

UNIVERZA V LJUBLJANI
EKONOMSKA FAKULTETA

DIPLOMSKO DELO

TJAŠA LOGAJ

UNIVERZA V LJUBLJANI
EKONOMSKA FAKULTETA

DIPLOMSKO DELO

**ANALIZA VPLIVA PRODUKTIVNOSTI NA CENE DELNIC V
SLOVENIJI**

Ljubljana, maj 2009

TJAŠA LOGAJ

IZJAVA

Študentka **Tjaša Logaj** izjavljam, da sem avtorica tega diplomskega dela, ki sem ga napisal/a pod mentorstvom **doc. dr. Saša Polanca**, in da dovolim njegovo objavo na fakultetnih spletnih straneh.

V Ljubljani, dne 11.5.2009

Podpis: _____

KAZALO

UVOD	1
1 TEORETIČNI OKVIR	2
1.1 Produktivnost.....	2
1.1.1 Izbira mere produktivnosti.....	4
1.2 Določanje cen delnic	5
1.3 Produktivnost in cene delnic.....	7
2 PREGLED EMPIRIČNIH ŠTUDIJ	10
3 MODEL	12
3.1 Podatki.....	12
3.1.1 Skupna faktorska produktivnost	13
3.1.2 Cene delnic	15
3.1.3 Uporabljene vrednosti.....	16
3.2 Vključitev cen delnic v model	18
3.3 Ocene.....	21
3.3.1 Izločanje fiksnih učinkov s pomočjo slamnatih spremenljivk.....	21
3.3.2 Modela s fiksnimi in slučajnimi učinki	23
3.3.3 Dinamični model	28
3.3.4 Problem izpuščenih spremenljivk.....	31
3.4 Komentar dobljenih rezultatov	37
4 Vpliv TFP v primeru drugačne metode vrednotenja cen delnic	38
SKLEP	40
LITERATURA IN VIRI	43

KAZALO TABEL

Tabela 1: Ocena logaritma dodane vrednosti z uporabo OLS	14
Tabela 2: Povprečne vrednosti uporabljeni spremenljivk	18
Tabela 3: Ocene enačb (3.3) in (3.4)	20
Tabela 4: Korelacijski koeficienti in njihove stopnje značilnosti	21
Tabela 5: Ocena regresijskega modela (3.5)	23
Tabela 6: Celotna, notranja ter medsebojna varianca obravnavanih spremenljivk	24
Tabela 7: Ocena FE modela	25
Tabela 8: Ocena RE modela	27
Tabela 9: Rezultati Hausmanovega testa	27
Tabela 10: Ocene z Arellano-Bond cenilko	30
Tabela 11: Pristranskost v primeru izpuščenih spremenljivk	32
Tabela 12: Smer pristranskosti vpliva stopenj rasti zaradi izpuščenih spremenljivk	33
Tabela 13: Ocene modela z dodatnimi regresorji	36

KAZALO GRAFOV

Slika 1: Grafični prikaz povezave med produktivnostjo in ceno delnic	9
Slika 2: Gibanje povprečnih stopenj rasti TFP	14
Slika 3: Povprečne stopnje rasti cen	16
Slika 4: Stopnje rasti cen A v odvisnosti od stopenj rasti TFP	17
Slika 5: Stopnje rasti cen A v odvisnosti od stopenj rasti TFP, prečiščeni podatki	17
Slika 6: Gibanje logaritmov cen A	19
Slika 7: Stopnje rasti cen A v odvisnosti od stopenj rasti amortizacije	34
Slika 8: Stopnje rasti cen A v odvisnosti od stopenj rasti obrestnih mer	34

KAZALO PRILOG

Priloga 1: Heteroskedastičnost pri ocenjevanju logaritma dodane vrednosti	1
Priloga 2: Iskanje odstopajočih podatkov	2
Priloga 3: Stopnje rasti cen v odvisnosti od stopenj rasti TFP	3
Priloga 4: Ocene z uporabo Arellano-Bond cenilke	4
Priloga 5: Ocene modela z dodatnimi regresorji	6

UVOD

Ko so J.P. Morgana vprašali, kaj se bo dogajalo s trgom delnic, je odgovoril: "*It will fluctuate (Padal bo in raste).*" Čeprav se je odgovor verjetno nanašal na nezmožnost (točnega) napovedovanja gibanja cen delnic, pa bi marsikdo v njem našel potrditev svojega mnenja o trgu delnic – da nima nikakršnega sidra. Torej, da cene delnic niso z ničimer povezane in se brez vsakega razloga enkrat gibajo navzgor, drugič pa navzdol.

Ker je slovenska borza majhna ter predvsem zelo mlada, je skepticizma glede delnic, s katerimi se trguje na njej, še več. Poleg tega mnogi opažajo, da se cene naših delnic večkrat gibljejo ravno v obratni smeri kot na tujih trgih. Vendar so to le opažanja na dnevni ravni. Nas pa to na tem mestu ne bo zanimalo. Središče našega interesa bodo gibanja na letni ravni, ki bolje odražajo akumulirane informacije o nekem podjetju kot pa spremembe cen na dnevni ravni.

S pomočjo teoretičnega modela slovenskega gospodarstva, v katerem bomo predpostavili monopolistično konkurenco med heterogenimi podjetji znotraj posameznih panog, bomo pokazali, da je cena delnic povezana s produktivnostjo podjetij. Nato pa bomo poskušali, na podlagi podatkov o podjetjih, ki so v obdobju 1994-2005 kotirala na borzi, ob uporabi ekonometrične analize, to hipotezo tudi dokazati.

Prvo poglavje je zato namenjeno razlagi teoretičnega okvirja. Pojasnili bomo, katere mere produktivnosti poznamo v ekonomiji ter kako jih izračunamo. Predstavili bomo argumente za in proti uporabi določene mere produktivnosti ter se opredelili za eno izmed njih. Temu bo sledila predstavitev modela določanja cen delnic. Ker nam posebnosti slovenskega trga delnic preprečujejo uporabo standardnega Gordonovega modela rasti, bomo uporabili tako imenovani FCFE model. Nato pa bomo v teoretičnem modelu pojasnili, kako izboljšana tehnologija vpliva na povečanje dobičkov. To nam bo dalo osnovo za postavitev naše hipoteze – podjetja z višjimi stopnjami rasti produktivnosti beležijo večje stopnje rasti cen delnic.

Preden se bomo lotili empirične analize, bomo v drugem poglavju povzeli, kar je že bilo odkritega na tem področju. Kot bomo ugotovili, je naše področje raziskovanja, ki je doživelo razmah z razvojem računalniške tehnologije, še nedorečeno, zato lahko v literaturi najdemo nekaj zelo nasprotujočih si dognanj. Ker v Sloveniji analize, ki bi se ukvarjala ravno s tem vprašanjem, še ni bilo, naših rezultatov nismo mogli z ničimer primerjati ter na takšen način sklepati o pravilnosti naših dokazov.

Tretje poglavje je namenjeno predstavitvi empiričnih rezultatov. Najprej bomo opisno, nato pa še grafično ter numerično predstavili podatke, ki smo jih vključili v model. Sledila bo

utemeljitev specifikacije modela. Po predstavitvi dobljenih rezultatov bomo poglavje zaključili s komentarjem naših rezultatov in idejami za izboljšave našega modela ter zamislili za nadaljevanje dela na tem področju, ko bodo podatki z daljšimi časovnimi vrstami to omogočili.

V četrtem poglavju bomo utemeljili, da izbira modela vrednotenja cen delnic ne vpliva na naša temeljna dognanja, iz česar bo sledilo, da je specifikacija našega regresijskega modela pravilna, tudi če predpostavimo drugačen model ocenjevanja cen delnic. V sklepu bomo povzeli temeljne ugotovitve tega diplomskega dela.

1 TEORETIČNI OKVIR

1.1 Produktivnost

Samuelson in Nordhaus (2002, str. 752) produktivnost definirata kot "razmerje outputa na enoto inputa". Produktivnost bo torej večja, če bo rast outputov večja od rasti inputov in obratno. Ko rast inputov prehitijo rast outputov oz. ko se rast outputov zmanjša, sledi zmanjšanje produktivnosti.

V ekonomiji ločimo tri glavne mere produktivnosti – **totalno** ali **skupno faktorsko produktivnost** (v nadaljevanju TFP), **produktivnost dela** ter **produktivnost kapitala**. Vse lahko na preprost način izpeljemo iz produkcijske funkcije (Solow, 1957, str. 312):

$$Y = A \cdot F(K, L). \quad (1.1)$$

V enačbi je produkt Y odvisen od kapitala K , dela L ter ravni tehnologije A . Če to funkcijo odvajamo po času, dobimo:

$$\frac{dY}{dt} = A \frac{\partial F}{\partial K} \frac{dK}{dt} + A \frac{\partial F}{\partial L} \frac{dL}{dt} + F(K, L) \frac{dA}{dt}. \quad (1.2)$$

Definirajmo elastičnost produkta glede na kapital in delo kot:

$$\alpha_K = \frac{dY}{dK} \frac{K}{Y} = A \frac{\partial F}{\partial K} \frac{K}{Y} \quad (1.3)$$

$$\alpha_L = \frac{dY}{dL} \frac{L}{Y} = A \frac{\partial F}{\partial L} \frac{L}{Y}. \quad (1.4)$$

Če enačbi (1.3) in (1.4) vstavimo v enačbo (1.2) ter vse skupaj delimo z Y , dobimo enačbo stopnje rasti produkta:

$$\frac{dY}{Y \cdot dt} = \alpha_K \frac{dK}{K \cdot dt} + \alpha_L \frac{dL}{L \cdot dt} + \frac{dA}{A \cdot dt}. \quad (1.5)$$

Del gospodarske rasti, ki ni pojasnjen z rastjo produkcijskih faktorjev (torej $\frac{dA}{A \cdot dt}$) se imenuje Solowov ostanek (angl. *Solow residual*) oz. rast TFP. Izračunamo pa jo kot razliko med rastjo produkta ter tehtane vsote rasti vseh inputov. TFP dobimo z integriranjem enačbe (1.5).

$$\ln A \approx \ln Y - \alpha_K \ln K - \alpha_L \ln L \quad (1.6)$$

Na podoben način izpeljemo enačbo za produktivnost dela:

$$\ln \frac{Y}{L} = \ln A + \alpha_K \ln \frac{K}{L}, \quad (1.7)^1$$

ki pove, da je rast produktivnosti dela odvisna od dveh dejavnikov – tehnološkega napredka ter količine kapitala na enoto dela.

Analogno je produktivnost kapitala enaka:

$$\ln \frac{Y}{K} = \ln A + \alpha_L \ln \frac{L}{K}. \quad (1.8)$$

Torej večji kot je tehnološki napredek ter več kot je delavcev na enoto kapitala, večja je produktivnost kapitala.

Na produktivnost podjetja (pa naj bo le-ta merjena s TFP, produktivnostjo dela ali produktivnostjo kapitala) ter na agregatno produktivnost vpliva več dejavnikov (Bartelsman & Doms, 2000, str. 18-23):

- **Regulacija** ne vpliva le na današnje odločitve podjetij, pač pa tudi na prihodnjo tržno strukturo, saj spreminja spodbude za inovacije, investicije, vstop na trg ali pridobivanje tržnega deleža. Empirična študija industrije telekomunikacijske opreme (Olley & Pakes, 1996, str. 1265-1266) je pokazala, da je odprava ovir za vstop v panogo spremenila odločitve proizvajalcev ter potencialnih proizvajalcev o inovacijski aktivnosti, izbiri inputov in obsegu proizvodnje. Veliko novih podjetij je po deregulaciji vstopilo v panogo, po drugi strani pa je bilo mnogo neučinkovitih priseljenih k izstopu – prišlo je torej do realokacije kapitala ter premika proizvodnje k

¹ Predpostavili smo, da je $\alpha_K + \alpha_L = 1$.

bolj produktivnim podjetjem. Zaradi spremenjenih tržnih deležev ter interakcij večjega števila produktivnejših konkurentov se je agregatna produktivnost povečala.

- Tudi **vodenje** oziroma **lastništvo** je eden od dejavnikov, ki pojasnjuje razlike v produktivnosti med podjetji. Vodstvo je namreč tisto, ki se odloča o uporabljeni tehnologiji, inputih in obsegu proizvodnje. Čeprav je empirično dokazovanje povezave med vodstvom ter produktivnostjo podjetja problematično zaradi težav pri zbiranju ter merjenju podatkov kvalitete vodstva, je bilo pojasnjeno, da je produktivnost vodstva pozitivno korelirana s produktivnostjo podjetja.
- Heterogenost **tehnologije** in **človeškega kapitala** med podjetji je naslednji faktor, ki pojasnjuje razlike v produktivnosti med njimi. V nekem trenutku se v gospodarstvu namreč pojavljajo podjetja, ki uporabljajo najnovejšo tehnologijo, kot tudi podjetja, ki so nagnjena k bolj tradicionalnim metodam. Mnoge študije so pokazale pozitivno povezanost tehnologije (pri tem različni avtorji uporabljajo različne mere) s produktivnostjo podjetja. Vendar pa je potrebno opozoriti na pozitivno povezanost tehnologije z drugimi spremenljivkami, kot je na primer človeški kapital, saj so le izobraženi delavci usposobljeni za uporabo najmodernejših tehnologij. Torej podjetja, ki imajo boljši človeški kapital, lahko uporabijo boljše tehnologije in si s tem zagotovijo večjo produktivnost.
- **Izpostavljenost mednarodni trgovini** je povezana s produktivnostjo na več ravneh. Le visoko produktivna podjetja imajo primerjalne prednosti, ki jim omogočajo delovanje na mednarodnem trgu (Melitz, 2003, str. 1696). Nadalje, izvozna podjetja so bolj izpostavljena ostalim (ne le domačim, ampak tudi tujim) podjetjem, kar povečuje možnosti za odkrivanje razpoložljivih tehnologij. In nenazadnje, izvoz podjetjem omogoča zniževanje povprečnih stroškov, saj lahko povečajo (optimizirajo) obseg proizvodnje.

1.1.1 Izbira mere produktivnosti

V literaturi lahko opazimo, da so različni raziskovalci pri opazovanju povezave med produktivnostjo ter ceno delnic uporabili različne mere produktivnosti. Tako obstaja literatura, ki uporablja TFP, kot tudi literatura, ki se nanaša na produktivnost dela ali produktivnost kapitala. Postavlja se vprašanje, katera mera je boljša in katero je smiselno uporabiti v našem modelu.

Sargent in Rodriguez (2000, str. 43) pri odgovoru na vprašanje, ali je boljša produktivnost dela ali TFP, zavzame stališče, da je vsaka mera za nekaj dobra in da nobena ne pove cele zgodbe. Tako bi po mnenju avtorjev na odločitev morale vplivati več faktorjev. Eden takšnih je časovno obdobje. Če je slednje kratko, je primernejša produktivnost dela, za dolgi rok pa je boljša TFP. Nadalje, če je v podatkih o kapitalu prisotna velika pristranskost, potem je boljša

produktivnost dela, sploh če primerjamo produktivnost med državami, ki imajo različna računovodska pravila. In ne nazadnje, če v podatkih ni prilagoditev spremenjeni kakovosti kapitala, potem je boljša mera TFP, saj odraža tako utelešene kot neutelešene tehnološke spremembe.

Davis in Madsen (2008, str. 6) zagovarjata stališče, da je mejna produktivnost dela relevantna za poplačilo dela, skupna factorska produktivnost za poplačilo dela in kapitala, mejna produktivnost kapitala pa je relevantna za poplačilo kapitala. Ker je mejna produktivnost kapitala, ki neposredno vpliva na cene delnic, najbolj aproksimirana s produktivnostjo kapitala in ne dela ali TFP, bi po njunem morali pri ocenjevanju vrednosti cen delnic upoštevati produktivnost kapitala. Relevantnost mejne produktivnosti kapitala potrjujeta z dejstvom, da se z delnicami financira fiksni kapital. Po njunem spremembe v produktivnosti dela ne prinašajo dodatnih donosov na enoto kapitala, razen če so nepričakovane, pa še to so učinki le začasni, saj realne plače sledijo produktivnosti dela, kar povzroči, da se donosi s časom zmanjšajo.

V tem delu se bomo osredotočili predvsem na TFP. Za slednjo smo se odločili, ker obstaja le majhna verjetnost, da je v naših podatkih o kapitalu prisotna velika pristranskost. Poleg tega podatki o kapitalu niso prilagojeni spremenjeni kvaliteti kapitala, kar potrjuje izbiro TFP kot mero produktivnosti. Čeprav bi morda na podlagi zgoraj navedenih dognanj Madsena in Davisa sklepali, da je primernejša kapitalska produktivnost, pa namen naše analize ni ugotavljanje prave vrednosti cen delnic, pač pa nas zanima obstoj povezave med produktivnostjo slovenskih podjetij ter njihovimi cenami delnic. Če dokažemo, da obstaja pozitivna povezava med TFP ter cenami delnic, s tem dokažemo, da obstaja pozitivna povezava tudi med cenami delnic in produktivnostjo kapitala oz. dela, saj TFP povečuje obe ostali meri produktivnosti podjetij. To je jasno razvidno iz enačb (1.7) in (1.8).

1.2 Določanje cen delnic

Če želimo ugotoviti ali obstaja povezava med produktivnostjo podjetja ter njegovo ceno delnic, moramo najprej ugotoviti, kako se cena delnic na trgu sploh določa. V literaturi je poznanih več modelov določanja cen delnic. Eden izmed najbolj znanih je zagotovo **Gordonov model rasti**.

Cena delnice se na trgu kapitala oblikuje na podlagi ponudbe in povpraševanja po tem vrednostnem papirju. Ker je ponudba delnic bolj ali manj neelastična, na ceno delnic vpliva predvsem povpraševanje. Slednje pa je odvisno od vrednosti, ki jo posamezni delnici pripisujejo (potencialni) investitorji. To vrednost imenujemo **pravična cena** (angl. *fair value*). Višja kot bo pravična cena, višja bo dejanska tržna cena delnice, saj bodo investitorji zanj pripravljene več plačati. Če je trg kapitala učinkovit, je dejanska cena delnice enaka pravični. V nasprotnem primeru na trgu namreč obstajajo neizkoriščeni dobički, ki bodo ceno delnic

pripeljali nazaj na pravično raven. Če je na primer trenutna cena delnice nižja od pravične cene, se bo povpraševanje po tej delnici povečalo, to pa bo zvišalo njeno ceno do ravni, ki je enaka pravični ceni.

