
Finanční a nefinanční návratnost vzdělání v době vzdělanostní expanze v České republice*

TOMÁŠ DOSEDĚL, TOMÁŠ KATRŇÁK**

Fakulta sociálních studií, Masarykova univerzita, Brno

Economic and Non-economic Returns to Higher Education during a Period of Educational Expansion in the Czech Republic

Abstract: The article explores returns to education during a period of educational expansion in the Czech Republic. The authors analyse the consequences of the educational expansion that occurred between 2000 and 2014 and its effect on economic and non-economic returns to education. The number of people with a university degree almost doubled between 2000 and 2014 in the Czech Republic. It is analysed whether this caused an inflation of education at the Czech labour market, or whether highly educated people are still employable in prestigious and well-paid jobs due to technological changes. The data used in the analysis are drawn from the Czech Labour Force Survey and the Survey of Average Earnings in the Czech Republic. Both sources support the theory of technological change over the theory of inflation of education. In the Czech Republic, returns to education did not decrease but slightly increased during the period analysed. The Czech labour market is undergoing technological changes. It is therefore not yet sufficiently saturated with university-educated employees and it was capable of offering them jobs with appropriate socioeconomic status, adequate job security, and a substantially higher salary both during and after the period of educational expansion.

Keywords: returns to education, educational expansion, inflation of education, technological change, human capital

Sociologický časopis / Czech Sociological Review, 2017, Vol. 53, No. 5: 693–718

<https://doi.org/10.13060/00380288.2017.53.5.361>

Terciární část českého vzdělávacího systému od roku 2000 výrazně expanduje. V současné době získává maturitní vzdělání většina mladých lidí (více jak dvě třetiny ze všech absolventů středního školství). Do vysokoškolského vzdělání přechází asi 90 % maturantů a vysokou školu dokončí více jak 60 % z nich [OECD

* Práce na článku byla podpořena grantovým projektem GAČR: Dynamika změny v české společnosti (č. GB14-36154G).

** Veškerou korespondenci posílejte na adresu Mgr. Ing. Tomáš Doseděl, doc. PhDr. Tomáš Katrňák, Ph.D., Katedra sociologie, Fakulta sociálních studií, Masarykova univerzita, Joštova 10, 602 00 Brno, e-mail: dotomas@mail.muni.cz, katrnak@fss.muni.cz.

2014]. V populaci roste podíl lidí s vyšším stupněm vzdělání a průměrná vzdělanost se zvyšuje.¹

V tomto textu se zabýváme návratností terciárního vzdělání na českém trhu práce. Návratnost vzdělání (*return to education*) je koncept, který označuje přínos vzdělání jak jeho držitel, tak širší společnosti. Ze sociologických výzkumů je známo, že vzdělanější lidé jsou nejen zdravější, ale mají také vyšší naději dožití [Ross, Wu 1995]. Práci berou jako formu seberealizace, nikoli jako rutinní činnost nezbytnou k získání finančních prostředků [Halman, Müller 2006]. Liší se vzorci manželského párování [Katrňák, Kreidl, Fónadová 2004; Katrňák 2008a, 2008b], jejich politické názory jsou poměrně stabilní, bez výkyvů k extrémistickým stranám [Kam, Palmer 2008] a subjektivně jsou také šťastnější než lidé s nižším vzděláním [Stevenson, Wolfers 2008].² Sociálně stratifikační výzkumy navíc ukazují, že vzdělání je jednou z nejsilnějších determinant pozic na trhu práce [Blau, Duncan 1967; Breen 2004; Erikson, Goldthorpe 1992]. Investují-li tedy vlády národních států do expanze vyšších vzdělanostních stupňů, investují nejen do vyšší kvality života populace, ale také ovlivňují obsazování pozic na trhu práce [Bernardi, Ballarino 2014]. Otázkou pak je, jak se mění role vzdělání v získávání zaměstnání neboli jak vzdělání funguje při obsazování pozic na trhu práce.

Návratnost vzdělání se dělí na sociální a individuální [Harmon 2011; Hout 2012; Mazouch, Fischer 2011]. Sociální návratnost označuje přínosy vzdělání pro společnost, jako je nižší kriminalita, vyšší HDP, zdravější populace nebo vyšší sociální koheze. Individuální návratnost vzdělání pak zahrnuje přínosy pro jednotlivce spojené s trhem práce, jako je vyšší ekonomický příjem, prestižnější a kvalitnější zaměstnání nebo nižší riziko nezaměstnanosti. V tomto textu se věnujeme individuální návratnosti vzdělání. V souladu s Harmonem [2011] ji dělíme na návratnost finanční (*economic return to education*), která je vyjádřena příjmem za práci, a nefinanční (*non-economic* nebo *non-monetary return to education*), která zahrnuje kvalitu a jistotu zaměstnání.

Nefinanční přínosy vzdělání zkoumáme na datech *Výběrového šetření pracovních sil* (VŠPS) z let 2000 až 2014, která jsme získali od Českého statistického úřadu. Finanční přínosy analyzujeme na datech *Šetření o průměrném výděлку* (ISPV) ze stejného období (2000 až 2014), která jsme ve formě korelačních matic získali od firmy Trexima (data jsou sbírána pro Ministerstvo práce a sociálních věcí ČR). Jedná se o data ze statistických hlášení zaměstnavatelů; netrpí tedy

¹ V roce 1950 mělo střední vzdělání s maturitou 5 % lidí, v roce 1980 17 % a v roce 2011 to bylo 31 % [ČSÚ 2012]. Se započtením nematuritních oborů sekundárního vzdělávání dosáhl podíl osob se sekundárním vzděláním 14,9 % v roce 1950, 49,5 % v roce 1980 a 64,2 % v roce 2011. Ve stejných letech evidoval ČSÚ v české populaci 0,9 % (v roce 1950), 5 % (v roce 1980) a 12,5 % (v roce 2011) lidí s vysokoškolským vzděláním (jedná se o údaje za celou populaci starší 18 let včetně seniorů, kteří už trh práce opustili).

² Podrobné srovnání přínosů vyššího vzdělání přináší např. Harmon [2011], Hout [2012] nebo Pallas [2006].

nízkou relevancí příjmových dat, která je obvyklá u dotazníkových šetření mezi zaměstnanci.

Jelikož v minulých patnácti letech na českém pracovním trhu výrazně vzrostl počet vysokoškolsky vzdělaných osob, testujeme, zda pro český pracovní trh platí inflační teorie (pokles návratnosti vzdělání v důsledku převisu vysokoškoláků), nebo teorie technologické změny (stabilita, nebo dokonce růst návratnosti vzdělání v důsledku technologických změn na trhu práce). Naše výzkumné otázky zní: Mění se finanční a nefinanční návratnost vzdělání v letech 2000 až 2014, kdy český vzdělávací systém prochází výraznou vysokoškolskou expanzí? Devaluje hodnota vyššího vzdělání? Přestává být vysokoškolské vzdělání jistotou odpovídajícího zaměstnání a adekvátního příjmu?

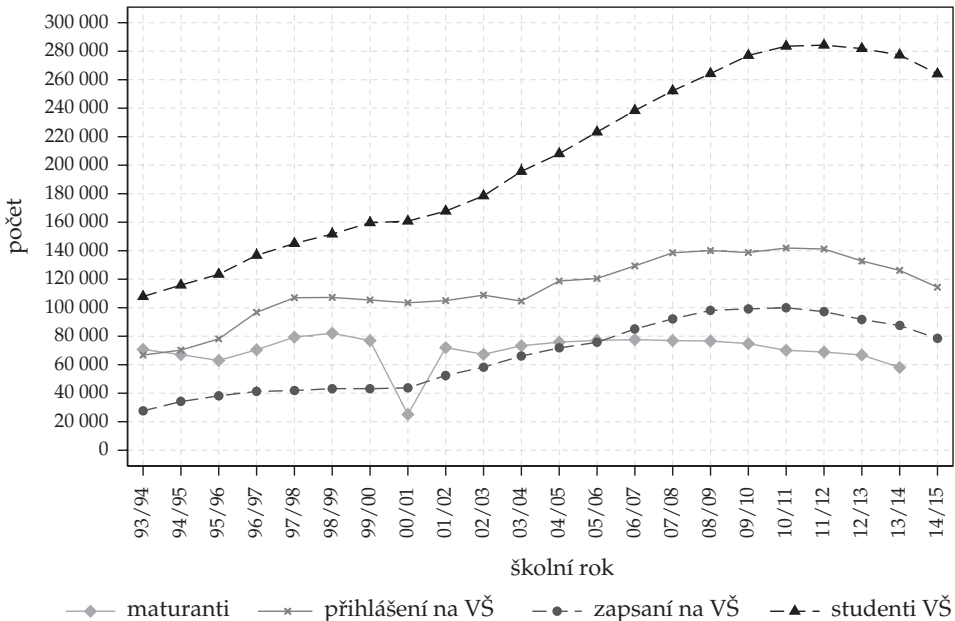
Stať má následující strukturu: Nejprve se zabýváme expanzí terciárního stupně vzdělávacího systému v České republice. Poté představujeme dvě teorie vývoje návratnosti vyššího vzdělání – teorii predikující inflaci hodnoty vzdělání a teorii technologické změny na trhu práce. Obě teorie vedou k odlišným předpokladům, které v analytické části testujeme. Naše závěry ukazují, že ani přes nárůst počtu absolventů vysokých škol nedochází k inflaci vysokoškolského vzdělání. Vysokoškoláci po celé sledované období zastávali v průměru stejně „kvalitní“ zaměstnání; ve srovnání s jinými vzdělanostními skupinami mají výrazně nižší míru nezaměstnanosti a finanční návratnost jejich vzdělání ve sledovaném čase mírně roste. Inflační teorii zamítáme. Naše zjištění podporují platnost teorie technologické změny: návratnost vzdělání v letech 2000 až 2014 neklesá, protože český trh práce se proměňuje a zvyšující se počet vysokoškoláků velmi dobře absorbuje.

Expanze českého vzdělávacího systému po roce 1989

Před rokem 1989 omezovaly přístup k vysokoškolskému vzdělání třídní a politická příslušnost rodičů [Kreidl 2008; Simonová 2011; Zelenka, Koucký, Kovařovic 2011] a nízká kapacita vysokých škol. Studium na vysoké škole navíc podléhalo (stejně jako zbytek společnosti) centrálnímu plánování. Po pádu komunistického režimu došlo k uvolnění většiny omezení, počet studentů vysokých škol však nijak zásadně nevzrostl.

