Odhad Mincerovy funkce v podmínkách České republiky

*Savina Finardi – Jakub Fischer**

Abstrakt:

Příspěvek se zabývá problematikou hodnocení investice do vysokoškolského vzdělání, a to prostřednictvím Mincerovy funkce, která patří mezi významné metody hodnocení této investice. Autoři pracují s rozsáhlým souborem pozorování celkem 20 tisíc, na základě kterého dokládají pozitivní vliv vysokoškolského vzdělání na mzdové výdělků jednotlivců v podmínkách České republiky. Prokázán je ovšem pozitivní vliv nejenom dosaženého stupně vzdělání, ale i dalších faktorů jako je region, pohlaví a sféra ekonomiky.

Klíčová slova: Lidský kapitál; Vysokoškolské vzdělání; Mincerova funkce.

JEL klasifikace: I23, J31.

1 Úvod

Ekonomická teorie se dlouhodobě zabývá vlivem dosaženého stupně vzdělání, zejména vysokoškolského, na postavení jednotlivce ve společnosti. Základem těchto úvah je teorie lidského kapitálu, která vznikla v minulém století a za jejíhož zakladatele je považován Gary Becker (Becker, 1962). V posledních letech byl často zkoumán vliv vysokoškolského vzdělání na celou řadu kvantitativních i kvalitativních oblastí i v České republice. Náš příspěvek je věnován výlučně oblastem, pro něž je možné provést odhady kvantitativní.

Řada významných ekonomických studií se zabývá vlivem vysokoškolského vzdělání na budoucí výdělků jednotlivců. Existují dvě stěžejní ekonomické práce, které se touto problematikou zabývají. Mincer (1974) sestavil příjmovou funkci známou jako Mincerova rovnice. Mincerova funkce se od té doby stala často používanou metodou vyjádření vlivu vysokoškolského vzdělání na výdělků jednotlivců, resp. metodou ověření, zda takový pozitivní vztah vůbec existuje. Becker (1975) odhadoval míru návratnosti investice do lidského kapitálu pro jednotlivce s vyšším dosaženým stupněm vzdělání. Beckerův model je založen na investičním přístupu a čisté současné hodnotě a tento model v současnosti běžně používá např. OECD.

Münich et al. (2005) uvádějí ve své studii Returns to Human Capital in Communism and Transition srovnání pro jednotlivé postkomunistické země. Jedná se

* Savina Finardi; Vysoká škola ekonomická v Praze, Fakulta financí a účetnictví, katedra veřejných financí, nám. W. Churchilla 4, 130 67 Praha 3; <savina.finardi@vse.cz>.

Jakub Fischer; Vysoká škola ekonomická v Praze, Fakulta informatiky a statistiky, katedra ekonomické statistiky, nám. W. Churchilla 4, 130 67 Praha 3; <jakub.fischer@vse.cz>.

Příspěvek byl zpracován jako výstup projektu institucionální podpory FFÚ VŠE č. IP 100040.

o koeficienty podle Mincerovy rovnice, které udávají, o kolik procent se navýší mzda s dodatečným zvýšením délky vzdělání o jeden rok. Tabulka 1 ukazuje, že vliv dalšího roku vzdělání činil v ČR v roce 1989 2,7 % a v roce 1996 se zvýšil na 5,8 %. Podobných výsledků dosáhli i další autoři Chase (1998) nebo Flanagan (1998). Pro srovnání je uvedena míra návratnosti i pro Východní Německo, Polsko a Slovensko.

Tab. 1 Návratnost dalšího roku vzdělání u vybraných postkomunistických zemí (průřezová analýza)

Země	Roky	Období před r. 1989		Období po r. 1989	
		Muži	Celkem	Muži	Celkem
ČR (1)	1989, 1996	0,027	-	0,058	-
ČR (2)	1984, 1993	0,024	-	0,052	-
ČR (3)	1989, 1996	0,037	-	0,045	-
Východní Německo (4)	1989, 1991	-	0,044	-	0,041
Východní Německo (5)	1988, 1991	-	0,077	-	0,062
Polsko (6)	1987, 1992	-	0,050	-	0,070
Slovensko (2)	1984, 1993	0,028	-	0,049	-

Zdroj: Münich et al. (2005).

