adjustovaný příjem nad 8 000 korun udalo pouhých 0,9 % v roce 1991 a 5,4 % v roce 1995. Medián ležel v roce 1991 v intervalu od 2 500 do 3 000, v roce 1995 od 3 500 do 4 000. Maximální adjustovaný příjem v souboru za rok 1991 byl 15 000 korun, v souboru za rok 1995 už 24 845 korun. Rozdělení adjustovaného příjmu se tedy v roce 1995 ve srovnání s rokem 1991 posunulo výrazně směrem k vyšším hodnotám. Ubylo adjustovaných příjmů v kategoriích do 3 000 korun a přibylo adjustovaných příjmů nad 3 000 korun. Obě rozdělení se dále odlišují v tom, že rozdělení pro rok 1991 je více koncentrováno kolem své střední hodnoty (2 938 korun) než rozdělení pro rok 1995, jehož střední hodnota je 4 269 korun. Už tento prostý fakt ukazuje na zvětšení příjmových nerovností a na to, že příjmy rostly rychleji než inflace. Stačil tento růst na to, aby vzrostla spokojenost s příjmy? Nebo se lidé rychle přizpůsobili nové situaci a úroveň jejich spokojenosti zůstala stejná?

Ačkoliv se rozdělení odpovědí na otázku zjišťující spokojenost s příjmem v roce 1991 a 1995 významně neliší, neubráníme se při důkladnějším pohledu na tabulku 2 přesvědčení, že změna nastala, neboť v ní nemůžeme nevidět určitý trend ke zvětšení spokojenosti. Nechceme tím zpochybňovat klasický test homogenity dvou rozdělení, ale musíme si na tomto místě uvědomit, že nahlíží na testovaná rozdělení jako na rozdělení nominální proměnné. Proměnná, o kterou jde, je ale alespoň ordinální. Spočteme-li nominální vzdálenost zkoumaných rozdělení, zjistíme hodnotu 0,069, spočteme-li ordinální vzdálenost, zjistíme hodnotu 0,155, což je víc než dvakrát tolik.⁹ Proto nás už nepřekvapí, že průměry za rok 1991 a 1995 se významně liší (viz tabulku 3). Lidé byli tedy v průměru o něco spokojenější se svým příjmem v roce 1995 než v roce 1991. Nicméně oba průměry jsou pod středem škály, kterým je čtyřka, což příliš velkou spokojenost neznamená. Na tomto místě je vhodné učinit srovnání s ostatními zeměmi, alespoň s dostupnými údaji za rok 1991 (viz tabulku 4). Spokojenost s příjmem byla u nás v průměru stejná jako v Maďarsku a Slovinsku, ale větší než v Polsku. K nám nejbližší západní zemi, co se velikosti průměru týče, kterou byla Velká Británie, jsme měli ještě daleko, i když ne tolik, jako měla ona k Holandsku.

I když se spokojenost s příjmem zlepšila, srovnání skutečného a zaslouženého příjmu dopadlo stejně v roce 1995, a chtělo by se říci stejně špatně, jako v roce 1991, ať už na to usuzujeme z porovnání rozdělení četností (viz tabulku 5), která byla stejná a která odhalila, že 73 % respondentů v obou zachycených obdobích cítilo, že jsou placeni méně, než zaslouží, nebo z průměrů (viz tabulku 3), které jsou prakticky stejné a rovné hodnotě 2 (střed škály je 3), která nese označení, „jsem zaplacen o něco méně, než

⁹) Vysvětlení pojmů nominální, resp. ordinální vzdálenost dvou rozdělení lze nalézt např. v [Řehák a Řeháková 1986].

zasloužím“. Srovnání s ostatními zeměmi (viz tabulku 6) ukazuje, že jsme na tom byli stejně se Slovinskem, lépe než Maďarsko a Polsko a hůře než Spojené státy americké a všechny tři západoevropské země. Tentokrát však i jejich průměry jsou všechny značně pod středem škály, a tak se potvrzuje výsledek, který zjistil i J. Mirowsky, že existuje jen málo lidí, kteří cítí, že jsou placeni více než zaslouží. V roce 1991 jich bylo v souboru České republiky 0,9 %, Maďarska 1,2 %, Polska 1,6 %, Slovinska 0,8 %, Holandska 5,2 %, Německa 2,3 %, Spojených států amerických 3,0 %, Velké Británie 2,4 %. V roce 1995 jich bylo v souboru České republiky 0,5 %.

G. Jasso [1980] navrhla průměrnou hodnotu proměnné hodnocení spravedlnosti za míru sociální spokojenosti či nespokojenosti. Přijmeme-li tuto její interpretaci, pak můžeme říci, že sociální nespokojenost, spíše než spokojenost, protože průměry jsou značně v záporu, zůstala v globálu na stejné úrovni v obou zkoumaných letech, což dokládá poslední řádek tabulky 3. Ze srovnání s ostatními zeměmi v roce 1991 (viz tabulku 7) plyne, že mezi transformujícími se zeměmi byly v průměrných hodnotách hodnocení spravedlnosti příjmů velké rozdíly, a že sociální nespokojenost byla v České republice nejmenší. Od vyspělých demokracií jsme se ještě ale velmi lišili.

Poněkud zvláštní obraz české společnosti poskytují výsledky porovnání vlastního příjmu s příjmy ostatních lidí, s příjmy lidí se stejnou úrovní vzdělání a kvalifikace, s příjmy lidí s podobným zaměstnáním (profesí). Ačkoliv v obou zkoumaných letech existovalo ve výběrových souborech nejméně 30 % respondentů s příjmy nad výběrovým průměrem, přesto pouze 11,5 % v roce 1991 a 16,5 % v roce 1995 odpovědělo, že jejich příjem je ve srovnání s ostatními lidmi u nás nadprůměrný (viz tabulku 8). Pro upřesnění: ze 130 respondentů, kteří měli v roce 1991 příjmy nad horní hranici 99 %-ního intervalu spolehlivosti pro průměr, jen 26,2 % uvedlo, že jejich příjem je nadprůměrný, 56,2 % ho považovalo za průměrný a 17,7 % dokonce za podprůměrný. Ze 174 respondentů, kteří měli v roce 1995 příjem nad horní hranici 99 %-ního intervalu spolehlivosti pro průměr, jen 32,8 % uvedlo, že jejich příjem je nadprůměrný, 51,1 % ho považovalo za průměrný a 16,1 % za podprůměrný. To může mít mnoho příčin, jmenujme alespoň některé z nich: lidé mají špatné představy o příjmech druhých; lidé neradi přiznávají, že mají větší příjem, než je běžné; výběry jsou vychýlené v tom smyslu, že obsahují málo respondentů s vysokými příjmy; lidé podceňují své příjmy, ať už záměrně z obav před zneužitím nebo z nedostatku evidence. Obdobně nízká procenta dostáváme i u dalších dvou otázek: 13,1 % a 13,0 % nadprůměrných příjmů při srovnání se stejně vzdělanými a kvalifikovanými, a dokonce jen 6,0 % a 8,8 % při srovnání s lidmi s podobným zaměstnáním (viz tabulky 9 a 10). Porovnání vlastního příjmu se stejně vzdělanými a kvalifikovanými dopadá v roce 1995 dokonce hůře než v roce 1991 (viz tabulku 9): kleslo procento odpovědí „okolo průměru“ a stouplo procento odpovědí „hluboko pod průměrem“.

