

DETERMINANTY MEZD ZAMĚSTNANCŮ V PODNICÍCH V ČESKÉ REPUBLICE A SLOVENSKÉ REPUBLICE

Jaromír GOTTVALD, Ekonomická fakulta VŠB-TU, Ostrava

Cílem článku je přispět k poznání procesů, ke kterým dochází při formování mezd v České a Slovenské republice. Období konce transformace se promítá do dalších změn ve formách odměňování, mění se stereotypy a zvyklosti zakořeněné v myslích zaměstnanců i manažerů podniků. Prosazují se zcela nové mzdové mechanismy, mzdy jednotlivců začínají ovlivňovat a formovat determinanty, jejichž váha ve formování mezd se mění v závislosti na mnoha vnitřních a vnějších faktorech.

1. Teoretická východiska hledání determinant mezd

Existuje mnoho způsobů jak vysvětlit, proč lidé mají rozdílné mzdy. Podle standardní neoklasické teorie pracovníci na konkurujícím si trhu práce dostávají mzdu, která se rovná jejich nákladům příležitosti. Firma maximalizující zisk najímá pracovníky až do stavu, kdy tržní sazba mzdy se rovná příjmu z mezního produktu práce najatého pracovníka. Proto firmy platí pouze takovou mzdu, která zajímá pracovníky s požadovanou kvalitou pracovní síly. V dlouhém období by se rovnovážná mzdová sazba a produktivita práce měly vyrovnat mezi odvětvími pro stejně produktivní pracovníky, a to na základě předpokladů konkurenčního trhu práce. Mzdy by tedy měly být výhradně determinovány kvalitou pracovníků. Charakteristiky pracovních míst by neměly mít žádný vliv na určení mezd, pokud neovlivňují užitečnost pracovníka.

Rozdíly ve mzdách podle odvětví na standardním konkurenčním trhu práce mohou nastat z důvodu kompenzování rozdílů ve vlastnostech pracovních míst, které přímo ovlivňují pracovníkovu užitečnost, nebo kvůli rozdílům v kvalitě pracovní síly. Také posuny v nabídce a poptávce mezi odvětvími nebo krátkodobá imobilita pracovníků může způsobit tyto rozdíly ve mzdách. Teorie tak může vysvětlit např. i to, že pracovníci dostávají ve mzdě kompenzaci za ztížené nebo nebezpečné pracovní prostředí v dolech apod. Meziodvětvové rozdíly v pracovních podmínkách jsou tedy logickým vysvětlením rozdílů mezd mezi odvětvími pro pracovníky se stejnou kvalifikací (viz Kruger a Summers, 1988). Další důkaz, jako protiklad k hypotéze vyrovnávání mezd, vychází z údajů o míře odchodů a délce trvání zaměstnání. Kruger a Summers (1988) dokazují, že existuje pozitivní (negativní) korelace mezi délkou trvání zaměstnání (mírou odchodů) a mzdovým zvýhodněním. To podporuje myšlenku, že pracovníci v odvětvích s vysokou mzdou spíše pobírají „ekonomickou rentu“ než že dochází k vyrovnávání rozdílů. Skutečnost, že mzdové zvýhodnění je silně zkorelováno napříč povoláními také hovoří proti představě o vyrovnávání rozdílů.

Některé ekonomické teorie dávají přednost osobnostním charakteristikám jako hlavním determinantům mezd. Ty nacházejí odraz ve všeobecně používaných tzv. mincerovských mzdových funkcích založených na teorii lidského kapitálu. Další zdůrazňují rozdíly v charakteristikách práce, jako např. teorie konkurence práce. Spojení těchto teorií je prováděno za pomoci alokační teorie, která ukazuje,

že lidé se vyznačují schopnostmi a pracovní místa se vyznačují složitostí. Mohou tedy existovat komparativní výhody při zaměstnávání určitých jedinců v určitých pracích, což je využito v případě, kdy existuje efektivní trh práce. Také segmentační a diskriminační teorie trhu práce zdůrazňují, že jak poptávka, tak nabídka by měly být vzaty v úvahu pro vysvětlení rozdílů ve mzdách. Když se díváme na různé přístupy v zahraniční literatuře, je zřejmé a smysluplné tvrzení, že mzdy jsou společně determinovány osobnostními charakteristikami, charakteristikami pracovních míst, institucionálními a tržními charakteristikami.

S tím úzce souvisí další otázka, jak velký je nesoulad mezi požadavky pracovních míst, složitostí práce a osobnostními charakteristikami. Pracovníci jsou klasifikováni svojí kvalifikací, která je nejčastěji měřena úrovní dosaženého vzdělání a event. délkou odborné praxe (v analýzách většinou nahrazovaná věkem), jež je na rozhraní osobnostních charakteristik a charakteristik pracovních míst. Pracovní místa jsou klasifikována svojí složitostí vyjadřovanou pomocí požadavků na dovednosti, zručnost, vzdělání, zkušenosti apod. Často dochází k tomu, že existuje nesoulad mezi úrovní vzdělání osob a požadovanou kvalifikací na vykonávanou práci. Proto se stává, že práci, která vyžaduje vysokou kvalifikaci, vykonává osoba s nižší úrovní vzdělání. A opačně, osoby s vysokou úrovní vzdělání vykonávají práci vyžadující nízkou úroveň kvalifikace. Jak velký je tento tržní nesoulad? Převažuje na trhu nabídka vyššího vzdělání nad poptávkou nebo je to opačně? Zatím nebylo provedeno mnoho podobných analýz, jednou z posledních je studie Muysken a Ruholla (2001), kteří porovnávali požadovanou kvalifikaci s úrovní vzdělání pracovní síly v Nizozemsku za rok 1994. Zjistili, že většina pracovníků v určité skupině vzdělání (vzdělání rozděleno do stupnice nízké, rozšířené, střední a vysoké) pracuje na místech s odpovídající úrovní kvalifikace (stejná stupnice), ale neplatí to všude. Např. 20 % pracovníků s vysokým vzděláním pracuje na místech s požadovanou nízkou kvalifikací. Celkově převažuje nesoulad ve směru nevyužití vzdělání, tzv. overschooling, způsobený tržní nedokonalostí, ale i jinými faktory. Rozbor výsledků ukázal, že charakteristiky pracovních míst a zkušenosti jsou pro vysvětlení rozdílů ve mzdách důležitější než úroveň dosaženého vzdělání. Vieira, Hartog a Pereira (1997) zkoumali portugalský trh práce v letech 1982, 1986 a 1992 pomocí jimi odvozené analýzy založené na mzdovém účinku úrovně pracovního místa a determinantách alokace úrovně pracovního místa. Zjistili, že problémem prováděného odhadu je, že nebere v úvahu vnitřní příčiny (endogenitu) vymezení úrovně pracovního místa. Empirická sledování v Portugalsku a Nizozemsku (viz např. Van Ophem a Hartog, 1996) ukazují, že pracovníci nejsou náhodně rozděleni mezi pracovní místa. Schopnější (a vzdělanější) pracovníci jsou s větší pravděpodobností alokováni na „vyšší“ úrovně pracovních míst.

Nadbytek vzdělání nad požadavky trhu, tedy zaměstnavatelů, by mohlo mít i jiné opodstatnění. Pro firmy je žádoucí mít určitou zásobu lidského kapitálu nad úroveň současné technologie, nad úroveň současných požadavků a to z důvodu efektivnějšího a plynulejšího procesu zavádění nových technologií a výrob.¹⁾ Zaměstnavatel tak může využít lidský kapitál akumulovaný ve firmě, ušetří náklady na najmutí dražší pracovní síly na vnějším trhu práce a rovněž náklady na další

1) Velmi zajímavé vysvětlení rozdílů různé úrovně návratnosti vzdělání a mzdových nerovností mezi EU a USA uvádí D. Acemoglu (2001), který rozvinul teorii, že firmy v Evropě vidí jako ziskovější zavádění nových technologií pro pracovníky s nižší úrovní kvalifikace než firmy v USA. To proto, že se mzdovou kompresí (niveлизací) jsou firmy nuceny institucemi trhu práce platit vyšší mzdy méně kvalifikovaným pracovníkům než by platily bez tohoto donucení. To vytváří dodatečný zájem firem zvýšit produktivitu těchto méně kvalifikovaných pracovníků, kterým stejně musí platit vyšší mzdu a dodatečně investovat do technologií na zvýšení jejich produktivity. Výsledkem jsou technologie méně náročné na kvalifikaci v Evropě ve srovnání s USA a koneckonců i celková hospodářská převaha USA nad Evropou.

vzdělávání pracovníků. V kvalifikovanější pracovní síle je též alokován větší inovační potenciál, který zvyšuje produktivitu a efektivnost práce. Přebytek zásoby kapitálu by však neměl být příliš velký, protože časem se lidský potenciál vykonáváním méně kvalifikované práce ztrácí a přestává mít výše uvedený účinek. Navíc, jestliže nesoulad mezi požadavky je větší než o jeden stupeň a současně i ve velkém rozsahu (viz např. výše uvedený příklad v Nizozemsku), tak je to mrhání lidským kapitálem obecně a známka velkého kvalitativního nesouladu na trhu práce s omezenými možnostmi jeho přizpůsobení.

Jak již bylo uvedeno, mzdy jednotlivců se mohou lišit také proto, že pracovníci jsou rozdílní. Každý pracovník přichází na trh práce s jedinečnými schopnostmi, vlastnostmi a znalostmi, obecně řečeno, s rozdílným lidským kapitálem. Každý člověk si v průběhu dospívání vybírá svoji cestu k získání lidského kapitálu, který potom nabízí na trhu práce. Někteří preferují dlouholeté vzdělání na rozdíl od jiných, kteří dají přednost vydělávat peníze dříve. Ti první očekávají, že po skončení školy nastoupí do zaměstnání a během nějaké doby budou pobírat vyšší mzdu jako výnos investice do tohoto vzdělání. Jak již bylo zmíněno, mincerovský typ mzdové funkce vychází ze standardní teorie lidského kapitálu. Mzda pracovníka je determinována jeho kvalitou, tzn. že pracovník má nějaké vzdělání, obecné pracovní zkušenosti a specifické pracovní zkušenosti získané ve firmě a ještě nějaké další vlastnosti nezávislé na vzdělání nebo zkušenostech. Podle této teorie je tedy mzda pracovníka determinována mírou návratnosti lidského kapitálu. Stovky studií²⁾ ukázaly, že mincerovská mzdová funkce podává vyhovující popis profilu příjmů jednotlivce v závislosti na vzdělání a délce odborné praxe a to dokonce i v zemích s rozdílnou institucionální strukturou. Avšak podíl vzdělání a praxe na vysvětlení rozdílů ve mzdách mezi pracovníky se liší mezi zeměmi a pohybuje se zhruba mezi 30 až 50 %.

Blanchard a Oswald (1990) analyzovali determinanty mezd tzv. bílých límečků, tedy nemanuálních pracovníků ve Velké Británii. Studie je zajímavá tím, že jsou zde uvedeny faktory ovlivňující úroveň mezd, které považují manažeři za důležité. Oslovení manažeři (formou dotazníků) považovali za nejdůležitější faktory ziskovost a produktivitu podniku, životní náklady, jak firma funguje a jak je zavedená v odvětví (tzv. going rate) a teprve poté zásluhy a výkon jednotlivce. Je nutno uvést, že odpovědi manažerů silně ovlivnila přítomnost odborů v podniku. Vlastní empirická analýza však ukázala na standardní determinanty mezd, přičemž faktory ovlivňující mzdu nemanuálních pracovníků jsou podobné těm, které ovlivňují mzdu manuálních pracovníků. Z hlediska metodologie a jejich výsledků je pro nás zajímavé jejich zkoumání vlivu nezaměstnanosti na úroveň mezd. Autoři zjistili, že mzdy (jen pro některé skupiny nemanuálních pracovníků) jsou stlačovány v těch podnicích, které se nacházejí v regionech s vysokou nezaměstnaností. Kvantitativně je však míra vlivu nízká, snížila by se asi o jednu desetinu při zvýšení nezaměstnanosti na dvojnásobek.

