



NÁRODNÁ BANKA SLOVENSKA
EUROSYSTEM

VPLYV CELKOVEJ PRODUKTIVITY FAKTOROV NA MZDY A JEDNOTKOVÉ NÁKLADY PRÁCE

MICHAL BENČÍK

KRÁTKA
ANALÝZA

1/2010



© Národná banka Slovenska

www.nbs.sk

Imricha Karvaša 1

813 25 Bratislava

research@nbs.sk

marerc 2010

ISSN 1337-5830

Práca neprešla jazykovou úpravou.

Prezentované názory a výsledky v tejto štúdií sú názormi autora a nevyjadrujú oficiálne stanovisko Národnej banky Slovenska.

Všetky práva vyhradené.

Krátke časti textu, nie viac ako dva odseky, môžu byť citované bez predchádzajúceho súhlasu autorov, pokiaľ bude úplne uvedený zdroj.



Vplyv celkovej produktivity faktorov na mzdy a jednotkové náklady práce

Krátka analýza 1/2010

Michal Benčík

Abstrakt

Analýza sa venuje odhadu celkovej produktivity faktorov (TFP) na úrovni podnikov v rokoch 2001 až 2007 a skúma jej vplyv na mzdy, počet pracovníkov, počet odpracovaných hodín na pracovníka a podiel miezd na pridanej hodnote. Pri odhade TFP používame metódu Levinsohna a Petrina. Aplikáciou dynamického panelového odhadu sme zistili, že TFP pôsobí na podiel miezd na pridanej hodnote viacerými kanálmi. Pôsobí cez hodinové mzdy, ktoré sú rastúcou funkciou podnikovej TFP a klesajúcou funkciou odvetvovej TFP a cez počet zamestnancov a počet odpracovaných hodín na zamestnanca – tu prírastok podnikovej TFP pôsobí záporne a úroveň odvetvovej TFP pôsobí kladne. Pri vývoji podielu miezd na pridanej hodnote ako aproximácie jednotkových mzdových nákladov je dominantný prvý (mzdový) kanál.

JEL klasifikácia: J30, D20

Kľúčové slová: produkčná funkcia, TFP, mzdy, podiel miezd na pridanej hodnote

Recenzent: Ľudovít Ódor

Voľne prístupné na www.nbs.sk/sk/publikacie/vyskumne-studie



ÚVOD

Vývoj a determinanty jednotkových nákladov práce majú veľký význam pre monetárnu politiku. Nepružnosti miezd vedú k ekonomickým nerovnováham, na ktoré by mala hospodárska politika reagovať. Zo širokej oblasti faktorov, ktoré jednotkové náklady práce ovplyvňujú sa zameriame na vplyv celkovej produktivity faktorov (TFP). TFP vyjadruje synergický efekt pôsobenia výrobných faktorov a keďže ju nemožno priradiť k žiadnemu z nich, má osobitý vzťah k efektivite. Skúmať ju možno aj na makroúrovni, ale je zrejmé, že v tomto prípade pracujeme s agregátmi. Efektivita má na druhej strane vplyv na mzdy. Drvivá väčšina štúdií sa zaoberala týmto problémom z makroekonomického hľadiska. Vzhľadom na to, že agregáciou sa stratí časť informácií, je účelné skúmať tieto vzťahy priamo na mikroúrovni. Táto štúdia si kladie za cieľ vniesť do analýzy vývoja jednotkových mzdových nákladov nový rozmer tým, že ich bude skúmať na mikroúrovni

Táto práca má dve hlavné časti. V prvej časti opisujeme produkčné funkcie a problémy pri ich odhade, opisujeme použité údaje a vypočítame celkovú produktivitu faktorov pre podniky. V druhej časti sa zameriame na skúmanie vplyvu TFP na podiel miezd na pridanej hodnote, ako i vplyvu TFP na ďalšie veličiny, ktoré ovplyvňujú podiel miezd na pridanej hodnote.

1 PRODUKČNÉ FUNKCIE A PROBLÉMY PRI ICH ODHADE.

Na mikroekonomickej úrovni podniky transformujú v procese výroby vstupy na výstupy. Tento proces možno popísať matematicky produkčnou funkciou. Najbežnejšia je Cobb-Douglasova produkčná funkcia, ktorá síce ohraničuje elasticitu substitúcie na jednotku, avšak v praxi je táto nevýhoda vyvážená relatívnou jednoduchosťou odhadu. Táto funkcia má tvar

$$Y_t = A_t K_t^a L_t^b,$$

kde Y je output (pridaná hodnota), K je kapitál, L je počet zamestnancov alebo (presnejšie) odpracovaných hodín a A je celková produktivita faktorov. Môžeme zaviesť predpoklad konštantných výnosov z rozsahu podmienkou $a + b = 1$. V makroekonomickom kontexte túto podmienku obvykle používame, v mikroekonomickom kontexte je často príliš reštriktívna. Po zlogaritmovaní (logaritmy označíme malými písmenami a parametre a a b preznačíme na β_k a β_l) dostávame lineárny tvar

$$y_t = a + \beta_k k_t + \beta_l l_t + u_t,$$

ktorý možno pomerne ľahko odhadnúť. Ak máme konzistentné odhady parametrov a a b môžeme vypočítať u , čo je logaritmus totálnej produktivity faktorov. Odhady jednoduchou metódou najmenších štvorcov však nie sú konzistentné z viacerých dôvodov.



Najdôležitejším zdrojom skreslenia je simultánnosť, ktorú identifikovali už Marschak a Andrews (1944). Ide o to, že firmy poznajú TFP v reálnom čase a pri pozitívnych šokoch v produktivite zvyšujú množstvo použitých vstupov (najmä práce). Regresory v produkčnej funkcii sú teda korelované s náhodnou zložkou. Simultánnosť teda spôsobuje skreslenie parametra pri zamestnanosti nahor a skreslenie parametra pri kapitáli nadol.

Iným druhom skreslenia, ktorý sa dá kompenzovať je skreslenie výberu. Spočíva v tom, že firmy, ktoré majú vysokú zásobu kapitálu majú nižšiu pravdepodobnosť odchodu z trhu ako firmy s nižšou zásobou kapitálu. Zásoba kapitálu je teda kladne korelovaná s pravdepodobnosťou prežitia. Skreslenie výberu preto spôsobuje skreslenie parametra pri zásobe kapitálu nadol. Okrem týchto dvoch problémov možno dokázať ešte ďalšie, napr. skreslenie vyplývajúce z použitia agregátneho cenového indexu na defláciu premenných namiesto indexu špecifického pre danú firmu. Skreslenie má opačný smer ako pri predchádzajúcich príčinách, takže vlastne nemožno zistiť ani smer výsledného skreslenia. Tieto ďalšie problémy sa však riešia v praktických aplikáciách menej často, pretože si vyžadujú zvláštne údaje.

Ak by sme prijali predpoklad, že šok v produktivite je konštantný v čase a špecifický pre každú firmu, mohli by sme problém simultanity riešiť regresiou s fixnými efektmi. Vzhľadom na nereálnosť tohto predpokladu sa však používajú metódy s menej reštriktívnymi predpokladmi.

1.1 SEMIPARAMETRICKÉ METÓDY KOREKČIE SIMULTÁNNÉHO SKRESLENIA

V tejto časti popíšeme dve najčastejšie používané metódy na elimináciu simultánneho skreslenia. Olley a Pakes (1996) používajú investície ako proxy premennú, ktorá je závislá na nepozorovanom šoku v produktivite a je jeho striktno rastúcou funkciou. Potom možno tento vzťah invertovať a vyjadriť tento nepozorovaný šok ako striktno rastúcu funkciu investícií. Okrem toho táto metóda kompenzuje skreslenie výberu, zvlášť používa probit model pre pravdepodobnosť prežitia. Olley a Pakes predpokladajú, že firmy najprv porovnajú svoju produktivitu s (exogénnou) dolnou hranicou a keď je nižšia ako táto hranica, odídu z trhu. Potom určia investície ako funkciu produktivity. Keďže kapitál vystupuje aj v produkčnej funkcii, aj vo funkcii pre produktivitu, treba dodatočný predpoklad na jeho identifikáciu. Zavádzajú predpoklad, že TFP je proces s nezávislými prírastkami a že tieto sú nekorelované s kapitálom, pretože tento je dopredu fixovaný.

