

DELOVNI ZVEZEK

št. 4/letnik IX/2000

EKONOMETRIČNA ANALIZA GIBANJA INVESTICIJ V OSNOVNA SREDSTVA V SLOVENIJI

mag. Vesna ŠTRASER

Zahvala

Za požrtvovalno pomoč pri pridobivanju potrebnih podatkov se zahvaljujem naslednjim sodelavcem Urada: Cirman-Naglič Bibijani, Česen Tanji, Kondža Jasni, Kovačič Saši, Markič Jožetu, Sečnik Ani, Vasle Boštjanu, Vesnaver Luki in Žigman Marjeti. Prav tako se še posebej zahvaljujem Česen Tanji, Kajzer Alenki in Zakotnik Ivanki za koristne nasvete pri razumevanju podatkov, Rink Ireni za uspešno pridobivanje težko dostopne tuje literature ter vsem ostalim sodelavcem, ki so na tak ali drugačen način z nasveti in moralno podporo prispevali k nastajanju tega delovnega zvezka.

Ljubljana, oktober 2000

IZDAJATELJ: Urad Republike Slovenije za makroekonomske analize in razvoj,
Ljubljana, Gregorčičeva 27

FAKS: 01/478 10 70
TELEFON: 01/478 10 12

UREDNIKA ZBIRKE: Ana TRŠELIČ

Razmnoževanje v 200 izvodih.

GRAFIČNO OBLIKOVANJE: Tina KOPITAR
LEKTORIRANJE: Julijana ČUFER

ODGOVORNA OSEBA: doc. dr. Janez POTOČNIK

Pisna naročila za zbirko ali publikacijo sprejemamo na naslov izdajatelja.

KLJUČNE BESEDE: investicije, Slovenija, analiza, povpraševanje, ekonometrija, modeli.

KAZALO

POVZETEK/SUMMARY	5
UVOD	7
1 PREGLED OBSTOJEČIH MODELOV INVESTICIJ V OSNOVNA SREDSTVA	8
1.1 SPLOŠNI OKVIR IN DEFINICIJE	8
1.2 PREDSTAVITEV TEORETIČNIH MODELOV	10
1.2.1 Akceleratorški model investicijskega povpraševanja	10
1.2.2 Model investicijskega povpraševanja preko denarnega toka	11
1.2.3 Neoklasični model investicijskega povpraševanja	12
1.2.4 Tobinov q model	13
1.2.5 Model na podlagi upoštevanja prilagoditvenih stroškov	14
1.2.6 Model na podlagi učinkovite davčne stopnje in model upoštevanja stroškov financiranja	15
1.2.7 Model vektorske avtoregresije	16
2 EKONOMETRIČNA ANALIZA INVESTICIJ V OSNOVNA SREDSTVA V SLOVENIJI	18
2.1 PROBLEMI OCENJEVANJA IN NAPOVEDOVANJA INVESTICIJ Z EKONOMETRIČNIMI MODELI V SLOVENIJI	18
2.2 KRITIČNA OCENA OBSTOJEČEGA MODELA OBNAŠANJA INVESTICIJ V SLOVENIJI	20
2.3 MODEL INVESTICIJ V OSNOVNA SREDSTVA	23
2.3.1 Enačba plačil za investicije na podlagi podatkov, izraženih v kvartalnih stopnjah rasti	27
2.3.2 Model plačil po investicijah z modelom vektorske avtoregresije (VAR) oz. modelom vektorske korekcije napak (VEC)	27
2.4 REZULTATI	28
2.4.1 Rezultati modela s podatki, izraženimi v stopnjah rasti	29
2.4.2 Rezultati modela VEC	34
2.4.3 Ocena in napoved vrednosti investicij v osnovna sredstva	39
SKLEP	43
PRILOGA	45
OPOMBE	61
SEZNAM VIROV PODATKOV	62
SEZNAM UPORABLJENE LITERATURE	62

SEZNAM UPORABLJENIH SPREMENLJIVK

I	realna izplačila za investicije, v cenah industrijskih izdelkov iz leta 1992, v mio SIT, vir: APP
IR	kvartalne stopnje rasti realnih izplačil za investicije
ISURS	realna vrednost investicij v osnovna sredstva, v cenah iz leta 1992, v mio SIT, vir: SURS
BDP	realni bruto domači proizvod, v cenah iz leta 1992, v mio SIT, vir: SURS
BDPR	kvartalne stopnje rasti realnega bruto domačega proizvoda
DT	realni denarni tok, v cenah industrijskih izdelkov iz leta 1992, v mio SIT, vir: APP
DTR	kvartalne stopnje rasti realnega denarnega toka
DOB	realni davek na dobiček (v drobnoprodajnih cenah iz leta 1992), v mio SIT, vir: APP
DOBR	kvartalne stopnje rasti davka na dobiček
DUMMY	slepa spremenljivka, ki je v letu 1996 enaka nič, v ostalih letih pa je enaka ena
GRAD	vrednosti gradbenih del (v cenah industrijskih izdelkov iz leta 1992), v mio SIT, vir: SURS
GRADR	kvartalne rasti realnih vrednosti gradbenih del
MPLA	realna masa plač (v drobnoprodajnih cenah iz leta 1992), v mio SIT, vir: APP
MPLAR	kvartalne stopnje rasti realne mase plač
OMG	aktivne realne dolgoročne obrestne mere gospodarstvu
OMGR	kvartalne stopnje rasti aktivnih dolgoročnih obrestnih mer gospodarstvu
OP	povprečni indeks rasti obsega industrijske proizvodnje, vir: SURS
POVP	pričakovano skupno povpraševanje, kvartalno povprečje, v %, vir: SURS
U	realni uvoz opreme (v cenah iz leta 1992), v mio USD, vir: SURS
UR	kvartalne stopnje rasti realnega uvoza opreme

POVZETEK

Namen delovnega zvezka je predstaviti ekonometrični model za ocenjevanje in napovedovanje gibanja investicijskega povpraševanja po osnovnih sredstvih v Sloveniji. Investicijsko povpraševanje je ena najpomembnejših determinant gospodarske rasti, zato je razumevanje obnašanja le-te ključnega pomena, ne samo za uspešno oceno bodoče gospodarske rasti, ampak tudi pomembno vodilo pri vodenju ekonomske politike.

Ker je spremljanje determinant investicijskega povpraševanja v Sloveniji še precej slabo raziskano področje, je osnovni cilj tega delovnega zvezka, s pomočjo ekonometričnega modela, osvetliti dejavnike, ki vplivajo na gibanje investicij v Sloveniji in na njihovi podlagi podati napoved gibanja investicij v letu 2000. Poleg tega v prispevku posvečamo še posebno pozornost podatkovnim omejitvam ocenjevanja in napovedovanja investicij v Sloveniji ter podajamo predloge za izpopolnitev prikazanih modelov v prihodnosti.

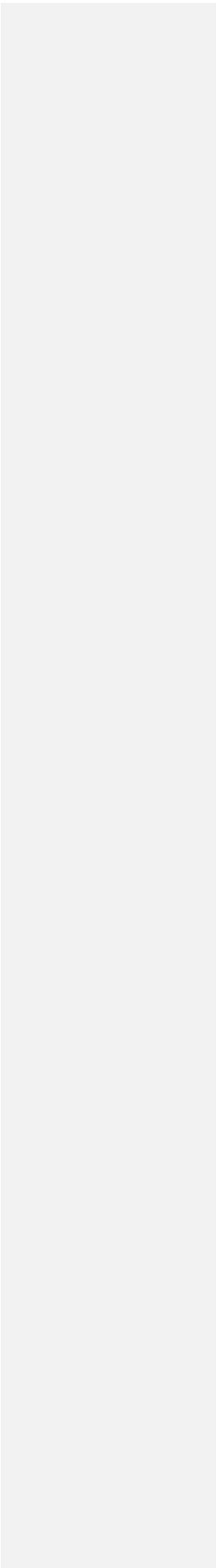
Zaradi pomanjkljive podatkovne podlage temelji predstavljeni model investicijskega povpraševanja v osnovna sredstva v Sloveniji na kvartalnem ocenjevanju enačbe plačil za investicije. Predstavljamo dve inačici enačb plačil za investicije, ki se med seboj razlikujeta predvsem po ekonometrični metodi ocenjevanja (model na podlagi stopenj rasti in model vektorske regresije). Kljub podatkovnim omejitvam smo uspeli dobiti relativno zadovoljivo oceno plačil za investicije, na podlagi katere smo za leto 2000 izračunali 9.7% rast investicij v osnovna sredstva.

SUMMARY

This Working Paper presents an econometric model for estimating and forecasting trends in investment demand for capital assets in Slovenia. Investment demand is one of the most important elements of economic growth, which is why the understanding of its behaviour is crucial not only for accurate projections of economic growth, but also for conducting economic policy.

As the monitoring of elements determining investment demand is a relatively unexplored area, this Working Paper aims to shed some light on the factors that shape investment trends in Slovenia by means of an econometric model, and to give a forecast of investments in 2000 on the basis of these findings. The Paper also gives particular attention to the problem of limited data availability which constrains investment forecasts in Slovenia, and proposes solutions for improvement of the model in the future.

Because the database is incomplete, the model of investment demand for capital assets in Slovenia is based on the quarterly assessment of the investment outlays equation. We present two variants of investment outlays equation, which differ in the econometric assessment method (a model based on growth rates and vector autoregression model). Despite the data availability constraints, our assessment of investment outlays was relatively satisfactory. On the basis of this, we forecast a 9.7%-rise in investment in capital assets in 2000.



UVOD

Namen delovnega zvezka je predstaviti model za ocenjevanje in napovedovanje gibanja investicijskega povpraševanja po osnovnih sredstvih v Sloveniji. Motivacija za analizo, ki je pred nami, izhaja iz dejstva, da je investicijsko povpraševanje ena najpomembnejših determinant gospodarske rasti. To velja tudi za Slovenijo, kjer investicije v zadnjih letih predstavljajo najhitreje rastočo komponento bruto domačega proizvoda (BDP), njihov delež v strukturi BDP pa se vztrajno povečuje (leta 1999 je ta delež znašal že 26.9)¹.

Vpliv investicijskega povpraševanja na gospodarsko rast poteka po kanalih agregatne ponudbe in agregatnega povpraševanja. Povzeto po Berndtu (1991), investiranje v osnovna sredstva povečuje potencialno kapaciteto ponudbe in hkrati prinaša novo tehnologijo in znanje. Vplivi na kapaciteto ponudbe so dolgoročne narave, oz. trajajo celotno življenjsko obdobje osnovnega sredstva. Po drugi strani pa izdatki za investicije povečujejo povpraševanje po industrijski proizvodnji, kar ima posredne učinke na zaposlenost in s tem na prihodke prebivalstva ne samo v panogi, kjer se investira, ampak se ti učinki prelivajo tudi v ostale dele ekonomije. Tradicionalno je investicijsko povpraševanje v primerjavi z ostalimi komponentami BDP izredno variabilno, kar ima pomembne posledice na gibanja agregatne ponudbe in povpraševanja (in s tem posredno na gospodarsko rast). Zato je razumevanje determinant investicijskega povpraševanja ključnega pomena ne samo za uspešne ocene bodoče gospodarske rasti, ampak tudi pomembno vodilo pri vodenju ekonomske politike.

Ker je spremljanje determinant investicijskega povpraševanja v Sloveniji še precej slabo raziskano področje², je prvi cilj delovnega zvezka s pomočjo ekonometričnega modela osvetliti dejavnike, ki vplivajo na gibanje investicij v Sloveniji. Drugi cilj delovnega zvezka je povezan z napovedovanjem gibanja investicij v osnovna sredstva v Sloveniji. Trenutne metode napovedovanja namreč ne temeljijo na ekonometričnem modelu, zato je naš cilj predstaviti alternativno metodo napovedovanja gibanja investicijske potrošnje. Naloga, ki je pred nami, predstavlja precejšen izziv ne samo zaradi variabilne narave investicijskega povpraševanja, temveč tudi zaradi omejene podatkovne podlage, ki smo jo imeli na voljo za analizo.

V nadaljevanju bomo najprej na kratko predstavili teoretični okvir analize investicij s poudarkom na kvaliteti napovedovanja posameznih modelov investicijskega povpraševanja. Glede na prepričanje, da bi moral vsak ekonometrični model temeljiti na eksplicitni teoretični zgradbi, je pregled tovrstne literature neobhoden zato, ker služi kot osnovno vodilo za izbor determinant in funkcijske oblike slovenske enačbe investicijskega povpraševanja. Z vidika aplikacije teorije na slovenske podatke pa je pregled še posebej zanimiv zaradi primerjave teorije z enačbami, ki po naših analizah predstavljajo najboljši opis gibanja investicij v Sloveniji. Kot bomo videli v nadaljevanju, se je direktna aplikacija teoretičnih modelov na gibanje slovenskih investicij pokazala precej neuporabna³.

V drugem poglavju bomo predstavili ekonometrični model investicijskega povpraševanja v osnovna sredstva v Sloveniji, ki poteka preko kvartalnega ocenjevanja enačbe plačil za investicije. V poglavju predstavljamo dve inačici enačb plačil za investicije, ki se med seboj razlikujeta predvsem

po ekonometrični metodi ocenjevanja. V poglavju se bomo najprej podrobno lotili problemov ocenjevanja in napovedovanja investicij v Sloveniji (e.g., pomanjkanje podatkov, nizka frekventnost obstoječih serij, nekonsistentnost podatkov). S tem v zvezi bomo potem izpostavili problematičnost rezultatov Križaničeve in Oplotnikove študije ter po opisu podatkov predstavili model investicijskega povpraševanja. Poglavje bomo zaključili s predstavitvijo rezultatov in njihovim komentarjem z vidika kakovosti ocene in napovedi modelov gibanja investicijskega povpraševanja.

V tretjem poglavju zaključimo analizo, podamo predloge za izpopolnitev prikazanih modelov in nakažemo smernice za ekonometrično modeliranje investicij v prihodnosti.

1. PREGLED OBSTOJEČIH MODELOV INVESTICIJ V OSNOVNA SREDSTVA

1.1 SPLOŠNI OKVIR IN DEFINICIJE

Namen tega poglavja je predstavitev različnih modelov investicijskega povpraševanja. Pri pregledu bomo posebej poudarili diskrepanco med teoretičnimi in empiričnimi modeli, ki nikjer v makroekonomiji ni tako očitna kot v primeru agregatne investicijske funkcije (Blanchard v Saphiro, 1986, str.153). Namen tega poglavja je predvsem v kratkem povzeti obširne teoretične in empirične literature s področja investicijskega povpraševanja, brez spuščanja v kompleksne matematične podrobnosti posameznih pristopov pojasnjevanja oblikovanja investicij. Le-te lahko bralec po potrebi najde sam v vrsti odličnih sinteznih člankov kot npr. Berndtu 1991⁴, Caballeru 1999 in 2000, Chirinku 1993 in Olinerju, Rudebuschu in Sichelu 1995.

Preden se lotimo prikaza posameznih modelov, si oglejmo nekaj definicij investicij in notacijo osnovnih spremenljivk, ki jih bomo uporabljali v tem poglavju. Po Berndtu (1991) v agregatu investicijskega povpraševanja najpogosteje ločujemo med tremi sestavnimi deli: **investicije v stanovanjsko gradnjo** (angl. residential construction), **spremembe zalog** (angl. changes in business inventories) in **investicije v osnovna sredstva** (angl. fixed business investment). Od treh navedenih kategorij predstavljajo največji delež investicije v osnovna sredstva, ki zajemajo investicije v nestanovanjsko gradnjo, proizvodne obrate in opremo, in so tudi najbolj raziskana kategorija. Tudi v našem pregledu se bomo osredotočili na prikaz modelov, ki pojasnjujejo gibanje investicij v osnovna sredstva, saj se to direktno nanaša na predmet naše analize v naslednjem poglavju. Literatura za drugi dve komponenti ni tako pogosta, saj smo uspeli najti le en članek, ki se ukvarja z ocenjevanjem investicij v stanovanjsko gradnjo. Sicer pa so investicije v stanovanjsko gradnjo namenjene za uporabo prebivalcem in so predvsem odvisne od gibanja obrestne mere. Spremembe zalog so najmanjša, a najbolj variabilna komponenta agregata investicij in služijo predvsem za prilagajanje podjetij nihanjem v prodaji. V slovenskih podatkih sta v nacionalnih računih v agregatu investicij ločeno prikazani le kategoriji investicij v osnovna sredstva in spremembe zalog, ker je stanovanjska gradnja zajeta že v kategoriji investicij v osnovna sredstva (glej tabelo 28.1 v Statističnem letopisu 1999, str. 453-454).

Teorija obnašanja investicijskega povpraševanja izhaja iz teorije optimalne akumulacije kapitala, saj investicije dejansko pomenijo prirast novega kapitala in obnovo obstoječega kapitala v določenem časovnem obdobju. V tem kontekstu razdelimo investicije v neto (i.e., nove) investicije in obnovitvene investicije. Obnovitvene investicije so tisti del investicij, ki so potrebne za nadomestitev kapitala, ki se je poškodoval ali kako drugače potrošil. Matematično to izrazimo z:

$$I_{o,t} = \delta_t K_{t-1}, \quad (1)$$

pri čemer je $I_{o,t}$ oznaka za obnovitvene investicije v času t , δ_t pomeni stopnjo obrabe kapitala v času t , K_{t-1} pa je zaloga kapitala v času $t-1$. Neto investicije so neto prirast kapitala med dvema zaporednima časovnima obdobjema, kar matematično zapišemo takole:

$$I_{n,t} = K_t - K_{t-1} \quad (2)$$

Celotne investicije v obdobju t , i.e., bruto investicije (I_t), neto investicije in obnovitvene investicije so med seboj povezane z naslednjo identiteto:

$$I_t \equiv I_{n,t} + I_{o,t} = K_t - K_{t-1} + \delta_t K_{t-1} = K_t - (1 - \delta_t) K_{t-1}. \quad (3)$$

Večina teorij investicijskega obnašanja povezuje povpraševanje po novih osnovnih sredstvih z zapolnjevanjem vrzeli med optimalno - željeno zalogo kapitala v določenem obdobju, označeno s K_t^* , in dejansko zalogo kapitala K_t , pri čemer velja posebna pozornost spremljanju hitrosti zapolnjevanja te vrzeli, označimo jo z λ_t . Neto investicije v času t so potem enake:

$$I_{n,t} = \lambda_t (K_t^* - K_{t-1}), \quad (4)$$

kjer K_t^* predstavlja željeno zalogo kapitala ob koncu obdobja t , K_{t-1} je zaloga kapitala ob koncu predhodnega obdobja ($t-1$), λ_t pa je hitrost prilagajanja dejanskih neto investicij željenim investicijam. Iz tega sledi najpogostejša definicija bruto investicij, ki ima naslednjo obliko:

$$I_t = \lambda_t (K_t^* - K_{t-1}) + \delta_t K_{t-1} = \lambda_t K_t^* + (\delta_t - \lambda_t) K_{t-1}. \quad (5)$$

Na podlagi zgornje definicije je cilj alternativnih teorij investicijskega povpraševanja identificirati tiste faktorje, ki imajo preko vpliva na formiranje željenega kapitala vpliv tudi na investicijsko povpraševanje. V grobem bi te dejavnike lahko strnili v tri skupine: dejavnike, ki so povezani s stroški (oz. ceno) kapitala (npr. obrestne mere, davki), dejavnike povpraševanja po proizvodih (e.g., BDP) in dejavnike, povezane s profitabilnostjo (npr. profitne stopnje, zaloga likvidnih sredstev). **Razlike med posameznimi modelskimi pristopi** pa ne izvirajo samo iz izbora spremenljivk, temveč tudi iz samega pristopa k modeliranju; npr., modeli se razlikujejo glede na značilnost uporabljene tehnologije, glede na to, ali so razviti iz dinamičnega ali statičnega optimizacijskega procesa, glede na način vključevanja pričakovanih ipd. V nadaljevanju bomo predstavili najpomembnejše modele investicijskega povpraševanja, pri čemer se, kot že rečeno, ne bomo spuščali v kompleksne matematične podrobnosti, ker bi to presevalo obseg tega delovnega zvezka. Naš namen je predvsem poudariti njihovo osnovno

logiko ter probleme njihove praktične aplikacije.

1.2 PREDSTAVITEV TEORETIČNIH MODELOV

Obravnavali bomo naslednje modele: akceleratorni model, model na podlagi denarnega toka (angl. cash flow model), neoklasični model, Tobinov q model, model na podlagi Eulerjeve enačbe, model vektorske avtoregresije (angl. vector autoregressive models oz. VAR modeli), model na podlagi davkov (angl. effective-tax-rate model) ter model upoštevanja stroškov financiranja (angl. return-over-cost model). Kot podlaga za predstavitev modelov nam je služila predvsem naslednja literatura: Berndt 1991, Chirinko 1993 in Oliner, Rudebusch in Sichel 1995.

1.2.1 AKCELERATORSKI MODEL INVESTICIJSKEGA POVPRŠEVANJA

Za razliko od kasnejših modelov akceleratorni model kot eden prvih (razvil ga je **J. M. Clark** leta 1917) pristopov pojasnjevanja investicijskega povpraševanja ne temelji na optimizacijskem postopku, temveč gradi na predpostavki, da velja med željenim kapitalom in realnim narodnim dohodkom (Y) fiksno razmerje μ :

$$K_t^* = \mu Y_t \quad (6)$$

Iz tega sledi, da so investicije po tem modelu odvisne neposredno od narodnega dohodka, pri čemer imajo ostali dejavniki, ki sicer vplivajo na investicije - npr. cene kapitala, dobiček, davki, plače le posreden vpliv. Osnovno enačbo bruto investicij v tem modelu dobimo tako, da kombiniramo enačbi (5) in (6) ter nato uporabimo Koyckovo transformacijo⁵:

$$I_t = \mu\lambda Y_t - (1-\delta)\mu\lambda Y_{t-1} + (1-\lambda)I_{t-1}. \quad (7)$$

Investicijsko povpraševanje se torej giblje v odvisnosti od sprememb narodnega dohodka in svoje lastne odložene vrednosti. V primerjavi z enačbo (5) je kvaliteta te enačbe v tem, da se izogne spremenljivki zaloga kapitala, za katero je zanesljive podatke pogosto težko pridobiti.

Iz ekonometričnega vidika lahko enačbo (7) ocenimo v njeni originalni obliki z metodo najmanjših kvadratov (OLS) ob upoštevanju avtoregresivne komponente modela, I_{t-1} . Iz tako ocenjenih koeficientov lahko izračunamo vrednosti stopnje obrabe kapitala (δ), hitrost prilagajanja investicij željeni zalogi kapitala (λ) in razmerje med kapitalom in narodnim dohodkom (μ).

Veliko pogosteje pa se ocenjuje verzija modela, ki vključuje še več odlogov neodvisnih spremenljivk (npr. $t-2$, $t-3$, $t-4$, ...), tako imenovani model porazdeljenih odlogov (angl. distributed lag model):

$$I_t = \alpha + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \beta_3 Y_{t-3} + \dots + \gamma I_{t-1} + u_t \quad \text{ali}$$

$$I_t = \alpha + \sum_{i=0}^m \beta_i Y_{t-i} + \gamma I_{t-1} + u_t, \quad (8)$$

$$\sum_{i=0}^m \beta_i = \beta,$$

pri čemer smo dodali konstanto α , i je število odlogov, koeficient β predstavlja težo oz. vpliv posameznega odloga spremenljivke Y , γ je koeficient spremenljivke odloženih investicij, u je rezidual in t čas. Gre za to, da je odziv investicijskega povpraševanje na spremembe neodvisnih spremenljivk postopen oz. da je vpliv narodnega dohodka na investicijsko porabo porazdeljen skozi več obdobj. Empirični raziskovalci uporabljajo različne specifikacije porazdeljenih odlogov, pri čemer je najpogostejša oblika Almonova polinomska struktura porazdeljenih odlogov. Za to strukturo je značilno, da β koeficienti ležijo na polinomu določene stopnje, ki jo določi raziskovalec sam; prav tako mora raziskovalec določiti število odlogov, oboje na podlagi eksperimentiranja z različnimi specifikacijami.

Ne glede na izbor metode ocenjevanja modela akceleratorja meni večina ekonomistov, da je model pomanjkljiv, ker ni dovolj kompleksen, in da je predpostavka fiksnega razmerja med kapitalom in narodnim dohodkom preveč restriktivna (Berndt 1991). Modela sicer ni težko oceniti, problem pa je v tem, da so koeficienti ponavadi nestabilni in ne pojasnjujejo dovolj velikega deleža gibanja investicij ter zato dajejo nezanesljive napovedi. Preizkusili smo ga tudi na podatkih za Slovenijo, rezultati pa so, v veliki meri tudi zaradi pomanjkljivih podatkov, zelo skromni⁶ in neprimerni za napovedovanje, zato jih ne predstavljamo.