2. Studie o determinaci mezd v tranzitivních ekonomikách a na českém a slovenském trhu práce

Ve většině studií analyzujících mzdy jednotlivců a jejich determinanty se objevuje mincerovský typ mzdových rovnic. Flanagan (1994) srovnal vliv vzdělání na mzdy pracovníků (použil 1n měsíční mzdy) v České republice před revolucí (1988) a po revoluci (1991). Došel k závěru, že i před revolucí existoval silný pozitivní

2) Velmi dobrý přehled této literatury je uveden v Handbook of Labor Economics (1999). Mezi základní a klasické reference patří Becker a Chiswick (1966) a Mincer (1974).

vztah mezi vzděláním (měřeným jako vliv každého dalšího roku vzdělání na mzdu) a mzdou pro muže (3,4 %) a ženy (5,4 %) zvláště. V roce 1991 byl vliv vzdělání větší pro muže (4,9 %) a pro ženy téměř stejný (5,3 %). Pouze jedinou statisticky významnou změnou je růst v návratnosti vzdělání pro muže, kdy vzdělání rozdělil do formálních skupin a testoval tyto proměnné. Flanagan vysledoval kladnou návratnost vzdělání i v období centrálně plánované ekonomiky, ale podstatně menší než v tržních ekonomikách. Význam odborné praxe však klesl. Stejný výsledek ukazuje i Chase (1998), který komparoval data z let 1984 a 1993. Jeho výsledky byly v meziročních srovnáních ještě přesvědčivější: návratnost vzdělání se v ČR v roce 1993 zvýšila z 2,4 na 5,2 %. Pro ženy byly míra návratnosti vzdělání ještě větší, v roce 1993 se zvýšila z 4,2 na 5,8 %, její růst však byl menší. Výsledky pro Slovensko jsou velmi podobné, pro muže v roce 1993 růst z 2,8 na 4,9 % a růst ze 4,4 na 5,4 % pro ženy za stejné období. Tak jako u předchozí studie význam odborné praxe podstatně klesá, řádově ze 3 na 1 %.

Rovněž Rutkowski (1997) zkoumal návratnost vzdělání před rokem 1987 a po revoluci v roce 1992 v Polsku. Míra návratnosti vzdělání se v roce 1992 zvýšila z 5 na 7 %. Když sledoval léta 1992, 1995 a 1996, míra návratnosti se pohybovala mezi 7 a 8 %, přičemž v soukromém sektoru byla asi o 1 % vyšší než ve veřejném sektoru. Když sledoval vliv odborné praxe, zjistil trvalý pokles míry návratnosti.

Orazem a Vodopivec (1997) na datech z let 1987 a 1991 sledovali změnu hodnoty lidského kapitálu ve Slovinsku, konkrétně změny ve struktuře mezd ve vztahu ke vzdělání, odborné praxi, pohlaví a národnosti. Ve sledovaném období došlo k rapidnímu růstu návratnosti vzdělání jak pro muže, tak pro ženy, i když u těch s menším efektem.

Halpern a Körosi (1997) odhadovali rozšířenou funkci lidského kapitálu za léta 1986 až 1996 v Maďarsku na poměrně rozsáhlém souboru jednotlivců. Potvrdili rostoucí míru návratnosti vzdělání ve mzdách, kdy míra návratnosti vzrostla u univerzitního vzdělání vůči základnímu z 45 % v roce 1986 na 62 % v roce 1989 a v dalších letech se pohybovala v rozmezí 56 až 61 %. Vliv odborné praxe na mzdu se ve sledovaném období neustále snižoval, jeho význam v tržní ekonomice klesá.

Zatím nejpodrobnější analýzu významu lidského kapitálu v ČR a na Slovensku v letech 1995 až 1997 provedli Filer, Jurajda a Plánovský (1999). Vycházeli z dat Trexima Zlín a Bratislava a to ze souboru cca 662 tis. zaměstnanců v ČR a cca 260 tis. zaměstnanců na Slovensku. Z výsledků vyplývá, že v roce 1997 bylo vzdělání všech typů odměňováno nepoměrně lépe než za socialismu a rostlo i v průběhu transformace. Hodnota vzdělání nejenže začala v ČR růst dříve než na Slovensku, ale dosáhla i vyšší úrovně. Ukazatel míry návratnosti se pohybuje od 6,5 do 9,0 % za rok a dosahuje tak o dost vyšších hodnot než např. uvádí Flanagan (1994) za rok 1991 a Chase (1998) za rok 1993. Jejich hodnoty se pohybují mezi 3,5 až 5,2 % v závislosti na pohlaví.

V následujícím textu budu řešit podobné problémy, jako výše uvedené práce, kladu si však i další otázky. Česká i Slovenská republika přijaly v zásadě podobnou legislativu v oblasti trhu práce a systému odměňování, což vyústilo v podobnou strategii a politiku trhu práce na počátku transformace, ale i po rozdělení republik v roce 1993. Daly by se tedy očekávat podobné účinky a efekty v prvních letech transformace. *Platí to i pro druhou polovinu 90. let, která je nazývána jako období post-transformační? Objevily se výrazné odlišnosti v determinantách mezd mezi Slovenskem a Českou republikou?*

Jaké determinanty dnes hrají klíčovou roli při formování mezd? Jsme schopni identifikovat změny, ke kterým došlo v průběhu druhé poloviny 90. let? Je pravda, že míra návratnosti vzdělání se zvýšila stejně výrazně v obou republikách a teorie lidského kapitálu se prosazuje stále více a více?

Víme, že návratnost praxe se snížila již v prvních letech transformace, ale je tento pokles stejný v obou republikách? Hrají zkušenosti a praxe stále menší úlohu v determinaci mezd nebo se jejich význam již dále nesnižuje? Dosáhl tento faktor již standardní úrovně obvyklé v zemích EU?

Jak důležité jsou a jak významnou roli hrají ostatní osobní charakteristiky při určení mzdy? Jak velká je diskriminace žen a čím je způsobena? Je větší na Slovensku nebo v České republice? Jsou, v souvislosti s tím, mzdy pracovníků ovlivněny délkou pracovního úvazku?

Před revolucí měli vyšší mzdy zaměstnanci ve větších firmách, protože větší firma měla větší politickou sílu dojednat si lepší podmínky plnění plánu a měkčí rozpočtové omezení. Existuje, alespoň částečně, stejná závislost i dnes nebo byla nahrazena jiným vysvětlením? Je tento faktor spojen s ekonomickými výsledky firem nebo s jejich úrovní produktivity práce?

Má smysl sledovat právní formu podniku nebo organizace jako determinanty mezd? Odměňují státní, soukromé, družstevní nebo zahraniční firmy a organizace své zaměstnance rozdílně?

Pokud klasická ekonomická teorie týkající se míry nezaměstnanosti platí, znamená to, že se vzrůstající nabídkou práce se bude mzdový tlak ve firmách snižovat. To bude platit jak při stanovení mzdy nově zaměstnanému pracovníkovi prostřednictvím kolektivních dohod, tak i při individuálním stanovení jeho mzdy (nejnižší přijatelná mzda, tzv. reservation wage se snižuje). Nebo převládá insider-outsider efekt, kde platí, že vysoká nezaměstnanost nemá očekávaný efekt na vysokou nezaměstnanost v regionu (severní Morava, severní Čechy, Oravský kraj na Slovensku), protože vysoká dlouhodobá nezaměstnanost, štědré sociální dávky a jiné faktory nevytvářejí nezbytný vnější tlak na pružnější formy odměňování v podnicích. V regionech s nízkou mírou nezaměstnanosti a zvláště s velmi nízkou mírou nezaměstnanosti chybí volná vhodná pracovní síla, což vede k placení efektivních mezd, přetahování pracovníků do jiných nebo nových firem, do zahraničních firem. *Otázka tedy zní, zda má nezaměstnanost vliv na úroveň mezd, zvláště když se rozdílná regionální úroveň nezaměstnanosti dlouhodobě nevyrovnává (i z důvodu nízké mobility pracovní síly v ČR a SR)?*

3. Modely, metody a data použité v analýze

Z předchozích hypotéz vyplývá, že byly analyzovány jednotlivé determinanty podle jejich charakteristiky vlivu a poté jejich kombinace. Tomuto členění byly přizpůsobeny použité proměnné odvozené z dat. V analýze byla použita standardní metoda nejmenších čtverců v regresní analýze (OLS) determinant mezd ve funkci lidského kapitálu. Jako závisle proměnná vystupuje přirozený logaritmus průměrné hodinové hrubé mzdy pracovníků v příslušném roce.

Byl použit mincerovský typ funkce lidského kapitálu, který vymezuje determinanty charakterizující lidský kapitál a ostatní charakteristiky s ním spojené, institucionální a strukturální proměnné, včetně vybraných kombinací jednotlivých proměnných

$$\ln w_i = W(S, E, F, X, Z),$$

$$i=1, \dots, N$$

kde Z je vektor podnikových strukturálních proměnných a exogeních proměnných, které ovlivňují formování mzdy v podnicích. Jsou to:

– produktivita práce měřená jako výkony celkem na počet zaměstnanců ve firmě (proměnná ve formě $\ln$),

- zisk rozdělený do skupin podle velikosti a vyjádřený pomocí formálních (dummy) proměnných,
- počet zaměstnanců v absolutním vyjádření (proměnná ve formě ln),
- průměrná úroveň regionální míry nezaměstnanosti v posledním čtvrtletí daného roku (proměnná ve formě ln),
- celková průměrná hodinová hrubá mzda v regionu (proměnná ve formě ln).

X je vektor institucionálních proměnných, jimiž jsou:

- druh vlastnictví rozdělený do 8 skupin formálních proměnných,
- právní forma vlastnictví rozdělená do 10 skupin formálních proměnných,
- formální proměnné pro 14 odvětví (klasifikace OKEČ = NACE),
- formální proměnné pro 14 krajů,
- formální proměnné pro 3 skupiny kvalifikačních charakteristik pracovních míst.

S je vzdělání vyjádřené buď jako počet let vzdělání (Y) nebo jako vektor 6 formálních proměnných odrážejících jednotlivé úrovně vzdělání.

E jsou zkušenosti, praxe vysvětlované pomocí věku pracovníka v letech.

F jsou ostatní proměnné charakterizující

- pohlaví,
- počet odpracovaných hodin (proměnná ve formě ln),
- formální proměnné pro zkrácenou pracovní dobu (méně než 36 hodin týdně)

a pro plnou pracovní dobu.

Úplný a detailní popis a genezi dat je možno nalézt na webových stránkách Treximy Zlín (www.trexima.cz). Proto zde uvádím jen nejdůležitější popis dat relevantních k následujícím analýzám a to jak za Českou, tak za Slovenskou republiku.