Postup pri tejto metóde je nasledovný (po vyradení pozorovaní s nulovou hodnotou investícií):

1. Odhadneme rozšírenú produkčnú funkciu pre pridanú hodnotu y ako funkciu práce l a polynómu v investíciách a kapitáli $h(i,k)$ (všetko v logaritmoch), ktorý zachytáva TFP, vypočítame $y-b_l l$ (b_l je parameter pri l) a polynóm h .
2. Odhadneme probit model pre pravdepodobnosť odchodu z trhu ($P=1$ ak firma v príslušnom období odíde, $P=0$ ak $y_{t+1} > 0$) ako funkciu veku a podobného polynómu ako v predchádzajúcom kroku



3. Odhadneme regresiu pre $y-b_l$ ako funkciu $b_k k$ (b_l a b_k sú parametre, l je zamestnanosť a k je kapitál) a polynómu vo vyrovnaných hodnotách a $\hat{h}(\cdot) - b_k k$ ($\hat{\cdot}$ znamená vyrovnané hodnoty). Odhadový tvar treba explicitne určiť a použiť nelineárne metódy odhadu, pretože je nelineárny v parametroch (b_k sa nachádza aj samostatne, aj v súčine s inými parametrami)

Táto metóda je vhodná pre údaje, kde má veľká väčšina pozorovaní nenulovú hodnotu investícií. Na druhej strane je výhodou, ak databáza má charakter nevybilancovaného panelu, pretože táto metóda používa informáciu o prežití firmy. V našom prípade ju však nepoužívame pretože by sme museli vyradiť veľmi veľa pozorovaní, alebo použiť inú proxy premennú.

Levinsohn a Petrin (2003) vychádzali z podobných princípov ako Olley a Pakes, ale odstránili niektoré slabé miesta tejto metódy. Kritizovali použitie investícií ako proxy premennej, pretože má nárazový priebeh a vo väčšine prípadov je pre značnú časť pozorovaní nulová, takže ich treba vyradiť pre zachovanie predpokladu striktnej monotonicity. Namiesto investícií používajú medzispotrebu (materiálové náklady). Na rozdiel od predchádzajúcej metódy, nepoužívajú pravdepodobnosti prežitia. Zanedbávajú aj predpoklad, že nepozorovaná TFP je proces s nezávislými prírastkami a nahradzujú ho menej striktnou požiadavkou, aby TFP bola Markovov proces.

Existuje viacero verzií tejto metódy, my sa zameriame na najjednoduchší prípad, keď output je reprezentovaný pridanou hodnotou. V tomto prípade je postup nasledovný:

1. Odhadneme rozšírenú produkčnú funkciu pre pridanú hodnotu y ako funkciu práce l a polynómu v kapitáli a materiálových nákladoch $h(k,m)$ (všetko v logaritmoch) ktorý zachytáva TFP, vypočítame $f=y-b_l l$ a uchováme polynóm $h(k,m)$ a reziduály. Druhý a tretí krok sa opakujú v cykle jednorozmernej minimalizácie pre rôzne kandidátske hodnoty b_k :

2. Pre kandidátsku hodnotu b_k vypočítame $g=h(k,m) - b_k k$ a regresiu pre g ako funkciu g_{t-1} a jej mocnín. Uchováme vyrovnané hodnoty e z tejto rovnice.

3. Pre kandidátsku hodnotu b_k vypočítame $n = f - b_k k$ a nájdeme takú kandidátsku hodnotu b_k že minimalizuje $\sum(n - e)^2$. To je hľadaný parameter pri kapitáli.

Táto metóda neposkytuje analytické štandardné odchýlky. Získavajú sa simuláciami, bootstrapom.

1.2 POUŽITÉ ÚDAJE

Vychádzame z ročnej databázy ŠÚ SR založenej na dotazníku Prod101 a z verejných údajov zo štatistického portálu ŠÚ SR pre cenové indexy. Z tejto databázy čerpáme údaje pre pridanú hodnotu, počty pracovníkov, počty odpracovaných hodín, kapitál, medzispotrebu a mzdy. Databáza je za väčšinu premenných za roky 2001 až 2007. Používame iba pozorovania pre skupiny OKEČ 1 až 45, pretože pre tieto máme cenové indexy. Malé podniky sa vyberajú do databázy výberovo, preto používame iba pozorovania, kde je počet zamestnancov väčší ako 19. Okrem toho vyberáme iba pozorovania, ktoré majú kladnú pridanú hodnotu, kladné aktíva, absolútnu hodnotu rentability aktív menšiu ako 1,

produktivitu práce nižšiu ako 25 mil. SK a vyššiu ako 50 tis. Sk a kladný kapitál s cieľom eliminovať chybné a atypické pozorovania. Celkom nám ostane 21 949 pozorovaní z 50 548 pozorovaní. Kapitál agregujeme zo stavieb, strojov a zariadení a nehmotného kapitálu. Pridanú hodnotu, medzispotrebu a mzdy deflujeme príslušnými cenovými indexmi.

1.3 VÝSLEDKY ODHADU

Metódu Levinsohna a Petrina sme aplikovali na slovenské údaje. Použili sme pri tom hlavne údaje z ročného výkazu ŠÚ SR roč101 za nefinančné organizácie za roky 2001 až 2007. Pridanú hodnotu a medzispotrebu sme deflovali príslušným indexom cien PPI, až na stavebníctvo, kde sme použili rovnaký cenový index ako pri deflovaní stavieb pri kapitáli. Kapitál sme rozdelili na tri časti: nehmotný, stroje a zariadenia a stavby a každú z týchto častí sme deflovali príslušným indexom zo ŠÚ SR. Obmedzili sme sa na pozorovania za odvetvia OKEČ 1 (poľnohospodárstvo) až OKEČ 45 (stavebníctvo), čo bolo dané dostupnosťou cenových indexov na deflovanie premenných.

Výpočty sme robili v programe STATA pomocou procedúry levpct (Petrin, Levinsohn a Poi, 2003) pre jednotlivé skupiny so spoločnými cenovými indexmi (väčšinou jedno odvetvie OKEČ). Výsledné parametre uvádzame v tabuľkeč.1:

Tabuľka 1: Parametre odhadu produkčných funkcií metódou Levinsohna a Petrina

OKEČ	Počet podnikov	b_l	s_{bl}	b_k	s_{bk}	
1	Poľnohospodárstvo	879	0.3576	0.0336	0.4743	0.06272
2	Lesníctvo	52	0.2106	0.096	0.04293	0.1073
10 až 12	Ťažba energ. surovín	12	0.13869	0.5127	0.6546	0.4154
13 až 14	Ťažba neenerg. surovín	47	0.4056	0.1283	0.1997	0.1492
15 až 16	Potraviny, nápoje, tabak	438	0.53474	0.04115	0.4043	0.06102
17 až 18	Textil a odevy	343	0.8024	0.0368	0.1112	0.0402
19	Spracovanie kože	105	0.7616	0.0382	0.1997	0.03156
20	Spracovanie dreva	190	0.6016	0.0519	0.07579	0.04679
21	Celulóza a papier	55	0.36285	0.1323	0.1549	0.1306
22	Vydavateľstvo a tlač	94	0.61726	0.0824	0.1002	0.1335
23	Koks, rafinérie, jad. palivo.	5	0.49628	0.3344	0.5514	0.2226
24	Chemikálie, chem. výrobky	81	0.2625	0.1096	0.3836	0.1278
25	Výrobky z gumy a plastov	171	0.4435	0.0669	0.2134	0.10432
26	Ostatné nekovové výrobky	151	0.2135	0.0694	0.2064	0.0725
27 až 28	Kovy a kovové výrobky	558	0.5735	0.0387	0.13815	0.0488
29	Stroje a zariadenia	363	0.6288	0.0475	0.2182	0.1107
30 až 33	Elektrické a optické zariad.	297	0.5915	0.0312	0.1046	0.06271
34 – 35	Dopravné prostriedky	131	0.46346	0.0500	0.1793	0.1311
36 až 37	Výroba inde nezariadená	178	0.5687	0.0686	0.1312	0.12242
40 až 41	Výroba a rozvod elekt., plynu a vody	150	0.3138	0.0796	0.12292	0.10363
45	Stavebníctvo	892	0.54992	0.03614	0.2005	0.0347