Podíváme-li se na výsledky z ostatních zemí (viz tabulky 11, 12, 13, 14) zjistíme, že jsme nevybočovali z řady transformujících se zemí. Jiná situace byla v ostatních zemích, i když ani tam, s výjimkou Německa a Holandska při srovnání vlastního příjmu s příjmy ostatních, nebyla procenta nadprůměrných odpovědí velká a průměrné hodnoty se pohybovaly pod středem škály nebo nejvýše v jejím středu. Zdá se tedy, že obecně relativně málo lidí považuje svůj příjem za nadprůměrný, ať už ho srovnává s příjmy ostatních, nebo stejně vzdělaných a kvalifikovaných, nebo se stejným zaměstnáním. Jejich počet se poněkud zvětšuje s růstem stupně blahobytu, jak naznačují výsledky ze stabilních a prosperujících demokracií.

Riziko pocitu nespravedlivého podhodnocení v roce 1991, měřené podílem četností odpovědí „jsem zaplacen méně, než zasloužím“ a četností odpovědí „jsem zaplacen tolik, kolik zasloužím nebo víc“ pro skupiny respondentů se vzděláním bez maturity, s maturitou a vysokoškolským rozdělovalo osm sledovaných zemí do tří skupin (viz graf 2), které se od sebe liší typem vztahu mezi rizikem pocitu nespravedlivého podcenění a vzděláním. Do první skupiny patřily Německo, Spojené státy, Velká Británie, ale také Polsko. Situace v těchto zemích byla velmi dobře popsána logitovým modelem (statistika věrohodnostního poměru $G^2 = 7,518$, počet stupňů volnosti $df = 8$, dosažená hladina významnosti $P = 0,482$), který říká, že riziko pocitu nespravedlivého podhodnocení klesalo lineárně s růstem vzdělání, a to ve všech zemích stejně rychle. Nejpriznivější situace, tj. nejmenší riziko nespravedlivého podhodnocení, byla v Německu, horší a stejná ve Velké Británii a v Spojených státech, nejhorší v Polsku. Rovnice pro jednotlivé země jsou:

$$\text{riziko (Německo)} = \exp(-0,1906 - k_1 0,2922),$$

$$\text{riziko (Velká Británie)} = \text{riziko (Spojené státy)} = \exp(0,3844 - k_1 0,2922),$$

$$\text{riziko (Polsko)} = \exp(1,3402 - k_1 0,2922),$$

$$\text{kde } k_1 = -0,7071 \text{ pro vzdělání bez maturity,}$$

$$= 0 \text{ pro vzdělání s maturitou,}$$

$$= 0,7071 \text{ pro vzdělání vysokoškolské;}$$

exp je označení pro exponenciální funkci.

Další skupinu tvořily Česká republika, Maďarsko a Slovinsko. Jejich situaci velmi dobře popisuje logitový model ($G^2 = 4,989$, $df = 6$, $P = 0,545$), podle kterého bylo riziko pocitu nespravedlivého podhodnocení nejmenší pro jedince s maturitou a stoupalo na stejnou úroveň pro jedince bez maturity a s vysokoškolským vzděláním, a to stejně rychle ve všech třech zemích, přičemž situace byla nejhorší v Maďarsku, lepší a stejná v České republice a ve Slovinsku. Rovnice jsou:

$$\text{riziko (Maďarsko)} = \exp(1,1946 + k_2 0,4550),$$

$$\text{riziko (Slovinsko)} = \text{riziko (Česká republika)} = \exp(0,9330 + k_2 0,4550),$$

$$\text{kde } k_2 = 0,4083 \text{ pro vzdělání bez maturity,}$$

$$= -0,8165 \text{ pro vzdělání s maturitou,}$$

$$= 0,4083 \text{ pro vzdělání vysokoškolské.}$$

Zcela specifickou situaci Holandska výborně popisuje model nezávislosti ($G^2 = 0,491$, $df = 2$, $P = 0,783$), kdy riziko pocitu nespravedlivého podhodnocení je stejné pro všechny tři typy vzdělání, a tedy je na vzdělání nezávislé. Příslušná rovnice je:

$$\text{riziko (Holandsko)} = \exp(0,1462).$$

K hodnocení spravedlnosti jakožto funkce adjustovaného příjmu, ekonomické tísně, zásluhových indikátorů, demografických charakteristik, srovnání s referenčními skupinami a roku výzkumu jsme vyslovili řadu hypotéz v úvodní části práce. Nyní porovnáme tyto předpoklady a úvahy se skutečnými výsledky.¹⁰ Začneme adjustovaným příjmem, který byl nejsilnějším prediktorem hodnocení spravedlnosti v obou sledovaných

¹⁰⁾ Při diskusi významů jednotlivých vysvětlujících proměnných nebudeme zvlášť zdůrazňovat, že jde o jejich význam při kontrole, tj. zahrnutí vlivu všech ostatních vysvětlujících proměnných, které vstoupily do regresní rovnice.

letech. Potvrdila se nutnost zahrnutí druhé mocniny adjustovaného příjmu a ukázalo se, že parametry parabol byly v každém z roků šetření jiné (viz tabulku 15 a graf 3). Podle tohoto modelu skóry hodnocení spravedlnosti nejprve rostly, a od jisté hodnoty adjustovaného příjmu klesaly v roce 1991 rychleji než v roce 1995. Při stejné hodnotě adjustovaného příjmu až do hodnoty přibližně 12 000 korun byly skóry hodnocení spravedlnosti v roce 1995 nižší než v roce 1991, tj. stejný adjustovaný příjem se zdál méně spravedlivý. Maximální skór hodnocení spravedlnosti byl dosažen při hodnotě adjustovaného příjmu 8 888 korun v roce 1991 a 13 981 korun v roce 1995.¹¹ Uvedené částky lze interpretovat jako ideální hodnoty adjustovaného příjmu, při nichž je dosažen v dané době nejnižší pocit nespravedlnosti. V hodnotách neadjustovaných příjmů by to podle tohoto modelu byly částky 8 888 korun v roce 1991 a 22 509 korun v roce 1995.

