

Ivana Ondrušeková
Viera Pavličková

VÝNOSNOSŤ INVESTÍCIÍ DO VZDELANIA V SLOVENSKEJ REPUBLIKE

Abstract: *The paper focuses on empirical estimate of private profitability of investment into education. EU SILC statistics are analysed for the purposes of quantifying the influence of education on an individual's income under conditions of the Slovak Republic in the years 2005 and 2009. At the same time, changes in the private profitability of education in Slovakia across years are investigated in the paper.*

Keywords: *Minzer income equation, profitability of education*

JEL: I 21, I 22

1 Úvod

Kvantifikácii výnosnosti investícií do vzdelávania sa venuje v zahraničnej odbornej literatúre pomerne veľká pozornosť. V kontexte tohto príspevku je zaujímavá predovšetkým empirická literatúra zachytávajúca problematiku mzdovej výnosnosti vzdelania v krajinách strednej a východnej Európy. Z početnej literatúry analyzujúcej mzdovú výnosnosť vzdelania v podmienkach tranzitívnych krajín môžeme uviesť tieto príklady: Krueger, Pischke (1995) [10], Bird, Schwarze a Wagner (1994) [3] pre východné Nemecko; Rutkowski (1996, 1997) [18], [19] pre Poľsko; Halpern a Kőrösi (1997) [7] pre Maďarsko; Orazem a Vodopivec (1997) [17] pre Slovinsko; Lubyová a Sabiriankova (2001) [11] pre Slovensko a Rusko; Jones a Ilayperuma (1994) [9] pre Bulharsko; Filer, Jurajda a Plánovský (1999) [5], Flanagan (1995) [6], Münich, Švejnár, Terell (2005) [15] a Chase (1997) [8] pre Česku republiku a celý rad ďalších štúdií. V týchto krajinách dôležitou témou ekonomických analýz v deväťdesiatych rokoch minulého storočia bola zmena hodnoty vzdelania v dôsledku transformácie k trhovému vzorcu. Tradičné zistenie z tohto typu štúdií je, že vzdelanie bolo odmeňované nepomerne lepšie v prvých rokoch transformácie ako za socializmu.

Slovensko podobne ako uvedené krajiny prešlo postupnou transformáciou hospodárstva a celej spoločnosti po roku 1989. To malo za následok aj zmenu pohľadu na hodnotu vzdelania, ktoré sa stalo jedným z najdôležitejších ekonomických faktorov v spoločnosti. Prínosy zo vzdelania v podmienkach SR v čase zmeny politickej

klímy zachytávajú dve štúdie: Chase (1997) [8] a Filer, Jurajda a Plánovský (1999) [5]. Empirické výsledky štúdie od Chaseho (1997) uvádzajú, že približne 3% výnosnosť zo vzdelania v roku 1984 sa zvýšila na takmer 5 % v roku 1993. Tempo rastu pre ženy bolo približne rovnaké ako pre mužov. Filer, Jurajda a Plánovský (1999) uvádzajú, že mzdová výnosnosť vzdelania výrazne vzrástla aj po roku 1995. Na Slovensku v roku 1997 už každý ďalší rok vzdelávania navyše zvýšil mzdy mužov takmer o 8 % a v tomto roku dosiahla mzdová výnosnosť vzdelania dvakrát vyššiu úroveň ako v roku 1984.

Diferenciácia miezd podľa vzdelania sa po zmenách hospodárskeho vývoja v roku 1989 na Slovensku výrazne prehĺbila a aj v tomto ohľade hodnota vzdelania na trhu práce výrazne stúpila. Výška mzdy v tomto období začala byť dôležitým impulzom pre rast vzdelanostnej úrovne a podmienila vzdelanostné aspirácie celých generácií. Táto premenná so sebou priniesla okrem iného zvyšujúci sa záujem o vyššie stupne vzdelania a historicky nebývalý rozmach úplného stredoškolského a najmä vysokoškolského vzdelávania. Na Slovensku na začiatku 21. storočia takmer každý dospelý v produktívnom veku (vo veku 24 – 64 rokov) dosiahol minimálne vyššiu sekundárnu úroveň vzdelania.¹ (EK, 2009). V poslednom desaťročí nárast celkovej produkcie vzdelávania postupuje markantnou rýchlosťou a výsledkom je kvantitatívna expanzia stredoškolského vzdelávania, ale najmä dynamický nárast počtu študentov a absolventov vysokoškolského štúdia. „Kým na začiatku 90. rokov študovalo na vysokých školách približne 60 – 64 tisíc študentov, v školskom roku 2009/2010 to bolo už viac ako 220 tisíc, čo predstavuje približne 407 vysokoškolákov na 10 tisíc obyvateľov. S počtom študentov sa zákonite zvýšil aj počet absolventov vysokých škôl. V školskom roku 1990/1991 končilo vysokú školu necelých 9 tisíc študentov, o necelých dvadsať rokov v školskom roku 2009/2010 to bolo už takmer 70 tisíc.“ [22] Na Slovensku sme svedkami zvyšovania dostupnosti úplného stredoškolského a vysokoškolského vzdelania.