I když podíl vysokoškoláků v české společnosti od roku 1989 kontinuálně roste, výraznější změna nastává až na přelomu tisíciletí, kdy byla podepsána Boloňská deklarace,³ která doporučila signatářským zemím rozdělit vysokoškolské vzdělání na tři stupně: široce dostupný bakalářský, selektivnější magisterský (stupeň 5 mezinárodní klasifikace vzdělání ISCED) a vědecký postgraduální (stu-

³ Evropský vzdělávací prostor: Společné prohlášení ministrů školství evropských zemí v Boloni 19. června 1999.

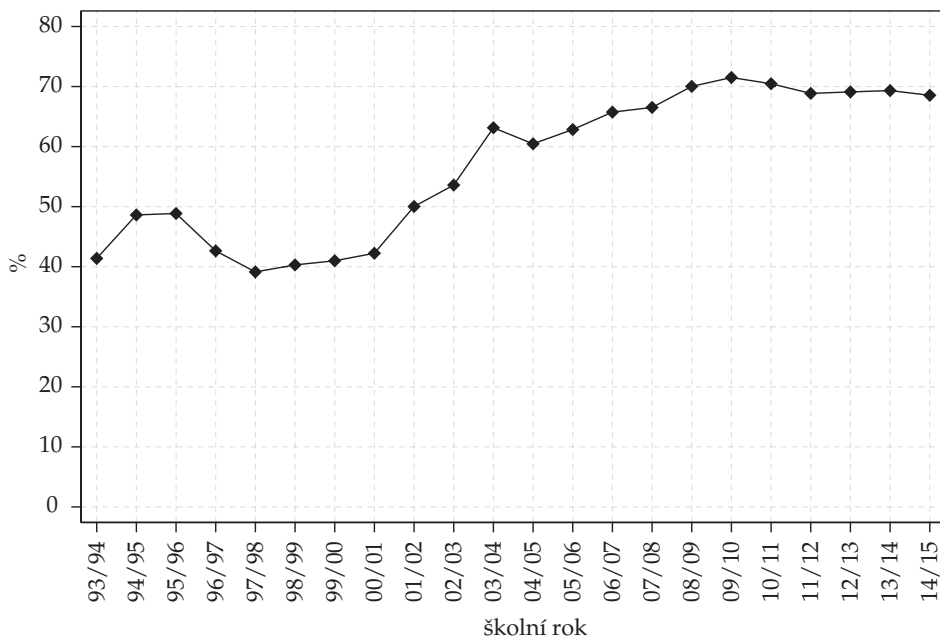
Graf 1. Maturanti, přihlášení a zapsaní na VŠ a studenti VŠ ve školních letech 1993 až 2014 v ČR (absolutní počet)

Zdroj dat: MŠMT 2002, 2006, 2010, 2015.

peň 6 ISCED).⁴ Rozdělení pětiletých magisterských oborů na dva stupně umožnilo vysokým školám výrazně otevřít vzdělávací systém širšímu okruhu zájemců. Kogan [2012] uvádí jako další důvod vzdělanostní expanze vznik nových oborů a nových univerzit (soukromých a zejména menších regionálních). Zatímco v akademickém roce 1993/1994 bylo na českých vysokých školách necelých 110 tisíc studujících, v roce 2000/2001 to bylo 160 tisíc a v roce 2011/2012, kdy expanze vysokoškolského studia vrcholí, to bylo více jak 280 tisíc studujících (srov. Graf 1). S podobnou intenzitou roste počet každoročně přihlášených a zapsaných do vysokoškolského studia. V akademickém roce 2000/2001 se hlásilo na vysoké školy asi 100 tisíc uchazečů a zapsalo se o něco více jak 40 tisíc studujících, v akademickém roce 2011/2012 se hlásilo více jak 140 tisíc uchazečů a zapsalo se téměř 100 tisíc studujících. Počet maturantů se přitom mezi roky 2000 až 2006 výrazněji

⁴ Uvedená klasifikace vychází z ISCED verze 1997, tedy před Boloňskou deklarací. Nová verze ISCED 2011 rozlišuje jednotlivé stupně terciárního vzdělávání (Bc. – ISCED 6, Mgr. – ISCED 7, Ph.D. – ISCED 8), do empirického výzkumu ale proniká až po roce 2014.

Graf 2. Úspěšnost uchazečů o studium na VŠ (%) v období 1993 až 2014 v ČR



Zdroj dat: MŠMT 2002, 2006, 2010, 2015.

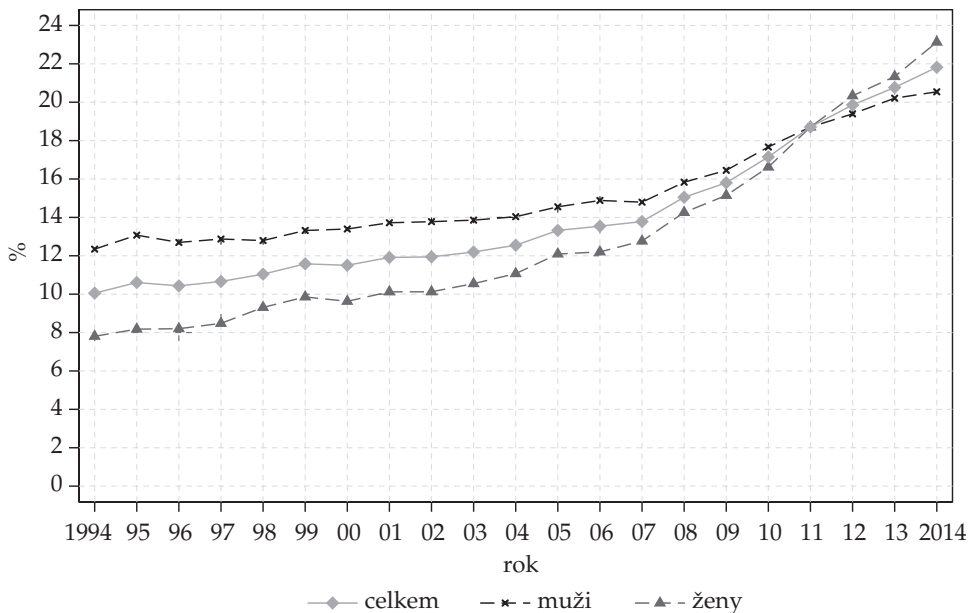
neměnil, od roku 2007 navíc postupně klesá, a to především v důsledku demografických změn, k nimž došlo po roce 1989.⁵

Zvýšení nabídky vysokoškolského studia se setkalo se zvýšenou poptávkou ze strany maturantů. Vysokoškolské vzdělání získalo na atraktivitě zejména jako alternativní náplň života mladých dospělých a jako nezbytná kvalifikace usnadňující vstup na rychle se proměňující trh práce. V rámci ekonomické transformace došlo k rozvoji sektoru služeb, příchodu poboček zahraničních společností, zavádění výpočetní techniky, což vedlo ke zvýšeným nárokům na přípravu pracovní síly. Zatímco v devadesátých letech 20. století variovala úspěšnost přechodu do denního studia vysoké školy mezi 40 a 50 % (viz Graf 2, počítáno jako poměr přihlášení versus zapsaní na VŠ), od roku 2000 tato úspěšnost roste a v akademickém roce 2014/2015 dosahuje téměř 70 %.

Expanze českého vzdělávacího systému vede k proměně vzdělanostní struktury české populace [ČSÚ 2015a]. Graf 3 ukazuje, že zatímco v roce 1994

⁵ Skokové snížení počtu maturantů ve školním roce 2000/2001 je způsobeno zavedením povinné deváté třídy základní školy v roce 1996/1997.

Graf 3. Absolventi vysokoškolského studia (25–64 let) v období 1994 až 2014 v ČR (%)



Zdroj dat: VŠPS 2016.

bylo v ČR 10 % obyvatel ve věku 25–64 let s vysokoškolským vzděláním (stupeň ISCED 5 a 6), v roce 2014 byl podíl vysokoškoláků v této věkové skupině téměř 22 % (srov. Graf 3). Ženy zasáhla vzdělanostní expanze výrazněji než muže, což znamená změnu poměru mužů a žen s vysokoškolským vzděláním. Zatímco podíl vysokoškolsky vzdělaných mužů se v populaci 25–64 let zvýšil asi 1,7krát (z 12,3 % v roce 1994 na 20,5 % v roce 2014), u vysokoškolsky vzdělaných žen vzrostl téměř 3krát (ze 7,8 % v roce 1994 na 23,1 % v roce 2014). Podíl vysokoškoláček tedy ve sledovaném období rostl 1,76krát rychleji než podíl vysokoškoláků.

Lze předpokládat, že se podíl vysokoškoláků bude na trhu práce zvyšovat i nadále, dokud se Česká republika nepřiblíží vzdělanostním strukturám ekonomicky vyspělých zemí Evropské unie. Zpráva Eurostatu například uvádí, že ve věkové skupině 24–29 let má v české populaci vysokoškolské vzděláním 24,3 % obyvatel, zatímco tento podíl napříč zeměmi Evropské unie činí 31,6 %. Ve vyšších věkových skupinách je z důvodu pozdější expanze českého vzdělávacího systému rozdíl ještě markantnější (např. věková skupina 35–39 let: podíl v ČR 15,9 %; podíl v EU 30,1 % [Eurostat 2012]).

Ukončením formálního vzdělávání navíc vzdělávací trajektorie nekončí. Jak ukázaly Simonová a Hamplová [2016], zapojení se do celoživotního vzdělávání

silně závisí na původním vzdělání; celoživotního vzdělávání se účastní výrazně více absolventi vysokých škol (28,8 % mužů, 26,8 % žen) než absolventi maturitních oborů středních škol (20,9 % mužů, 22,9 % žen) a učebních oborů (8,1 % mužů, 6,0 % žen). Vysokoškoláci tak v průběhu života svůj vzdělanostní náskok prostřednictvím celoživotního vzdělávání ještě zvyšují.

Inflace vzdělání, nebo technologická změna?

Všechny sociálně stratifikační modely prokazují souvislost mezi dosaženým vzděláním a pozicí na trhu práce [Matějíč 2005]. Sociální badatelé rozlišují mezi certifikační a signalizační funkcí vzdělání. Certifikační funkce vzdělání znamená, že jeho nositel je vybaven určitými naučenými znalostmi a dovednostmi. Signalizační funkce vzdělání odkazuje k hlubším kognitivním schopnostem, jako je sledování určitého cíle po dobu několika let, dlouhodobější plánování si práce nebo orientace v mezinárodním prostředí [Brožová 2003; Harmon, Oosterbeek, Walker 2003; Hout 2012; Jackson, Goldthorpe, Mills 2005].

V sedmdesátých letech 20. století západoevropské země začínají procházet masivní vzdělanostní expanzí. Jako reakce na tuto situaci vznikají dvě sociologické teorie – teorie inflace vzdělání a teorie technologické změny [k oběma přístupům srov. Bernardi, Ballarino 2014].