Ob predpostavki konstantne diskontne stopnje r ter homogenih pričakovanj investitorjev je pravična cena delnice V_t enaka diskontirani vsoti prihodnjih denarnih tokov:

$$V_t = \frac{D_{t+1}^e}{(1+r)} + \frac{D_{t+2}^e}{(1+r)^2} + \frac{D_{t+3}^e}{(1+r)^3} + \dots + \frac{D_{t+N}^e + V_{t+N}^e}{(1+r)^N}. \quad (1.9)$$

V enačbi z D_t^e označujemo pričakovane dividende v obdobju t . Če privzamemo, da sta tako pričakovana višina dividend v obdobju $t+N$, kot tudi pričakovana pravična cena v istem obdobju končna², in upoštevamo enakost $V_t = P_t$ (s P_t označujemo dejansko ceno delnice v obdobju t), potem lahko zapišemo:

$$P_t = \sum_{n=1}^{\infty} \frac{D_{t+n}^e}{(1+r)^n}. \quad (1.10)$$

Zgornja enačba velja ne glede na to, ali imajo investitorji končen ali neskončen horizont. Razlog leži v dejstvu, da je vrednost delnice za investitorje s končnim horizontom enaka diskontirani vsoti dividend, ki jih bodo prejeli v tem obdobju, ter diskontirani vrednosti, po kateri bodo delnice konec obdobja lahko prodali. Slednjo pa izračunajo po enačbi (1.10).

Če sedaj predpostavimo konstantno rast dividend, torej je $D_{t+1} = (1+g)D_t$, in to uporabimo v enačbi (1.10), dobimo t.i. Gordonov model rasti (Cuthbertson, 1996, str. 77).

$$P_t = \frac{(1+g)}{(r-g)} D_t \quad (1.11)$$

Cena delnice je potemtakem odvisna od tekočih dividend, diskontne stopnje (zahtevane stopnje donosa) ter pričakovane rasti dividend. Torej, večje kot bodo dividende, večja bo vrednost delnic in zato bo višja tudi njihova cena. Vendar pa v Sloveniji težko govorimo, da se cene delnic oblikujejo na podlagi bodočih dividend, saj je delež podjetij, ki dividende izplačuje, zelo majhen. Empirična raziskava za Slovenijo je pokazala (Romih, 2006, str. 77), da je bil delež družb, ki so dejansko izplačale dobiček v obdobju 1997-2000 med 6,3% in 8,0% odstotki vseh družb, ki so izpolnjevale zakonske pogoje za izplačilo dobička.

² Torej velja $\lim_{n \rightarrow \infty} \left(\frac{D_{t+n}^e + V_{t+n}^e}{(1+r)^n} \right) \rightarrow 0$

Vrednotenje cen delnic v Sloveniji lažje razložimo z metodo prostih denarnih tokov lastniškemu kapitalu (v nadaljevanju FCFE metoda), saj je le-ta primerna za vrednotenje delnic podjetij, ki ne izplačujejo dividend. Po tej metodi ceno delnice, ponovno ob predpostavki $V_t = P_t$, izračunamo kot (Stowe, Robinson, Pinto & McLeavey, 2008, str. 23):

$$P_t = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^{\infty} \frac{FCFE_{t+n}}{(1+r)^n}. \quad (1.12)$$

Pri tem smo z N označili število izdanih delnic, z r zahtevano stopnjo donosa ter s FCFE prosti denarni tok (ki bi lahko bil izplačan) navadnim delničarjem (angl. *free cash flow to equity*). FCFE izračunamo kot (Damodaran, 2006, str. 113):

$$FCFE = \text{čisti dobiček} - (\text{investicije} - \text{amortizacija}) - (\text{sprememba v nadenarnem obratnem kapitalu}) + (\text{novi izdani dolg} - \text{odplačilo dolga}). \quad (1.13)$$

Če sedaj predpostavimo, da FCFE raste s konstantno stopnjo g , dobimo formulo za vrednotenje delnic, ki močno spominja na Gordonov model rasti:

$$P_t = \frac{1}{N} \frac{(1+g)}{(r-g)} FCFE_t. \quad (1.14)$$

Enačbi (1.13) ter (1.12) pojasnjujeta povezavo med dobičkom ter ceno delnic. Dobiček povečuje FCFE. Iz tega izhaja, da bodo imela podjetja z večjim dobičkom ob enakih zahtevanih stopnjah donosa višje cene delnic.

1.3 Produktivnost in cene delnic

V tem diplomskem delu želimo ugotoviti, ali v Sloveniji obstaja pozitivna povezava med produktivnostjo podjetja ter njegovo ceno delnic. To poglavje je zato namenjeno teoretični predstavitvi pozitivne relacije med omenjenima spremenljivkama.

Za slovensko gospodarstvo bomo predpostavili, da ima tržna struktura obliko monopolistične konkurence, za katero je značilno, da obstaja veliko število kupcev in prodajalcev, vstop in izstop iz panoge sta enostavna, vendar pa so proizvodi nekoliko diferencirani, kar "vodi v padajočo krivuljo povpraševanja za vsakega proizvajalca" (Samuelson & Nordhaus, 2002, str. 174). Za posameznega proizvajalca torej cena njegovih proizvodov ni dana, pač pa jo določa na podlagi pribitka na mejne stroške (angl. *mark-up pricing*).

Predpostavimo, da imamo v gospodarstvu j različnih panog. Z m označimo različico proizvoda narejenega v panogi j , n_{ij} pa naj bo število aktivnih podjetij v panogi. Podjetja naj imajo stroškovno funkcijo oblike:

$$C_{ij_m} = \frac{D_{ij_m} + F_j}{A_{ij_m}} \left(\frac{r_{ij}}{\alpha_j} \right)^{\alpha_j} \left(\frac{w_{ij}}{1 - \alpha_j} \right)^{1 - \alpha_j}. \quad (1.15)$$

Pri tem smo s C_{ij_m} označili stroške m -tega podjetja iz panoge j v trenutku t . D označuje povpraševanje, F so fiksni stroški izraženi v količini proizvoda, α_j in $1 - \alpha_j$ sta uteži kapitala in dela v produkcijski funkciji, A označuje tehnologijo oz. tehnološki indeks, r so stroški kapitala, w pa stroški dela.

Iz zgornje enačbe je razvidno, da predpostavljamo, da so cene inputov ter fiksni stroški v posamezni panogi enaki, medtem ko se med posameznimi panogami razlikujejo. Predpostavka je skladna z dejstvom, da različne panoge potrebujejo različno izobraženo delovno silo ter različen kapital, kar pa je povezano z različnimi stroški.

Kot je bilo že omenjeno, podjetja določajo cene proizvodov s pribitkom na mejne stroške:

$$P_{ij_m} = \frac{\sigma_j}{\sigma_j - 1} \lambda_{ij_m}. \quad (1.16)$$

V enačbi z σ_j označujemo elastičnost substitucije med različicami. Večja elastičnost substitucije med različicami torej povzroči, da so cene, ki jih podjetja postavijo, nižje. Zapišimo še mejne stroške podjetja:

$$\lambda_{ij_m} = \frac{\partial C_{ij_m}}{\partial D_{ij_m}} = \frac{1}{A_{ij_m}} \left(\frac{r_{ij}}{\alpha_j} \right)^{\alpha_j} \left(\frac{w_{ij}}{1 - \alpha_j} \right)^{1 - \alpha_j}. \quad (1.17)$$

Povpraševanje po določeni različici proizvoda izračunamo kot kvocient med izdatki namenjenimi za določeno dobrino E_{ij} ter produktom števila vseh podjetij, ki proizvajajo to dobrino, in ceno določene različice.

$$D_{ij_m} = \frac{E_{ij}}{n_{ij} \cdot P_{ij_m}} \quad (1.18)$$

Bistvo te raziskave je, da se podjetja razlikujejo po produktivnosti, torej se razlikujejo v tehnologiji, ki jo uporabljajo. V ta namen nekoliko drugače zapišimo enačbo (1.18).

$$D_{t_j m} = \frac{E_{t_j}}{\left(\frac{r_j}{\alpha_j}\right)^{\alpha_j} \left(\frac{w_j}{1-\alpha_j}\right)^{1-\alpha_j}} \frac{\sigma_j - 1}{\sigma_j} \frac{A_{t_j m}^{\sigma_j}}{\sum_{j_k=1}^{n_j} A_{t_j k}^{1-\sigma_j}} \quad (1.19)$$

S pomočjo enačb (1.19), (1.17), (1.16) ter (1.15) lahko sedaj zapišemo dobiček:

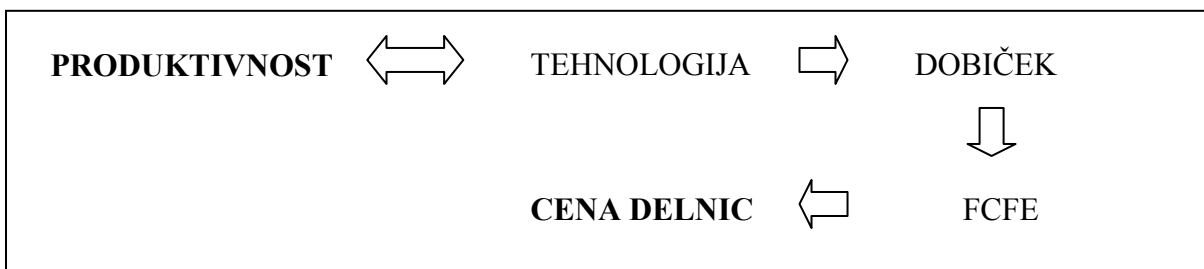
$$\pi_{t_j m} = \frac{E_{t_j} \cdot A_{t_j m}^{\sigma_j - 1}}{\sum_{j_k=1}^{n_j} A_{t_j k}^{1-\sigma_j}} \cdot \frac{1}{\sigma_j} - \frac{F_j}{A_{t_j m}} \left(\frac{r_j}{\alpha_j}\right)^{1-\alpha_j} \left(\frac{w_j}{1-\alpha_j}\right)^{1-\alpha_j} \quad (1.20)$$

Zanima nas, kaj se zgodi z dobičkom, če ima podjetje večjo skupno faktorsko produktivnost.

$$\frac{\partial \pi_{t_j m}}{\partial A_{t_j m}} = E_{t_j} \cdot \frac{\sigma_j - 1}{\sigma_j} \cdot \frac{A_{t_j m}^{\sigma_j - 1} \sum_{j_k=1}^{n_j} A_{t_j k}^{1-\sigma_j} + 1}{A_{t_j m} \cdot \sum_{j_k=1}^{n_j} A_{t_j k}^{2-2\sigma_j}} + \frac{F_j}{A_{t_j m}^2} \left(\frac{r_j}{\alpha_j}\right)^{\alpha_j} \left(\frac{w_j}{1-\alpha_j}\right)^{1-\alpha_j} > 0 \quad (1.21)$$

Iz zgornje relacije je razvidno, da se z izboljšanjem tehnološkega indeksa posameznega podjetja njegov dobiček poveča, seveda pa je tehnologija neposredno povezana s TFP, kot je razvidno iz enačbe (1.6). Ker so cene dela in kapitala v posamezni panogi enake za vsa podjetja, bo tudi razmerje med kapitalom in delom enako za omenjena podjetja. Torej bodo imela podjetja z boljšo tehnologijo tudi sorazmerno višjo produktivnost dela, kar opisuje enačba (1.7). Potemtakem lahko zaključimo z ugotovitvijo, da bodo imela podjetja z večjo produktivnostjo (ne glede na to, ali je merjena kot TFP ali kot produktivnost dela) večje dobičke. Že v poglavju o določanju cen delnic pa smo ugotovili, da imajo podjetja z večjimi dobički večje cene delnic. Končni sklep, ki iz vsega tega sledi, je, da bodo imela bolj produktivna podjetja višje cene delnic ob predpostavki, da tudi začetne cene delnic odražajo produktivnost podjetij. V primeru, ko ta predpostavka ne drži, lahko trdimo le, da bodo stopnje rasti cen delnic večje pri podjetjih, ki imajo večjo stopnjo rasti produktivnosti.

Slika 1: Grafični prikaz povezave med produktivnostjo in ceno delnic



2 PREGLED EMPIRIČNIH ŠTUDIJ

Razmah v proučevanju produktivnosti sovpada s široko uporabo informacijsko-komunikacijske tehnologije oz. s tako imenovano novo ekonomijo (angl. *new economy*), ki je na eni strani prinesla ogromne spremembe v rasti produktivnosti ter na drugi strani bikovske trende na delniških trgih. Raziskave se nanašajo tako na samo merjenje produktivnosti, na njeno gibanje v odvisnosti od spremenljivk, kot je na primer liberalizacija trgovine, pa tudi na povezanost produktivnosti z dobički, razvojem novih tehnologij, poslovnimi cikli ter cenami delnic.

Naša teoretična izhodišča predvidevajo, da imajo bolj produktivna podjetja večje dobičke, zato si najprej pogledajmo dognanja na tem področju. Jovanovicev (1982, 651-656) model je prvi izmed modelov, v katerem podjetja vstopajo in izstopajo iz panoge, velikost podjetij in njihov dobiček pa odražata produktivnost. Podjetja v modelu se razlikujejo po produktivnosti, vendar posamezno podjetje ne pozna svoje prave produktivnosti. O slednji lahko sklepa na podlagi informacij, ki jih pridobi med poslovanjem, ter s poznavanjem porazdelitve produktivnosti v populaciji. Podjetja, ki ugotovijo, da je njihova prava produktivnost večja, povečajo proizvodnjo, podjetja z najnižjo produktivnostjo pa izstopijo iz panoge. Ker znajo starejša podjetja bolje oceniti svojo produktivnost, je potreba po prilagajanju velikosti pri teh podjetjih manjša, zato je starost negativno povezana z rastjo podjetja, verjetnost izstopa iz panoge pa je pri starejših podjetjih manjša. Produktivnost je neposredno povezana tudi z dobički. Ker model predvideva, da nobeno podjetje ne more vplivati na cene, imajo produktivnejša podjetja višje dobičke, povprečni dobički podjetij v neki panogi pa so pozitivno povezani s starostjo panoge, saj nedobičkonosna podjetja izstopijo iz panoge.

Melitz (2003, str. 1696) je v svojem članku pokazal, da bodo v primeru heterogenih podjetij zaradi izpostavljenosti trgovini izvažala le bolj produktivna podjetja (le-ta bodo namreč sposobna kriti stroške vstopa na nov trg), medtem ko bodo manj produktivna podjetja delovala le na domačem trgu, najmanj produktivna podjetja pa bodo morala izstopiti iz panoge. Tako izstop najmanj produktivnih podjetij kot tudi dodatni prihodki zaradi izvoza povzročijo, da se tržni delež ter dobički najproduktivnejših podjetij povečajo.

Corcos, Del Gatto, Mion in Ottaviano (2007, str. 32) so postavili model trgovanja na mednarodni ravni ter znotraj države, pri čemer so predpostavili heterogenost podjetij, monopolistično konkurenco ter variabilne pribitke. Raziskavo so naredili na podlagi podatkov o podjetjih iz 10 EU držav ter 12 francoskih regij. Ugotovili so, da odsotnost mednarodnega trgovanja zmanjša produktivnost francoskih podjetij za 8,08%, medtem ko je vpliv odsotnosti trgovanja znotraj regij še večji – produktivnost se zmanjša kar za 24,88%. To pa povzroči tudi zmanjšanje dobičkov – za 13,64% ob odsotnosti mednarodnega trgovanja ter za 43,49% ob prekinitvi trgovanja med regijami.

Griffell-Tatje in Lovell (1999, str. 1192) sta spremembo dobička razdelila na več komponent – cenovni učinek ter količinski učinek, ki ga nadalje razdelita na učinek produktivnosti ter učinek aktivnosti. Učinek produktivnosti razdelita še na vpliv spremenjene tehnologije ter vpliv operativne učinkovitosti. Empirično raziskavo sta naredila na primeru španskih komercialnih bank v obdobju 1987-1994 ter pokazala pozitiven vpliv spremembe produktivnosti (ki vključuje spremembo tehnologije ter spremembo operativne učinkovitosti) na spremembo dobička.

Naše glavno interesno področje pa je povezanost med produktivnostjo ter ceno delnic oz. njunima stopnjama rasti. V nadaljevanju zato navajamo rezultate opravljenih raziskav s tega področja. Madsen in Davis (2003, str. 2-3, 27-38) sta proučevala, kakšni so kratkoročni in dolgoročni učinki večje produktivnosti, ki je posledica informacijsko-komunikacijske tehnološke revolucije, na cene delnic. Ugotovila sta, da bo imela tehnološko povzročena kapitalska produktivnost, le začasne učinke na cene delnic, saj bo povečan kapital ob prisotnosti padajočih donosov pripeljal produktivnost kapitala nazaj na začetno raven. Padcu produktivnosti na začetno raven pa bo sledil tudi padec cen delnic.

Podobno sta Pastor in Veronesi (2005, str. 25) na podlagi podatkov o cenah delnic v začetnih obdobjih Ameriških železnic dokazala, da so v začetnih fazah razvoja nove tehnologije, ko je negotovost glede povprečne produktivnosti te tehnologije še visoka, cene delnic visoke, vendar ko se negotovost z dejansko uporabo tehnologije na velikem obsegu zmanjša, pade tudi cena delnic. Visoka volatilitnost cen delnic je torej posledica visoke negotovosti glede povprečne produktivnosti nove tehnologije.

Beaudry in Portier (2004, str. 2, 32) povezanost med produktivnostjo ter ceno delnic pojasnujeta nekoliko drugače. Po njunem so permanentne spremembe v rasti produktivnosti najprej zajete v rasti delnic. Tako bo na primer novica o bodočih tehnoloških priložnostih povzročila porast v potrošnji, številu delovnih ur, investicijah in cenah delnic, ki prehitvejo rast produktivnosti za nekaj let. V kasnejšem delu (Beaudry & Portier, 2005, str. 14) na podlagi podatkov gospodarstev ZDA ter Japonske dokažeta, da so trajne spremembe v produktivnosti res napovedljive, saj se najprej pokažejo v spremenljivkah, kot je cena delnic.

Raziskave na podlagi podatkov slovenskega gospodarstva se še niso dotaknile povezave med produktivnostjo in ceno delnic. Damijan, Polanec in Prašnikar (2004, str. 21) so na primer dokazali, da število trgov, na katerih deluje posamezno podjetje, narašča z njegovo produktivnostjo. Poleg tega so ugotovili, da je pozitiven vpliv na produktivnost opazen pri podjetjih, ki so aktivna na bolj razvitih trgih od domačega, ne pa pri tistih, ki so vezana na manj napredne trge. Podobno ugotavlja De Loecker (2005, str. 33) – izvozno usmerjena podjetja postanejo v povprečju za 8 % bolj produktivna (merjeno s TFP), ko začnejo izvažati. Prav tako dokaže, da so pridobitve v produktivnosti večje za podjetja, ki izvažajo le v regije z višjim dohodkom od domačega.

Raziskave slovenskega gospodarstva proučujejo tudi relacijo produktivnost – velikost podjetja ter s tem povezano dinamiko velikosti podjetij. Polanec (2005a, str. 33) je tako na podlagi podatkov o proizvodnih podjetjih za obdobje 1994-2004 pokazal, da so bila na začetku tranzicije mikro in majhna podjetja bolj produktivna od velikih ter srednje velikih podjetij, kasneje pa so velika podjetja ujela raven produktivnosti mikro podjetij. To pa je v nasprotju z ugotovitvami Bartelsmana in Dhrymesa (1998, str. 23) na podlagi proizvodnih podjetij v ZDA, da je za večje tovarne bolj verjetno, da bodo ohranjale stopnjo produktivnosti, medtem ko so manjša podjetja tista, za katere je verjetnost, da se bodo pomaknila navzgor ali navzdol v produktivnosti, večja.