Regionální struktura ČR byla přizpůsobena současně platné struktuře 14 krajů. Odpracované hodiny byly k dispozici až od roku 1998. Ekonomická data podniků byla doplněna z vnějších dostupných databází a to jen za podniky, které mají povinnost provádět audit a jejichž výsledky hospodaření jsou veřejně přístupné. Instituce veřejného sektoru a neziskové organizace jsou tím automaticky vyloučeny z analýzy v modelu **Z**.

Tabulka 1

Základní popis struktury dat pro Českou republiku

	1996		1997		1998		1999		2000	
	průměr	stand. odch.	průměr	stand. odch.	průměr	stand. odch.	průměr	stand. odch.	průměr	stand. odch.
Počet sledování (počet osob)	469 005		708 249		1 049 582		1 049 555		1 056 724	
Hodinová mzda (Kč)	62,03	35,46	68,29	42,69	74,06	51,96	80,34	54,48	88,29	63,78
Věk	37,1	15,47	37,9	13,89	38,7	12,65	40,9	11,56	40,9	11,54
Podíl žen (%)	36,5		47,7		48,4		46,8		45,2	
Odpracované hodiny	x	x	x	x	1619,4	531,1	1673,1	493,0	1668,2	490,3
Velikost firmy (počet osob)	692,7	x	460,1	x	420,2	x	369,9	x	322,2	x
Počet let vzdělání	11,47	2,34	11,94	2,44	12,01	2,36	11,92	2,34	12,46	1,78

Pramen: Trexima Zlín, vlastní výpočty.

Podíl žen na zaměstnanosti v ČR se zvýšil v roce 1997 a poté se ustálil na 45 – 48 %, který odpovídá struktuře zaměstnanosti dle výběrových šetření pracovních sil. Průměrná velikost firem (organizačních jednotek) se snížila z 693 zaměstnanců na 322 zaměstnanců a to zlepšením výběrového souboru, ale také tím, že neustále probíhá proces diverzifikace výroby a ekonomických činností. Podobné údaje na Slovensku nejsou k dispozici.

Tabulka 2

Základní popis struktury dat pro Slovenskou republiku

	1997		1998		1999		2000	
	průměr	stand. odch.	průměr	stand. odch.	průměr	stand. odch.	průměr	stand. odch.
Počet sledování (počet osob)	370 073		295 210		342 255		345 391	
Hodinová mzda (Sk)	59,08	60,79	63,87	51,75	66,84	60,62	72,05	60,12
Věk	38,30	10,95	37,73	10,74	38,70	10,78	38,83	10,72
Podíl žen (%)	37,4		39,4		44,5		44,9	
Odpracované hodiny	1543,5	529,2	1551,5	512,0	1536,4	521,3	1544,2	515,3
Velikost firmy (počet osob)	343,1		x		x		x	
Počet let vzdělání	11,66	2,10	11,70	2,10	11,82	2,15	11,88	2,14

Pramen: Trexima Bratislava, vlastní výpočty

Z počtu sledování a změny struktury dat podle krajů a odvětví na Slovensku vyplývá, že tyto činnosti nejsou vždy optimální. To se týká zejména odvětvové struktury, kde je uváděn výrazně nižší podíl zemědělství, veřejné správy a školství a naopak vyšší podíl zpracovatelského průmyslu, dopravy a spojů a zdravotnictví. Podíl neuvedených údajů pro vzdělání a klasifikaci zaměstnání je poměrně velký a bohužel se v čase nesnižuje, spíše naopak. Ekonomická data z vnějších zdrojů (obchodní věstník) jsou k dispozici pouze za rok 1999 a to pro cca 25 % celkového počtu sledování, a to jako nenáhodný výběr.

4. Výsledky analýzy dat

V analýze dat bylo použito metody postupného vkládání proměnných (stepwise) pro jednotlivé modely popsané v části 3. Vedle toho byly analyzovány i jednotlivé determinanty zvlášť, přičemž se vytvářely různé kombinace modelů s různou vypovídací schopností. Vlastní analýzou se potvrdil předpoklad, že spojovat institucionální a osobní charakteristiky s podnikovými strukturálními a ekonomickými proměnnými není vhodné. Koeficient determinace sice rostl až na 0,65, ale počet pozorování významě klesal v závislosti na tom, pro kolik podniků byly k dispozici ekonomické údaje o jejich hospodaření. Na druhé straně, počet sledování (přes 0,5 mil. osob za ČR) byl nad očekávání. Výsledná struktura dat ale není výsledkem náhodného výběru a výsledky analýzy se natolik odchýlily od předpokladů, že nejsou srovnatelné s výsledky jiných modelů a nejsou interpretovatelné v jejich kontextu. Proto jsou výsledky za model Z uváděny samostatně a některé strukturální proměnné, které nesnižily reprezentativnost souboru dat, jsou použity společně

s jinými institucionálními proměnnými zvlášť. Uvažované vážení souboru dat by v tomto případě nemohlo přinést očekávaný efekt.³⁾ Navíc, ekonomické údaje za Slovensko byly k dispozici pouze za rok 1999.

4. 1 *Lidský kapitál a mzdy*

Nabídková strana je reprezentována výší dosaženého vzdělání a poptávková strana vykonávaným povoláním, tedy formální (dummy) proměnné byly zahrnuty do prvního modelu (S). Z předpokladů vyplývá, že některá povolání budou dosahovat vysoké korelace⁴⁾ s některými proměnnými pro vzdělání (ale také např. pro některá odvětví, jako školství nebo zdravotnictví s povoláním vědeckých a odborníků duševní pracovníci). Z tabulky 1 vyplývá, že všechny proměnné jsou statisticky významné. Úroveň dosaženého vzdělání a vykonávání určitého povolání vysvětluje třetinu všech rozdílů ve mzdách. Koeficient determinace se přitom stále zvyšuje. Standardizované -koeficienty (nejsou v tabulce uvedeny) jsou pro většinu proměnných pro povolání (s výjimkou pracovníků služeb a pracovníků v zemědělství) výrazně větší než pro proměnné vyjadřující vzdělání (s jedinou výjimkou pro vysokoškolské vzdělání). Z toho plyne významné a jednoznačné zjištění, že **vykonávané povolání má větší význam pro formování mzdy jednotlivce než výše jeho vzdělání**. Vykonávané povolání není totéž jako třídění pracovních míst podle požadavků na kvalifikaci, schopnosti apod. I když se tyto charakteristiky pracovních míst odvozují z klasifikace povolání (ISCO88), nemohou se pro nedostatek jiných jednoduchých metod navzájem zaměňovat (proměnné pro charakteristiky pracovních míst jsou zahrnuty do dalších modelů). Tak jako pro charakteristiky pracovních míst i pro povolání platí, že pracovníci nejsou rozděleni mezi povolání náhodným výběrem. Lidé s vyšší úrovní vzdělání, schopnější pracovníci jsou s vyšší pravděpodobností alokováni do povolání vyžadujících větší znalosti a schopnosti a s větší pravděpodobností pobírají i vyšší mzdu (viz tabulka 3).

Vypovídací schopnost modelu roste vložení dalších proměnných vztahujících se k osobním charakteristikám pracovníků (model $SY+E+F$). Pohlaví je významný faktor diferenciací mezd. Muži mají zhruba o 20 – 30 % vyšší mzdy než ženy v obou republikách. Mzdová mezera byla největší v roce 1998 v ČR, poté klesala a v roce 2000 měli muži mzdu o 26 % vyšší než ženy. Tento proces vyrovnávání mzdových rozdílů může být prvním výsledkem boje proti všem formám diskriminace na trhu práce zakotveným v Národním plánu zaměstnanosti, ale spíše jde o reprezentativnější strukturu dat. Na Slovensku byla ve sledovaném období mzda mužů o 24,4 až 25,9 % vyšší než mzda žen, což je podstatně vyrovnanější průběh než v ČR. Tyto výsledky jsou velmi podobné výsledkům, které uvádí Jurajda (2000), tj. že rozdíl mezd činil v ČR v roce 1998 28 %, Plánovský (1998) uvádí 21 až 23 % v období 1995 až 1997 na Slovensku. Určitá část mzdového rozdílu je bezpochyby způsobena mzdovou, profesní i jinou diskriminací.

Věk je možno považovat za zprostředkující ukazatel délky odborné praxe, získaných zkušeností. Z různých analýz vyplývá, že mzdově věkový mechanismus není příliš významný při formování mezd celkem a ani v ČR, přičemž v podnikatelském sektoru téměř neexistuje. To neplatí pro veřejný a neziskový sektor ekonomiky, kde mzdově věkový mechanismus je zakotven do soustavy mzdových tarifů a hraje svoji významnou roli. Stejná analýza pro Slovensko ukázala, že mzdově vě-

3) Data některých „skupin“ zcela ze souboru mizí a nelze je nahradit ani vážením. Tedy, data jsou i po vážení stále nereprezentativní.

4) Test multikolinearity potvrdil její dost vysokou míru, ale stále v mezích statistické nevýznamnosti. Nicméně, proměnné pro vzdělání a povolání se v dalších modelech v této podobě nepoužívaly.

Tabulka 3

Lineární regrese mzdové funkce pro vzdělání a povolání (model S)