Zdroj: vlastné výpočty

Legenda: b_l - parameter pri počte odpr. hodin, s_{bl} - jeho štandardná odchýlka, b_k - parameter pri kapitáli, s_{bk} - jeho štandardná odchýlka

Pomocou odhadov parametrov produkčných funkcií vypočítame celkovú produktivitu faktorov ako

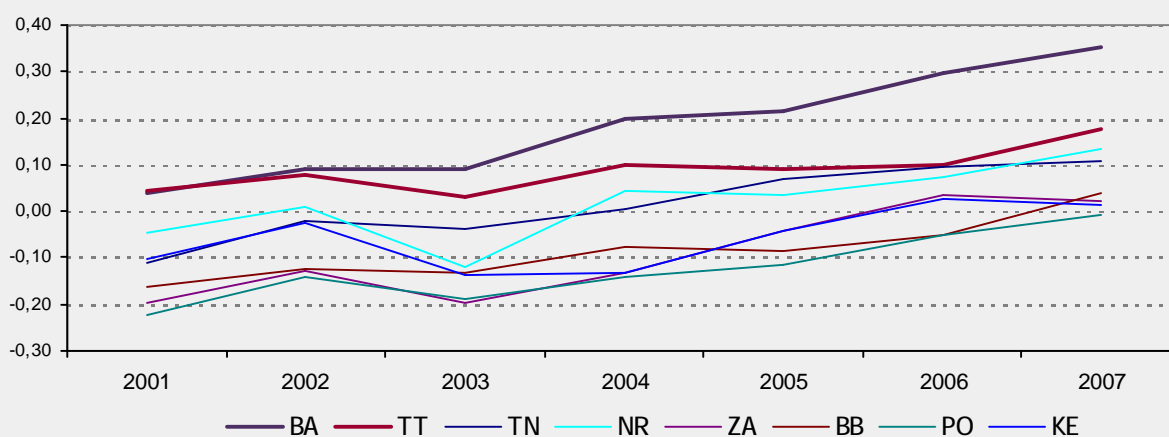
$$tfp_{jt} = y_{jt} - b_{il}l_{jt} - b_{ki}k_{jt}$$

kde j je index pre podniky, i je index pre skupiny (odvetvia) a t je index pre čas. Výsledok ešte centrujeme (odpočítame od hodnôt ich priemer, tak aby pre každú skupinu bola priemerná produktivita faktorov nulová. Keby sme tak neurobili, vniesli by sme do ďalších odhadov nehomogenitu, pretože necentrovaná celková produktivita faktorov obsahuje aj lokujúcu konštantu pre každú skupinu (odvetvie).

Celkový pohľad na TFP umožňuje formulovať niektoré závery ohľadne charakteru vývoja podnikov. Nasledujúce grafy znázorňujú medián, horný a dolný kvartil podľa krajov a období (rokov), ako aj medián TFP podľa odvetví a rokov.

Mediány TFP podľa krajov a období znázorňuje graf č. 1. Z grafu je vidno postupné znižovanie TFP od západu na východ (s výnimkou Košického kraja). Znamená to jednak, že podniky mimo veľkých centier majú nižšiu TFP vzhľadom na horšie podmienky, ale môže to znamenať aj to, že naša miera TFP je ovplyvnená dopytom, takže je vyššia v krajoch s vyššou ekonomickou úrovňou. Nápadný je odlišný charakter tohto ukazovateľa pre bratislavský kraj, kde sú mediány systematicky vyššie a rozdiely sa v čase zvyšujú. V menšej miere využili obdobie rokov 2004 až 2007 na zlepšenie TFP aj podniky v Trnavskom, Trenčianskom, Nitrianskom a Košickom kraji. V Žilinskom, Banskobystrickom a Prešovskom kraji nastalo iba malé zlepšenie, keď sa záporná hodnota mediánu priblížila k nule. Celkový obraz svedčí o prebiehajúcej diferenciácii – hospodársky rozmach v rokoch 2003 – 2007 pôsobil priaznivo na všetky podniky, ale podniky v regiónoch s vyššou mierou hospodárskej aktivity ho zužitkovali lepšie ako podniky v zaostávajúcich regiónoch.

Graf 1: Medián I TFP delený podľa krajov v rokoch 2001 – 2007

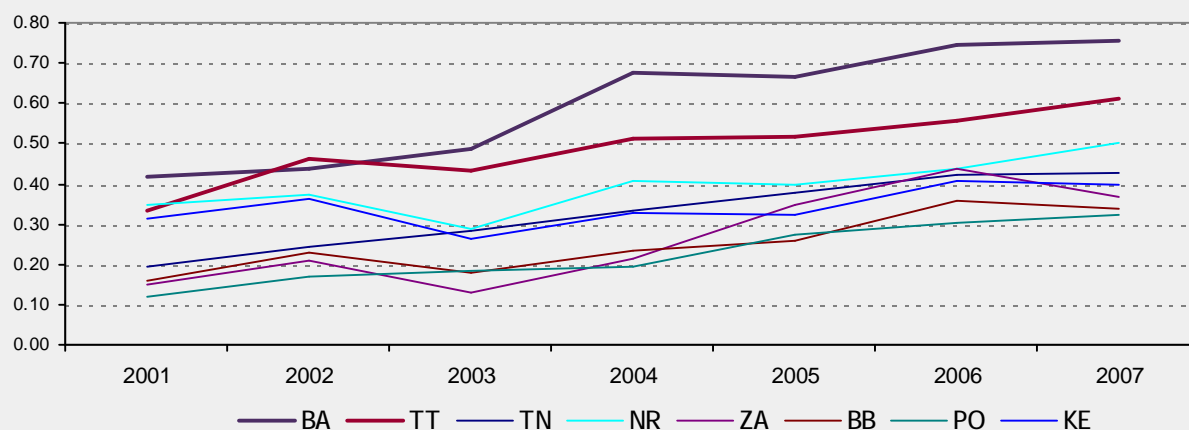


Zdroj: vlastné výpočty

Na grafe č. 2 je znázornený horný kvartil rozdelenia TFP. Tento ukazovateľ je vždy kladný. Podobne ako pri mediánoch, aj tu vidno jednak rast hodnôt v rokoch 2004 – 2007 ako i to, že hodnoty – s výnimkou Košického kraja – klesajú smerom od západu na východ. Horný

kvartil v Košickom kraji je porovnateľný s tým v Nitrianskom kraji a je oveľa vyšší ako v susednom Prešovskom kraji. Znamená to, že v Košiciach je vrstva úspešných podnikov, ktorá si od začiatku sledovaného obdobia udržiava pomerne vysokú hodnotu TFP.

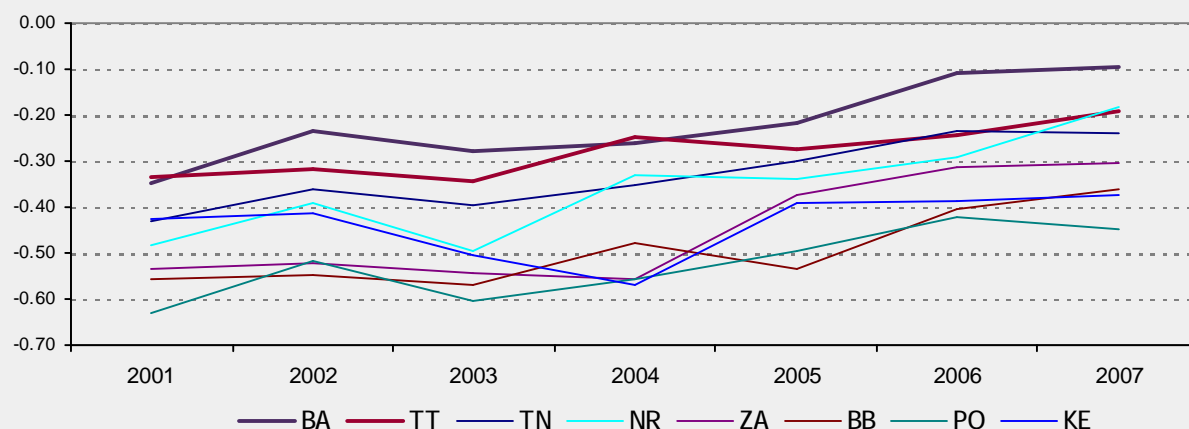
Graf 2: Horný kvartil TFP delený podľa krajov v rokoch 2001 – 2007



Zdroj: vlastné výpočty.