3 MODEL

3.1 Podatki

Informacije o cenah delnic za obdobje 1994-2005 so pridobljene iz baze podatkov Ljubljanske borze. Razlog, da smo za mejnik vzeli ravno leto 2005, leži v spremembi računovodskih standardov, ki je sledila naslednje leto. Če bi želeli uporabiti podatke za obdobja od leta 2006 naprej, bi to povzročilo kar nekaj problemov zaradi neujemajočih kategorij, ki pa smo se jim želeli na tem mestu izogniti. Ker so podatki o cenah podani za vsak dan trgovanja, jih je bilo potrebno pretvoriti na letno raven. V ta namen smo oblikovali tri vrste povprečnih cen:

- **Navadno povprečje**, izračunano kot razmerje med vsoto cen delnice skozi celo leto ter številom dni. Slednje povprečje ima poleg glavne prednosti, enostavnega izračuna, tudi največjo pomanjkljivost, saj ne upošteva prometa z določenim vrednostim papirjem na posamezen trgovni dan.
- **Tehtano povprečje**, v katerem smo za uteži uporabili podatke o prometu določene delnice v posameznem dnevu, s čimer smo odpravili glavno pomanjkljivost predhodno izračunanega povprečja.
- **Tehtano povprečje julijskih cen** je izračunano po enakem principu kot zgornje, le da so upoštevane zgolj cene v mesecu juliju. Razlog za oblikovanje tovrstnega povprečja leži v dejstvu, da so podjetja, katerih delnice kotirajo na borzi, po Zakonu o trgu vrednostnih papirjev (2006) primorana najkasneje v šestih mesecih po preteku poslovnega leta objaviti povzetek revidiranega letnega poročila. Torej lahko sklepamo, da so informacije o podjetjih najpopolnejše ravno v juliju, zato pa tudi cene delnic v tem obdobju najboljše odražajo dejansko stanje v podjetjih. Kljub temu pa ima tudi slednje povprečje pomanjkljivost – ker se v posameznem letu v omenjenem mesecu ni

trgovalo z delnicami vseh podjetij, s takšnim izračunom generiramo več manjkajočih vrednosti kot pa pri navadnem ali tehtanem povprečju.

Da bi izračunali produktivnosti, smo potrebovali podatke iz računovodskih poročil podjetij, ki so kotirala na borzi. Slednji so bili pridobljeni s pomočjo Agencije Republike Slovenije za javnopravne evidence in storitve (AJPES). Dobili smo vzorec 137 podjetij, ki so v obdobju 1994-2005 vsaj eno leto kotirala na borzi. Tako poleg cen delnic naš panel sestavljajo še podatki o povprečnem številu zaposlenih na podlagi delovnih ur v obračunskem obdobju, opredmetenih sredstvih, prihodkih podjetja, stroških blaga, materiala in storitev ter podatkov o panogi, v katero se uvršča podjetje na podlagi dvomestne šifre po klasifikaciji NACE.

Podatke smo deflacionirali z ustreznimi kazalniki – cene delnic ter dodano vrednost, izračunano kot razlika med čistimi prihodki od prodaje ter stroški blaga, materiala in storitev, z indeksom cen industrijskih proizvodov pri proizvajalcih na domačem trgu po namenskih skupinah na podlagi klasifikacije NACE oz. z indeksom cen življenjskih potrebščin v primeru storitvenih podjetij, sredstva pa so deflacionirana z indeksom cen proizvodov za investicije.

3.1.1 Skupna faktorska produktivnost

Rast TFP posameznega podjetja v določenem letu izračunamo s pomočjo sledeče regresijske funkcije (Polanec, 2005b, str. 129)

$$\ln TFP_{it} = \ln Y_{it} - \hat{\alpha} \ln K_{it} - \hat{\beta} \ln L_{it} = \ln A_{it} + \varepsilon_{it}. \quad (3.1)$$

Pri čemer z Y_{it} označujemo dodano vrednost, ki smo jo izračunali kot razlika med čistimi prihodki od prodaje ter stroški blaga, materiala in storitev. K_{it} je merjen z opredmetenimi osnovnimi sredstvi, L_{it} pa s povprečnim številom zaposlenih na podlagi delovnih ur v obračunskem obdobju.

Najprej torej ocenimo regresijsko funkcijo:

$$\ln Y_{it} = \beta_1 \ln L_{it} + \beta_2 \ln K_{it} + \alpha_j + \tau_t + \varepsilon_{it}, \quad (3.2)$$

nato pa ocenjeni beti uporabimo pri izračunu posameznih TFP. Ker iz enačbe (1.21) izhaja, da ima vsaka panoga specifične značilnosti, vsem, razen eni panogi, priredimo tako imenovano slamnato (angl. *dummy*) spremenljivko. Podobno storimo za posamezna leta. V enačbi (3.2) smo zato z α_j označili fiksne panožne učinke, s τ_t pa fiksne časovne učinke. Spodnja tabela prikazuje rezultate zgornje regresijske funkcije ocenjene po metodi najmanjših kvadratov³ (v nadaljevanju OLS), pri čemer ne prikazujemo ocen koeficientov pri posameznih slamnatih

³ Čeprav obstajajo še druge metode ocenjevanja, je Van Biesebroeck (2004, str. 31) dokazal, da le-te bistveno ne izboljšajo rezultatov pridobljenih z OLS metodo.

spremenljivkah. V tabeli pod vsakim koeficientom v oklepaju prikazujemo standardne napake. Ocene so, kot pričakovano, močno statistično značilne, vendar niso povsem skladne z ocenami, ki so jih v svojih raziskavah na podlagi slovenskega gospodarstva dobili drugi avtorji (glej na primer Polanec, 2005b, str. 130). Razlike niso povsem nepričakovane, saj je Polanec v svoji raziskavi uporabil vsa podjetja v slovenskem gospodarstvu, mi pa smo uporabili le podjetja, katerih delnice so kotirale na borzi.

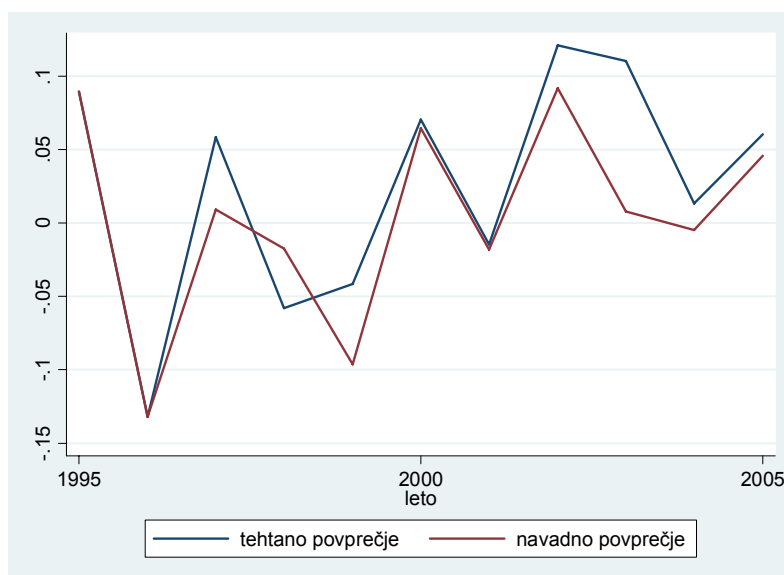
O pravilnosti modela se prepričamo še s Breusch-Paganovim testom heteroskedastičnosti, ki potrjuje odsotnost tega problema, saj ne moremo zavrnila ničelne domneve, da je varianca ostankov konstantna. Da imamo v modelu opraviti s homoskedastičnostjo, potrjujejo tudi grafi, ki jih skupaj z izračunom prej omenjenega testa prikazujemo v prilogi 1.

Tabela 1: Ocena logaritma dodane vrednosti z uporabo OLS

Spremenljivke	lnDV
lnK	0,382*** (0,034)
lnL	0,655*** (0,041)
Št. opazovanj	451
Adj. R ²	0,903

Opomba: *** Statistično značilno pri vsaj 1% točni stopnji značilnosti.

Slika 2: Gibanje povprečnih stopenj rasti TFP



Opomba: Pri tehtanem povprečju smo za uteži uporabili prihodke podjetja.

Slika 2 prikazuje gibanje stopenj rasti TFP slovenskih podjetij v obravnavanem obdobju. Opazimo lahko, da so se stopnje rasti TFP skozi obdobje povečevale, kar je v skladu z

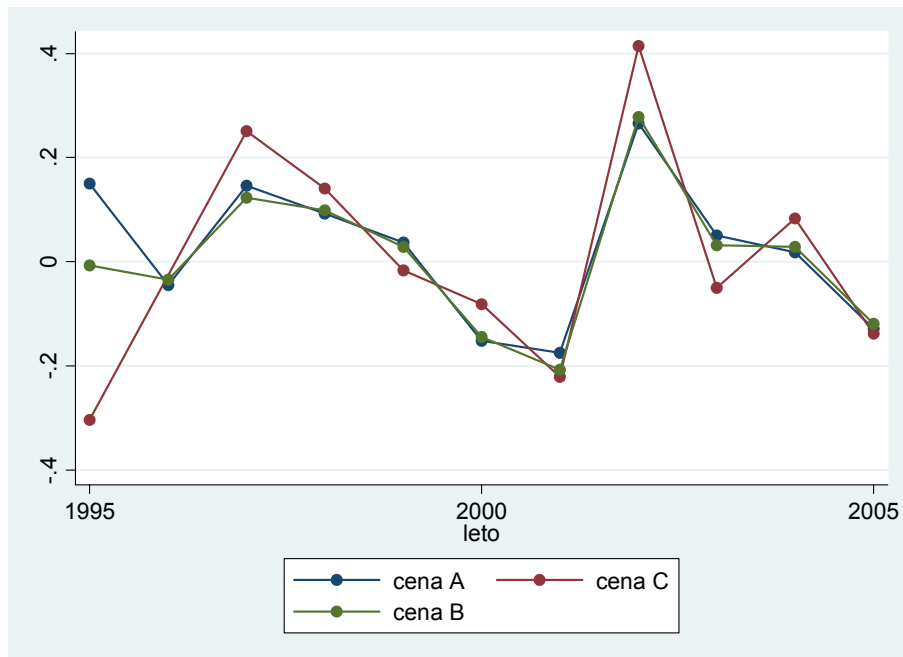
ugotovitvami Iradiana (2007, str. 25) o rasti v tranzicijskih ekonomijah. Slednji je namreč ugotovil, da je neučinkovitost, ki so jo države bivše Sovjetske zveze podedovale od centralno-planskega sistema, omogočila veliko možnosti za izboljšave v vodenju podjetij, zmanjševanje števila zaposlenih ter za koristi od realokacije virov znotraj panog, kar je vodilo v visoke stopnje rasti TFP v obdobju tranzicije. Ko se te možnosti izrabijo in tranzicijska država doseže meje svetovne tehnologije, se stopnje rasti zmanjšajo. Prav takšno obnašanje pa je po grafu sodeč značilno tudi za Slovenijo.

3.1.2 Cene delnic

Kot smo že omenili, smo cene delnic posameznih podjetij na tri različne načine preračunali na letno raven, nato pa smo jih, da bi se izognili vplivu inflacije na ceno delnic, deflacionirali z ustreznimi cenovnimi indeksi. Na tem mestu si oglejmo, kakšno je bilo gibanje cen delnic v proučevanem obdobju.

V grafu, ki prikazuje povprečne stopnje rasti cen, smo s ceno A označili cene delnic, ki so izračunane kot tehtano povprečje, s ceno B tiste, ki so izračunane s pomočjo navadnega povprečja ter s ceno C cene, ki so izračunane kot tehtano povprečje julijskih cen (takšne oznake uporabljamo tudi v nadaljevanju). Opazimo lahko, da uporaba različnih tehnik preračuna, ne vpliva bistveno na povprečne stopnje rasti cen. Tako lahko na primer pri vseh treh povprečjih opazimo velik padec cen delnic v letih 2000-2001. Vzrok za ta padec lahko pripišemo recesiji v katero so v tem obdobju zašle ZDA in je vplivala na vse finančne trge. Prvi znaki recesije so se pokazali v času predsedniških volitev v novembru 2000 – investicijski izdatki podjetij so se začeli zniževati, temu je sledilo zmanjševanje potrošnje gospodinjstev ter kot posledica padec bruto domačega proizvoda. K slabšanju razmer je prispeval še teroristični napad septembra 2001, ki je povečal negotovost, čemur je sledilo dodatno zmanjšanje povpraševanja ter nadaljnje zmanjševanje bruto domačega proizvoda (Blanchard, 2003, str. 6).

Slika 3: Povprečne stopnje rasti cen



Opomba: Povprečne stopnje rasti cen so izračunane kot netehtano povprečje. S ceno A označujemo cene, ki so na letno raven preračunane s tehtanim povprečjem, s ceno B cene izračunane z navadnim povprečjem ter s ceno C cene izračunane kot tehtano povprečje julijskih cen.

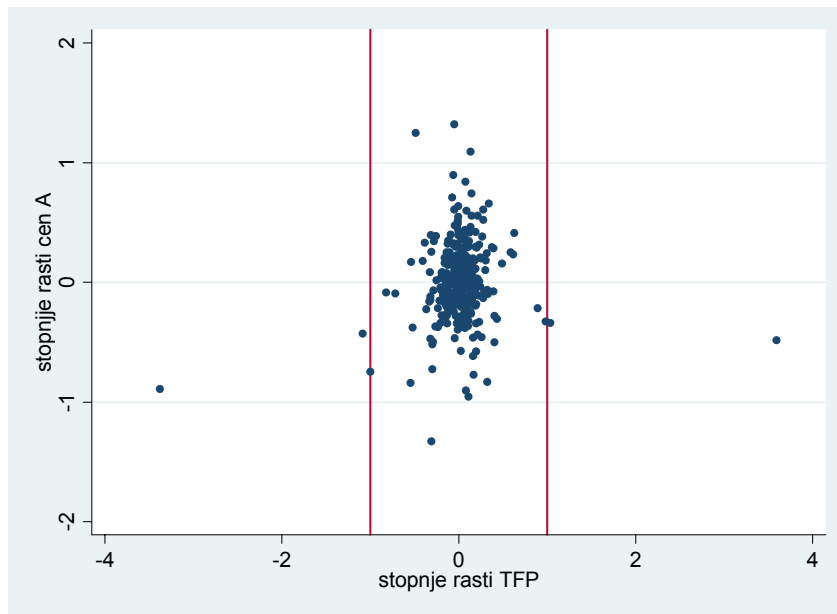
3.1.3 Uporabljene vrednosti

Preden lahko začnemo s specifikacijo modela, moramo preveriti podatke, ki jih nameravamo uporabiti v analizi. Izogniti se je namreč potrebno preveč odstopajočim podatkom, ki v preveliki meri vplivajo na rezultate in so lahko posledica merskih napak ali ekstremnih dogodkov, ki pa jih v našem primeru ne želimo meriti. Najenostavnejša metoda za izločanje tovrstnih observacij je grafični prikaz podatkov.

Slika 4 prikazuje rast cen A v odvisnosti od rasti TFP. Opazimo lahko, da se večina opazovanj nahaja med -100% ter 100% rastjo TFP, nekaj opazovanj pa tudi zunaj teh meja. Ker je malo verjetno, da podjetje z enega na drugo leto zmanjša ali poveča svojo skupno faktorsko produktivnost za več kot 100%, lahko sklepamo, da so te vrednosti posledica merske napake, in jih zaradi prevelikega vpliva, ki bi ga imele na končne rezultate, izključimo iz naše baze podatkov.

Do podobnih dognanj bi prišli tudi, če bi opazovali rasti cen B in C. Grafa, ki ju ponazarjata, sta prikazana v prilogi 2.

Slika 4: Stopnje rasti cen A v odvisnosti od stopenj rasti TFP

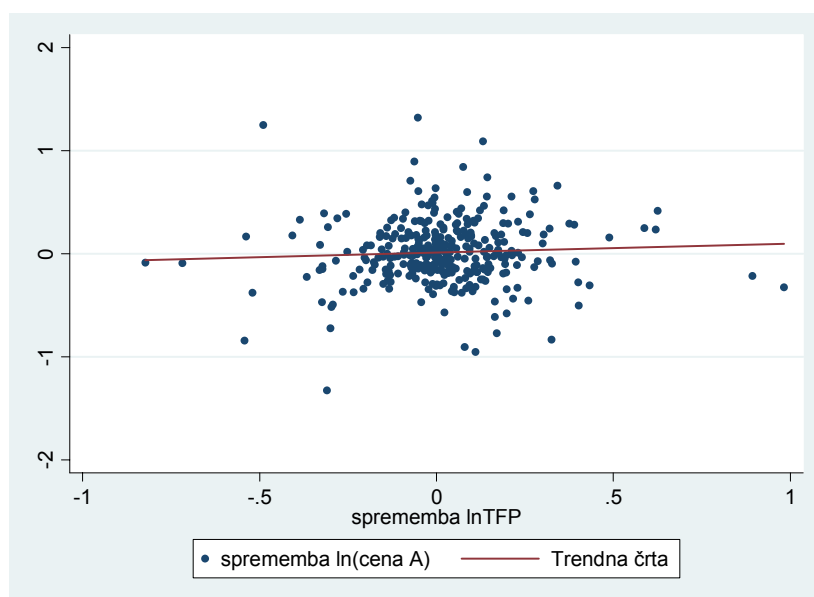


Opomba: S ceno A označujemo cene, ki so na letno raven preračunane s tehtanim povprečjem.

Če s prečiščenimi podatki ponovno narišemo graf, ki povezuje stopnje rasti cen s stopnjami rasti TFP, lahko opazimo (čeprav šibko) pozitivno povezavo med obravnavanima spremenljivkama, ki jo prikazuje trendna črta.

Grafa, ki to zakonitost prikazujeta v primeru cene B ter cene C, sta prikazana v prilogi 3. V obeh primerih, podobno kot zgoraj, ugotovimo, da obstaja pozitivna povezava med spremembo logaritma cen ter spremembo logaritma TFP.

Slika 5: Stopnje rasti cen A v odvisnosti od stopenj rasti TFP, prečiščeni podatki



Opomba: S ceno A označujemo cene, ki so na letno raven preračunane s tehtanim povprečjem.

Tabela 2: Povprečne vrednosti uporabljeni spremenljivk

Leto\Povprečje	$\Delta \ln TFP$	$\Delta \ln(\text{cena A})$	$\Delta \ln(\text{cena B})$	$\Delta \ln(\text{cena C})$
1995	0,090	0,150	-0,007	-0,303
1996	-0,132	-0,045	-0,034	-
1997	0,009	0,146	0,123	0,251
1998	-0,018	0,093	0,099	0,141
1999	-0,096	0,037	0,029	-0,016
2000	0,065	-0,152	-0,144	-0,081
2001	-0,018	-0,174	-0,206	-0,221
2002	0,092	0,266	0,278	0,414
2003	0,008	0,051	0,031	-0,050
2004	-0,005	0,018	0,028	0,083
2005	0,046	-0,128	-0,119	-0,138

Opomba: Vse povprečne vrednosti so izračunane kot navadno povprečje. Ponovno s ceno A označujemo cene, ki so na letno raven preračunane s tehtanim povprečjem, s ceno B cene izračunane z navadnim povprečjem ter s ceno C cene izračunane kot tehtano povprečje julijskih cen.