Zvyšný záujem o vyššie vzdelanie nevyplýva len z rastúcich rozdielov v odmeňovaní. Hodnotu vzdelania na trhu práce treba chápať v širšom kontexte prechodu k znalostnej ekonomike. Zdrojom zmien v dopyte na trhu práce v prospech pracovníkov s vyšším vzdelaním je rozšírenie nových, najmä informačno-telekomunikačných technológií. Na zmeny v dopyte reaguje decízna sféra otvaraním školských brán pre širšie vrstvy obyvateľstva. Cieľom je „zvýšiť podiel mladého obyvateľstva (osôb vekovej kategórie 30 – 34 rokov) s dosiahnutým terciárnym vzdelaním na minimálne 40 %“. [4]

Odpoveďou vysokých škôl je rastúca dynamika, s akou nové, hlavne vysoké školy v tomto období vznikajú. „V období rokov 1969 – 1991 fungovalo na Slovensku stabilne celkovo 13 vysokých škôl. Od roku 1991 do roku 2009 vzniklo 19 vysokých škôl a 74 fakúlt.“ [22] Na Slovensku v akademickom roku 2010/2011 už pôsobilo 38 domácich alebo zahraničných univerzít, vysokých škôl či akadémií súkromného, resp. štátneho charakteru. [27]

¹ Do skupiny dospeljej populácie s vyššou úrovňou vzdelania sa zaraďujú všetci tí, ktorí majú ukončené minimálne úplné stredoškolské vzdelanie.

V kontexte zvyšovania dostupnosti vzdelania vzniká opäť potreba kvantifikácie hodnoty vzdelania. Otázky, na ktoré sa snažíme v rámci príspevku odpovedať, sú nasledujúce: Aký je vplyv vzdelania na pracovný príjem jednotlivca? Aká je výnosnosť investícií do vzdelania z pohľadu jednotlivca? Znižuje zvýšená ponuka vzdelaných relatívnu cenu vzdelania na slovenskom trhu práce?

2 Metodika

2.1 Použitý ekonometrický model

Príspevok je založený na aplikácii empirických modelov navrhnutých Jacobom Mincerom, otcom modernej ekonómie práce, ktorý prispel k rozvoju ekonomickej teórie zahrnutím empirických výsledkov a ako prvý sa venoval problematike ponuky práce žien vzhľadom na produkciu domácností. Navyše, spolu s Beckerom (1964) [2] a Schultzom (1961) [20], (1971) [21], patrí Mincer (napr. 1970, 1974) [12], [13], [14] k hlavným predstaviteľom teórie ľudského kapitálu. Tento prístup predpokladá, že vzdelanie ako investícia do ľudského kapitálu priamo zvyšuje produktivitu jednotlivca. Vývoj tejto teórie je spojený s aplikáciou neoklasickej ekonómie ako metodologického základu pre pochopenie ľudského správania. Ekonomické subjekty alokujú svoje prostriedky s cieľom maximalizovať čisté výhody. Jednou z najdôležitejších otázok teórie ľudského kapitálu 60. a 70. rokov bola otázka merania súkromnej a spoločenskej návratnosti investícií do vzdelania. Na základe teórie ľudského kapitálu sa rozvinula v rámci ekonómie nová disciplína, a to ekonómia vzdelávania.

Spolu s rozšírením myšlienok teórie ľudského kapitálu sa objavila v 70. rokoch rozsiahla kritika tohto prístupu a popri teórii ľudského kapitálu sa rozvíja alternatívny prístup k ekonomickej analýze vzdelávania, a to teória filtra a teória signálu. Najzávažnejšie spochybnenie teórie ľudského kapitálu sa týkalo predpokladu, že vzdelanie zvyšuje produktivitu. Zástancovia tohto prístupu sú toho názoru, že vzdelanie má selektívnu funkciu a neprispieva k marginálnemu produktu.

Práca vychádza z myšlienok teórie ľudského kapitálu a využíva na odhad súkromnej výnosnosti vzdelania Mincerovu rovnicu príjmu. Mincerova rovnica patrí v posledných päťdesiatych rokoch k najčastejšie používaným regresiám v ekonomickej literatúre, zaoberajúcim sa problematikou ľudského kapitálu. Odhad vplyvu vzdelania na príjem je obľúbenou témou mnohých akademických prác práve z dôvodu vhodnosti využitia ekonometrických nástrojov.

Prvý variant, „jednoduchá“ Mincerova funkcia príjmu, má nasledujúci tvar:

$$\ln w_i = \beta_0 + \beta_1 educ_i + \beta_2 exp_i + \beta_3 exp_i^2 + u_i \quad (1)$$

kde:

w_i je príjem jednotlivca,

β_0 je konštantný absolútny člen rovný 1 (Intercept),

β_1 je miera výnosnosti vzdelania,

edu_i je dĺžka vzdelávania v rokoch,
 exp_i je dĺžka pracovných skúseností v rokoch,
 u_i je náhodná chyba, tzv. „biely šum“,
 i predstavuje jednotlivé pozorovanie.

Predmetom záujmu uvedenej rovnice je neznámy (teoretický) regresný koeficient β_1 , ktorý je aproximáciou súkromnej návratnosti investícií do vzdelania. Uvedený koeficient je možné interpretovať ako percento, o ktoré sa zvýši mzdový výnos jednotlivca, ak sa doba štúdia predĺži o jeden rok.

Druhý, takzvaný „rozšírený“ variant Mincerovej mzdovej rovnice, je založený na transformácii skutočných hodnôt premenných na binárne. V prípade, ak je odhadovaná návratnosť z dichotomických premenných, rovnica má potom nasledujúci tvar:

$$\ln w_i = z + \beta_1 s_i + \beta_2 n_i + \beta_3 v_i + \beta_4 p_i + \beta_5 \exp_i + \beta_6 \exp_i^2 + u_i \quad (2).$$

V rovnici (2) sú roky vzdelania nahradené sériou dichotomických premenných (z angl. dummy variables) s_i , n_i , v_i , p_i , kde s_i nadobúda hodnotu 1 pre osobu s najvyšším dosiahnutým stredoškolským vzdelaním, inak je 0; analogicky v prípade n_i pre ukončené nadstavbové, v_i vysokoškolské a p_i postgraduálne vzdelanie. Referenčnou premennou je základné vzdelanie - z .