Graf č. 3 znázorňuje dolný kvartil rozdelenia mediánu TFP. Je vždy záporný. Opäť má tie isté črty – v období rozmachu (tu od roku 2005 do roku 2007) dochádza k zvyšovaniu tohto ukazovateľa, ale najvýraznejšie tam, kde už bol pomerne vysoký. Tiež vidno postupné zhoršovanie tohto ukazovateľa smerom od západu na východ. Najlepšia situácia je podľa očakávania v Bratislavskom kraji, najhoršia je v Prešovskom kraji. Situácia v Košickom kraji je len o málo lepšia ako v Prešovskom, na rozdiel od horného kvartilu, kde je rozdiel medzi Košickým a Prešovským krajom výraznejší. Vyplýva z toho určitá heterogenita firiem v Košickom kraji, ktoré majú na jednej strane výhodu regionálneho centra, na druhej strane nevýhodu relatívne menej rozvinutého regiónu.

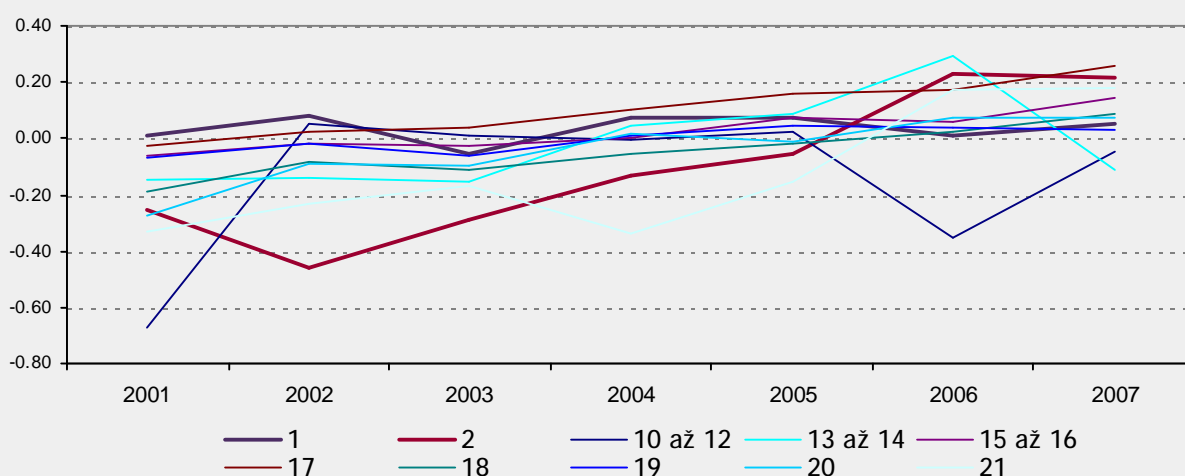
Graf 3: Dolný kvartil TFP delený podľa krajov v rokoch 2001 – 2007



Zdroj: vlastné výpočty.

Na grafe č. 4 sú znázornené hodnoty TFP pre jednotlivé odvetvia (OKEČ) a roky. Celkový vývoj je pomerne nerovnomerný, hodnoty niektorých odvetví rastú, iných klesajú v čase. Väčšina hodnôt je v intervale od -0.2 do 0.2, avšak sú aj pozorovania mimo tohto intervalu. Poľnohospodárstvo a lesníctvo (OKEČ 1 a 2) majú hodnoty blízko nuly s miernym rastúcim trendom. Ťažba neenergetických a energetických surovín (OKEČ 10-14) má tiež hodnoty okolo nuly s klesajúcim trendom. Potravinárstvo a tabakový priemysel (OKEČ 15-16) majú malé hodnoty rastúce v čase. Hodnoty pre textilný priemysel (OKEČ 17) rastú z hodnôt blízko nuly až na 0,26. Odevný priemysel (OKEČ 18) má hodnoty blízko nuly s nepatrným rastúcim trendom. Podobný charakter majú hodnoty mediánu pre spracovanie kože (OKEČ 19) a spracovanie dreva (OKEČ 20).

Graf 4: Mediány TFP podľa rokov a odvetví, OKEČ 1 až 21

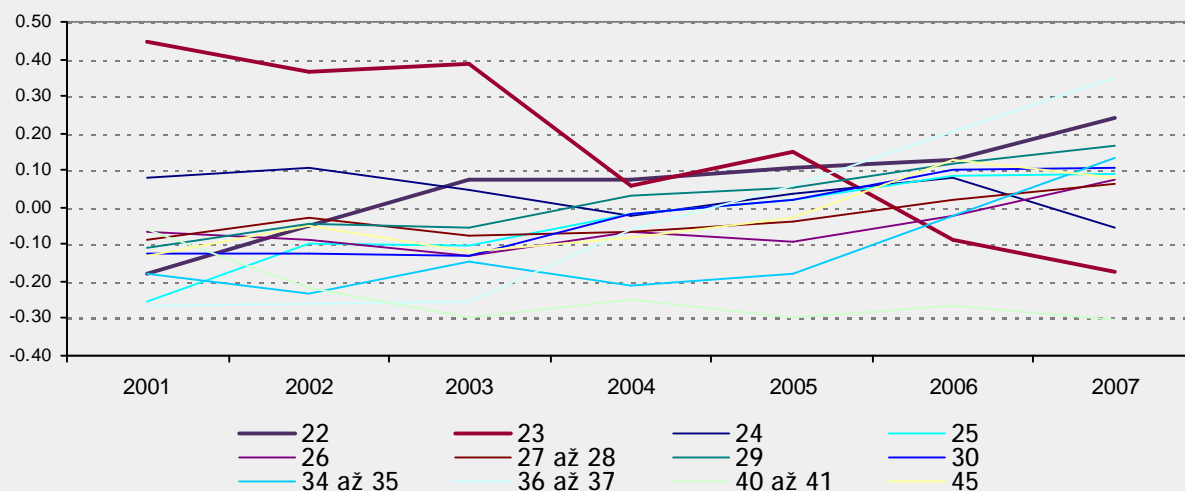


Zdroj: vlastné výpočty

Pozn.: Legenda k číslam OKEČ je v tab. 1.

Výroba celulózy a papiera (OKEČ21) rastie z výrazne záporných hodnôt až na hodnotu 0.18. Hodnoty pre vydavateľstvo a tlač (OKEČ 22) majú podobný, i keď menej výrazný charakter. Hodnoty pre koksárenstvo, rafinérie a spracovanie jadrového paliva (OKEČ 23) klesajú z vysoko kladných čísel až pod nulu. Chemický priemysel (OKEČ 24) má hodnoty blízko nuly s miernym klesajúcim trendom. Výroba výrobkov z gumy a plastov (OKEČ 25) má hodnoty rastúce z -0.25 v roku 2001 až na 0.09 v roku 2007. Hodnoty pre výrobu ostatných nekovových výrobkov (OKEČ 26) sú s výnimkou roku 2007 pod nulou. Podobný priebeh majú hodnoty pre kovy a kovové výrobky (OKEČ 27-28). Hodnoty pre stroje a zariadenia (OKEČ29) postupne rastú z -0.11 v roku 2001 na 0.17 v roku 2007. Elektrické a optické zariadenia (OKEČ 30 až 33) tiež postupne rastú zo záporných hodnôt až k hodnote 0.1 v roku 2007. Výroba dopravných prostriedkov (OKEČ 34 – 35) má až na rok 2007 záporné hodnoty, ktoré najprv klesajú a od roku 2004 rastú. Hodnoty pre výrobu inde nezaradenú (OKEČ 36 – 37) rastú z -0.27 v roku 2001 až na 0.35 v roku 2007. Hodnoty pre sieťové odvetvia (OKEČ 40 a 41) klesajú z -0.06 až na -0.3. Hodnoty pre stavebníctvo (OKEČ 45) v sledovanom období rastú zo záporných hodnôt do kladných, ale ostávajú v intervale -0.15 až 0.15.