Tabela 2 prikazuje povprečne vrednosti relevantnih spremenljivk. Ponovno lahko opazimo, da so se spremembe cen, razen v letu 1995, gibale v enaki smeri ne glede na način preračuna na letno raven. Podatek pri ceni C v letu 1996 manjka, kar je posledica obdelave podatkov – nekaj podatkov smo izgubili med samim izračunom tehtanega povprečja julijskih cen, saj vrednostni papirji, s katerimi se v tem obdobju ni trgovalo, niso vključeni. Nadalje pa smo opazovanja izgubili še ob izračunu diferenc.

3.2 Vključitev cen delnic v model

Pri iskanju povezave med cenami delnic ter skupno faktorsko produktivnostjo moramo najprej pozornost nameniti vključevanju cen v model. Kot je bilo že nakazano, bomo v model vključili logaritme cen in ne samih cen. Ekonomske časovne vrste so večkrat analizirane potem, ko so bili izračunani njihovi logaritmi ali spremembe v njihovih logaritmih. Razloga za to sta dva. Prvi leži v dejstvu, da ima veliko ekonomskih časovnih vrst približno eksponentno rast. V takšnem primeru logaritem časovne vrste raste linearno. Drugi razlog pa je, da je standardni odklon mnogih ekonomskih časovnih vrst približno proporcionalen svoji vrednosti – standardni odklon je lahko izražen kot odstotna vrednost serije. V takšnem primeru je standardni odklon logaritma serije konstanten (Stock & Watson, 2007, str. 530).

Razlog, da v našem primeru uporabljamo logaritme cen, leži v dejstvu, da so začetne cene delnic (nominalne vrednosti) določene kot delež v celotnem osnovnem kapitalu delniške družbe, in torej ne odražajo razlik v produktivnosti, pač pa se le-te odražajo šele v stopnjah rasti. Če je produktivnost podjetja večja, kot to odraža začetna cena, bo cena delnice rastla in

obratno. Smiselno je torej opazovati, kako se stopnje rasti cen spreminjajo ob spremembah rasti TFP, slednje pa je mogoče, ko imamo cene izražene v logaritmih.

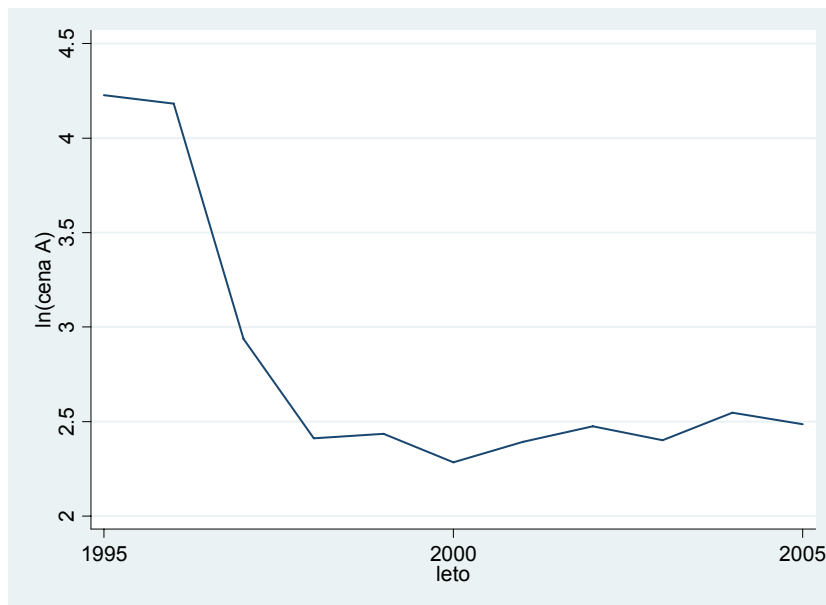
Nadalje je smiselno domnevati, da logaritmi cen niso stacionarni in da se posledično soočamo s problemom enotskega korena. Naše domneve potrjuje Slika 6. Da bi se še bolj prepričali o naši domnevi, s pomočjo OLS izračunamo koeficiente v sledečih enačbah:

$$\ln P_t = \beta_0 + \beta_1 \ln P_{t-1} + \tau_t + u_t \quad (3.3)$$

$$\Delta \ln P_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln P_{t-1} + \tau_t + u_t. \quad (3.4)$$

V primeru, ko bo β_1 v enačbi (3.3) približno enak 1 in bo tudi R^2 blizu 1, lahko sklepamo, da imamo opraviti s problemom enotskega korena (Stock & Watson, 2007, str. 560). Rezultate prikazuje Tabela 3.

Slika 6: Gibanje logaritmov cen A



Opomba: Prikazujemo netehtana povprečja logaritmov. S ceno A označujemo cene, ki so na letno raven preračunane s tehtanim povprečjem.

Tabela 3: Ocene enačb (3.3) in (3.4)

Regresor\Regresand	$\ln P_t$	$\Delta \ln P_t$
$\ln P_{t-1}$	1,024*** (0,0117)	-
$\Delta \ln P_{t-1}$	-	0,220*** (0,064)
Število opazovanj	238	238
Adj. R^2	0.971	0,2536

Opombe: Uporabljene so cene, ki so na letno raven preračunane s tehtanim povprečjem.

**** Statistično značilno pri vsaj 1% točni stopnji značilnosti.*

Rezultati ocen zgornjih enačb nadalje potrjujejo našo domnevo. Hkrati pa nam ocenjeni regresijski koeficient v drugi enačbi, ki je močno manjši od 1, zagotavlja, da so difference logaritmov cen stacionarne, kar dokazuje tudi Slika 3. Čeprav smo ocene izračunali le za cene A, ni razloga, da bi predvidevali drugačne rezultate v primeru cen B ali C. Zato sklenemo, da je pravilen model, v katerem za odvisno spremenljivko uporabljamo spremembo logaritma cen.

Slika 3 nas navaja na misel, da so stopnje rasti cen delnic odvisne od svojih preteklih vrednosti. Da bi preverili to predpostavko ter ugotovili koliko odlogov je značilnih, smo izračunali korelacijske koeficiente, ki jih prikazuje Tabela 4. Na podlagi rezultatov lahko zaključimo, da je prvi odlog stopenj rasti značilen pri ceni A ter ceni B, ne pa pri ceni C, pri kateri je ugotovljen vpliv tudi obratno predznačen kot pri ostalih dveh cenah. To lahko pripišemo manjkajočim podatkom v primeru cene C. Medtem ko drugi odlog stopenj rasti cen ni značilen pri nobeni ceni (stopnje značilnosti so v vseh treh primerih večje od 5%), pa je v nasprotju s tem tretji odlog stopenj rasti cen značilen v vseh treh primerih – korelacijski koeficient se nahaja med -0,163 ter -0,270 s stopnjami značilnosti od 0,005 do 0,05.

Pozornost je vsekakor potrebno nameniti tudi korelacijskemu koeficientu med stopnjo rasti cen ter stopnjo rasti TFP. Slednji je v vseh treh primerih pozitiven ter statistično neznačilen. Kljub neznačilnosti lahko pričakujemo, da bodo tudi nadaljnje analize pokazale, da se višje stopnje rasti skupne faktorske produktivnosti odražajo v višjih stopnjah rasti cen delnic.

Tabela 4: Korelacijski koeficienti in njihove stopnje značilnosti

	$\Delta \ln(\text{cena A})_t$	$\Delta \ln(\text{cena B})_t$	$\Delta \ln(\text{cena C})_t$
$\Delta \ln(\text{cena A/B/C})_{t-1}$	0,161 (0,010)	0,200 (0,001)	-0,118 (0,108)
$\Delta \ln(\text{cena A/B/C})_{t-2}$	-0,046 (0,531)	-0,071 (0,329)	0,116 (0,175)
$\Delta \ln(\text{cena A/B/C})_{t-3}$	-0,173 (0,038)	-0,163 (0,050)	-0,270 (0,005)
$\Delta \ln(\text{TFP})_t$	0,055 (0,324)	0,007 (0,898)	0,032 (0,612)

Opomba: V oklepajih so zapisane točne stopnje značilnosti. S ceno A označujemo cene, ki so na letno raven preračunane s tehtanim povprečjem, s ceno B cene izračunane z navadnim povprečjem ter s ceno C cene izračunane kot tehtano povprečje julijskih cen.

3.3 Ocene

Čeprav smo v prejšnjem poglavju s pomočjo korelacijskih koeficientov ugotovili, da sta najverjetneje značilna prvi ter tretji odlog stopenj rasti cen delnic, se bomo v tem delu držali t.i. načela "od splošnega k specifičnemu" (angl. *general to specific*) ter sprva izračunali ocene vseh treh odlogov nato pa izključili tiste, ki niso statistično značilni. Za takšno ravnanje smo se odločili na podlagi dejstva, da pri korelacijskih koeficientih nismo upoštevali, da imamo opravka s panelnimi podatki.

3.3.1 Izločanje fiksnih učinkov s pomočjo slamnatih spremenljivk

Najprej ocenimo sledeči regresijski model:

$$\Delta \ln P_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^3 \beta_k \Delta \ln P_{it-k} + \sum_{n=2}^N \gamma_n D_{in} + \sum_{j=2}^T \delta_j B_{ij} + u_{it}. \quad (3.5)$$

Stopnje rasti cen bomo torej poskusili pojasniti s tremi odlogi omenjene spremenljivke ter s stopnjo rasti TFP. Poleg tega dodamo še slamnate spremenljivke za podjetja – $D_{i2} = 1$, ko je $i=2$ (torej, ko opazujemo drugo podjetje) in 0 drugače itd. V model ne moremo dodati N binarnih spremenljivk ter običajne konstante, saj bi imeli v tem primeru popolno multikolinearnost med regresorji, zato izpustimo slamnato spremenljivko D_{i1} za prvo podjetje (Stock & Watson, 2007, str. 357). Podobno je $B_{i2} = 1$, če je $t = 2$ (ko opazujemo drugo leto v obravnavanem obdobju) in 0 drugače. Zaradi enakega vzroka kot zgoraj tudi tu izpustimo binarno spremenljivko za prvo opazovano leto. S pomočjo teh spremenljivk bomo izključili

morebitno pristranskost ocen zaradi izpuščenih spremenljivk, ki so konstantne skozi čas ali med podjetji.

Fiksnih učinkov, ki lahko vplivajo na vključene spremenljivke, je lahko več:

- Ker se vlagatelji odločajo o nakupu delnic na podlagi mnenja, ki si ga ustvarijo o nekem podjetju, imajo psihološki dejavniki precejšen vpliv na stopnje rasti cen delnic. Če obstaja splošno sprejeto mnenje, da je neko podjetje dobro, je mogoče, da bodo njegove delnice rasle z večjo stopnjo, čeprav za to ne bo utemeljenih razlogov.
- Večje trgovanje z vrednostnimi papirji v nekem letu lahko povzroči povečanje stopenj rasti cen delnic vseh podjetij, kar pa ni posledica večje uspešnosti teh podjetij, pač pa večje informiranosti o trgu vrednostnih papirjev ali večjega zaupanja v ta trg.
- Rast agregatnih dohodkov lahko poveča vlaganje v vrednostne papirje ter s tem stopnje rasti cen delnic, ki pa podobno kot zgoraj niso nujno posledica večje uspešnosti podjetij.

Rezultate ocen regresijskega modela (3.5) z OLS povzema Tabela 5. Vsak stolpec ponazarja drugačno regresijo, vsaka vrstica pa vsebuje ocene koeficientov ter njihove standardne napake, ki so zapisane v oklepajih. V vseh primerih so bile uporabljene robustne standardne napake.

Kot ponazarja tabela, smo najprej ocenili model ob uporabi cen A. Izkazalo se je, da je značilen le tretji odlog stopenj rasti cen, saj le v tem primeru stopnja značilnosti ni presegala 5%. Zato smo v naslednjem koraku iz modela izključili prvi in drugi odlog. Podobno smo v primeru s ceno B v drugem koraku izključili prvi odlog stopenj rasti cen, v modelu s cenami C, pa drugi odlog. Opazimo lahko, da v vseh modelih odlogi stopenj rasti cen negativno vplivajo na stopnje rasti cen tekočega leta. Predznaki koeficientov ter njihove stopnje značilnosti so torej nekoliko kontradiktorne rezultatom, ki smo jih dobili pri izračunu korelacijskih koeficientov. Razlog za to smo navedli že na začetku poglavja 3.3.

V vseh primerih, ki jih ponazarja Tabela 5, so regresijski koeficienti pri stopnjah rasti TFP negativni ter statistično neznačilni. Rezultati torej nasprotujejo naši hipotezi. Vendar je na podlagi teh rezultatov še ne zavrnamo, saj so ocene pridobljene z OLS nepravilne, ko imamo v modelu vključene odloge pojasnjevalne spremenljivke.

Smiselno je preveriti tudi podatke o številu opazovanj. Kot smo že večkrat omenili, imamo pri ceni C manj opazovanj zaradi izgub podatkov pri njihovem preoblikovanju. Pri regresijskem modelu s cenami C imamo tako le 102 enoti opazovanja, medtem ko jih je v ostalih primerih približno 40 več. V vseh primerih se popravljen R^2 giblje okrog 0,5, kar pomeni, da je približno polovica variance stopenj rasti cen pojasnjena z uporabljenimi regresorji.

Tabela 5: Ocena regresijskega modela (3.5)

Sprem.	$\Delta \ln(\text{cena A})_t$	$\Delta \ln(\text{cena A})_t$	$\Delta \ln(\text{cena B})_t$	$\Delta \ln(\text{cena B})_t$	$\Delta \ln(\text{cena C})_t$	$\Delta \ln(\text{cena C})_t$
$\Delta \ln(\text{cena})_{t-1}$	-0,145 (0,099)	-	-0,003 (0,086)	-	-0,337*** (0,106)	-0,280** (0,116)
$\Delta \ln(\text{cena})_{t-2}$	-0,132 (0,129)	-	-0,234** (0,114)	-0,234** (0,113)	-0,234 (0,145)	-
$\Delta \ln(\text{cena})_{t-3}$	-0,335*** (0,112)	-0,272** (0,104)	-0,294*** (0,092)	-0,293*** (0,088)	-0,417*** (0,123)	-0,335** (0,132)
$\Delta \ln(\text{TFP})_t$	-0,081 (0,139)	-0,083 (0,137)	-0,075 (0,105)	-0,0751 (0,104)	-0,001 (0,173)	-0,026 (0,161)
Št. opaz.	141	144	142	142	102	102
Adj. R ²	0,425	0,404	0,506	0,511	0,345	0,318

Opombe: V oklepajih so zapisane robustne standardne napake. S ceno A označujemo cene, ki so na letno raven preračunane s tehtanim povprečjem, s ceno B cene izračunane z navadnim povprečjem ter s ceno C cene izračunane kot tehtano povprečje julijskih cen.

** Statistično značilno pri vsaj 5% točni stopnji značilnosti.

*** Statistično značilno pri vsaj 1% točni stopnji značilnosti.

3.3.2 Modela s fiksnimi in slučajnimi učinki

V primeru panelnih podatkov ločimo dva tipa linearnih modelov – model s fiksnimi učinki (angl. *fixed-effects model*, v nadaljevanju FE model) in model s slučajnimi učinki (angl. *random-effects model*, v nadaljevanju RE model). V primeru FE modela so pojasnjevalne spremenljivke korelirane s konstanto, zato je te fiksne učinke potrebno izločiti. RE model pa predvideva, da je konstanta regresijskega modela popolnoma slučajna (Cameron & Trivedi, 2009, str. 231).

Ko imamo opraviti s FE in RE modeli, ločimo med variacijo skozi čas ali notranjo variacijo (angl. *within variation*) ter variacijo med podjetji ali medsebojno variacijo (angl. *between variation*). Slednje razlikovanje je pomembno, saj so npr. v FE modelu koeficienti spremenljivk, ki imajo malo notranje variacije, nenatančno ocenjeni oz. niso ocenjeni, če omenjene variacije ni (Cameron & Trivedi, 2009, str. 238).

Pri vseh treh cenah kot tudi pri stopnjah rasti TFP je notranja varianca večja od medsebojne. Na podlagi omenjenega lahko sklepamo, da bo primeren FE model. Kljub temu bomo izračunali tako FE model kot tudi RE, nato pa bomo s Hausmanovim testom preverili, kateri je primernejši.

Tabela 6: Celotna, notranja ter medsebojna varianca obravnavanih spremenljivk

Spremenljivka		Povprečje	Std. odklon
$\Delta \ln(\text{cena A})$	overall	0,013	0,313
	between		0,236
	within		0,265
$\Delta \ln(\text{cena B})$	overall	0,009	0,303
	between		0,223
	within		0,255
$\Delta \ln(\text{cena C})$	overall	0,019	0,376
	between		0,262
	within		0,326
$\Delta \ln(\text{TFP})$	overall	0,017	0,196
	between		0,155
	within		0,175

Opomba: S ceno A označujemo cene, ki so na letno raven preračunane s tehtanim povprečjem, s ceno B cene izračunane z navadnim povprečjem ter s ceno C cene izračunane kot tehtano povprečje julijskih cen.

Tabela 7 prikazuje rezultate ocen FE modela. Postopek ocenjevanja v tem primeru poteka v skladu z enačbo (3.6).

$$(y_{it} - \bar{y}_i) = (x_{it} - \bar{x}_i)' \beta + (\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i) \quad (3.6)$$

Ker je bila konstanta odstranjena, lahko model ocenimo s pomočjo OLS, čeprav je konstanta korelirana s pojasnjevalnimi spremenljivkami (Cameron & Trivedi, 2009, str. 251). V izračunih smo uporabili robustne standardne napake ter tako razrahljali predpostavko, da morajo biti ε_{it} porazdeljene enakomerno ter neodvisno.

Regresijski koeficienti so pri vseh treh odlogih cen v vseh primerih negativni ter statistično značilni. Pretekle stopnje rasti cen so torej negativno povezane s tekočimi stopnjami rasti cen. Pravimo, da je za cene delnic značilno vračanje k povprečju. Temu na tem mestu ne bomo posvečali veliko pozornosti, saj ima obravnavani model zaradi vključevanja odloženih odvisnih spremenljivk določene pomanjkljivosti, katerim pa se bomo posvetili nekoliko kasneje. Model vseeno predstavljamo, saj ima kljub pomanjkljivostim določeno informacijsko vrednost.