Na tomto místě ovšem nelze nepřipomenout, že adjustovaný příjem nad 8 000 korun se vyskytoval v roce 1991 jen u 0,9 % respondentů a adjustovaný příjem nad 13 000 korun v roce 1995 jen u 1,2 % respondentů. I když v datech existuje jistá evidence, že za ideálními příjmy skutečně došlo k poklesu skóre hodnocení spravedlnosti, je to založeno na tak malém počtu vysokých příjmů, že to nelze považovat za spolehlivé, a proto nemůžeme tvrdit, že naše data jednoznačně podporují hypotézu J. Mirowského o parabolickém vztahu mezi hodnocením spravedlnosti a příjmem. Stejně dobrý regresní model, soudě podle procenta vysvětlené variability v závisle proměnné (viz hodnotu R^2 v tabulkách 15 a 16), a se stejnými závěry pro ostatní vysvětlující proměnné dostaneme (viz tabulku 16), když uvažujeme hodnocení spravedlnosti jako logaritmickou funkci adjustovaného příjmu, což odpovídá výsledkům L. Rainwatera. To je zřejmě tím, že naše společnost je zatím spíše chudá než bohatá, nebo se alespoň tak tváří. Rozhodnutí mezi modely budeme tedy muset odložit do těch dob, až budeme bohatší, nebo až to budeme ochotni přiznat. Jak ukazuje graf 4, podle druhého modelu skóry hodnocení spravedlnosti stále rostou s růstem adjustovaného příjmu, ale čím je adjustovaný příjem větší, tím je růst skóre pomalejší. I v tomto případě se stejný adjustovaný příjem zdál být v roce 1995 méně spravedlivý než v roce 1991, a to při jakémkoliv jeho hodnotě, ne jen do hodnoty 12 000 korun, jak tomu bylo v prvním modelu.

Další proměnnou v pořadí podle důležitosti, soudě podle hodnot standardizovaných regresních koeficientů,¹² je ekonomická tíseň. Jak jsme předpokládali, čím větší byla ekonomická tíseň domácnosti, ve které dotazovaný žil, tím více se cítil nespravedlivě podhodnocen. Dále jsou to demografické charakteristiky: muži, a to zejména v roce 1991, měli větší pocit nespravedlivého podhodnocení než ženy. Tato situace přetrvávala i v roce 1995, ale v mnohem slabší podobě. Mladí do 29 let hodnotili spravedlnost výše než střední a starší generace. Zásluhové faktory se ukázaly být rovněž důležitými. Čím vyšší socioekonomický status, tím nižší skóry hodnocení spravedlnosti. Tato souvislost byla ještě umocněna zjištěním, že lidé s vysokoškolským vzděláním měli větší pocit nespravedlivého podhodnocení než lidé s ostatními typy vzdělání. Z proměnných charakterizujících referenční skupiny se ukázala být důležitou jen proměnná srovnání vlastního příjmu s příjmy lidí s podobným zaměstnáním, a to jen v roce 1995. V čím horší pozici

¹¹⁾ Tyto hodnoty byly spočteny řešením rovnice: parciální derivace regresní rovnice podle adjustovaného příjmu se rovná nule.

¹²⁾ Standardizované regresní koeficienty zde neuvádíme, jsou k dispozici na vyžádání.

se člověk cítil, tím více se cítil nespravedlivě podhodnocen. Lze tedy říci, že výsledky se shodují v podstatě s tím, co jsme předpokládali před započítáním analýz.

Velikost spokojenosti s příjmem jsme se pokoušeli modelovat pomocí stejných proměnných jako v předchozím případě, plus proměnnou srovnání skutečného a zaslouženého příjmu. Opět jsme vytvořili modely dva: v jednom jsme vyjádřili vztah mezi spokojeností s příjmem a adjustovaným příjmem jako parabolický, ve druhém jako logaritmický (viz tabulky 17 a 18). Ukázalo se, že ani v jednom případě nebyl vliv adjustovaného příjmu významný, že oba modely vysvětlovaly stejné procento variability v závislé proměnné (viz hodnotu R^2 v tabulkách 17 a 18) a že poskytovaly stejné závěry vzhledem k ostatním vysvětlujícím proměnným. Ačkoliv vliv adjustovaného příjmu na spokojenost s příjmem nebyl významný, lze pozorovat zesílení lineárního vztahu v prvním modelu (koeficienty u kvadratického členu jsou prakticky nulové) i zesílení logaritmického vztahu v druhém modelu až téměř k hranici významnosti v roce 1995.

Spokojenost s příjmem byla nejvíce ovlivňována stupněm disproportionality skutečného příjmu a příjmu, který by si člověk podle svého názoru zasloužil, vztahem vlastního příjmu k příjmu ostatních lidí a v menší míře též vztahem vlastního příjmu k příjmu lidí s podobným zaměstnáním. V čím nevýhodnější pozici se člověk cítil, tím méně byl spokojen se svým příjmem. Významný vliv měla též ekonomická tíseň domácnosti v evidentním a očekávaném směru. V roce 1991 byla spokojenost s příjmem u vysokoškolsky vzdělaných lidí významně menší než u lidí s jiným vzděláním, v roce 1995 se tento rozdíl už neprojevil. Rovněž významně menší spokojenost s příjmem u střední generace oproti mladým a starším v roce 1991 nebyla už v roce 1995 pozorovaná. Výsledky jsou celkem opět ve shodě s očekáváními, snad až na význam vlastního příjmu, kdy jsme čekali větší vliv. Bude-li pokračovat pozorovaný trend, jeho důležitost by se v budoucnosti měla zvětšit.

Závěr

Ačkoliv příjmy rostly rychleji než inflace, odrazilo se to pozitivně pouze na spokojenosti s příjmem, nikoliv na hodnocení spravedlnosti odměňování, které zůstalo na stejné úrovni. Zvětšení celkové průměrné hodnoty spokojenosti způsobila střední generace (30-44 let) a lidé s vysokoškolským vzděláním, aniž by se to u nich současně projevilo na zmenšení pocitu nespravedlivého odměňování. Hodnocení spravedlnosti, které indikuje přijatelnost distributivního systému, norem a omezení, řídících získávání peněz, se vlastně nezhoršilo jen proto, že příjmy rostly rychleji než inflace, protože stejný adjustovaný příjem se zdál v roce 1995 méně spravedlivý než v roce 1991. Důvodem mohly být stále se zvětšující nerovnosti, a to dokonce i v rámci užších referenčních skupin, jako jsou lidé s podobnou profesí, případně lidé se stejným vzděláním nebo kvalifikací.

Zatímco výše příjmu nijak významně neovlivňovala spokojenost s příjmem, byla velmi významným činitelem při hodnocení spravedlnosti. Naši snahou bylo zjistit, zda u nás platilo, že růst nízkých nebo středně vysokých příjmů zvyšoval přijatelnost distributivního systému pro jejich nositele, zatímco růst vysokých příjmů snižoval ochotu jejich nositelů přijímat pravidla distributivního systému, anebo zda i v tomto případě zvětšoval přijatelnost legitimních metod a norem rozdělování peněz. Bohužel se nám nepodařilo zjistit, který z modelů chování nositelů vysokých příjmů odpovídal lépe, neboť naše společnost nebyla v té době ještě ve fázi, kdy už existuje dostatečně velký

počet vysokých příjmů, abychom to mohli spolehlivě rozhodnout. Byli jsme totiž společností spíše chudou než bohatou, tj. rainwaterovskou spíše než veblenovskou, což ale domyšleno znamená také spíše statickou než dynamickou.

BLANKA ŘEHÁKOVÁ je vědeckou pracovnící Sociologického ústavu AV ČR, kde je členkou výzkumného týmu „Sociální stratifikace“. Věnuje se převážně problematice nerovností a proměnám vztahu mezi sociální třídou a volebním chováním.