1.2.2 MODEL INVESTICIJSKEGA POVPRASEVANJA PREKO DENARNEGA TOKA

Modeli investicij preko denarnega toka temeljijo na ideji, da je nivo investiranja podjetij v veliki meri odvisen od dostopnosti podjetij do virov sredstev, pri čemer imajo notranji viri pomembnejšo vlogo kot zunanji. Tako v tem modelu vrednost željenega kapitala (in s tem investicij) ni odvisna od velikosti narodnega dohodka (kot pri akceleratorjskem modelu), pač pa od spremenljivk, ki zajemajo gibanje trenutnega in pričakovanega dobička oz. tržno vrednost podjetja. Kategorija, ki je prevzela mesto najboljšega približka za merjenje gibanja dobička, je interni denarni tok podjetij, ki je definiran kot razlika med dobički, davki in plačili za dividende. Izraz za željeni kapital postane:

$$K^* = \alpha + (F/p^I)_t \quad (9)$$

kjer α predstavlja konstanto, F_t je nominalna vrednost denarnega toka v časovni enoti t , p_t^I pa je indeks nakupnih cen novega kapitala. Tudi za model na podlagi denarnega toka obstaja več izvedenk, najpogosteje testirana pa je formulacija z uporabo porazdeljenih odlogov, ki jo dobimo kar z neposredno kombinacijo enačb (5) in (9):

$$I_t = \alpha + \sum_{i=0}^m \beta_i (F/p^I)_{t-i} + \gamma K_{t-1} + u_t \quad (10)$$

pri čemer imajo $\alpha, \beta, \gamma, u, i, m$ in t enak pomen kot v točki 1 tega poglavja. Naša naloga je oceniti koeficiente α, β_i in γ .

Kljub splošno priznanem vplivu pričakovanih dobičkov in s tem prihodnji vrednosti podjetja nasploh na gibanje investicijskega povpraševanja pa obstajajo nesoglasja med ekonomisti, kako pomemben je ta vpliv in če je smiselno zgraditi celotno teorijo le na tej spremenljivki⁷. Enačba se ponavadi ocenjuje na podlagi panelnih podatkov (angl. panel data), zbranih za podjetja v določeni državi, manj pogosto pa se uporablja za ocenjevanje investicij kot agregata. Preizkusi enačbe (ocene in napovedi) dajejo mešane rezultate – dobre v enih državah in slabše v drugih⁸, tako da jo je veljalo preizkusiti tudi na slovenskih podatkih. Kljub eksperimentiranju z različnimi dolžinami odlogov model denarnega toka zelo slabo pojasnjuje gibanje investicijskega povpraševanja, kar je delno tudi posledica kratke serije podatkov. Serija denarnega toka je namreč na voljo le od leta 1996 naprej. Tudi rezultatov te regresijske enačbe iz tega razloga ne predstavljamo.

1.2.3 NEOKLASIČNI MODEL INVESTICIJSKEGA POVPRÁŠEVANJA

Odgovor na pomanjkljivosti prejšnjih dveh modelov je neoklasični model (razvil ga je **D. Jorgenson** leta 1963), ki je od vseh najpogosteje uporabljan model ocenjevanja in napovedovanja investicijskega povpraševanja. Za razliko od prejšnjih dveh modelov je neoklasični model tudi prvi, ki izhaja iz eksplicitnega (statičnega) optimizacijskega postopka. To je še dodatno prispevalo k njegovi popularnosti glede na prevladujoče mišljenje ekonomistov, da bi morala vsaka ekonometrična enačba temeljiti na rigorozni matematično-teoretični osnovi.

Model temelji torej na klasičnem optimizacijskem postopku, kjer podjetje maksimizira svoj trenutni dobiček (π_t) ki je funkcija dohodka, stroška delovne sile in stroška kapitala:

$$\pi_t = P_t Y_t - w_t L_t - c_t K_t, \quad (11)$$

glede na omejitvene parametre neoklasične proizvodne funkcije:

$$Y_t = f(K_t, L_t), \quad (12)$$

kjer je P cena proizvoda, Y količina proizvodnje, w cena delovne sile, L delovne ure, c cena kapitala, K količina uporabljenega kapitala in t čas. Ob standardnih (neoklasičnih) poenostavitvah reševanja sistema (11) - (12) (npr. popolna konkurenca, neupoštevanje stroškov prilagajanja dejanskega kapitala željenemu, statična vloga tehnologije) in upošteva je Cobb-Douglasovo produkcijsko funkcijo ($Y_t = K_t^a L_t^{(1-a)}$), je rezultat optimizacije naslednja funkcijska zveza med željenim kapitalom in ostalimi parametri sistema:

$$K_t^* = a(P_t/c_t)Y_t. \quad (13)$$

Operativna neoklasična enačba za oceno investicijskega povpraševanja ima po kombinaciji enačb (5) in (13) in ob upoštevanju strukture porazdeljenih odlogov naslednjo obliko:

$$I_t = \sum_{i=0}^m a \beta_i (cY)_{t-i} + \delta K_{t-1}, \quad (14)$$

kjer a predstavlja izbrani parameter proizvodne funkcije, β_i predstavljajo parametre porazdeljenih odlogov, katerih vsota je enaka ena, $i = 0, 1, \dots, m$ pa število upoštevanih odlogov, izraz $P_t Y_t$ pa smo poenostavili v Y_t , ki tako predstavlja (narodni) dohodek. Da bi to enačbo dejansko lahko ocenili, potrebujemo še oceno cene stroškov kapitala, kar ni preprosta naloga, ker cena kapitala, ki ga podjetja nabavljajo, ni neposredno na voljo (tako kot na primer cena delovne sile - plača). Zato je treba ceno kapitala nekako oceniti. Tako je prevladala naslednja formulacija stroškov kapitala:

$$c_t = p_t^I (r_t + \delta_t) (1 - m_t - z_t) / (1 - d_t), \quad (15)$$

kjer imajo spremenljivke naslednji pomen: p_t^I je indeks cene novega kapitala, r_t je realna obrestna mera, δ_t je stopnja obrabe kapitala, m_t je stopnja davčne olajšave za investiranje, z_t je trenutna vrednost odbitkov v davčni napovedi podjetja na denarno enoto investicije, d_t je stopnja davka na poslovni dohodek, podpis t pa označuje vrednost spremenljivke v obdobju t . Iz enačb (12) in (13) je torej razvidno, da neoklasični model poveže povpraševanje po investicijah z dohodkom in posredno preko cene kapitala še z obrestno mero in davki.

Kljub kompleksni naravi investicijske funkcije in neposrednejšemu upoštevanju pomembnih spremenljivk, kot sta obrestna mera in davčna stopnja, pa je tudi neoklasična investicijska funkcija deležna precejšnje kritike. Le-ta se nanaša na njeno teoretično konsistentnost⁹ in tudi praktično aplikacijo. Z empiričnega vidika je funkcija problematična iz več razlogov. Na eni strani je zelo težko pravilno oceniti vrednost spremenljivke c_t oz. njenih komponent. Po drugi strani pa ocene kažejo zelo slabo odzivnost investicij na spremembe stroškov kapitala, kar je v nasprotju z mišljenjem velikega števila ekonomistov, ki menijo, da igrajo komponente stroškov kapitala dosti pomembnejšo vlogo, kot pa jo namigujejo rezultati neoklasične investicijske enačbe (glej npr. rezultate analize v Shapiro 1986). Tudi sicer so ocenjeni parametri velikokrat nestabilni in so zato napovedi modela lahko zelo nenatančne. Neoklasičnega modela na slovenskih podatkih nismo preizkusili zaradi pomanjkanja podatkov, potrebnih za izračun spremenljivke c_t .

1.2.4 TOBINOV Q MODEL

Teorija q , ki jo je leta 1936 prvi predstavil **J. M. Keynes** in leta 1968 nadgradil **J. Tobin**, predstavlja nekakšno nadgradnjo modela denarnega toka v smislu, da za pojasnjevanje gibanja investicij eksplicitno vključi informacije iz finančnih trgov. V modelu so neto investicije odvisne od razmerja med tržno vrednostjo poslovnega kapitala (V_t) in nadomestno vrednostjo trenutnega kapitala ($p_t^I K_t$), tako imenovanega razmerja povprečni q :

$$I_{n,t} = I(q_t), \quad q_t = V_t / p_t^I K_t. \quad (16)$$

Intuicija modela temelji na logiki opazovanja gibanja mejnega razmerja q (katerega vrednosti ne poznamo, zato ga merimo s povprečnim q), ki mora biti v ravnovesju enak ena. Z drugimi besedami to pomeni naslednje: tržno vrednost poslovnega kapitala, ki je oblikovana na podlagi pričakovane profitabilnosti investicijskih projektov podjetja, lahko razumemo tudi kot povpraševalno ceno podjetja. Imenovalec razmerja q pa lahko razumemo

kot ponudbeno ceno podjetja, saj je oblikovana na podlagi stroškov proizvodnje, le ti pa se ponavadi merijo z oceno vrednosti trenutnega kapitala. Če je torej razmerje med ponudbeno in povpraševalno ceno podjetja enako ena, potem podjetje pač nima motiva za investiranje, saj je v ravnovesju. Kakor hitro podjetje ugotovi, da je mejna vrednost razmerja q več kot ena, kar pomeni, da bi s povečanjem investicij za eno enoto uspelo povečati svojo tržno vrednost za več kot eno enoto, bo podjetje investiralo tako dolgo, dokler se q spet ne izenači z ena. Če je q manjši od ena, je za racionalno podjetje boljše, da dezinvestira. Na podlagi te logike zapišemo naslednjo investicijsko enačbo s porazdeljenimi odlogi:

$$I_t = a + \sum_{i=0}^m \beta_i (q-1)_{t-i} K_{t-i-1} + \delta K_{t-1} + u_t. \quad (17)$$

Kljub privlačni teoretični podlagi q modela pa je njegova empirična implementacija zelo problematična predvsem zaradi težavne ocene parametra q . Morda so prav zato njegovi empirični rezultati še najslabši od vseh predstavljenih modelov. Večina testov tega modela kaže, da parameter q pojasnjuje izredno majhen del gibanja investicijskega povpraševanja. Na slovenskih podatkih modela nismo preizkusili zaradi pomanjkljive podatkovne osnove za oceno vseh spremenljivk enačbe (17).

1.2.5 MODEL NA PODLAGI UPOŠTEVANJA PRILAGODITVENIH STROŠKOV

Model prilagoditvenih stroškov predstavlja pomemben odklon od logike modelov, predstavljenih v točkah 1 do 4 tega poglavja. Medtem ko le-ti temeljijo na pojasnjevanju gibanja investicij posredno preko determinant optimalne količine željenega kapitala (glej izhodiščno enačbo (5), se ta model zraven optimalnega kapitala loti tudi neposrednega pojasnjevanja samih (optimalnih) investicij. Druga pomembna lastnost modela je, da z metodo dinamične optimizacije¹⁰ uspe eksplicitno upoštevati pomembni determinanti dinamike gibanja investicij: pričakovanja in tehnološki šok.

Dinamični aspekti tehnologije in pričakovanj na vpliv investicij se v tem modelu upoštevajo preko predpostavke, da v času, ko podjetje investira, nastajajo tako imenovani prilagoditveni stroški (npr. stroški zaradi motenj v trenutni proizvodnji, stroški izobraževanja delavcev ipd.), katerih komponenta je tudi tehnološki šok. Prilagoditveni stroški so konveksna naraščajoča (i.e., kvadratna) funkcija investicij in kapitala in se merijo z vrednostjo tekoče proizvodnje, ki se ji je moralo podjetje odreči zaradi usmerjanja sredstev v investicijo. Naraščajoča narava mejnih prilagoditvenih stroškov prisili podjetje v previdnost pri investiranju, da, na eni strani, ne akumulira preveč kapitala naenkrat (ker bi to bilo zelo drago), po drugi strani pa bi prepočasno akumuliranje kapitala pomenilo izgubo potencialnega dobička (Chirinko 1993).

Obstaja veliko variant končnih empiričnih enačb teh modelov, kar je odvisno od izbrane funkcijske oblike enačb proizvodne funkcije, prilagoditvenih stroškov in specifikacije pričakovanj. Na podlagi pričakovane proizvodnje (zajete s proizvodno funkcijo $Y(I_t, K_t; \tau_t)$) pričakovanih cen proizvodnih faktorjev (zajetih v izrazih $w_t L_t$ in $p_t^I I_t$) in naraščajočih mejnih prilagoditvenih stroškov (zajetih v funkciji $C(I_t, K_t; \tau_t)$) z uporabo metode dinamične optimizacije dobimo (Eulerjevo) enačbo, ki pove, kakšna je optimalna dinamika investicijskega povpraševanja, da bi podjetje maksimiziralo svoj pričakovani dobiček π_t :

$$\pi_t = Y(L_t, K_t; \tau_t) - C(I_t, K_t; \tau_t) - w_t L_t - p_t^I I_t, \quad (18)$$

kjer τ_t predstavlja tehnološki šok. Podjetja maksimizirajo (18) tako, da v vsakem obdobju t simultano izbirajo nivo I_t , K_t in L_t , upoštevaje naslednjo omejitev - identiteto, ki smo jo enkrat že zapisali (glej enačbo (3)¹¹):

$$I_t = K_t - (1 - \delta) K_{t-1}. \quad (19)$$

Eulerjeva enačba, ki jo dobimo, ko rešimo sistem (18) – (19), opisuje optimalno gibanje investicij kot neposredno funkcijo mejne produktivnosti kapitala (MPK), pričakovanih sprememb cen novega kapitala ($p_t^I - p_{t+1}^I$), parametrov funkcij Y in C ter obrabe kapitala. Tehnološki šok (τ_t) in napake pričakanj so v enačbo vključeni posredno preko reziduala, obrestne mere pa posredno preko izraza za MPK. Zaradi njene kompleksne strukture, in ker bi to zahtevalo pojasnjevanje podrobnosti, ki so posledica reševanja sistema dinamične optimizacije, bomo zapis Eulerjeve enačbe na tem mestu izpustili¹².

Empirično ocenjevanje Eulerjeve enačbe zahteva uporabo kompleksnejših ekonometričnih metod, kot so uporaba instrumentalnih spremenljivk in procedure splošne metode momentov (Generalized Method of Moments, GMM). Sicer pa je za njegovo uspešno uporabo ključnega pomena izbira primernih instrumentalnih spremenljivk, na kar se nanaša tudi glavna kritika tega modela. Tudi pri tem modelu so investicije dosti občutljivejše na spremenljivke, povezane z dohodkom, kot pa na različne cene, ki nastopajo v modelu. Kljub precej mešanim rezultatom napovedovanja in velikokrat komplicirani interpretaciji le-teh, je ta vrsta modela trenutno na vrhu raziskovalne liste investicijskih modelov. To je predvsem zaradi tega, ker velja splošno prepričanje, da so prejšnji modeli preveč preprosti, da bi lahko zajeli tako dinamična gibanja, kot jih imajo investicije, in da je to možno predvsem z vpeljavo dovolj zapletene strukture. Tudi tega modela na slovenskih podatkih nismo ocenili zaradi neustrezne podatkovne podlage.

1.2.6 MODEL NA PODLAGI EFEKTIVNE DAVČNE STOPNJE IN MODEL UPOŠTEVANJA STROŠKOV FINANCIRANJA

Model na podlagi učinkovite davčne stopnje, ki ga je leta 1982 razvil **M. Feldstein**, je zanimiv zato, ker povezuje neto investicije neposredno z indikatorji količine proizvodnje in davki ter tako predstavlja alternativni način integriranja davkov v model investicij. To uspe preko kategorije cene kapitala, ki jo v tem modelu predstavlja realni neto donos kapitala ($RNDK_t$), definiran kot povprečni donos lastnikov kapitala podjetja, zmanjšan za stopnjo obrabe in za učinkovite davke. Takšna definicija predstavlja učinkovito merilo vpliva davka na ponudbo kapitala. Kot indikator količine proizvodnje je Feldstein uporabil indeks izkoriščenosti kapacitete proizvodnje (IKP_t), da bi zajel vplive gibanja povpraševanja na investicije. Da bi vključil še dinamično razmerje med investicijami in pojasnjevalnimi kategorijami, je z upoštevanjem eno-periodnega odloga in stohastičnega reziduala (u_t) dobil naslednjo regresijsko zvezo:

$$I_{n,t}/Y_t = \alpha + \beta RNDK_{t-1} + \gamma IKP_{t-1} + u_t, \quad (20)$$

kjer so neto investicije deljene še z dohodkom (Y_t), da se izloči trend in

prevede spremenljivke na primerljive enote. Parametri α, β, γ pa so koeficienti, ki jih z regresijsko enačbo ocenjujemo.

Tudi model upoštevanja stroškov financiranja je razvil Feldstein in je podoben prejšnjemu v tem, da povpraševanje po neto investicijah poveže z istim indikatorjem količine proizvodnje (IKP), a ga kombinira s preprostim mehanizmom tehtanja razlike med potencialnim neto dohodkom investicije (MPND) in pričakovanimi stroški finančnih sredstev zanje (SF):

$$I_{n,t}/Y_t = \alpha + \beta (\text{MPND}_{t-1} - \text{SF}_{t-1}) + \gamma \text{IKP}_{t-1} + u_t, \quad (21)$$

Če so potencialni dohodki večji od stroškov financiranja, se bo podjetje odločilo za investicijo, kar bo pozitivno vplivalo na rast neto investicij, sicer pa ne.

Oba Feldsteinova modela sta doživela velike kritike. Čeprav v nasprotju z neoklasično teorijo avtor sam najde zelo močno povezavo investicij s spremenljivkami cene kapitala (i.e., RNK_{t-1} in $\text{MPND}_{t-1} - \text{SF}_{t-1}$), so neodvisni testi drugih ekonomistov njegove rezultate ovrgli (Chirinko 1993). Prav tako modela ne temeljita na novi eksplicitni teoriji, ampak predvsem redefinirata kategorije, ki so jih upoštevali že prejšnji modeli. Modela na slovenskih podatkih nismo preizkušali iz istih razlogov kot prej, to je, nerazpoložljivih podatkov.

1.2.7 MODEL VEKTORSKE AVTOREGRESIJE

Modeli vektorske avtoregresije oz. VAR modeli predstavljajo najnovejšo in najmanj raziskano skupino modelov investicijskega povpraševanja. Bistvo VAR modelov je v njihovem nestrukturiranem pristopu, ki gradi na dejstvu, da kljub kompleksni strukturi zgornjih modelov, le-ti niso sposobni zadovoljivo specificirati dinamičnosti gibanja investicij. Zagovorniki nestrukturiranega pristopa trdijo, da je eden od razlogov za to v enostranskem dožemanju odvisnosti investicij od kategorij, ki naj bi nanje vplivale. Ni namreč nujno, da gre smer odvisnosti od BDP, dobička, cen, povpraševanja in davkov k investicijam, temveč velja tudi obratna povezava, to je, da ima tudi gibanje investicij vpliv na zgoraj naštete spremenljivke. To pomeni, da so vse spremenljivke endogene in da je vsaka spremenljivka v sistemu funkcija svojih lastnih odloženih vrednosti in odloženih vrednosti vseh drugih spremenljivk v sistemu. Matematično splošni VAR model zapišemo takole:

$$y_t = \sum_{i=1}^m A_i y_{t-i} + B x_t + u_t, \quad (22)$$

kjer je y_t vektor endogenih spremenljivk, x_t je vektor morebitnih eksogenih spremenljivk, A_1, \dots, A_m in B so matrike koeficientov, ki jih ocenjujemo, u_t pa je vektor rezidualov. Ko ocenjujemo VAR model, imamo torej opravka s sistemom enačb, ki ima toliko enačb, kolikor je endogenih spremenljivk.

Empirični raziskovalec lahko brez predhodnih zapletenih optimizacijskih procesov ali drugih eksplicitnih prilagoditvenih mehanizmov v sistem vključi vsako variabla, za katero ima razloge, da je endogeno ali eksogeno povezana z investicijami. Tudi izbor števila odlogov je prepuščen raziskovalcu na podlagi značilnosti podatkov, s katerimi ima opravka. Dobra lastnost VAR modela investicijskega povpraševanja je tudi v tem, da

spremenljivka lahko nazorno pokaže svoj vpliv posredno preko katere druge endogene spremenljivke, vključene v model, četudi nima neposrednega vpliva na investicije. Na primer, pri Tobinovem q modelu smo omenili, da v nasprotju s pričakovani spremenljivka q nima posebnega vpliva na investicije, z VAR modelom pa so raziskave pokazale, da q vendarle ima pomemben posredni vpliv na investicije (glej Chirinko 1993, str. 1882). Z VAR modelom se prav tako ognemo potencialnim nepravilnim specifikacijam investicijske funkcije, če le-ta izvira iz katerega koli procesa optimizacije. Za rešitev takšnih sistemov moramo namreč ekonomisti uporabiti številne vprašljive poenostavitve in predpostavke, ki imajo za posledico nepravilne formulacije modelov.

VAR model je doživel zelo malo empiričnih testov, ki nam neposredno niso bili dostopni. Zato tudi ne komentiramo o njihovi kvaliteti. Zaradi njegove svobodne strukture pa smo ocenili, da bi bil model VAR zelo uporaben za ocenjevanje slovenskih investicij. Rezultate bomo predstavili in komentirali v poglavju 2.

S tem zaključujemo pregled alternativnih teorij investicijskega povpraševanja. Že samo veliko število le-teh morda kaže na to, kako težko je zadovoljivo spremljati dinamiko investicij. Rezultati teorij so mešani in za nobeno ni mogoče trditi, da je absolutno boljša od druge¹³. Njihova kvaliteta je močno odvisna od kvalitete samih podatkov in tudi časovnih obdobj, v katerih raziskovalec modele testira. Na splošno bi kljub temu lahko rekli, da imajo spremenljivke, povezane s količino ali vrednostjo proizvodnje, občutno večji vpliv na gibanje investicij kot pa spremenljivke, povezane s ceno kapitala (Chirinko 1993). Pomembna značilnost empiričnih testov zgornjih modelov je tudi ta, da dobra ocena modela ne pogojuje dobre napovedi. Veliko testov je namreč pokazalo na velik razkorak med oceno modelov in njihovo sposobnostjo napovedovanja.

Morda se je prav zaradi vseh problemov "čistih" teoretičnih modelov (slaba kvaliteta ocene in napovedovanja, komplicirani postopki regresije, nepopolni podatki) za praktične aplikacije investicijskih modelov razvilo veliko modelov, ki poenostavljeno kombinirajo ideje zgornjih teorij in dodajo še spremenljivke, za katere raziskovalec oceni, da so pomembne. Na primer, Faini in Schiantarelli za Italijo (v Weiserbs, 1985) pojasnjujeta gibanje investicij v osnovna sredstva z naslednjimi spremenljivkami: pričakovana stopnja rasti proizvodnje, trenutna kapaciteta proizvodnje, masa plač, cena investicijskih dobrin, obrestna mera, število delovnih ur in odložene investicije. Weiserbs (Weiserbs, 1985) za potrebe napovedovanja investicij po različnih državah Evropske Unije razvije enačbo, kjer kombinira ideje neoklasičnega modela z dodatnimi spremenljivkami. Investicije so tako funkcija različnih odlogov spremenljivk vrednosti proizvodnje, razmerja med investicijskim deflatorjem in dodano vrednostjo, izkoriščenosti kapacitet proizvodnje, deleža plač v dohodku in preteklih investicij.

V nadaljevanju bomo predstavili poizkuse ekonometričnega modeliranja slovenskih agregatnih investicij. Predstavili bomo dva modela, ki bi ju, kar se izbora spremenljivk tiče, prav tako lahko uvrstili v pravkar omenjeno skupino modelov poenostavljenih kombinacij naštetih teorij. Čeprav smo se pri izbiri spremenljivk seveda zgledovali po opisanih modelih, je bil izbor odvisen izključno od razpoložljivosti ustrezne frekvence podatkov. Tudi definicije razpoložljivih spremenljivk smo prilagodili slovenskim podatkom.

2 EKONOMETRIČNA ANALIZA INVESTICIJ V OSNOVNA SREDSTVA V SLOVENIJI

2.1 PROBLEMI OCENJEVANJA IN NAPOVEDOVANJA INVESTICIJ Z EKONOMETRIČNIM MODELOM V SLOVENIJI

Kvaliteta ekonometrične analize je odvisna od treh dejavnikov: modela, metode ocenjevanja modela in kvalitete podatkov. Velikokrat so prav podatki tisti, ki predstavljajo najbolj omejujočo komponento analize. Ker je to za primer slovenskih investicij še posebej očitno, smo to točko v celoti posvetili podatkovni problematiki. V grobem bi te probleme lahko uvrstili v naslednje skupine: nizka frekvenca razpoložljivih serij, nerazpoložljivost serij, nekonsistentnost serij in nestabilnost serij.