Pri vysvetľovaní príjmov je často problém so splnením predpokladu normality, práve z dôvodu pravostranného rozdelenia príjmov.

2.2 Dáta

Vstupnými údajmi pre analýzu sú mikroúdaje zisťovania Štatistika o príjmoch a životných podmienkach v EÚ (EU SILC) za roky 2005 [18], [19], [20], poskytnuté Štatistickým úradom SR. Získané boli jedноступňovým stratifikovaným náhodným výberom formou zisťovania PAPI v domácnostiach v SR. Stratifikačnými kritériami výberu štatistických jednotiek boli geografická stratifikácia (8 úrovní podľa krajov NUTS 3) a stupeň urbanizácie (7 úrovní podľa veľkostnej skupiny obce). Zisťovanie EU SILC realizoval štatistický úrad ako integrovanú (rotačnú) formu zisťovania so štyrmi podsúbormi: 1. register domácností (D_súbor), 2. register osôb (R_súbor), 3. údaje za domácnosť (H_súbor) a 4. osobné údaje (P_súbor). Ďalšie detaily týkajúce sa zberu údajov je možné nájsť napríklad v publikáciách ŠÚ SR [20].

V príspevku prezentované výsledky vychádzajú zo súboru osobných prierezo- vých údajov (P_súbor), ktorý obsahuje informácie o osobách vo veku 16 rokov a viac. Závislou premennou, ktorá vstupuje do analýz, je osobný príjem. Zo série viacerých komponentov osobných príjmov bola za východiskovú vybraná a v analýze aplikovaná premenná: peňažný príjem zo zamestnania alebo jemu blízky príjem, označená v P_súbore ako PY010G (ročná suma zo súborov za roky 2005 a 2009). Uvedená premenná predstavuje „príjem zamestnanca, ktorý ho dostáva za vykonanú prácu na základe existencie pracovno-právneho vzťahu (štátnozamestnaneckého pomeru,

služobného pomeru a členského pomeru) vo forme mzdy, platu, odmeny za výkon funkcie a iný druh odmeny, ktoré sú považované za príjem zo závislej činnosti. Obsahuje príjem z hlavného zamestnania, vedľajšieho zamestnania, mimoriadne odmeny, podiely na zisku a iné peňažné platby od zamestnávateľa.“ [21] V ďalšom texte sa používa už len stručný názov „príjem“ s prepočtom na eurá podľa oficiálneho konverzného kurzu 1 euro = 30,162 Sk.

Spracované boli len nenulové hodnoty príjmov osôb zaradených podľa:

- premennej Pohlavie (PB150) do kategórie jednak muži, ako aj ženy;
- premennej Ekonomické postavenie v zamestnaní (PL040) do tretej kategórie s názvom „zamestnanec pracujúci za mzdu, plat, iný druh odmeny“;
- premennej Aktuálny samodefinovaný status ekonomickej aktivity (PL030), zaradenej do prvej kategórie, tzn. tí, ktorí pracujú na plný úväzok.

Do modelu vstupujúce nezávislé premenné sú:

- premenná „pracovné skúsenosti v rokoch“, v modeli označená ako *exp*;
- premenná „vzdelávanie v rokoch“, v modeli označená ako *educ*.

Do modelu zaradená premenná *exp* vyjadruje dĺžku pracovných skúseností v rokoch a prináleží v P súbore premennej Počet rokov strávených v platenej práci ako zamestnanec (PL200). Aj keď je to pomerne nedokonalá premenná, je tým najlepším, čo je k dispozícii. Prospešné by bolo získať presnejšie dáta, ktoré by jasne vystihovali pracovné skúsenosti či relevantnosť danej pracovnej skúsenosti pre zamestnávateľa, či dokonca tzv. „tenure“ – počet rokov pre daného zamestnávateľa.

Kvantitatívna premenná *educ* – „vzdelávanie v rokoch“ bola vytvorená na základe kvalitatívnej premennej Najvyššia dosiahnutá úroveň vzdelania podľa ISCED (PE040) ako priemer možných vzdelávacích trajektórií. Jednotlivcom na základe najvyššej úrovne dosiahnutého vzdelania bol pripísaný počet rokov školskej dochádzky podľa kľúča, ktorý uvádza príloha B. Takto vyjadrená premenná *educ* umožňuje odhadnúť mieru výnosnosti investícií do vzdelania, čím rozumieme percentuálnu zmenu vo výnosoch jednotlivca v závislosti od zvýšenia vzdelania o jednotku. Za jednotku je zvolený rok vzdelávania a zmena vo výnosoch percentuálna zmena príjmu.

3 Výsledky

Regresné parametre vyššie predstavených modelov boli odhadnuté metódou najmenších štvorcov (MNS). Všetky odhady a grafické výstupy v príspevku boli uskutočnené v prostredí softvéru R (R Development Core Team, 2009). V súlade s politikou gendrového mainstreamingu v sociálno-ekonomických analýzach je regresná analýza aplikovaná zvlášť pre mužov a ženy.

Postup sa zhoduje s postupom použitým inými autormi (Chase, 1997) [8], (Filer, Jurajda a Plánovský, 1999) [5], ktorých výsledky sú zahrnuté do tejto analýzy.