Teorie předpokládající inflaci vzdělání (*credential inflation*) je založena na ekonomických zákonech. Pokud je na některém trhu přebytek zboží, v našem případě přebytek vysokoškoláků na trhu práce, dochází k poklesu jeho hodnoty. Aby příslušníci nové kohorty absolventů získali stejně kvalitní zaměstnání jako reprezentanti kohort předchozích, musí dosáhnout buď vyššího vzdělání, nebo ke vzdělání získat další (jinou) kompetitivní výhodu oproti ostatním [Bourdieu, Passeron 1990; Bourdieu 1996; Keller, Tvrdý 2008; Van de Werfhorst 2005]. Ti, kterým se to nepovede, pak přijímají kvůli vysoké konkurenci místa určená původně méně kvalifikovaným zaměstnancům, která nejsou příliš prestižní a jsou také hůře finančně ohodnocená [Burriss 1983; Kivinen, Ahola 1999; Morrison Paul, Siegel 2001; Nelson, Phelps 1966; Welch 1970].

Kontradiktorní teorie poukazuje na probíhající technologickou změnu, která pracovní trh proměňuje směrem ke zvýhodňování kvalifikovanějších pracovníků (*skill-biased technological change*). Zavádění moderních technologií vyžaduje zaměstnance, kteří díky své vyšší kvalifikaci s těmito technologiemi umějí pracovat. Berman, Somanathan a Tan [2005] vidí technologie jako hlavní důvod zvýšené poptávky po absolventech vysokých škol. Acemoglu [2002] uvádí, že technologická změna probíhá přinejmenším od dob průmyslové revoluce, rozděluje ji ale na dvě období. Nejprve docházelo prostřednictvím fordizace výrobního procesu ke zvýšení poptávky po nekvalifikovaných dělnících do pásové výroby a teprve v druhé polovině 20. století, zejména vlivem zavádění výpočetní techniky, dochází opět k poptávce po vysoce kvalifikovaných zaměstnancích. Počítač

už nedokáže obsluhovat zaučený dělník, zaměstnavatel musí najmout alespoň středoškoláka, lépe však absolventa vysoké školy. Technologické změny na trhu práce prospívají absolventům vyšších stupňů vzdělání; na druhé straně vzdělanostního spektra však dochází k útlumu. Práce nekvalifikovaných dělníků je nejprve nahrazena stroji, s rozvojem levné dopravy a globalizace světové ekonomiky se pak navíc přesunuje do zemí s levnou pracovní silou [Ábrahám 2008; Card, Dinardo 2002; Morrison Paul, Siegel 2001]. Oesch [2013] k tomu dodává, že nejvíce nejsou ohroženi nekvalifikovaní zaměstnanci – ti nacházejí práci v rozvíjejícím se sektoru služeb –, ale zaměstnanci vykonávající rutinní práci, která je snadno nahraditelná stroji.⁶

I když by se mohlo zdát, že teorie technologické změny v současném sociologickém i ekonomickém diskursu dominuje, některé studie její platnost zpochybňují. Aamodt a Arnesen [1995] předpokládají, že expanze vysokoškolské části vzdělávacího systému slouží především jako ochrana středoškoláků před nezaměstnaností. Na trhu práce není dostatek pracovních pozic pro středoškoláky, což znamená, že jejich nezaměstnanost by byla bez vzdělanostní expanze velmi vysoká. Kivinen a Ahola [1999] poukazují na fakt, že nemalé procento absolventů vysokých škol zaměstnává stále více rozbujeý sociální stát. V tomto případě se jedná spíše o změnu byrokratickou, kdy stát v roli zaměstnavatele stanoví povinnou vysokoškolskou kvalifikaci i pro pozice, kde není nutná z důvodu technologické změny. Baranowska-Rataj a Unt [2012] na polských a estonských datech ukázaly, že v postsocialistických zemích není pracovní trh absolventy vysokých škol zatím natolik saturován, aby návratnost vzdělání více závisela na absolvovaném oboru než na jeho stupni, jako je tomu například v Norsku. Štefánik [2014] porovnával finanční návratnost vysokoškolského vzdělání v zemích visegrádské čtyřky s návratností v zemích západní Evropy. Jeho analýza dat EU-SILC ukázala, že zatímco zaměstnavatelé v zemích visegrádské čtyřky nerozlišují, kdy bylo vzdělání získáno, v západoevropských zemích má vzdělání získané po roce 1995 asi o 15 % vyšší hodnotu než vzdělání získané předtím.

Obě teorie mohou být v českém prostředí platné. Vzdělanostní expanze terciárního stupně byla v minulých letech u nás velmi podobná té, na jakou před čtyřiceti lety reagovali sociologové formulující teorii inflace vzdělání. Z tohoto důvodu by hodnota vysokoškolského vzdělání měla v české společnosti oslabovat. Současně se ale po roce 1989 těžký socialistický průmysl začal výrazně proměňovat díky zavádění do té doby nedostupných technologií a inovací. Vývoj akceleroval vstupem České republiky do Evropské unie, kdy již nic nebránilo působení nadnárodních společností na českém trhu práce. Všechny tyto okolnosti by měly naopak zvýšit poptávku po absolventech vysokých škol a hodnota vysokoškolského vzdělání by měla růst.

⁶ Například dříve početnou skupinu bankovních úředníků vytlačuje internetové bankovníctví nebo práci sekretářek zastanou ředitelé se stolními počítači.

Na základě obou teorií formulujeme dvě protichůdné hypotézy, které v analytické části testujeme. První hypotéza vychází z inflační teorie a předpokládá, že vzhledem k výraznému zvýšení počtu absolventů vysokých škol na českém trhu práce dojde ke snížení hodnoty jejich vzdělání. Druhá hypotéza vychází z teorie technologické změny. Podle ní v důsledku strukturálních změn na trhu práce a díky novým technologiím se hodnota vysokoškolského vzdělání nemění, nebo dokonce roste. Obě hypotézy zní následovně:

H1: *Návratnost vysokoškolského vzdělání na trhu práce v době vzdělanostní expanze klesá. Jeho hodnota se přibližuje hodnotám nižších stupňů vzdělání.*

H2: *Návratnost vysokoškolského vzdělání na trhu práce v době vzdělanostní expanze zůstává konstantní nebo se ještě zvyšuje.*

Data, jejich charakteristika a analytický postup

Abychom mohli otestovat naše dvě hypotézy, analyzujeme data ze dvou sociologických šetření. Jednak *Výběrové šetření pracovních sil* (VŠPS) a jednak *Šetření o průměrném výdělku* (ISPV).

Z *Výběrového šetření pracovních sil* jsme vybrali čtvrtá čtvrtletí každého kalendářního roku za období 2000 až 2014.⁷ Respondenty jsme omezili věkovým rozpětím 25–64 let, které se v sociálně stratifikační literatuře obvykle používá pro osoby pohybující se na pracovním trhu [srov. Breen 2004; Erikson, Goldthorpe 1992]. Z VŠPS jsme využili informace o vzdělání, zaměstnání a jistotě zaměstnání respondentů. Zaměstnání je v datech indikováno pomocí mezinárodní čtyřmístné klasifikace zaměstnání ISCO (*International Standard Classification of Occupation*).⁸ Z této proměnné jsme zkonstruovali mezinárodní socioekonomický index zaměstnání ISEI (*International Socioeconomic Index of Occupational Status*) [Ganzeboom, De Graaf, Treiman 1992; Ganzeboom, Treiman 1996], který ukazuje postavení respondenta na trhu práce. Jistotu zaměstnání indikujeme obecnou mírou zaměstnanosti a nezaměstnanosti, počítanou jako poměr lidí bez práce k celkové populaci na trhu práce. Výsledný soubor VŠPS, který analyzujeme, obsahuje 424 279 respondentů s vyrovnaným podílem mužů a žen. V posledním sledovaném roce 2014 výběr tvoří 7 % respondentů se základním vzděláním, 37 % vyučených, 35 % s maturitním vzděláním, 5 % bakalářů a 16 % respondentů s úplným vysokoškolským vzděláním.

⁷ Výběrové šetření pracovních sil je longitudinální šetření prováděné ČSÚ od roku 1993 ve čtvrtletních intervalech. Respondenti jsou ve výběru obměňováni formou rotujícího panelu; pro výběr je použita metoda dvoustupňového výběru [ČSÚ 2015b]. Data zahrnují nejen osoby pohybující se aktivně na trhu práce, ale také důchodce, osoby na rodičovské dovolené nebo studenty.

⁸ Do roku 2010 se jedná o ISCO88, od roku 2011 o ISCO08 [více ke konceptu ISCO srov. ILO 2008].

Druhým datovým souborem je *Šetření o průměrném výdělku (ISPV)*,⁹ které realizuje Ministerstvo práce a sociálních věcí ČR od roku 1993.¹⁰ Příjmová data jsou rozdělena na platovou a mzdovou sféru. Platová sféra zahrnuje zaměstnance, kteří jsou odměňováni platem, do mzdové sféry spadají zaměstnanci pobírající mzdu. Do roku 2011 byly tyto sféry pojmenovány jako nepodnikatelská (platová) a podnikatelská (mzdová). Protože však tyto názvy nepokrývaly skutečné institucionální dělení na státní a soukromou pracovní sféru, byly změněny. V obou případech se jedná o příjmová data poskytovaná zaměstnavatelem v rámci povinného statistického vykazování. Netrpí tedy nízkou reliabilitou, která je obvyklá pro dotazníková průřezová šetření o příjmech v domácnostech nebo u ekonomicky aktivní populace.¹¹ Z *Šetření o průměrném výdělku (ISPV)* jsme opět využili informace z let 2000 až 2014. Výsledný datový soubor obsahoval 24 061 634 respondentů ve věku 15 až 90 let, z toho 29 % v platové a 71 % v mzdové sféře. Podíl mužů a žen byl vyrovnaný (51 % versus 49 % ve prospěch mužů). V posledním sledovaném roce 2014 bylo v souboru 6 % respondentů se základním vzděláním, 31 % vyučených, 37 % s maturitou, 6 % bakalářů a 20 % s úplným vysokoškolským vzděláním.

Analytický postup jsme rozdělili na dvě části. V první části se zabýváme nefinanční návratností vzdělání: jednak z hlediska postavení na trhu práce a jednak z hlediska nezaměstnanosti. K tomu využíváme první datový soubor (VŠPS). Konkrétně analyzujeme, jak se ve sledovaném období vyvíjí průměrná hodnota ukazatele ISEI a obecná míra nezaměstnanosti podle dosaženého vzdělání (věkové omezení 25–64 let).