Pozn.: (1) Münich et al.; (2) Chase, 1998; (3) Flanagan, 1998; (4) Bird et al., 1994; (5) Krueger a Pischke, 1995; (6) Rutkowski, 1997.

Autoři provedli další odhady pro ČR před rokem 1989 a po roce 1989 pro jednotlivé stupně dosaženého vzdělání, resp. jedná se o odhad koeficientů Mincerovy rovnice. Výsledky jejich odhadů uvádíme v tabulce 2. Po roce 1989 byly tyto odhady ještě diferencovány podle vlastnické povahy zaměstnavatele (státem vlastněné podniky a státní správa, privatizované podniky a nově vzniklé podniky). Jejich závěry jsou takové, že v roce 1989 vydělával vysokoškolsky vzdělaný člověk o 28 % více než absolvent základní školy, v roce 1996 se tento rozdíl ve prospěch vysokoškoláka ještě zvýšil na 72 %. Z tabulky je rovněž patrné, že koeficient je vyšší u privatizovaných podniků, které jsou následovány nově vzniklými podniky.

Tab. 2 Návratnost podle stupně dosaženého vzdělání (průřezová analýza)

Stupeň vzdělání	Před r. 1989		Po roce 1989		
	Celkem	Celkem	Státní podniky	Privat. podniky	Nově vzniklé podniky
Učiliště (2 roky)	0,063	0,094	0,129	0,114	0,101
Učiliště (3 roky)	0,077	0,112	0,097	0,156	0,065
SOŠ (4 roky)	0,127	0,294	0,323	0,327	0,249
Gymnázia (4 roky)	0,135	0,351	0,401	0,266	0,342
VŠ	0,283	0,544	0,476	0,673	0,599

Zdroj: Münich et al. (2005).

Tabulka 3 ilustruje roční návratnost podle stupně dosaženého vzdělání pro další rok vzdělání v rámci každé kategorie vzdělání. Na základě těchto dat je vidět, že investice do vysokoškolského vzdělání před rokem 1989 s sebou přinášela vyšší roční mzdový bonus než v roce 1996, a to ve srovnání s absolventy gymnázií. Z tabulky je patrné, že tato skutečnost je způsobena relativně malou mzdovou prémie pro vysokoškoláky, kteří v roce 1996 pracovali ve státních podnicích. Analýza by byla cenná i bez přispění státních podniků, které po roce 1989 procházely restrukturalizací, a platové ohodnocení jejich zaměstnanců je touto skutečností zkresleno.

Výsledky uvedené níže je vhodné konfrontovat se současností, a zda stále platí předpoklad, že vysokoškolské vzdělání zvyšuje budoucí příjmy jednotlivců.

Cílem předkládaného článku je zhodnotit vliv vysokoškolského vzdělání na budoucí výdělky jednotlivců na datech z roku 2009 a porovnat je s výsledky studie Münich et al. (2005). V článku nejprve představujeme použitá data a metody, následně přinášíme výsledky čtyř použitých modelů a porovnáváme je jak navzájem, tak s výsledky Münichovy studie.

Tab. 3 Roční návratnost dalšího roku vzdělání podle stupně dosaženého vzdělání (průřezová analýza)

Stupeň vzdělání	Před r. 1989		Po roce 1989		
	Celkem	Celkem	Státní podniky	Privat. podniky	Nově vzniklé podniky
Učiliště (2 roky)	0,032	0,048	0,067	0,059	0,052
Učiliště (3 roky)	0,026	0,038	0,033	0,053	0,022
SOŠ (4 roky)	0,032	0,076	0,084	0,085	0,064
Gymnázia (4 roky)	0,034	0,092	0,105	0,069	0,089
VŠ	0,044	0,076	0,040	0,127	0,102

Zdroj: Münich et al. (2005).