Testovanie základných predpokladov MNŠ² v rámci analýzy Mincerovej rovnice je spojené s určitými špecifikami:

- Rezíduá nemajú normálne rozdelenie, čo je pravdepodobne spôsobené pravostranným zošikmením príjmov. Výsledky Jarque-Bera testu danú skutočnosť potvrdzujú v každom analyzovanom období. Napriek tomu však v ďalšom testovaní modelu pokračujeme, pričom vychádzame z Baltagiho (2008) [1]: „Za predpokladu, že nie je základná požiadavka normality rezíduí splnená, je možné neznáme parametre odhadnúť správne metódou najmenších štvorcov iba ak rozsah súboru je dostatočne veľký.“
- V modeli je prítomná vysoká multikolinearita medzi dvojicou nezávislých premenných. Ide o počet rokov pracovných skúseností (*exp*) a počet rokov pracovných skúseností na druhú (*exp*²), keďže táto je priamo odvodená od prvej. Výsledky korelačnej matice v prílohe C a D túto skutočnosť potvrdzujú.

Výsledky regresných koeficientov³ Mincerovej rovnice príjmu pre Slovensko v rokoch 1984, 1993, 1995, 1997, 2005 a 2009 so špecifikáciou na výnosy zo vzdelania sú uvedené v tabuľke č. 1. Prvá časť uvedenej tabuľky prezentuje percentuálny nárast príjmov pod vplyvom každého ďalšieho roka školskej dochádzky v priebehu rokov, zatiaľ čo jej druhá časť zobrazuje za to isté časové obdobie príjmy osôb s určitým ukončeným stupňom vzdelania vo vzťahu k príjmom tých, ktorí ukončili základné vzdelanie za predpokladu rovnakej dĺžky nadobudnutých pracovných skúseností.

Vzdelanie štatisticky významne ovplyvňuje výšku príjmu v prípade mužov aj žien. Každý ďalší rok vzdelania, za podmienky *ceteris paribus*, zvýšil príjmy mužov v roku 2005 a 2009 takmer o 5,7 %. V prípade žien pozorujeme približne 5,3 % zmenu v príjmoch v závislosti od zvýšenia vzdelania o jeden rok.

Zaujímavé je sledovať zmenu príjmovej výnosnosti vzdelania v priebehu času. Porovnať prínosy zo vzdelania v podmienkach SR pred rokom 1989, v prvých rokoch transformácie a v poslednom desaťročí nám umožňujú už spomenuté štúdie od Chasheho (1997) [8] a Jurajdu (1999) [5].

² Výsledky jednotlivých testov sú dostupné v prílohe C a D.

³ Stupne významnosti regresných koeficientov sú zobrazené v prílohe E.

Výnosnosť vzdelania v priebehu rokov 1984 – 2009 na Slovensku

		1984	1993	1995	1997	2005	2009
Roky školskej dochádzky							
MNS	Muži	0,031	0,048	0,063	0,081	0,052	0,057
	Ženy	0,048	0,050	- *	- *	0,052	0,053
Najvyššie dosiahnuté vzdelanie							
Odborné stredoškolské	Muži	0,09	0,19	0,26	0,30	-.**	-.**
	Ženy	0,22	0,24	0,38	0,41	-.**	-.**
Všeobecné stredoškolské	Muži	0,01	0,26	0,16	0,26	0,26	0,21
	Ženy	0,17	0,25	0,26	0,38	0,31	0,42
Vysokoškolské	Muži	0,25	0,42	0,55	0,69	0,61	0,57
	Ženy	0,44	0,50	0,62	0,71	0,63	0,75
Postgraduálne	Muži	0,56	0,53	0,83	0,90	0,92	0,77
	Ženy	0,50	0,45	0,82	0,90	0,80	0,81
Počet pozorovaní	Muži	2 131	1 776	23 849	49 984	2 904	3 105
	Ženy	1 992	1 492	16 804	36 521	2 742	2 965

* Výsledky metódy najmenších štvorcov pre ženy v rokoch 1995 a 1997 nie sú dostupné.

** V rámci analýzy pre roky 2005 a 2009 neboli rozlíšené jednotlivé typy stredoškolského vzdelania.

Prameň: [8], [5] a vlastné výpočty.

Ako uvádza prvá časť tab. č. 1, do roku 1997 možno pozorovať rast významu vzdelania vzhľadom na výšku príjmu jednotlivca. Približne 3 % výnosnosť zo vzdelania v roku 1984 sa zvýšila na takmer 8 % v roku 1997. Od roku 1997 do roku 2009 je možné sledovať pokles výnosnosti. V roku 2009 ďalší rok vzdelávania navyše zvýšil mzdy mužov len o 5,7 %. Zmenu výnosnosti pre ženy v priebehu rokov 1984 – 2009 nie je možné korektne posudzovať vzhľadom na chýbajúce údaje. Na základe dostupných informácií však z dlhodobého hľadiska je vývoj výnosov zo vzdelania pomerne stabilný, hodnoty regresných koeficientov oscilujú okolo hodnoty 5 %.

Vplyv vzdelania na výšku príjmov bol analyzovaný aj vzhľadom na najvyššie dosiahnuté vzdelanie využitím dummy premenných. Referenčnou premennou je z – základné vzdelanie. Stupeň dosiahnutého vzdelania priamoúmerne reflektuje výšku príjmov. Čím vyššie dosiahnuté vzdelanie, tým väčší je rozdiel medzi príjmom daného jedinca a jedinca s dosiahnutým iba základným vzdelaním, bez ohľadu na pohlavie. Výnimku rastúceho trendu tvorili len muži s dosiahnutým stredoškolským vzdelaním. Hoci nárast v roku 1993 oproti roku 1984 je nepopierateľný, vývoj v nasledujúcich rokoch nemá stúpajúci charakter.