Graf 5: Mediány TFP podľa rokov a odvetví, OKEČ 22 až 45



Zdroj: vlastné výpočty

Pozn.: Legenda k číslam OKEČ je v tab. 1.

Z grafov 1 až 5 celkovo možno vyčítať, že hospodársky rozmach v sledovanom období priniesol rast hodnôt TFP vo väčšine podnikov ako v regionálnom meradle, tak v odvetvovom. Existujú však indicie, že v časti podnikov (ktoré v niektorých prípadoch mali kladné hodnoty ukazovateľov na začiatku sledovaného obdobia) TFP klesala a na druhej strane, že niektoré podniky a regióny boli schopné zvýšiť svoj náskok pred ostatnými podnikmi a regiónmi, takže došlo k určitej stratifikácii.

2 VPLYV TFP NA MZDY A JEDNOTKOVÉ NÁKLADY PRÁCE

Mzdy sú dôležitý kanál prenosu ekonomických informácií medzi podnikovou sférou a domácnosťami. Pre podniky je často kľúčový ukazovateľ mzdových nákladov. Tieto náklady sa môžu pri plne flexibilných mzdách prispôbiť situácii ich poklesom. Ak treba mzdové náklady znížiť a mzdy sú rigidné, podniky reagujú znížením odpracovaných hodín na zamestnanca alebo aj znížením zamestnanosti, čo má ďalšie nepriaznivé efekty. Mzdové rigidity sú teda vo všeobecnosti nepriaznivé a v ich prítomnosti sa negatívne šoky do ekonomiky propagujú dlhšie. Galí (1999) ukázal, že nepružnosť cien môže spôsobiť zápornú reakciu odpracovaných hodín na šok v produktivite.

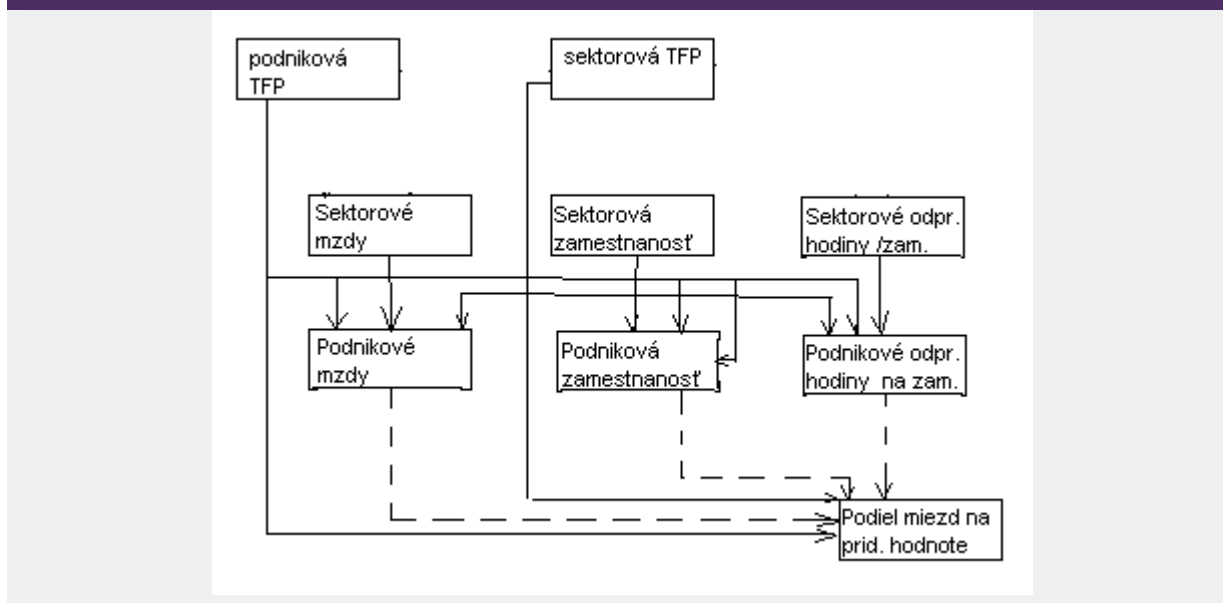
Samotné mzdové rigidity závisia aj od inštitucionálnych pomerov na trhu práce. Pokiaľ si podniky konkurujú v dopyte po práci, k zníženiu miezd môžu pristupovať iba pomaly, aby zamestnanci neodišli inde. Podobný efekt môžu mať zmluvy na základe kolektívneho vyjednávania, ak majú na trhu práce príslušnej krajiny veľkú váhu. Na druhej strane, kde sú tieto inštitúcie slabé, firmy prenášajú časť šokov ktorým čelia aj do miezd, čiže nepoistujú zamestnancov proti poklesu príjmu (Katay 2007).

Fuss a Winter (2009) skúmajú vzťahy medzi mzdami na podnikovej úrovni, TFP na podnikovej úrovni a TFP na sektorovej úrovni v belgickej ekonomike. V Belgicku majú tradične veľkú váhu inštitúcie kolektívneho vyjednávania, čo znamená vyššiu citlivosť miezd na sektorovú TFP ako na podnikovú TFP. Uvedení autori dokázali platnosť tohto predpokladu. Citlivosť miezd na sektorovú TFP je vysoká, citlivosť zamestnanosti je nižšia. Sektorové šoky totiž predstavujú systémové riziko, proti ktorému sa nedá poistiť. Nakoniec konštatujú kladnú citlivosť odpracovaných hodín na TFP, čo je v rozpore s niektorými ďalšími štúdiami.

Naším cieľom v tejto časti je aplikovať podobné predpoklady a metódy na údaje za Slovenskú republiku a preskúmať vzťahy medzi jednotlivými ukazovateľmi týkajúcimi sa zamestnanosti a miezd na jednej strane a TFP na podnikovej i sektorovej úrovni na druhej strane. Na rozdiel od Belgicka, orgány kolektívneho vyjednávania nemajú takú veľkú váhu. Iným faktorom, ktorý môže ovplyvniť naše výsledky sú dostupné údaje, z ktorých sa pre odhad používajú údaje za roky 2003 až 2007. V tomto období ekonomika rýchlo rástla, pričom HDP rástol rýchlejšie ako odmeny zamestnancov na makroúrovni. To tiež môže ovplyvniť vzťahy medzi produkciou a mzdami na mikroúrovni.

Vzťahy medzi hlavnými premennými znázorňuje schéma č. 1

Obr. 1: Vzťahy medzi TFP, mzdami a jednotkovými nákladmi práce



Rovnicami správania však popisujeme iba hodinové mzdy, počet zamestnancov, odpracované hodiny na zamestnanca a vlastný podiel miezd na pridanej hodnote. Takto získame informáciu jednak o celkovom efekte, jednak o čiastkových činiteľoch odmien zamestnancov – hodinovej mzde, počte zamestnancov a počte odpracovaných hodín, ako pôsobí TFP na podnikovej úrovni.

Odhady realizujeme v programe STATA zovšeobecnenou metódou momentov, ktorú vyvinuli Arellano a Bond (1991). V prvom rade sme sa pri odhade snažili, aby jednotlivé parametre



boli významné aspoň na hladine významnosti 20% a aby boli podľa možnosti ekonomicky interpretovateľné. V súlade s odhadmi v štúdií Fuss a Wintr (2009) sme sa snažili vyhnúť autokorelácii druhého stupňa aj za cenu zvýšenia autokorelácie prvého stupňa. Sarganov test by síce nemal zamietat' nulovú hypotézu, ale jeho sila sa znižuje pri prítomnosti heteroskedasticity náhodnej zložky. Toto pokladáme za dôvod, prečo tento test zamietá nulovú hypotézu a akceptujeme aj rovnice s vysokou hodnotou tohto testu. V tejto práci uvádzame výsledky z dvojstupňovej procedúry, ale jednostupňová procedúra dávala vcelku podobné výsledky. Všetky premenné okrem oneskorených hodnôt závisle premenných považujeme za exogénne. Táto metóda odstraňuje fixné efekty pre jednotlivé entity a na zohľadnenie fixných efektov v čase sme do každej rovnice zaradili binárne umelé premenné pre každý rok.