Ker so statistične zakonitosti, na katerih temelji vsa ekonometrična analiza, izpeljane iz obnašanja velikega vzorca brezhibnih podatkov, je za pravilnost ekonometričnega modela velikost serije podatkov še posebej pomembna. Večina modelov investicijskega povpraševanja iz literature, ki nam je bila na voljo, je zgrajena na letnih podatkih. Če jih je dovolj, nam takšni podatki ponavadi dajo najbolj konsistentne rezultate pa tudi razpoložljivost podatkov je največja na letni ravni. Slednje velja tudi za Slovenijo, vendar za analizo slovenskih investicij v osnovna sredstva podatki na letni ravni ne pridejo v poštev, saj bi v tem primeru operirali le s serijo največ devetih podatkov (od leta 1991 do 1999). Pri prehodu na mesečne ali kvartalne podatke pa se takoj srečamo s problemom nerazpoložljivosti serij. Problem je najakutnejši prav pri spremenljivki investicije v osnovna sredstva. Za agregatne bruto **investicije v osnovna sredstva** je namreč na voljo le letni podatek Statističnega urada republike Slovenije (v nadaljevanju SURS)¹⁴. Ker bi za kakršnokoli resno ekonometrično analizo potrebovali kvartalne podatke, smo se morali ozreti po alternativnih virih podatkov za spremljanje investicijskega povpraševanja po osnovnih sredstvih. Najbližji približek, ki nam je na voljo, je mesečni podatek Agencije za plačilni promet (v nadaljevanju APP) **plačila za investicije**. Zaradi tega so vsi naslednji modeli zgrajeni na ocenjevanju vrednosti bruto investicij v osnovna sredstva posredno preko ocenjevanja plačil za investicije. Ker je razlika med tema dvema podatkoma precejšnja, predstavlja to resen problem za uspešno ocenjevanje in napovedovanje gibanja agregata investicij.

Razlika med podatkoma je vrednostne in vsebinske narave. Vrednost bruto investicij v osnovna sredstva po SURS-u je dejanska vrednost investicij ob njihovi uresničitvi ne glede na denarna sredstva, ki bodo ali ki so bila izplačana v ta namen. Podatek APP, plačila za investicije, pa so denarna sredstva izplačana v namen investiranja ne glede na čas graditve ali nabave. Podatki o **vrednosti investicij** zajemajo (povzeto iz Statističnega letopisa 1999, str. 451):

- nakupe lastnih osnovnih sredstev v tekočem letu (dokončane in nedokončane gradnje, izdelavo in nakup zgradb, opreme in drugega), ne glede na to, ali so bili v poročevalskem letu plačani ali ne;
- lastno izgradnjo in pridobitev osnovnih sredstev;
- nabavno vrednost osnovnih sredstev v finančnem zakupu (lizing).

V **plačila za investicije** pa štejejo (povzeto iz Statističnega biltena 11, 1999, str. 66):

- izdatki z žiro in drugih računov pravnih oseb za pridobitev opredmetenih osnovnih sredstev;
- izdatki za pridobitev neopredmetenih dolgoročnih sredstev;
- plačila za investicije iz investicijskih posojil bank.

Pomembna razlika med podatkom je tudi ta, da je medtem ko plačila za investicije obsegajo podatke, zbrane iz računov pravnih oseb, v vrednost investicij v osnovna sredstva, zbrana iz poročevalskih enot zasebnega sektorja, pravnih oseb v družbeni in zasebni lasti ter obsega tudi stanovanjsko gradnjo občanov. Plačila za investicije so torej vsebinsko dosti revnejši podatek od podatka o vrednosti investicij tudi zato, ker zajemajo dosti manjšo poročevalsko bazo in zato ne daje dovolj informacij o prirastu novega kapitala v gospodarskem sistemu. Gibanje njunih realnih vrednosti in realnih stopenj rasti je razvidno iz tabele 1 in pripadajočih slik 1a in 1b.

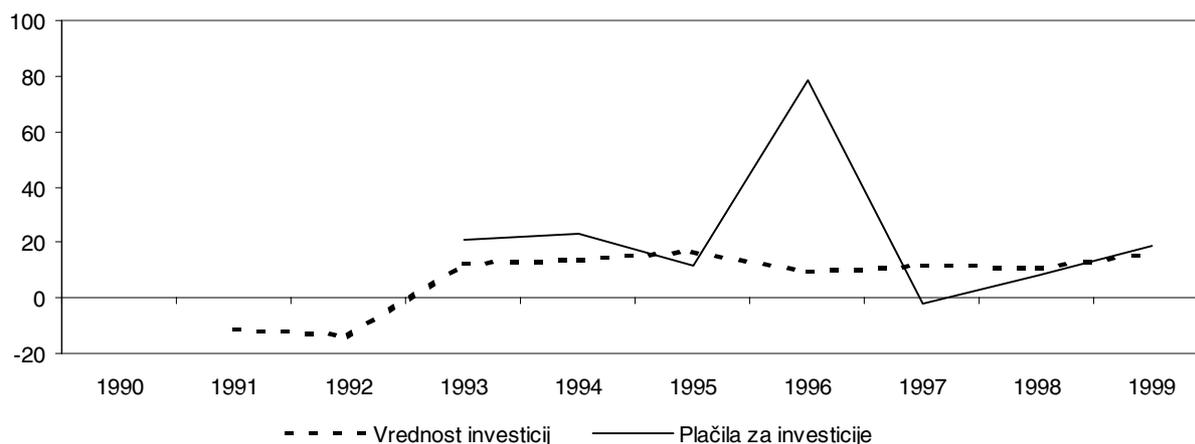
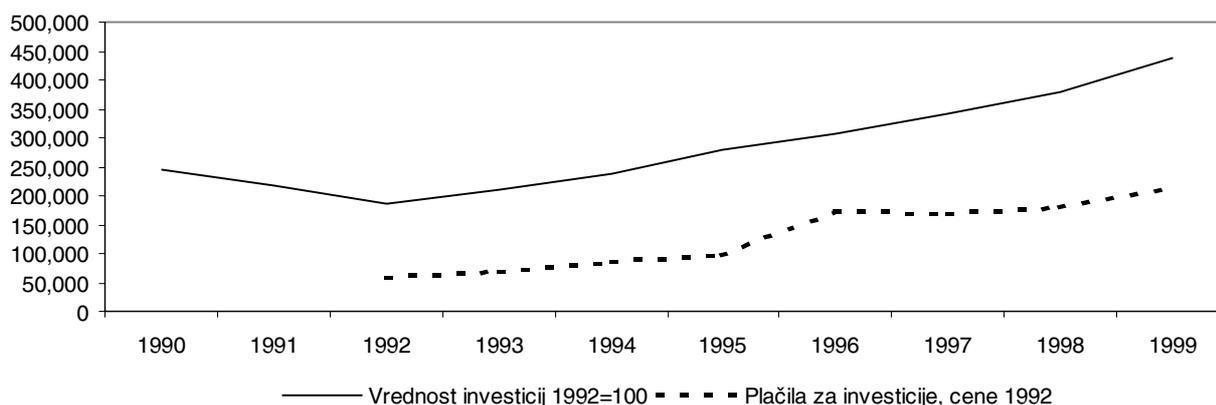
Podroben ogled plačil za investicije kaže na nepričakovano velik porast plačil v letu 1996, kar je posledica dveh dejavnikov: spremembe šifriranja podatkov za investicije pri APP in vključevanja nakupov lastniških deležev podjetij, ki so se prikazovala kot plačila za investicije, čeprav z makroekonomskega vidika niso bila¹⁵. Tako velik skok predstavlja veliko motnjo v kontinuiteti časovne vrste in še bolj otežuje problem napovedovanja investicijskega povpraševanja posredno preko plačil za investicije. Problem je najočitnejši na letnih podatkih, ker se vplivi motnje na podatkih z večjo frekvenco porazdelijo po časovnih obdobjih in so zato manj očitni. Ne glede na to pa smo težavo v vseh modelih morali omiliti, kar smo naredili z uvedbo slepe spremenljivke.

Tabela 1.: Bruto investicije v osnovna sredstva in plačila za investicije v letih 1990 - 1999 (v mio SIT in cenah iz leta 1992)

	Vrednost investicij	Rast vrednosti investicij, v %	Plačila za investicije	Rast plačil za investicije, v %
1990	245,905			
1991	217,620	-11.5		
1992	187,450	-13.9	58,068.2	
1993	209,941	12.0	70,272.3	21.0
1994	239,601	14.1	86,347.2	22.9
1995	279,883	16.8	96,134.5	11.3
1996	305,613	9.2	171,373.7	78.3
1997	340,278	11.3	167,276.8	-2.4
1998	377,913	11.1	180,279.2	7.8
1999	438,725	16.1	214,054.0	18.7

Vir: SURS, APP.

Dotaknimo se še problema nerazpoložljivosti podatkov oz. nizke frekventnosti podatkov drugih spremenljivk, ki smo jih srečali pri opisu teoretičnih modelov v poglavju 1.2. Pri tem imamo v mislih spremenljivke zaloga kapitala (K), stroški kapitala (c), Tobinov q, izkoriščenost proizvodnih kapacitet, neto donos kapitala, stopnja dobička, investicijski deflator. Podatki, kot so kapital in dobiček, na katerih temelji izračun veliko drugih

Slika 1a: Realne stopnje rasti bruto investicij v osnovna sredstva in plačil za investicije**Slika 1b:** Bruto investicije v osnovna sredstva in plačila za investicije

spremenljivk, so sicer na voljo, vendar samo na letni ravni. Za pridobitev njihovih vrednosti na kvartalni ravni bi morali njihovo kvartalno dinamiko nekako oceniti. Ker menimo, da bi bila takšna ocena preveč arbitrarna (in dolgotrajna), smo te spremenljivke iz analize izpustili in gradili model na podatkih, ki so nam bili na voljo na kvartalni ravni. Žal je bil zato izbor spremenljivk močno okrnjen in rezultati morda temu primerno skromnejši.

2.2 KRITIČNA OCENA OBSTOJEČEGA MODELA OBNAŠANJA INVESTICIJ V SLOVENIJI

Že v uvodu smo omenili, da v slovenskem prostoru že obstaja študija, ki se ukvarja z raziskovanjem determinant investicijskega povpraševanja. To je študija avtorjev **Križaniča in Oplotnika** (v nadaljevanju le študija, glej seznam uporabljene literature) z naslovom Model investicijskega obnašanja v pogojih liberalizacije menjave in gibanja kapitala v Evropi. Namen tega poglavja je podati njeno kritično oceno in s tem argumentirati potrebo po nadaljnjem raziskovanju tako pomembnega področja, kot je povpraševanje po investicijah. Čeprav je tema študije širša kot tukaj, je osnova analize model investicijskega povpraševanja in naš komentar se nanaša le na ta del študije (na poglavje 3.2).

Bralcu, ki ni seznanjen s podrobnostmi te študije, na kratko povejmo, da gre za model investicijskega povpraševanja zgrajenega na mesečnih podatkih, na podlagi katerega avtorja testirata obnašanje agregata investicij in nekaterih drugih kategorij v različnih pogojih mednarodne menjave v Evropi. Model agregatnega investicijskega povpraševanja je sestavljen iz enajstih enačb: enačbe, ki pojasnjuje gibanje vrednosti agregatnih investicij kot determinante plačil za investicije, investicij v stanovanjsko gradnjo fizičnih oseb in spremembe zalog; enačb, ki pojasnjujeta gibanje plačil za investicije in investicij v stanovanjsko gradnjo; in ostalih osem enačb, ki pojasnjujejo gibanje različnih endogeniziranih spremenljivk, ki so sicer kot eksogene vključene v enačbi za plačila za investicije in za investicije v stanovanjsko gradnjo. Ta zadnji sklop enačb se nanaša na endogenizirane spremenljivke, kot so vrednost gradbenih del, obseg proizvodnje za investiranje v industriji, uvoz investicijske opreme in sklop spremenljivk tujih tokov financiranja (neposredne tuje investicije, portfeljske naložbe, vloge prebivalstva v tuji valuti, finančna posojila bank in podjetij, pridobljena v tujini in komercialni krediti, dani uvoznikom v tuji valuti).

Začnimo z **oceno pri podatkovni problematiki**, obravnavani v prejšnjem poglavju, nizka frekventnost podatkov. Le-to sta avtorja rešila na precej dvomljiv način, tako z vidika spremljanja dinamike sistema kakor tudi z ekonometričnega stališča. Ker celotna študija gradi na mesečnih podatkih, sta avtorja problem poenostavila tako, da sta razpoložljive letne in kvartalne podatke spremenila v mesečne tako, da sta izvirne podatke enostavno razdelila na odgovarjajoče število časovnih obdobj. Menimo, da je takšna poenostavitev zelo vprašljiva iz dveh razlogov. Prvi tiči v smiselnosti ekonometrične analize na podatkih z umetno dinamiko, ki je poenostavljena celo do te mere, da gibanje spremenljivk prisili v stopničasto obliko, dolžine, odvisne od razpoložljivosti izvornih podatkov. Smisel ekonometrične analize je v tem, da pojasni kompleksno dinamiko odvisne spremenljivke z dinamiko gibanja neodvisnih spremenljivk, in če je le-ta umetna, potem je rezultat analize vprašljiv ali celo nepravilen. Drugi razlog pa tiči v smislu spremljanja investicij na nivoju mesečne dinamike nasploh. Če odmislimo pomanjkanje podatkov, je glede na visoko stopnjo variabilnosti investicij, na kompleksno povezanost z ostalimi ekonomskimi kategorijami (glej poglavje 1) in tudi na tranzicijsko naravo razpoložljivih podatkov v Sloveniji (ki imajo tudi sicer največ šuma na mesečni ravni), spremljanje investicij na mesečni ravni neprimerno, ker ne zajame njihove dolgoročne dinamike dovolj natančno. Zato je primernejša analiza na letni oz. kvartalni ravni, kar je razvidno tudi iz študij v tuji literaturi.

Drugi problem študije se prav tako nanaša na **obravnavanje podatkov v modelu**. Iz enačb ekonometričnega modela in opisa uporabljenih spremenljivk je razvidno, da se v modelu hkrati uporabljajo nominalne in realne vrednosti spremenljivk. Na primer, enačba za oceno agregatnih investicij ima za odvisno spremenljivko vrednost investicij po tekočih cenah, za neodvisne pa so izbrane spremenljivke: deflacionirana in desezonirana plačila za investicije, število dograjenih stanovanj in sprememba zalog podjetij, merjena v tekočih cenah. Iz povedanega sledi, da je model grajen na nekonsistentnih podatkih. Zaključki, temelječi na analizi, kjer nominalno vrednost odvisne spremenljivke ocenjujemo na podlagi delno realnih in delno nominalnih podatkov, so vprašljivi, nenatančni in z veliko verjetnostjo nepravilni.

Tretji sklop kritike se nanaša na **izbor spremenljivk** s pomenskega in ne

s podatkovnega vidika. Pri tem imamo v mislih predvsem spremenljivke tako imenovanih komponent tujih finančnih tokov v enačbi plačil za investicije. Razen površne definicije spremenljivk¹⁶ menimo, da njihova vključitev v model ni zadostno argumentirana. Te komponente so v model vključene z argumentom, da "...pojasnjujejo vir financiranja (spremenljivke kažejo, ali je oblikovanje kapitala (K) financirano pretežno s tujim ali domačim kapitalom, oziroma ali so financirane investicije z dolžniškimi ali lastniškimi instrumenti finančnega trga)", Križanič in Oplotnik, 1999, str. 32. Iz spremljanja podatkov o financiranju naložb v Sloveniji, ki so na voljo v Statističnem letopisu (1999, str. 454), je razvidno, da so finančni krediti med leti 1993 in 1997 v povprečju prispevali le 15.3% sredstev, medtem ko se je večina investicij financirala iz lastnih sredstev (75.8% v povprečju za isto časovno obdobje).

Čeprav to še ne pomeni, da podjetja ne želijo investirati iz dolžniških virov, saj jim morda le-ta niso dostopna (ker so predraga ali ker podjetje ne izpolnjuje pogojev, ki jih postavlja kreditor), menimo, da je zato spremljanje odvisnosti investicij od možnosti financiranja zelo pomembno¹⁷, vendar s preudarno izbranimi spremenljivkami. Le-te bi morale zajeti možnosti dolžniškega financiranja podjetij ne samo v tujini, ampak tudi doma. S temo vpliva finančnih omejitev in vlogo likvidnosti na povpraševanje po investicijah se ukvarja vrsta novejših člankov (npr. Chirinko 1996, Caballero 2000), saj problematika predstavlja enega najnovejših razvojnih dogodkov v raziskovanju investicij. V literaturi obstaja še precej nejasnosti, s katerimi spremenljivkami korektno meriti finančne omejitve, pri čemer se najpogosteje uporabljata denarni tok kot merilo razpoložljivega notranjega kapitala in cena kapitala kot mera stroškov zunanjega financiranja.

Dotaknimo se še **enačbe investiranja prebivalstva**, ki je bila v modelu spremljana preko stanovanjske gradnje fizičnih oseb. Tudi ta spremenljivka je vključena v model pod napačnim imenom, saj dejansko, sodeč po primerjavi podatkovne priloge in uradnih statističnih podatkov, predstavlja površino dograjenih stanovanj fizičnih oseb. Sicer pa tudi izbor spremenljivk v tej enačbi zahteva kritično oceno, pri čemer je še posebej vprašljiv vpliv spremenljivk obsega industrijske proizvodnje in neposredne tuje investicije na gibanje povpraševanja prebivalcev po stanovanjih. Vprašljivi sta tudi spremenljivki donos podjetij in aktivne obrestne mere. Namreč, če je namen enačbe spremljati investiranje prebivalstva, potem vključevanje spremenljivke donosa podjetij ne najde pravega mesta. Ker avtorja sama nista posebej argumentirala nobene spremenljivke v tej enačbi, je to prepuščeno bralcu samemu. Možna razlaga za vključitev indikatorja donosa podjetij bi torej bila, da s tem posredno merimo dohodke prebivalstva kot izvor potencialnih finančnih sredstev za investicijo v stanovanje. V ta namen pa je v enačbo že vključena primernejša spremenljivka masa plač, kar pomeni, da avtorja merita isto stvar z dvema spremenljivkama. Prav tako bi v kontekst enačbe investiranja prebivalstva namesto aktivne obrestne mere bolj ustrezala obrestna mera za dolgoročna posojila za stanovanjsko gradnjo prebivalstvu.

Enačb endogeniziranih spremenljivk ne komentiramo, ker jih nismo tako podrobno preučili, saj niso direktno povezane s predmetom tukajšnje analize.

Zadnja kritika gre na račun **tehnične izvedbe** ekonometrične analize. S

tega vidika vidimo problem v dejstvu, da model gradi na podatkih, ki niso (vsi) stacionarni. Nestacionarnost je resen problem, skoraj praviloma prisoten pri analizi časovnih vrst, in če se ne odpravi, ima za posledico nepravilne rezultate (angl. spurious results). Nestacionarnost se ponavadi odpravlja s transformacijo podatkov, pri čemer je najpogostejša oblika diferenciranje podatkov, to je transformacija s prvo razliko (npr. namesto absolutnih podatkov, y_t, y_{t-1}, \dots , operiramo z njihovo prvo razliko, $y_t - y_{t-1}, y_{t-1} - y_{t-2}, \dots$), lahko pa jo odpravljamo tudi z logaritmiranjem podatkov ali s transformacijo z razliko višje stopnje. Čeprav so vse spremenljivke, upoštevane v študiji, logaritmirane, pa smo preverili, da jih veliko ni stacionarnih, kar še dodatno zmanjšuje relevantnost rezultatov.

Iz povedanega sledi, da obstaja kar nekaj razlogov za vprašljivost rezultatov Križaničeve in Oplotnikove študije. Delno je to razvidno tudi iz indikatorjev kvalitete ocene enačb (R^2), ki so, kljub upoštevanemu velikem številu pojasnjevalnih spremenljivk in njihovi pretežni statistični značilnosti dokaj slabi (v povprečju je R^2 znašal 65%).

Sledi model investicijskega povpraševanja, v katerem se bomo ognili gornjim pomanjkljivostim in predstavili model, ki bo bolj konsistenten in s tem primernejši za napovedovanje.

2.3 MODEL INVESTICIJ V OSNOVNA SREDSTVA

Primarni cilj naše analize je podati ustrezno oceno in napoved gibanja investicij v osnovna sredstva. Ker imamo za to na voljo le letne podatke, smo vrednost investicij v osnovna sredstva ocenjevali preko spremenljivke plačila za investicije, ki se v enačbi investicij v osnovna sredstva pojavlja kot endogenizirana eksogena spremenljivka. To pomeni, da je ocenjevanje in napovedovanje vrednosti investicij potekalo v dveh fazah. Najprej smo ocenili kvartalno enačbo plačil za investicije in iz napovedi, ki smo jih pri tem dobili, izračunali plačila za investicije na letni ravni. V drugi fazi smo potem ocenili enačbo vrednosti investicij v osnovna sredstva (ISURS) naslednje oblike:

$$ISURS_t = C_1 ISURS_{t-1} + C_2 \tilde{I}. \quad (23)$$

Vidimo, da ima zgornja enačba le dve neodvisni spremenljivki: odložene vrednosti spremenljivke vrednost investicij (ISURS) in ocenjena plačila za investicije (\tilde{I}). Ker je enačba ocenjena na podlagi serij, ki vsebujejo le osem podatkov (od leta 1992 do 1999) in ki niso stacionarne, so njeni rezultati vprašljivi. Kljub temu smo tak pristop uporabili zato, ker nismo našli primernejše metode za aproksimacijo gibanja plačil za investicije na gibanje vrednosti investicij v osnovna sredstva. Odloženo vrednost ISURS smo v model vključili zato, ker je analiza korelograma pokazala, da je spremenljivka korelirana prve stopnje¹⁸. Jedro modela investicij v osnovna sredstva je torej ocena enačbe plačil za investicije.

Že v poglavju 1.1 smo omenili, da investicije v osnovna sredstva zajemajo tudi stanovanjsko gradnjo, zato bi načeloma v enačbi (23) morali upoštevati tudi to kategorijo. Vendar te spremenljivke kot endogenizirane eksogene v model (23) nismo vključili zato, ker bi bila ocena enačbe povpraševanja po stanovanjih zelo težavna zaradi pomanjkanja pomembnih pojasnjevalnih spremenljivk. Te so, na primer, indeks stroškov stanovanjske gradnje kot

element ponudbe stanovanj ter demografski dejavniki in indeks gibanja stroškov najemnin kot elementi povpraševanja po stanovanjih¹⁹.

V nadaljevanju bomo predstavili dve različici enačbe plačil za investicije. Obe temeljita na analizi vpliva istega seta spremenljivk, le da so te enkrat izražene v stopnjah rasti, drugič pa uporabljamo nivojske podatke. Preden pa se lotimo prikaza konkretnih enačb plačil za investicije, opišimo uporabljene spremenljivke in argumentirajmo njihovo vključitev v naslednji enačbi. Kot odvisne se v modelu pojavljajo tri spremenljivke, katerih uporabo v modelu smo že argumentirali v uvodnem odstavku tega poglavja:

- **I**, realna izplačila za investicije (v cenah industrijskih izdelkov iz leta 1992), v mio SIT,
- **IR**, rast realnih izplačil za investicije,
- **ISURS**, realna vrednost investicij v osnovna sredstva (v cenah iz leta 1992), v mio SIT.

Med različnimi potencialnimi dejavniki investicij smo se odločili v enačbah testirati naslednje spremenljivke:

- **BDP**, realni bruto domači proizvod (v cenah iz leta 1992), v mio SIT,
- **BDPR**, stopnje rasti realnega bruto domačega proizvoda,
- **DT**, realni denarni tok (v cenah industrijskih proizvajalcev iz leta 1992), v mio SIT,
- **DTR**, stopnje rasti realnega denarnega toka,
- **DOB**, realni davek na dobiček (v drobnoprodajnih cenah iz leta 1992), v mio SIT,
- **DOBR**, stopnje rasti davka na dobiček,
- **DUMMY**, slepa spremenljivka, ki je v letu 1996 enaka ena, v ostalih letih pa je enaka nič,
- **GRAD**, vrednosti gradbenih del (v cenah industrijskih izdelkov iz leta 1992), v mio SIT,
- **GRADR**, rasti realnih vrednosti gradbenih del,
- **MPLA**, realna masa plač (v drobnoprodajnih cenah iz leta 1992), v mio SIT,
- **MPLAR**, stopnje rasti realne mase plač,
- **OMG**, aktivne realne dolgoročne obrestne mere gospodarstvu,
- **OMGR**, stopnje rasti aktivnih dolgoročnih obrestnih mer gospodarstvu,
- **OP**, povprečni indeks rasti obsega industrijske proizvodnje,
- **POVP**, pričakovano skupno povpraševanje, kvartalno povprečje, v %,
- **U**, realni uvoz opreme (v cenah iz leta 1992), v mio USD,
- **UR**, stopnje rasti realnega uvoza opreme.

Če ni drugače povedano, so vse stopnje rasti kvartalni verižni indeksi. Vsi podatki v analizi enačb plačil za investicije so kvartalni in realni, deflacionirani z različnimi deflatorji, odvisno od konkretne spremenljivke. Razen serij denarni tok in pričakovano skupno povpraševanje, ki sta na voljo od leta 1996 oz. 1995, so vse ostale časovne serije zajete v obdobju od prvega oz. drugega kvartala 1992²⁰ do vključno prvega kvartala leta 2000.