Tabela 7: Ocena FE modela

	$\Delta \ln(\text{cena A})_t$	$\Delta \ln(\text{cena B})_t$	$\Delta \ln(\text{cena C})_t$
$\Delta \ln(\text{cena})_{t-1}$	-0,245*** (0,090)	-0,181** (0,090)	-0,388*** (0,101)
$\Delta \ln(\text{cena})_{t-2}$	-0,316*** (0,091)	-0,340*** (0,080)	-0,297** (0,117)
$\Delta \ln(\text{cena})_{t-3}$	-0,452*** (0,095)	-0,421*** (0,080)	-0,551*** (0,088)
$\Delta \ln(\text{TFP})_t$	0,110 (0,132)	0,142 (0,098)	0,218 (0,164)
konstanta	0,033 (0,026)	0,029 (0,023)	0,0805** (0,034)
Št. opazovanj	141	142	102
R^2_w	0,283	0,308	0,402
R^2_b	0,108	0,084	0,069
R^2_o	0,009	0,016	0,073
σ_u	0,293	0,278	0,324
σ_e	0,263	0,237	0,302
ρ	0,554	0,578	0,535
Corr(u_i, x_b)	-0,661	-0,633	-0,661
F test	2,15	2,27	1,89
H₀: vsi $u_i = 0$	(0,001)	(0,001)	(0,017)

Opombe: V oklepajih so zapisane robustne standardne napake. S ceno A označujemo cene, ki so na letno raven preračunane s tehtanim povprečjem, s ceno B cene izračunane z navadnim povprečjem ter s ceno C cene izračunane kot tehtano povprečje julijskih cen.

** Statistično značilno pri vsaj 5% točni stopnji značilnosti.

*** Statistično značilno pri vsaj 1% točni stopnji značilnosti.

Opazimo lahko, da so koeficienti pri stopnjah rasti TFP tokrat pozitivni, kar je v skladu z našo teorijo. Čeprav so stopnje značilnosti še vedno razmeroma visoke, kar ne zagotavlja statistične značilnosti koeficientov, so se standardne napake v primerjavi z modelom opisanim z enačbo (3.5) nekoliko izboljšale.

Ker je notranji R^2 (v tabeli označeno z R^2_w) večji od medsebojnega (R^2_b), lahko zaključimo, da so razlike skozi čas bolj pomembne pri razlaganju variance stopenj rasti cen kot razlike med podjetji. Vrednost ρ nam pove, kolikšen delež variance so povzročile razlike

med posameznimi podjetji – v našem primeru delež znaša približno 50%. σ_u predstavlja standardni odklon individualnega učinka, σ_e pa standardni odklon napake ε_{it} .

Z F testom, ki je podan na koncu tabele, testiramo ali so fiksni učinki značilni (Baum, 2006, str. 224). Ničelna hipoteza namreč pravi, da so vsi u_i , ki označujejo individualne učinke (vsota individualne napake ter konstante), enaki nič. V vseh treh primerih lahko zavrnilo ničelno domnevo, iz česar sledi, da so fiksni učinki značilni.

Tabela 8 prikazuje ocene RE modela. Opazimo lahko, da se tako koeficienti kot tudi stopnje značilnosti bistveno razlikujejo od rezultatov pri FE modelu. Ker se koeficienti tako razlikujejo, domnevamo, da je pravilen FE model. Našo domnevo preverimo še s Hausmanovim testom.

"Hausmanov test preverja dve cenilki, od katerih je ena konsistentna pod H_0 in H_1 , medtem ko je druga konsistentna le pod H_0 . Če sta cenilki neenaki, je H_0 zavrnila." (Cameron & Trivedi, 2009, str. 412). V našem primeru ničelna hipoteza predvideva, da so individualni učinki slučajni, saj so v tem primeru konsistentne tako ocene, ki jih dobimo z RE cenilko, kot tudi ocene s FE cenilko, zato razlike v koeficientih ne smejo biti sistematične. Pod alternativno hipotezo pa se koeficienti razlikujejo.

Opomnimo naj, da sta v primeru, ko so za pravi model značilni slučajni učinki, konsistentni obe cenilki (FE in RE), učinkovita pa je le RE cenilka. Če so za pravi model značilni fiksni učinki, so konsistentne le ocene FE cenilke, ki pa niso nujno učinkovite. Na podlagi tega lahko zaključimo, da je bolje uporabiti FE cenilko, saj bomo v vsakem primeru dobili konsistentne ocene. Kljub temu izvedemo Hausmanov test, da dodatno potrdimo pravilnost izbire FE cenilke.

Tabela 8: Ocena RE modela

	$\Delta \ln(\text{cena A})_t$	$\Delta \ln(\text{cena B})_t$	$\Delta \ln(\text{cena C})_t$
$\Delta \ln(\text{cena})_{t-1}$	0,171** (0,084)	0,244*** (0,074)	-0,088 (0,116)
$\Delta \ln(\text{cena})_{t-2}$	-0,048 (0,086)	-0,114 (0,084)	0,059 (0,091)
$\Delta \ln(\text{cena})_{t-3}$	-0,130 (0,091)	-0,110* (0,065)	-0,256*** (0,081)
$\Delta \ln(\text{TFP})_t$	0,194 (0,177)	0,197 (0,139)	0,199 (0,201)
konstanta	0,001 (0,028)	-0,002 (0,025)	0,0382 (0,039)
Št. opazovanj	141	142	102
R^2_w	0,056	0,076	0,254
R^2_b	0,083	0,411	0,067
R^2_o	0,069	0,115	0,115
σ_u	0	0	0
σ_e	0,263	0,237	0,302
ρ	0	0	0

Opombe: V oklepajih so zapisane robustne standardne napake. S ceno A označujemo cene, ki so na letno raven preračunane s tehtanim povprečjem, s ceno B cene izračunane z navadnim povprečjem ter s ceno C cene izračunane kot tehtano povprečje julijskih cen.

* Statistično značilno pri vsaj 10% točni stopnji značilnosti.

** Statistično značilno pri vsaj 5% točni stopnji značilnosti.

*** Statistično značilno pri vsaj 1% točni stopnji značilnosti.

Tabela 9: Rezultati Hausmanovega testa

	$\Delta \ln(\text{cena A})_t$	$\Delta \ln(\text{cena B})_t$	$\Delta \ln(\text{cena C})_t$
χ^2	49,19	51,71	19,00
Prob > χ^2	0,000	0,000	0,001

Opomba: S ceno A označujemo cene, ki so na letno raven preračunane s tehtanim povprečjem, s ceno B cene izračunane z navadnim povprečjem ter s ceno C cene izračunane kot tehtano povprečje julijskih cen.

Z uporabo vseh treh cen lahko zavrnemo ničelno hipotezo Hausmanovega testa, ki ga prikazuje Tabela 9, kar potrди našo domnevo, da je pravilen FE model. Zaključimo, da je pravilen FE model.

3.3.3 Dinamični model

Kot je že bilo omenjeno, imajo vsi do sedaj ocenjeni regresijski modeli pomanjkljivost. Nismo namreč upoštevali, da so ocene parametrov narejene s pomočjo OLS, ko imamo odložene vrednosti odvisne spremenljivke, nekonsistentne. V takšnih primerih lahko izračunamo konsistentne ocene s pomočjo instrumentalnih spremenljivk v modelu s prvimi diferenciali (angl. *first-difference model*, v nadaljevanju FD model), pri čemer za instrumentalne spremenljivke vzamemo primerne odloge pojasnjevalnih spremenljivk (Cameron & Trivedi, 2009, str. 287).

Da bi pojasnili, zakaj FE cenilka vodi do nekonsistentnih ocen, se najprej spomnimo, kako smo v FE modelu izločili fiksne učinke – vsaki spremenljivki smo odšteli njeno povprečje. V našem primeru pa med pojasnjevalnimi spremenljivkami najdemo tudi odloge odvisne spremenljivke. Torej je eden izmed naših regresorjev enak $y_{it-1} - \bar{y}_i$, ta pa je koreliran z napako $\varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i$, saj je odlog odvisne spremenljivke koreliran z $\varepsilon_{i,t-1}$ ter zato s povprečjem napak.

Če namesto FE modela uporabimo model FD, se s tem sicer ne znebimo problema nekonsistentnosti, saj naletimo na podobne težave kot zgoraj, vendar pa lahko v tem primeru za instrumente diferenc odloženih spremenljivk uporabimo kar same odložene spremenljivke. V FD modelu, ki ga opisuje enačba (3.7),

$$\Delta y_{it} = \gamma_1 \Delta y_{i,t-1} + \dots + \gamma_p \Delta y_{i,t-p} + \Delta x'_{it} \beta + \Delta \varepsilon_{it} \quad (3.7)$$

je namreč $\Delta y_{i,t-1}$ res koreliran z $\Delta \varepsilon_{it}$, vendar pa, v nasprotju s FE modelom, z diferenco napake ni koreliran $y_{i,t-2}$, zato ga lahko uporabimo kot instrument odložene spremenljivke. Ko za instrumente uporabimo več odlogov odvisne spremenljivke, se cenilka imenuje Arellano-Bond cenilka (Cameron & Trivedi, 2009, str. 288).

Preden pa lahko ocenimo model s pomočjo Arellano-Bond cenilke, moramo ugotoviti, ali lahko jemljemo stopnje rasti TFP kot pred-določene (angl. *predetermined*) ali morda kot endogene spremenljivke (angl. *contemporaneously endogenous*). O pred-določeni spremenljivki govorimo, ko je pojasnjevalna spremenljivka korelirana s preteklimi ne pa s prihodnjimi napakami. Če je korelirana tudi s tekočo napako, pa govorimo o endogeni spremenljivki (Cameron & Trivedi, 2009, str. 289).

Tako v primeru pred-določene spremenljivke kot v primeru endogene spremenljivke predpostavljamo, da stopnje rasti TFP niso korelirane s prihodnjimi napakami. Napaka modela predstavlja vse faktorje, ki vplivajo na pojasnjevalno spremenljivko, ampak jih nismo eksplicitno upoštevali v modelu (Gujarati, 2004, str. 5). Iz teoretičnega dela vemo, da je cena delnice določena v skladu s pričakovanji o prihodnjih FCFE. Torej se v napaki modela nahajajo pričakovanja o prihodnjih FCFE, saj jih nismo vključili v model. Na prihodnje FCFE pa vplivajo prihodnje stopnje rasti TFP in ne pretekle. Torej ne moremo trditi, da so stopnje rasti TFP korelirane s prihodnjimi napakami. Čeprav se mogoče zdi logično, da pričakovanja o prihodnjih FCFE temeljijo na podlagi preteklih stopenj rasti, to v primeru racionalnih agentov ter v obdobju tranzicije ne drži. Racionalni agent namreč upošteva dejstvo, da se bodo stopnje rasti TFP ob prehodu na nov sistem močno spremenile, zato svojih pričakovanj ne oblikuje na podlagi preteklosti, pač pa na podlagi tekočih informacij ter informacij o prihodnosti.

Naslednje vprašanje, ki si ga moramo zastaviti, pa je, ali velja $E(\Delta \ln TFP_{it}, \varepsilon_{it}) \neq 0$. Ker na to vprašanje ne moremo z gotovostjo odgovoriti, bomo sprva ocenili tako model, v katerem bomo predpostavili, da zgornjo dejstvo drži, kot tudi model, v katerem predpostavka ne drži.

Tabela 10 prikazuje rezultate omenjenih ocen v primeru cene A. Prikazani so regresijski koeficienti skupaj s standardnimi napakami, poleg tega pa prikazujemo še podatek o številu instrumentov ter informacijo o tem, ali smo stopnjo rasti TFP vključili kot pred-določeno ali kot endogeno spremenljivko. Zaradi večje učinkovitosti smo izračune naredili na osnovi dvostopenjske posplošene metode momentov (angl. *Generalized method of moments*, v nadaljevanju GMM), ker pa so v tem primeru običajne standardne napake pristranske navzdol, uporabljamo robustne standardne napake (t.i. Huber-White standardne napake), ki dopuščajo tudi heteroskedastičnost napak.

Ne glede na to, na kakšen način vključimo stopnje rasti TFP, je koeficient te spremenljivke pozitiven, statistično značilen pa je le v primeru, ko stopnje rasti TFP vključimo kot endogeno spremenljivko. Tako nam npr. koeficient v modelu, ki je zapisan v četrtem stolpcu, pove, da se bo ob povečanju stopnje rasti TFP za 1 odstotno točko stopnja rasti cene delnice povečala za 0,205 odstotnih točk. Rezultati torej potrjujejo našo hipotezo o povezanosti cen delnic s skupno faktorsko produktivnostjo.

Ocene koeficientov odloženih stopenj rasti cen delnic kažejo, da je za cene delnic značilno, da se vračajo k povprečju (angl. *mean reversion*). Podobno kot pri FE modelu so tudi tu odlogi večinoma statistično značilni.

Tabela 10: Ocene z Arellano-Bond cenilko

	$\Delta \ln(\text{cena } A)_t$ (1)	$\Delta \ln(\text{cena } A)_t$ (2)	$\Delta \ln(\text{cena } A)_t$ (3)	$\Delta \ln(\text{cena } A)_t$ (4)
$\Delta \ln(\text{cena})_{t-1}$	-0,185 (0,129)	-0,240** (0,103)	-0,180 (0,166)	-0,255** (0,113)
$\Delta \ln(\text{cena})_{t-2}$	-0,295*** (0,108)	-0,355*** (0,095)	-0,276** (0,118)	-0,339*** (0,097)
$\Delta \ln(\text{cena})_{t-3}$	-0,419*** (0,114)	-0,488*** (0,104)	-0,403*** (0,112)	-0,475*** (0,087)
$\Delta \ln(\text{TFP})_t$	0,125 (0,100)	0,073 (0,109)	0,300*** (0,114)	0,205* (0,117)
konstanta	0,023 (0,040)	0,028 (0,048)	0,018 (0,039)	0,030 (0,041)
Št. instr.	56	41	51	36
Endogena	Ne	Ne	Da	Da
Pred-določena	Da	Da	Ne	Ne
H₀: ni avtokor. 1. odlog	-2,311**	-2,415**	-2,171**	-2,286**
H₀: ni avtokor. 2. odlog	-0,197	-0,178	-0,177	-0,219
H₀: ni avtokor. 3. odlog	0,288	0,315	0,412	0,414
Sarganov test (chi2)	32,56	32,29	34,58	28,99
Uporabljeni instrumenti	L(2/.) $\Delta \ln(\text{cena})$ L(1/.) $\Delta \ln(\text{TFP})$	L(2/3) $\Delta \ln(\text{cena})$ L(1/.) $\Delta \ln(\text{TFP})$	L(2/.) $\Delta \ln(\text{cena})$ L(2/.) $\Delta \ln(\text{TFP})$	L(2/3) $\Delta \ln(\text{cena})$ L(2/.) $\Delta \ln(\text{TFP})$

Opombe: S ceno A označujemo cene, ki so na letno raven preračunane s tehtanim povprečjem.

* Statistično značilno pri vsaj 10% točni stopnji značilnosti.

** Statistično značilno pri vsaj 5% točni stopnji značilnosti.

*** Statistično značilno pri vsaj 1% točni stopnji značilnosti.

V spodnjem delu tabele navajamo podatek o številu uporabljenih instrumentov. Vsak model smo najprej ocenili brez omejitev tega števila, nato pa še z omejitvijo, saj lahko preveliko število instrumentov vodi do slabših asimptotičnih rezultatov. V zadnji vrstici so zapisani uporabljeni instrumenti.

Da so zgornje ocene konsistentne, morajo biti napake modela ε_{it} serijsko nekorelirane (Cameron & Trivedi, 2007, str. 294). Da bi preverili to predpostavko, smo izvedli Arellano-Bondov test ničelne avtokorelacije v enkrat diferenciranih napakah. Pričakujemo lahko, da

bosta korelirani $\Delta\varepsilon_{it}$ ter $\Delta\varepsilon_{i,t-1}$, v kasnejših odlogih pa avtokorelacija ne sme biti prisotna. Tabela 10 prikazuje rezultate omenjenega testa, za katerega ničelna hipoteza pravi, da med enkrat diferenciranimi napakami ni avtokorelacije.

Po pričakovanjih lahko ničelno hipotezo Arellano-Bondovega testa zavrremo pri prvem odlogu diferencirane napake pri vseh modelih, saj je stopnja značilnosti manjša od 5%. Pri vseh višjih odlogih pa ničelne hipoteze ne moremo zavrniti, torej ne moremo trditi, da so difference napak pri višjih odlogih korelirane z $\Delta\varepsilon_{it}$. Kot smo si želeli, nimamo serijske korelacije napak ε_{it} v nobenem izmed obravnavanih modelov.

Kot je bilo že omenjeno, smo v izračunih uporabili dvostopenjsko metodo GMM, vendar pa to metodo lahko uporabimo le v primeru, ko je model predoločen. V tem primeru lahko testiramo veljavnost uporabljenih instrumentov ($E(u_i|z_i) = 0$) s pomočjo Sarganovega testa. Slednji v ničelni hipotezi predvideva, da so vsi instrumenti veljavni, zavrnitev hipoteze pa pomeni, da vsaj eden izmed instrumentov ni pravilen. Tabela 10 prikazuje tudi rezultate tega testa za vse štiri ocenjene modele. V nobenem primeru ne moremo zavrniti ničelne hipoteze, saj so verjetnosti večje od 5%, zato sklenemo, da so instrumenti veljavni.

Priloga 4 prikazuje ocene ob uporabi cen B in C. Stopnje rasti TFP v vseh primerih povečujejo stopnje rasti delnic, le da so ocene statistično značilne le v modelih, kjer stopnje rasti TFP vključimo kot endogeno spremenljivko. Ker imamo v primeru uporabe cen C problem zaradi premajhnega števila opazovanj, od sedaj naprej ocenam na podlagi teh podatkov ne posvečamo večje pozornosti.

Vrnimo se k vprašanju, ali stopnje rasti TFP vključiti kot endogeno ali pred-določeno spremenljivko. Omenili smo že, da so Damijan, Polanec in Prašnikar dokazali, da število trgov, na katerih deluje posamezno podjetje, narašča z njegovo produktivnostjo oz. z dobičkom. Torej sklepamo, da imajo bolj produktivna podjetja več investicij, slednje pa v skladu z enačbama (1.12) in (1.13) zmanjšujejo cene delnic. Vendar pa tega vpliva nismo upoštevali v našem modelu, torej se nahaja v napaki, zato sprejmemo, da velja $E(\Delta \ln TFP_{it}, \varepsilon_{it}) \neq 0$. Pravilen je torej model, v katerega stopnje rasti vključimo kot endogeno spremenljivko, zato v nadaljevanju uporabljamo le-tega.

Dejstvo, da v model nismo vključili investicij, ki pa očitno vplivajo na cene delnic, nas navaja na misel, da se v modelu soočamo s problemom izpuščenih spremenljivk, ki povzročajo pristranskost dobljenih ocen. V nadaljevanju zato sledi obravnava tega problema.