2.1 PRIEMERNÁ HODINOVÁ MZDA

Priemernú hodinovú mzdu¹ (rozdiel logaritmov miezd a celkového počtu odpracovaných hodín) sme namodelovali ako funkciu dvoch svojich predchádzajúcich hodnôt ($lwhr$, LD a $L2D$), bežnou a predchádzajúcou hodnotou podnikovej TFP (tfp_lposve , D1 a LD) binárnych premenných pre podniky od 50 do 100 a nad 100 zamestnancov ($ibig50100$, D1 a $ibig100$, D1), TFP na odvetvovej úrovni ($meantfp$, D1) prírastku pridanej hodnoty na odpracovanú hodinu ($varhr$, D2), priemernej mzde za odvetvie ($lmeanhwr$, D1) a umelých premenných pre jednotlivé obdobia ($yr2003$, D1 až $yr2007$, D1).

Hodinové mzdy teda vykazujú menšiu zotrvačnosť ako podiel miezd na pridanej hodnote. Mechanizmus pôsobenia je teda rôzny, na podnikovej úrovni pôsobí kladne na dopyt po práci, na sektorovej úrovni prácu skôr vytláča. Podniková TFP má väčší vplyv v bežnom období. Odvetvová TFP má aj tu záporný vplyv, výraznejší ako pri podiele miezd na pridanej hodnote. Umelé premenné pre veľké podniky majú kladné ale nevýznamné parametre. Pomerne vysokú hodnotu má priemerná odvetvová mzda. Vplyv podielu pridanej hodnoty na odpracovaných hodinách je naproti tomu iba mierny, čo znamená, že podniky sledujú trendy vo svojich odvetviach vo väčšej miere. Parameter pri pridanej hodnote možno interpretovať tak, že podniky čiastočne zamestnancov poisťujú proti idiosynkratickým šokom v dopyte. Navyše, podniky nereagujú na úroveň hodinovej pridanej hodnoty ale na jej prírastok (ak sme dali do rovnice túto premennú ako bežnú hodnotu i posunutú o jedno obdobie, posunutá hodnota mala záporné znamienko. Prírastkový tvar považujeme za lepšie interpretovateľný ako záporné znamienko.)

¹ Všetky premenné v tejto časti okrem binárnych premenných sú v logaritmoch.

Tabuľka 2: Parametre rovnice pre hodinovú mzdu.

Arellano-Bond dynamic panel-data estimation		Number of obs	=	8816	
Group variable (i): icoid		Number of groups	=	2769	
		Wald chi2(.)	=	.	
Time variable (t): obd		Obs per group: min	=	1	
		avg	=	3.183821	
		max	=	4	
Two-step results					
D.lhwr	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
lhwr					
LD.	.3778942	.0588089	6.43	0.000	.2626308 .4931576
L2D.	.0322264	.0190333	1.69	0.090	-.0050781 .0695309
tfp_lposve					
D1.	.0633784	.0067948	9.33	0.000	.0500609 .076696
LD.	.0324036	.0069095	4.69	0.000	.0188611 .045946
ibig50100					
D1.	.0124619	.0099504	1.25	0.210	-.0070405 .0319642
ibig100					
D1.	.0095687	.0124285	0.77	0.441	-.0147907 .0339281
meantfp					
D1.	-.5299232	.2520188	-2.10	0.035	-1.023871 -.0359754
lvarhr					
D2.	.1760175	.0139519	12.62	0.000	.1486724 .2033627
yr2003					
D1.	-.1304299	.0140246	-9.30	0.000	-.1579177 -.1029421
yr2004					
D1.	-.1074143	.010788	-9.96	0.000	-.1285583 -.0862704
yr2005					
D1.	-.0765952	.00831	-9.22	0.000	-.0928825 -.0603079
yr2006					
D1.	-.0357469	.0050752	-7.04	0.000	-.0456941 -.0257996
yr2007					
D1.	(dropped)				
lmeanhwr					
D1.	.4445585	.1153958	3.85	0.000	.2183869 .6707301
Warning: Arellano and Bond recommend using one-step results for inference on coefficients					
Sargan test of over-identifying restrictions:					
chi2(12) = 40.27 Prob > chi2 = 0.0001					
Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 1 is 0:					
H0: no autocorrelation z = -5.79 Pr > z = 0.0000					
Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 2 is 0:					
H0: no autocorrelation z = 0.30 Pr > z = 0.7634					

Zdroj: vlastné výpočty

2.2 POČET ZAMESTNANCOV

Počet zamestnancov v podniku sme modelovali ako funkciu dvoch posunutých hodnôt závisle premennej (dlef, LD a L2D), podnikovej TFP (tfp_lposve, D1, LD), umelých premenných pre veľké podniky (ibig50100, D1 a ibig100 D1) prírastok logaritmu pridanej hodnoty (lvar, D2), kapitál (lkr, D1), odvetvovú TFP (meantfp, D1), počet zamestnancov v odvetví (lmeanef, D1) a umelých premenných pre jednotlivé roky (yf2003, D1 až yr2006, D1)

Tabuľka 3: Parametre rovnice pre prírastok počtu zamestnancov.

```

Arellano-Bond dynamic panel-data estimation      Number of obs      =      6049
Group variable (i): icoid                       Number of groups   =      2341

Wald chi2(.) = .

Time variable (t): obd                         Obs per group: min =      1
                                                avg =    2.583938
                                                max =      3
  
```

Two-step results

D.dlef	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
dlef					
LD.	.0448652	.0187653	2.39	0.017	.008086 .0816444
L2D.	-.0266794	.012471	-2.14	0.032	-.0511221 -.0022366
tfp_lposve					
D2.	-.7451925	.033166	-22.47	0.000	-.8101966 -.6801883
ibig50100					
D1.	.1246654	.0133103	9.37	0.000	.0985777 .1507531
ibig100					
D1.	.2519009	.01997	12.61	0.000	.2127604 .2910414
lkr					
D1.	-.1282999	.0088423	-14.51	0.000	-.1456305 -.1109692
meantfp					
D1.	.3110588	.1856977	1.68	0.094	-.052902 .6750195
lvar					
D2.	7.352998	.3192349	23.03	0.000	6.727309 7.978687
yr2004					
D1.	-.0582753	.0050949	-11.44	0.000	-.0682611 -.0482895
yr2005					
D1.	-.0218851	.0040756	-5.37	0.000	-.0298731 -.013897
yr2006					
D1.	-.0136237	.0032303	-4.22	0.000	-.0199549 -.0072925
lmeanef					
LD.	.2926057	.109924	2.66	0.008	.0771586 .5080529

Warning: Arellano and Bond recommend using one-step results for inference on coefficients

Sargan test of over-identifying restrictions:
chi2(7) = 12.53 Prob > chi2 = 0.0845

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 1 is 0:
H0: no autocorrelation z = -14.16 Pr > z = 0.0000

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 2 is 0:
H0: no autocorrelation z = 1.67 Pr > z = 0.0955

Zdroj: vlastné výpočty

Ak sme ako závisle premennú použili úroveň počtu zamestnancov, bol parameter pri posunutej hodnote tejto premennej o niečo väčší ako jedna. Toto sme považovali za ekonomicky neinterpretovateľné a preto sme odhadli rovnicu pre prírastok počtu zamestnancov. Aj v takomto prípade majú posunuté hodnoty závisle premennej (dlef, LD a L2D) významné, i keď malé parametre. Podniková TFP vstupuje do rovnice v prírastkovom tvare a so záporným znamienkom. Naproti tomu, odvetvová TFP, ktorá vstupuje do rovnice ako úroveň má kladný parameter. Tieto znamienka sú opačné ako v rovnici pre hodinové mzdy. Zamestnanosť ako kanál pôsobenia TFP na jednotkové náklady práce teda pôsobí proti vplyvu miezd ako slabší činiteľ. Umelé premenné pre veľké podniky však majú kladné znamienka, podobne ako v predchádzajúcich rovniciach. Kapitál má záporné znamienko, čiže



prácu priamo nepodporuje, ale vytláča. Ak však predpokladáme existenciu produkčnej funkcie, potom kapitál pôsobí kladne na pridanú hodnotu a táto pôsobí kladne na zamestnanosť. Táto premenná si pri viacerých verziách odhadu zachovala veľmi vysoký parameter. Odvetvová zamestnanosť má menší kladný vplyv, čo zohľadňuje skôr reakciu na spoločné šoky v odvetví, ako reakciu na počet zamestnancov ako taký.