Literatura

- Berger, J., M. Zelditch, B. Anderson, B. P. Cohen 1972. „Structural Aspects of Distributive Justice: A Status-Value Formulation.“ Pp. 119-146 in *Sociological Theories in Progress*, vol. 2, ed. by J. Berger, M. Zelditch, B. Anderson. Boston: Houghton Mifflin.
- Jasso, G. 1978. „On the Justice of Earnings: A New Specifications of the Justice Evaluation Function.“ *American Journal of Sociology* 83: 1398-1419.
- Jasso, G. 1980. „A New Theory of Distributive Justice.“ *American Sociological Review* 45: 3-32.
- Merton, R. K., A. S. Rossi 1957. „Contributions to the Theory of Reference Group Behavior.“ Pp. 225-280 in *Social Theory and Social Structure: Revised and Enlarged Edition*. New York: Collier-Macmillan.
- Mirowsky, J. 1987. „The Psycho-Economics of Feeling Underpaid: Distributive Justice and the Earnings of Husbands and Wives.“ *American Journal of Sociology* 92: 1404-1434.
- Rainwater, L. 1974. *What Money Buys: Inequality and the Social Meaning of Income*. New York: Basic.
- Řehák, J., B. Řeháková 1986. *Analýza kategorizovaných dat v sociologii*. Praha: Academia.
- Řeháková, B., K. Vlachová 1995. „Subjective Mobility after 1989. Do People Feel a Social and Economic Improvement or Relative Deprivation?“ *Czech Sociological Review* 3: 137-155.
- Veblen, T. 1899. *The Theory of the Leisure Class*. New York: Macmillan.
- Večerník, J. 1991. „Earnings Distribution in Czechoslovakia: Intertemporal Changes and International Comparison.“ *European Sociological Review* 7: 237-252.
- Večerník, J. 1996. „Earnings Disparities in the Czech Republic: The History of Equalisation.“ *Czech Sociological Review* 4: 211-222.

Příloha

Tabulka 1. Kumulativní četnosti kategorií adjustovaného příjmu (v %)

Kategorie	1991	1995
(do 1 500)	3,7	1,4
(1 500, 2 000)	21,7	5,4
(2 000, 2 500)	47,0	16,1
(2 500, 3 000)	68,0	26,5
(3 000, 3 500)	81,1	43,8
(3 500, 4 000)	88,8	56,7
(4 000, 4 500)	92,1	69,1
(4 500, 5 000)	93,9	78,5
(5 000, 5 500)	95,6	80,8
(5 500, 6 000)	97,0	85,0
(6 000, 6 500)	97,9	89,7
(6 500, 7 000)	97,9	92,0
(7 000, 7 500)	98,6	93,7
(7 500, 8 000)	99,1	94,6
(8 000, 8 500)	99,3	94,9
(8 500+)	100,0	100,0
n	428	573

Adjustovaný příjem je pro rok 1991 roven skutečnému čistému měsíčnímu příjmu a pro rok 1995 skutečnému čistému měsíčnímu příjmu vydělenému číslem 1,61 (adjustace na inflaci).

Tabulka 2. Spokojenost s příjmem (v %)

	zcela nespokojen					zcela spokojen		n
	2	3	4	5	6			
1991	10,9	16,8	15,6	26,5	17,9	8,6	3,6	441
1995	10,5	13,7	15,6	22,4	19,8	12,0	6,0	666

$$\chi^2 = 10,0134; df = 6; P = 0,1241$$

Tabulka 3. Průměrné hodnoty a test hypotézy o jejich rovnosti

Proměnná	1991	1995	hodnota t	dvoustranná významnost
spokojenost s příjmem	3,642	3,873	2,29	0,022
srovnání příjmu obecně	2,631	2,663	0,57	0,566
srovnání příjmu se stejně vzdělanými	2,703	2,583	-2,37	0,018
srovnání příjmu v rámci profese	2,605	2,580	-0,56	0,578
srovnání skutečného a zaslouženého příjmu	2,012	2,026	0,32	0,752
hodnocení spravedlnosti	-0,322	-0,327	-0,22	0,824

Spokojenost s příjmem: průměr na škále 1-zcela nespokojen, 7-zcela spokojen.

Srovnání příjmů obecně: průměry na škále 1-vlastní příjem hluboko pod průměrem, 5-vlastní příjem vysoko nad průměrem.

Srovnání příjmů se stejně vzdělanými: průměry na škále 1-vlastní příjem hluboko pod průměrem, 5-vlastní příjem vysoko nad průměrem.

Srovnání příjmů v rámci profese: průměry na škále 1-vlastní příjem hluboko pod průměrem, 5- vlastní příjem vysoko nad průměrem.

Srovnání skutečného a zaslouženého příjmu-průměry na škále 1-jsem zaplacen mnohem méně než zasloužím, 5-jsem zaplacen mnohem více než zasloužím.

Hodnocení spravedlnosti-průměrná hodnota. Hodnocení spravedlnosti = ln (skutečný příjem/zasloužený příjem).

Tabulka 4. Spokojenost s příjmem

Porovnání České republiky (ČR) s Polskem (PO), Maďarskem (MA), Slovinskem (SL), Velkou Británií (VB), Německem (N) a Spojenými státy (USA) v roce 1991. V případě Německa se jedná pouze o staré spolkové země.

2,93	3,29	3,38	3,64	4,24	4,45	4,51	5,16
PO	MA	SL	ČR	VB	USA	N	HO

Průměry na škále (1-zcela nespokojen, 7-zcela spokojen). Země spojené čarou se od sebe v průměrné hodnotě dané proměnné neliší. Simultánní porovnání průměrů, Scheffého metoda, $\alpha = 0,1$.

Tabulka 5. Srovnání skutečného a zaslouženého příjmu (v %)

	mnohem méně než zasloužím			mnohem více než zasloužím		n
1991	27,2	45,6	26,3	0,7	0,2	434
1995	25,1	47,8	26,7	0,3	0,2	649

$$\chi^2 = 1,6093; df = 4; P = 0,8071$$

Tabulka 6. Srovnání skutečného a zaslouženého příjmu
Porovnání České republiky (ČR) s Polskem (PO), Maďarskem (MA), Slovinskem (SL), Velkou Británií (VB), Německem (N) a Spojenými státy (USA) v roce 1991. V případě Německa se jedná pouze o staré spolkové země.

1,74	1,81	1,92	2,01	2,26	2,29	2,40	2,45
PO	MA	SL	ČR	USA	VB	HO	N

Průměry na škále (1-jsem zaplacen mnohem méně než zasloužím, 5-jsem zaplacen mnohem více než zasloužím). Země spojené čarou se od sebe v průměrné hodnotě dané proměnné neliší. Simultánní porovnání průměrů, Scheffého metoda, $\alpha = 0,1$.

Tabulka 7. Průměrná hodnota hodnocení spravedlnosti
Porovnání České republiky (ČR) s Polskem (PO), Maďarskem (MA), Slovinskem (SL), Velkou Británií (VB), Německem (N) a Spojenými státy (USA) v roce 1991. V případě Německa se jedná pouze o staré spolkové země.

-0,58	-0,50	-0,40	-0,32	-0,23	-0,18	-0,13	-0,10
PO	MA	SL	ČR	USA	VB	N	HO

Hodnocení spravedlnosti = $\ln$ (skutečný příjem/zasloužený příjem).