Ve druhé části analýzy se zabýváme finanční návratností vzdělání. K tomu využíváme druhý datový soubor (ISPV). Neměli jsme však k dispozici původní individuální data ISPV, která Trexima neuvolňuje ani pro potřeby akademického zkoumání, ale pracujeme s tzv. uměle vytvořenými daty. Ta jsou sice odlišná od původních (pro nás nedostupných) dat, vykazují nicméně stejné statistické vlastnosti. Spojité proměnné mají totožný průměr a směrodatnou odchylku a jejich vzájemné korelace jsou také totožné s původními daty. Celkové N uměle vytvořených a původních dat je rovněž stejné (24 061 634). Uměle vytvořená data se liší pouze rozptylem spojitých proměnných.

Uměle vytvořená data jsme generovali následujícím způsobem: Od Treximy jsme zakoupili Pearsonovy korelační koeficienty pro spojitou závisle proměnnou (přirozený logaritmus hodinového příjmu zaměstnance) a spojitou nezávisle pro-

⁹ Korektní označení používané ČSÚ, MPSV i firmou Trexima [2015] je Čtvrtletní šetření o průměrném výdělku. Data jsou zveřejňována na webu Informační systém o průměrném výdělku (www.ispv.cz), proto se pro šetření vžila zkratka ISPV.

¹⁰ Data sbírá a spravuje společnost Trexima. Kromě provádění pravidelného statistického šetření průměrných mezd se firma Trexima již od roku 1991 zabývá konzultační činností v oblasti lidských zdrojů.

¹¹ Podrobnější informace o konstrukci výběru viz Trexima [2015].

měnnou věk (15–90 let), které byly doplněné o celkový počet respondentů (N), aritmetické průměry a směrodatné odchylky (SD) obou proměnných. Korelační koeficienty, N, aritmetické průměry a SD jsme si nechali spočítat pro všechny podsoubory vymezené kombinacemi variant dalších kategorizovaných nezávisle proměnných, jimiž jsou roky (2000–2014), vzdělání (základní, vyučen, maturita, bakalář, vysokoškolské), pohlaví (muž, žena) a sféra (platová, mzdová). Jednalo se o 300 korelačních koeficientů (15 roků × 5 stupňů vzdělání × 2 varianty pohlaví × 2 varianty sféry) a statistických charakteristik obou proměnných (N, aritmetický průměr, SD). Z těchto korelačních matic jsme pak rekonstruovali umělé data.¹²

Validitu umělých dat jsme ověřovali jak interně, tak externě. Interní test validity spočíval v tom, že jsme na umělých datech odhadli koeficienty základního regresního modelu (srov. Model M1 v Tabulce 1 v části Analýza finanční návratnosti vysokoškolského vzdělání). K tomu jsme zakoupili od Treximy koeficienty toho samého regresního modelu, odhadnutého ovšem na primárních datech. Koeficienty z umělých dat byly totožné s koeficienty odhadnutými na individuálních datech s přesností na čtyři desetinná místa.

Test externí validity jsme provedli za pomoci dat VŠPS [VŠPS 2016]. Na těchto datech jsme nejprve odhadli jednoduchý regresní model pro vybranou spojitou závisle proměnnou ISEI a nezávisle proměnné věk, rok, pohlaví a vzdělání. Dále jsme odhadli ten samý model, který však obsahoval navíc interakci mezi rokem a vzdělanostním stupněm, abychom zjistili proměnu efektu vzdělání na ISEI podle roků. Poté jsme z dat VŠPS podle stejného postupu jako u údajů poskytnutých Treximou vygenerovali umělé data VŠPS-A.¹³ Na těchto datech jsme pak odhadli stejné regresní modely (bez interakce a s interakcí mezi vzděláním a roky) jako na primárních datech VŠPS. Odchylka mezi regresními koeficienty

¹² Data jsme generovali ve statistickém programu Stata. Použili jsme proceduru `corr2data`, která generuje umělé data ze zadané korelace. Například pro rok 2000, variantu vzdělání 1, variantu pohlaví 1 a variantu sféra 1 byl použitý tento příkaz: `corr2data lnprajem vek, n (44 726) means (4,225542 43,20389) sds (0,3694006 12,36445) corr (1, -0,0472 \ -0,0472, 1)`. Výsledkem bylo generování 44 726 případů pro proměnné `lnprajem` a `vek` se zadanými aritmetickými průměry a směrodatnými odchylkami, mezi nimiž byla korelace `-0,0472`. Tuto proceduru jsme zopakovali 300krát a dostali jsme 300 datových souborů, které jsme sloučili do jedné datové matice (N = 24 061 634). Z důvodu časové proveditelnosti vícerozměrné analýzy a odhadu modelových predikcí, jsme všechny analýzy realizovali na náhodném výběru z těchto dat o velikosti 10 % (analyzovali jsme tedy náhodný výběr z těchto dat o velikosti N = 2 406 182). Ke generování dat pomocí příkazu `corr2data` srov. *Stata-Data Management Manual* [2015]; ke generování dat se specifickou korelační strukturou mezi proměnnými srov. Cappellari, Jenkins [2006].

¹³ Abychom to mohli udělat, museli jsme nejprve spočítat Pearsonovy korelační koeficienty mezi závisle proměnnou ISEI a nezávisle proměnnou věk pro všechny kombinace variant kategorizovaných nezávisle proměnných. Poté jsme je doplnili o N, aritmetické průměry a SD obou korelovaných proměnných. A teprve pak jsme z těchto údajů pomocí Stata procedury `corr2data` generovali umělé data VŠPS-A.

odhadnutými na původních datech VŠPS a těmi samými koeficienty odhadnutými však na umělé datech VŠPS-A byla v řádu čtvrtých a vyšších desetinných míst, a to jak pro model bez interakce, tak pro model s interakcí. Nejen tedy test interní, ale také test externí validity umělých dat prokázal oprávněnost jejich použití pro naši analýzu.

Analýza nefinanční návratnosti vysokoškolského vzdělání

Podle řady autorů zastávajících inflační teorii [Burris 1983; Morrison Paul, Siegel 2001; Nelson, Phelps 1966; Welch 1970] je vyšší jistota zaměstnání u vysokoškoláků do značné míry dána jejich vyšší adaptabilitou. V případě, že nenaleznou zaměstnání, které odpovídá jejich kvalifikaci, přijmou zaměstnání nižší kvality. Pro ověření tohoto předpokladu jsme zjišťovali, jak se mění průměrná hodnota mezinárodního socioekonomického indexu zaměstnání (ISEI) v závislosti na vzdělání respondenta (ISEI je spojitá škála 16 až 90 skóre, pro kterou platí, čím vyšší hodnota, tím také vyšší socioekonomické postavení na trhu práce).¹⁴

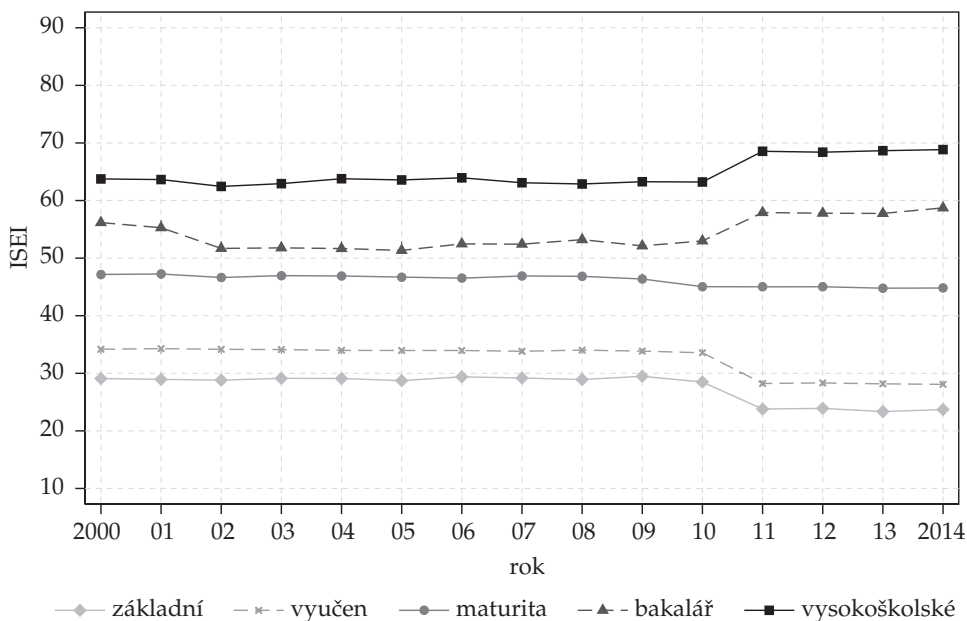
Bernardi a Ballarino [2014] ukázali, že dosažením vysokoškolského vzdělání se zvýší hodnota pracovní pozice o 24–28 ISEI skóre. Noelke, Gebel a Kogan [2012] se zabývali středoevropskými zeměmi a odhadli zvýšení ISEI oproti středoškolákům pro absolventy bakalářského stupně o 7 a úplného vysokoškolského stupně o 19 skóre. Zelenka, Koucký a Kovařovic [2011] vypočetli průměrné ISEI v Česku pro absolventy gymnázií 43,8; absolventy bakalářského stupně 49,6; a absolventy vysokoškolského stupně 60,7. Oproti středoškolákům tak mají absolventi pětiletého vysokoškolského vzdělání přibližně o 16 ISEI skóre lépe hodnocené zaměstnání.

Analýza dat VŠPS potvrzuje existenci rozdílů ISEI skóre podle vzdělání (viz Graf 4). Vysokoškoláci mají po celé námi sledované období v průměru o 18,5 ISEI skóre lepší pracovní pozici než středoškoláci, pro bakaláře je průměrný odstup od středoškoláků 8,0 ISEI skóre. Rozdíl mezi pracovními pozicemi vysokoškoláků a vyučených je v průměru 21,8 ISEI skóre, pro bakaláře je průměrný odstup od vyučených 13,7 ISEI skóre. Získané výsledky odpovídají zjištěním Noelkeho, Gebela a Kogana [2012] nebo Zelenky, Kouckého a Kovařovice [2011]. Průměrné ISEI podle vzdělání se po celé sledované období takřka nemění.¹⁵

¹⁴ Filozofie ISEI vychází z předpokladu, že zaměstnání je aktivita, která zprostředkovává vztah mezi vzděláním a příjmem – přesněji řečeno, která konvertuje vzdělání na příjem. Nejnížší skóre ISEI odkazují k nejjednodušším profesím, naopak ISEI skóre 90 dosahují zákonodárci, vysocí úředníci a manažeři.