Další autoři se tímto tématem rovněž zabývají např. Jeong et al. (2008), Matějů a Večerník (2015), nebo se nově zabývají problémem tzv. pay gap, která nemusí být důsledkem pouze stupně dosaženého vzdělání, ale i dalších aspektů např. skutečnosti, zda se jedná o soukromý či veřejný sektor (Picka, 2014). Tento příspěvek se nicméně omezuje pouze na zkoumání Mincerovy funkce v České republice. Je nutné podotknout, že se zdaleka nejedná o jediný možný přístup ke zkoumání otázky návratnosti investice do lidského kapitálu a existují i další relevantní metody (Finardi et al., 2012). Tématem hodnocení návratnosti investice, resp. její relevantnosti se zabývá např. i Andini (2007; 2010), Heckman et al. (2005; 2008), Ordaz-Díaz (2008), Psacharopoulos (1995) a v neposlední řadě OECD (2013).

2 Použitá data a metody

K odhadnutí Mincerovy funkce v České republice byla použita data z Informačního systému o průměrném výdělku (ISPV) z roku 2009. Jedná se o soubor celkem 20 tisíc pozorování, z toho 10 tisíc pozorování činí mzdová sféra (dříve označovaná jako podnikatelská) a 10 tisíc pozorování činí platová sféra (dříve označovaná jako nepodnikatelská). Datový soubor obsahuje informace o průměrném hodinovém výdělku podle vzdělání, pohlaví, regionu, počtu let praxe, doby studia a dle ekonomické sféry.

Mincerova funkce je založena na odhadu regresní rovnice. Původní tvar Mincerovy rovnice je možné uvést následovně (Mincer, 1974, s. 47):

$$\ln Y_s = \ln Y_0 + rs, \quad (1)$$

kde Y_s a Y_0 jsou výdaje po a před vzdělání, r je diskontní míra, s je doba vzdělávání. Přesnější odhad je možné provést pomocí Mincerova výdělkového diferenciálu (Urbánek, 2007, s. 66):

$$\ln W = a + bS + cEXP + dEXP^2 + Xf + e, \quad (2)$$

kde W jsou výdělky, a je absolutní člen, S je délka vzdělávání v letech, EXP je délka pracovních zkušeností v letech, X je vektor ostatních faktorů, které mají vliv na výdělky, e je náhodná složka, b, c, d jsou regresní koeficienty.

Mincerova rovnice je založena na příjmové funkci jednotlivce, vzdělání a pracovních zkušenostech. Tato rovnice ovšem může být obohacena o další proměnné, které souvisí se zkoumáním mezd u mužů a žen podle stupně dosaženého vzdělání nebo o regionální faktor (v jakém regionu jednotlivec pracuje). Následující rovnice obsahuje některé z těchto proměnných (Polachek, 2008, s. 218):

$$\ln Y_i(t) = a_0 + a_1S_i + a_2t_i + a_3t_i^2 + \alpha_5F_i + \alpha_6M_i + \alpha_7F * M_i + \alpha_8C_i + \alpha_9F * C_i + \alpha_{10}F * M * C_i + \alpha_{11}X_i + \varepsilon_i, \quad (3)$$

kde Y jsou zlogaritmované výdělky, S je délka vzdělávání, t , resp. t^2 značí délku pracovních zkušeností, resp. její druhou mocninu, F je umělá proměnná (dummy variable) pro ženské pohlaví, M je umělá proměnná pro rodinný stav, $F * M$ označuje interakci mezi pohlavím a rodinným stavem, C je počet dětí, $F * C$ označuje interakci mezi pohlavím a počtem dětí, $F * M * C$ interakci mezi pohlavím, rodinným stavem a počtem dětí, X jsou další významné exogenní proměnné a ε je náhodná složka.