Spremenljivka **BDP**, ki jo posebej poudarja akceleratorni model, služi kot indikator agregatnega povpraševanja, medtem ko stopnjo rasti BDP lahko razumemo kot indikator gospodarske rasti. Za obe variabli pričakujemo, da sta pozitivno povezani z investicijami oz. njihovimi plačili.

Spremenljivka **davek na dobiček** je v modelih vključena kot najboljši približek indikatorja dinamike donosnosti slovenskih podjetij. Ta spremenljivka ima potencialno pomemben vpliv na investicije glede na dejstvo, da se večina investicij v Sloveniji investira iz lastnih virov. Davek na dobiček je funkcija davčne stopnje in dobička, zato je kvaliteta tega indikatorja odvisna predvsem od gibanja davčne stopnje. Ker se davčna stopnja v opazovanem obdobju ni spreminjala, lahko sklepamo, da je gibanje davka na dobiček predvsem posledica sprememb dobička in ne davčne stopnje. Davek na dobiček je torej relativno dober indikator donosnosti podjetij. Pričakovan vpliv na odvisno spremenljivko je pozitiven.

Spremenljivko **denarni tok**, ki smo jo izračunali kot razliko med prejemki in izdatki pravnih subjektov, smo v model vključili iz dveh razlogov. Kot že rečeno, lahko denarni tok razumemo kot indikator razpoložljivosti notranjih virov financiranja, ki so v slovenskih podjetjih pomemben vir financiranja investicij. Denarni tok je tudi indikator stroškov zunanega financiranja podjetij oz. indikator možnosti zunanega financiranja. Namreč, za oceno kreditne sposobnosti podjetja kreditorji pogosto uporabljajo informacije o preteklih poslovnih rezultatih podjetja, katerega pomembni indikator je tudi denarni tok. V tem kontekstu imajo podjetja z visoko vrednostjo denarnega toka boljši dostop do cenejših finančnih sredstev in s tem večjo motivacijo za investiranje (Kholdy, Sohrabian, Mahdavi, 1993). Žal pa je zaradi sprememb pri spremljanju podatkov pri APP ta pomembni indikator na voljo le od leta 1996 in je bila zaradi kratke dolžine serije njegova vključitev v kvartalne modele zelo otežena. Podrobno bomo o tem govorili v poglavju 2.4, kjer predstavljamo rezultate.

Vključitev spremenljivk **vrednost gradbenih del** in uvoz opreme nima teoretičnega ozadja in ju razen pri Križaniču in Oplotniku (1999) nismo zasledili pri nobenem drugem modelu. Spremenljivko vrednost gradbenih del smo v enačbi vključili zato, ker v strukturi investicij za osnovna sredstva gradbena dela predstavljajo večinski delež (glej Statistični letopis 1999, str. 454). Pričakovana smer njihove povezanosti z investicijami je pozitivna. **Uvoz opreme** pa smo testirali predvsem zaradi splošnega mnenja ekonomistov v Sloveniji, da je gibanje te spremenljivke tesno povezano z gibanjem investicij v Sloveniji oz. da je uvoz opreme dober indikator kreiranja novega kapitala v slovenskih podjetjih. Tudi pričakovana povezanost te spremenljivke s plačili za investicije je pozitivna.

Spremenljivka **masa plač** služi kot indikator stroškov delovne sile. V analizo smo jo vključili kot dejavnik, ki pomembno vpliva na stroške proizvodnje, preko njih na dobičke podjetja in s tem posredno na notranja sredstva financiranja podjetja (i.e., prihranke), kar ima za posledico nižjo rast investicij. Vključitev te spremenljivke je v literaturi kar pogosta, pri čemer je še pogosteje uporabljana spremenljivka delež stroškov dela v dobičku (ali razmerje do prihodka). Delež stroškov dela je primernejši pokazatelj vpliva stroškov delovne sile na investicije, ker povečanje plač samo po sebi še ne pomeni, da se bodo investicije zmanjšale. Plače se lahko povečajo tudi zaradi povečanja proizvodnje, kar ima pozitiven učinek na investicijsko povpraševanje, če je bilo to povečanje manjše od povečanja dohodka, ki ga je podjetje s tem prislužilo. Žal za izračun deleža stroškov dela nismo imeli ustreznih podatkov na kvartalni ravni in smo zato uporabili maso plač.

Obrestna mera se kot dejavnik investicijskega povpraševanja pojavlja

tako v teoretičnih kot v tudi empiričnih investicijskih modelih. V teoriji (predvsem neoklasičnem modelu) se sicer pogosteje uporablja kot komponenta pri izračunu stroškov kapitala (glej enačbi 14 in 15), pogosto pa zasledimo, da obrestna mera nastopa tudi kot samostojna spremenljivka. Kot samostojno smo jo vključili tudi v naši dve enačbi, s pričakovanim negativnim vplivom na investicije. Večja obrestna mera namreč pomeni dražji izposojeni kapital, kar ima za posledico manjše investicije. Teorija investicijskega povpraševanja je polna diskusij, katera vrsta obrestne mere - dolgoročna ali kratkoročna - je pomembnejša za gibanje investicij. Končni izbor je prepuščen empirični analizi, ki je v primeru slovenskih investicij pokazala, da so dolgoročne obrestne mere tiste, na katere so plačila za investicije bolj občutljiva.

Indeks obsega industrijske proizvodnje je v enačbi vključen kot indikator pričakovane gospodarske rasti. Večja industrijska proizvodnja kaže na pozitivno ekonomsko dinamiko, kar ima pozitivni učinek na investicijsko povpraševanje. Drugi indikator pričakovanj, ki smo ga vključili v model, je pričakovano skupno povpraševanje, ki dejansko (z anketo) meri pričakovanja podjetij o povpraševanju v prihodnosti. Žal pa je ta obetavna spremenljivka na voljo le od leta 1995 naprej, kar je močno omejilo manevrski prostor naše analize. Podrobno bomo na to temo pisali v poglavju 2.4, kjer predstavljamo rezultate.

Slepo spremenljivko smo v model vključili zaradi že omenjenih motenj v seriji plačil za investicije, ki je nastopila leta 1996. Tako ima spremenljivka v letu 1996 vrednost nič, v drugih letih pa je njena vrednost ena.

Po identifikaciji potencialnih pojasnjevalnih spremenljivk pojava, ki ga opazujemo, je prvi korak ekonometrične analize makroekonomskih podatkov preverjanje stacionarnosti serij²¹. Analiza izhodiščnih podatkov je pokazala, da razen serij OP in POVP nobena od serij BDP, DT, DOB, GRAD, MPLA, OMG in U ni ustrezala pogojem stacionarnosti. V iskanju najprimernejšega modela smo se zato odločili poizkusiti celotno enačbo plačil za investicije zgraditi na podatkih, izraženih v stopnjah rasti. Za tak pristop (namesto za klasičen pristop transformacije podatkov v prve razlike), smo se odločili iz dveh razlogov. Prvič, spremenljivke, merjene v kvartalnih stopnjah rasti, so bile vse stacionarne (vsi rezultati testov stacionarnosti so predstavljeni v prilogi) in drugič, model, zgrajen na stopnjah rasti, ima večjo pomensko vrednost kot model, zgrajen na prvih razlikah podatkov. Poudariti pa je treba, da kljub temu vsaka transformacija podatkov te vrste predstavlja poenostavitev z vidika teoretičnih modelov, predstavljenih v poglavju 1.2, kjer so vsa razmerja razvita med nivojskimi spremenljivkami. Analiza stopenj rasti (in še bolj prve razlike) lahko namreč zamegli ali skrije pomembne dolgoročne povezave, ki veljajo med nivojskimi vrednostmi spremenljivk in ne nujno med njihovimi spremembami (glej npr. Gujarati, str. 725).

Edini model, ki nam je glede na podatke in upoštevanje ekonometričnih predpostavk dopuščal analizo investicij z uporabo nivojskih podatkov, je različica VAR modela: model vektorske korekcije napak ali VEC model (angl.: vector error correction model). Dodatna motivacija za uporabo VAR oz. VEC modela izhaja iz dejstva, da je pri tej vrsti ekonometrične analize poudarek prav na napovedovanju, kar je tudi primarni cilj naše analize²². Razen napovedovanja se VAR modeli pogosto uporabljajo za analizo funkcij impulznih odzivov, o katerih bomo govorili kasneje. Ker enačba s podatki

v stopnjah rasti daje boljše oceno in točnejšo napoved gibanja plačil za investicij od VAR modela, smo slednjega vključili v predstavitev predvsem zaradi potenciala tega alternativnega načina modeliranja investicij in ostalih ekonomskih pojavov v prihodnosti.

2.3.1 ENAČBA PLAČIL ZA INVESTICIJE NA PODLAGI PODATKOV, IZRAŽENIH V KVARTALNIH STOPNJAH RASTI

Da bi najbolje ocenili rasti plačil za investicije, smo v kontekstu podatkov stopenj rasti ocenjevali enačbo naslednje oblike:

$$\begin{aligned} IR_t = & C_0 + C_1BDPR_{t-i} + C_2DFR_{t-i} + C_3DOBR_{t-i} + \\ & C_4GRADR_{t-i} + C_5MPLAR_{t-i} + C_6OMGR_{t-i} + C_7OP_{t-i} + \\ & C_8POVP_{t-i} + C_9UR_{t-i} + C_{10}IR_{t-i} + u_t, \end{aligned} \quad (24)$$

$$i = 0,1,2,\dots$$

kjer C predstavlja regresijski koeficient, ki ga ocenjujemo, i pa dolžino potencialnega odloga pojasnjevalne spremenljivke. Iz enačbe (24) je razvidno, da smo upoštevali tudi odložene vrednosti neodvisne spremenljivke. Iz zapisa korelograma (glej opombo 18) je namreč razvidno, da je serija IR avtokorelirana tretje stopnje in da jo je zato treba modelirati z avtoregresivnim procesom tretje stopnje. Rezultate ocene enačbe (24) predstavljamo in komentiramo v naslednjem poglavju.

2.3.2 MODEL PLAČIL PO INVESTICIJAH Z MODELOM VEKTORSKE AVTOREGRESIJE (VAR) OZ. MODELOM VEKTORSKE KOREKCIJE NAPAK (VEC)

Za analizo plačil za investicije z VAR oz. VEC modelom smo se odločili iz dveh razlogov. Prvi izhaja, kot že rečeno v točki 7 poglavja 1.2, iz njegove nestrukturane zasnove, ki je zaradi omejitev podatkov še posebej primeren za analizo slovenskih investicij. Drugi razlog pa izhaja iz dejstva, da nam, prav tako zaradi značilnosti podatkov, model vektorske korekcije napak edini omogoča analizo investicij na podlagi nivojskih vrednosti podatkov. Podrobnejša analiza nestacionarnih podatkov je namreč pokazala, da so vse serije integrirane prve stopnje ter so hkrati še kointegrirane.

Model vektorske korekcije napak ali VEC model je izpeljanka VAR modela, prilagojena za analizo podatkov, ki niso stacionarni, vendar postanejo stacionarni s transformacijo razlike enake stopnje in so hkrati še kointegrirani. Za serijo, ki ni stacionarna in smo jo pretvorili v stacionarno s transformacijo prve razlike pravimo, da je integrirana prve stopnje. Serije, ki so integrirane enake stopnje, imajo lahko zanimivo lastnost, da je lahko stacionarna njihova linearna kombinacija z drugimi serijami, četudi same niso stacionarne. Matematično si to predočimo z naslednjim primerom. Predpostavimo, da sta seriji x in y integrirani enake stopnje. Če obstaja med njima taka linearna kombinacija, na primer $u_t = y_t - \alpha x_t$, da je serija u_t stacionarna, potem za seriji y in x pravimo, da sta kointegrirani s kointegracijskim vektorjem [1, - α]. Intuitivno to pomeni, da obstaja med serijama x in y dolgoročna ravnovesna povezava, na kratek rok pa seriji odstopata od tega ravnovesnega razmerja. Ali, z drugimi besedami, dolgoročno spremenljivki rasteta z isto stopnjo rasti oz. razlika med obema serijama se giblje stabilno okrog fiksnega povprečja, kratkoročno pa se pri obeh serijah

pojavnjajo odstopanja od njune dolgoročne poti.

Prilagajanje dolgoročnemu razmerju med spremenljivkami y in x je zajeto v kointegracijskem vektorju, pri čemer so lahko spremenljivke med seboj povezane z več kointegracijskimi vektorji. Število kointegracijskih vektorjev je odvisno od dolžine upoštevanih odlogov in števila spremenljivk. Na podlagi zgornjega primera ima splošni model vektorske korekcije napak naslednjo obliko:

$$\begin{aligned}\Delta y_t &= \alpha_1 (\Delta x_t) + \beta_1 (y_{t-1} - \theta x_{t-1}) + \gamma_1 z_t + \varepsilon_{1,t} \\ \Delta x_t &= \alpha_2 (\Delta y_t) + \beta_2 (y_{t-1} - \theta x_{t-1}) + \gamma_2 z_t + \varepsilon_{2,t} \\ \Delta y_t &= y_t - y_{t-1}, \Delta x_t = x_t - x_{t-1}\end{aligned}\quad (25)$$

VEC model je torej omejen VAR model, ki ima v svojo specifikacijo vgrajen še korekcijski mehanizem v obliki kointegracijskega vektorja. Model (25) poveže spremembe (prvo razliko - (Δy_t)) spremenljivke y s spremembami spremenljivke x (Δx_t) in korekcijsko napako preteklega obdobja, pri čemer Δx_t zajema kratkoročna nihanja spremenljivke y , medtem ko kointegracijski vektor zajema prilagajanja dolgoročnemu ravnovesju. Koeficienta β_1 in β_2 interpretiramo kot hitrost tega prilagajanja oz., če sta statistično značilna, β_1 in β_2 povesta, kolikšen delež neravnovesja spremenljivke y v obdobju t je popravljen v obdobju $t-1$. Spremenljivka z predstavlja morebitne eksogene dejavnike, ε pa predstavlja rezidual standardnih lastnosti. V VEC model lahko vključimo tudi konstanto in trend ter povečamo število odlogov diferenciranih spremenljivk na desni strani enačbe.

V našem primeru smo kot endogene upoštevali naslednje spremenljivke: I, BDP, DOB, GRAD, U in MPLA, kot eksogene pa konstanto, OP in prvo razliko OMG ($\Delta(\text{OMG})$). Pri razdelitvi spremenljivk na endogene in eksogene smo upoštevali njihov trend gibanja, individualne kointegracijske teste med plačili za investicije in vsemi ostalimi spremenljivkami posebej, pa tudi subjektivne ocene smiselnosti vpliva spremenljivk med seboj. OP smo vključili kot eksogeno zato, ker ni integrirana. Pričujoči VEC model je torej sestavljen iz šestih enačb (ΔI_t , ΔBDP_t , ΔDOB_t , ΔGRAD_t , ΔMPLA_t , ΔU_t), od katerih vsebujejo enačbe vsake endogene spremenljivke poleg odloženih lastnih diferenciranih vrednosti še dvakrat odložene diferencirane vrednosti ostalih spremenljivk (ΔI_{t-i} , ΔBDP_{t-i} , ΔDOB_{t-i} , ΔGRAD_{t-i} , ΔMPLA_{t-i} , ΔU_{t-i} , $i=1,2$), štiri kointegracijske vektorje, tri eksogene spremenljivke (konstanto, OP in $d(\text{OMG})$) in trend. Število kointegracijskih vektorjev med spremenljivkami I, DOB, BDP, GRAD, MPLA in U smo določili z Johansenovim testom (glej prilogo), pri čemer smo upoštevali dva odloga diferenciranih endogenih spremenljivk. Za takšno število odlogov smo se določili zaradi kvalitete rezultatov VEC modelov različnih upoštevanih dolžin odlogov ter ob upoštevanju omejitev, izhajajočih iz dolžine serij podatkov. O rezultatih VEC modela poročamo v sledečem poglavju.

2.4 REZULTATI

Tu predstavljamo ocene gornjih enačb, komentiramo njihove rezultate in napovedujemo gibanja investicij v osnovna sredstva. Predstavljene so tiste verzije enačb, ki so na podlagi eksperimentiranja z različnimi funkcijskimi oblikami, i.e., različnimi dolžinami (porazdeljenih) odlogov in kombinacijami

dejavnikov dale najboljše rezultate z vidika ustreznosti statističnih zakonitosti, ki jih moramo upoštevati pri oceni enačbe. Pri tem smo upoštevali naslednje faktorje ustreznosti modela: pravilnost predznaka in statistična značilnost regresijskega koeficienta (t statistika), vrednost determinacijskega koeficienta (R^2), prisotnost avtoregresije (LM test in preverjanje porazdelitve rezidualov) in kvaliteto napovedovanja (odstotek povprečne absolutne napake). Predstavili in komentirali bomo najprej enačbi plačil za investicije in na koncu podali še enačbo in ocenili vrednosti investicij v osnovna sredstva. Pri interpretaciji rezultatov moramo upoštevati, da je odvisna spremenljivka plačila za investicije in ne vrednost investicij, kar pomeni, da ni nujno, da bi imel vpliv neodvisnih spremenljivk enake značilnosti v modelu, kjer bi kot odvisna spremenljivka nastopala vrednost investicij.

2.4.1 REZULTATI MODELA S PODATKI, IZRAŽENIMI V STOPNJIH RASTI

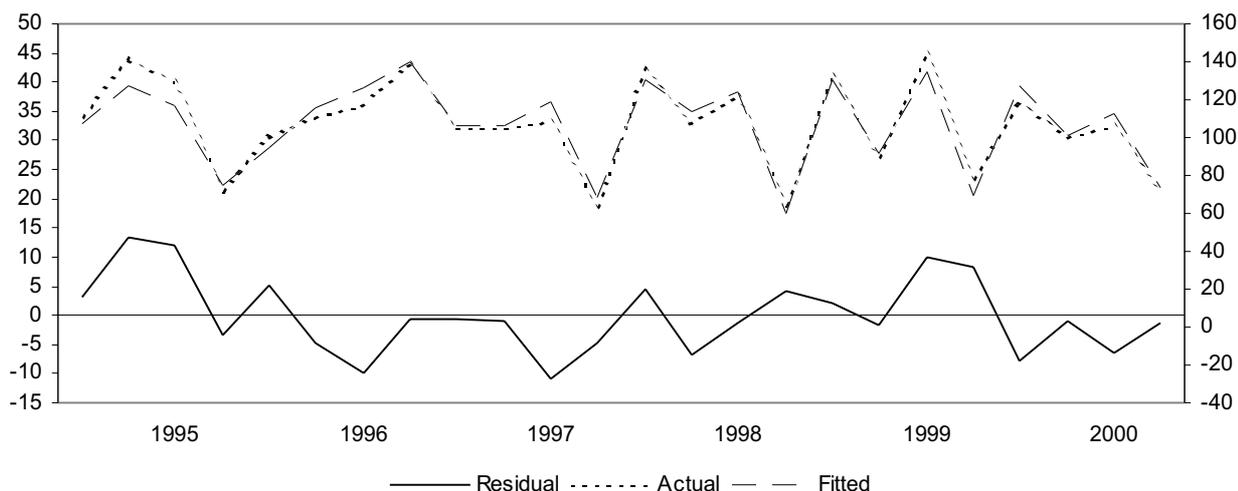
Rast plačil za investicije smo z metodo najmanjših kvadratov na podlagi različnih poizkusov ocenili z naslednjo enačbo:

$$\begin{aligned}
 IR = & C(1)*BDPR(-3) + C(2)*DOBR(-6) + \\
 & C(3)*DUMMY + C(4)*GRADR + C(5)*OP(-3) + \\
 & C(6)*MPLAR(-1) + C(7)*UR(-1) + \\
 & C(8)*IR(-2) + C(9)*IR(-3) + \\
 & [AR(3)=C(10)]
 \end{aligned}
 \tag{26}$$

Tabela 2.: Ocena regresijske enačbe (26)

Odvisna spremenljivka: IR
 Metoda najmanjših kvadratov
 Prilagojeni vzorec: 1994:2 2000:1
 Število opazovanj po prilagoditvi: 24

Neodvisne spremenljivke	Regresijski koeficient	Standardna napaka	t-statistika	Verjetnost
BDPR(-3)	0.405513	0.574013	0.706454	0.4915
DOBR(-6)	0.082116	0.021490	3.821087	0.0019
DUMMY	-24.89279	4.555329	-5.464541	0.0001
GRADR	0.308599	0.073437	4.202227	0.0009
OP(-3)	5.026484	0.691892	7.264841	0.0000
MPLAR(-1)	-4.609903	0.971462	-4.745326	0.0003
UR(-1)	0.970046	0.134697	7.201671	0.0000
IR(-2)	-0.387226	0.063404	-6.107247	0.0000
IR(-3)	-0.563858	0.068021	-8.289445	0.0000
AR(3)	0.708164	0.188651	3.753830	0.0021
R2	0.926911	Srednja vrednost IR		107.1879
Prilagojen R2	0.879925	S.D. dependent var		24.20845
Standardna napaka regresije	8.388681	Akaike info kriterij		7.385980
Vsota kvadratnih rezidualov	985.1795	Schwarz kriterij		7.876836
Log likelihood	-78.63177	Durbin-Watson statistika		1.543073

Slika 2: Ocenjena (Fitted) in originalna (Actual) serija IR, ter porazdelitev rezidualov (Residual)

Iz enačbe (26) in tabele 2 je razvidno, da imajo vse vključene spremenljivke pričakovan predznak, na rast plačil za investicije pa vplivajo z različno dolgimi odlogi (od nič do 6 kvartalov oz. leta in pol). Razen spremenljivke BDPR so vse ostale spremenljivke izrazito statistično značilne. Spremenljivko BDPR smo kljub temu vključili v enačbo, ker je njena vključitev izboljševala ostale kriterije kvalitete ocene enačbe (npr. R^2 , Akaike info kriterij in Schwarz kriterij), hkrati pa je prispevala tudi k boljši kvaliteti napovedovanja (i.e., nižji odstotek povprečne absolutne napake). Iz istega razloga smo iz enačbe izpustili spremenljivko OMGR, ki je tudi kazala pravilno smer vpliva in bila izrazito statistično neznačilna, vendar je njena vključitev slabšala rezultate ocene in napovedi. V enačbi prav tako nista vključeni spremenljivki DFR in POVP, ki smo ju iz enačbe izključili zaradi prekratkih serij. Poizkusi s tema dvema spremenljivkama so sicer dajali visoko oceno, ki pa je bila zaradi nizkega števila podatkov zelo nestabilna in neprimerna za napovedovanje.