2.3 POČET ODPRACOVANÝCH HODÍN NA JEDNÉHO ZAMESTNANCA

Počet odpracovaných hodín na zamestnanca sme namodelovali ako funkciu posunutých hodnôt závisle premennej (l_{efh} , LD a L2D), podnikovej TFP v bežnom a predchádzajúcom období (tfp_lposve , D1 a LD, odvetvovej TFP ($meantfp$, D1) odvetvových odpracovaných hodín ($lmeanefh$, D1), umelých premenných pre veľké podniky ($ibig50100$, D1 a $ibig100$, D1), prírastku logaritmu pridanej hodnoty ($lvar$, D2) a umelých premenných pre jednotlivé roky ($yr2004$, D1 až $yr2007$, D1).

Zotrvačnosť tohto ukazovateľa je o niečo nižšia ako u miezd a počtu zamestnancov. Podniková TFP pôsobí prakticky ako prírastok so záporným znamienkom. Odvetvová TFP pôsobí kladne. TFP teda pôsobí podobne ako pri zamestnanosti. Vysoko kladný parameter pri odvetvovom počte odpracovaných hodín znamená silnú reakcie na odvetvové šoky, čo sa u tohto ukazovateľa dalo očakávať. Podľa znamienok parametrov pri umelých premenných pre veľké podniky, tieto majú o niečo nižší počet odpracovaných hodín na zamestnanca. Pri dodatočnom zvýšení dopytu je relatívne viac nadčasov v malých firmách ako vo veľkých. Veľmi vysoký kladný parameter je pri pridanej hodnote, ten sa tu však dal očakávať



Tabuľka 4: Parametre rovnice pre počet odpracovaných hodín na zamestnanca

```

Arellano-Bond dynamic panel-data estimation      Number of obs      =      8818
Group variable (i): icoid                       Number of groups   =      2769

                                                Wald chi2(.)       =          .

Time variable (t): obd                         Obs per group: min =          1
                                                avg =      3.184543
                                                max =          4

Two-step results
-----
      D.lcfh |           Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-----+-----
      lefh
      LD.    .3694921   .0297818    12.41  0.000    .3111208   .4278634
      L2D.   .0494998   .0175319     2.82  0.005    .0151379   .0838618
  tfp_lposve
      D1.   -.1577665   .0125157   -12.61  0.000   -.1822968  -.1332362
      LD.    .141226   .0122595    11.52  0.000    .1171978   .1652542
  meantfp
      D1.    .1168379   .1201797     0.97  0.331   -.1187099   .3523858
  lmeanefh
      LD.    1.119284   .4730197     2.37  0.018   .1921824   2.046386
  ibig50100
      D1.   -.0318633   .0053329    -5.97  0.000   -.0423157  -.021411
  ibig100
      D1.   -.051812   .0077185    -6.71  0.000   -.0669399  -.036684
      lvar
      D2.    1.433808   .1222093    11.73  0.000    1.194282   1.673334
  yr2003
      D1.   (dropped)
  yr2004
      D1.    .0383787   .0023413    16.39  0.000    .0337899   .0429675
  yr2005
      D1.    .0247665   .0022166    11.17  0.000    .020422    .029111
  yr2006
      D1.    .0178743   .0021849     8.18  0.000    .0135921   .0221566
  yr2007
      D1.    .0139977   .0022043     6.35  0.000    .0096773   .0183181
-----
Warning: Arellano and Bond recommend using one-step results for
inference on coefficients

Sargan test of over-identifying restrictions:
      chi2(12) =      24.89      Prob > chi2 = 0.0153

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 1 is 0:
      H0: no autocorrelation      z = -15.68      Pr > z = 0.0000
Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 2 is 0:
      H0: no autocorrelation      z =  1.31      Pr > z = 0.1890

```

Zdroj: vlastné výpočty

2.4 PODIEL MIEZD NA PRIDANEJ HODNOTE

Podiel miezd na pridanej hodnote (lulc) sme namodelovali ako funkciu svojej predchádzajúcej hodnoty, (lulc. LD), podnikovej TFP v bežnom a predchádzajúcom období (tfp_lposve D1 a LD), odvetvovej TFP (meantfp, D1) binárnych premenných pre podniky od 50 do 100 a nad 100 zamestnancov (ibig50100, D1 a ibig100. D1), kapitáli (LKR ,D1) a umelých premenných pre jednotlivé obdobia (yr2003, D1 až yr2007, D1).

Tabuľka 5: Parametre rovnice pre podiel miezd na pridanej hodnote:

```

Arellano-Bond dynamic panel-data estimation      Number of obs      =      12282
Group variable (i): icoid                        Number of groups   =      3448

                                                Wald chi2(.)       =          .

Time variable (t): obd                          Obs per group: min =          1
                                                avg =      3.562065
                                                max =          5

Two-step results
-----
      D.lulc |          Coef.   Std. Err.      z    P>|z|     [95% Conf. Interval]
-----+-----
      lulc   |
      LD.    |   .5094452   .0801403     6.36  0.000     .3523731   .6665172
tfp_lposve |
      D1.    |   .0232373   .0076549     3.04  0.002     .0082339   .0382407
meantfp    |
      LD.    |  -.190983   .2405008    -0.79  0.427    -.6623559   .2803899
ibig50100  |
      D1.    |   .1748231   .0128434    13.61  0.000     .1496505   .1999957
ibig100    |
      D1.    |   .3242966   .0198943    16.30  0.000     .2853045   .3632887
      lkr    |
      D1.    |   .017675    .00955      1.85  0.064    -.0010427   .0363926
tfp_lposve |
      LD.    |   .0887296   .0072524    12.23  0.000     .0745152   .102944
yr2003     |
      D1.    |  -.0112824   .0043693    -2.58  0.010    -.019846   -.0027187
yr2004     |
      D1.    |   .0158092   .0057434     2.75  0.006     .0045523   .027066
yr2005     |
      D1.    |   .016606    .0071187     2.33  0.020     .0026536   .0305584
yr2006     |
      D1.    |   .0359688   .0092923     3.87  0.000     .0177563   .0541814
yr2007     |
      D1.    |   .0439362   .0124072     3.54  0.000     .0196185   .0682539
-----
Warning: Arellano and Bond recommend using one-step results for
inference on coefficients

Sargan test of over-identifying restrictions:
      chi2(14) =      17.21      Prob > chi2 = 0.2452

Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 1 is 0:
      H0: no autocorrelation      z = -6.04      Pr > z = 0.0000
Arellano-Bond test that average autocovariance in residuals of order 2 is 0:
      H0: no autocorrelation      z = -0.35     Pr > z = 0.7252
  
```

Zdroj: vlastné výpočty

Výsledky pre podiel miezd na pridanej hodnote uvádza tabuľka 5. Je zrejma značná zotrvačnosť tohto ukazovateľa. Vplyv TFP závisí od toho, či je na úrovni podniku alebo na úrovni odvetvia (sektora): TFP na úrovni podniku podiel miezd na pridanej hodnote mierne zvyšuje, ale na sektorovej úrovni ho mierne znižuje. Podniková TFP pôsobí s posunom jedného obdobia silnejšie ako v bežnom období. (Toto nie je jediný vplyv, mimo tohto modelu TFP pôsobí kladne na pridanú hodnotu, ktorá vplyva na jednotlivé determinanty podielu miezd na pridanej hodnote.) Znamienko pri binárnych premenných zodpovedajúcich veľkým podnikom indikuje, že veľké podniky majú ceteris paribus vyšší podiel miezd na pridanej hodnote. Môže to byť spôsobené väčšou váhou kolektívneho vyjednávania v týchto podnikoch. Kladne tiež pôsobí kapitál.