V poslednom desaťročí sa vyššie spomenutý rast vplyvu dosiahnutého vzdelania oproti ukončenej základnej škole na výšku príjmu zastavil, dokonca v niektorých prípadoch začal prevažovať klesajúci trend, pozorovateľný najmä v roku 2009. Hoci aj v tomto roku platí, čím vyššie vzdelanie, tým vyššia mzda, rozdiel oproti najnižšiemu ukončenému vzdelaniu sa zmenšil.

Podobnú analýzu založenú na vlastných indikátoroch pravidelne vykonáva aj OECD 2011 [16]. Vstupné dáta pochádzajú od respondentov pracujúcich na plný úväzok a ide o nezdanené príjmy.

Nasledujúca tabuľka (tab. č. 2) prezentuje vybrané výsledky danej štúdie, a to vývoj trendov v rámci relatívnych príjmov mužov a žien vo veku 25-64 rokov vzhľadom na najvyššie dosiahnuté vzdelanie. Údaje sú dostupné za roky 2008 a 2009, pričom výsledky sú uvedené v tvare indikátora, ktorého referenčná hodnota 100 sa vzťahuje na ukončené nadstavbové vzdelanie.

Tab. č. 2

Trendy v relatívnych príjmoch v rokoch 2008 a 2009
na Slovensku podľa OECD

Najvyššie dosiahnuté vzdelanie		2008	2009
Stredoškolské	Muži	72	70
	Ženy	72	70
	Celková populácia	69	66
Vysokoškolské	Muži	187	192
	Ženy	176	177
	Celková populácia	181	184

Prameň: OECD 2011 [16].

Na základe tabuľky možno konštatovať, že muži (ženy) s ukončeným vysokoškolským alebo postgraduálnym vzdelaním zarábajú aspoň o 85 % (75 %) viac ako muži (ženy) s nadstavbovým vzdelaním. Jednotlivci s najvyšším stredoškolským vzdelaním dosahujú približne 70% príjmu absolventov nadstavbového štúdia.

Dané výsledky korešpondujú s výsledkami Mincerovej rovnice prezentovanej v tomto príspevku. Tieto konkrétne vyčíslujú rast príjmu s každou úrovňou vzdelania, pričom tento fakt je jedným z ďalších záverov spomínanej štúdie.

Záver

Cieľom príspevku bolo kvantifikovať výnosnosť vzdelania a zhodnotiť jej zmenu v danom období na Slovensku. Výsledky analýzy príjmovej výnosnosti vzdelania ponúkajú nasledujúci záver.

Vzdelanie významne a pozitívne ovplyvňuje výšku príjmu. Ľuďom sa oplatí odložiť prácu a ísť študovať. Platí to rovnako pre mužov, ako aj ženy. Každý ďalší rok vzdelania, za podmienky ceteris paribus, zvýši príjmy mužov takmer o 5,7 %, v prípade žien je to 5,3 %. Výnosnosť vzdelania priamoúmerne reflektuje stupeň dosiahnutého vzdelania. Pracovníci s vyšším vzdelaním sú aj na slovenskom trhu práce odmeňovaní výrazne vyššou výnosnosťou zo vzdelania. Dopyt po pracovníkoch s najvyšším vzdelaním je ešte stále nenasýtený, to spôsobuje relatívne vysoký mzdový diferenciál medzi pracovníkmi s najvyšším vzdelaním a pracovníkmi s nižším vzdelaním.

Potvrdil sa predpoklad poklesu výnosnosti zo vzdelania. Približne 8 % výnosnosť zo vzdelania v roku 1997 sa znížila na takmer 5 % v roku 2009. Možným vysvetlením je, že ponuka vysokoškolsky vzdelaných rastie rýchlejšie ako dopyt. Tento trend je žiaduci, keďže v súčasnosti existuje prevaha dopytu nad ponukou prejavujúca sa v relatívne vysokej hodnote vzdelania na trhu práce. Otáznym je ale ďalší vývoj. Súčasnú nastavenie vysokého školstva znamená, že ponuka vysokokvalifikovaných zamestnancov bude rásť. Horšie je posudzovať trend na strane ponuky, tam vývoj môže ostať nezmenený, môže sa zrýchliť, spomaliť až ustať. Záležat' to bude od decíznej sféry, či vytvorí podmienky na efektívnu absorpciu vysokokvalifikovanej pracovnej sily tým, že podporí výrobu a export tovarov s vysokokvalifikačnou náročnosťou alebo nie.