	1996	1997		1998		1999		2000	
Proměnné	ČR	ČR	SR	ČR	SR	ČR	SR	ČR	SR
Konstanta	3,554 <i>1730,83</i>	3,612 <i>211,64</i>	3,553 <i>1329,87</i>	3,648 <i>2248,63</i>	3,652 <i>1489,47</i>	3,734 <i>2430,55</i>	3,703 <i>1290,04</i>	3,829 <i>2537,58</i>	3,759 <i>1210,90</i>
Vzdělání (ISCED97) (základní vzdělání je referenční proměnná)									
Vyučení	0,060 <i>33,51</i>	0,095 <i>49,59</i>	0,071 <i>25,69</i>	0,093 <i>53,13</i>	0,060 <i>27,76</i>	0,121 <i>80,37</i>	0,059 <i>20,25</i>	0,099 <i>77,83</i>	0,071 <i>22,86</i>
Střední vzdělání s maturitou	0,130 <i>64,10</i>	0,096 <i>44,59</i>	0,144 <i>48,25</i>	0,080 <i>40,52</i>	0,095 <i>41,56</i>	0,106 <i>61,71</i>	0,126 <i>40,37</i>	0,167 <i>109,04</i>	0,117 <i>35,63</i>
VOŠ + bakalářské	x <i>x</i>	0,081 <i>14,45</i>	0,108 <i>9,39</i>	0,013 <i>2,71</i>	0,137 <i>13,32</i>	0,077 <i>19,05</i>	0,100 <i>11,18</i>	0,176 <i>31,95</i>	0,071 <i>8,22</i>
Vysokoškolské	0,339 <i>126,69</i>	0,354 <i>138,74</i>	0,339 <i>80,56</i>	0,363 <i>15,61</i>	0,285 <i>77,26</i>	0,385 <i>176,19</i>	0,313 <i>73,32</i>	0,464 <i>224,22</i>	0,319 <i>72,42</i>
Neuveдено	0,049 <i>27,74</i>	0,033 <i>16,50</i>	0,013 <i>3,91</i>	0,023 <i>12,29</i>	•	0,135 <i>75,82</i>	0,049 <i>14,05</i>	0,195 <i>104,91</i>	0,060 <i>16,49</i>
Povolání (ISCO88) (pomocní a nekalifikovaní pracovníci je referenční proměnná)									
Vedoucí pracovníci, zákonodárci	0,727 <i>262,15</i>	0,772 <i>303,99</i>	0,883 <i>169,09</i>	0,945 <i>388,95</i>	0,959 <i>178,33</i>	0,926 <i>384,71</i>	0,900 <i>168,05</i>	0,882 <i>371,74</i>	0,976 <i>176,15</i>
Vědecký a odborní pracovníci	0,637 <i>235,07</i>	0,553 <i>246,11</i>	0,503 <i>122,14</i>	0,534 <i>259,33</i>	0,565 <i>136,67</i>	0,526 <i>250,42</i>	0,516 <i>124,33</i>	0,480 <i>219,04</i>	0,524 <i>122,21</i>
Techničtí pracovníci	0,476 <i>218,82</i>	0,505 <i>246,22</i>	0,409 <i>132,80</i>	0,574 <i>312,39</i>	0,459 <i>148,74</i>	0,533 <i>293,70</i>	0,359 <i>119,00</i>	0,467 <i>257,53</i>	0,385 <i>122,06</i>
Nižší administrativní pracovníci	0,226 <i>81,02</i>	0,325 <i>143,20</i>	0,197 <i>49,39</i>	0,359 <i>169,93</i>	0,261 <i>64,02</i>	0,301 <i>145,36</i>	0,243 <i>61,86</i>	0,274 <i>136,75</i>	0,228 <i>55,60</i>
Provozní prac. ve službách a obchodu	0,074 <i>22,64</i>	0,059 <i>24,22</i>	0,109 <i>28,78</i>	0,047 <i>23,04</i>	0,162 <i>41,00</i>	0,0198 <i>9,99</i>	0,086 <i>24,56</i>	0,034 <i>16,99</i>	0,075 <i>20,77</i>
Dělníci v zemědělství	0,048 <i>7,71</i>	0,087 <i>15,01</i>	0,046 <i>9,11</i>	0,144 <i>35,41</i>	0,054 <i>9,15</i>	0,048 <i>13,08</i>	•	0,074 <i>22,48</i>	-0,020 <i>-2,28*</i>
Řemeslníci, výrobci a zpracovatelé	0,383 <i>188,97</i>	0,419 <i>22,77</i>	0,305 <i>114,23</i>	0,464 <i>281,45</i>	0,281 <i>103,92</i>	0,385 <i>235,73</i>	0,287 <i>104,82</i>	0,387 <i>243,13</i>	0,289 <i>99,12</i>
Obsluha strojů a zařízení	0,399 <i>199,97</i>	0,411 <i>226,90</i>	0,364 <i>140,96</i>	0,427 <i>262,36</i>	0,370 <i>136,92</i>	0,375 <i>235,77</i>	0,343 <i>130,17</i>	0,370 <i>235,15</i>	0,313 <i>112,61</i>
Upravené R ²	0,308	0,319	0,245	0,315	0,277	0,326	0,241	0,336	0,255
Počet sledování	469 005	708 249	327 659	255 747	1 041 012	298 434	1 037 459	1 045 183	292 060

Poznámka: Závisle proměnná: ln průměrné roční hodinové mzdy. Všechny proměnné jsou statisticky významné na 1% hladině významnosti, pokud není uvedeno jinak. *t* – statistiky jsou psány *kurzívou*. * = významné na 5% hladině významnosti.

kový mechanismus je silněji zakotven v odměňování a to nejen ve veřejném sektoru, ale i v podnikatelském sektoru pro pracovníky s vyšší úrovní vzdělání. Regresní analýza v modelu s ostatními osobními faktory ukazuje, že věk je statisticky významnou proměnnou jak na Slovensku, tak v ČR. Její vliv na formování mzdy v ČR je velmi nestabilní a pohybuje se v rozmezí od 0,35 % v roce 1997 do 3,9 %

v roce 1996, v roce 2000 dosáhl úrovně 2,5 %, tedy s růstem věku pracovníka o jeden rok se zvýší jeho mzda v průměru o 2,5 %. Když jsme vložili věk jako jedinou vysvětlující proměnnou, tak se její vliv pohyboval mezi 0,36 a 0,69 %, přičemž se do roku 1998 zvyšoval a poté se začal výrazněji snižovat. Vliv věku jako jediné proměnné je tedy menší než v modelu a má i menší vliv. Na Slovensku je vliv věku na formování mezd větší, když jeho vliv (model $SY+E+F$) rovnoměrně klesal ze 3,5% v roce 1997 na 2,9 % v roce 2000. Věk, jako jediná vysvětlující proměnná, poskytuje opačné výsledky ve srovnání s ČR. Vliv věku se zvýšil a dosahoval 4,1 % s rovnoměrným poklesem na 3,4 % do roku 2000. Tím se potvrzují předpoklady, že význam věku pro formování mezd se snižuje v obou republikách, ale na Slovensku je stále větší. V ČR přetrvává významější vliv pouze ve veřejném sektoru a to zejména u vzdělanějších pracovníků, na Slovensku jej můžeme u vzdělanějších pracovníků najít i v podnikatelském sektoru.

Práce na plný úvazek (36 hodin týdně a více) přináší pracovníkům v ČR mzdový „bonus“ ve výši asi 2 až 3 %.⁵⁾ V mnoha podnicích zaměstnanci pracující na zkrácený úvazek nedostávají (nemají nárok podle premiových řádů a předpisů) některé složky mzdy jako pracovníci na plný úvazek. Je to tím, že se nepodílejí plnohodnotně na výsledcích, za které jsou vypláceny prémie, odměny nebo osobní ohodnocení. Za tímto mechanismem se může skrývat i určitý druh diskriminace, např.

Tabulka 4

Lineární regrese mzdové funkce pro charakteristiky lidského kapitálu ($SY+E+F$)

Proměnné	1996			1997		1998		1999		2000	
	ČR	ČR	SR	ČR	SR	ČR	SR	ČR	SR	ČR	SR
Konstanta	2,086 285,06	2,900 748,31	2,166 193,63	2,095 455,00	1,828 150,78	1,659 263,79	2,107 188,05	1,767 287,16	1,985 163,43		
Věk	0,039 115,84	0,0035 26,05	0,035 88,35	0,0089 76,46	0,032 75,37	0,028 139,38	0,030 72,91	0,025 121,73	0,029 64,78		
Věk	-0,042 -98,61	0,0033 16,59	-0,037 -74,08	-0,0070 -42,99	-0,036 -64,30	-0,031 -124,16	-0,032 -59,91	-0,028 -110,56	-0,030 -53,38		
Pohlaví - muž	0,208 161,06	0,238 221,21	0,242 159,52	0,306 393,87	0,244 156,22	0,281 350,06	0,259 180,00	0,260 334,81	0,255 173,57		
Práce na plný úvazek	0,226 125,22	0,021 13,41	-0,256 -112,66	0,011 8,47	-0,152 -61,41	0,013 9,38	-0,148 -58,12	0,021 15,11	-0,129 -47,89		
Odpracované hodiny	x	x	0,054 47,76	0,142 244,40	0,118 97,68	0,133 189,81	0,081 76,98	0,145 210,00	0,105 90,75		
Počet let vzdělání	0,040 131,41	0,051 165,71	0,044 92,46	0,028 147,84	0,039 76,81	0,048 202,96	0,043 92,51	0,045 200,67	0,045 93,67		
Povolání (dummy)	Ano	Ano	Ano	Ano	Ano	Ano	Ano	Ano	Ano		
Upravené R^2	0,417	0,433	0,385	0,457	0,420	0,470	0,392	0,462	0,401		
Počet sledování	316 934	504 592	284 307	988 667	227 232	877 561	265 461	948 425	259 090		

Poznámka: Závisle proměnná: ln průměrné roční hodinové mzdy. Všechny proměnné jsou statisticky významné na 1 % hladině významnosti, pokud není uvedeno jinak. t – statistiky jsou psány kurzívou.

5) Obtížné je vysvětlitelná výrazně odlišná hodnota regresního koeficientu za rok 1996, mj. i proto, že mzda pracovníků na plný úvazek byla jen o 7,4 % vyšší než mzda pracovníků na zkrácený úvazek. Při bližším zkoumání průběhu testování jsme však zjistili, že podíl pracovníků se zkráceným úvazkem činil 17 % z celkového počtu respondentů, poté klesal a v roce 2000 byl pouze 7 %.

žen pracujících na zkrácený úvazek, druhé zaměstnání, souběžný pracovní poměr. Tento druh diskriminace, pokud existuje, je velmi obtížně zjištělný. Tyto závěry pro ČR jsou potvrzeny i zahrnutím počtu odpracovaných hodin (k dispozici až od roku 1998), když platí, že se vzrůstajícím počtem odpracovaných hodin se zvyšuje průměrná hodinová mzda pracovníků. Je nutno zdůraznit, že použitá proměnná (ln odpracovaných hodin) není vypočítána ze stejného ukazatele. Elasticita mzdy je vyrovnaná v meziročním srovnání, ale je nízká. Průměrná hodinová mzda se zvýší pouze asi o 0,14 %, když se zvýší počet odpracovaných hodin o 1 %.

Z tabulky 4 vyplývá, že pro Slovensko je situace opačná, tedy pracovníci na plný úvazek mají nižší průměrný výdělek než pracovníci na zkrácený úvazek. Pracující na plný úvazek pobírali v roce 2000 asi o 13 % nižší výdělek než pracovníci na zkrácený úvazek, přičemž rozdíl v roce 1997 dosáhl celých 25,6 %. Podíl pracovníků pracujících na zkrácený úvazek je přiměřený a pohybuje se mezi 6 – 8 % z celkového počtu pracovníků našeho souboru. Zdůvodnění pro Českou republiku a jiné země zde neplatí. Vysvětlením je překvapivé zjištění, že mezi pracovníky na zkrácený úvazek je výrazná převaha mužů.

Např. podíl mužů mezi pracovníky na zkrácený úvazek činil v roce 2000 téměř 75 %. Tedy efekt mzdového „zvýhodnění“ mužů převáží ve výsledku efekt plných vs. zkrácených úvazků. Tím ale vyvstala nová otázka, proč je větší počet mužů v kategorii zkrácených úvazků? Zde může hrát hlavní roli obecně velmi vysoká nezaměstnanost na Slovensku, která nutí pracovníky pracovat na zkrácený úvazek, aby neztratili zaměstnání. Dalším důvodem může být zkracování pracovního týdne v podnicích pro nedostatek zakázek, což se promítá do pracovních úvazků. Toto vysvětlení podporuje fakt, že průměrný počet odpracovaných hodin na Slovensku je v průměru o 120 hodin za rok nižší než v ČR. Na Slovensku, v souladu s ČR a jinými zeměmi, platí, že s počtem odpracovaných hodin roste průměrná hodinová mzda pracovníků. Na Slovensku je elasticita mzdy nízká, průměrná mzda roste o 0,05 až o 0,12 %, když se zvýší počet odpracovaných hodin o 1 %, což je řádově nižší než v ČR.