Model, ktorý sme práve popísali, je v určitom zmysle slova redukovanou formou, keďže z neho nie je jasné, či TFP pôsobí cez hodinové mzdy, počet pracovníkov alebo počet odpracovaných hodín na pracovníka. Pomocou modelov pre tieto premenné sme sa pokúsili povedať niečo o týchto mechanizmoch. Keďže závisle premenné v týchto modeloch nie sú pomery ale absolútne čísla, zaradili sme ako vysvetľujúcu premennú aj pridanú hodnotu.

Vo všeobecnosti môže mať TFP obidve znamienka, pretože tvorí dva impulzy – jednak predstavuje prácu šetriaci technický pokrok, jednak predstavuje kladný šok, zvyšujúci produktivitu a umožňujúci napríklad zvýšiť mzdy, alebo ich v prípade zápornej hodnoty TFP naopak znížiť. Okrem toho je možné aj to, že pri našom spôsobe definovania TFP môže táto obsahovať aj dopytové šoky. Súhrnný vplyv TFP na náklady práce vidno z rovnice pre podiel miezd na pridanej hodnote – na podnikovej úrovni pôsobí TFP kladne, a to ako v bežnom, tak i nasledujúcom období, na odvetvovej záporne. Jednotkové náklady práce sú okrem hodinovej mzdy, počtu zamestnancov, odpracovaných hodín na zamestnanca aj funkciou ukazovateľa produkcie – u nás pridanej hodnoty. Pre túto sme nijakú rovnicu neodhadovali, keďže sme TFP vypočítali z pridanej hodnoty. Vieme však, že TFP je jedným z činiteľov pridanej hodnoty, ako sme to definovali vyššie pri produkčných funkciách. Okrem priamych vplyvov na podnikové mzdy, počet zamestnancov a počet odpracovaných hodín na zamestnanca účinkujú aj nepriame vplyvy cez odvetvové náprotivky týchto ukazovateľov. Vplyv TFP na jednotkové náklady práce teda prebieha cez jednotlivé podnikové ukazovatele, jednak sprostredkované cez odvetvové ukazovatele. TFP teda pôsobí na jednotkové náklady práce cez viacero kanálov. Parametre pri TFP majú rovnaké znamienka pri podnikovej hodinovej mzde ako pri podiele miezd na pridanej hodnote, to znamená, že zmeny pôsobia na tento ukazovateľ z veľkej časti práce cez hodinové mzdy. Druhý kanál predstavujú podnikový počet zamestnancov a podnikový počet odpracovaných hodín na zamestnanca. Tu prírastok podnikovej TFP vytláča prácu a odvetvová TFP má kladný vplyv. Toto je zaujímavé z dvoch hľadísk, Na jednej strane z toho vyplýva, že zvyšovanie mzdy pri kladnej hodnote podnikovej TFP nesúvisí priamo so zamestnanosťou. Na druhej strane vidno, že mzdy nie sú priamo súčasťou prispôbovacieho procesu v ktorom firmy znižujú dopyt po práci pri práci šetriacom technickom pokroku. Na odvetvovej úrovni je to naopak – kladný šok v odvetvovej TFP znižuje odvetvové mzdy a zvyšuje odvetvový počet zamestnancov a počet odpracovaných hodín na zamestnanca. Vzhľadom na to, že znamienka parametrov pri odvetvovej TFP sú v rovniciach pre odvetvové ukazovatele opačné ako v rovniciach pre podnikové ukazovatele, možno ich považovať za samostatné kanály pôsobenia TFP na jednotkové náklady práce. Okrem toho sa pod vplyvom TFP mení aj menovateľ jednotkových nákladov práce – pridaná hodnota, i keď tu sme nemohli odhadnúť analogický vzťah ako pri ostatných veličinách.

ZÁVER

Cieľom tejto práce bolo preskúmať vzťah medzi celkovou produktivitou faktorov a jednotkovými nákladmi práce na mikroúrovni. Práca má preto dve časti – v prvej počítame a prezentujeme celkovú produktivitu faktorov za jednotlivé podniky. V druhej časti odhadujeme rovnice, ktoré identifikujú vzťahy medzi celkovou produktivitou faktorov a jednotkovými nákladmi práce, ako i ich faktormi (hodinová mzda, počet pracovníkov a počet odpracovaných hodín na zamestnanca).



Celkovú produktivitu faktorov sme určovali ako reziduál z mikroekonomickej produkčnej funkcie. Parametre tejto funkcie sme pre odstránenie simultánneho skreslenia odhadli semiparametrickou metódou, ktorú vyvinuli Levinsohn a Petrin. Z mediánov TFP pre jednotlivé kraje a roky vyplýva, že situácia sa v rokoch 2001 až 2007 prevažne zlepšovala, pričom najvyššie hodnoty TFP boli v Bratislavskom kraji a najnižšie v Prešovskom, Banskobystrickom a Košickom kraji, kde však existuje aj skupina úspešnejších podnikov, ako to naznačuje tretí kvartil rozdelenia TFP. Z grafov tiež vyplýva, že i keď obdobie rozmachu v rokoch 2003 až 2007 prinieslo rast TFP pre väčšinu firiem, úspešnejšie firmy si polepšili viac ako ostatné. Z mediánov pre jednotlivé odvetvia a roky vyplýva, že rozdiely medzi odvetviami sú veľké, ale väčšina odvetví si v sledovanom období zvýšila TFP.

V rámci analýzy vzťahov TFP a jednotkových nákladov práce sme odhadli viacero modelov pre podiel miezd na pridanej hodnote a ďalších čiastkových premenných generalizovanou metódou momentov, ktorú vyvinuli Arellano a Bond. Kladný šok do TFP môže v istých podmienkach spôsobiť pokles dopytu po práci a v iných stimulovať rozšírenie výroby a vzrast dopytu po práci. TFP pôsobí na podiel miezd na pridanej hodnote viacerými kanálmi:

1. cez hodinové mzdy, ktoré sú tiež rastúcou funkciou podnikovej TFP a klesajúcou funkciou odvetvovej TFP. Znamená to, že podniky sú schopné časť produktivných šokov v podniku preniesť na zamestnancov a že sledujú prácu šetriaci technický pokrok v odvetví.
2. cez počet zamestnancov a počet odpracovaných hodín na zamestnanca – tu prírastok podnikovej TFP pôsobí záporne a úroveň odvetvovej TFP pôsobí kladne. Z toho vyplýva, že ak kladný šok do TFP vyvolá pokles dopytu po práci, šok na podnikovej úrovni obmedzí počet zamestnancov a mzdy mierne vzrastú. Pri šoku na odvetvovej úrovni je to naopak – tu pôsobí na zvýšenie dopytu po práci v podniku, ale mzdy mierne klesnú.

Okrem týchto veličín sú jednotkové náklady práce aj funkciou produkcie (u nás aproximovanej pridanou hodnotou), ktorá tiež závisí na TFP, ale vzhľadom na konštrukciu TFP z pridanej hodnoty nemožno odhadnúť rovnicu analogicky k predošlým. . Odhadom priamo pre podiel miezd na TFP sme zistili, že podiel miezd na pridanej hodnote je rastúcou funkciou podnikovej TFP a klesajúcou funkciou odvetvovej TFP. Kanál hodinových miezd na podnikovej úrovni je teda dominantný.



LITERATÚRA

Arellano M. and S. Bond (1991): "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations", *Review of Economic Studies*, 58(2), pp. 277-297

Fuss, C., a Wintr. L.(2009): „Rigid labour compensation and flexible employment ? Firm-level evidence with regard to productivity for Belgium“, *Working Paper Research*, National Bank of Belgium

Galí J. (1999): "Technology, employment and the business cycle: do technology shocks explain aggregate fluctuations", *American Economic Review*, 89(1), pp. 249-271

Katay G. (2007): "Do firms provide wage insurance against shocks? The case of Hungary", mimeo

Levinsohn, J., a A. Petrin. (2003): „Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables“. *Review of Economic Studies* 70, pp. 317-42

Olley, S., a A. Pakes. (1996): „The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry“, *Econometrica* 64, pp. 1263-98

Marschak, J. a Andrews, W. (1944): "Random Simultaneous Equations and the Theory of Production", *Econometrica* 12, pp. 143-205

Petrin, A., Levinsohn J., Poi, B.P. (2004): „Production Function Estimation in Stata Using Inputs to Control for Unobservables“, *The Stata Journal* 4, Number 2, pp. 113–123