Země spojené čarou se od sebe v průměrné hodnotě dané proměnné neliší.

Simultánní porovnání průměrů, Scheffého metoda, $\alpha = 0,1$.

Tabulka 8. Srovnání příjmu obecně (v %)

	hluboko pod průměrem			vysoko nad průměrem		n
1991	10,4	29,0	49,1	10,1	1,4	434
1995	11,4	29,0	43,1	14,8	1,7	656

$$\chi^2 = 6,8011; df = 4; P = 0,1468$$

Tabulka 9. Srovnání příjmu se stejně vzdělanými (v %)

	hluboko pod průměrem			vysoko nad průměrem		n
1991	5,5	32,3	49,2	12,6	0,5	437
1995	10,8	33,8	42,4	12,2	0,8	648

$$\chi^2 = 11,7531; df = 4; P = 0,0193$$

Tabulka 10. Srovnání příjmu v rámci profese (v %)

	hluboko pod průměrem			vysoko nad průměrem		n
1991	5,6	34,6	53,7	5,8	0,2	428
1995	7,5	36,3	47,4	8,2	0,6	650

$$\chi^2 = 6,4434; df = 4; P = 0,1684$$

Tabulka 11. Srovnání příjmů obecně

Porovnání České republiky (ČR) s Polskem (PO), Maďarskem (MA), Slovinskem (SL), Velkou Británií (VB), Německem (N) a Spojenými státy (USA) v roce 1991. V případě Německa se jedná pouze o staré spolkové země.

2,34	2,50	2,63	2,64	2,90	3,01	3,28	3,32
PO	SL	ČR	MA	VB	USA	HO	N

Průměry na škále (1-vlastní příjem hluboko pod průměrem, 5-vlastní příjem vysoko nad průměrem). Země spojené čarou se od sebe v průměrné hodnotě dané proměnné neliší. Simultánní porovnání průměrů, Scheffého metoda, $\alpha = 0,1$.

Tabulka 12. Srovnání příjmů se stejně vzdělanými

Porovnání České republiky (ČR) s Polskem (PO), Maďarskem (MA), Slovinskem (SL), Velkou Británií (VB), Německem (N) a Spojenými státy (USA) v roce 1991. V případě Německa se jedná pouze o staré spolkové země.

2,46	2,57	2,63	2,70	2,83	2,89	2,91	3,02
SL	PO	MA	ČR	VB	HO	USA	N

Průměry na škále (1-vlastní příjem hluboko pod průměrem, 5-vlastní příjem vysoko nad průměrem). Země spojené čarou se od sebe v průměrné hodnotě dané proměnné neliší. Simultánní porovnání průměrů, Scheffého metoda, $\alpha = 0,1$.

Tabulka 13. Srovnání příjmů v rámci profese
Porovnání České republiky (ČR) s Polskem (PO), Maďarskem (MA), Slovinskem (SL), Velkou Británií (VB), Německem (N) a Spojenými státy (USA) v roce 1991. V případě Německa se jedná pouze o staré spolkové země.

2,41	2,53	2,61	2,61	2,76	2,77	2,92	2,95
SL	PO	ČR	MA	USA	VB	HO	N

Průměry na škále (1-vlastní příjem hluboko pod průměrem, 5-vlastní příjem vysoko nad průměrem). Země spojené čarou se od sebe v průměrné hodnotě dané proměnné neliší. Simultánní porovnání průměrů, Scheffého metoda, $\alpha = 0,1$.

Tabulka 14. Součet procent odpovědí „něco nad průměrem“ a „vysoko nad průměrem“ u otázek na srovnání vlastního příjmu s příjmy ostatních lidí, s příjmy lidí se stejnou úrovní vzdělání a kvalifikace, s příjmy lidí s podobným zaměstnáním (profesí)

	ostatní	stejně vzdělání	podobné zaměstnání
Německo	41,7	26,2	16,0
Holandsko	42,5	23,0	18,8
Velká Británie	22,8	18,5	14,2
USA	29,2	25,8	16,6
Maďarsko	19,0	11,1	6,3
Polsko	13,3	10,2	8,0
Slovinsko	16,6	10,9	7,2
Česká republika	11,5	13,1	6,0

Tabulka 17. Spokojenost s příjmem jako funkce adjustovaného příjmu a jeho druhé mocniny, ekonomické tísně, zásluhových indikátorů, demografických charakteristik, srovnání s referenčními skupinami a roku: parametry regresního modelu odhadnuté na spojeném souboru a z nich odvozené parametry pro jednotlivé roky

Proměnná	oba roky	1991	1995
rok (1995 = 1)	-0,2712	-	-
adjustovaný příjem	0,0615	0,0615	0,1121
(adjustovaný příjem) ²	0,0017	0,0017	-0,0019
adjustovaný příjem * rok	0,0506	-	-
(adjustovaný příjem) ² * rok	-0,0036	-	-
ekonomická tíseň	-0,4294***	-0,4294***	-0,4294***
vyučení	-0,1562	-0,1562	-0,1562
maturita	-0,2892	-0,2892	-0,2892
vysoká škola	-0,6406*	-0,6406*	0,0030
vysoká škola * rok	0,6436*	-	-
socioekonomický status	0,0011	0,0011	0,0011
pohlaví (muž = 1)	-0,0269	-0,0269	-0,0269
mladí (18-29 = 1)	-0,0254	-0,0254	-0,0254
střed (30-44 = 1)	-0,3138*	-0,3138*	-0,0008
střed * rok	0,3130 (*)	-	-
srovnání se zaslouženým příjmem	0,6419***	0,6419***	0,6419***
srovnání s ostatními	0,4249***	0,4249***	0,4249***
srovnání se stejně vzdělanými	0,1038	0,1038	0,1038
srovnání v rámci profese	0,1218 (*)	0,1218 (*)	0,1218 (*)
konstanta	5,3070***	5,3070***	5,0358***
R ²	0,3173	-	-

Symbole (*), *, **, *** označují po řadě významnosti na hladině α , kde $0,05 < \alpha < 0,1$; $0,01 < \alpha \leq 0,05$; $0,001 < \alpha \leq 0,01$; $\alpha \leq 0,001$.

Všechny koeficienty jsou nestandardizované. Regrese je založena na 1 064 případech.