Pro vybrané kvalitativní proměnné v našem modelu byly zvoleny dummy proměnné. Jedná se o region, pohlaví, dosažené vzdělání a sféru ekonomiky. Níže jsou uvedeny jednotlivé proměnné včetně dummy proměnných. Z regionálního pohledu se ukazuje, že jakkoli je rozdílná mzdová úroveň mezi jednotlivými kraji

s výjimkou Prahy, hlavní město Praha se odlišuje natolik, že jsme pro náš model zvolili pouze rozlišení Prahy od ostatních regionů formou binární proměnné.

Dummy proměnné modelu:

REGION: 0 – všechny kraje kromě Prahy; 1 – Praha

AGE: věk

GENDER: 0 – ženy, 1 – muži

UNIVERSITY: 0 – neuvedeno, základní a nedokončené, střední bez maturity, střední s maturitou; 1 – vysokoškolské

EXPERIENCE2: počet let praxe na druhou

LENGTH_EDU: doba studia

SECTOR: 0 – platová sféra, 1 – mzdová sféra

závisle proměnná EARNINGS: výdělků (zlogaritmovaná proměnná).

Výdělků byly zlogaritmovány jednak z důvodu odstranění extrémních pozorování a snížení heteroskedasticity, dále pak zlepšují interpretaci výsledků, kdy jednotlivé regresní parametry vyjadřují relativní a nikoli absolutní dopad na vysvětlovanou proměnnou. To odpovídá teoretickým předpokladům, kdy například rozdílnost pohlaví či vyšší stupeň dosaženého vzdělání vede nikoli k absolutnímu, ale spíše k relativnímu zvýšení mzdy. Dále byly použity standardní testy heteroskedasticity i multikolinearity. Tradičně byl použit korigovaný (upravený) koeficient determinace, který zohledňuje nadměrný počet regresorů v rovnici. Modely obsahují tzv. informační kritéria: Akaikovo, Hannan-Quinnovo a Schwarzovo kritérium, která se vypořádávají s nedostatečnou „penalizací“ nadměrného počtu regresorů použitím upraveného koeficientu determinace (Cipra 2008, s. 127). Chowovy testy hodnotí stabilitu modelu a tento test byl proveden u všech regresních modelů. Hladina významnosti daných modelů je uvedena v daných regresních analýzách a činí 0,01, příp. 0,001.

Nejdříve byly odhadnuty parametry vícenásobné regresní rovnice s nezlogaritmovanou proměnnou výdělků. S ohledem na jejich horší vypovídací schopnost jsme však v další fázi přistoupili pouze k modelům založeným na logaritmu vysvětlované proměnné. S ohledem na teoretický předpoklad o rozdílném způsobu konstrukce mezd ve mzdové a platové sféře jsme pro obě sféry prováděli odhad parametrů rovnice zvlášť.

3 Výsledky

Výsledné modely jsou uvedeny odděleně pro vliv proměnné vzdělání (UNIVERSITY) a pro proměnnou dobu studia (LENGTH_EDU), a to z důvodu, že jsou obě tyto proměnné navzájem korelovány. Samostatně je tedy možné zkoumat jak vliv dosažení vysokoškolského vzdělání na výši mzdy či platu, tak vliv každého jednotlivého roku vzdělání (nejen ve vysokoškolském stupni). Výsledky pro

mzdovou a platovou sféru byly s ohledem na specifika způsobu odměňování v obou sférách sledovány odděleně.

Model 1 obsahuje výsledky pro mzdovou sféru, a testuje pozitivní závislost pohlaví, regionu, dosaženého vzdělání a zkušeností na výdělci jednotlivce. Vliv zkušeností je minimální – koeficient je velmi nízký. Korigovaný koeficient determinace 0,3024 je relativně uspokojivý, uvědomíme-li si, že mzda je ovlivňována celou řadou dalších parametrů, které nejsou do modelu zahrnuty (typ pracovní pozice, výkonnost jednotlivých pracovníků atd.). Parametry modelu ukazují, že osoba, která není z Prahy, je žena, nemá vysokoškolské vzdělání a žádnou praxi, pobírá v průměru 100,18 Kč/hod. (jedná se o hrubý hodinový výdělek). Naproti tomu osoba, která žije v Praze, si vydělá o 26,3 % více než naše průměrná osoba, muž pobírá v průměru o 22,6 % vyšší mzdu než žena a osoba, která má vysokoškolské vzdělání, má mzdu v průměru vyšší o 74,9 % více oproti osobě, která vysokoškolského vzdělání nedosáhla.