¹⁵ Změnu mezi lety 2010 až 2011 u všech vzdělanostních skupin interpretujeme jako strukturální posun způsobený změnou kódování pracovních pozic z ISCO88 na ISCO08 v datech. Vzdálenost mezi dvěma nejvyššími a dvěma nejnižšími vzdělanostními stupni se

Graf 4. ISEI (průměr) podle vzdělání (25–64 let) v období 2000 až 2014 v ČR

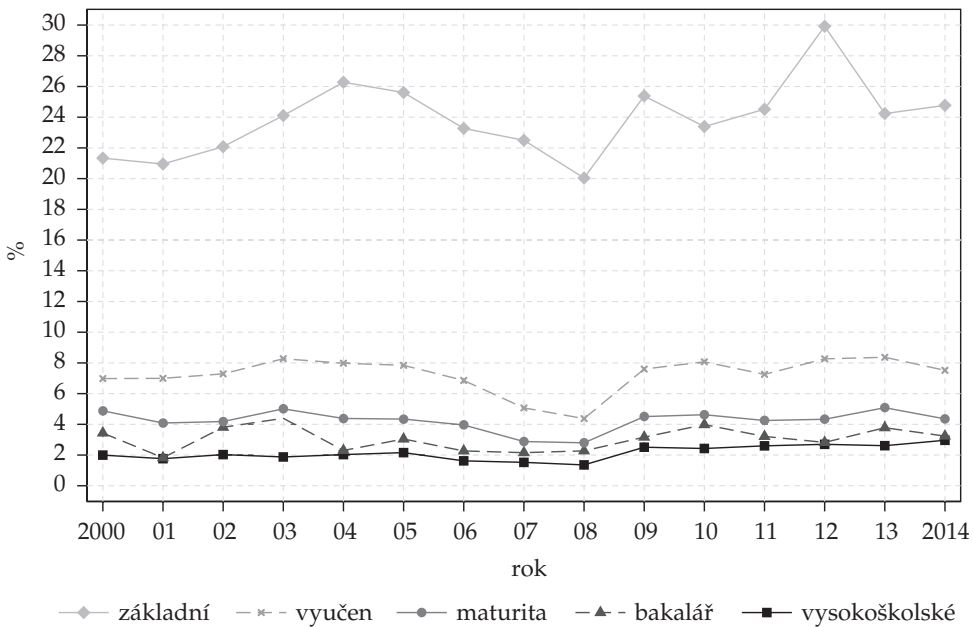


Zdroj dat: VŠPS 2016.

Zelenka, Koucký a Kovařovic [2011] zkoumali přechod absolventů na český pracovní trh a ukázali, že vysokoškoláci si obvykle najdou práci během několika měsíců po absolvování. Po 12 měsících je bez práce asi 15 % bakalářů a 17 % absolventů magisterských oborů; mezi středoškoláky je po téže době bez práce 58 % absolventů gymnázií, 24 % absolventů technických středních škol a 39 % absolventů učebních oborů. Podle statistik OECD míra nezaměstnanosti v ČR klesá nepřímo úměrně s rostoucím vzděláním [více k tomu srov. také Kleňhová 2012; Müller 2005]. Noelke, Gebel a Kogan [2012] sice pro český pracovní trh potvrdili rozdílné míry nezaměstnanosti, dospěli ale k závěru, že mezi rychlostí získání prvního zaměstnání není pro absolventy magisterských a bakalářských stupňů vysokoškolského vzdělání významný rozdíl. Tyto závěry potvrzují Baranowska-Rataj a Unt [2012], když ukazují, že v postkomunistických zemích není

sice touto změnou zvětšila, nicméně protože v dalších letech (2011–2014) se již tato vzdálenost nemění, neinterpretujeme tento odskok jako růst rozdílů mezi pracovními pozicemi podle vzdělání, ale jako efekt nového kódování pracovních pozic.

Graf 5. Nezaměstnanost podle vzdělání (25–64 let) v období 2000 až 2014 v ČR (%)



Zdroj dat: VŠPS 2016.

ještě pracovní trh vysokoškoláky saturován natolik, aby měly jejich dílčí skupiny (v citovaném článku absolventi inženýrských oborů) výraznou výhodu.

Graf 5 ukazuje na základě dat z VŠPS rozdíly v obecné míře nezaměstnanosti podle vzdělání (věkové omezení 25–64 let). Absolventi vyšších vzdělanostních stupňů mají nejnižší nezaměstnanost. V roce 2014 bylo nezaměstnaných 3 % vysokoškoláků, 4 % maturantů, 8 % držitelů výučních listů a 25 % absolventů základní školy. U nižších vzdělanostních stupňů je patrný zlom mezi lety 2008 až 2009, kdy na českou společnost dolehly důsledky celosvětové finanční krize. Míra nezaměstnanosti vysokoškoláků však zůstává prakticky beze změny po celé sledované období.

Na základě obou analýz nefinančních přínosů vyššího vzdělání lze konstatovat, že vysokoškoláci po celé sledované období vykazují výrazně nižší míru nezaměstnanosti, přičemž tato míra se výrazněji neproměňuje. Stejně tak průměrná „kvalita“ zaměstnání (indikováno ISEI skóry) vykonávaného absolventy vysoké školy se nesnižuje. V rovině nefinanční návratnosti tedy zamítáme hypotézu H1 o inflaci vysokoškolského vzdělání. Data naopak naznačují platnost hypotézy H2, podle níž hodnota vysokoškolského vzdělání v rovině nefinančních přínosů nedevalvuje.

Analýza finanční návratnosti vysokoškolského vzdělání

K analýze finanční návratnosti vzdělání jsme zvolili lineární regresi. Analyzujeme umělé data z šetření o průměrném výdělku (ISPV). Konkrétně pracujeme s informacemi o příjmu, vzdělání, věku, pohlaví, sféře placené práce a roku sběru dat. Jiné proměnné, například informace o oboru studia nebo oboru ekonomických činnostech, nebyly v datech k dispozici. Při návrhu modelů jsme vyšli z klasické Mincerovy regresní rovnice, jejíž platnost ověřila řada autorů [Chase 1998; Lemieux 2006; Polachek 2008; Trostel, Walker, Woolley 2002; Večerník 2001].

Závisle proměnnou je přirozený logaritmus (\ln) hodinového příjmu zaměstnance, což umožňuje porovnávat příjmy zaměstnanců s různými úvazky. Logaritmováním příjmu dojde ke zlepšení normality rozložení a linearitě vztahu.

První nezávisle proměnnou je informace o dosaženém vzdělání, která se modeluje buď jako počet let strávených studiem, nebo jako kategorizovaná informace o nejvyšším dosaženém stupni. Harmon, Oosterbeek a Walker [2003] a Selz, Thélot [2004] ukazují, že jednotlivé stupně studia mají odlišnou návratnost; rok studia základní školy se na výsledném příjmu projevuje slaběji než rok studia střední nebo vysoké školy. Z tohoto důvodu pojmáme vzdělání jako kategorizovanou proměnnou a návratnost každého stupně vzdělání analyzujeme odděleně.

Druhou nezávisle proměnnou je informace o délce praxe. V našich datech nebyla tato proměnná přítomná a stejně tak jsme neměli k dispozici informaci o roce získání nejvyššího vzdělání. Délka pracovních zkušeností nicméně silně koreluje s aktuálním věkem respondenta. V našem modelu jsme proto použili věk. Jelikož závislost příjmu na věku není lineární, ale spíše konkávní [srov. např. Polachek 2008; Lemieux 2006], používá se spolu s věkem i jeho druhá mocnina. Naše data nicméně vycházejí z předpokladu lineárního vztahu mezi věkem a příjmem (základem dat je korelace mezi těmito dvěma proměnnými v jednotlivých skupinách vymezených kombinacemi variant dalších kategorizovaných nezávisle proměnných). Z tohoto důvodu modelujeme efekt věku na příjem v naší analýze jako lineární.

Pracovní příjem se výrazně liší podle pohlaví a sféry (platová a mzdová). Z tohoto důvodu efekt obou těchto proměnných v naší analýze zohledňujeme.

A konečně, protože naším primárním zájmem je proměna finanční návratnosti vzdělání v čase, jsou nedílnou součástí naší analýzy jednotlivé roky (2000 až 2014).

Odhadli jsme dva modely lineární regrese (Tabulka 1). Model M1 obsahuje hlavní efekty jednotlivých nezávisle proměnných, Model M2 obsahuje navíc interakci mezi vzděláním a roky, která ukazuje proměnu efektu vzdělání na příjem v době vzdělanostní expanze. V obou modelech pojmáme čas jako kategorizovaný, jelikož všechny modelové statistiky indikují preferenci kategorizovaného času před spojitým.

Hlavní efekty vysvětlujících proměnných zůstávají v obou modelech prakticky totožné. Na základě Modelu M2 můžeme konstatovat, že v čase hodinové

Tabulka 1. Koefficienty modelů lineární regrese pro přirozený logaritmus hodinového příjmu v letech 2000 až 2014 v ČR – první část

Nezávisle proměnné	Kategorie	Model M1		Model M2	
		koef.	P > t	koef.	P > t
rok	2000	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>
	2001	0,11	0,00	0,10	0,00
	2002	0,16	0,00	0,14	0,00
	2003	0,24	0,00	0,23	0,00
	2004	0,29	0,00	0,31	0,00
	2005	0,33	0,00	0,30	0,00
	2006	0,43	0,00	0,38	0,00
	2007	0,46	0,00	0,42	0,00
	2008	0,47	0,00	0,43	0,00
	2009	0,51	0,00	0,47	0,00
	2010	0,51	0,00	0,48	0,00
	2011	0,55	0,00	0,52	0,00
	2012	0,55	0,00	0,51	0,00
	2013	0,55	0,00	0,52	0,00
	2014	0,57	0,00	0,54	0,00
věk		0,01	0,00	0,01	0,00
pohlaví	<i>muž</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>
	<i>žena</i>	-0,23	0,00	-0,23	0,00
vzdělání	<i>základní</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>
	<i>vyučen</i>	0,12	0,00	0,12	0,00
	<i>maturita</i>	0,45	0,00	0,40	0,00
	<i>bakalář</i>	0,61	0,00	0,44	0,00
	<i>vysokoškolské</i>	0,84	0,00	0,77	0,00
Sféra	<i>platová</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>
	<i>mzdová</i>	0,14	0,00	0,14	0,00
rok * vzdělání	2000 * <i>základní</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>	<i>ref.</i>
	2001 * <i>vyučen</i>			0,00	0,86

Tabulka 1. Koefficienty modelů lineární regrese pro přirozený logaritmus hodinového příjmu v letech 2000 až 2014 v ČR – druhá část