Literatúra

- [1] BALTAGI, B. H. 2008. *Econometrics*. Berlin: Springer-Verlag, ISBN 978-3-540-76515-8.
- [2] BECKER, G. S. 1964. *Human capital*. New York : Columbia University Press, 1964.
- [3] BIRD, E. – SCHWARZE, J. – WAGNER, G. 1994. Wage Effects of the Move towards Free Markets in East Germany. In: *Industrial and Labor Relations Review*, 47 (3): 390 –400.
- [4] EURÓPSKA KOMISIA. 2010. *Europe 2020. A European strategy for smart, sustainable and inclusive growth*. Brussels : European Commission. COM(2010). 2010.
- [5] FILER, R. K. – JURAJDA, Š. – PLÁNOVSKÝ, J. 1999. Education and wages in the Czech and Slovak Republic During Transition. In: *Labour Economics*, 6, 581 – 593.
- [6] FLANAGAN, R. J. 1995. Wage Structure in the Transition of the Czech Economy. In: *IMF Working Paper*, 95/36.
- [7] HALPERN, L. – KÖRÖSI, G. 1997. Labour Market Characteristics and Profitability (Econometrics Analysis of Hungarian Firms, 1986 – 1995). The William Davidson Institute. In: *Working Paper*, No. 41.
- [8] CHASE, R. S. 1997. Markets for Communist Human Capital: Returns to Education and Experience in the Czech Republic and Slovakia. In: *Center Discussion Paper*, No. 770 , 23.
- [9] JONES, D. C. and ILAYPERUMA, K. 1994. Wage Determination Under Plan and Early Transition: Evidence from Bulgaria. In: *Working Paper*, No. 94/7, Department of Economics, Hamilton College.
- [10] KRUEGER, A. B. – PISCHKE, J. S. 1995. A Comparative Analysis of East and West German Labor Markets: Before and After Unification. In: Freeman, R. B. and F. Katz, eds., *Differences and Changes in Wage Structures* Chicago: The University of Chicago Press.
- [11] LUBYOVÁ, M. – SABIRIANKOVÁ, K. 2001. Returns to Human Capital Under Economic Transformation: The Cases of Russia and Slovakia. In: *Ekonomický časopis*, 63 – 662.
- [12] MINCER, J. A. 1958. Investment in Human Capital and Personal Income Distribution. In: *Journal of Political Economy*, 66(4), 281 – 302.
- [13] MINCER, J. A. 1970. The distribution of labor incomes: a survey with special reference to the human capital approach. In: *Journal of Economic Literature* 8, vol. 1, p. 1 – 26.
- [14] MINCER, J. A. 1974. *Schooling, Experience, and Earnings*. New York : National Bureau of Economic Research. 152 s. ISBN: 0-87014-265-8.

- [15] MÜNICH, D. – ŠVEJNÁR, J. – TERELL, K. 2005. Returns to Human Capital Under the Communist Wage Grid and During the Transition to a Market Economy. In: *Review of Economics and Statistics*, 87 (1), 100 – 123.
- [16] OECD 2011. Education at a Glance: OECD Indicators. Paríž: OECD Publishing. 497 s., ISBN: 978-92-64-11420-3.
- [17] ORAZEM, P. F. – VODOPIVEC, M. 1997. Unemployment in Eastern Europe. Value of Human Capital in Transition to Market: Evidence from Slovenia. In: *Papers and Proceedings of the Eleventh Annual Congress of the European Economic Association European Economic Review*, 41, 893 – 903.
- [18] RUTKOWSKI, J. 1996. High Skills Payoff: The Changing Wage Structure During Economic Transition in Poland. In: *Economics of Transition*, 4 (1), 89 – 112.
- [19] RUTKOWSKI, J. 1997. Low Wage Employment in Transitional Economies of Central and Eastern Europe. MOST 7, 105 – 130
- [20] SCHULTZ, T. W. 1961. Investments in Human Capital. In: *American Economic Review*, vol. 51 (1), p. 1 – 17.
- [21] SCHULTZ, T.W. 1971. *Investments in Human Capital: The role of Education and Research*. New York : Free Press and MacMillan, 1971.
- [22] ŠPROCHA, B. – POTANČOKOVÁ, M. 2010. *Vzdelanie ako diferencný faktor reprodukčného správania*. [on-line]. Bratislava: INFOSSTAT, november 2010. [cit. 24. 5. 2011]. Dostupné na internete: <<http://www.infostat.sk/vdc/pdf/vzdelanie2010.pdf>>. ISBN 978-80-89398-18-8.
- [23] ŠÚ SR. 2006. EU SILC 2005. UDB verzia 12/07/2006 [databáza s mikroúdajmi]. Bratislava: Štatistický úrad SR.
- [24] ŠÚ SR. 2010. EU SILC 2009. UDB verzia 26/07/2010 [databáza s mikroúdajmi]. Bratislava: Štatistický úrad SR, 2010.
- [25] ŠÚ SR. 2010a. *EU SILC 2009: Zisťovanie o príjmoch a životných podmienkach domácností v SR*. Bratislava : Štatistický úrad Slovenskej republiky, 2010. 74 s. ISBN 978-80-89358-76-2.
- [26] ŠÚ SR. 2011. *EU SILC: Vybrané ukazovatele – metodické vysvetlivky*. [online]. Bratislava: Štatistický úrad SR. [cit. 24. apríla 2011]. Dostupné na: <<http://portal.statistics.sk/showdoc.do?docid=7539>>.
- [27] Vysoké školy v Slovenskej republike. 2010. [cit. 5. 6. 2011]. Dostupné na internete: <<http://www.minedu.sk/index.php?rootId=414>>.

Príloha A

Príjmy v SR

Miera šikmosti podľa pohlavia v rokoch 2005 a 2009

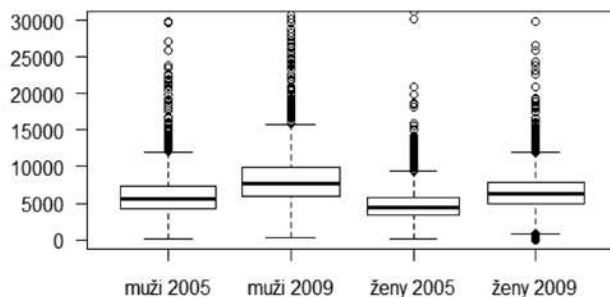
Tab. A1

	Miera šikmosti	
	Muži	Ženy
Rok 2005	9,043117	13,59143
Rok 2009	2,502571	6,053778

Prameň: vlastné spracovanie podľa EU-SILC.