Tabulka 18. Spokojenost s příjmem jako funkce logaritmu adjustovaného příjmu, ekonomické tísně, zásluhových indikátorů, demografických charakteristik, srovnání s referenčními skupinami a roku: parametry regresního modelu odhadnuté na spojeném souboru a z nich odvozené parametry pro jednotlivé roky

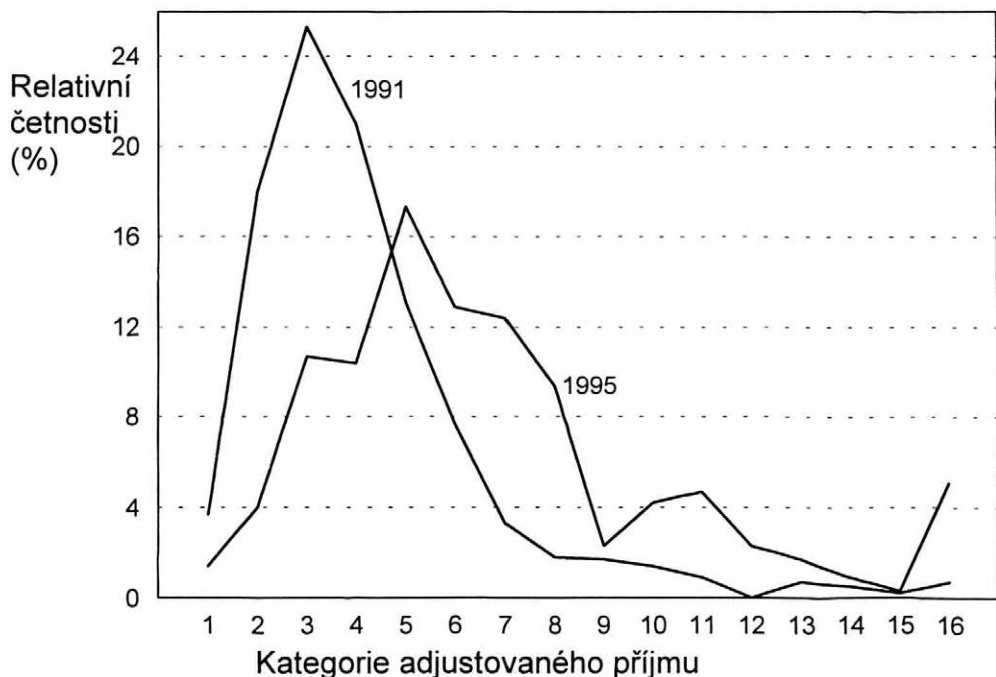
Proměnná	oba roky	1991	1995
rok (1995 = 1)	-0,3147	-	-
ln (adjustovaný příjem)	0,3033	0,3033	0,4299
ln (adjustovaný příjem) * rok	0,1266	-	-
ekonomická tíseň	-0,4408***	-0,4408***	-0,4408***
vyučení	-0,1705	-0,1705	-0,1705
maturita	-0,3120	-0,3120	-0,3120
vysoká škola	-0,6771*	-0,6771*	-0,0064
vysoká škola * rok	0,6707*	-	-
socioekonomický status	0,0009	0,0009	0,0009
pohlaví (muž = 1)	-0,0513	-0,0513	-0,0513
mladí (18-29 = 1)	-0,0103	-0,0103	-0,0103
střed (30-44 = 1)	-0,3048*	-0,3048*	-0,0020
střed * rok	0,3028(*)	-	-
srovnání se zaslouženým příjmem	0,6391***	0,6391***	0,6391***
srovnání s ostatními	0,4196***	0,4196***	0,4196***
srovnání se stejně vzdělanými	0,1086	0,1086	0,1086
srovnání v rámci profese	0,1259(*)	0,1259(*)	0,1259(*)
konstanta	5,2555***	5,2555***	4,9408***
R ²	0,3165	-	-

Symbole (*), *, **, *** označují po řadě významnosti na hladině α , kde $0,05 < \alpha < 0,1$; $0,01 < \alpha \leq 0,05$; $0,001 < \alpha \leq 0,01$; $\alpha \leq 0,001$.

Všechny koeficienty jsou nestandardizované. Regrese je založena na 1 064 případech.