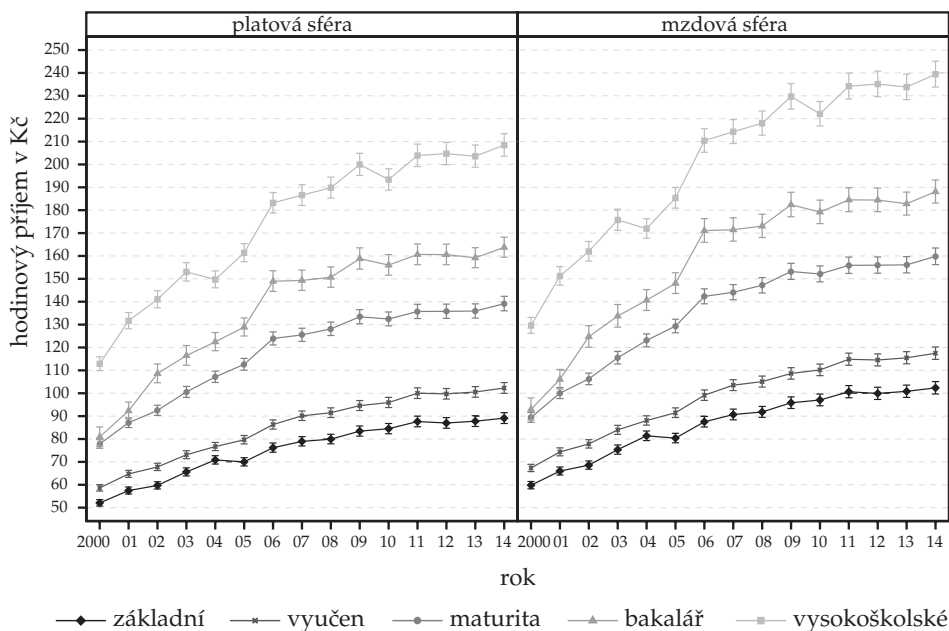
Nezávisle proměnné	Kategorie	Model M1		Model M2	
		koef.	P > t	koef.	P > t
	2001 * maturita			0,01	0,01
	2001 * bakalář			0,03	0,09
	2001 * vysokoškolské			0,06	0,00
	2002 * vyučen			0,01	0,12
	2002 * maturita			0,04	0,00
	2002 * bakalář			0,16	0,00
	2002 * vysokoškolské			0,09	0,00
	2003 * vyučen			-0,01	0,07
	2003 * maturita			0,02	0,00
	2003 * bakalář			0,13	0,00
	2003 * vysokoškolské			0,07	0,00
	2004 * vyučen			-0,04	0,00
	2004 * maturita			0,01	0,03
	2004 * bakalář			0,11	0,00
	2004 * vysokoškolské			-0,03	0,00
	2005 * vyučen			0,01	0,04
	2005 * maturita			0,07	0,00
	2005 * bakalář			0,17	0,00
	2005 * vysokoškolské			0,06	0,00
	2006 * vyučen			0,01	0,25
	2006 * maturita			0,08	0,00
	2006 * bakalář			0,23	0,00
	2006 * vysokoškolské			0,10	0,00
	2007 * vyučen			0,01	0,01
	2007 * maturita			0,06	0,00
	2007 * bakalář			0,20	0,00
	2007 * vysokoškolské			0,09	0,00
	2008 * vyučen			0,02	0,00
	2008 * maturita			0,07	0,00
	2008 * bakalář			0,19	0,00
	2008 * vysokoškolské			0,09	0,00
	2009 * vyučen			0,01	0,19

Tabulka 1. Koefficienty modelů lineární regrese pro přirozený logaritmus hodinového příjmu v letech 2000 až 2014 v ČR – dokončení

Nezávislé proměnné	Kategorie	Model M1		Model M2	
		koef.	P > t	koef.	P > t
	2009 * maturita			0,07	0,00
	2009 * bakalář			0,20	0,00
	2009 * vysokoškolské			0,10	0,00
	2010 * vyučen			0,01	0,11
	2010 * maturita			0,05	0,00
	2010 * bakalář			0,17	0,00
	2010 * vysokoškolské			0,05	0,00
	2011 * vyučen			0,01	0,01
	2011 * maturita			0,04	0,00
	2011 * bakalář			0,16	0,00
	2011 * vysokoškolské			0,07	0,00
	2012 * vyučen			0,02	0,00
	2012 * maturita			0,04	0,00
	2012 * bakalář			0,17	0,00
	2012 * vysokoškolské			0,08	0,00
	2013 * vyučen			0,02	0,00
	2013 * maturita			0,03	0,00
	2013 * bakalář			0,15	0,00
	2013 * vysokoškolské			0,07	0,00
	2014 * vyučen			0,02	0,00
	2014 * maturita			0,04	0,00
	2014 * bakalář			0,17	0,00
	2014 * vysokoškolské			0,08	0,00
Konstanta		3,85	0,00	3,87	0,00
		N = 2 406 182		N = 2 406 182	
		R ² = 0,448		R ² = 0,449	
		BIC = 2 110 792		BIC = 2 108 603	

Zdroj dat: ISPV 2015.

Graf 6. Hodinový příjem podle vzdělání a sféry placené práce v letech 2000 až 2014 (predikce na základě modelu 2)



Zdroj dat: ISPV 2015.

příjmy rostou, nicméně nelineárně. Za zlomové považujeme období kolem roku 2008. Zatímco v roce 2008 vzrostl hodinový příjem ve srovnání s rokem 2000 o 43 %, mezi lety 2008 až 2014 tempo růstu zpomaluje (hodinový příjem v tomto období vzrostl o 11 %).¹⁶ Bez ohledu na čas se příjem za každý rok praxe zvýší o 1 %. Ženy získávají při stejném vzdělání a věku o 23 % nižší příjem než muži pracující ve stejné sféře placené práce. Ve srovnání se zaměstnanci se základním vzděláním získávají absolventi učebních oborů (bez ohledu na pohlaví, věk a sféru) o 12 % vyšší příjem, absolventi středních škol s maturitou o 40 % vyšší příjem, bakaláři o 44 % a absolvovalí úplného vysokoškolského vzdělání zvýší příjem ve srovnání se základním vzděláním o 77 %. A konečně ve mzdové sféře je příjem v průměru o 14 % vyšší než ve sféře platové.

¹⁶ V případě, že je závisle proměnná logaritmovaná a všechny nezávisle proměnné nelogaritmované, lze odhadnutý regresní koeficient interpretovat jako procentní změnu závisle proměnné, když se nezávisle proměnná zvýší o jednotku [více k tomu srov. Benoit 2011; Princeton 2015].

Graf 6 ukazuje predikci hodinového příjmu (kvůli smysluplné interpretaci v českých korunách) podle vzdělání a sféry placené práce mezi lety 2000 až 2014 na základě Modelu M2.¹⁷ Finanční návratnost úplného vysokoškolského vzdělání v platové sféře kontinuálně roste ze 110 Kč/h v roce 2000 na 210 Kč/h v roce 2014, ve mzdové sféře je to ze 130 Kč/h na 240 Kč/h. Výjimku z tohoto trendu představují roky 2004 a 2010. V roce 2004 se na pracovním trhu začali objevovat první absolventi bakalářských studijních programů, v roce 2010 se zřejmě jedná o důsledek dozívající ekonomické krize.

Zatímco v roce 2001 se finanční návratnost bakalářských stupňů blížila finanční návratnosti střední školy s maturitou, s přibývajícím počtem bakalářů na pracovním trhu se odstup mezi středním a bakalářským vzděláním zvyšuje a počínaje rokem 2006 se ustaluje ve své současné pozici a dále kopíruje vývoj návratnosti úplného vysokoškolského vzdělání.

Rozdíl mezi finanční návratností vysokoškolského a středoškolského maturitního vzdělání se zvětšuje. Zatímco v roce 2000 byl tento rozdíl v hodinové mzdě asi 30 Kč, v roce 2014 to bylo asi 70 Kč. Finanční návratnost vysokoškolského vzdělání tedy neklesá; vysokoškolské vzdělání v době vzdělanostní expanze nedevaluje, ale spíše naopak. Stejně jako u nefinanční návratnosti vyššího vzdělání také u jeho finanční návratnosti proto zamítáme hypotézu H1. Teorii inflace vysokoškolských diplomů naše data nepotvrzují. I když je pracovní trh v posledních 15 letech sycen rostoucím počtem vysokoškoláků, zdá se, že stále ještě nedosáhl stavu saturace, absorbuje vzdělané pracovníky a nabízí jim adekvátně finančně ohodnocené pozice. Hypotézu H2 o technologické změně na českém trhu práce tudíž nezamítáme.

Dřívější analýzy ukázaly velmi podobné výsledky. Podle Večerníka [2013] se v letech 1996 až 2009 návratnost vyučení pohybovala ve srovnání se základním vzděláním mezi 13–17 % (v našem Modelu M2 12 %), návratnost maturitního vzdělání mezi 36–39 % (v našem Modelu M2 40 %) a návratnost vysokoškolského vzdělání mezi 70–73 % (v našem Modelu M2 44 % pro bakalářské a 77 % pro úplné vysokoškolské studium). Mysíková a Večerník [2015] pracovali s daty EU SILC a použili Heckmanův model. Ukázali, že návratnost vysokoškolského vzdělání je v České republice v letech 2004 až 2011 stabilní (nárůst návratnosti mezi zmíněnými roky byl o 0,5 %). Ke stejným výsledkům dospěli pro Slovensko (pokles návratnosti o 1,8 %), zatímco v Německu návratnost vysokoškolského vzdělání roste (mezi lety 2004 a 2011 vzrůst o 16,4 % se skokem v době finanční krize) a v Rakousku a Polsku dokonce v dlouhodobé perspektivě klesá (pokles návratnosti o 30,9 %, respektive 21,5 %). Spolu s Mysíkovou a Večerníkem lze tedy kon-

¹⁷ Predikované hodnoty (neboli *marginal effects*) jsou průměrné hodnoty závisle proměnné ve variantách (a jejich kombinacích) nezávisle proměnných. Predikované hodnoty ukazují změnu závisle proměnné, pokud se změní nezávisle proměnná o jednotku, zatímco všechny ostatní nezávisle proměnné jsou drženy na konstantní úrovni [více k tomu srov. Mitchel 2012].

statovat, že návratnost vyššího vzdělání je v zemích bývalého sovětského bloku, kde je stále nedostatek vysokoškoláků, vysoká, zatímco původní kapitalistické země jsou již absolventy vysokých škol nasyceny do takové míry, že návratnost vyššího vzdělání je v nich nižší a také více podmíněná oborem studia. K témuž závěru došel v nedávné analýze i Štefánik [2014].