Obr. A1

Rozdelenie príjmov mužov a žien v znázornení pomocou box-plotov v SR (v eurách)



Prameň: vlastné spracovanie podľa EU-SILC.

Príloha B

Klasifikácia ISCED 1997 a premenná roky vzdelávania

Tab. B

Klasifikácia ISCED 1997 a prisúdenie rokov vzdelávania jednotlivým stupňom vzdelania

Kód	Názov	Obvyklý vek		Obvyklá dĺžka trvania	educ
		vstupu	výstupu		
0	ISCED 0 Predprimárne vzdelanie Materská škola	3	6	3	0
1	ISCED 1 Primárne vzdelanie Prvý stupeň základnej školy	6	11	5	4
2	ISCED 2 – A B C Nižšie sekundárne vzdelanie Druhý stupeň základnej školy	11	15	4	8,5
3	ISCED 3 – A B C Vyššie sekundárne vzdelanie Gymnázium, stredné odborné školy	15	19	4	12,5
4	ISCED 4 – A B C Postsekundárne, neterciárne vzdelanie Pomaturitné štúdium (vyššie odborné školy)	19+	20+	1	14
5	ISCED 5 – A B Terciárne vzdelanie (1. stupeň) Vysoké školy	19+	24+	5	18
6	ISCED 6 Terciárne vzdelanie (2. stupeň) Doktorandské štúdium	24+	27+	3+	21

Prameň: vlastné spracovanie podľa Ministerstva školstva, vedy, výskumu a športu Slovenskej republiky.

Príloha C

Výsledky testov – jednoduchá Mincerova rovnica

Tab. C1

Výsledky Jarque-Beraovho testu normality rezíduí

	Muži		Ženy	
	Rok 2005	Rok 2009	Rok 2005	Rok 2009
p-hodnota	< 2,2e-16	< 2,2e-16	< 2,2e-16	< 2,2e-16
Hladina významnosti α	0,05			
	$p < \alpha$	$p < \alpha$	$p < \alpha$	$p < \alpha$
Záver	H_0 zamietam	H_0 zamietam	H_0 zamietam	H_0 zamietam

Prameň: vlastné spracovanie.

Tab. C2

Výsledky Durbin-Watsonovho testu autokorelácie rezíduí

	Muži		Ženy	
	Rok 2005	Rok 2009	Rok 2005	Rok 2009
DW štatistika	1,9355	1,8727	1,9808	1,8853
Záver	H_0 nezamietam	H_0 nezamietam	H_0 nezamietam	H_0 nezamietam

Prameň: vlastné spracovanie.

Tab. C3

Výsledky Breusch-Paganovho testu heteroskedactivity

	Muži		Ženy	
	Rok 2005	Rok 2009	Rok 2005	Rok 2009
p-hodnota	0,0653	0,6994	0,1846	0,2296
Hladina významnosti α	0,05			
	$p > \alpha$	$p > \alpha$	$p > \alpha$	$p > \alpha$
Záver	H_0 nezamietam	H_0 nezamietam	H_0 nezamietam	H_0 nezamietam

Prameň: vlastné spracovanie.

Tab. C4

Korelačné koeficienty medzi vysvetľujúcimi premennými

	Muži		Ženy	
	Rok 2005	Rok 2009	Rok 2005	Rok 2009
Koeficient korelácie				
educ/exp	-0,04160982	-0,1093567	-0,1397742	-0,1798790
educ/exp2	-0,0471906	-0,1075421	-0,1429126	-0,1729618
exp/exp2	0,9647738	0,9655218	0,9663851	0,9656287

Prameň: vlastné spracovanie.

Príloha D

Výsledky testov – rozšírená Mincerova rovnica

Tab. D1

Výsledky Jarque-Beraovho testu normality reziduí

	Muži		Ženy	
	Rok 2005	Rok 2009	Rok 2005	Rok 2009
p-hodnota	< 2,2e-16	< 2,2e-16	< 2,2e-16	< 2,2e-16
Hladina významnosti α	0,05			
	$p < \alpha$	$p < \alpha$	$p < \alpha$	$p < \alpha$
Záver	H_0 zamietam	H_0 zamietam	H_0 zamietam	H_0 zamietam

Prameň: vlastné spracovanie.

Tab. D2

Výsledky Durbin-Watsonovho testu autokorelácie reziduí

	Muži		Ženy	
	Rok 2005	Rok 2009	Rok 2005	Rok 2009
DW štatistika	1,9372	1,8747	1,9863	1,8952
Záver	H_0 nezamietam	H_0 nezamietam	H_0 nezamietam	H_0 nezamietam

Prameň: vlastné spracovanie.

Tab. D3

Výsledky Breusch-Paganovho testu heteroskedacticity

	Muži		Ženy	
	Rok 2005	Rok 2009	Rok 2005	Rok 2009
p-hodnota	0,431	0,6048	0,1753	0,5393
Hladina významnosti α	0,05			
	$p > \alpha$	$p > \alpha$	$p > \alpha$	$p > \alpha$
Záver	H_0 nezamietam	H_0 nezamietam	H_0 nezamietam	H_0 nezamietam

Prameň: vlastné spracovanie.