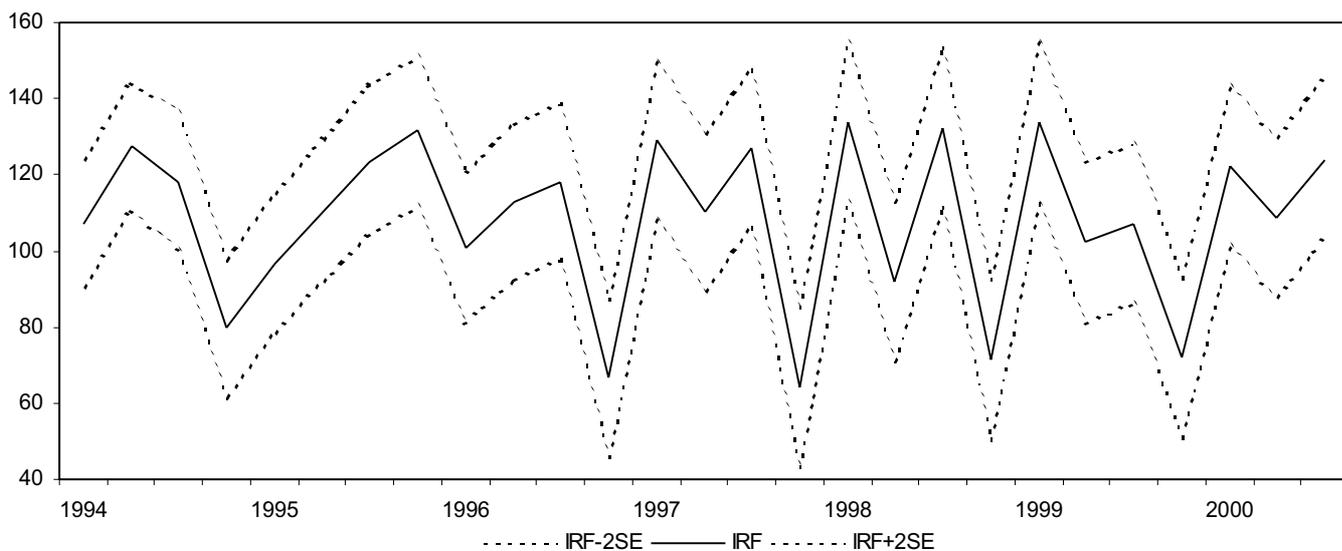
Iz povedanega sledi, da plačila za investicije niso občutljiva na spremembe obrestnih mer, kar lahko pomeni, da so obrestne mere previsoke in je s tega stališča izposoja kapitala za investicije podjetja nezanimiva. Neobčutljivost investicij na obrestne mere je konsistentna z dejstvom, da se investicije v Sloveniji financirajo pretežno iz lastnih virov. Morda je presenetljiv rezultat, da investicije niso statistično značilno povezane z indikatorjem gospodarske rasti, z BDPR. Rezultati kažejo, da imata spremenljivki rasti obsega proizvodnje (OP) in rast mase plač (MPLAR) najmočnejši vpliv na gibanje investicij, kar se kaže v njunih še posebno visokih koeficientih. Visok koeficient pri masi plač bi si lahko razložili s tem, da predstavlja rast mase plač pomembno komponento v stroškovni strukturi podjetij, kar ima posredno močan negativni vpliv tudi na gibanje investicij. Na vpliv rasti plač se investicije odzivajo z enim kvartalom zamika. Visok koeficient rasti obsega proizvodnje kot indikator pričakovane ekonomske dinamike pa kaže na to, da so podjetja pri odločitvah glede investicijske dejavnosti zelo občutljiva na pričakovana gibanja gospodarske rasti. Ta vpliv je zamaknjen za 3 kvartale, kar daje podjetjem dovolj časa, da prilagodijo svoja pričakovanja in temu ustrezno tudi plačila za investicije. V povezavi z ugotovitvami glede na občutljivost investicij na spremenljivko BDPR pa močna občutljivost investicij na OP kaže na to, da so investicije kljub temu precej odvisne od splošne ekonomske dinamike. Statistična značilnost spremenljivk rasti uvoza opreme (UR) in gradbenih del (GRADR),

ki vplivata na rast plačil za investicije skoraj brez časovnega odloga, kaže, da sta ti dve spremenljivki dobra indikatorja gibanja rasti (plačil) investicij z relativno močnim vplivom na rast investicij. Rast davka na dobiček (DOBR) kot indikatorja donosnosti ima precej šibek vpliv na investicije. V enačbi nastopa z velikim zamikom (leto in pol), pa tudi velikost koeficienta je precej nizka. To kaže, da so podjetja precej previdna pri odločanju o investicijah na podlagi dobičkov ali pa, da le ti niso dovolj veliki, da bi bil njihov vpliv na investicije močnejši. Dva in tri kvartale odloženi vrednosti samih plačil za investicije sta v enačbo vključeni zaradi že omenjene avtoregresivne strukture serije odvisne spremenljivke. Element AR(3) pa v enačbi popravlja avtoregresijo rezidualov, ki je bila tretje stopnje.

Rezultati v tabeli 2 in sliki 2 kažejo, da smo z enačbo (26) dosegli relativno dobro oceno rasti plačil za investicije, ki pa žal ni preveč stabilna. Namreč, če opazovano obdobje razdelimo na dva dela, dobimo za vsak del zelo različne rezultate regresije. Tudi iz slike 2 je razvidno, da so odstopanja med oceno in dejansko vrednostjo rasti plačil do vključno četrtega kvartala leta 1996 očitno slabša od ocene po letu 1997. To je veljalo za vse enačbe, s katerimi smo eksperimentirali, kar si razlagamo s kratko dolžino dejansko uporabljenih podatkov. Namreč, zaradi velikega odloga pri spremenljivki DOBR, se nam je serija iz 33 opazovanj v konkretni enačbi skrajšala na 24 opazovanj.

Kljub temu smo z enačbo ob bolj ali manj ustreznih predpostavkah gibanja pojasnjevalnih spremenljivk uspeli dobiti relativno dobro napoved rasti plačil za investicije. Iz slik 3 in 4 ter pripadajoče tabele 3 je razvidno, da je odstotek srednje absolutne napake napovedanih vrednosti stopenj rasti IR še v mejah normale (5.3%), četudi se zdi, da so odstopanja med napovedano in originalno serijo v določenih kvartalnih precej velika. Tudi ostali kriteriji napovedi so zadovoljivi (npr. Theilov koeficient je zelo blizu vrednosti nič in tudi delež kovariance v povprečni kvadratni napaki napovedi je zelo blizu ena).

Naj opozorimo, da moramo pri interpretiranju napovedi ocenjene enačbe upoštevati dejstvo, da je kvaliteta napovedi odvisna predvsem od kvalitete ocene gibanja pojasnjevalnih spremenljivk. Kot že rečeno, smo na podlagi ocene enačbe za IR napovedali gibanje te spremenljivke do konca leta 2000, za kar smo potrebovali ocene pojasnjevalnih spremenljivk naslednjih dolžin: za GRADR do konca leta 2000, za OP in BDPR samo drugo četrletje, za UR in MPLAR smo potrebovali ocene za drugi in tretji kvartal, za DOBR pa zaradi dolžine zamika nismo potrebovali ocene. Za spremenljivke (GRADR, OP in MPLAR) smo za drugi kvartal leta 2000 že imeli dejanske podatke, kar je nalogo napovedovanja IR vsekakor olajšalo. Ostale napovedi za gibanje pojasnjevalnih spremenljivk smo dobili delno od sodelavcev Urada (spremenljivke BDPR), večino pa smo jih ocenili sami (UR, GRADR, MPLAR). Glede na povedano je naša napoved odvisna predvsem od kvalitete ocene spremenljivk GRADR, UR in MPLAR, za katere smo potrebovali ocene za daljše obdobje. Zaradi pomanjkljivega poznavanja posameznih področij smo pojasnjevalne spremenljivke ocenili na precej nestrokovno način. Upoštevali smo namreč njihove povprečne rasti po četrletjih v opazovanem obdobju. Ocene pojasnjevalnih spremenljivk v letu 2000 so na voljo v prilogi, kjer prikazujemo celotne serije uporabljenih podatkov. Napoved IR je temeljila na dinamični metodi napovedovanja, ki je integrirana v program Eviews, s katerim smo izvajali ekonometrično analizo.

Slika 3: Napoved spremenljivke IR

Forecast: IRF
 Actual: IR
 Forecast sample: 1992:1 2000:4
 Adjusted sample: 1994:2 2000:4
 Included observations: 25

Root Mean Squared Error	7.486027
Mean Absolute Error	5.901660
Mean Absolute Percent Error	5.335012
Theil Inequality Coefficient	0.034118
Bias Proportion	0.003514
Variance Proportion	0.035776
Covariance Proportion	0.960710

Legenda:

IRF = napovedana spremenljivka IR
 Napovedovalni vzorec: 1992:1 2000:4
 Prilagojeni vzorec: 1994:2 2000:4
 Število upoštevanih opazovanj: 25

Kvadratni koren povprečja kvadratov napak	7.5
Povprečna absolutna napaka	5.9
Odstotek povprečne absolutne napake	5.3
Theilov koeficient neenakosti	0.03
Delež pristranskosti	0.003
Delež variance	0.03
Delež kovariance ²³	0.96

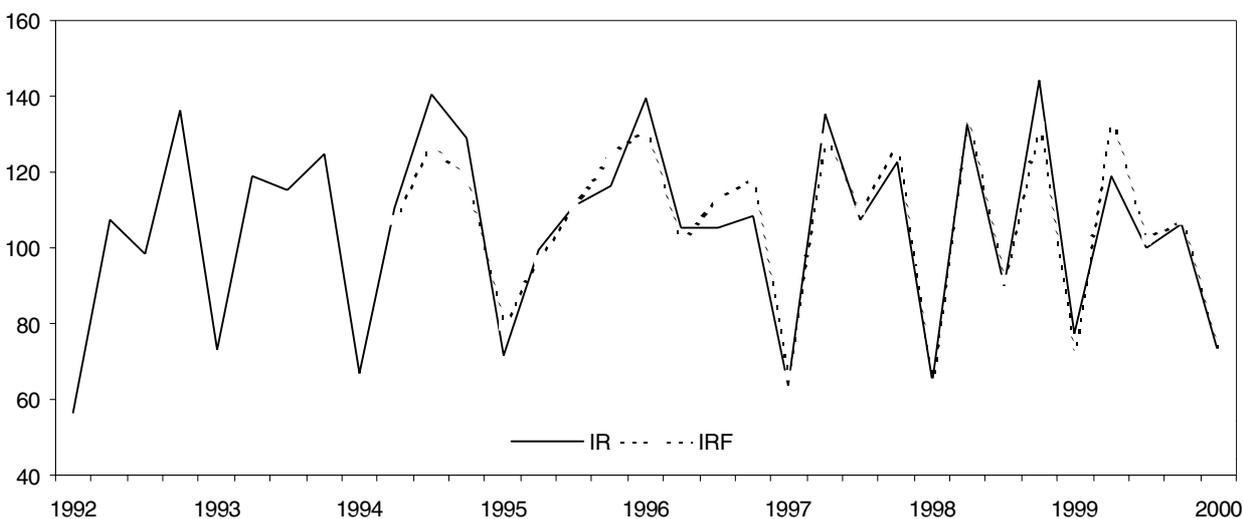
Slika 4: Gibanje dejanskih (IR) in napovedanih (IRF) plačil za investicije

Tabela 3.: Dejanska in napovedana vrednost spremenljivke IR po kvartalih

	Q1	Q2	Q3	Q4	Povprečje v letu
Leto	1994				
IR	66.9	110.5	140.8	129.0	111.8
IRF	-	107.3	127.5	118.3	117.7
Leto	1995				
IR	71.6	99.6	111.0	116.3	99.7
IRF	79.6	96.7	110.4	123.5	102.6
Leto	1996				
IR	139.4	105.3	105.3	108.2	114.5
IRF	131.5	100.9	112.7	118.2	115.8
Leto	1997				
IR	63.6	135.4	107.1	122.5	107.2
IRF	66.6	128.9	110.0	127.0	108.1
Leto	1998				
IR	64.5	132.7	90.0	144.3	107.9
IRF	64.2	134.0	91.7	132.2	105.5
Leto	1999				
IR	77.6	119.2	100.1	106.3	100.8
IRF	71.4	133.6	102.1	107.2	103.6
Leto	2000				(za Q1 in Q2)
IR	71.9	106.2			89.1
IRF	71.9	122.2	108.6	124.1	97.1

Rezultati napovedi kažejo na precejšnje odstopanje v drugem kvartalu leta 2000, ki je prvi kvartal, ki ni bil vključen v oceno enačbe (26). Kljub temu, da je napovedana kvartalna rast dosti višja od dejanske, pa kažejo na podlagi kvartalne napovedi izračunane letne stopnje rasti²⁴ dosti nižjo rast plačil za investicije glede na preteklo leto. Rezultati so na voljo v tabeli 4, kjer IF in IRF pomenita napoved vrednosti oz. rasti plačil za

Tabela 4.: Dejanska in napovedana vrednost in rast plačil za investicije na letni ravni

	DEJANSKO		NAPOVED	
	I mio SIT	IR %	IF %	IRF mio SIT
1992	58,068.2			
1993	70,272.3	21.02		
1994	86,347.2	22.88		
1995	96,134.5	11.33	99,555	
1996	171,373.7	78.26	174,869	75.65
1997	167,276.8	-2.39	169,846	-2.87
1998	180,279.2	7.77	176,331	3.82
1999	214,054.0	18.73	218,546	23.9
2000	218,060.9	1.87	218,061	-0.2

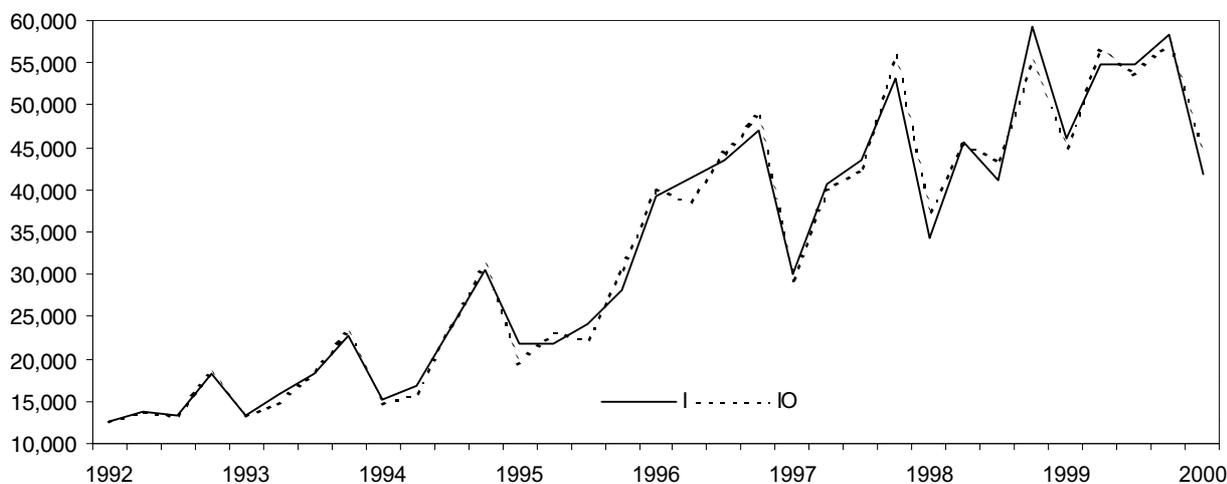
Opomba: Za leto 2000 sta vrednosti v 2. in 3. stolpcu napovedi in ne predstavljata dejanske vrednosti.

investicije. Seveda je negativni predznak napovedane letne stopnje rasti delno tudi rezultat visoko preocenjene stopnje rasti v letu 1999. Vendar, tudi če primerjamo napovedano vrednost plačil za investicije v letu 2000 z dejansko vrednostjo plačil v letu 1999, dobimo zelo skromno rast, ki znaša le 1.87%. To je tudi podatek, ki ga uporabimo v napovedih vrednosti investicij v osnovna sredstva, predstavljenih v točki 3 tega poglavja. Tudi sicer rezultati napovedi na letni ravni kažejo precejšnja odstopanja od dejanskih vrednosti, kar pomeni, da moramo biti pri uporabi pričujoče napovedi previdni. S tem zaključujemo predstavitev rezultatov ocene in napovedi enačbe (26) in nadaljujemo s predstavitvijo rezultatov VAR modela.

2.4.2 REZULTATI MODELA VEC

Rezultati modela VEC, specificiranega v točki 7 poglavja 1.2, so na voljo v tabeli 5. Vsaka od šestih enačb je bila ocenjena z metodo najmanjših kvadratov ob predpostavki, da reziduali posameznih enačb med seboj niso korelirani. V prvem delu tabele so zapisani kointegracijski vektorji, od katerih je vsak normaliziran na drugo spremenljivko. V drugem delu tabele pa so predstavljeni rezultati posameznih regresij. Rezultate beremo po stolpcih; vsak stolpec torej predstavlja enačbo odvisne spremenljivke, pojasnjevalne spremenljivke pa so nanizane v skrajnem levem stolpcu tabele.

Slika 5: Gibanje dejanskih (I) in ocenjenih (IO) vrednosti plačil za investicije



Pri analizi smo se osredotočili izključno na enačbo plačil za investicije, čeprav je sistem vsekakor zanimiv tudi v širšem kontekstu. Vsaka od enačb ima precej visoko vrednost determinacijskega koeficienta, kar pomeni, da je velik delež variance neodvisne spremenljivke pojasnjen z upoštevanimi odvisnimi spremenljivkami. Iz prilagojenega R^2 pa je razvidno (le-ta je precej manjši od neprilagojenega R^2), da je visok determinacijski koeficient v veliki meri tudi posledica velikega števila vključenih pojasnjevalnih spremenljivk in ne toliko izjemno dobre ocene. Kljub temu je ocena gibanja precej zadovoljiva, kar je razvidno tudi iz slike 5, kjer prikazujemo gibanje dejanske in ocenjene vrednosti plačil za investicije.

Tabela 5.: Rezultati VEC modela

Prilagojeni vzorec: 1993:1 2000:1
 Število opazovanj po prilagoditvi: 29
 Standardna napaka (sn) in t statistika (t) sta v oklepajih

Kointegracijske Enačbe (KE):	KE1	KE2	KE3	KE4
I(-1)	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000
DOB(-1)	0.000000	1.000000	0.000000	0.000000
GRAD(-1)	0.000000	0.000000	1.000000	0.000000
U(-1)	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000
MPLA(-1)	-4.172331	0.681371	-4.309819	0.009221
sn	(1.68997)	(0.22756)	(0.75307)	(0.01295)
t	(-2.46888)	(2.99431)	(-5.72298)	(0.71212)
BDP(-1)	0.636533	0.090358	-0.448738	-0.009907
sn	(0.13142)	(0.01770)	(0.05856)	(0.00101)
t	(4.84344)	(5.10614)	(-7.66245)	(-9.83842)
@TREND(92:1)	-2891.067	-526.4488	1378.894	17.59902
sn	(476.858)	(64.2094)	(212.494)	(3.65366)
t	(-6.06274)	(-8.19894)	(6.48908)	(4.81681)
Konstanta (C)	-69132.32	-36902.40	191179.3	2020.238

VEC model	D(I)	D(DOB)	D(GRAD)	D(U)	D(MPLA)	D(BDP)
KE1	-2.584899	-0.079063	-0.123915	-0.003569	-0.013834	-0.086487
sn	(0.50003)	(0.12273)	(0.51087)	(0.00812)	(0.05100)	(0.78316)
t	(-5.16945)	(-0.64421)	(-0.24255)	(-0.43943)	(-0.27126)	(-0.11043)
KE2	0.107594	-1.391673	-0.693980	-0.067154	-0.463162	-0.481480
sn	(2.51027)	(0.61613)	(2.56469)	(0.04077)	(0.25603)	(3.93164)
t	(0.04286)	(-2.25873)	(-0.27059)	(-1.64701)	(-1.80901)	(-0.12246)
KE3	3.668407	0.024867	0.316126	0.006850	0.200534	0.502932
sn	(0.80778)	(0.19826)	(0.82529)	(0.01312)	(0.08239)	(1.26516)
t	(4.54137)	(0.12543)	(0.38305)	(0.52212)	(2.43404)	(0.39753)
KE4	-173.9303	1.184185	-23.57493	-2.015503	-24.29624	-4.596461
sn	(72.6296)	(17.8265)	(74.2040)	(1.17968)	(7.40771)	(113.754)
t	(-2.39476)	(0.06643)	(-0.31770)	(-1.70851)	(-3.27986)	(-0.04041)
D(I(-1))	0.619395	0.172476	-0.213341	0.002780	-0.053104	-0.080612
sn	(0.38504)	(0.09451)	(0.39339)	(0.00625)	(0.03927)	(0.60306)
t	(1.60865)	(1.82505)	(-0.54232)	(0.44453)	(-1.35224)	(-0.13367)
D(I(-2))	0.990873	0.032771	0.536034	0.003057	0.026373	0.206324
sn	(0.21537)	(0.05286)	(0.22004)	(0.00350)	(0.02197)	(0.33732)
t	(4.60074)	(0.61994)	(2.43606)	(0.87385)	(1.20062)	(0.61165)
D(DOB(-1))	-0.789087	0.311210	0.331642	0.044724	0.206673	0.144726
sn	(1.76627)	(0.43352)	(1.80456)	(0.02869)	(0.18015)	(2.76637)
t	(-0.44675)	(0.71787)	(0.18378)	(1.55894)	(1.14725)	(0.05232)
D(DOB(-2))	-1.315314	0.255186	-0.498476	0.022643	-0.055916	-0.033010
sn	(1.06563)	(0.26155)	(1.08873)	(0.01731)	(0.10869)	(1.66901)
t	(-1.23431)	(0.97566)	(-0.45785)	(1.30821)	(-0.51447)	(-0.01978)

Nadaljevanje na naslednji strani.

Tabela 5.: Rezultati VEC modela

VEC model	D(I)	D(DOB)	D(GRAD)	D(U)	D(MPLA)	D(BDP)
D(GRAD(-1))	-1.140399	-0.419815	0.469238	-0.003102	0.102104	0.392386
sn	(0.78257)	(0.19208)	(0.79953)	(0.01271)	(0.07982)	(1.22568)
t	(-1.45725)	(-2.18567)	(0.58689)	(-0.24408)	(1.27923)	(0.32014)
D(GRAD(-2))	-1.156627	-0.401044	-0.220746	0.006760	0.035924	-0.218427
sn	(0.58470)	(0.14351)	(0.59737)	(0.00950)	(0.05964)	(0.91577)
t	(-1.97816)	(-2.79453)	(-0.36953)	(0.71184)	(0.60240)	(-0.23852)
D(U(-1))	126.9139	5.738664	-1.389375	1.030838	13.13009	-10.78026
sn	(63.9080)	(15.6858)	(65.2934)	(1.03802)	(6.51817)	(100.094)
t	(1.98588)	(0.36585)	(-0.02128)	(0.99308)	(2.01438)	(-0.10770)
D(U(-2))	146.0729	3.440628	74.09785	0.518825	13.30219	21.31786
sn	(34.9209)	(8.57111)	(35.6779)	(0.56720)	(3.56169)	(54.6939)
t	(4.18296)	(0.40142)	(2.07685)	(0.91471)	(3.73480)	(0.38977)
D(MPLA(-1))	0.764635	0.879735	-2.139839	-0.000352	0.054964	-0.928405
sn	(1.75285)	(0.43022)	(1.79085)	(0.02847)	(0.17878)	(2.74535)
t	(0.43622)	(2.04482)	(-1.19488)	(-0.01235)	(0.30744)	(-0.33817)
D(MPLA(-2))	-4.589003	0.603920	-5.199046	0.020766	-0.473576	-2.490057
sn	(2.18956)	(0.53741)	(2.23703)	(0.03556)	(0.22332)	(3.42934)
t	(-2.09585)	(1.12375)	(-2.32409)	(0.58390)	(-2.12062)	(-0.72610)
D(BDP(-1))	0.686548	0.343185	-0.590268	-0.008082	-0.160973	-0.812264
sn	(0.53941)	(0.13239)	(0.55110)	(0.00876)	(0.05502)	(0.84484)
t	(1.27277)	(2.59214)	(-1.07106)	(-0.92249)	(-2.92593)	(-0.96145)
D(BDP(-2))	0.081124	0.297808	-0.622321	-0.009978	-0.113004	-0.232611
sn	(0.37263)	(0.09146)	(0.38071)	(0.00605)	(0.03801)	(0.58362)
t	(0.21771)	(3.25617)	(-1.63464)	(-1.64852)	(-2.97335)	(-0.39856)
C	-152294.2	15891.96	-73633.93	1002.001	-7685.816	71870.12
sn	(64182.1)	(15753.1)	(65573.4)	(1042.48)	(6546.12)	(100523.)
t	(-2.37285)	(1.00882)	(-1.12292)	(0.96117)	(-1.17410)	(0.71496)
OP(-4)	1530.131	-175.4685	750.2789	-10.23821	82.39391	-677.0654
sn	(646.852)	(158.766)	(660.874)	(10.5065)	(65.9744)	(1013.11)
t	(2.36550)	(-1.10520)	(1.13528)	(-0.97447)	(1.24888)	(-0.66830)
DUMMY	-8820.725	-246.6883	1835.658	61.27937	15.10619	3469.051
sn	(2668.94)	(655.073)	(2726.79)	(43.3502)	(272.213)	(4180.15)
t	(-3.30496)	(-0.37658)	(0.67319)	(1.41359)	(0.05549)	(0.82989)
D(OMG)	-2223.043	245.2578	-1468.360	-2.243546	-173.9991	-272.1959
sn	(806.717)	(198.003)	(824.205)	(13.1031)	(82.2795)	(1263.50)
t	(-2.75567)	(1.23865)	(-1.78155)	(-0.17122)	(-2.11473)	(-0.21543)
R²	0.963543	0.926508	0.939818	0.918948	0.956443	0.943963
Prilagojen R²	0.886577	0.771357	0.812769	0.747838	0.864489	0.825663
Vsota kvadratnih rezidualov	84415608	5085407	88115182	22270.38	878140.3	2.07E+08
Standardna napaka enačbe	3062.599	751.6949	3128.990	49.74421	312.3638	4796.711
F-test	12.51918	5.971661	7.397243	5.370521	10.40135	7.979396
Akaike AIC	19.10115	16.29178	19.14405	10.86090	14.53545	19.99849
Schwarz SC	20.04412	17.23474	20.08701	11.80387	15.47842	20.94145
Akaike Info Kriterij	95.34483					
Schwarz Kriterij	102.3228					

Opomba: D pred posamezno spremenljivko pomeni prvo razliko (na primer, D(I) = $I_t - I_{t-1}$), število v oklepaju za spremenljivko pa pove število odlogov.