Závěry a diskuze

V této stati jsme odpovídali na otázku, zda finanční a nefinanční návratnost vyššího vzdělání v České republice roste, nebo klesá v situaci, kdy se výrazně zvyšuje podíl vysokoškolsky vzdělaných zaměstnanců na trhu práce. Ptali jsme se, zdali platí pro český pracovní trh teorie inflace vzdělání, nebo teorie technologické změny. K odpovědi na tuto otázku jsme analyzovali data z *Výběrového šetření pracovních sil* a z *Šetření o průměrném výdělku* za léta 2000 až 2014. Na základě teorie inflace vzdělání a teorie technologické změny jsme formulovali dvě hypotézy. Hypotéza H1 předpokládá, že vzhledem ke zvýšení počtu vysokoškoláků bude hodnota jejich vzdělání devalvovat. Hypotéza H2 oproti tomu očekává, že díky technologickým změnám trhu práce bude hodnota vyššího vzdělání zůstávat konstantní nebo ještě poroste.

Analýza nefinanční návratnosti vzdělání ukázala, že absolventi vysokoškolského i bakalářského stupně získávají ve srovnání s absolventy ostatních vzdělanostních stupňů po celé sledované období lepší zaměstnání a vykazují nižší míru nezaměstnanosti. Pracovní trh není absolventy vysokých škol natolik saturován, aby se nefinanční přínosy vyššího vzdělání snižovaly. Tyto závěry korespondují s podobnými zjištěními z Polska nebo Estonska [srov. Baranowska-Rataj, Unt 2012] a také jdou ruku v ruce se statistikami Eurostatu, podle nichž má Česká republika nižší podíl vysokoškoláků v ekonomicky aktivní populaci, než je běžné v západních zemích Evropské unie [Eurostat 2012, 2015].

Prostřednictvím vícerozměrné analýzy jsme ukázali, že finanční návratnost vysokoškolského vzdělání je nižší v platové a vyšší v mzdové sféře. Po celé sledované období návratnost terciárního vzdělání v obou sférách mírně roste a také mírně roste odstup od nižších vzdělanostních stupňů. Znamená to, že nedochází k inflaci vysokoškolského vzdělání. Jeho hodnota z hlediska finanční návratnosti v době vzdělanostní expanze naopak mírně roste.

V provedených analýzách nebyly zohledněny nepřímé přínosy spojené se zaměstnáním, ať už se jedná o nejrůznější bonusy (stravenky, dovolená nad zákonný rámec, příspěvky na rekreaci či různé formy spojení) nebo nevykazované příjmy (spropitné, výplata nezdaněných peněz). Tyto přínosy mohou samozřejmě mírně vychýlit návratnost zejména v některých sektorech trhu práce, ale na základě dostupných dat je není možno zařadit do analýzy. Dále musíme připomenout, že se jedná o analýzu návratnosti vzdělání na trhu práce, analyzujeme tedy data týkající se zaměstnanců. Získané výsledky tak nelze vztáhnout

na podnikatele (pokud nejsou současně zaměstnanci vlastní firmy) ani na osoby samostatně výdělečně činné. Srovnávat finanční návratnost vzdělání pro OSVČ je vzhledem k odlišnému sociálnímu zabezpečení a širším možnostem daňové optimalizace prakticky nemožné. To bude do budoucna činit nemalé problémy, protože pracovní trh se proměňuje směrem k větší flexibilizaci práce a podíl zaměstnanců vykonávajících práci (třeba pro více zaměstnavatelů) formou OSVČ roste.

Na českém pracovním trhu zatím k inflaci vysokoškolského vzdělání nedochází, i když se počet absolventů vysokých škol v posledních patnácti letech výrazně zvýšil. Česká republika sice nepatří k průmyslově nejvyspělejším ani k vědecky nejvíce inovativním zemím, přesto dokáže nově produkované absolventy vysokých škol zaměstnat na odpovídajících pozicích s odpovídajícím příjmem, a to i v období celosvětové finanční krize. Vzhledem k tomu, že počet studentů vysokých škol aktuálně klesá v souladu s poklesem demografické křivky, bude tomu tak pravděpodobně i nadále.

TOMÁŠ DOSEDĚL *vystudoval informatiku na Vysokém učení technickém v Brně a sociologii na Masarykově univerzitě. V současné době působí jako doktorský student sociologie na Fakultě sociálních studií Masarykovy univerzity. Zaměřuje se na problematiku návratnosti vyššího vzdělání na pracovním trhu v době vzdelanostní expanze.*

TOMÁŠ KATRŇÁK *je docentem na Fakultě sociálních studií Masarykovy univerzity. Zaměřuje se na sociální stratifikaci, sociální statistiku a metody analýzy dat. Je autorem několika knih, např. Návrat k sociálnímu původu: Vývoj sociální stratifikace české společnosti v letech 1989 až 2009 (Brno: CDK, 2010, spoluautor Petr Fučík). Publikoval v Sociologickém časopise / Czech Sociological Review, International Sociology, Sociological Theory and Methods a European Sociological Review.*

Literatura

- Aamodt, P. O., C. A. Arnesen. 1995. „The Relationship between Expansion in Higher Education and the Labour Market in Norway.“ *European Journal of Education* 30 (1): 65–76, <https://doi.org/10.2307/1503568>.
- Ábrahám, Á. 2008. „Earnings Inequality and Skill-Biased Technological Change with Endogenous Choice of Education.“ *Journal of the European Economic Association* 6 (2–3): 695–704, <https://doi.org/10.1162/JEEA.2008.6.2-3.695>.
- Acemoglu, D. 2002. „Technical Change, Inequality, and the Labor Market.“ *Journal of Economic Literature* 40 (1): 7–72, <http://doi.org/10.1257/jel.40.1.7>.
- Baranowska-Rataj A., M. Unt. 2012. „Is it Worth Becoming an Engineer in Central and Eastern Europe? The Evidence from Poland and Estonia.“ *European Sociological Review* 28 (6): 717–728, <https://doi.org/10.1093/esr/jcs054>.
- Benoit, K. 2011. *Linear Regression Models with Logarithmic Transformations*. [online]. London: London School of Economics [cit. 8. 5. 2016]. Dostupné z: <http://www.kenbenoit.net/courses/ME104/logmodels2.pdf>.

- Berman, E., R. Somanathan, H. W. Tan. 2005. „Is Skill-Biased Technological Change Here Yet? Evidence from Indian Manufacturing in the 1990's.“ *Annales d'Economie et de Statistique* 79/80: 299–321, <https://doi.org/10.2307/20777579>.
- Bernardi, F., G. Ballarino. 2014. „Participation, Equality of Opportunity and Returns to Tertiary Education in Contemporary Europe.“ *European Societies* 16 (3): 422–442, <https://doi.org/10.1080/14616696.2012.750729>.
- Blau, P. M., O. D. Duncan 1967. *The American Occupational Structure*. New York: Wiley.
- Bourdieu, P. 1996. *Distinction: a Social Critique of the Judgement of Taste*. London: Routledge.
- Bourdieu, P., J. C. Passeron. 1990. *Reproduction in Education, Society, and Culture*. Newbury: Sage.
- Breen, R. (ed.). 2004. *Social Mobility in Europe*. Oxford: Oxford University Press, <https://doi.org/10.1093/0199258457.001.0001>.
- Brožová, D. 2003. *Společenské souvislosti trhu práce*. Praha: Sociologické nakladatelství (SLON).
- Burris, V. 1983. „The Social and Political Consequences of Overeducation.“ *American Sociological Review* 48 (4): 454–467, <https://doi.org/10.2307/2117714>.
- Cappellari, L., S. P. Jenkins. 2006. „Calculation of Multivariate Normal Probabilities by Simulation, with Applications to Maximum Simulated Likelihood Estimation.“ *Stata Journal* 6: 156–189.
- Card, D., J. E. Dinardo. 2002. „Skill-Biased Technological Change and Rising Wage Inequality: Some Problems and Puzzles.“ *Journal of Labor Economics* 20 (4): 733–783, <https://doi.org/10.1086/342055>.
- ČSÚ. 2012. *Obyvatelstvo podle dosaženého vzdělání* [online]. Praha: Český statistický úřad [cit. 8. 11. 2015]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/czso/souhrnna_data_o_ceske_republice.
- ČSÚ. 2015a. *Vzdělání obyvatelstva ve věku 15 a více let podle výsledku „Výběrového šetření pracovních sil“ (1993–2014)* [online]. Praha: Český statistický úřad [cit. 6. 8. 2015]. Dostupné z: https://www.czso.cz/documents/10180/20551237/32018115_0104.xlsx.
- ČSÚ. 2015b. *Výběrové šetření pracovních sil* [online]. Praha: Český statistický úřad [cit. 23. 7. 2015]. Dostupné z: https://www.czso.cz/csu/vykazy/vyberove_setreni_pracovnich_sil.
- Erikson, R., J. H. Goldthorpe. 1992. *The Constant Flux. A Study of Class Mobility in Industrial Societies*. Oxford: Clarendon Press.
- Eurostat. 2012. *Key Data on Education in Europe*. Brussels: Eurydice. Dostupné z: <http://doi.org/10.2797/77414>.
- Eurostat. 2015. *Women Earned on Average 16% Less than Men in 2013 in the EU*. [online]. Brussels: Eurostat [cit. 10. 8. 2015]. Dostupné z: <http://ec.europa.eu/eurostat/documents/2995521/6729998/3-05032015-AP-EN.pdf>.
- Ganzeboom, H. B. G., D. J. Treiman. 1996. „Internationally Comparable Measures of Occupational Status for the 1988 International Standard Classification of Occupations.“ *Social Science Research* 25 (3): 201–239, <https://doi.org/10.1006/ssre.1996.0010>.
- Ganzeboom, H. B., P. M. De Graaf, D. J. Treiman. 1992. „A Standard International Socio-Economic index of Occupational Status.“ *Social Science Research* 21 (1): 1–56, [https://doi.org/10.1016/0049-089X\(92\)90017-B](https://doi.org/10.1016/0049-089X(92)90017-B).
- Halman, L., H. Müller. 2006. „Contemporary Work Values in Africa and Europe.“ *International Journal of Comparative Sociology* 47 (2): 117–143, <https://doi.org/10.1177/0020715206065381>.
- Harmon, C. 2011. *Economic Returns to Education* [online]. Bonn: IZA [cit. 3. 12. 2013]. Dostupné z: <http://ftp.iza.org/pp29.pdf>.