3.3.4 Problem izpuščenih spremenljivk

Ko v model ne vključimo spremenljivke, ki dejansko spada v pravi oz. populacijski model, pravimo, da imamo opraviti s **problemom izpuščenih (relevantnih) spremenljivk** oz. s

problemom pomanjkljivo določenega modela. Posledica tega problema je pristranskost ocen regresijskih koeficientov. Smer pristranskosti je odvisna od korelacije med vključeno in izpuščeno spremenljivko. Predpostavimo primer, v katerem populacijski model vključuje spremenljivki x_1 in x_2 , zaradi pomanjkljivosti podatkov pa s pomočjo OLS ocenimo model, ki vključuje le spremenljivko x_1 . V tem primeru velja $E(\hat{\beta}_1) = \beta_1 + \beta_2 \hat{\delta}_1$, kjer sta β_1 in β_2 koeficienta pri spremenljivkah x_1 in x_2 v populacijskem modelu, δ_1 pa koeficient regresijske funkcije, kjer je x_2 odvisna, x_1 pa pojasnjevalna spremenljivka (Wooldridge, 2003, str. 87). Smer pristranskosti pojasnjuje spodnja tabela.

Tabela 11: Pristranskost v primeru izpuščenih spremenljivk

	$\text{Corr}(x_1, x_2) > 0$	$\text{Corr}(x_1, x_2) < 0$
$\beta_2 > 0$	Pozitivna pristranskost	Negativna pristranskost
$\beta_2 < 0$	Negativna pristranskost	Pozitivna pristranskost

Vir: J. M. Wooldridge, *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, 2003, str. 90.

Tudi v našem modelu je smiselno premisliti o morebitni pristranskosti zaradi izpuščenih spremenljivk. Že v teoretičnem delu te diplomske naloge smo ugotovili, da na ceno delnic vplivajo prihodnji FCFE, spremembe v vrednosti FCFE pa smo razložili s spremembami TFP, ki vpliva na dobiček podjetij. Vendar pa poleg dobička na FCFE vplivajo tudi amortizacija, investicije, sprememba v nedenarnem kapitalu, novo izdan dolg ter odplačilo dolga. Poleg tega pa, v skladu z enačbo (1.12), na ceno delnic vpliva tudi obrestna mera.

Da bi preprečili pristranskost ocen, smo se odločili, da v naš model vključimo tudi spremembe realnih obrestnih mer ter spremembo amortizacije, ki smo jo popravili za inflacijo (podobno kot pri sredstvih smo uporabili indeks cen proizvodov za investicije). Spremembe v nedenarnem kapitalu, investicijah, novo izdanem dolgu ter odplačilu dolga nismo uporabili zaradi dveh razlogov:

- pomanjkljivih podatkov o omenjenih spremenljivkah;
- prevelikega števila instrumentov, ki bi bili potrebni pri vključitvi teh dodatnih spremenljivk.

Vprašanje, ki si ga zastavimo, je, ali so zaradi tega naše ocene vpliva stopenj rasti TFP pristranske ter kakšna je smer te pristranskosti. Da bi to ugotovili, smo za vsako izpuščeno spremenljivko izračunali korelacijo s pomočjo regresije te spremenljivke na stopnje rasti TFP, dodali pa smo tudi slamnate spremenljivke za leta ter podjetja. Rezultati so prikazani v spodnji tabeli. O predznaku koeficienta β sklepamo na podlagi enačbe (1.13).

Tabela 12: Smer pristranskosti vpliva stopenj rasti zaradi izpuščenih spremenljivk

	δ_1	β	Pristranskost
$\Delta \ln(\text{obratni kapital})$	0,271	-	Negativna
$\Delta \ln(\text{dolg})$	-0,418	+	Negativna
$\Delta \ln(\text{investicije})$	-2,006	-	Pozitivna

Dve izmed izpuščenih spremenljivk očitno povzročata, da so naše ocene vpliva stopenj rasti TFP na stopnje rasti cen delnic podcenjene, ena spremenljivka pa povzroča, da je ocenjeni vpliv večji, kot bi dejansko moral biti. Optimalno bi bilo, če bi se ti vplivi med seboj izničili, vendar tega z obstoječimi podatki ne moremo potrditi. Z veliko gotovostjo pa lahko zaključimo, da vpliv izpuščenih spremenljivk ni tako velik, da bi lahko vplival na spremembo predznaka regresijskega koeficienta stopnje rasti TFP.

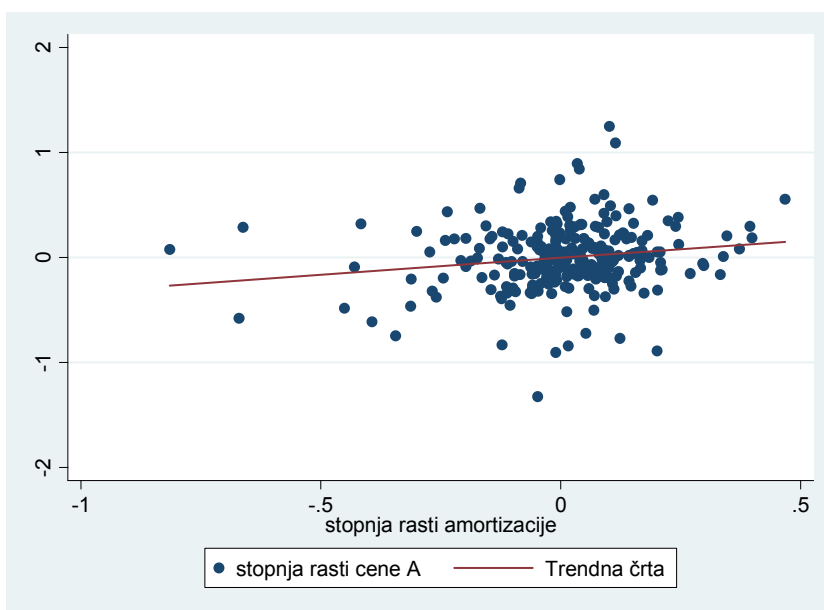
Vrnimo se k spremenljivkam, za katere smo se odločili, da jih dodamo v model. Na podlagi teorije lahko sklepamo, da je vpliv spremembe realne obrestne mere na cene delnic negativen, saj večje obrestne mere znižujejo vrednost prihodnjih denarnih tokov. Ker pa je v našem modelu odvisna spremenljivka stopnja rasti cen, je slednjo smiselno primerjati s spremembo realnih obrestnih mer. Pričakujemo, da bodo večje spremembe realnih obrestnih mer povezane z nižjimi stopnjami rasti cen.

Ker amortizacija povečuje prosti denarni tok (glej enačbo (1.13)), bi moral biti njen vpliv na stopnje rasti delnic pozitiven. Vendar amortizacije v model ni smiselno vključiti kot znesek, pač pa nas na tem mestu zanimajo njene stopnje rasti. Večja kot bo stopnja rasti amortizacije, večje bodo stopnje rasti cen delnic.

Poglejmo si, ali grafi potrjujejo naše domneve o povezanosti teh dveh spremenljivk s stopnjami rasti delnic. Slika 7 prikazuje stopnje rasti cen A v odvisnosti od stopenj rasti amortizacije⁴. V skladu s pričakovanji je trendna črta naraščajoča. Slika 8 pa prikazuje povezanost stopenj rasti cen A od sprememb realne obrestne mere. Tudi tu graf potrjuje naša pričakovanja – odvisnost med omenjenima spremenljivkama je negativna.

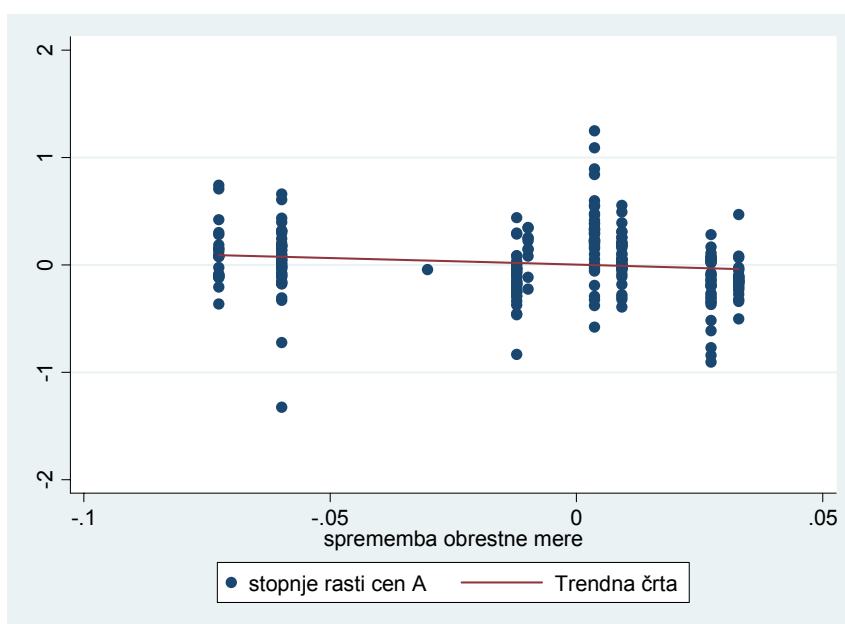
⁴ Zneske amortizacije smo deflacionalizirali z indeksom cen proizvodov za investicije.

Slika 7: Stopnje rasti cen A v odvisnosti od stopenj rasti amortizacije



Opomba: S ceno A označujemo cene, ki so na letno raven preračunane s tehtanim povprečjem.

Slika 8: Stopnje rasti cen A v odvisnosti od stopenj rasti obrestnih mer



Opomba: S ceno A označujemo cene, ki so na letno raven preračunane s tehtanim povprečjem.

Iz podobnih razlogov kot v primeru stopenj rasti TFP tudi ti dve spremenljivki vključimo v model kot endogeni. Ponovno uporabimo dvostopenjsko metodo GMM ter robustne standardne napake. Ocenili bomo tri modele – v naš začetni model bomo najprej vključili samo obrestne mere, nato samo amortizacijo, na koncu pa obe spremenljivki hkrati.

Tabela 13 prikazuje rezultate omenjenih regresij. V vseh treh modelih imajo odložene spremenljivke iz začetnega modela podobne statistično značilne ocene regresijskih

koeficientov. Regresijski koeficient stopnje rasti TFP je v vseh treh modelih pozitiven, vendar v drugem in tretjem modelu ni statistično značilen. Slednja modela imata še dodatne pomanjkljivosti – v drugem modelu je dodana spremenljivka močno statistično neznačilna, v tretjem modelu pa so statistično neznačilne kar tri spremenljivke (stopnja rasti TFP, stopnja rasti amortizacije ter sprememba obrestnih mer). Poleg tega je ocena pri stopnjah rasti amortizacije v zadnjem modelu v nasprotju s teorijo, saj bi morala biti pozitivna.

Spodnji del tabele prikazuje število uporabljenih instrumentov ter podatek, ali so rezultati Arellano-Bondovega ter Sarganovega testa v skladu s teorijo. Čeprav testi v vseh treh primerih potrjujejo pravilnost hipotez, pa je število instrumentov v tretjem modelu že tako veliko glede na število opazovanj, da je relevantnost asimptotičnih rezultatov vprašljiva.

Kljub temu da je koeficient spremembe obrestnih mer statistično neznačilen, je skladen s teorijo. Ocene stopenj rasti TFP pa so kljub vključitvi obrestnih mer statistično značilne pri 10% točni stopnji značilnosti. Še pomembnejša pa je ugotovitev, da se ocenjeni regresijski koeficient stopenj rasti TFP ni bistveno spremenil (glede na ocene v četrtem stolpcu Tabele 10), ko smo vključili obrestne mere oz. amortizacijo, kar pomeni, da izpustitev omenjenih spremenljivk ni pomembno vplivala na pristranskost izračunanih ocen.

Obravnavane tri modele smo ocenili tudi z uporabo cen B in C. Priloga 5 prikazuje rezultate teh regresij. Pri cenah B je ocenjeni regresijski koeficient stopenj rasti TFP pozitiven ter statistično značilen v vseh treh modelih. Smer vpliva stopenj rasti obrestnih mer je skladna s pričakovanji ter prav tako statistično značilna. Amortizacija je tudi v tem primeru statistično neznačilna. V zadnjem modelu imamo ponovno problem prevelikega števila instrumentov. Rezultatov pridobljenih z uporabo cen C, zaradi že večkrat omenjenega problema premajhnega števila opazovanj ter zato statistično neznačilnih rezultatov, ne komentiramo.

Tabela 13: Ocene modela z dodatnimi regresorji

	$\Delta \ln(\text{cena } A)_t$ (1)	$\Delta \ln(\text{cena } A)_t$ (2)	$\Delta \ln(\text{cena } A)_t$ (3)
$\Delta \ln(\text{cena})_{t-1}$	-0,248** (0,109)	-0,258** (0,104)	-0,239*** (0,077)
$\Delta \ln(\text{cena})_{t-2}$	-0,408*** (0,143)	-0,328*** (0,103)	-0,427** (0,182)
$\Delta \ln(\text{cena})_{t-3}$	-0,506*** (0,120)	-0,529*** (0,195)	-0,493*** (0,096)
$\Delta \ln(\text{TFP})_t$	0,232* (0,131)	0,202 (0,139)	0,186 (0,134)
Δr_t	-1,264 (1,784)	-	-1,235 (1,327)
$\Delta \ln(\text{amortizacija})_t$	-	0,007 (0,138)	-0,035 (0,139)
konstanta	0,027 (0,038)	0,038 (0,048)	0,028 (0,043)
Št. instr.	41	41	46
H₀: ni avtokor. 1. odlog	-2,204**	-2,241**	-2,539**
H₀: ni avtokor. 2. odlog	-0,280	-0,314	-0,149
H₀: ni avtokor. 3. odlog	0,722	0,542	0,494
Sarganov test (chi2)	27,68	31,81	28,70
Uporabljeni instrumenti	L(2/3). $\Delta \ln(\text{cena})$ L(2/.) $\Delta \ln(\text{TFP})$ L(2/2). Δr	L(2/3). $\Delta \ln(\text{cena})$ L(2/.) $\Delta \ln(\text{TFP})$ L(2/2). $\Delta \ln(\text{am.})$	L(2/3). $\Delta \ln(\text{cena})$ L(2/.) $\Delta \ln(\text{TFP})$ L(2/2). $\Delta \ln(\text{am.})$ L(2/2). Δr

Opombe: S ceno A označujemo cene, ki so na letno raven preračunane s tehtanim povprečjem. V oklepajih so zapisane robustne standardne napake.

* Statistično značilno pri vsaj 10% točni stopnji značilnosti.

** Statistično značilno pri vsaj 5% točni stopnji značilnosti.

*** Statistično značilno pri vsaj 1% točni stopnji značilnosti.

3.4 Komentar dobljenih rezultatov

Ugotovili smo, da nam majhno število opazovanj v primeru cen C onemogoča statistično značilno ocenjevanje regresijskih koeficientov. Kot smo poudarili v začetku poglavja 3.1, pa je uporaba tehtanega povprečja bolj smiselna kot uporaba navadnega povprečja, zato pozornost namenjamo ocenam na podlagi cen A.

S pomočjo Arellano-Bondove cenilke smo ugotovili, da stopnje rasti TFP statistično značilno povečujejo stopnje rasti cen delnic tudi ob upoštevanju obrestnih mer. Koeficienti stopenj rasti skupne faktorske produktivnosti se ob vključitvi stopenj rasti amortizacije ter spremembe obrestnih mer niso bistveno spremenili, torej že v osnovi ni bilo velike pristranskosti zaradi izpustitve teh dveh spremenljivk.

Prav tako obstaja le majhna verjetnost, da je pristranskost zaradi vpliva ostalih izpuščenih spremenljivk tako velika, da stopnje rasti TFP ne bi vplivale na ceno delnic. Zato na podlagi dobljenih rezultatov sklenemo, da smo potrdili hipotezo, da imajo podjetja z večjo stopnjo rasti TFP večje stopnje rasti cen delnic.

Spremembe v tehnologiji torej res povečujejo dobičke, slednji pa vplivajo na cene delnic. Pri odločanju o nakupu delnic je torej smotno upoštevati, kakšna so vlaganja podjetja v tehnologijo ter kakšen je odnos vodstva, kot tudi ostalih zaposlenih, do vpeljave tehnoloških novosti. Razlog – podjetja, ki so bolj nagnjena k vpeljevanju novih tehnologij in imajo zaposlene, ki so usposobljeni za uporabo te tehnologije, bodo imela višje stopnje rasti totalne faktorske produktivnosti, zato višje prihodnje dobičke, to pa bo vodilo v višje stopnje rasti cen delnic.

Še vedno pa so potrebna nadaljnja raziskovanja na tem področju. Izboljšava ocen našega modela bi bila mogoča ob daljši časovni vrsti relevantnih podatkov. Glavni problem predstavljajo predvsem cene delnic. Čeprav so borzo v Ljubljani odprli že leta 1924, je le-ta zaradi posledic 2. svetovne vojne prenehala s poslovanjem. Šele decembra 1989 pa je bila ustanovljena Ljubljanska borza (Zgodovina borze). Časovna vrsta torej ne more biti daljša od 19 let.

Problem pa povzročajo tudi podatki potrebni za izračun TFP. Čeprav so podatki za obdobje 1989-1993 dostopni, so le-ti zaradi mnogih sprememb v računovodskih standardih ter klasifikacijah panog v veliki meri neprimerljivi s podatki kasnejših obdobj. Poleg tega so podatki tega obdobja pod velikim vplivom sprememb pravne organizacije podjetij (Polanec, 2005b, str. 100). Tako se časovna vrsta dodatno skrajša za 4 leta.

Daljše časovne vrste bi omogočile ocenjevanje z uporabo cen izračunanih s pomočjo tehtanega povprečja julijskih cen, katerih prednosti smo že pojasnili. Večje število opazovanj

bi poleg tega omogočilo tudi vključevanje izpuščenih spremenljivk, ki v našem primeru ni bilo mogoče zaradi prevelikega števila instrumentov, ki bi bili potrebni pri takšnem ravnanju.

Dodatne izboljšave bi bile mogoče, če bi namesto realnih obrestnih mer, ki jih postavlja centrala banka, uporabili dejanske obrestne mere, ki jih plačuje posamezno podjetje. Le-te bi lahko izračunali s pomočjo bilančnih podatkov, vendar pa so izračuni mogoči le za obdobja po letu 2006, saj od takrat veljajo novi računovodski standardi, po katerih podjetja posebej poročajo o finančnih odhodkih iz posojil, prejetih od bank.

Če povzamemo, rezultati pridobljeni z ocenami v predhodnih poglavjih so pomembni, to pa ne izključuje potrebe po nadaljnjih raziskavah ter izboljšavah. Zelo zanimivo bo tako opazovati, ali se bodo cene delnic bolj produktivnih podjetij po končani trenutni gospodarski krizi hitreje vrnila na prejšnje ravni ali ne. Poleg tega bo smiselno preveriti tudi, ali relacija med stopnjami rasti TFP ter stopnjami rasti cen delnic velja tudi v času recesije.