Jednotlivé úrovně dokončeného vzdělání byly nahrazeny počtem let vzdělání,⁶⁾ číselnou proměnnou, potřebných k dosažení dané úrovně vzdělání, což poněkud eliminuje relativně silnou multikolinearitu zmiňovanou výše. Tato substituce mírně zlepšila vypovídací schopnost modelu, i když se počet sledování zahrnutých do analýzy snížil (eliminování ti pracovníci, u nichž nebylo uvedeno žádné vzdělání; největší úbytek sledování byl v roce 1998 v ČR a v tomto roce to negativně ovlivnilo i výsledky). Výsledky ukazují, že každý další rok ukončeného vzdělání přináší svému nositeli v průměru o 4 až 5 % vyšší mzdu. Výsledky jsou vzácně vyrovnané pro Českou i Slovenskou republiku. Testoval-li se počet let odděleně, míra návratnosti vzdělání se zvýšila v ČR na 9,1 % a v SR na 8,1 % v roce 2000 a koeficient determinace dosáhl úrovně 0,216, resp. 0,159 pro Slovensko. Právě tyto výsledky ukazují, že míra návratnosti vzdělání je jen o málo vyšší v ČR než na Slovensku. Nicméně, tyto výsledky plně odpovídají výsledkům v práci Filera et al. (1999) a podávají jasný důkaz o rostoucím vlivu vzdělání na mzdovou strukturu a mzdovou úroveň v české a slovenské ekonomice.

4. 2 *Mzdy a institucionální struktura ekonomiky*

Model institucionálních proměnných (X) je založen na pěti skupinách formálních proměnných: odvětví, kraje, druh vlastnictví, právní forma vlastnictví a cha-

6) Průběžná číselná proměnná, kde jsme dosadili: základní vzdělání = 8 let, vyučený = 11 let, střední s maturitou = 12 let, VOŠ a bakalářské = 15 let a vysokoškolské = 17 let vzdělání.

rakteristiky prací. Výsledky analýzy jsou citlivé na zařazení nebo nezařazení některých skupin proměnných nebo individuálních proměnných. U některých proměnných je malý počet sledování a byly z analýzy vyloučeny (to se týká zejména proměnných pro právní a vlastnické formy). Vypovídací schopnost modelu v čase roste, když koeficient determinace se zvýšil z 0,306 v roce 1996 na 0,383 v roce 1998 a 0,370 v roce 2000. Jeho vysoká vypovídací schopnost je způsobena zařazením proměnné charakteristiky pracovního místa. Nezařazením této charakteristiky do modelu se snížil koeficient determinace na 0,096 v roce 1996 a 0,167 v roce 2000, kdy dosáhl nejvyšší hodnoty v rámci sledovaných období. Tím se potvrdil předpoklad, že charakteristiky pracovních míst, odvozené z kategorií povolání, jsou velmi významným předpokladem pro vysvětlení rozdílů mezd jednotlivců. Zařazení práce do kategorie vyžadující vysokou kvalifikaci je nejdůležitější determinatou pobírané vysoké mzdy a vice versa.

Tabulka 5

Lineární model mzdové funkce (X) za ČR a SR

Proměnné	1997		1998		1999		2000	
	ČR	SR	ČR	SR	ČR	SR	ČR	SR
Konstanta	3,776 1444,44	3,674 759,54	3,874 1218,5	3,886 621,03	3,986 1424,4	3,827 613,88	4,138 1939,94	3,896 510,04
REGIONY (NUTS 3), Praha a Bratislava referenční proměnné								
Středočeský kraj	-0,044	-0,088	-0,102	-0,131	-0,122	-0,086	-0,093	-0,097
Trnavský kraj	-19,62	-31,294	-62,05	-42,97	-76,56	-34,49	-60,05	-36,33
Jihočeský kraj	-0,069	-0,180	-0,089	-0,211	-0,126	-0,166	-0,112	-0,132
Trenčianský kraj	-29,15	-64,08	-45,86	-70,71	-67,31	-64,73	-60,16	-56,14
Plzeňský kraj	•	-0,180	-0,108	-0,203	-0,138	-0,083	-0,115	-0,105
Nitranský kraj	•	-70,38	-58,30	-71,35	-73,64	-40,89	-57,95	-46,05
Karlovarský kraj	-0,091	-0,131	-0,214	-0,200	-0,211	-0,162	-0,184	-0,175
Žilinský kraj	-25,39	-58,60	-66,11	-71,38	-78,20	-69,73	-74,42	-72,63
Ústecký kraj	-0,100	-0,139	-0,122	-0,175	-0,162	-0,140	-0,147	-0,184
Banskobystrický kraj	-58,75	-54,47	-73,41	-63,42	-100,63	-58,18	-90,76	-70,07
Liberecký kraj	-0,098	-0,247	-0,194	-0,251	-0,169	-0,186	-0,199	-0,177
Prešovský kraj	-31,30	-84,47	-86,32	-83,07	-75,88	-74,65	-96,16	-69,46
Královéhradecký kraj	-0,103	0,045	-0,174	-0,149	-0,156	-0,088	-0,138	-0,096
Košický kraj	-41,46	18,49	-86,38	-53,41	-82,52	-38,02	-74,28	-40,12
Pardubický kraj	-0,139		-0,192		-0,214		-0,179	
	-55,73		-95,57		-108,67		-87,45	
kraj Vysočina	-0,148		-0,204		-0,231		-0,207	
	-68,83		-102,22		-117,07		-103,20	
Brněnský kraj	-0,056		-0,145		-0,179		-0,155	
	-32,70		-101,54		-126,18		-107,00	
Olomoucký kraj	-0,169		-0,146		-0,171		-0,168	
	-74,13		-76,61		-93,35		-88,66	
Zlínský kraj	-0,022		-0,133		-0,154		-0,179	
	-10,03		-73,01		-84,05		-95,37	
Moravskoslezský kraj	-0,025		-0,093		-0,100		-0,094	
	-19,13		-72,52		-76,70		-70,37	

Odvětví (NACE), zemědělství referenční odvětví								
C Dobývání	0,140 53,49	0,306 68,21	0,185 58,05	0,103 27,36	0,251 96,03	0,328 63,54	0,291 105,96	0,416 83,22
D Zpracovatelský průmysl	• •	0,098 49,29	0,041 17,12	0,054 39,37	0,018 12,37	0,111 41,28	0,092 47,55	0,168 62,86
E Výroba a rozvod elektřiny, vody	0,093 41,09	0,253 64,06	0,174 59,38	0,116 36,86	0,178 81,97	0,281 61,28	0,254 100,41	0,362 78,98
F Stavebnictví	0,023 9,64	0,027 5,88	0,011 3,65	0,042 26,18	• •	0,076 24,09	0,047 17,99	0,146 35,04
G Opravy, obchod	-0,100 -34,63	-0,032 -6,67	-0,082 -28,33	0,066 23,41	-0,125 -55,38	0,089 22,72	-0,077 -30,62	0,121 28,54
H Pohostinství a ubytování	-0,209 -19,98	-0,187 -18,28	-0,144 -31,67	0,309 13,33	-0,085 -21,04	• •	-0,096 -21,39	0,099 8,80
I Doprava a spoje	0,065 38,69	0,174 56,30	0,145 56,23	0,203 66,20	0,115 61,00	0,271 59,75	0,137 62,78	0,328 75,56
J Peněžnictví a pojišťovnictví	0,107 26,38	0,333 32,06	0,236 42,78	0,206 21,69	0,313 107,40	0,217 27,11	0,203 53,91	0,198 34,29
K Nemovitosti, věda a výzkum	-0,264 -82,14	0,039 22,40	-0,235 -70,53	-0,051 -9,43	-0,186 -70,28	0,183 44,12	-0,191 -69,19	0,183 47,56
L Veřejná správa	-0,033 -13,17	0,165 19,23	-0,041 -9,24	-0,160 -11,65	0,124 34,15	0,023 1,84	0,080 21,78	0,315 25,67
M Školství	-0,131 -42,79	-0,127 -8,67	-0,241 -54,76	-0,225 -27,75	-0,173 -45,08	-0,018 -2,64	-0,294 -71,71	0,060 16,62
N Zdravotnictví	-0,257 -10,51	-0,087 -5,65	-0,283 -68,34	-0,189 -30,12	-0,182 -54,94	-0,034 -5,11	-0,134 -38,70	-0,020 -3,03
O–Q Ostatní služby	• •	-0,108 -14,31	-0,031 -7,49	-0,018 -2,37	-0,044 -13,74	0,115 21,40	-0,022 -6,54	0,136 27,71
Typ vlastnictví								
2 soukromé	-0,061 -14,07	Ref.	-0,181 -12,60	Ref.	-0,198 -57,02	Ref.	-0,255 -11,60	Ref.
3 družstevní	0,082 56,59	-0,036 -2,31	0,095 59,99	0,097 5,86	0,047 28,11	0,145 7,25	0,099 73,50	0,089 8,73
4 státní	0,011 3,59	0,070 33,52	• •	0,084 24,54	-0,01 -3,65	0,137 46,76	0,022 7,85	0,042 10,08
5 komunální	• •	-0,076 -11,92	-0,167 -13,24	0,053 4,79	-0,174 -26,50	0,062 5,16	-0,231 -16,58	• 0,162
6 vlastnictví sdružení, pol. stran a církví	0,077 14,29	0,031 4,65	• •	-0,167 -14,13	0,051 26,05	-0,100 -7,49	0,091 46,38	-0,151 -6,25
7 zahraniční (cizí)	0,122 43,74	0,064 7,58	0,142 93,29	-0,014 -2,49	0,242 160,74	0,119 28,02	0,159 109,84	0,082 20,01
8 mezinárodní (domácí + zahraniční)	-0,032 -10,62	-0,028 7,58	0,064 57,73	0,092 18,14	0,055 50,81	0,157 27,34	0,027 22,37	0,106 17,95
9 smíšené vlastnictví (všech typů)	Ref.	-0,259 -52,58	Ref.	0,110 23,27	Ref.	0,058 13,74	Ref.	-0,109 -35,54

Právní forma vlastnictví, zdravotnická zařízení referenční proměnná v ČR, státní podnik na Slovensku								
Fyzická osoba + s r.o. + VOS + sdružení ZO	0,134 47,44	0,146 32,91	0,135 55,00	0,038 8,10	0,116 47,85	-0,033 -9,91	-0,006 -5,45	-0,070 -16,48
Akciová společnost	0,019 6,73	0,081 19,50	-0,083 -19,68	0,078 16,97	-0,016 -3,79	0,097 24,26	-0,108 -26,27	0,084 18,34
Nadace, fond, vps., sdružení	• •	-0,115 -13,01	-0,011 -3,02	-0,189 -16,57	-0,022 -6,51	-0,069 -2,80	-0,168 -56,46	-0,243 -9,15
Družstvo	x 3,62	0,049 3,62	1,016 37,69	-0,168 -8,74	0,870 42,03	-0,177 -9,52	0,671 45,65	-0,114 -11,00
Státní podnik	0,159 74,92	Ref.	0,126 57,59	Ref.	0,111 51,54	Ref.	• •	Ref.
Rozpočtové, příspěvkové org.	-0,074 -11,86	-0,099 -27,79	0,110 7,47	-0,101 -19,52	0,129 47,14	-0,333 -68,15	0,089 4,04	-0,261 -50,57
Zahraniční podnik, osoba	0,242 51,06	0,368 5,27	0,195 34,11	x	• •	x	0,025 6,62	x
Banka, spořitelna, pojišťovna	0,045 13,39	x	-0,060 -13,73	x	-0,015 -2,41	x	-0,018 4,12	x
Škola	-0,082 -9,76	x	-0,049 -2,01	x	-0,125 -8,18	x	-0,202 -56,04	x
Charakteristiky práce (nízká úroveň kvalifikace referenční proměnná)								
Střední úroveň kvalifikace	0,235 215,80	0,219 139,83	0,241 259,41	0,187 108,01	0,224 248,07	0,165 106,44	0,204 222,98	0,165 103,64
Vysoká úroveň kvalifikace	0,575 473,34	0,537 278,25	0,598 575,55	0,549 232,90	0,590 574,60	0,538 267,13	0,600 571,18	0,559 269,99
Upravené R ²	0,331	0,307	0,383	0,308	0,380	0,376	0,370	0,362
Počet sledování	708 242	327 091	1 049 582	255 747	1 049 555	298 434	1 056 724	292 059

Poznámka: Závisle proměnná: ln průměrné roční hodinové mzdy. Všechny proměnné jsou statisticky významné na 1% hladině významnosti, pokud není uvedeno jinak. * = statisticky významné na 10% hladině významnosti. Ref = referenční (formální) proměnná.