Graf 1. Rozdělení kategorií adjustovaného příjmu

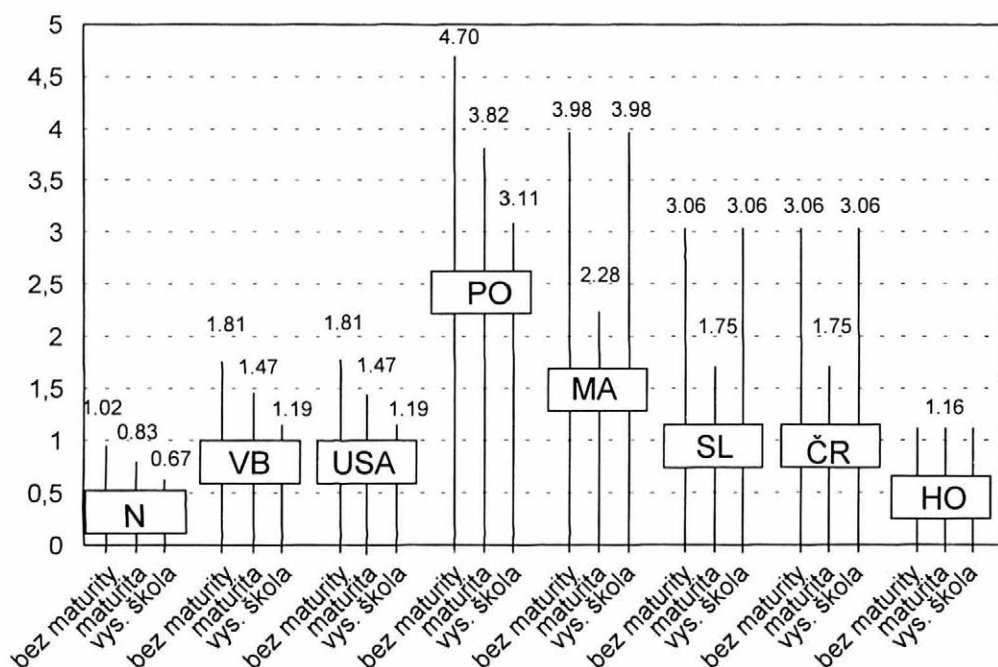


průměr: 1991 = 2 938; 1995 = 4 262

standardní odchylka: 1991 = 1 430,11; 1995 = 2 416,49

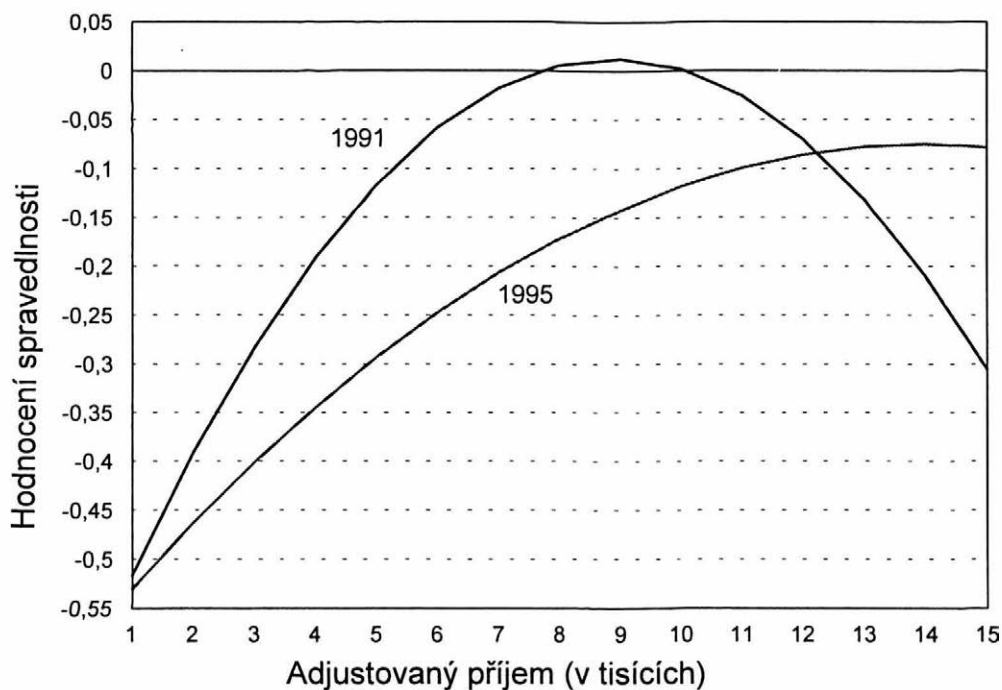
Kategorie (v Kč): 1 = (do 1 500), 2 = (1 500, 2 000), 3 = (2 000, 2 500),
 4 = (2 500, 3 000), 5 = (3 000, 3 500), 6 = (3 500, 4 000), 7 = (4 000, 4 500),
 8 = (4 500, 5 000), 9 = (5 000, 5 500), 10 = (5 500, 6 000), 11 = (6 000, 6 500),
 12 = (6 500, 7 000), 13 = (7 000, 7 500), 14 = (7 500, 8 000), 15 = (8 000, 8 500),
 16 = (8 500+).

Graf 2. Riziko pocitu nespravedlivého podhodnocení z logitových modelů, rok 1991
Číslo v grafu je poměr četností „jsem zaplacen méně, než zasloužím“ a „nejsem zaplacen méně, než zasloužím“



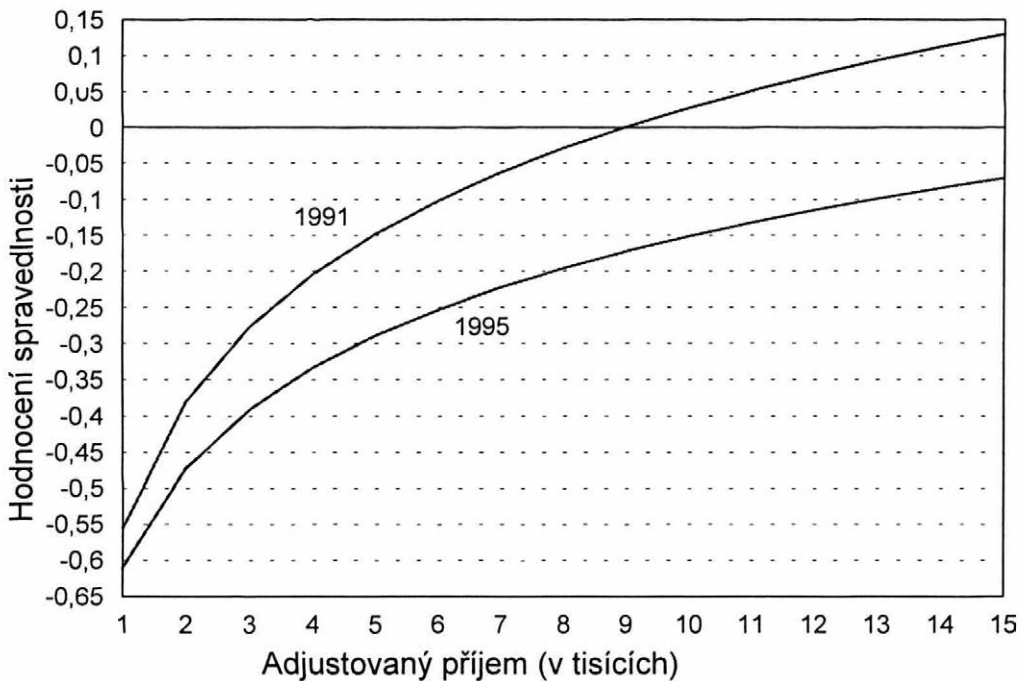
Legenda: N = Německo (pouze staré spolkové země), VB = Velká Británie, USA = Spojené státy americké, PO = Polsko, MA = Maďarsko, SL = Slovinsko, ČR = Česká republika, HO = Holandsko.

Graf 3. Hodnocení spravedlnosti jako parabolická funkce adjustovaného příjmu



Za ostatní kontrolní proměnné jsou v regresní rovnici dosazeny jejich výběrové průměrové hodnoty.

Graf 4. Hodnocení spravedlnosti jako logaritmická funkce adjustovaného příjmu



Za ostatní kontrolní proměnné jsou v regresní rovnici dosazeny jejich výběrové průměrové hodnoty.

Summary

Although incomes rose faster than inflation, this was reflected only in people's satisfaction with their incomes and not in their evaluation of the justice of their incomes. The justice evaluation which indicates the acceptability of the distributive system, norms and limits on earning money did not worsen, but only because incomes rose faster than inflation, since the same adjusted income seemed less fair in 1995 than in 1991. While the level of income had no significant influence on income satisfaction, it was a very important factor in evaluations of justice. Nevertheless, we were not able to choose a unique model for the relation between justice evaluation and income.

Czech Women in the Labor Market, Work, and Family in a Transition Economy

NICOLE KOZERA

Vydal Sociologický ústav AV ČR,
Jilská 1, Praha 1,
fax (02) 24 22 02 78,
e-mail socmail@soc.cas.cz

Vyšlo v edici „Working Papers“ WP 97:6

Jednotlivé výtisky můžete objednat na výše uvedené adrese

Cena 77,- Kč (5 USD)

Shrnutí: Tato studie zjišťuje změny postavení českých žen na trhu práce od roku 1989 do roku 1997. Zkoumá, jaký vliv měl přechod od plánované k tržní ekonomice na pracovní a rodinné povinnosti žen. Hlavními zdroji dat byly rozhovory s českými ženami, které autorka zpracovala pomocí kvalitativních metod. Na základě vyhodnocení proměnných, jako jsou platové rozdíly, účast žen na trhu práce, přístup k rodině a práci, dochází autorka k závěru, že na trhu práce nedošlo pro ženy k zásadním změnám, ale pouze k určitým dílčím – pozitivním i negativním – změnám některých segmentů pracovního trhu. (Vychází v angličtině.)

Problém vztahu religiozity a anomie*

TOMÁŠ KATRŇÁK**

Škola sociálních studií Filozofické fakulty Masarykovy Univerzity, Brno

The Problem of the Relation between Religiousness and Anomie

Abstract: This study is based on the presumption of a similar distribution of religiousness and anomie in the same categories of social stratification. The author specifically discusses Catholic religiousness and anomie in Srole's context. The aim in this study is to explain the high degree of Catholic religiousness and Srole's anomie present at the same time in the same social categories, such as the elderly, the poor, the lower class and those with lower educational background.