Ker je interpretacija individualnih koeficientov pri VAR oz. VEC modelih precej nejasna, so ti modeli razen za napovedovanje zanimivi predvsem za analizo funkcij impulznih odzivov (FIO; angl.: impulse response functions). Funkcija impulznih odzivov meri odzivnost odvisne spremenljivke v VAR oz. VEC sistemu na šoke velikosti ene standardne napake enemu od rezidualov v sistemu. Ker so spremenljivke med seboj povezane, se namreč šok v eni enačbi posreduje na vse ostale endogene spremenljivke v sistemu. Tako se, na primer, šok ene standardne napake rezidualu v enačbi GRAD porazdeli na vse ostale enačbe v sistemu, pri čemer je ta prenos na različne spremenljivke v sistemu različno močan. S FIO lahko torej relativno enostavno spremljamo dolgoročne vplive šoka ene spremenljivke na gibanje drugih spremenljivk v sistemu. Na sliki 6 prikazujemo funkcije impulznih odzivov plačil za investicije na šoke rezidualom ostalim endogenim spremenljivkam v sistemu v naslednjih dveh letih (i.e., 8 kvartalih). Seveda bi si enako lahko predočili vplive šokov še na ostale spremenljivke v sistemu, vendar so predmet analize investicije, zato smo se omejili le na prikaz impulznih odzivov investicij. Naša precej skopa analiza funkcij impulznih odzivov se s tem konča. Ker IOF predstavlja pomembno orodje pri analizi medsebojnih odvisnosti spremenljivk, je namen tukajšnje predstavitve predvsem vzpodbuditi nadaljnje in podrobnejše raziskave obnašanja investicij in ostalih spremenljivk s pomočjo funkcij impulznega odziva.

Slika 6: Funkcija impulznega odziva investicij na šoke rezidualom spremenljivk I, BDP, DOB, GRAD, MPLA in U

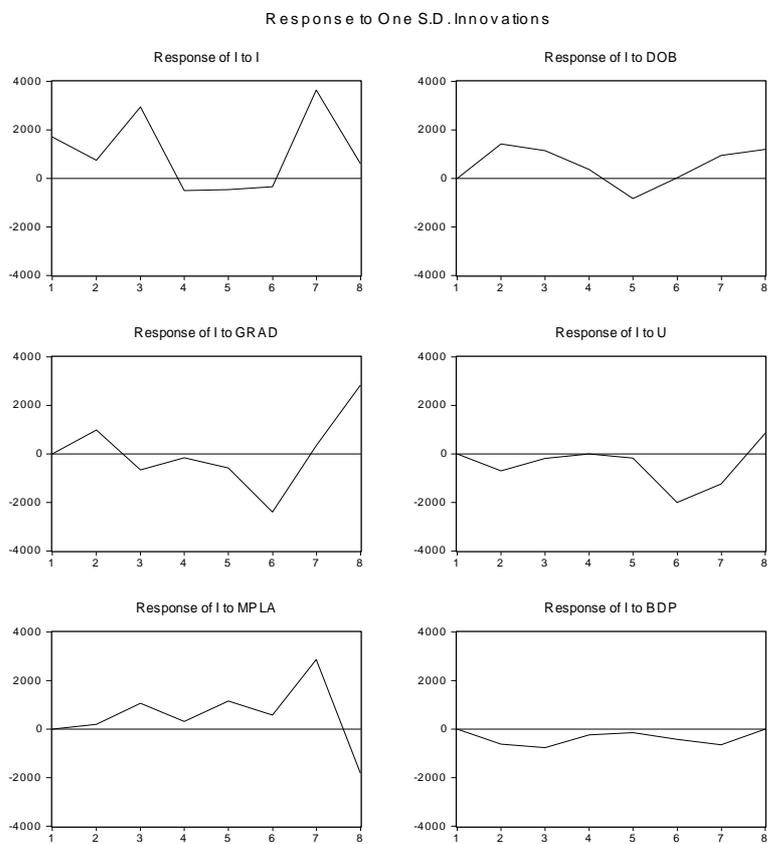


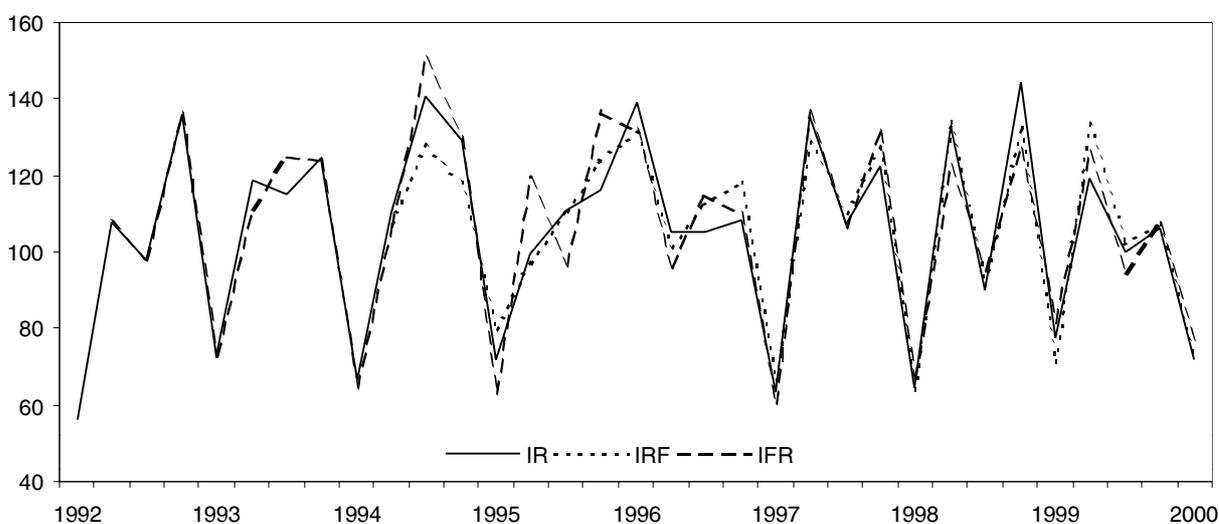
Tabela 6.: Dejanska (I) in napovedana (IF) vrednost spremenljivke I ter napovedane stopnje rasti spremenljivke I (IFR) po kvartalih

Leto	Q1	Q2	Q3	Q4	Povprečje v letu
1993					
I	13,365	15,865	18,265	22,778	17,568
IF	13,300	14,791	18,498	22,949	17,385
IFR	72.8	111.2	125.1	124.1	108.3
1994					
I	15,230	16,836	23,700	30,581	21,587
IF	14,818	15,839	23,886	30,994	21,385
IFR	64.6	106.9	150.8	129.8	113.0
1995					
I	21,898	21,818	24,228	28190	24,034
IF	19,441	23,216	22,332	30538	23,882
IFR	62.7	119.4	96.2	136.7	103.8
1996					
I	39,287	41,385	43,563	47,139	42,843
IF	40,186	38,436	44,171	48,581	42,843
IFR	131.6	95.6	114.9	110.0	113.0
1997					
I	29,964	40,572	43,470	53,270	41,819
IF	29,250	39,993	42,529	55,812	41,896
IFR	60.2	136.7	106.3	131.2	108.6
1998					
I	34,372	45,620	41,045	59,243	45,070
IF	37,248	45,542	43,456	54,975	45,305
IFR	66.7	122.3	95.4	126.5	102.7
1999					
I	45,991	54,817	54,894	58,353	53,513
IF	44,984	56,732	53,558	57,448	53,181
IFR	81.8	126.1	94.4	107.3	102.4
2000					
I	41,949	44,551	-	-	43,250
IF	44,181	61,553	42,409	-	49,381
IFR	76.9	139.3	68.9		108.1 (povprečje Q1 in Q2)

Napovedi gibanja plačil za investicije na podlagi predstavljenega VEC modela so precej slabše od napovedi na podlagi enačbe 26. Pri tem smo upoštevali enake predpostavke glede gibanja pojasnjevalnih spremenljivk v sistemu kot prej, s to razliko, da smo zaradi strukture VEC modela tokrat za vse spremenljivke potrebovali napovedi za daljše časovno obdobje. Za napoved do konca leta 2000 bi potrebovali napovedi do vključno prvega kvartala leta 2001. Ker smo ocenili spremenljivke le do konca leta 2000, se naša napoved z VEC modelom konča s tretjim kvartalom leta 2000. Tudi v tem primeru so naše ocene pojasnjevalnih spremenljivk temeljile na preprosti metodi računanja povprečnih vrednosti po kvartalih. Rezultati napovedi so prikazani v tabeli 6.

Če primerjamo napoved za drugi kvartal leta 2000, za katerega že imamo dejanske podatke za večino uporabljenih spremenljivk, vidimo, da je ta kvartal v tem modelu še bolj preocenjen kot z enačbo (26). Za primerjavo povejmo, da je napoved rasti plačil za investicije za drugi kvartal 2000 po enačbi (26) enaka 22.2%, z modelom VEC pa investicije zrastejo za 39.3% (dejansko so plačila porasla le za 6.2%). Primerjava dejanskih stopenj rasti (IR) z napovedanimi po enačbi (26) (IRF) in po modelu VEC (IFR) je prikazana v sliki 7. Iz povedanega sledi, da daje enačba (26) bolj točne napovedi, kar je tudi razlog, da smo napoved investicij v osnovna sredstva napovedali na podlagi rezultatov enačbe (26). Sledi predstavitev rezultatov napovedi vrednosti investicij v osnovna sredstva.

Slika 7: Primerjava dejanskih stopenj rasti (IR) z napovedanimi po enačbi (26) (IRF) in po modelu VEC (IFR)



2.4.3 OCENA IN NAPOVED VREDNOSTI INVESTICIJ V OSNOVNA SREDSTVA

Vrednost investicij v osnovna sredstva smo ocenili z naslednjo enačbo, rezultati ocene so prikazani v tabeli 7:

$$ISURS_t = C_1 I_t + C_2 ISURS_t(-1). \quad (27)$$

Vrednost investicij v osnovna sredstva je ocenjena na podlagi podatkov med leti 1991 in 1999. Za oceno enačbe ISURS smo uporabili dejanske podatke plačil za investicije, za napoved ISURS pa smo upoštevali kombinacijo dejanskih podatkov z napovedano vrednostjo plačil za investicije v letu 2000, kot smo jo izračunali na podlagi ocene enačbe (26). Izračun napovedi plačil za investicije za leto 2000 smo opisali in prikazali v prvi točki tega poglavja.

Iz tabele 7 vidimo, da je enačba ocenjena s precej visokim determinacijskim koeficientom, kar je delno tudi rezultat majhnega števila dejanskih upoštevanih podatkov. Iz analize regresijskih koeficientov vidimo, da imata obe spremenljivki pozitivni vpliv na gibanje ISURS, pri čemer ima odložena

Tabela 7.: Ocena regresijske enačbe (27)

Odvisna spremenljivka: ISURS
 Metoda najmanjših kvadratov
 Prilagojeni vzorec: 1992 1999
 Število opazovanj po prilagoditvi: 8

Neodvisne spremenljivke	Koeficient	Standardna napaka	t-test	Verjetnost
I	0.434899	0.261096	1.665663	0.1468
ISURS (-1)	0.890993	0.133531	6.672563	0.0005
R ²	0.952892	Srednja vrednost odvisne spremenljivke		297425.5
Prilagojen R ²	0.945041	Standardna napaka odvisne spremenljivke		85979.00
Standardna napaka regresije	20156.32	Akaike info kriterij		22.87274
Vsota kvadratov rezidualov	2.44E+09	Schwarz kriterij		22.89260
Log likelihood	-89.49096	Durbin-Watson statistika		1.732071

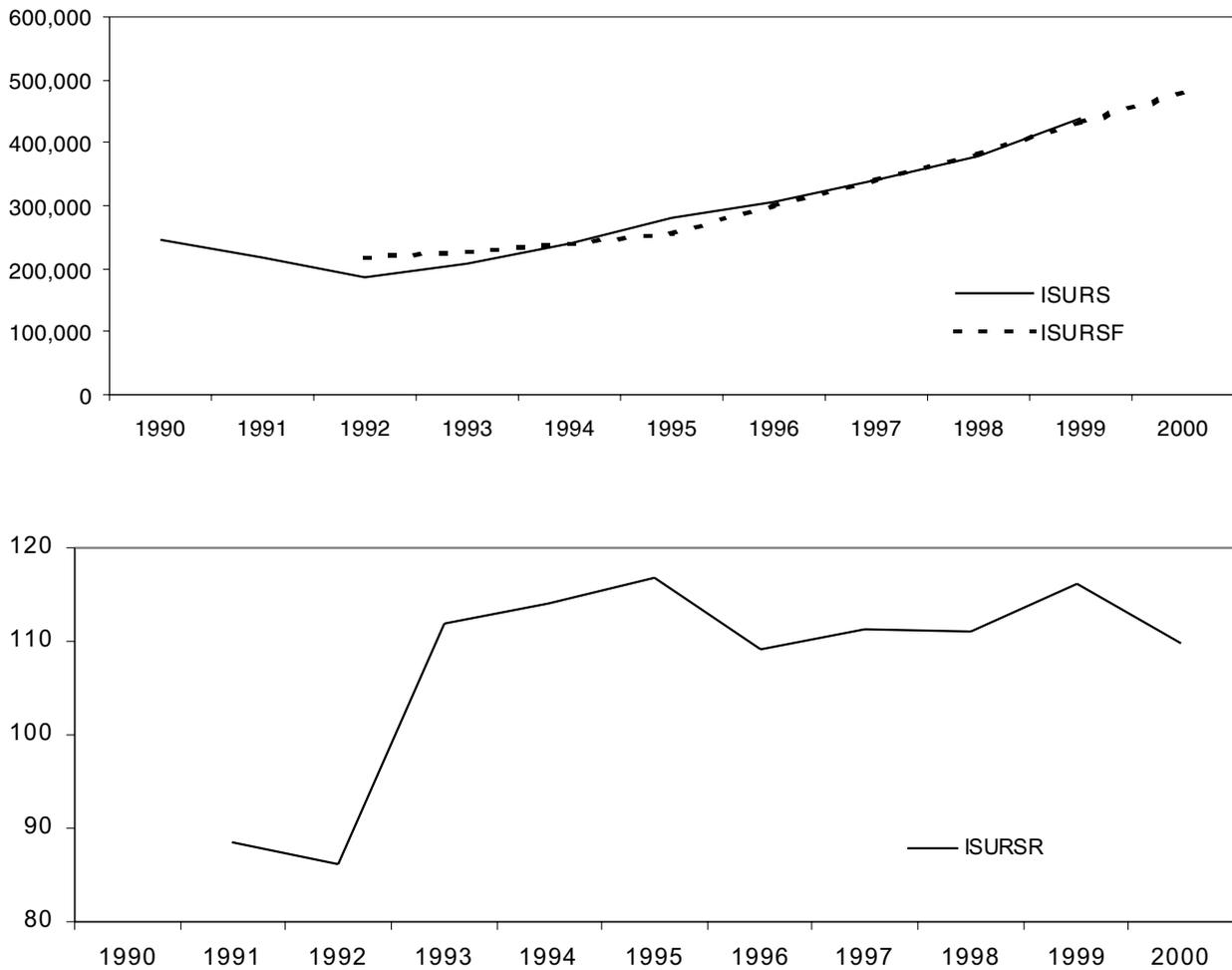
vrednost investicij v osnovna sredstva močnejši vpliv od plačil za investicije. Analiza t-testov kaže, da je vpliv obeh spremenljivk sicer statistično značilen, vendar je ta značilnost pri ISURS(-1) dosti bolj izrazita kot pri plačilih za investicije. Analiza rezidualov regresije je pokazala, da le-ti zadostujejo kriterijem normalne porazdelitve in niso avtokorelirani. Čeprav je rezultate enačbe (27) zaradi kratke dolžine in nestacionarnih serij treba jemati s previdnostjo, menimo, da je pričujoča enačba relativno razumen približek gibanja investicij v osnovna sredstva. V sliki 8 prikazujemo gibanje dejanske in ocenjene vrednosti investicij v osnovna sredstva ter porazdelitev rezidualov.

Na podlagi ocene enačbe (27) in napovedi plačil za investicije za leto 2000 po enačbi (26) smo z dinamično metodo napovedovanja izračunali napoved vrednosti plačil za investicije v letu 2000, ki znaša 481,380.6 mio SIT ali 9.7 odstotno realno povečanje ISURS glede na predhodno leto. Rezultate napovedi spremenljivke prikazujemo v sliki 9, gibanje dejanske (ISURS), napovedane (ISURSF) ter stopnje rasti (ISURSR) vrednosti investicij v osnovna sredstva pa v tabeli 8 in sliki 10.

Tabela 8.: Dejanske, napovedane in stopnje rasti vrednosti investicij v osnovna sredstva,

	Dejansko	Napoved	Stopnja rasti
1991	217,620.0		88.5
1992	187,450.0	219,151.6	86.1
1993	209,941.0	225,823.8	111.9
1994	239,601.0	238,759.7	114.1
1995	279,883.0	254,541.9	116.8
1996	305,613.0	301,325.2	109.2
1997	340,278.0	341,227.0	111.3
1998	377,913.0	382,434.0	111.1
1999	438,725.0	433,837.7	116.1
2000		481,380.6	109.7 napoved

Slika 10: Gibanje dejanskih (ISURS) in napovedanih (ISURSF) vrednosti investicij v osnovna sredstva ter stopnje rasti investicij v osnovna sredstva (ISURSR)



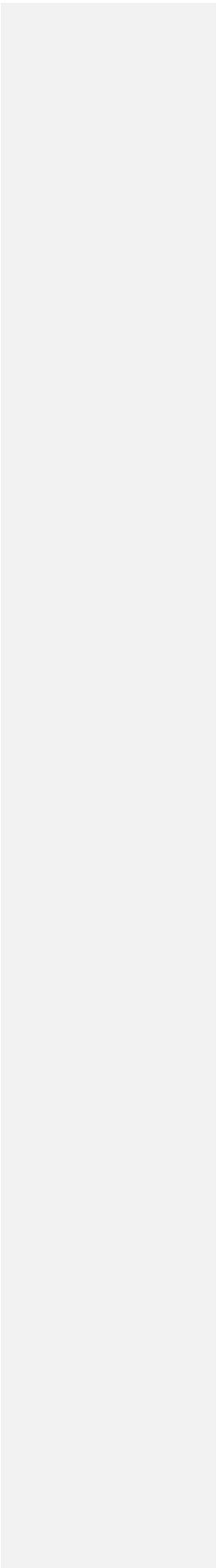
Kazalniki kvalitete napovedi ISURS kažejo, da napovedana vrednost ISURS ne odstopa pretirano od dejanskih vrednosti investicij v osnovna sredstva. Tudi odstotek povprečne absolutne napake je v mejah sprejemljivosti (pod 5%), Theilov koeficient pa je blizu nič, kar kaže, da je napoved dokaj zanesljiva, seveda ob upoštevanju vseh poenostavitev in vseh bolj ali manj omejitvenih predpostavk integriranih v enačbah (26) in (27). Kakor vse ostale rezultate ekonometričnih analiz moramo tudi rezultate te analize razumeti kritično ter predvsem kot dopolnilo ostalim metodam/indikatorjem spremljanja opazovane kategorije.

SKLEP

Kot je razvidno iz pričujoče analize, je napovedovanje investicij v osnovna sredstva nelahka naloga, polna omejitev in pasti, ki izhajajo predvsem iz omejene podatkovne podlage (i.e. nerazpoložljivosti in kratke frekvence razpoložljivih podatkov), v veliki meri pa je odvisno tudi od strokovnosti napovedi pojasnjevalnih spremenljivk. Poizkus, predstavljen v tem delovnem zvezku, je le začetek ekonometričnega napovedovanja investicijskega povpraševanja v Sloveniji, za katerega vsekakor obstaja še veliko možnosti za izpopolnitev.

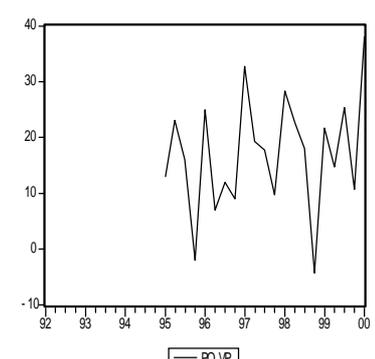
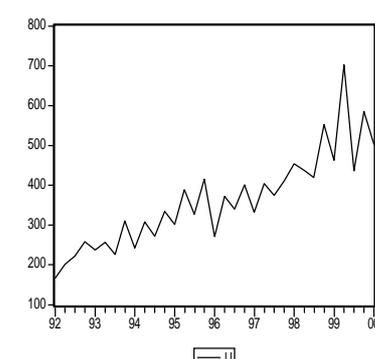
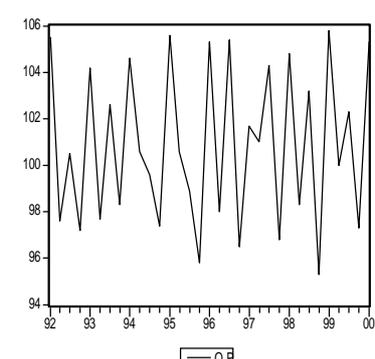
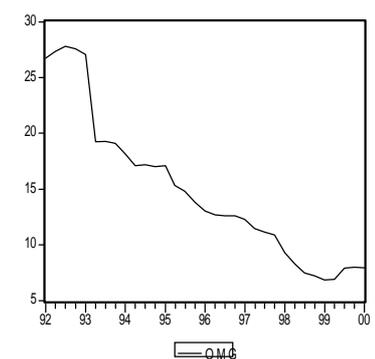
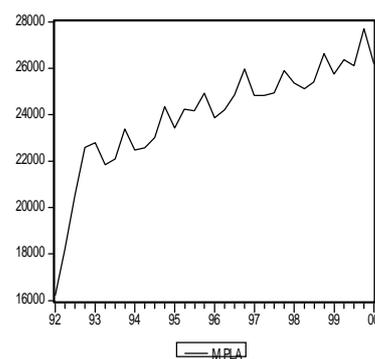
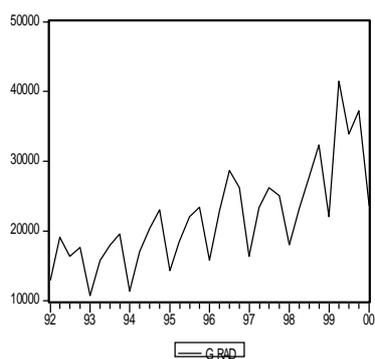
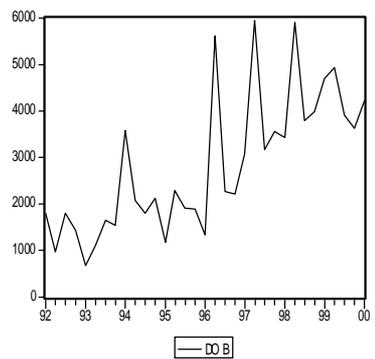
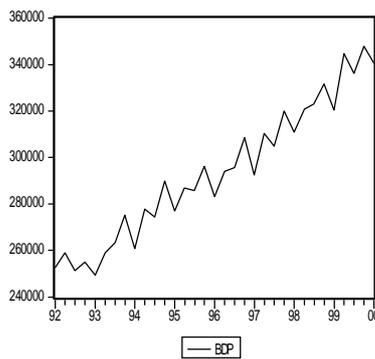
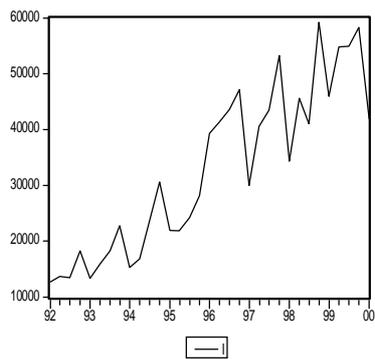
Prvi korak k izboljšanju ocene in napovedi investicij v osnovna sredstva je vsekakor ocenjevanje le-teh neposredno, in ne posredno preko plačil za investicije. Zaradi metodoloških razlik so namreč plačila za investicije le bolj ali manj dober (slab) približek vrednosti investicij, kar povzroča potencialno velike razlike v oceni gibanja investicij v osnovna sredstva. Kot smo že omenili, je SURS letos prvič objavil podatke o investicijah v osnovna sredstva tudi po kvartalnih, za nazaj pa bi jih bilo treba oceniti. Tudi ta ocena delno že obstaja²⁵, kar vsekakor predstavlja dober začetek v tej smeri.

Z daljšanjem razpoložljivih serij se bodo močno povečale tudi možnosti za kvalitetnejše napovedovanje. Seveda je to faktor, na katerega nimamo velikega vpliva, pa vendar ga velja omeniti predvsem zato, ker se bodo s tem odprle možnosti uporabe alternativnih načinov modeliranja povpraševanja po investicijah. Namreč, podatkovne omejitve, o katerih nenehno govorimo obstajajo predvsem zato, ker primanjkuje podatkov na kvartalni ravni, na letni ravni pa je izbor podatkov precej večji. V mislih imamo predvsem podatke iz zaključnih računov, na podlagi katerih bi lahko investicije modelirali s panelno analizo, pri čemer bi gospodarske subjekte grupirali po različnih skupinah (npr. sektorjih ali posameznih skupinah podjetij). Rezultate takšne ekonometrične analize investicijske aktivnosti bi lahko potem uporabili pri ocenjevanju agregatne investicijske aktivnosti. Agregat investicij je namreč rezultat obnašanja mikroekonomskih subjektov, in če razumemo obnašanje le-teh, je tudi obnašanje agregata lažje razumljivo²⁶.