Proces privatizace a transformace se obecně projevuje ve změně druhů vlastnictví. Přibývá pestrost druhů vlastnictví a dochází k významným přesunům mezi nimi, zejména od státního k soukromému vlastnictví. Poměrně velký příliv kapitálu nebo vstup zahraničního kapitálu do českých podniků se může projevit ve změně odměňování pracovníků. Tabulka 6 za Českou republiku ukazuje, že, ceteris paribus, v modelu zahrnujícím všechny institucionální proměnné platily zahraniční podniky nejvyšší mzdy v roce 1996 (viz poznámka pod tabulkou) a v dalších letech se na pomyslném žebříčku nejlépe platících podniků umístily podniky mezinárodní. Pravděpodobným vysvětlením mzdových rozdílů je rychlý růst produktivity, efektivnosti, intenzity práce, event. přetahování pracovníků placením efektivních mezd. Jejich náskok s časem roste. Naopak, nejhůře odměňovaly podniky s vlastnictvím družstevním a také organizace ve vlastnictví politických stran a sdružení.

Na Slovensku (viz tabulka 7), jsou údaje poněkud odlišné. V modelu zahrnujícím všechny institucionální proměnné platily v roce 1997 státní podniky a mezinárodní (domácí + zahraniční) v dalších letech nejvyšší mzdy s tím, že vysvětlení mzdových rozdílů je totožné s vysvětlením v ČR. Naopak nejhůře odměňovaly podniky komunální společně se smíšenými podniky. Výsledky pro družstevní vlastnictví jsou na Slovensku rozdílné ve srovnání s ČR.

Tabulka 6

Odhad rozdílů mezd podle druhů vlastnictví vůči soukromému vlastnictví v ČR

Specifikace modelu	Upravené R^2	Druh vlastnictví (rozdíly v %)							
		Rok	Družstevní	Státní	Komunální	Vlastnictví polit. stran a sdružení	Zahraniční	Domácí + zahraniční	Smiššené 0 – 4
Model X celkem	0,096	1996	-14,7	3,70	x	x	29,1	8,67	-0,005
	0,186	1998	-27,1	11,7	3,08	-10,9	-7,30	13,7	7,71
	0,167	2000	-29,9	9,16	0,52	-32,7	5,18	17,4	5,06
Bez odvětví	0,069	1996	-13,2	4,80	x	x	33,1	6,78	4,79
	0,155	1998	-21,8	19,0	9,26	3,29	-18,7	13,9	10,4
	0,121	2000	-39,0	10,8	1,47	-24,7	-1,33	19,3	10,6
Bez právní formy vlastnictví	0,091	1996	-13,8	1,79	x	x	29,0	9,08	1,21
	0,183	1998	-21,8	6,56	-2,01	-18,7	-7,0	13,6	7,63
	0,161	2000	-18,6	10,3	2,58	-22,3	5,72	17,2	5,08
Bez krajů	0,064	1996	-16,0	6,86	x	x	26,1	7,11	-4,40
	0,162	1998	-28,5	13,7	2,09	-9,01	-3,57	18,2	10,4
	0,140	2000	-26,2	11,2	2,14	-25,2	11,2	21,2	8,33

Poznámka: Výsledky vyjadřují procentní rozdíly vůči soukromému vlastnictví. Založeno na základní specifikaci modelu X – institucionální proměnné uvedeném v tabulce 5; do modelu nebyly zařazeny charakteristiky prací. Výsledky za rok 1996 byly silně ovlivněny chybějícími údaji pro komunální vlastnictví a vlastnictví politických stran a sdružení a také malým počtem podniků se zahraničním vlastnictvím, přičemž pracovníci v nich dosahovali výjimečně vysokou průměrnou mzdu.

Odhad rozdílů mezd však není až tak citlivý na vyjímání jednotlivých skupin institucionálních proměnných. Právní forma vlastnictví nejméně ovlivňuje změny v rozdílech mezd v obou republikách. Je to způsobeno tím, že mnohé právní formy jsou velmi blízké, ne-li totožné, s některými druhy vlastnictví. Nemění se výrazně ani koeficient determinace, ale ani pořadí jednotlivých druhů vlastnictví v jednotlivých zemích (na Slovensku se ke komunálnímu vlastnictví, jako nejhůře platícímu, přiřazuje družstevní vlastnictví). V ČR nejcitlivěji reaguje struktura rozdílů mezd na vynětí odvětví z modelu, na Slovensku zase na vynětí krajů z modelu, snižuje se jeho vypovídací schopnost. Bez zařazení odvětví se zlepšuje postavení státních podniků, v ČR v roce 1998 a na Slovensku v roce 1999 se dokonce vyhouply na první místo jako nejlépe platící. Podniky se zahraničním vlastnictvím se v ČR dostaly v roce 1998 výrazně za ostatní druhy vlastnictví a to proto, že tento druh vlastnictví je typičtější v některých odvětvích než v jiných, ale také jako možná reakce na ekonomickou recesi v tomto období. Tuto myšlenku podporuje i postavení podniků a organizací se státním vlastnictvím, které nejméně citlivě reagují na změny v rámci ekonomického cyklu; odbory jsou též neaktivnější a nejsilněji zastoupené ve státních a smíšených podnicích. To neplatí na Slovensku, kde na vynětí odvětví citlivě reagují mzdy podniků v družstevním vlastnictví a v mezinárodním vlastnictví, přičemž mezinárodní podniky platí stále lépe ve srovnání se soukromým vlastnictvím nezávisle na odvětví, formě vlastnictví či územním rozdělení.

Tabulka 7

Odhad rozdílů mezd podle druhů vlastnictví vůči soukromému vlastnictví v SR

Specifikace modelu	Upravené R^2	Druh vlastnictví (rozdíly v %)							
		Rok	Družstevní	Státní	Komunální	Vlastnictví polit. stran a sdružení	Zahraniční	Domácí + zahraniční	Smíšené 0 – 4
Model X celkem	0,139	1997	-5,9	7,7	-16,2	5,5	7,1	2,6	-22,3
	0,122	1998	5,8	7,1	-7,2	3,6	•	15,1	8,3
	0,186	1999	8,8	16,9	•	-7,0	7,5	17,3	6,7
	0,162	2000	7,7	6,9	-7,6	-5,3	3,4	18,9	-9,4
Bez odvětví	0,111	1997	-1,14	11,1	-11,1	2,3	5,5	4,2	-21,7
	0,104	1998	-4,6	9,1	-7,7	-4,2	-3,5	18,6	8,7
	0,167	1999	•	25,3	9,2	•	6,4	17,7	9,3
	0,139	2000	2,1	20,1	5,6	-10,2	2,6	21,8	-10,3
Bez právní formy vlastnictví	0,135	1997	-10,6	3,8	-23,4	5,3	10,4	2,4	-22,4
	0,119	1998	-15,8	5,0	-13,7	-7,4	-3,6	15,1	8,4
	0,166	1999	-12,9	9,8	-6,0	•	6,1*	11,4	7,6
	0,144	2000	-8,2	-1,2	-14,9	-6,2	-3,6	16,4	-8,6
Bez krajů	0,095	1997	-12,1	8,6	-17,2	11,9	10,5	•	-26,8
	0,093	1998	3,7	12,3	-4,1	12,0	7,9	16,6	10,1
	0,163	1999	6,7	20,4	•	•	10,1	17,8	9,2
	0,138	2000	6,8	3,8	-12,1	•	6,7	22,5	-8,5

Poznámka: Výsledky vyjadřují procentní rozdíly vůči soukromému vlastnictví. Založeno na základní specifikaci modelu X – institucionální proměnné uvedené v tabulce 5; do modelu nebyly zařazeny charakteristiky pracovních míst. Nevýznamnost některých proměnných byla způsobena malým počtem pozorování pro některé druhy vlastnictví. * = statisticky významné na 10% hladině významnosti.

Citlivost mezd na vynětí krajů je větší na Slovensku než v ČR, ale výsledky si jsou velmi podobné. Z výsledků vyplývá, že soukromý sektor platí svým zaměstnancům v Praze více než v jiných krajích ve srovnání se státními podniky a také se zahraničními a mezinárodními. Je to tím, že v Praze je ústředí velkých firem, je zde soustředěný řídicí aparát s výše zařazenými funkcemi a také i tím, že soukromý sektor je více vystaven konkurenci zahraničních a mezinárodních firem. Na Slovensku platí zcela identické závěry, samozřejmě s Bratislavou, jako hlavním městem.

Příliv zahraničního kapitálu ve formě přímých investic nebo ovládnutí domácích podniků zahraničními v privatizaci mělo a má vliv na formování mezd v ČR. Mzdy v těchto podnicích zvyšují jejich celkovou hladinu, ale táhnou mzdy i v soukromém sektoru, zejména v Praze, kde je nízká nezaměstnanost a firmy musí platit efektivní mzdy. Současné platí, že pokud je práce vykonávána v organizaci zabývající se peněžnictvím v Praze a je vlastněna mezinárodní zahraniční firmou má předpoklad být nejlépe placena. Naopak, pracovat v zemědělství v družstvu a na Vysočině je předpokladem pro nejnižší mzdu.

4.3 Výsledky analýzy strukturálních proměnných

Výsledky analýzy jsou ovlivněny nenáhodným úbytkem dat za podniky podnikatelské sféry, pro které nebyly dostupné údaje, a samozřejmě pro všechny veřejné nebo neziskové organizace. Přesto byla k dispozici ekonomická data pro 47 – 57 % všech sledování za Českou republiku v jednotlivých letech. Na Slovensku byla k dispozici ekonomická data pouze za rok 1999 a to jen pro asi 22 % všech původních sledování.