- Harmon, C., H. Oosterbeek, I. Walker. 2003. „The Returns to Education: Microeconomics.“ *Journal of Economic Surveys* 17 (2): 115–156, <https://doi.org/10.1111/1467-6419.00191>.
- Hout, M. 2012. „Social and Economic Returns to College Education in the United States.“ *Annual Review of Sociology* 38 (1): 379–400, <https://doi.org/10.1146/annurev.soc.012809.102503>.
- Chase, R. S. 1998. „Markets for Communist Human Capital: Returns to Education and Experience in the Czech Republic and Slovakia.“ *Industrial and Labor Relations Review* 51 (3): 401–423, <https://doi.org/10.2307/2525115>.
- ILO. 2008. *ISCO – International Standard Classification of Occupations* [online]. Genève: International Labour Organization [cit. 12. 9. 2017]. Dostupné z: <http://www.ilo.org/public/english/bureau/stat/isco/isco08>.
- ISPV. 2015. *Šetření o průměrném výdělku* [datový soubor] [cit. 15. 9. 2015].
- Jackson, M., J. H. Goldthorpe, C. Mills. 2005. „Education, Employers and Class Mobility.“ *Research in Social Stratification and Mobility* 23: 3–33, [https://doi.org/10.1016/S0276-5624\(05\)23001-9](https://doi.org/10.1016/S0276-5624(05)23001-9).
- Kam, C., C. Palmer. 2008. „Reconsidering the Effects of Education on Political Participation.“ *The Journal of Politics* 70 (3): 612–631, <https://doi.org/10.1017/S0022381608080651>.
- Katrnák, T., M. Kreidl, L. Fónadová. 2004. „Has the Post-Communist Transformation Led to an Increase in Educational Homogamy in the Czech Republic after 1989?“ *Sociologický časopis / Czech Sociological Review* 40 (3): 297–318.
- Katrnák, T. 2008a. *Spříznění volbou: Homogamie a heterogamie manželských párů v České republice*. Praha: Sociologické nakladatelství (SLON).
- Katrnák, T. 2008b. „Educational Assortative Mating in the Czech Republic, Slovakia and Hungary between 1976 and 2003.“ *Sociológia / Slovak Sociological Review* 40 (3): 236–257.
- Keller, J., L. Tvrďý. 2008. *Vzdělanostní společnost? Chrám, výtah a pojišťovna*. Praha: Sociologické nakladatelství (SLON).
- Kivinen, O., S. Ahola. 1999. „Higher Education as Human Risk Capital: Reflections on Changing Labour Markets.“ *Higher Education* 38 (2): 191–208, <https://doi.org/10.1023/A:1003788929925>.
- Kleňhová, M. 2012. „Jaký vliv má dosažené vzdělání na účast na trhu práce?“ a „Jaký bonus v podobě výše výdělku přináší dosažené vzdělání?“ Pp. 26–32 in M. Kleňhová. *České školství v mezinárodním srovnání: Stručné seznámení s ukazateli publikace OECD Education at a Glance 2012* [online]. Praha: Ministerstvo školství, mládeže a tělovýchovy [cit. 26. 6. 2013]. Dostupné z: <http://www.msmt.cz/file/24198>.
- Kogan, I. 2012. „Tertiary Education Landscape and Labour Market Chances of the Highly Educated in Central and Eastern Europe.“ *European Sociological Review* 28 (6): 701–703, <https://doi.org/10.1093/esr/jcs062>.
- Kreidl, M. 2008. *Cesty ke vzdělání: vzdělanostní dráhy a vzdělanostní nerovnosti v socialismu*. Plzeň: Západočeská univerzita v Plzni.
- Lemieux, T. 2006. „The ‘Mincer Equation’ Thirty Years after Schooling, Experience, and Earnings.“ Pp. 127–145 in S. Grossbard (ed.). *Jacob Mincer A Pioneer of Modern Labor Economics*. New York: Springer US, https://doi.org/10.1007/0-387-29175-X_11.
- Matějů, P. 2005. „Ke kořenům sociálně psychologického modelu sociální stratifikace.“ *Sociologický časopis / Czech Sociological Review* 41 (1): 7–30.
- Mazouch, P., J. Fischer. 2011. *Lidský kapitál: měření, souvislosti, prognózy*. Praha: C. H. Beck.
- Mitchel, M. N. 2012. *Interpreting and Visualizing Regression Models Using Stata*. College Station, TX: Stata Press.

- Morrison Paul, C. J., D. S. Siegel. 2001. „The Impacts of Technology, Trade and Outsourcing on Employment and Labor Composition.“ *Scandinavian Journal of Economics* 103 (2): 241–264, <https://doi.org/10.1111/1467-9442.00243>.
- MŠMT. 2002. *Vývojová ročenka školství v České republice 1989/90–2000/01*. Praha: Ústav pro informace ve vzdělávání.
- MŠMT. 2006. *Vývojová ročenka školství v České republice 1995/96–2004/05*. Praha: Ústav pro informace ve vzdělávání.
- MŠMT. 2010. *Vývojová ročenka školství v České republice 2003/04–2008/09* [online] Praha: Ministerstvo školství, mládeže a tělovýchovy ČR [cit. 7. 11. 2015]. Dostupné z: <http://www.msmt.cz/vzdelavani/skolstvi-v-cr/statistika-skolstvi/vyvojova-rocenka-skolstvi-2003-04-2012-13>.
- MŠMT. 2015. *Vývojová ročenka školství v České republice 2004/05–2014/15* [online]. Praha: Ministerstvo školství, mládeže a tělovýchovy ČR [cit. 7. 11. 2015]. Dostupné z: <http://www.msmt.cz/vzdelavani/skolstvi-v-cr/statistika-skolstvi/vyvojova-rocenka-skolstvi-2004-05-2014-15>.
- Müller, W. 2005. „Education and Youth Integration into European Labour Markets.“ *International Journal of Comparative Sociology* 46 (5–6): 461–485, <https://doi.org/10.1177/0020715205060048>.
- Mysíková, M., J. Večerník. 2015. „Returns to Education in Transition and Advanced European Countries: The Role of an Expansion of Higher Education“ [online]. *XXIV Meeting of the Economics of Education Association* [cit. 23. 11. 2015]. Dostupné z: <http://2015.economicsofeducation.com/user/pdfsessions/046.pdf>.
- Nelson, R., E. Phelps. 1966. „Investment in Humans, Technological Diffusion, and Economic Growth.“ *The American Economic Review* 56: 69–75.
- Noelke, C., M. Gebel, I. Kogan. 2012. „Uniform Inequalities: Institutional Differentiation and the Transition from Higher Education to Work in Post-socialist Central and Eastern Europe.“ *European Sociological Review* 28 (6): 704–716, <https://doi.org/10.1093/esr/jcs008>.
- OECD. 2014. *Education at a Glance 2014: OECD Indicators*. Paris: OECD Publishing.
- Oesch, D. 2013. *Occupational Change in Europe: How Technology and Education Transform the Job Structure*. Oxford: Oxford University Press, <https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780199680962.001.0001>.
- Pallas, A. 2006. „The Effects of Schooling on Individual Lives.“ Pp. 499–525 in A. Hallinan (ed.). *Handbook of the Sociology of Education*. Berlin: Springer, https://doi.org/10.1007/0-387-36424-2_23.
- Polachek, S. W. 2008. „Earnings Over the Life Cycle: The Mincer Earnings Function and Its Applications.“ *Foundations and Trends in Microeconomics* 4 (3): 165–272, <https://doi.org/10.1561/07000000018>.
- Princeton. 2015. „Log Transformation.“ *Data and Statistical Services* [online]. Princeton: Princeton University Library [cit. 18. 12. 2015]. Dostupné z: http://dss.princeton.edu/online_help/stats_packages/stata/log.html.
- Ross, C., Ch. Wu. 1995. „The Links Between Education and Health.“ *American Sociological Review* 60 (5): 719–745, <https://doi.org/10.2307/2096319>.
- Selz M., C. Thélot. 2004. „The Returns to Education and Experience: Trends in France over the Last Thirty-Five Years.“ *Population* 59 (1): 9–47, <https://doi.org/10.2307/3654927>.
- Simonová, N. 2011. *Vzdělanostní nerovnosti v české společnosti: vývoj od počátku 20. století do současnosti*. Praha: Sociologické nakladatelství (SLON).
- Simonová, N., D. Hamplová. 2016. „Další vzdělávání dospělých v České republice – kdo se ho účastní a s jakými důsledky?“ *Sociologický časopis / Czech Sociological Review* 52 (1): 3–26, <https://doi.org/10.13060/00380288.2016.52.1.240>.

- Stevenson, B., J. Wolfers. 2008. „Happiness Inequality in the United States.“ *The Journal of Legal Studies* 37 (S2): S33–S79, <https://doi.org/10.1086/592004>.
- Stata-Data Management Reference Manual (Release 14). 2015. College Station, Stata Press.
- Štefánik, M. 2014. „European Comparison of Intergenerational Differences in Private Returns to Education in the Context of Tertiary Education Expansion.“ *Sociológia / Slovak Sociological Review* 46 (3): 243–260.
- Trexima. 2015. *Informační systém o průměrném výdělku – Metodika* [online]. Zlín: Trexima [cit. 24. 7. 2015]. Dostupné z: <http://www.ispv.cz/cz/Vysledky-setreni/Metodika.aspx>.
- Trostel, P., I. Walker, P. Woolley. 2002. „Estimates of the Economic Return to Schooling for 28 Countries.“ *Labour Economics* 9 (1): 1–16, [https://doi.org/10.1016/S0927-5371\(01\)00052-5](https://doi.org/10.1016/S0927-5371(01)00052-5).
- Van de Werfhorst, H. G. 2005. „Social Background, Credential Inflation and Educational Strategies.“ *Acta Sociologica* 48 (4): 321–340, <http://doi.org/10.1177/0001699305059945>.
- Večerník, J. 2001. *Mzdová a příjmová diferenciace v České republice v transformačním období*. Praha: Sociologický ústav AV ČR.
- Večerník, J. 2013. „The Changing Role of Education in the Distribution of Earnings and Household Income.“ *Economics of Transition* 21: 111–133, <https://doi.org/10.1111/ecot.12002>.
- VŠPS. 2016. *Výběrové šetření pracovních sil 1993–2014* [datový soubor]. [cit. 11. 2. 2017].
- Welch, F. 1970. „Education in Production.“ *The Journal of Political Economy* 78 (1): 35–59, <https://doi.org/10.1086/259599>.
- Zelenka, M., J. Koucký, J. Kovařovic. 2011. „Education and Labor Market Entry in Czech Republic.“ Pp. 85–109 in I. Kogan, C. Noelke, M. Gebel (eds.). *Making the Transition: Education and Labor Market Entry in Central and Eastern Europe*. Stanford: Stanford University Press, <https://doi.org/10.11126/stanford/9780804775908.003.0004>.