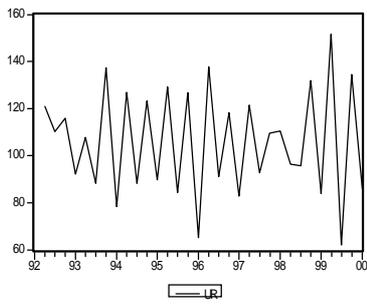
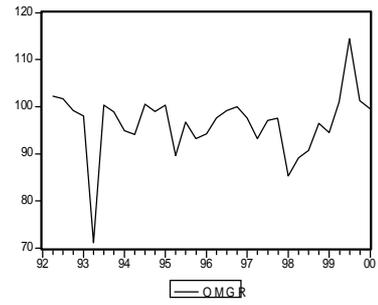
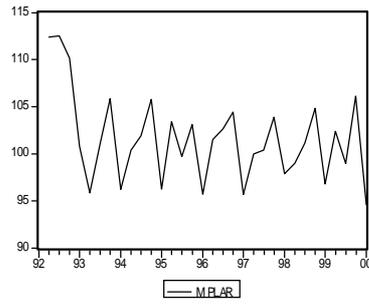
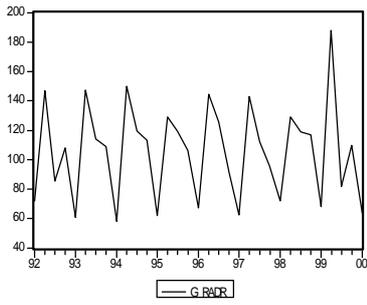
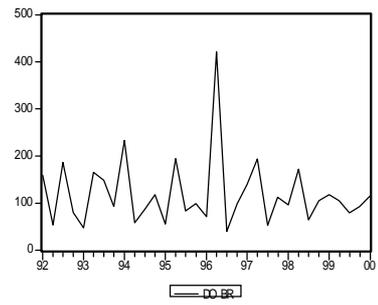
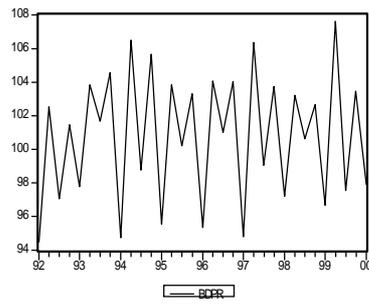
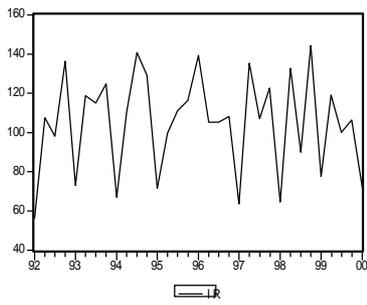


PRILOGA

Grafi spremljivk I, BDP, DOB, GRAD, MPLA, OMG, OP, POVP in U:



Grafi spremenljivk IR, BDPR, DOBR, GRADR, OMGR, MPLAR, UR:



Testi stacionarnosti uporabljenih spremenljivk v modelu

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on BDP

ADF Test Statistic	0.649828	1% Critical Value*	-3.6576
		5% Critical Value	-2.9591
		10% Critical Value	-2.6181

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(BDP)

Method: Least Squares

Date: 08/25/00 Time: 15:59

Sample(adjusted): 1992:3 2000:1

Included observations: 31 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BDP(-1)	0.029461	0.045336	0.649828	0.5211
D(BDP(-1))	-0.844302	0.114958	-7.344440	0.0000
C	-3424.296	13277.32	-0.257906	0.7984
R-squared	0.666915	Mean dependent var		2633.419
Adjusted R-squared	0.643123	S.D. dependent var		11261.91
S.E. of regression	6727.773	Akaike info criterion		20.55764
Sum squared resid	1.27E+09	Schwarz criterion		20.69641
Log likelihood	-315.6434	F-statistic		28.03133
Durbin-Watson stat	1.981646	Prob(F-statistic)		0.000000

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on BDPR

ADF Test Statistic	-4.945985	1% Critical Value*	-3.6576
		5% Critical Value	-2.9591
		10% Critical Value	-2.6181

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(BDPR)

Method: Least Squares

Date: 08/25/00 Time: 16:01

Sample(adjusted): 1992:3 2000:1

Included observations: 31 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BDPR(-1)	-1.663914	0.336417	-4.945985	0.0000
D(BDPR(-1))	-0.069665	0.175592	-0.396746	0.6946
C	168.1298	33.97455	4.948699	0.0000
R-squared	0.890451	Mean dependent var		-0.148995
Adjusted R-squared	0.882626	S.D. dependent var		7.105651
S.E. of regression	2.434390	Akaike info criterion		4.709035
Sum squared resid	165.9351	Schwarz criterion		4.847808
Log likelihood	-69.99004	F-statistic		113.7964
Durbin-Watson stat	1.991617	Prob(F-statistic)		0.000000

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on DOB

ADF Test Statistic	-2.046632	1% Critical Value*	-3.6576
		5% Critical Value	-2.9591
		10% Critical Value	-2.6181

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DOB)

Method: Least Squares

Date: 08/25/00 Time: 16:02

Sample(adjusted): 1992:3 2000:1

Included observations: 31 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DOB(-1)	-0.370114	0.180841	-2.046632	0.0502
D(DOB(-1))	-0.310271	0.176994	-1.753009	0.0905
C	1168.133	555.0710	2.104474	0.0444
R-squared	0.344567	Mean dependent var		104.9949
Adjusted R-squared	0.297750	S.D. dependent var		1526.987
S.E. of regression	1279.620	Akaike info criterion		17.23828
Sum squared resid	45847986	Schwarz criterion		17.37705
Log likelihood	-264.1933	F-statistic		7.359915
Durbin-Watson stat	2.188491	Prob(F-statistic)		0.002700

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on DOBR

ADF Test Statistic	-5.628137	1% Critical Value*	-3.6576
		5% Critical Value	-2.9591
		10% Critical Value	-2.6181

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DOBR)

Method: Least Squares

Date: 08/25/00 Time: 16:03

Sample(adjusted): 1992:3 2000:1

Included observations: 31 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DOBR(-1)	-1.701331	0.302290	-5.628137	0.0000
D(DOBR(-1))	0.238964	0.181392	1.317390	0.1984
C	203.5191	38.09677	5.342162	0.0000
R-squared	0.709448	Mean dependent var		2.015790
Adjusted R-squared	0.688694	S.D. dependent var		123.3620
S.E. of regression	68.82963	Akaike info criterion		11.39291
Sum squared resid	132650.5	Schwarz criterion		11.53168
Log likelihood	-173.5901	F-statistic		34.18407
Durbin-Watson stat	2.019470	Prob(F-statistic)		0.000000

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on GRAD

ADF Test Statistic	-1.873805	1% Critical Value*	-3.6576
		5% Critical Value	-2.9591
		10% Critical Value	-2.6181

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GRAD)

Method: Least Squares

Date: 08/25/00 Time: 16:03

Sample(adjusted): 1992:3 2000:1

Included observations: 31 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GRAD(-1)	-0.339525	0.181195	-1.873805	0.0714
D(GRAD(-1))	-0.299021	0.196208	-1.523998	0.1387
C	7907.705	4087.028	1.934830	0.0632
R-squared	0.300708	Mean dependent var		147.6609
Adjusted R-squared	0.250758	S.D. dependent var		7010.295
S.E. of regression	6068.023	Akaike info criterion		20.35122
Sum squared resid	1.03E+09	Schwarz criterion		20.48999
Log likelihood	-312.4439	F-statistic		6.020242
Durbin-Watson stat	1.995233	Prob(F-statistic)		0.006687

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on GRADR

ADF Test Statistic	-5.940576	1% Critical Value*	-3.6576
		5% Critical Value	-2.9591
		10% Critical Value	-2.6181

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GRADR)

Method: Least Squares

Date: 08/25/00 Time: 16:04

Sample(adjusted): 1992:3 2000:1

Included observations: 31 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GRADR(-1)	-1.847108	0.310931	-5.940576	0.0000
D(GRADR(-1))	0.299042	0.180943	1.652692	0.1096
C	196.8887	33.87019	5.813039	0.0000
R-squared	0.730004	Mean dependent var		-2.689109
Adjusted R-squared	0.710719	S.D. dependent var		53.77517
S.E. of regression	28.92291	Akaike info criterion		9.658911
Sum squared resid	23422.97	Schwarz criterion		9.797684
Log likelihood	-146.7131	F-statistic		37.85265
Durbin-Watson stat	2.333800	Prob(F-statistic)		0.000000

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on I

ADF Test Statistic	-1.157919	1% Critical Value*	-3.6576
		5% Critical Value	-2.9591
		10% Critical Value	-2.6181

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(I)

Method: Least Squares

Date: 08/25/00 Time: 16:06

Sample(adjusted): 1992:3 2000:1

Included observations: 31 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
I(-1)	-0.112769	0.097389	-1.157919	0.2567
D(I(-1))	-0.505053	0.176968	-2.853919	0.0080
C	5406.829	3446.412	1.568828	0.1279
R-squared	0.313735	Mean dependent var	912.2954	
Adjusted R-squared	0.264716	S.D. dependent var	8817.972	
S.E. of regression	7561.297	Akaike info criterion	20.79124	
Sum squared resid	1.60E+09	Schwarz criterion	20.93001	
Log likelihood	-319.2642	F-statistic	6.400280	
Durbin-Watson stat	1.890987	Prob(F-statistic)	0.005139	

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on IR

ADF Test Statistic	-4.940286	1% Critical Value*	-3.6576
		5% Critical Value	-2.9591
		10% Critical Value	-2.6181

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(IR)

Method: Least Squares

Date: 08/25/00 Time: 16:07

Sample(adjusted): 1992:3 2000:1

Included observations: 31 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IR(-1)	-1.556553	0.315073	-4.940286	0.0000
D(IR(-1))	0.079156	0.180552	0.438410	0.6645
C	166.4838	33.96233	4.902014	0.0000
R-squared	0.704646	Mean dependent var	-1.150968	
Adjusted R-squared	0.683549	S.D. dependent var	40.27433	
S.E. of regression	22.65590	Akaike info criterion	9.170483	
Sum squared resid	14372.11	Schwarz criterion	9.309256	
Log likelihood	-139.1425	F-statistic	33.40077	
Durbin-Watson stat	2.035108	Prob(F-statistic)	0.000000	

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on MPLA

ADF Test Statistic	-3.598631	1% Critical Value*	-3.6576
--------------------	-----------	--------------------	---------

5% Critical Value	-2.9591
10% Critical Value	-2.6181

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(MPLA)
 Method: Least Squares
 Date: 08/25/00 Time: 16:07
 Sample(adjusted): 1992:3 2000:1
 Included observations: 31 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MPLA(-1)	-0.283731	0.078844	-3.598631	0.0012
D(MPLA(-1))	-0.169024	0.159338	-1.060794	0.2978
C	7169.511	1919.893	3.734328	0.0009
R-squared	0.320071	Mean dependent var	256.4267	
Adjusted R-squared	0.271505	S.D. dependent var	968.3002	
S.E. of regression	826.4630	Akaike info criterion	16.36395	
Sum squared resid	19125148	Schwarz criterion	16.50273	
Log likelihood	-250.6413	F-statistic	6.590386	
Durbin-Watson stat	1.975591	Prob(F-statistic)	0.004513	

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on MPLAR

ADF Test Statistic	-4.681975	1% Critical Value*	-3.6661
		5% Critical Value	-2.9627
		10% Critical Value	-2.6200

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(MPLAR)
 Method: Least Squares
 Date: 08/25/00 Time: 16:08
 Sample(adjusted): 1992:4 2000:1
 Included observations: 30 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
MPLAR(-1)	-1.003009	0.214228	-4.681975	0.0001
D(MPLAR(-1))	-0.104836	0.161890	-0.647578	0.5227
C	101.1705	21.77241	4.646732	0.0001
R-squared	0.595156	Mean dependent var	-0.598464	
Adjusted R-squared	0.565168	S.D. dependent var	5.876303	
S.E. of regression	3.874941	Akaike info criterion	5.641577	
Sum squared resid	405.4095	Schwarz criterion	5.781697	
Log likelihood	-81.62366	F-statistic	19.84618	
Durbin-Watson stat	2.222197	Prob(F-statistic)	0.000005	

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on OMG

ADF Test Statistic	-1.939873	1% Critical Value*	-3.6576
		5% Critical Value	-2.9591
		10% Critical Value	-2.6181

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(OMG)
 Method: Least Squares
 Date: 08/25/00 Time: 16:09
 Sample(adjusted): 1992:3 2000:1
 Included observations: 31 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
OMG(-1)	-0.078986	0.040717	-1.939873	0.0625
D(OMG(-1))	-0.022465	0.176010	-0.127633	0.8994
C	0.524224	0.654882	0.800486	0.4302
R-squared	0.118528	Mean dependent var		-0.624731
Adjusted R-squared	0.055566	S.D. dependent var		1.448319
S.E. of regression	1.407505	Akaike info criterion		3.613280
Sum squared resid	55.46997	Schwarz criterion		3.752053
Log likelihood	-53.00584	F-statistic		1.882530
Durbin-Watson stat	2.088696	Prob(F-statistic)		0.170969

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on OMGR

ADF Test Statistic	-3.601205	1% Critical Value*	-3.6661
		5% Critical Value	-2.9627
		10% Critical Value	-2.6200

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(OMGR)
 Method: Least Squares
 Date: 08/25/00 Time: 16:09
 Sample(adjusted): 1992:4 2000:1
 Included observations: 30 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
OMGR(-1)	-0.907342	0.251955	-3.601205	0.0013
D(OMGR(-1))	0.030212	0.190611	0.158502	0.8752
C	87.26452	24.29074	3.592502	0.0013
R-squared	0.444372	Mean dependent var		-0.070799
Adjusted R-squared	0.403214	S.D. dependent var		9.271522
S.E. of regression	7.162427	Akaike info criterion		6.870214
Sum squared resid	1385.110	Schwarz criterion		7.010334
Log likelihood	-100.0532	F-statistic		10.79684
Durbin-Watson stat	2.009227	Prob(F-statistic)		0.000359

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on OP

ADF Test Statistic	-5.124906	1% Critical Value*	-3.6576
		5% Critical Value	-2.9591
		10% Critical Value	-2.6181

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(OP)
 Method: Least Squares
 Date: 08/25/00 Time: 16:10
 Sample(adjusted): 1992:3 2000:1
 Included observations: 31 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
OP(-1)	-1.785405	0.348378	-5.124906	0.0000
D(OP(-1))	0.051760	0.188215	0.275006	0.7853
C	179.7932	35.07964	5.125286	0.0000
R-squared	0.840269	Mean dependent var		0.248387
Adjusted R-squared	0.828860	S.D. dependent var		6.111294
S.E. of regression	2.528186	Akaike info criterion		4.784647
Sum squared resid	178.9682	Schwarz criterion		4.923420
Log likelihood	-71.16202	F-statistic		73.64753
Durbin-Watson stat	2.010746	Prob(F-statistic)		0.000000

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on POVP

ADF Test Statistic	-3.029068	1% Critical Value*	-3.8304
		5% Critical Value	-3.0294
		10% Critical Value	-2.6552

*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(POVP)
 Method: Least Squares
 Date: 08/25/00 Time: 16:10
 Sample(adjusted): 1995:3 2000:1
 Included observations: 19 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
POVP(-1)	-1.349453	0.445501	-3.029068	0.0080
D(POVP(-1))	0.009261	0.279066	0.033186	0.9739
C	22.55940	7.638802	2.953264	0.0093
R-squared	0.612168	Mean dependent var		0.789474
Adjusted R-squared	0.563689	S.D. dependent var		16.58057
S.E. of regression	10.95211	Akaike info criterion		7.768880
Sum squared resid	1919.178	Schwarz criterion		7.918002
Log likelihood	-70.80436	F-statistic		12.62749
Durbin-Watson stat	1.817588	Prob(F-statistic)		0.000512

Test kointegracije med serijami I, BDP, DOB, GRAD, MPLA in U

Sample: 1992:1 2000:1

Included observations: 30

Test assumption: Linear deterministic trend in the data

Series: I BDP DOB GRAD MPLA U

Lags interval: 1 to 2

Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value	Hypothesized No. of CE(s)
0.957140	218.4402	114.90	124.75	None **
0.822844	123.9459	87.31	96.58	At most 1 **
0.616683	72.02421	62.99	70.05	At most 2 **
0.571848	43.25743	42.44	48.45	At most 3 *
0.366851	17.80914	25.32	30.45	At most 4
0.127671	4.097643	12.25	16.26	At most 5

*(**) denotes rejection of the hypothesis at 5%(1%) significance level

L.R. test indicates 4 cointegrating equation(s) at 5% significance level

Unnormalized Cointegrating Coefficients:

I	BDP	DOB	GRAD	MPLA	U	@TREND(92:2)
2.07E-06	-2.92E-05	-0.000267	6.02E-05	-0.000465	-0.002553	0.183442
0.000111	5.79E-05	0.000174	-0.000117	0.000184	0.009644	-0.433231
-3.05E-05	-0.000125	-7.36E-05	5.14E-05	-6.03E-06	0.007037	0.329322
-1.00E-05	2.88E-05	-0.000415	6.22E-05	4.94E-05	-0.009171	0.043343
6.90E-05	3.41E-05	-0.000259	-0.000218	-0.000120	0.012164	-0.151881
-2.45E-05	4.55E-05	-2.50E-07	5.95E-05	9.19E-05	-0.001434	-0.148985

Normalized Cointegrating Coefficients: 1 Cointegrating Equation(s)

I	BDP	DOB	GRAD	MPLA	U	@TREND(92:2)	C
1.000000	-14.11900 (42.2591)	-129.3159 (371.931)	29.11377 (88.6225)	-225.1028 (649.619)	-1235.259 (3807.64)	88774.63 (264786.)	8235244.
Log likelihood	-1395.458						

Normalized Cointegrating Coefficients: 2 Cointegrating Equation(s)

I	BDP	DOB	GRAD	MPLA	U	@TREND(92:2)	C
1.000000	0.000000	-3.083096 (1.31841)	0.023978 (0.32445)	-6.387641 (1.95153)	39.63587 (23.7739)	-599.8760 (548.901)	125820.5
0.000000	1.000000	8.940636 (1.70504)	-2.060330 (0.41959)	15.49085 (2.52382)	90.29644 (30.7455)	-6330.089 (709.867)	-574362.6

Normalized Cointegrating Coefficients: 3 Cointegrating Equation(s)

I	BDP	DOB	GRAD	MPLA	U	@TREND(92:2)	C
1.000000	0.000000	0.000000	-0.642791 (0.24578)	-0.755670 (1.00357)	102.9796 (14.5099)	-2160.091 (193.039)	-1354.646
0.000000	1.000000	0.000000	-0.126776 (0.34645)	-0.841247 (1.41465)	-93.39343 (20.4533)	-1805.640 (272.109)	-205568.8
0.000000	0.000000	1.000000	-0.216266 (0.05383)	1.826726 (0.21980)	20.54550 (3.17797)	-506.0546 (42.2796)	-41249.17

Log likelihood -1355.114

Normalized Cointegrating Coefficients: 4 Cointegrating Equation(s)

I	BDP	DOB	GRAD	MPLA	U	@TREND(92:2)	C
1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	-18.20047 (25.5901)	37.72307 (68.3573)	727.3024 (4400.88)	382479.7
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	-4.281830 (12.3323)	-106.2638 (32.9424)	-1236.168 (2120.85)	-129866.4
0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	-4.042550 (8.27640)	-1.409960 (22.1082)	465.4043 (1423.34)	87891.30
0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	-27.13917 (41.6548)	-101.5207 (111.270)	4491.966 (7163.61)	597137.5

Log likelihood -1342.389

Normalized Cointegrating Coefficients: 5 Cointegrating Equation(s)

I	BDP	DOB	GRAD	MPLA	U	@TREND(92:2)	C
1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	67.57460 (14.5183)	-2283.267 (159.711)	-18859.93
0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	0.000000	-99.24093 (12.5625)	-1944.433 (138.195)	-224285.3
0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	0.000000	5.220434 (3.39786)	-203.2804 (37.3786)	-1251.211
0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	0.000000	-57.00835 (12.1848)	2.831978 (134.040)	-1309.871
0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	1.000000	1.640151 (2.54498)	-165.4116 (27.9964)	-22051.06

Log likelihood -1335.534

Vrednosti uporabljenih spremenljivk

	BDP	BDPR	DOB	DOBR	GRAD	GRADR
1992:1	252616.0	94.50000	1793.451	158.9922	12995.95	71.78000
1992:2	258979.0	102.5188	966.8583	53.91050	19093.95	146.9224
1992:3	251340.0	97.05034	1799.628	186.1316	16296.31	85.34802
1992:4	255032.0	101.4689	1433.016	79.62846	17621.75	108.1333
1993:1	249371.0	97.78028	674.5562	47.07247	10687.00	60.64666
1993:2	258967.0	103.8481	1115.395	165.3524	15740.59	147.2872
1993:3	263279.0	101.6651	1655.481	148.4211	17953.14	114.0563
1993:4	275292.0	104.5628	1537.904	92.89769	19536.54	108.8196
1994:1	260805.0	94.73759	3581.688	232.8942	11369.08	58.19395
1994:2	277764.0	106.5026	2075.338	57.94302	17026.74	149.7636
1994:3	274302.0	98.75362	1808.066	87.12153	20375.58	119.6681
1994:4	289814.0	105.6551	2124.852	117.5207	23061.59	113.1825
1995:1	276911.0	95.54783	1175.908	55.34071	14310.40	62.05295
1995:2	286939.0	103.8430	2289.578	194.7072	18460.50	129.0006
1995:3	285792.0	100.1996	1912.437	83.52793	22044.57	119.4148
1995:4	296367.0	103.3223	1889.794	98.81598	23434.87	106.3068
1996:1	283065.0	95.36183	1330.930	70.42727	15788.89	67.37351
1996:2	294021.0	104.0742	5609.564	421.4770	22814.58	144.4976
1996:3	295524.0	101.0216	2264.428	40.36727	28666.34	125.6492
1996:4	308554.0	104.0102	2207.275	97.47603	26217.15	91.45623
1997:1	292542.0	94.78765	3077.511	139.4258	16324.96	62.26824
1997:2	310318.0	106.3690	5954.252	193.4763	23336.97	142.9527
1997:3	304925.0	99.03021	3167.410	53.19576	26188.82	112.2203
1997:4	319959.0	103.7504	3564.882	112.5488	25039.54	95.61156
1998:1	310958.0	97.18696	3430.410	96.22786	17979.12	71.80291
1998:2	320943.0	103.2110	5908.568	172.2409	23198.16	129.0283
1998:3	322946.0	100.6241	3792.332	64.18360	27635.70	119.1288
1998:4	331489.0	102.6454	3990.837	105.2344	32326.14	116.9724
1999:1	320397.0	96.65370	4700.932	117.7931	22038.32	68.17491
1999:2	344743.0	107.5989	4933.700	104.9515	41454.88	188.1036
1999:3	336277.0	97.54409	3910.878	79.26866	33900.26	81.77630
1999:4	347921.0	103.4629	3625.748	92.70930	37244.79	109.8658
2000:1	340615.0	97.90000	4221.700	116.4000	23671.44	63.56000

Nadaljevanje na naslednji strani.