Sociologický časopis, 1998, Vol. 34 (No. 1: 87-97)

Úvod do výzkumného problému, aneb teoretická východiska artikulující předpoklad práce

V nedávno publikované stati [Rabušic, Mareš 1996] byl do české sociologie uveden metodologický nástroj vytvořený v padesátých letech na půdě americké sociologie [Srole 1956] pro měření anomie. Autory bylo konstatováno,¹ že „Sroleův index anomie funguje i v českém prostředí“ [Rabušic, Mareš 1996: 185]. Sroleův index anomie² byl použit v českém prostředí dvakrát. Jednou na souboru brněnské populace během listopadu 1994 a podruhé v červnu 1995 na souboru celé České republiky. V obou případech se jednalo o reprezentativní soubory a v obou případech byly zjištěny velmi podobné výsledky, které naznačují, že „v české populaci existuje nemalý podíl těch, kteří mohou být na základě Sroleho testu anomie označeni jako anomické osoby“ [Rabušic, Mareš 1996: 180].

Anomické pocity, jak zjistili autoři, nejsou v české společnosti rozloženy rovnoměrně, nýbrž varíují ve vztahu s určitými proměnnými. Obecně lze konstatovat, že se tyto pocity zvyšují směrem k menším sídlům, se vzrůstajícím věkem jedinců a s klesající úrovní jejich vzdělání. Dále se zvyšují s přiřazením se k nižší třídě a se vzrůstajícími pocity chudoby. Vyšší anomie se také vyskytuje mezi ekonomicky neaktivními jedinci a

*) Předkládaná stať je zkrácenou a upravenou verzí stejnojmenné bakalářské práce [Katrňák 1997], která byla obhájena na Škole sociálních studií FF MU v Brně v letní semestru 1997. V tomtéž roce byla také oceněna v soutěži o stipendium Inocence Arnošta Bláhy prvním místem. Děkuji všem, kteří mi ať přímo, nebo nepřímo pomohli při jejím vzniku. Zvláště pak mé díky patří vedoucímu práce PhDr. Liboru Musilovi, CSc. a konzultantovi práce Doc. PhDr. Ladislavu Rabušicovi, CSc. Celá práce je dostupná v knihovně ŠSS FF MU v Brně.

**) Veškerou korespondenci posílejte na adresu: Tomáš Katrňák, Merhautova 139, 613 00 Brno.

¹) Na podkladě pečlivého ověření jak vnitřní validizace indexu anomie, tak i validizace vnější, která byla ověřována pomocí předpokládaných vztahů mezi některými proměnnými a pocity anomie.

²) V původním Sroleově kontextu je hovořeno o škále. V mém dalším textu nebudu pracovat s tímto pojmem, nýbrž budu používat pojem Sroleův index anomie (SIA). Proč je přesnější používat pojem index než škála ukázali – opíraje se o nálezy stati *Anomia and Eunomia: A Methodological Evaluation on Srole's Anomia Scale* [Miller, Buttler 1966] – autoři Rabušic a Mareš ve své práci [1996].

mezi důchodci. Ovšem všechny tyto proměnné nevarují pouze ve vztahu s anomii, nýbrž i ve vztahu s jinými sociálními fenomény. A jedním z nich je i fenomén religiozity. Podívejme se nyní, jak tyto proměnné působí na religiozitu.³

Výzkumy náboženskosti ukazují [Kadlecová 1965a, 1965b, 1967; Křenek, Pavlincová a Podveská 1982; Foret 1986; Houston 1992; *European...* 1991], že religiozita je v české populaci ovlivňována podobnými proměnnými jako anomie. Věřící mají převahu mezi staršími věkovými skupinami. Autoři Křenek, Pavlincová a Podveská [1982: 127] dokonce konstatují, že „čím je skupina věkově starší, tím je religióznější“. Jednoznačně religióznější jedinci převládají v menších obcích a dle Kadlecové [1965b: 143; 1967] je mezi nimi „katastrofální nedostatek inteligence a lidí s vyšším vzděláním...“. Výzkumy religiozity rovněž naznačují, že existuje přesvědčivý vztah mezi religiozitou a neutěšeným materiálním zabezpečením rodiny. Kadlecová píše, že „mezi lidmi, kteří hodnotí hospodářskou situaci své rodiny jako obtížnou, je jen 10 % ateistů, zato však 50 % věřících“ [Kadlecová 1967: 59; 1965b]. Z hlediska profese vyšší stupeň religiozity převládá mezi zemědělskými pracovníky, ženami v domácnosti a důchodci [Kadlecová 1965b, 1967; Křenek, Pavlincová a Podveská 1982]. Tyto nálezy potvrzuje i Foret analýzou dat výzkumu religiozity, který byl realizován FSÚ v roce 1980, když píše: „Věřící jsou častěji ženy, lidé se základním vzděláním, bez vyučení, pracující rolníci, důchodci a ženy v domácnosti, lidé starší šedesáti let, občané slovenské národnosti nebo žijící na Slovensku, ovdovělí“ [Foret 1986: 70].

Z hlediska výše zmíněných skutečností nyní přistupme k formulaci předpokladu, od něhož se tato práce bude odrážet. Jelikož se zdá, že sociální fenomény anomie a religiozity jsou v české populaci velmi podobně stratifikovány, je tento předpoklad zakotven v poznatku, že *se vzrůstajícím věkem, se snižující se velikostí bydliště, se snižující se úrovní vzdělání a s obecně se snižujícím sociálním a ekonomickým statusem vzrůstá v české populaci na jedné straně míra anomie a na straně druhé míra religiozity.*

Na začátku této stati tedy stojí problém vztahu dvou sociálních fenoménů – anomie a religiozity. Jak jsme viděli, z teorie vyplývá, že se religiozita a anomie vyskytují na stejných místech sociální struktury české společnosti. Cílem této stati je porozumět vztahům mezi religiozitou a anomii z hlediska jejich zakotvení na identickém místě v sociální struktuře společnosti, a takovým způsobem přispět k poznání jejich společenské podmíněnosti. Základní výzkumná otázka práce zní: *Existuje vztah mezi náboženskými postoji a anomii v české populaci? Jaké povahy je tento vztah?*

Ještě dodávám, že oba tyto fenomény byly během historie sociologie několikrát zkoumány, a to ne nevýznamnými sociology. Vycházejí z těchto zkoumání musím ovšem konstatovat, že by se tyto dva fenomény měly jevit „zdravému sociologickému rozumu“ spíše jako vylučující se než jako existující ve stejných sociálních kategoriích.

³) Výzkumů vztahujících se k problému religiozity bylo provedeno u nás několik. Musím ovšem konstatovat, že žádný z nich nemůže nebýt poznamenán dobou svého vzniku. V dalším textu se budu opírat o výzkum Kadlecové [1965a, 1965b, 1967], o výzkumy religiozity realizované v 70. a 80. letech při Federálním statistickém úřadu v Praze [Foret 1986, 1988] a o výzkum provedený v Ústavu pro výzkum společenského vědomí ČSAV v Brně [Křenek, Pavlincová, Podveská 1982]. Jelikož jsem si vědom, že se jedná o výzkumy staršího data, snažil jsem se (do jisté míry) ověřovat jejich hodnověrnost vnějším srovnáním s některými nálezy z novějších, i když nepublikovaných výzkumů *Evangelizace v České a Slovenské republice po odstranění marxistické filosofie* [Houston 1992] a *European Value System Study* [European... 1991].