Tab. 4 Model 1 OLS, Mzdová sféra (vliv vzdělání)

	Koeficient	Směr. Chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	4,60701	0,0064507	714,1872	<0,00001	***
REGION	0,233329	0,0100097	23,3103	<0,00001	***
GENDER	0,20405	0,0077472	26,3386	<0,00001	***
UNIVERSITY	0,559124	0,0118943	47,0079	<0,00001	***
EXPERIENCE2	0,000210209	1,13609E-05	18,5028	<0,00001	***
<hr/>					
Střední hodnota závisle proměnné	4,871767	Sm. odchylka závisle proměnné		0,455863	
Součet čtverců reziduí	1448,904	Sm. chyba regrese		0,380740	
Koeficient determinace	0,302708	Korig. koef. determinace		0,302429	
F(4, 9995)	1084,754	P-hodnota(F)		0,000000	
Logaritmus věrohodnosti	-4530,499	Akaikovo kritérium		9070,997	
Schwarzovo kritérium	9107,049	Hannan-Quinnovo krit.		9083,200	

Zdroj: vlastní zpracování.

Model 2 zkoumá vliv proměnných region, pohlaví, zkušenosti a délka studia na závislé proměnnou výdělků jednotlivců. V tomto modelu žena, která není z regionu Praha, nemá žádnou praxi a žádné absolvované vzdělání, pobírá průměrně 50 Kč na odpracovanou hodinu. Pokud by daná osoba žila v regionu Praha, pak by si vydělala o 29,2 % více, pokud by tato osoba byla mužem, pak by měla výdělek o 23,4 % vyšší a za každý rok absolvovaného vzdělání by získala mzdovou prémii ve výši 6,5 %.

Tab. 5 Model 2 OLS, Mzdová sféra (vliv doby studia)

	Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	3,8691	0,0181757	212,8717	<0,00001	***
REGION	0,256407	0,00999356	25,6572	<0,00001	***
GENDER	0,210447	0,00777449	27,0689	<0,00001	***
EXPERIENCE2	0,000199743	1,14103E-05	17,5056	<0,00001	***
LENGTH_EDU	0,0630586	0,00137599	45,8279	<0,00001	***
<hr/>					
Střední hodnota závisle proměnné	4,871767	Sm. odchylka závisle proměnné		0,455863	
Součet čtverců reziduí	1462,028	Sm. chyba regrese		0,382460	
Koeficient determinace	0,296392	Korig. koef. determinace		0,296110	
F(4, 9995)	1052,588	P-hodnota(F)		0,000000	
Logaritmus věrohodnosti	-4575,582	Akaikovo kritérium		9161,164	
Schwarzovo kritérium	9197,216	Hannan-Quinnovo krit.		9173,367	

Zdroj: vlastní zpracování.

Model 3 obsahuje odhady parametrů pro platovou sféru, které jsou prakticky srovnatelné se mzdovou sférou ekonomiky. Opět je zde patrný pozitivní vliv proměnných region, pohlaví, vzdělání a zkušenosti na dosažený hodinový výdělek. Korigovaný koeficient determinace dosahuje hodnoty 0,3045. Průměrná osoba, která není z Prahy, je žena, nemá žádné zkušenosti a nemá vysokoškolské vzdělání, dosahuje hrubého příjmu 100,65 Kč/hod. Osoba, která svůj plat pobírá v Praze, má o 18,5 % více než naše průměrná osoba, pokud se jedná o muže, pak má o 21,5 % více, a vysokoškolské vzdělání přináší jednotlivci navíc 40,6 %.