Tab. D4

Korelačné koeficienty medzi vysvetľujúcimi premennými

Koefficient korelácie	Muži		Ženy	
	Rok 2005	Rok 2009	Rok 2005	Rok 2009
s/n	-	-0,178163313	-	-0,2644196
s/v	-0,89595299	-0,89312387	-0,858663495	-0,8589055
s/p	-0,18763502	-0,160437690	-0,127426897	-0,1407537
s/exp	-0,01022915	0,08408480	0,022208322	0,1171458
s/exp2	-0,01074622	0,07830610	0,009757445	0,0998998
n/v	-	-0,05220124	-	-0,09354829
n/p	-	-0,009377251	-	-0,01533028
n/exp	-	0,01004171	-	0,01340136
n/exp2	-	0,01270053	-	0,02289779
v/p	-0,04313739	-0,047007695	-0,03955087	-0,04979685
v/exp	-0,04064678	-0,12324179	-0,11496469	-0,17486229
v/exp2	-0,04673463	-0,12296941	-0,11122665	-0,16626917
p/exp	0,04771198	0,04837370	0,03141283	0,01506127
p/exp2	0,05505926	0,05855800	0,02681861	0,01767212
exp/exp2	0,96477377	0,05855800	0,96638508	0,96562866

Prameň: vlastné spracovanie.

Muži

Tab. C1

Results of the Jarque-Bera Normality Test for the OLS Method

	Year 2005	Year 2009
p value	< 2.2e-16	< 2.2e-16

Tab. C2

Results of Durbin-Watson Autocorrelation Test

	Year 2005	Year 2009
DW statistics	1.9372	1.8747

Tab. C3

Results of Breusch-Pagan Heteroscedasticity Test

	Year 2005	Year 2009
p value	0.000004827	0.001872

Tab. C4

Correlation between independent variables – Multicollinearity Test

Cor. coeff.	Year 2005	Year 2009
s/n	-	-0.178163313
s/v	-0.89595299	-0.89312387
s/p	-0.18763502	-0.160437690
s/exp	-0.01022915	0.08408480
s/exp2	-0.01074622	0.07830610
n/v	-	-0.05220124
n/p	-	-0.009377251
n/exp	-	0.01004171
n/exp2	-	0.01270053
v/p	-0.04313739	-0.047007695
v/exp	-0.04064678	-0.12324179
v/exp2	-0.04673463	-0.12296941
p/exp	0.04771198	0.04837370
p/exp2	0.05505926	0.05855800
exp/exp2	0.96477377	0.05855800

Ženy

Tab. C1

Results of the Jarque-Bera Normality Test for the OLS Method

	Year 2005	Year 2009
p value	< 2.2e-16	< 2.2e-16

Tab. C2

Results of Durbin-Watson Autocorrelation Test

	Year 2005	Year 2009
DW statistics	1.9863	1.8952

Tab. C3

Results of Breusch-Pagan Heteroscedasticity Test

	Year 2005	Year 2009
p value	0.0001753	0.5393

Tab. C4

Correlation between independent variables – Multicollinearity Test

Cor. coeff.	Year 2005	Year 2009
s/n	-	-0.2644196
s/v	-0.858663495	-0.8589055
s/p	-0.127426897	-0.1407537
s/exp	0.022208322	0.1171458
s/exp2	0.009757445	0.0998998
n/v	-	-0.09354829
n/p	-	-0.01533028
n/exp	-	0.01340136
n/exp2	-	0.02289779
v/p	-0.03955087	-0.04979685
v/exp	-0.11496469	-0.17486229
v/exp2	-0.11122665	-0.16626917
p/exp	0.03141283	0.01506127
p/exp2	0.02681861	0.01767212
exp/exp2	0.96638508	0.96562866

Príloha E

Regresné koeficienty odhadnuté pomocou metódy najmenších štvorcov

Tab. E1

Výsledky jednoduchej Mincerovej rovnice pomocou metódy najmenších štvorcov

Rok		Intercept	educ	exp	exp ²
2005	Muži	10,9400 ***	0,0566 ***	0,0391 ***	-0,00085 ***
	Ženy	10.8400 ***	0.0523 ***	0.0179 ***	-0.00020 **
2009	Muži	7,964 ***	0,0568 ***	0,0263 ***	-0,00057 ***
	Ženy	7.7841 ***	0.0533 ***	0.0141 ***	-0.00019 **

[1] *** <0.1%, ** 0.1%, * 1%

Prameň: vlastné spracovanie.

Tab. E2

Výsledky rozšírenej Mincerovej rovnice pomocou metódy najmenších štvorcov

Rok		exp	exp ²	z (Intercept)	s	n	v	p
2005	Muži	3.91e-02 ***	-8.46e-04 ***	11,37 ***	+ 0,26 ***	-	+ 0,61 ***	+ 0,92 ***
	Ženy	1.74e-02 ***	-2.20e-04 *	11,18 ***	+ 0,31 ***	-	+ 0,63 ***	+ 0,80 ***
2009	Muži	2.64e-02 ***	-5.68e-04 ***	8.45 ***	+ 0,21 ***	+ 0,18 *	+ 0,57 ***	+ 0,77 ***
	Ženy	1.34e-02 ***	-1.70e-04 *	8.03 ***	+ 0,42 ***	+ 0,50 ***	+ 0,75 ***	+ 0,81 ***

[1] *** <0.1%, ** 0.1%, * 1%

[2] z – jednotlivci s dosiahnutým základným vzdelaním

[3] s – jednotlivci s dosiahnutým stredoškolským vzdelaním

[4] n – jednotlivci s dosiahnutým nadstavbovým vzdelaním

[5] v – jednotlivci s dosiahnutým vysokoškolským vzdelaním

[6] p – jednotlivci s dosiahnutým postgraduálnym vzdelaním

Prameň: vlastné spracovanie.