Dognanja niso pomembna le zaradi teoretičnega razumevanja dejavnikov, ki vplivajo na gibanje cen delnic, pač pa so pomembna tudi za vlagatelje ter za sama podjetja. Vlagateljem smo predstavili nov kriterij, na podlagi katerega se lahko odločajo o dolgoročnem nakupu delnic. Dobiček, ki sicer nastopa v modelih določanja cen delnic, je namreč rezultat več dejavnikov. Eden izmed teh je računovodska manipulacija, ki zamegli dejanske razmere v podjetju. V takšnih primerih je primerneje uporabljati druge kazalnike poslovanja, kot je na primer produktivnost, s katero si lahko pomagamo pri ugotavljanju dejanskega stanja v podjetju.

Pomembnost našega dela za podjetja pa izhaja iz cilja poslovanja podjetja. Iz teorije poslovnih financ vemo, da je cilj poslovanja podjetja maksimiranje tržne vrednosti podjetja (Mramor, 2002, str. 37). Podjetja lahko torej na podlagi naših dognanj ugotovijo, da je rast produktivnosti eden ključnih elementov pri doseganju tega cilja.

4 Vpliv TFP v primeru drugačne metode vrednotenja cen delnic

V naši analizi smo do sedaj uporabljali FCFE metodo vrednotenja delnic. Ali bi uporaba drugačne metode spremenila naša dognanja? Poglejmo si še eno izmed najbolj uporabljenih metod – **metodo vrednotenja na podlagi P/E kazalnika** (angl. *price-to-earnings ratio*). P/E kazalnik je izračunan kot razmerje med tržno ceno delnice ter dobičkom na delnico. Pri izračunu dobička na delnico lahko uporabimo podatke o dobičku v zadnjih štirih kvartalih ali pa pričakovani dobiček za naslednje leto (Stowe, Robinson, Pinto & McLeavey, 2007, str. 169).

Pojem pravične cene smo uvedli že v poglavju 1.2. Ugotovili smo, da so za delnico z višjo pravično ceno investitorji pripravljani plačati več, zato bo tudi dejanska cena delnice višja.

Vendar pa sedaj pravično ceno izračunamo s pomočjo P/E kazalnika. Izračun prikazuje enačba (4.1), ki velja, če smo za izračun uporabili podatke o dobičku v zadnjih štirih kvartalih. V nasprotnem primeru, bi morali namesto E_n (ki označuje dobiček v obdobju n) uporabiti E_{n+1} .

$$V_n = \text{primerjalna vrednost } \frac{P}{E} \cdot E_n \quad (4.1)$$

Za primerjalno vrednost P/E kazalnika lahko vzamemo mediano ali aritmetično sredino P/E kazalnika panoge, ali pa kar povprečje preteklih P/E kazalnikov podjetja (Stowe, Robinson, Pinto & McLeavey, 2007, str. 193).

Na podlagi zgornje enačbe lahko sklepamo, da se bo cena delnice povišala, če se bo povečal njen dobiček ali pa če se bo povečala primerjalna vrednost. Do povišanja cen delnic lahko torej pride zaradi treh razlogov:

- Zaradi povečanja cen delnic vseh (ali vsaj večine) podjetij v neki panogi, kar bi povečalo primerjalno vrednost P/E kazalca. Da do takšne situacije ni prišlo v Sloveniji v obravnavanem obdobju, jasno kaže Slika 6. Poleg tega bi se ta vpliv izničil z uporabo FE cenilke ali FD cenilke.
- Zaradi zmanjšanja dobičkov vseh podjetij. Do takšne situacije bi prišlo v času gospodarske krize. Podobno kot v zgornjem primeru nam FE oz. FD cenilka izloči ta vpliv na stopnje rasti cen delnic.
- Zaradi povečanja dobička podjetja. Že v poglavju 1.3 smo ugotovili, da dobičke povečuje tehnologija, torej jih je mogoče pojasniti s TFP.

Podobno kot v primeru FCFE metode vrednotenja delnic, smo tudi tu prišli do ugotovitve, da so stopnje rasti delnic podjetja povezane s stopnjo rasti TFP. Torej lahko ocene, ki smo jih dobili s pomočjo regresije opravljene v prejšnjih poglavjih, zlahka aplicirajo na teoretičen model, v katerem uporabimo P/E metodo vrednotenja delnic.

V raziskavah ter praksi pa je postal splošno priznan tudi **model preostalega dobička** (angl. *residual income model*). Konceptualno lahko preostali dobiček definiramo kot dobiček zmanjšan za oportunitetne stroške delničarjev, ki so jih imeli, ker so denar vložili v podjetje in ne drugam. Tradicionalni računovodski izkazi so namreč pripravljene tako, da prikazujejo dobičke, ki so na razpolago lastnikom, nato pa se morajo lastniki sami odločiti, ali ti dobički presegajo njihove oportunitetne stroške. Ekonomski koncept preostalega dobička pa te stroške lastniškega kapitala že odšteje od dobička (Stowe, Robinson, Pinto & McLeavey, 2007, str. 244).

Vrnimo se h konceptu pravične cene. Slednja je ob uporabi modela preostalega dobička odvisna od trenutne knjigovodske vrednosti kapitala ter sedanje vrednosti pričakovanih prihodnjih preostalih dobičkov. Pravično ceno delnice lahko potem zapišemo kot:

$$V_0 = B_0 + \sum_{t=1}^{\infty} \frac{RI_t}{(1+r)^t} = B_0 + \sum_{t=1}^{\infty} \frac{E_t - rB_{t-1}}{(1+r)^t}, \quad (4.2)$$

kjer je B_0 knjigovodska vrednost kapitala na delnico danes, B_t pričakovana knjigovodska vrednost kapitala na delnico v obdobju t , r zahtevana stopnja donosa, E pričakovani dobiček na delnico ter RI pričakovani preostali dobiček na delnico.

Povečanje cene delnice je lahko posledica:

- Zmanjšanja oportunitetnih stroškov kapitala. Slednji se zmanjšajo ob znižanju obrestnih mer.
- Povečanja dobičkov, ki pa ga ponovno pojasnujemo z rastjo TFP.

Zaključimo lahko, da se tudi izbira modela preostalih dobičkov sklada z uporabljenimi spremenljivkami ocenjenega regresijskega modela, saj z njim pojasnujemo tako spremembe v oportunitetnih stroških kapitala (vključili smo obrestne mere, katerih ocenjeni vpliv je skladen z opisano teorijo) kot tudi spremembe v dobičkih.

Tudi če bi v teoretičnem delu spremenili model vrednotenja delnic, to ne bi povzročilo dvomov v ocenjeni regresijski model, saj z njim pojasnujemo glavne vzroke spreminjanja cen delnic. Našli nismo nobene nove spremenljivke, ki ni bila vključena v model in bi lahko povzročala pristranskost ocenjenih koeficientov. S tem smo še enkrat potrdili pravilnost specifikacije modela.

SKLEP

Osrednje vprašanje tega dela je bilo, ali so cene delnic slovenskih podjetij povezane z njihovo produktivnostjo ali ne. Kljub temu da v literaturi obstajajo tri različne mere produktivnosti, smo se osredotočili le na t.i. skupno faktorsko produktivnost, saj slednja pojasnjuje tudi gibanja v produktivnosti dela ter kapitala.

Zaradi pomembne razlike med našimi in tujimi podjetji – slovenska podjetja niso nagnjena k izplačevanju dobičkov v obliki dividend – se uporabljeni model določanja cen delnic razlikuje od najpogosteje uporabljenega Gordonovega modela rasti. Ne glede na to, da smo se osredotočili na FCFE metodo, smo ugotovili, da uporaba kakšne druge pogosto uporabljene metode (kot je na primer metoda na podlagi P/E kazalnika ali metoda preostalega dobička) ne

bi spremenila uporabljenih spremenljivk regresijskega modela. V teoretičnem modelu heterogenih podjetij, med katerimi pogoji tekmovanja ustrezajo monopolistični konkurenci, smo dokazali, da obstaja pozitivna povezava med dobičkom ter produktivnostjo, kar pa vodi do večjih cen delnic.

Empirično analizo smo naredili na podlagi podatkov 137 podjetij, ki so v obdobju 1994-2005 kotirala na Ljubljanski borzi. Kljub temu da smo cene delnic na letno raven preračunali na tri različne načine, z navadnim povprečjem, tehtanim povprečjem ter tehtanim povprečjem julijskih cen, se je izkazalo, da je najbolj uporaben preračun z uporabo tehtanega povprečja cen skozi celo leto. Čeprav bi si želeli dokazati, da imajo bolj produktivna podjetja višje cene delnic, je to zaradi načina določanja cene delnice ob prvi izdaji nemogoče. Namesto tega smo se osredotočili na stopnje rasti cen ter stopnje rasti produktivnosti.

Zaradi specifičnosti gibanja stopenj rasti delnic smo v model vključili odloge odvisne spremenljivke, kar pa je vodilo do uporabe Arellano-Bond cenilke, ki omogoča konsistentne ocene v takšnih primerih. Izkazalo se je, da je primerno uporabiti tri odloge stopenj rasti cen delnic, ki so pokazali, da je za stopnje rasti cen delnic značilno vračanje k povprečju. Rezultati so potrdili našo hipotezo. Stopnje rasti TFP statistično značilno povečujejo stopnje rasti cen delnic. Ocenjeni regresijski koeficient v izbranem modelu je znašal 0,205. Povečanju stopenj rasti produktivnosti podjetja za 1 odstotno točko bo torej sledilo povečanje stopenj rasti cen delnic v višini 0,205 odstotne točke.

Da bi se izognili problemu izpuščenih spremenljivk, smo v model dodali tudi stopnje rasti amortizacije in spremembe realnih obrestnih mer. Prišli smo do ugotovitve, da amortizacija in realne obrestne mere ne vplivajo statistično značilno na stopnje rasti delnic, vključitev omenjenih spremenljivk pa ni bistveno vplivala na ocene koeficientov stopenj rasti TFP, kar dokazuje, da se že v začetnem modelu nismo soočali s pristranskostjo zaradi izpuščenih spremenljivk.

Dokazali smo torej, da so stopnje rasti cen delnic podjetij, ki kotirajo na Ljubljanski borzi, pozitivno povezane s stopnjami rasti produktivnosti. Večja kot bo rast produktivnosti podjetja, večje bodo stopnje rasti njegovih delnic, saj večja produktivnost podjetju v monopolistični konkurenci zagotavlja večje dobičke. Ostaja pa še veliko prostora za raziskovanje – ob daljši časovni vrsti bo mogoče bolje oceniti koeficiente obravnavanih spremenljivk, vključiti bo mogoče tudi še nekatere druge spremenljivke, ki jih mi zaradi pomanjkljivih podatkov ali premajhnega števila opazovanj nismo mogli. Ena izmed pomembnejših je gotovo podjetju lastna realna obrestna mera, ki jo je mogoče na podlagi bilančnih podatkov izračunati za obdobja po letu 2006. Ta bo namreč, v nasprotju z realno obrestno mero, ki jo postavlja centralna banka, odražala tudi tveganost posameznega podjetja. Smiselno bo tudi raziskati, ali obravnavana povezava velja tudi v času recesije in v obdobjih, ki ji bodo neposredno sledili.

Pomembnost dobljenih rezultatov ne izhaja le iz teoretičnega razumevanja vzrokov za gibanje cen delnic, ampak tudi iz pomena za vlagatelje ter podjetja sama. Vlagateljem je bil predstavljen nov kriterij vrednotenja cen delnic, podjetja pa so dobila še en dokaz, zakaj je rast produktivnosti in z njo povezan tehnološki napredek tako pomemben.

LITERATURA IN VIRI

1. Bartelsman, E. J. & Dhrymes, P. J. (1998). Productivity Dynamics: U.S. Manufacturing Plants, 1997-1986. *Journal of Productivity Analysis*, 9 (1), 5-34.
2. Bartelsman, E. J. & Doms, M. (2000). *Understanding productivity: Lessons from Longitudinal Microdata*. Najdeno 27. aprila 2009 na spletnem naslovu <http://www.federalreserve.gov/pubs/feds/2000/200019/200019pap.pdf>
3. Baum, C. F. (2006). *An Introduction to Modern Econometrics Using Stata*. Texas: Stata Press.
4. Beaudry, P. & Portier, F. (2004). *Stock prices, news and economic fluctuations*. Najdeno 27. aprila 2009 na spletnem naslovu <http://www.nber.org/papers/w10548>
5. Beaudry, P. & Portier, F. (2005). *The "news" view of economic fluctuations: evidence from aggregate Japanese data and sectoral U.S. data.* Najdeno 27. aprila 2009 na spletnem naslovu <http://www.nber.org/papers/w11496>
6. Blanchard, O. (2003). *Macroeconomics*. (3rd ed.) New Jersey: Prentice Hall.
7. Cameron, A. C. & Trivedi, P. K. (2009). *Microeconometrics Using Stata*. Texas: Stata Press.
8. Corcos, G., Del Gatto, M., Mion, G. & Ottaviano, G. I. P. (2007) *Productivity and Firm selection: Intra-National vs Inter-National Trade*. Najdeno 27. aprila 2009 na spletnem naslovu <http://www.ecore.be/Papers/1177077150.pdf>
9. Cuthbertson, K. (1996). *Quantitative Financial Economics: Stocks, Bonds and Foreign Exchange*. Chichester: John Wiley & Sons.
10. Damijan, J. P., Polanec, S. & Prašnikar, J. (2004). *Self-selection, Export Market Heterogeneity and Productivity Improvements: Firm Level Evidence from Slovenia*. Najdeno 27. aprila 2009 na spletnem naslovu <http://www.econ.kuleuven.ac.be/licos/DP/DP2004/DP148.pdf>
11. Damodaran A. (2006). *Damodaran on Valuation: security analysis for investment and corporate finance*. (2nd ed.). New Jersey: John Wiley & Sons.

12. Davis, E. P. & Madsen, J. B. (2008). *Productivity and equity market fundamentals: 80 years of evidence for eleven OECD countries*. Najdeno 27. aprila 2009 na spletnem naslovu <http://www.zen13767.zen.co.uk/productivity-and-equity-4b.pdf>
13. De Loecker, Jan (2005) *Do Exports Generate Higher Productivity? Evidence from Slovenia*. Najdeno 27. aprila 2009 na spletnem naslovu <http://www.econ.kuleuven.ac.be/licos/DP/DP2004/DP151.pdf>
14. Grifell-Tatje, E. & Lovell, C. A. K. (1999). Profits and productivity. *Management Science*, 45 (9), 1177 – 1193.
15. Gujarati, D. N. (2004). *Basic Econometrics*. (4th ed.) Boston: McGraw – Hill.
16. Iradian, G. (2007). *Rapid Growth in Transition Economies: Growth – Accounting Approach*. Najdeno 28. aprila 2009 na spletnem naslovu http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1007913
17. Jovanovic, B. (1982). Selection and Evolution of Industry. *Econometrica*, 50 (3), 649-670.
18. Madsen, J. B. & Davis, E. P. (2003). *Equity prices, productivity growth, and 'the new economy'*. Najdeno 27. aprila 2009 na spletnem naslovu <http://www.zen13767.zen.co.uk/equitypr25.pdf>
19. Melitz, M. J. (2003). The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity. *Econometrica*, 71 (6), 1695-1725.
20. Mramor, D. (2002). *Teorija poslovnih financ*. Ljubljana: Ekonomska fakulteta.
21. Olley, G. S. & Pakes, A. (1996). The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry. *Econometrica*, 64 (6), 1263-1297.
22. Pastor, L. & Veronesi, P. (2005). *Technological revolutions and stock prices*. Najdeno 27. aprila 2009 na spletnem naslovu http://www.nber.org/papers/w11876.pdf?new_window=1
23. Polanec, S. (2005a). *Firm Dynamics in Transition: Evidence from Slovenian Manufacturing*. Najdeno 27. aprila 2009 na spletnem naslovu ftp://ftp.ef.uni-lj.si/_osebnestrani/SizeProdFin.pdf
24. Polanec, S. (2005b). *Supply Side Mechanisms in Transition*. Najdeno 27. aprila 2009 na spletnem naslovu ftp://ftp.ef.uni-lj.si/_osebnestrani/ThesisSP.pdf

25. Romih, M. (2006). *Politika dividend ter uporaba dobička slovenskih podjetij*. Magistrsko delo. Ljubljana: Ekonomska fakulteta.
26. Samuelson, P. A. & Nordhaus, W. D. (2002). *Ekonomija*. Ljubljana: GV Založba.
27. Sargent, T. C. & Rodriguez, E. R. (2000). Labour or Total Factor Productivity: Do We Need to Choose? *International Productivity Monitor*, 1 (1), 41-44. Najdeno 27. aprila 2009 na spletnem naslovu <http://www.csls.ca/ipm/1/sargent-e.pdf>.
28. Solow, R. M. (1957). Technical Change and the Aggregate Production Function. *The Review of Economics and Statistics*, 39 (3), 312-320.
29. Stock, J. H. & Watson, M. W. (2007). *Introduction to Econometrics*. (2nd ed.) Boston: Pearson Education.
30. Stowe, J. D., Robinson, T. R., Pinto, J. E. & McLeavey, D. W. (2007). *Equity asset valuation*. New Jersey: John Wiley & Sons.
31. Stowe, J. D., Robinson, T. R., Pinto, J. E. & McLeavey, D. W. (2008). *Equity asset valuation. Workbook*. New Jersey: John Wiley & Sons.
32. Van Biesebroeck, J. (2004). *Robustness of productivity estimates*. Najdeno 4. maja na spletnem naslovu: <http://www.nber.org/papers/w10303>
33. Wooldridge, J. M. (2003). *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. Ohio: South-Western.
34. Zakon o trgu vrednostnih papirjev. Uradno prečiščeno besedilo (2006). *Uradni list RS*. (Št. 51/2006, 18. Maj 2006)
35. *Zgodovina borze*. Najdeno 27. aprila 2009 na spletnem naslovu <http://www.ljse.si/cgi-bin/jve.cgi?doc=2319&sid=LwdzbHgbTgBnVqXL>