Tab. 6 Model 3 OLS, Platová sféra (vliv vzdělání)

	Koeficient	Směr. Chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	4,61169	0,00500352	921,6893	<0,00001	***
REGION	0,169816	0,00816147	20,8070	<0,00001	***
GENDER	0,194755	0,0068138	28,5825	<0,00001	***
UNIVERSITY	0,341125	0,0073797	46,2248	<0,00001	***
EXPERIENCE2	0,000262614	1,02511e-05	25,6181	<0,00001	***
<hr/>					
Střední hodnota závisle proměnné	4,850000	Sm. odchylka závisle proměnné		0,385259	
Součet čtverců reziduí	1031,701	Sm. chyba regrese		0,321281	
Koeficient determinace	0,304830	Korig. koef. determinace		0,304552	
F(4, 9995)	1095,694	P-hodnota(F)		0,000000	
Logaritmus věrohodnosti	-2832,505	Akaikovo kritérium		5675,009	
Schwarzovo kritérium	5711,061	Hannan-Quinnovo krit.		5687,213	

Zdroj: vlastní zpracování.

Model 4 shrnuje odhady pro platovou sféru se zahrnutím proměnné doba studia (LENGTH_EDU). Doba studia má pozitivní vliv na budoucí výdělky jednotlivců. Kvalita modelu se v tomto případě nepatrně zvýšila, protože korigovaný koeficient determinace se zvýšil na hodnotu 0,3309. Průměrná osoba, která není z Prahy, je žena, nemá praxi a žádné vzdělání, má hrubý výdělek 58 Kč/hod. Naproti tomu osoba, která je z Prahy, má o 17,8 % vyšší hodinový výdělek, pokud se jedná o muže, pak se jeho hodinový výdělek zvyšuje o 20,1 % a každý rok vzdělání zvyšuje příjem této osoby o 4,8 %.

Tab. 7 Model 4 OLS, Platová sféra (vliv doby studia)

	Koeficient	Směr. chyba	t-podíl	p-hodnota	
const	4,06075	0,0130563	311,0184	<0,00001	***
REGION	0,163959	0,00801021	20,4687	<0,00001	***
GENDER	0,183159	0,0066972	27,3487	<0,00001	***
EXPERIENCE2	0,000253945	1,00612E-05	25,2401	<0,00001	***
LENGTH_EDU	0,0468887	0,000916786	51,1446	<0,00001	***
<hr/>					
Střední hodnota závisle proměnné	4,850000	Sm. odchylka závisle proměnné		0,385259	
Součet čtverců reziduí	992,5104	Sm. chyba regrese		0,315120	
Koeficient determinace	0,331237	Korig. koef. determinace		0,330969	
F(4, 9995)	1237,625	P-hodnota(F)		0,000000	
Logaritmus věrohodnosti	-2638,871	Akaikovo kritérium		5287,742	
Schwarzovo kritérium	5323,794	Hannan-Quinnovo krit.		5299,946	

Zdroj: vlastní zpracování.

Ve všech použitých modelech se podle provedeného Whiteova testu vyskytuje heteroskedasticita, což ovšem nepovažujeme za zásadní problém. Podle Huška (2007, s. 74) poskytuje metoda nejmenších čtverců i při nedodržení požadavku homoskedasticity nestranné a konzistentní bodové odhady regresních parametrů, které však ztrácejí vydatnost i asymptotickou vydatnost. Bodové odhady jsou tedy nestranné (což je pro nás důležité), nicméně klesá síla *t*-testů. To naopak až tak podstatné není, neboť při 10 000 pozorování beztak nemá testování statistické významnosti výraznější smysl (i hodnota parametru nepatrně významná od nuly vychází při takto velkém rozsahu souboru jako významně se od nuly lišící) a model je vhodné interpretovat spíše popisně. Ostatně ve všech modelech je to dobře vidět na vysvětlující proměnné EXPERIENCE, která vyšla jako statisticky významná, přičemž odhadnutá hodnota regresního parametru je blízka nule a ve skutečnosti tedy délka pracovních zkušeností výdělek příliš neovlivňuje. S ohledem na velký počet pozorování taktéž kvalitu modelů nesnižuje nesplnění požadavku normality reziduí, neboť odhad vektoru parametrů β má asymptoticky normální rozdělení.