Britští manažeři v dotazníkovém šetření uvedli (viz Blanchflower, Oswald, 1990), že ziskovost a produktivita podniku jsou nejdůležitějším faktorem (30 až 45 % je dalo na 1. místo), který ovlivňuje mzdy v podniku. Následující testování v britských podnicích ukázalo, že ekonomické výsledky nemají žádný výrazný vliv na formování mezd. Zařazení produktivity práce do modelu pro ČR a pro SR (ln

Tabulka 8

Lineární regrese mzdové funkce strukturálních proměnných (Z)

Proměnné	1996	1997		1998		1999		2000	
	ČR	ČR	SR	ČR	SR	ČR	SR	ČR	SR
Konstanta	0,371	0,621	0,392	1,886	0,0734*	0,288	2,269	1,072	0,672
	9,95	14,92	13,34	65,87	14,74	9,94	16,52	37,02	23,12
Produktivita práce (ln)	0,081	0,073	x	0,047	x	0,104	0,0077	0,079	x
	89,31	93,76		83,56		154,66	14,45	138,97	
Počet zaměstnanců (ln)	0,041	0,048	0,065	0,031	0,063	0,048	0,063	0,039	0,059
	55,24	79,77	143,77	56,41	119,76	97,92	32,83	68,56	108,71
Regionální míra nezaměstnanosti (ln) ¹⁾	0,0076	-0,033	0,0099	-0,010	0,086	0,053	-0,092	0,039	•
	6,65	-32,61	5,97	-7,63	3,56	34,46	-14,35	28,54	
Regionální průměrná hodinová mzda (ln)	0,664	0,636	0,754	0,401	0,846	0,641	0,334	0,529	0,721
	70,20	63,66	110,37	62,03	78,01	102,09	11,78	84,80	106,91
Dosažený zisk (záporný zisk je referenční proměnnou)									
Zisk od 0 do 10 tis. Kč	0,033	-0,026	x	0,004	x	-0,044	0,123	-0,075	x
	15,91	-13,01		2,60		-29,65	3,74	-40,01	
Zisk od 10 tis. do 100 tis. Kč	0,033	0,012	x	0,101	x	•	0,329	-0,066	x
	15,84	6,47		62,33		•	9,97	-3,95	
Zisk od 100 tis. výše	0,144	0,148	x	0,251	x	0,089	0,494	0,097	x
	65,24	69,07		117,98		49,75	14,89	52,17	
Upravené R ²	0,140	0,148	0,111	0,172	0,083	0,212	0,247	0,180	0,063
Počet sledování	268 189	336 657	370 073	514 441	295 210	502 744	73 798	494 756	345 391

Poznámka: Závisle proměnná: ln průměrné roční hodinové mzdy. Všechny proměnné jsou statisticky významné na 1% hladině významnosti pokud není uvedeno jinak. *t* – statistiky jsou psány kurzívou. * = statisticky významné na 15% hladině významnosti.

1) Zahrnutím regionální míry nezaměstnanosti za stejné čtvrtletí, ale z předchozího roku, nebo roční míry nezaměstnanosti se výsledky téměř nezměnily. Domnívám se, že mzdy jsou spíše citlivé na změny proporcí v regionální míře nezaměstnanosti než na relativní úrovni nezaměstnanosti nebo na výsledcích mzdových dohod.

produktivity počítané z výkonů podniku celkem a z počtu pracovníků) částečně potvrdilo výše uvedené výsledky britského testování. Elasticita mezd je nízká a znamená, že při zvýšení produktivity o 1 % se zvýšila mzda v ČR o 0,081 % v roce 1996, ale již o 0,104 % v roce 1999. Výsledky mají tendenci od roku 1996 klesat až do roku 1998, pak však elasticita v roce 1999 vzrostla na dvojnásobek a příliš neklesala ani v následujícím roce. Tento trend odráží makroekonomický vývoj v daném období, na počátku zhoršení a později zlepšení ekonomické situace podniků. Podniky nezvyšovaly výrazněji mzdy v období recese, byly zdrženlivé vzhledem k ekonomické situaci. Na Slovensku byla elasticita mezd (0,0077 % v roce 1999) ještě výrazně nižší než v ČR.

České podniky, které nejsou ziskové nebo mají pouze malý zisk, platí svým zaměstnancům nejnižší mzdy. Rozdíl mezd těchto firem od další skupiny ziskových firem však není příliš velký. Teprve podniky patřící do nejziskovější skupiny platí svým zaměstnancům o 10 až 25 % více než ve ztrátových podnicích. Výsledky analýzy jsou však poměrně volatilní mezi jednotlivými lety, což značí velkou heterogenitu firem (velikost firem nebyla vzata v úvahu pro zařazení do skupin ziskovosti). Tyto výsledky ale nemusí být v rozporu s předchozím konstatováním pro produktivitu práce. Právě firmy nejziskovější mohou platit výrazněji více svým zaměstnancům i v období vrcholu recese (v roce 1998). To platí i pro rok 2000, ale ve firmách s malým a středním ziskem do 100 tis. Kč jsou mzdy nižší než ve ztrátových firmách. Je-li to náznak nějakého trendu započatého v roce 1999, nelze zatím soudit.

Na Slovensku platí, že s rostoucím ziskem se zvyšují mzdy zaměstnanců a v nejziskovějších podnicích byly v roce 1999 o téměř 50 % vyšší než ve ztrátových podnicích. Tedy pružnost mzdy v závislosti na výši zisku je velmi vysoká.

Nezaměstnanost je výrazným exogenním faktorem, v ekonomické teorii velmi oblíbeným. Záporná hodnota elasticity v ČR (viz tabulka 8) ukazuje, že s rostoucí nezaměstnaností klesá mzda pracovníků, ale v letech 1996, 1999 a 2000 nabývala elasticita mezd kladných hodnot. Výsledky jsou však nepřesvědčivé a rozkolísané. Vložením proměnné regionální míry nezaměstnanosti do celkového modelu ($S+E+F+X$) se významně zvýšil počet sledování a výsledky byly výrazně citlivé na vložení proměnných (dummy) pro kraje.

Z tabulky 9 je patrné, že v modelu s proměnnými pro kraje je ukazatel elasticity statisticky nevýznamný, ale bez těchto proměnných je ukazatel statisticky významný, elasticita je sice velmi malá, ale meziročně roste. Znamená to tedy, že v roce 2000 při jednoprocenním růstu nezaměstnanosti klesla mzda pracovníků v průměru o 0,014 %. Výsledek za rok 1996 odráží skutečnost, že nezaměstnanost byla na nízké úrovni a neprojevil se dosud vliv ekonomické recese a s tím spojená pružnost mezd směrem dolů (nebo alespoň zpomalení růstu mezd). Chybějící korelace mezi mírou nezaměstnanosti a mzdami pro model s kraji je potvrzením silného působení Prahy, kde přetrvává nízká nezaměstnanost a mzdy rostou nejrychleji. Tento vliv se střetává s vlivem Moravskoslezského kraje, kde je naopak jedna z nejvyšších nezaměstnaností, i když úroveň průměrných mezd je hned druhá nejvyšší za Prahou (působení odvětvové struktury zaměstnanosti – hutě, doly, těžký průmysl s vysokými mzdami).

Na Slovensku jsou výsledky pro regionální míru nezaměstnanosti částečně odlišné, i když podstata probíhajících procesů je velmi podobná. Ve stejném modelu jako v ČR (viz tabulka 9) je ukazatel regionální míry nezaměstnanosti statisticky nevýznamný v případě zahrnutí proměnných (dummy) pro kraje v letech 1997 a 2000. Dominantní postavení ve výši průměrných výdělků hraje Bratislava s nejnižší úrovní nezaměstnanosti. Vliv Košického kraje, kraje s nejvyšší nezaměstnaností a druhou nejvyšší úrovní průměrných mezd (v roce 1997 nejvyšší mzdy), je stejně významný jako vliv Moravskoslezského kraje v ČR a se stejnými efekty. Na rozdíl od

Tabulka 9
Citlivost mezd na regionální proměnné v ČR a SR

Proměnné	1996	1997		1998		1999		2000	
Model SY + E + F + X (postupná regrese)									
	ČR	ČR	SR	ČR	SR	ČR	SR	ČR	SR
Reg. míra nezaměstnanosti (ln) – bez krajů	0,0242	-0,0011	0,015	-0,0079	-0,045	-0,0094	-0,006	-0,014	-0,0036*
Reg. míra nezaměstnanosti (ln) - s kraji	0,0393	•	•	•	-0,018	•	-0,110	•	•
Upravené R ² (bez krajů)	0,511	0,548	0,497	0,553	0,505	0,569	0,551	0,560	0,524
Počet sledování	309 520	504 591	283 817	989 486	227 232	877 561	265 461	948 425	259 089

Poznámka: Závisle proměnná: ln průměrné roční hodinové mzdy. Všechny proměnné jsou statisticky významné na 1% hladině významnosti, pokud není uvedeno jinak. * = statisticky významné na 15% hladině významnosti.

ČR byl ukazatel regionální míry nezaměstnanosti statisticky významný v letech 1998 a 1999, přičemž v roce 1999, kdy byla elasticita mezd největší, průměrná mzda pracovníků klesala o 0,11 % při jednoprocenním růstu nezaměstnanosti. Vysvětlením může být to, že v letech 1998 a 1999 došlo k dalšímu významnému růstu nezaměstnanosti a v následujícím roce 2000 k její stagnaci, resp. slabému poklesu. Tento vývoj dokázal převážet výše popsané vlivy. Bez proměnných pro kraje je ukazatel statisticky významný, ale elasticita je velmi malá, podobně jako v ČR.

Obecně je mezi odbornou veřejností přijímán fakt, že pracovníci ve velkých firmách mají vyšší mzdy. Některá zdůvodnění jsou logická a setkáváme se s nimi i ve skutečnosti, některá se však jeví jako kontroverzní. Větší podniky zaměstnávají kvalifikovanější a kvalitnější pracovníky a tato skutečnost je spojena s jejich větší schopností platit těmto pracovníkům vyšší mzdy. Podniky platí efektivní mzdy a zajišťují si i vyšší mezní užitek, produktivitu z jejich práce. Větší podniky mají větší diferenciaci povolání, zajišťují vlastní výzkum a vývoj apod., a tím mají i větší podíl těchto profesí a diferenciací mezd. Na druhé straně platí vyšší mzdy, aby se vyhnuly konfliktu s odbory, a malé firmy se brání vzniku odborů, ale nabízejí většinou lepší pracovní prostředí, protože vertikální struktura řízení je blíže nárokům a požadavkům běžných zaměstnanců. Zde jsou vidět již první náznaky protichůdných tendencí. Jedním z dalších vysvětlení je, že větší firmy jsou většinou též starší a vyšší mzdy jsou placeny pracovníkům, kteří již dlouho ve firmě pracují. Takže se zde mohou spojovat vazby mezi velikostí firmy, stářím firmy a principem seniority v odměňování.

Význam velikosti podniku byl sledován prostřednictvím logaritmu počtu zaměstnanců a výsledky potvrdily předpoklad, že mzdy rostou s velikostí podniku. Průměrná elasticita se pohybuje v rozmezí od 0,031 % v roce 1998 do 0,048 % v letech 1997 a 1999, tudíž při jednoprocenním růstu počtu pracovníků v podniku se mzdy v ČR zvýší v průměru až o 0,048 %. Když byly zařazeny proměnné počtu pracovníků do modelu institucionálních proměnných (X), tak se elasticita snížila v roce 2000 na 0,024 %. Výsledky rovněž ukázaly, že hodnoty elasticity jsou citlivé na zařazení nebo nezařazení odvětví do analýzy. Bez odvětví (v modelu X, ceteris paribus) se elasticita mezd zvýšila na 0,034 %. Tento výsledek potvrzuje závěry pro Portugalsko (viz Viera et. al., 1997), kde jej autoři vysvětlují tím, že je zde velký

počet malých firem a menší počet velkých firem, jejichž existence může mít rozhodující účinek na výši mezd a já navíc dodávám, že též nerovnoměrně rozložených mezi odvětví. Ve vyspělých zemích se hodnota elasticity pohybuje do výše 0,03 %, v Nizozemsku byla výrazně nižší, pouze 0,006 %. Naopak v Portugalsku neklesla pod 0,04 % a byla v mezinárodním srovnání poměrně vysoká.