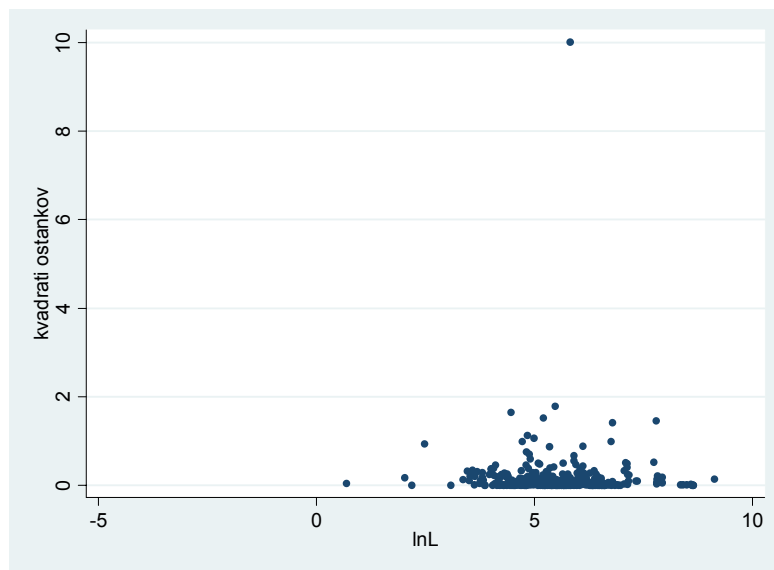
PRILOGE

Priloga 1: Heteroskedastičnost pri ocenjevanju logaritma dodane vrednosti

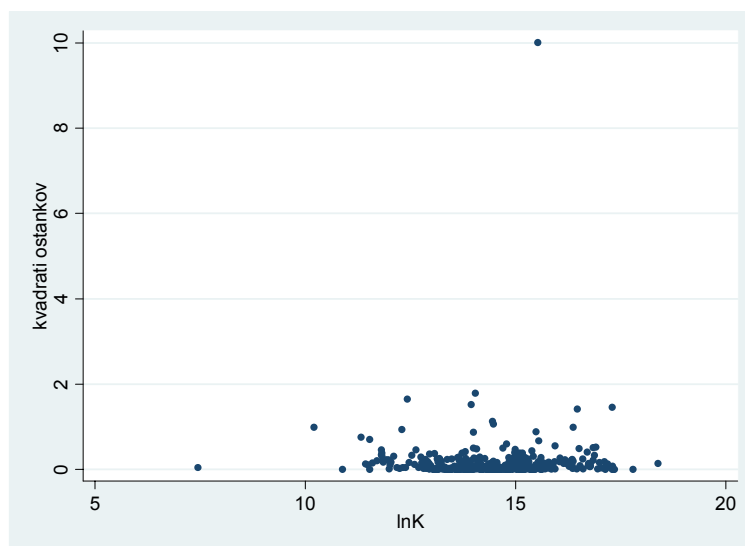
Tabela 16: Breusch-Paganov test heteroskedastičnosti

H_0 :	Konstantna varianca
chi2(1)	0,06
Prob > chi2	0,802

Slika 9: Kvadrati ostankov v odvisnosti od $\ln L$

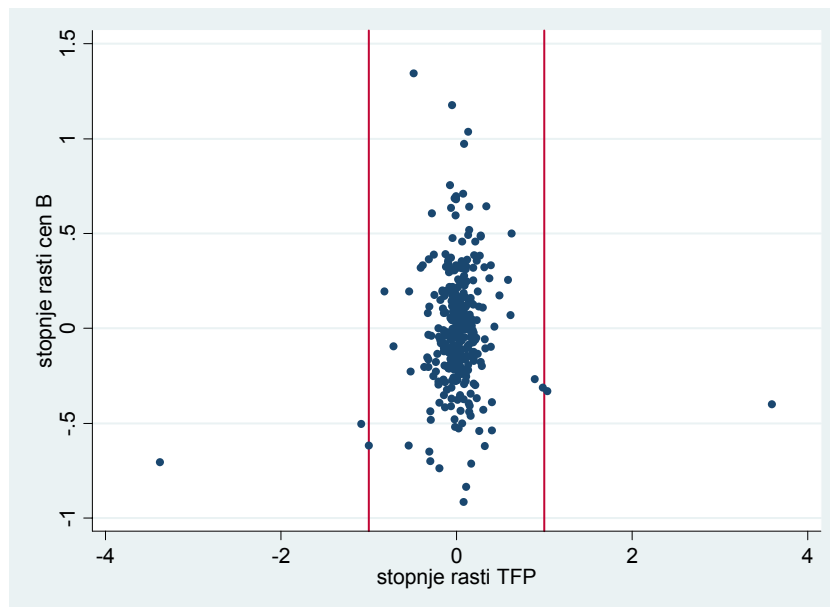


Slika 10: Kvadrati ostankov v odvisnosti od $\ln K$



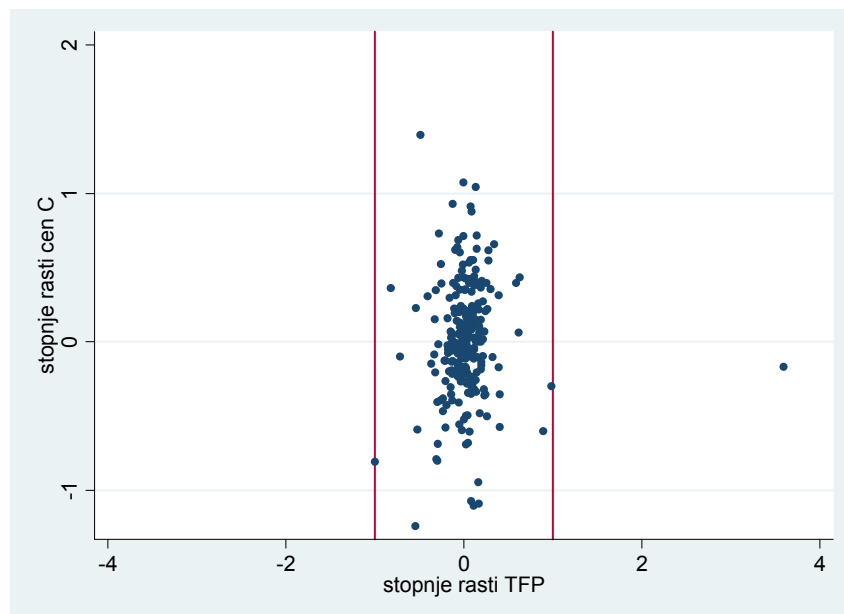
Priloga 2: Iskanje odstopajočih podatkov

Slika 11: Stopnje rasti cen B v odvisnosti od stopenj rasti TFP



Opomba: S ceno B označujemo cene, ki so na letno raven preračunane z navadnim povprečjem.

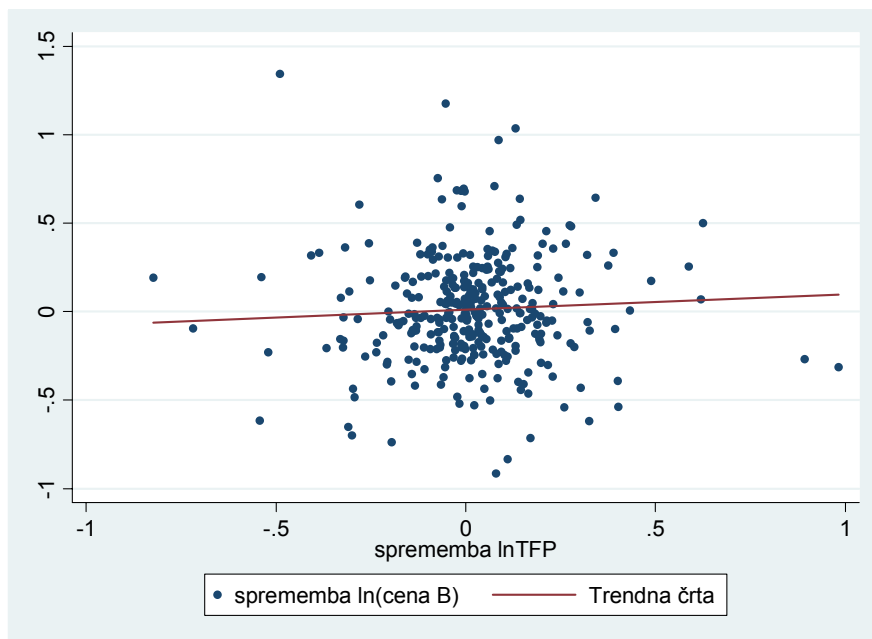
Slika 12: Stopnje rasti cen C v odvisnosti od stopenj rasti TFP



Opomba: S ceno C označujemo cene, ki so na letno raven preračunane s tehtanim povprečjem julijskih cen.

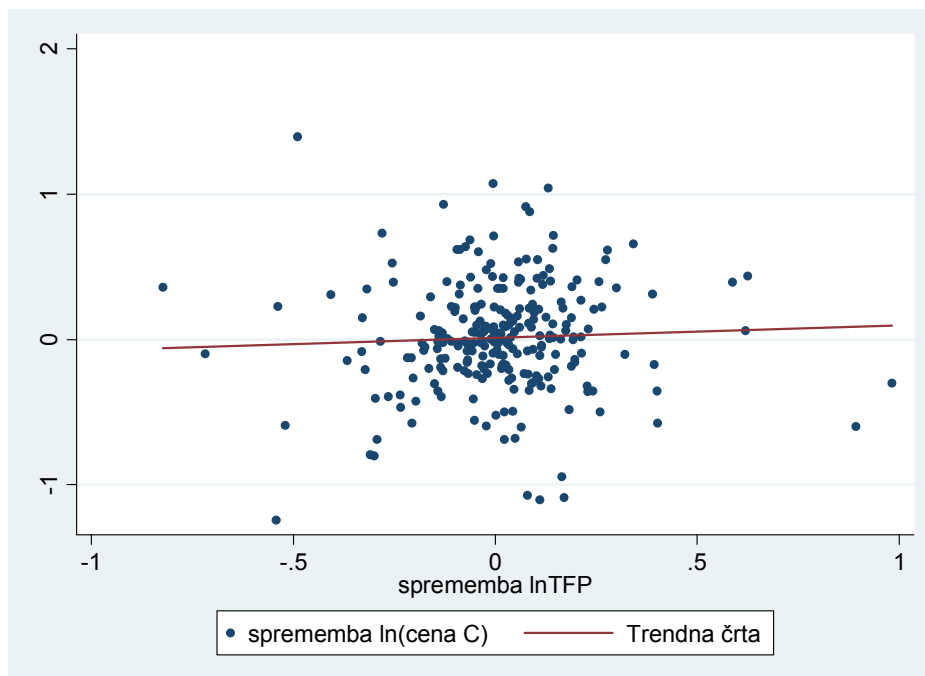
Priloga 3: Stopnje rasti cen v odvisnosti od stopenj rasti TFP

Slika 13: Stopnje rasti cen B v odvisnosti od stopenj rasti TFP, prečiščeni podatki



Opomba: S ceno B označujemo cene, ki so na letno raven preračunane z navadnim povprečjem.

Slika 14: Stopnje rasti cen C v odvisnosti od stopenj rasti TFP, prečiščeni podatki



Opomba: S ceno C označujemo cene, ki so na letno raven preračunane s tehtanim povprečjem julijskih cen.

Priloga 4: Ocene z uporabo Arellano-Bond cenilke

Tabela 17: Ocene z Arellano-Bond cenilko, cene B

	$\Delta \ln(\text{cena B})_t$ (1)	$\Delta \ln(\text{cena B})_t$ (2)	$\Delta \ln(\text{cena B})_t$ (3)	$\Delta \ln(\text{cena B})_t$ (4)
$\Delta \ln(\text{cena})_{t-1}$	-0,198** (0,080)	-0,193** (0,098)	-0,144 (0,107)	-0,197* (0,104)
$\Delta \ln(\text{cena})_{t-2}$	-0,332*** (0,077)	-0,370*** (0,091)	-0,324*** (0,091)	-0,363*** (0,109)
$\Delta \ln(\text{cena})_{t-3}$	-0,449*** (0,078)	-0,482*** (0,071)	-0,429*** (0,089)	-0,488*** (0,084)
$\Delta \ln(\text{TFP})_t$	0,144 (0,120)	0,084 (0,104)	0,348*** (0,095)	0,270*** (0,096)
konstanta	0,033 (0,042)	0,036 (0,042)	0,030 (0,038)	0,034 (0,042)
Št. instr.	56	41	51	36
Endogena	Ne	Ne	Da	Da
Pred-določena	Da	Da	Ne	Ne
H₀: ni avtokor. 1. odlog	-2,009**	-2,078**	-2,127**	-1,979**
H₀: ni avtokor. 2. odlog	-0,868	-0,687	-0,774	-0,761
H₀: ni avtokor. 3. odlog	1,000	0,939	1,121	1,123
Sarganov test (chi2)	31,87	34,40	32,65	32,82
Uporabljeni instrumenti	L(2/.) $\Delta \ln(\text{cena})$ L(1/.) $\Delta \ln(\text{TFP})$	L(2/3) $\Delta \ln(\text{cena})$ L(1/.) $\Delta \ln(\text{TFP})$	L(2/.) $\Delta \ln(\text{cena})$ L(2/.) $\Delta \ln(\text{TFP})$	L(2/3) $\Delta \ln(\text{cena})$ L(2/.) $\Delta \ln(\text{TFP})$

Opombe: V oklepajih so zapisane robustne standardne napake. S ceno B označujemo cene, ki so na letno raven preračunane z navadnim povprečjem.

* Statistično značilno pri vsaj 10% točni stopnji značilnosti.

** Statistično značilno pri vsaj 5% točni stopnji značilnosti.

*** Statistično značilno pri vsaj 1% točni stopnji značilnosti.

Tabela 18: Ocene z Arellano-Bond cenilko, cene C

	$\Delta \ln(\text{cena } C)_t$ (1)	$\Delta \ln(\text{cena } C)_t$ (2)	$\Delta \ln(\text{cena } C)_t$ (3)	$\Delta \ln(\text{cena } C)_t$ (4)
$\Delta \ln(\text{cena})_{t-1}$	-0,380*** (0,118)	-0,335** (0,152)	-0,402*** (0,101)	-0,325** (0,136)
$\Delta \ln(\text{cena})_{t-2}$	-0,314** (0,142)	-0,277* (0,157)	-0,293*** (0,111)	-0,282** (0,144)
$\Delta \ln(\text{cena})_{t-3}$	-0,587*** (0,096)	-0,536*** (0,114)	-0,574*** (0,100)	-0,556*** (0,111)
$\Delta \ln(\text{TFP})_t$	0,261 (0,210)	0,169 (0,185)	0,392*** (0,151)	0,335** (0,132)
konstanta	0,086 (0,067)	0,085 (0,052)	0,074 (0,069)	0,085 (0,056)
Št. instr.	52	38	48	34
Endogena	Ne	Ne	Da	Da
Pred-določena	Da	Da	Ne	Ne
H₀: ni avtokor. 1. odlog	-1,884*	-1,721*	-1,852*	-1,868*
H₀: ni avtokor. 2. odlog	-1,400	-1,379	-1,447	-1,377
H₀: ni avtokor. 3. odlog	1,221	1,194	1,249	1,256
Sarganov test (chi2)	24,75	23,48	23,70	24,04
Uporabljeni instrumenti	L(2/.) $\Delta \ln(\text{cena})$ L(1/.) $\Delta \ln(\text{TFP})$	L(2/3) $\Delta \ln(\text{cena})$ L(1/.) $\Delta \ln(\text{TFP})$	L(2/.) $\Delta \ln(\text{cena})$ L(2/.) $\Delta \ln(\text{TFP})$	L(2/3) $\Delta \ln(\text{cena})$ L(2/.) $\Delta \ln(\text{TFP})$

Opombe: V oklepajih so zapisane robustne standardne napake. S ceno C označujemo cene, ki so na letno raven preračunane s tehtanim povprečjem julijskih cen.

* Statistično značilno pri vsaj 10% točni stopnji značilnosti.

** Statistično značilno pri vsaj 5% točni stopnji značilnosti.

*** Statistično značilno pri vsaj 1% točni stopnji značilnosti.

Priloga 5: Ocene modela z dodatnimi regresorji

Tabela 19: Ocene modela z dodatnimi regresorji, cene B

	$\Delta \ln(\text{cena B})_t$ (1)	$\Delta \ln(\text{cena B})_t$ (2)	$\Delta \ln(\text{cena B})_t$ (3)
$\Delta \ln(\text{cena})_{t-1}$	-0,197* (0,107)	-0,238*** (0,092)	-0,215*** (0,073)
$\Delta \ln(\text{cena})_{t-2}$	-0,525*** (0,093)	-0,363*** (0,107)	-0,507*** (0,135)
$\Delta \ln(\text{cena})_{t-3}$	-0,477*** (0,079)	-0,526*** (0,079)	-0,467*** (0,077)
$\Delta \ln(\text{TFP})_t$	0,265*** (0,084)	0,296*** (0,092)	0,206** (0,093)
Δr_t	-2,513*** (0,742)	-	-2,211** (0,889)
$\Delta \ln(\text{amortizacija})_t$	-	0,012 (0,167)	-0,009 (0,133)
konstanta	0,020 (0,067)	0,038 (0,054)	0,031 (0,052)
Št. instr.	41	41	46
H₀: ni avtokor. 1. odlog	-2,011**	-2,000**	-1,956*
H₀: ni avtokor. 2. odlog	-0,923	-0,854	-0,912
H₀: ni avtokor. 3. odlog	1,681	1,173	1,492
Sarganov test (chi2)	32,42	33,19	32,16
Uporabljeni instrumenti	L(2/3). $\Delta \ln(\text{cena})$ L(2/.). $\Delta \ln(\text{TFP})$ L(2/2). Δr	L(2/3). $\Delta \ln(\text{cena})$ L(2/.). $\Delta \ln(\text{TFP})$ L(2/2). $\Delta \ln(\text{am.})$	L(2/3). $\Delta \ln(\text{cena})$ L(2/.). $\Delta \ln(\text{TFP})$ L(2/2). $\Delta \ln(\text{am.})$ L(2/2). Δr

Opombe: V oklepajih so zapisane robustne standardne napake. S ceno B označujemo cene, ki so na letno raven preračunane z navadnim povprečjem.

* Statistično značilno pri vsaj 10% točni stopnji značilnosti.

** Statistično značilno pri vsaj 5% točni stopnji značilnosti.

*** Statistično značilno pri vsaj 1% točni stopnji značilnosti.

Tabela 20: Ocene modela z dodatnimi regresorji, cena C

	$\Delta \ln(\text{cena } C)_t$ (1)	$\Delta \ln(\text{cena } C)_t$ (2)
$\Delta \ln(\text{cena})_{t-1}$	-0,369** (0,188)	-0,389** (0,195)
$\Delta \ln(\text{cena})_{t-2}$	-0,390 (0,255)	-0,317 (0,223)
$\Delta \ln(\text{cena})_{t-3}$	-0,573*** (0,075)	-0,564*** (0,149)
$\Delta \ln(\text{TFP})_t$	0,332 (0,286)	0,368** (0,175)
Δr_t	-1,628 (1,568)	-
$\Delta \ln(\text{amortizacija})_t$	-	-0,103 (0,343)
konstanta	0,078 (0,061)	0,072 (0,073)
Št. instr.	38	38
H₀: ni avtokor. 1. odlog	-1,564	-1,645
H₀: ni avtokor. 2. odlog	-1,377	-1,385
H₀: ni avtokor. 3. odlog	1,346	1,256
Sarganov test (chi2)	23,60	24,42
Uporabljeni instrumenti	L(2/3). $\Delta \ln(\text{cena})$ L(2/.) $\Delta \ln(\text{TFP})$ L(2/2). Δr	L(2/3). $\Delta \ln(\text{cena})$ L(2/.) $\Delta \ln(\text{TFP})$ L(2/2). $\Delta \ln(\text{am.})$

Opombe: V oklepajih so zapisane robustne standardne napake. S ceno C označujemo cene, ki so na letno raven preračunane s tehtanim povprečjem julijskih cen.

* Statistično značilno pri vsaj 10% točni stopnji značilnosti.

** Statistično značilno pri vsaj 5% točni stopnji značilnosti.

*** Statistično značilno pri vsaj 1% točni stopnji značilnosti.