4 Diskuse a závěr

Shrňme-li výsledky čtyř našich modelů, zjistíme, že ve mzdové sféře vede dosažení vysokoškolského vzdělání ke mzdové prémii ve výši 74,9 %. V platové sféře, kde rozhoduje o výši platu nejen dosažené vzdělání, ale výrazně též počet odpracovaných let, dosahuje mzdová premie výše pouze 40,6 %. Dodatečný rok vzdělání (nejen vysokoškolského!) pak přináší průměrný nárůst výdělku o 6,5 % ve mzdové sféře a o 4,8 % v platové sféře. Vyšší rozdíl ve výdělcích mezi Prahou a ostatními regiony je pak ve sféře mzdové (29,2 %, resp. 26,3 % podle typu modelu) než ve sféře platové (18,5 %, resp. 17,8 %), což lze vysvětlit používáním „celostátních“ tabulek v platové sféře. Mzdová premie pro muže se pak podle typu modelu a sféry pohybuje mezi 20,1 a 23,4 %.

V České republice není dostatek prací, které by analyzovaly vliv vysokoškolského vzdělání na výdělky jednotlivců prostřednictvím Mincerova modelu. K dispozici je studie (Münich et al. 2005), ve které byl odhadnut vliv vysokoškolského vzdělání na výdělky jednotlivců v roce 1996. Vysokoškolské vzdělání zvyšovalo tehdejší výdělky v průměru o 72 % oproti jednotlivcům, kteří měli pouze základní vzdělání. I naše analýza prokázala, že dosažení vysokoškolského vzdělání zvyšuje výdělky jednotlivců. V případě mzdové sféry to je o 74,9 % a v případě platové sféry o 40,6 %. Každý další rok vzdělání pak přináší premii 6,5 % ve mzdové sféře a 4,8 % v platové sféře.

Výrazným omezením použitého souboru pozorování je skutečnost, že data jsou průřezová a není tedy možné provést analýzu delší časové řady. Data jsou rovněž ovlivněna ekonomickou situací v ČR, protože se jedná o sběr za rok 2009, který již byl ve znamení postupného poklesu ekonomické aktivity. Nesplnění dílčích předpokladů modelu (homoskedasticita, normalita reziduí) nesnižuje kvalitu dosažených závěrů, neboť odhady parametrů jsou nestranné a konzistentní.

Na budoucí výdělky nemá ale vliv pouze dosažené vzdělání, ale i region, pohlaví a ekonomická sféra. Nejvyšších průměrných výdělků dosahují muži s vysokoškolským stupněm vzdělání, kteří pracují ve mzdové sféře ekonomiky v Praze.

Literatura

ANDINI, C., 2007. Returns to education and wage equations: a dynamic approach. *Applied Economics Letters*. Roč. 14, č. 8, s. 577–579.
doi: 10.1080/13504850500461555.

ANDINI, C., 2010. A dynamic Mincer equation with an application to Portuguese data. *Applied Economics*. Roč. 42, č. 16, s. 2091–2098.
doi: 10.1080/00036840701765429.

Finardi, S. – Fischer, J.: *Odhad Mincerovy funkce v podmínkách České republiky*.

BECKER, G. S., 1962. Investment in Human Capital: a Theoretical Analysis. *Journal of Political Economy*. Roč. 70, č. 5, část 2: Investment in Human Beings, s. 9–49.

BECKER, G. S., 1975. *Human capital: a theoretical and empirical analysis, with special reference to education*. National Bureau of Economic Research: distributed by Columbia University Press.

CHASE, R. S., 1998. Markets for Communist Human Capital: Returns to Education and Experience in Post-Communist Czech Republic and Slovakia. *Industrial and Labor Relations Review*. Roč. 51, č. 3, s. 401–423. doi: 10.2307/2525115.

CIPRA, T., 2008. *Finanční ekonometrie*. Praha: Ekopress.