Zařazením proměnné počtu pracovníků do modelu institucionálních proměnných (X) na Slovensku se elasticita snížila v roce 2000 na 0,021 % a bez odvětví (v modelu X , *ceteris paribus*) se elasticita mezd zvýšila pouze na 0,025 % a o citlivosti na vynětí odvětví z ukazatelů není možno hovořit. Ještě vyšší nebo stejně vysoké hodnoty jako v Portugalsku dosáhly ukazatele elasticity mezd v závislosti na počtu pracovníků ve slovenských podnicích v modelu s ekonomickými a strukturálními proměnnými (Z), hodnoty elasticity se pohybovaly vzácně vyrovnaně od 0,065 % v roce 1997 do 0,059 % v roce 2000, tedy s tendencí mírného poklesu. Přesto jsou v průměru téměř dvojnásobné ve srovnání s ČR.

5. Závěr

Mzdy v České republice i ve Slovenské republice jsou utvářeny na základě principů tržní ekonomiky. V současnosti stále existuje velká podobnost mezi oběma zeměmi v oblasti mzdové legislativy, což lze vysvětlit dlouhodobou existencí společného státu. S ohledem na 7 let samostatného vývoje by se ale daly předpokládat poněkud větší rozdíly ve všech oblastech formování mezd.

Obě země ve vztahu k trhu práce a mzdám vstupovaly do samostatné existence s některými rozdílnými předpoklady. Úroveň nezaměstnanosti byla velmi rozdílná. Na Slovensku se v začátcích samostatného státu vyhoupla nad 10 % a stále rostla, zatímco v České republice byla na úrovni 4 % a měla tendenci se mírně snižovat. Projevila se tak nejen rozdílná struktura ekonomik v obou republikách, ale také rozdílná intenzita a produktivita práce a rovněž důsledky rozdílné pasivní politiky zaměstnanosti v obou republikách již před rozdělením v neprospěch Slovenska.

Úroveň mezd byla nominálně v podstatě stejná. Mzdy byly utvářeny podle stejných principů a platily stejné mzdové tarify v obou republikách. Nominální mzdy se zvyšovaly relativně rychle, ale reálné mzdy z počátku klesaly, a to ještě rychleji. Přitom od roku 1992 reálné mzdy rostly soustavně rychleji než produktivita práce. Uplatňovaná mzdová regulace byla principiálně plošně totožná a reálně vzniklé rozdíly v úrovni mezd byly spíše způsobeny institucionálními a strukturálními faktory. Malá privatizace a její rychlejší postup v ČR měla zatím jen malý dopad na mzdy zaměstnanců.

Po rozdělení Československa se rozdílná dynamika privatizace ekonomiky, přílivu zahraničního kapitálu a jiných faktorů začala promítat i na trhu práce. Na mikroekonomické úrovni to působilo také na mzdy v podnikatelském a zprostředkovaně i ve veřejném sektoru. Nejmarkantnější je rozdílná úroveň nominálních mezd vyjádřená českou nebo slovenskou korunou. Jak bylo řečeno výše, nominální mzdy byly stejné a po rozpadu měnové unie, vzápětí po oddělení států, se pohybovaly rovněž stejným tempem. Toto tempo se však vlivem jmenovaných faktorů začalo měnit. Slovenská koruna mírně devalvovala i vůči české koruně, ale poté se dlouho pohybovala okolo nově vzniklého kurzu. Teprve silné posilování české koruny i vůči slovenské koruně v posledních dvou letech a již vytvořené rozdílné hladiny cen a mezd vysvětlují výraznější obrazy o rozdílech mezi Českou a Slovenskou republikou. Tato skutečnost se však nestačila do výše uvedených výsledků plně promítnout.

Podle názorů mnoha odborníků je nejvýznamnějším důkazem probíhající transformace růst míry návratnosti vzdělání ve mzdě pracovníků. Tu je možné sledovat jak podle jednotlivých stupňů vzdělání, tak podle počtu let úspěšně dokončeného vzdělání. V obou zemích je patrný významný nárůst vlivu vzdělání na mzdu. V České republice je poněkud větší a narůstal v čase pro jednotlivé stupně vzdělání. Když byl analyzován počet let vzdělání samostatně, tak se míra návratnosti vzdělání zvýšila na 9 % v ČR a 8 % na Slovensku za každý dokončený rok vzdělání.

Vzdělání však není hlavní determinantou mezd. Tím je vykonávané povolání. Vedoucí pracovníci (hlavní třída 1 podle klasifikace ISCO-88) pobírají mzdu v průměru 3,6 – 3,7krát vyšší než pracovníci bez kvalifikace nebo s velmi nízkou kvalifikací (hlavní třída 9 podle klasifikace ISCO-88). Vykonávané povolání je silně zkorelováno s dosaženým stupněm vzdělání, pracovníci tedy nejsou zaměstnáváni a zařazováni do povolání náhodně, ale podle vzdělání a dalších charakteristik. Lidé s vyšším vzděláním jsou s větší pravděpodobností zařazováni do povolání vyžadujících vyšší vzdělání, znalosti, dovednosti a tomu odpovídá větší pravděpodobnost vyšší mzdy. Z toho plyne jednoznačný závěr, že **vykonávané povolání společně s dosaženým stupněm vzdělání jsou rozhodujícími výchozími determinantami mezd pracovníků v ČR i na Slovensku.**

Velmi významnou determinantou mezd je pohlaví. Rozdíly ve mzdách jsou významné, prakticky stejně velké v obou zemích, ale jsou vyšší než ve většině zemí EU. Tyto rozdíly mají sice tendenci se od roku 1998 snižovat, ale velmi pomalu. Vliv opatření zakomponovaných do pilíře IV Národního plánu zaměstnanosti je zatím příliš brzy hodnotit ve vztahu k těmto výsledkům.

Ekonomická teorie a manažerské přístupy v odměňování zdůrazňují význam faktorů rentability a produktivity na odměňování zaměstnanců. Elasticita mezd v České republice ve vztahu k produktivitě je nízká, i když její hodnoty v modelu meziročně rostou. Je možno konstatovat, že firmy dosahující zisk mohou platit vyšší mzdy a vice versa. Na Slovensku jsou výsledky průkaznější, ale výsledky jsou silně ovlivněny nereprezentativností použitých dat.

Podniky a organizace si začínají stále více uvědomovat, že vzdělaná pracovní síla přináší větší zisk, lepší výsledky hospodaření podniků obecně. Proto je možno konstatovat, že vyšší vzdělání bude jejich nositelům přinášet stále vyšší výdělků. Vzdělání je úzce spojeno s vykonávaným povoláním a dohromady tvoří hlavní determinanty mezd jednotlivců.

Vzdělání samo o sobě nemusí být poukázkou na vysokou mzdu. Relativně velký vliv oboru (odvětví) a typu vlastnictví na mzdu zaměstnance svědčí o tom, že transformace ekonomiky ještě není plně ukončena. Tyto okolnosti dlouhodobě hrají významnou roli v procesu alokace práce, ovlivňují neefektivní strukturu zaměstnanosti a nízkou mobilitu pracovní síly.

Literatura

- Acemoglu, D.:** Cross-Country Inequality Trends. EALE 2001 Conference, Jyväskylä, 2001.
- Becker, G. S., Chiswick, B. R.:** Education and the Distribution of Earnings. *The American Economic Review*, 1966, s. 358-369.
- Bird, E. J., Schwarze, J., Wagner, G. G.:** Wage Effects of the Move Toward Free Markets in East Germany. *Industrial and Labour Relation Review*, 1993, č. 3, s. 390-400 (Cornell University).
- Blanchflower, D. G., Oswald, A. J.:** The Determination of White-collar Pay. *Oxford Economic Papers*, 1990, s. 356-378.

- Chase, R. S.:** Markets for Communist Human Capital: Returns to Education and Experience in the Czech Republic and Slovakia. *Industrial and Labor Relation Review*, 1998, č. 3, s. 401-423.
- Estrin, S., Svejnar, J.:** Wage Determination in Labour-Managed Firms under Market-Oriented Reforms. Praha, CERGE 1993, Working Paper No. 23.
- Filer, R. K., Jurajda, Š., Plánovský, J.:** Returns to the Market: Valuing Human Capital in the Post-Transition Czech and Slovak Republic. Praha, CERGE 1999.
- Flaganan, R. J.:** Were Communists Good Human Capitalists? The Case of the Czech Republic. Stanford, Stanford University 1994 (mimeo).
- Flaganan, R. J.:** Wage Structures in the Transition of the Czech Economy. Washington, International Monetary Fund 1995, IMF Staff Papers No. 4, s. 836-854.
- Halpern, L., Korosi, G.:** Labour Market Characteristics and Probability (Econometric Analysis of Hungarian Firms, 1986-1995). Michigan, The William Davidson Institute 1997, Working Paper No. 41.
- Handbook of Labour Economics.* Amsterdam, North-Holland Publishing Company 2000.
- Jurajda, Š.:** Gender Wage Gap and Segregation in Late Transition. Praha, CERGE-EI 2000.
- Krueger, A. B., Pischke, J.:** A Comparative Analysis of East and West German Labor Markets: Before and after Unification. In: Freeman, R. B., Katz, F.: *Differences and Changes in Wage Structures*. Chicago, The University of Chicago Press 1995, s. 125-159.
- Mincer, J.:** *Schooling, Experience and Earnings*. New York, Columbia University 1974.
- Muysken, J., Ruhoff, J.:** The Impact of Education and Mismatch on Wage: The Netherlands, 1986-1998. MERIT, EALE Conference, Jyväskylä, 2001.
- Orazem, P. F., Vodopivec, M.:** Value of Human Capital in Transition to Market: Evidence from Slovenia. *European Economic Review*, 1997, s. 893-903.
- Plánovský, J.:** Wage Developments in a Post-Transitional Economy: Example from the Slovak Republic. Praha, CERGE 1998.
- Rutkowski, J. J.:** Low Wage Employment in Transitional Economies of Central and Eastern Europe. *MOCT-MOST*, 1997, č. 7, s. 105-130.
- Svejnar, J.:** Labour Markets in the Transitional Central and East European Economies. In: *Handbook of Labour Economics* (vol. 3, Chapter 42). Amsterdam, Elsevier Science 1999.
- Van Ophem, H., Hartog, J.:** Job Complexity and Wages. Amsterdam, TRACE 1996 (Discussion Paper, TI 96-13).
- Vieira, J. A. C., Hartog, J., Pereira, P. T.:** A Look at Changes in the Portuguese Wage Structure and Job Level Allocation during the 1980s and Early 1990s. Amsterdam, Tinbergen Institute 1997 (Discussion Paper TI 97-008/3).

DETERMINANTS OF INDIVIDUAL WAGES IN THE CZECH REPUBLIC AND SLOVAK REPUBLIC FIRMS

Jaromír GOTTVÁLD, Faculty of Economics, Technical University of Ostrava, Sokolská 33, CZ – 701 21 Ostrava 1 (e-mail: jaromir.gottvald@vsb.cz).

Abstract:

The paper investigates individual wage determinants in context of classic human capital methodology. Paper tries to confront economic assumptions with empirical findings for the Czech Republic and presents that in view of labour market during late-transition period. Czech labour force is relatively well educated and trained, price of labour is low to be competitive to developed economies. Education of employee plays very important role in wage determination and there are significant increase in returns to human capital during all transition process. But working in some occupation has major individual intensity of influence on wage level than level of education. Education and occupation are strongly correlated each other but nevertheless occupation plays major role in wage determination process. Comparing other results with hypothesis, paper concludes that main assumptions are confirmed by derived findings. Paper supports that wage-age profile, regional differences or gender wage gap are becoming similar to other developed countries.

Keywords: wage determinants, wage function, returns to human capital, transition

JEL Classification: J24, J31, P21