FINARDI, S., FISCHER, J., MAZOUCH, P., 2012. Odhad míry návratnosti investic do vysokoškolského vzdělání podle oboru, pohlaví a regionu. *Politická ekonomie*. Roč. 60, č. 5, s. 563–589. doi: 10.18267/j.polek.864.

FLANAGAN, R. J., 1995. Wage Structure in the Transition of the Czech Economy. *Staff Papers – International Monetary Fund*. Roč. 42, č. 4, s. 836–854. doi: 10.2307/3867600.

HECKMAN, J. J., LOCHNER, L. J., TODD, P. E., 2005. *Earnings Functions, Rates of Return and Treatment Effects: The Mincer Equation and Beyond* [online]. NBER Working Paper No. 11544. [cit. 19. 11. 2017]. Dostupné z: <<http://www.nber.org/papers/w11544>>. doi: 10.3386/w11544.

HECKMAN, J. J., LOCHNER, L. J., TODD, P. E., 2008. *Earnings Functions and Rates of Return* [online]. NBER Working Paper No. 13780. [cit. 19. 11. 2017]. Dostupné z: <<http://www.nber.org/papers/w13780>>. doi: 10.3386/w13780.

HUŠEK, R., 2007. *Ekonometrická analýza*. Praha: Oeconomica.

JEONG, B., KEJAK, M., VINOGRADOV, V. 2008. Changing Composition of Human Capital: The Czech Republic, Hungary and Poland. *Economics of Transition*. Roč. 16, č. 2, s. 247–271. doi: 10.1111/j.1468-0351.2008.00320.x.

MATĚJŮ, P., VEČERNÍK, J. 2015. Kompetence, vzdělání a lidský kapitál v České republice ve světle dat OECD-PIAAC. *Politická ekonomie*. Roč. 63, č. 2, s. 185–203. doi: 10.18267/j.polek.996.

MINCER, J., 1974. *Schooling, Experience and Earnings*. New York: Columbia University Press.

MŮNICH, D., ŠVEJNAR, J., TERRELL, K., 2005. Returns to Human Capital under the Communist Wage Grid and during the Transition to a Market Economy. *Review of Economics & Statistics*. Roč. 87, č. 1, s. 100–123. doi: 10.1162/0034653053327559.

OECD, 2013. *Education at a Glance 2013* [online]. [cit. 19. 11. 2017]. Dostupné z: <<http://dx.doi.org/10.1787/eag-2013-en>>.

ORDAZ-DÍAZ, J. L., 2008. The Economic Returns to Education in Mexico: A Comparison between Urban and Rural Areas. *CEPAL Review*. Roč. 2008, č. 96, s. 265–282.

PICKA, J., 2014. Problém „public-private pay gap“ v České republice. *Politická ekonomie*. Roč. 62, č. 5, s. 662–682. doi: 10.18267/j.polek.975.

POLACHEK, S. W., 2008. Earnings Over the Life Cycle: The Mincer Earnings Function and Its Applications. *Foundations & Trends in Microeconomics*. Roč. 4, č. 3, s. 165–272. doi: 10.1561/07000000018.

PSACHAROPOULOS, G., 1995. *The Profitability of Investment in Education: Concepts and Methods* [online]. [cit. 19.11.2017].

Dostupné z: <<http://www.c3l.uni-oldenburg.de/cde/econ/readings/psacharo.pdf>>.

URBÁNEK, V., 2007. *Financování vysokého školství*. Praha: Oeconomica.

The estimation of Mincer function in conditions of the Czech republic

Savina Finardi – Jakub Fischer

Abstract:

The paper deals with the evaluation of investment in higher education through Mincer's function, which is one of the most important methods of evaluation of this investment. The authors deal with a large set of observations of a total of 20,000, reflecting the positive influence of higher education on the wage earnings of individuals in the conditions of the Czech Republic. However, the positive impact of education attained is not the only relevant factor, but also other factors such as the region, gender and the economic sector affect the total earnings.

Keywords: Human capital; Higher education; Mincer function.

JEL Classification: I23, J31.