Vrednosti uporabljenih spremenljivk

	DUMMY	I	IR	MPLA	MPLAR	OP
1992:1	1.000000	12705.71	56.38000	16220.54	NA	105.5000
1992:2	1.000000	13667.74	107.5700	18231.77	112.3993	97.60000
1992:3	1.000000	13415.87	98.16000	20520.57	112.5539	100.5000
1992:4	1.000000	18278.88	136.2500	22600.27	110.1347	97.20000
1993:1	1.000000	13364.64	73.12000	22785.21	100.8183	104.2000
1993:2	1.000000	15864.78	118.7100	21842.59	95.86303	97.70000
1993:3	1.000000	18265.35	115.1300	22078.67	101.0808	102.6000
1993:4	1.000000	22777.58	124.7000	23376.85	105.8798	98.30000
1994:1	1.000000	15230.17	66.86000	22489.01	96.20205	104.6000
1994:2	1.000000	16835.57	110.5400	22580.26	100.4058	100.6000
1994:3	1.000000	23700.19	140.7700	23017.56	101.9367	99.60000
1994:4	1.000000	30581.32	129.0300	24347.29	105.7770	97.40000
1995:1	1.000000	21898.06	71.61000	23436.12	96.25762	105.6000
1995:2	1.000000	21818.07	99.63000	24237.34	103.4187	100.6000
1995:3	1.000000	24228.23	111.0500	24166.07	99.70596	98.90000
1995:4	1.000000	28190.16	116.3500	24918.03	103.1116	95.80000
1996:1	0.000000	39287.25	139.3700	23853.81	95.72915	105.3000
1996:2	0.000000	41384.61	105.3400	24222.63	101.5462	98.00000
1996:3	0.000000	43563.26	105.2600	24861.58	102.6378	105.4000
1996:4	0.000000	47138.58	108.2100	25963.67	104.4329	96.50000
1997:1	1.000000	29964.13	63.57000	24837.09	95.66092	101.7000
1997:2	1.000000	40571.87	135.4000	24836.63	99.99817	101.0000
1997:3	1.000000	43470.32	107.1400	24941.83	100.4236	104.3000
1997:4	1.000000	53270.48	122.5400	25906.53	103.8678	96.80000
1998:1	1.000000	34371.98	64.52000	25361.68	97.89687	104.8000
1998:2	1.000000	45619.72	132.7200	25104.50	98.98595	98.30000
1998:3	1.000000	41044.78	89.97000	25391.71	101.1440	103.2000
1998:4	1.000000	59242.73	144.3400	26621.04	104.8415	95.30000
1999:1	1.000000	45990.85	77.63000	25762.22	96.77389	105.8000
1999:2	1.000000	54816.53	119.1900	26375.46	102.3804	100.0000
1999:3	1.000000	54893.57	100.1400	26099.83	98.95496	102.3000
1999:4	1.000000	58353.05	106.3000	27703.81	106.1456	97.30000
2000:1	1.000000	41948.90	71.89000	26181.00	94.60000	105.3000

Nadaljevanje na naslednji strani.

Vrednosti uporabljenih spremenljivk

	OMG	OMGR	U	UR	POVP
1992:1	26.73333	NA	166.8953	NA	NA
1992:2	27.33333	102.2444	201.8890	120.9675	NA
1992:3	27.80000	101.7073	222.7528	110.3343	NA
1992:4	27.56667	99.16067	258.0630	115.8518	NA
1993:1	27.03333	98.06530	237.9756	92.21607	NA
1993:2	19.23333	71.14673	256.3434	107.7183	NA
1993:3	19.30000	100.3466	226.2009	88.24136	NA
1993:4	19.10000	98.96373	310.6589	137.3376	NA
1994:1	18.13333	94.93892	243.1886	78.28154	NA
1994:2	17.06667	94.11765	308.4111	126.8198	NA
1994:3	17.16667	100.5859	272.1202	88.23292	NA
1994:4	17.00000	99.02913	335.3439	123.2337	NA
1995:1	17.06667	100.3922	301.0350	89.76905	13.00000
1995:2	15.30000	89.64844	389.0369	129.2331	23.00000
1995:3	14.80000	96.73203	327.5767	84.20196	16.00000
1995:4	13.80000	93.24324	414.8456	126.6408	-2.000000
1996:1	13.00000	94.20290	270.4886	65.20223	25.00000
1996:2	12.70000	97.69231	372.2673	137.6278	7.000000
1996:3	12.60000	99.21260	339.5207	91.20346	12.00000
1996:4	12.60000	100.0000	401.2980	118.1955	9.000000
1997:1	12.30000	97.61905	332.2504	82.79392	32.70000
1997:2	11.46667	93.22493	403.7698	121.5258	19.30000
1997:3	11.13333	97.09302	374.6098	92.77805	17.70000
1997:4	10.86667	97.60479	410.6231	109.6136	9.700000
1998:1	9.266667	85.27607	453.6741	110.4843	28.30000
1998:2	8.266667	89.20863	437.5645	96.44908	22.70000
1998:3	7.500000	90.72581	418.6528	95.67797	18.00000
1998:4	7.233333	96.44444	551.9677	131.8438	-4.300000
1999:1	6.833333	94.47005	462.9213	83.86747	21.70000
1999:2	6.900000	100.9756	701.9340	151.6314	14.70000
1999:3	7.900000	114.4928	435.4286	62.03269	25.30000
1999:4	8.000000	101.2658	585.1184	134.3776	10.70000
2000:1	7.966667	99.58333	502.8571	85.94110	38.00000

Opombe

- ¹ **(str. 7)** O dokazovanju pomembnosti investicijskega povpraševanja v slovenskem gospodarstvu v tem delovnem zvezku ne bomo podrobneje govorili, ker je to izčrpno dokumentirano že v drugih virih. Za podrobnejšo analizo investicijske aktivnosti v lanskem letu glej Pomladansko poročilo 2000 (2000, str. 89-92). Za predhodna leta pa so analize na voljo v letnih publikacijah Urada za makroekonomske analize in razvoj - Pomladansko in Jesensko poročilo in v Križaničevi in Oplotnikovi študiji (1999, str. 8-12).
- ² **(str. 7)** Razen Križaničeve in Oplotnikove študije (Križanič, Oplotnik, 1999) nismo našli nobenega drugega dela s tega področja.
- ³ **(str. 7)** Poudariti velja, da slabi empirični rezultati teoretičnih modelov na področju investicij niso redkost. Nasprotno, kljub velikemu napredku ekonomske teorije na področju modeliranja investicijskega povpraševanja v zadnjih letih so empirični rezultati teh modelov polni razočaranj (za nadaljnjo razpravo glej npr. Berndt 1991, Chirinko 1993, Caballero, Engel in Haltiwanger 1995, Caballero 1997).
- ⁴ **(str. 8)** Kratek slovenski povzetek tega članka je na voljo v Križanič in Oplotnik 1999 (str. 13-20).
- ⁵ **(str. 10)** Za popoln opis modela glej Berndt 1991, str. 233-237.
- ⁶ **(str. 11)** Za opis podatkov in problemov v zvezi s tem glej poglavja 2.1. in 2.3.
- ⁷ **(str. 12)** Za podrobnejšo razpravo na to temo glej Kholdy, Sohrabian in Mahdavi (1993) in Hubbard (1998).
- ⁸ **(str. 12)** Ena izmed podrobnejših analiz na to temo je na voljo v Chirinko (1996).
- ⁹ **(str. 13)** Ena izmed podrobnejših analiz na to temo je na voljo v Chirinko (1996).
- ¹⁰ **(str. 14)** Ker je rezultat dinamične optimizacije Eulerjeva enačba, se ti modeli pogosto imenujejo tudi modeli na podlagi Eulerjeve enačbe.
- ¹¹ **(str. 15)** Izraz (19) so razlikuje od izraza (3) po tem, da slednji upošteva variabilno stopnjo obrabe kapitala - dd_t , medtem ko pri (19) upoštevamo konstanto obrabo kapitala - dd in tako poenostavljeno predpostavljamo, da se obraba kapitala skozi časovna obdobja ne spreminja. Pozoren bralec bo opazil, da smo to poenostavitev uporabili že pri nekaterih predhodnih modelih.
- ¹² **(str. 15)** Za podrobnosti si lahko bralec ogleda Chirinko (1993, str.1893 –1894) ali Oliner, Rudebusch in Sichel (1995).
- ¹³ **(str. 17)** Za potrditev glej npr. rezultate študije R. Kopcke, povzete v Berndt (1991, str. 270 - 277), kjer avtor primerja pet različnih modelov investiranja.
- ¹⁴ **(str. 18)** Za leto 1999 je SURS prvič objavil tudi kvartalne podatke o bruto investicijah v osnovna sredstva.
- ¹⁵ **(str. 19)** Za podrobno obrazložitev dejavnikov povečanja plačil za investicije v letu 1996 glej Jesensko poročilo 1996, str. 20.
- ¹⁶ **(str. 22)** Na primer, spremenljivka neposredne tuje investicije (NTI) je definirana kot tuje naložbe v Sloveniji, čeprav je po primerjavi podatkov v prilogi študije in podatkov iz Biltena Banke Slovenije, razvidno, da je bil za NTI dejansko vzet skupen podatek za neposredne tuje naložbe v Sloveniji in domače v tujini. Podobne nepravilnosti zasledimo tudi pri drugih spremenljivkah (npr. finančna posojila in število dograjenih stanovanj, da naštejemo le tiste, ki smo jih preverjali).
- ¹⁷ **(str. 22)** Na to temo obstaja kar nekaj teoretičnih modelov: glej točki 2 in 6 poglavja 1.2.
- ¹⁸ **(str. 23)** Korelogram je zapis serije podatkov v obliki avtokorelacijske funkcije in funkcije delne korelacije. Avtokorelacijska funkcija pove, kakšna je korelacija spremenljivke y_t z njenimi odlogi do y_{t-i} , medtem ko funkcija delne korelacije pove, kakšna je korelacija spremenljivke y_t z odlogom y_{t-i} , potem ko so odstranjeni vplivi vmesnih odloženih vrednosti. Grafa teh dveh funkcij nam služita kot osnovno vodilo pri ugotavljanju ali odvisna spremenljivka vsebuje proces avtokorelacije (AR) in premikajočega se povprečja (angl.: moving average oz. MA) in ali jo je treba zato modelirati s tako imenovanimi ARMA modeli.
- ¹⁹ **(str. 24)** Za podrobnosti modeliranja investicij v stanovanjsko gradnjo glej Evans, 1969, str. 184-200.
- ²⁰ **(str. 24)** Odvisno od tega ali smo uporabili nivojske podatke ali kvartalne stopnje rasti.
- ²¹ **(str. 26)** Obširnejše se je o problemih stacionarnosti serij v ekonometrični analizi govorilo že v Delovnem zvezku Marzidovšek in Plešec (UMAR, 1999), zato tukaj podrobneje o tem ne govorimo.
- ²² **(str. 26)** Prednosti in slabosti VAR/VEC metodologije so opisane v Gujarati (1995, str. 746-750).
- ²³ **(str. 32)** Vrednost Theilovega koeficienta neenakosti je med nič in ena, pri čemer nič pomeni popolno ujemanje napovedi z dejanskimi vrednostmi. Povprečje kvadratov napak napovedi lahko razstavimo na delež pristranskosti, delež variance in delež kovariance (seštevek komponent je enak ena). Delež pristranskosti pove, kakšno je odstopanje med povprečjem napovedanih in dejanskih vrednosti spremenljivke. Delež variance pove, kakšno je odstopanje med varianco napovedanih in varianco dejanskih vrednosti spremenljivke. Delež kovariance meri ostale nesistematične napake napovedi. Za dobro napoved mora biti večina napake zajeta v deležu kovariance.
- ²⁴ **(str. 33)** Letne stopnje rasti smo izračunali po naslednjem postopku. Napovedane kvartalne stopnje rasti smo pomnožili z dejanskimi serijami podatkov o vrednosti plačil za investicije in tako dobili napovedane kvartalne vrednosti plačil za investicije. Slednje smo agregirali (sešteli kvartale) tako, da smo dobili vrednost plačil za investicije po letih, iz katerih smo potem izračunali letne stopnje rasti.
- ²⁵ **(str. 43)** Interne ocene dr. Tanje Česen.
- ²⁶ **(str. 43)** Primer takšne analize je na voljo v Caballero, Engel in Haltiwanger (1995).

SEZNAM UPORABLJENIH PODATKOVNIH VIROV

1. Prikazi in Analize, Banka Slovenije, Ljubljana, več števil.
2. Statistični bilten, Agencija Republike Slovenije za plačilni promet, Ljubljana, več števil.
3. Nekateri pomembnejši podatki o Republiki Sloveniji, Statistični urad Republike Slovenije, Ljubljana, več števil.
4. Statistične informacije, Statistični urad Republike Slovenije, Ljubljana, več števil.
5. Statistični letopis, Statistični urad Republike Slovenije, Ljubljana, številke 1992, 1996 in 1999.
6. Interne baze podatkov sodelavcev Urada za makroekonomske analize in razvoj

SEZNAM UPORABLJENE LITERATURE

1. Allen A. G. D.: Investment Functions, v *Macro-Economic Theory – A Mathematical Treatment*, Maximillan St. Martin's Press, 1967, pp.57-75.
2. Artus Patrick in Muet Pierre-Alain Muet: *Investment and factor demand*, North-Holland, 1990.
3. Barro Robert J. in Sala-i-Martin Xavier: *Economic Growth*, McGraw-Hill, Inc., 1995.
4. Bean C. R.: *An Econometric Model of Manufacturing Investment in the UK*, *The Economic Journal*, 91, March 1981, str. 106-121.
5. Beenstock Michael, Dalziel Alan in Warburton Peter: *Aggregate Investment and Output in the UK*, v *Industrial Investment in Europe: Economic Theory and Measurement* (urednik Weiserbs D.), Martinus Nijhoff Publishers, 1985, str. 117-143.
6. Bernanke Ben, Bohn Henning, Reiss Peter C.: *Alternative non-nested specification tests of time-series investment models*, *Journal of Economics*, 37, 1988, str. 293-326.
7. Berndt Ernst R.: *Explaining and Forecasting Aggregate Investment Expenditures: Distributed Lags and Autocorrelation*, v *The Practice of Econometrics: Classic and Contemporary* (urednik Berndt Ernst R.), Addison-Wesley, 1991, str. 224-305.
8. Caballero Ricardo J.: *Aggregate Investments: Lessons from the Previous Millenium*, AEA Session, January 2000, <http://web.mit.edu/caball/www/>
 ____ *Aggregate Investment*, Working Paper 6264, NBER Working Paper series, November 1997.
 ____ Engel Eduardo M. R. A. in Haltwanger John C.: *Plant-Level Adjustment and Aggregate Investment Dynamics*, *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, 1995, str. 1-54.
9. Chirinko Robert S.: *Business Fixed Investment Spending: Modeling Strategies, Empirical Results, and Policy Implications*, *Journal of Economic Literature*, vol. XXXI, Decemer 1993, str. 1875-1911.
 ____ *Finance Constrains, Liquidity, and Investment Spending: Theoretical Restrictions and International Evidence*, *Federal Reserve Bank of Kansas City Research Working Paper 96-04*, October 1996.
 ____ in Schiatarelli: *Deliverz Lags, Adjustment Costs, and Econometric Investment Models*, *New York University Economic Research Report: 91-41*, August 1991.
10. Erenburg S. J. in Wohar Mark E.: *Public and Private Investment: Are There Causal Linkages?*, *Journal of Macroeconomics*, vol. 17, no. 1, Winter 1995, str. 1-30.
11. Evans Michael.: *Macroeconomic Activity: Theory, Forecasting, and Control; An Econometric Approach*, poglavje 4 in 7, Harper International Edition, 1969, str. 73-105 in str. 185-200.

12. Faini Riccardo in Schiantarelli Fabio: A Unified Framework for Firms' Decisions: Theoretical Analysis and Empirical Application to Italy 1970-1980, v *Industrial Investment in Europe: Economic Theory and Measurement* (urednik Weiserbs D.), Martinus Nijhoff Publishers, 1985, str. 51-75.
13. Greene William, H.: *Econometric Analysis*, third edition (International Edition), Prentice-Hall, 19XX
14. Harvey Andrew C.: *Time Series Models*, Second Edition, Harvester Wheatsheaf, 1993.
15. Hubbard Glenn R.: Capital-Market Imperfections and Investment, *Journal of Economic Literature*, vol. XXXVI, March 1998, str. 193-225.
16. Gerard M. in Berghe C. Vanden: *Econometric Analysis of Sectoral Investment in Belgium (1956-1982)*, v *Industrial Investment in Europe: Economic Theory and Measurement* (urednik Weiserbs D.), Martinus Nijhoff Publishers, 1985, str. 81-113.
17. Gujarati Damodar N.: *Basic Econometrics*, Third Edition, International Edition, McGraw-Hill, Inc., 1995.
18. Hamilton James D.: *Time Series Analysis*, Princeton University Press, 1996.
19. Jorgenson Dale W.: *Econometric Studies of Investment Behavior: A Survey*, *Journal of Economic Literature*, vol. 9, 1971, str. 1111-1147.
20. Kholdy Shady, Sohrabian Ahmad in Mahdavi Saeid: *The Investment-Cash Flow Linkage Revisited: Evidence from Aggregate Data and Multivariate Granger-Causality Tests*, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, vol. 33, no. 2, Summer 1993, str. 155-169.
21. Križanič France in Oplotnik Žan J.: *Model investicijskega obnašanja v pogojih liberalizacije menjave in gibanja kapitala v Evropi*, *Ekonomski inštitut Pravne fakultete v Ljubljani*, oktober 1999.
22. Marzidovšek Nataša in Plešec Boštjan: *Ocenjevanje cen življenjskih potrebščin, drobnoprodajnih cen in cen industrijskih izdelkov pri proizvajalcih*, *Delovni zvezek*, Urad za za makroekonomske analize in razvoj, april 2000.
23. Oliner Stephen, Rudebusch Glenn in Sichel Daniel: *New and Old Models of Business Investment: A Comparison of Forecasting Performance*, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 27, no. 3, August 1995, str. 806-826.
24. *Analiza gospodarskih gibanj v Sloveniji*, *Jesensko Poročilo 1996*, Urad za makroekonomske analize in razvoj, November 1996.
25. *Analiza gospodarskih gibanj v Sloveniji v letu 1999 in napovedi za leti 2000 in 2001*, *Pomladansko Poročilo 2000*, Urad za makroekonomske analize in razvoj, Julij 2000.
26. Shapiro Matthew D.: *Investment, Output, and the Cost of Capital*, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1986, pp.111-152.
27. Weiserbs Daniel: *Industrial Investment in the European Community*, v *Industrial Investment in Europe: Economic Theory and Measurement* (urednik Weiserbs D.), Martinus Nijhoff Publishers, 1985, str. 7-23.

Do sedaj izšlo v okviru zbirke delovni zvezki:

Letnik I, leto 1992

- št.1. Razvojno planiranje na ravni Republike Slovenije. Uredil mag. Matej More, Ljubljana, maj 1992, 59. strani
- št.2. Ocena gospodarskega in socialnega razvoja Slovenije v letih 1991 in 1992 (majska analiza) z dokumentacijo, vodja projekta mag. Andrej Hartman, junij 1992
- št.3. Slovenia in 1991 - 1992. Report on economic developments. Ljubljana, June 1992, 55 strani; (with statistical annex)
- št.4. Radej Bojan: Vrste ekonomskih inštrumentov varstva okolja in njihova uporaba. Naravni viri kot razvojni dejavnik - interdisciplinarni raziskovalni projekt trajnega razvoja. Zavod Republike Slovenije za makroekonomske analize in razvoj, Ljubljana, maj 1992, 122 strani
- št.5. Finančni rezultati poslovanja gospodarstva Slovenije v prvem polletju 1992 - primerjalni prikaz po posameznih dejavnostih gospodarstva na osnovi podatkov SDK iz periodičnih obračunov pravnih oseb za prvo polletje 1992. Pripravila: Stane Vencelj in Jana Jevševar, 15. september 1992, 30 strani
- št.6. Finančni rezultati poslovanja zavodov s področja družbenih dejavnosti v Sloveniji v prvem polletju 1992 - primerjalni prikaz po posameznih družbenih dejavnostih na osnovi podatkov SDK iz zaključnih računov in periodičnih obračunov zavodov za prvo polletje 1992 in za leto 1991. Pripravila Jasna Kondža, Ljubljana, 7. oktober 1992
- št.7. Finančni rezultati poslovanja javnih podjetij gospodarstva Slovenije v prvem polletju 1992 - primerjalni prikaz po posameznih dejavnostih gospodarstva na osnovi podatkov SDK iz periodičnih obračunov pravnih oseb za prvo polletje 1992. Pripravila Jana Jevševar, oktober 1992, 36 strani
- št.8. Selected indicators from the income statement and balance sheet by sector and by origin of capital of the Slovenian economy in January - June 1991 and 1992
- št.9. Gospodarska gibanja v letu 1992 in kratkoročne perspektive gospodarstva Slovenije v letu 1993 (Jesenska analiza), vodja projekta mag. Andrej Hartman, oktober 1992, Ljubljana
- št.10. Slovenia - Economic Developments in 1992 nad the Outlook for 1993, October 1992
- št.11. Panožne prognoze na podlagi ocenjevanja perspektivne sposobnosti industrijskih podjetij za obdobje 1992 - 1995, vodja projekta dr. Pavle Gmeiner, Ljubljana, november 1992

Letnik II, leto 1993

- št.1. Ali so se stroški uvoza blaga resnično povečali, dr. Janez Potočnik, Ljubljana, januar 1993
- št.2. Bilanca pomembnejših prehranskih proizvodov, Božena Leonardi, Ljubljana, januar 1993
- št.3. Industrijska politika Slovenije - koncept, omejitve, možnosti in usmeritve na narodnogospodarski in sektorski ravni, dr. Pavle Gmeiner, dr. Anton Povše, Ljubljana, februar 1993
- št.4. Analiza gibanja plač in dometa ter učinkovitosti zamrznitve plač v marcu 1993, Bojan Radej, Ljubljana, marec 1993
- št.5. Finančni rezultati poslovanja gospodarstva Slovenije v letu 1992, Jana Jevševar, april 1993
- št.5.1. Lastninjenje družbenega premoženja v gospodarstvu republike Slovenije v letu 1992, Judita Mirjana Novak, maj 1993
- št.5.2. Finančni rezultati poslovanja javnih podjetij v letu 1992 - primerjalni prikazi na osnovi podatkov zaključnih računov za leto 1992, Jana Jevševar, maj 1993
- št.5.3. Finančni rezultati poslovanja zavodov s področja družbenih dejavnosti - Primerjalni prikazi na osnovi podatkov zaključnih računov za leto 1992, Jasna Kondža, maj 1993
- št.5.4. Finančni rezultati poslovanja bank in zavarovalnic v letu 1992, Vida Brus, maj 1993
- št.6. Portfolio analiza slovenske industrije v obdobju 1990-1992, Tanja Česen, junij 1993
- št.7. Nacionalni računi Slovenije- ocena 1990-93 in projekcije 1994-97, vodja projekta Igor mag. Strmšnik, Zavod RS za makroekonomske analize in razvoj, junij 1993
- št.8. Gospodarska gibanja v Sloveniji leta 1993 in perspektive do leta 1997 (Pomladansko poročilo), vodja projekta mag. Andrej Hartman, Zavod RS za makroekonomske analize in razvoj, junij 1993
- št.9. Finančni rezultati poslovanja gospodarstva, zavodov s področja družbenih dejavnosti ter bank in zavarovalnic v prvem polletju 1993- primerjalni prikazi na osnovi podatkov SDK iz periodičnih obračunov pravnih oseb, Jana Jevševar, Dijana Pirc, Vida Brus, september 1993
- št.10. Mesto Slovenije v svetu- mednarodne primerjave podatkov nacionalnih računov, Tanja Česen, september 1993
- št.11. Gospodarska gibanja v letu 1993 in kratkoročne perspektive gospodarstva Slovenije v letu 1994 (Jesensko poročilo), Zavod RS za makroekonomske analize in razvoj, vodja projekta mag. Andrej Hartman, november 1993
- št.12. Izhodišča za pripravo strategije gospodarskega razvoja Slovenije, dr. Janez Potočnik, november 1993

Letnik III, leto 1994

- št. 1. Prebivalstvo in zaposlenost v Sloveniji na prehodu iz osemdesetih v devetdeseta leta in ocena tendenc razvoja do leta 2000, Tomaž Kraigher, januar 1994
- št. 2. Analiza obrestnih mer in obresti v letih 1991 do 1993, Vida Brus, februar 1994
- št. 3. Analiza in perspektiva deželnega rizika Slovenije, dr.Pavle Gmeiner, maj 1994
- št. 4.1 Finančni rezultati poslovanja gospodarstva Slovenije v letu 1993 - primerjalni prikazi na osnovi podatkov zaključnih računov za leto 1993, Judita Mirjana Novak, maj 1994
- št. 4.2.Finančni rezultati poslovanja zavodov s področja družbenih dejavnosti - primerjalni prikazi na osnovi podatkov zaključnih računov za leto 1993, Dijana Pirc, maj 1994
- št. 4.3.Finančni rezultati poslovanja bank in zavarovalnic v letu 1993 - primerjalni prikazi na osnovi podatkov zaključnih računov za leto 1993, Vida Brus, maj 1994
- št. 4.4.Finančni rezultati podjetij v izgubi v letih 1992 in 1993, Slavica Jurančič, junij 1994
- št. 5. Prikaz cenovnih sprememb v letih 1985 do 1993 - izračun verižnih indeksov cen po sektorjih NACE klasifikacije dejavnosti, Jure Povšnar, Nataša Marzidovšek, junij 1994
- št. 6. Gospodarska gibanja v Sloveniji v letu 1994 s projekcijami razvoja do leta 1998 (Pomladansko poročilo), Zavod RS za makroekonomske analize in razvoj, vodja projekta mag. Andrej Hartman, junij 1994
- št. 7. Regionalni vidiki razvoja Slovenije v obdobju 1990 - 1994, Janja Pečar, julij 1994
- št. 8. Finančni rezultati poslovanja Zavodov s področja družbenih dejavnosti in zavarovalnih organizacij v prvem polletju 1994, Judita Novak, Dijana Pirc in Vida Brus, september 1994
- št. 9. Kmetijska pridelava in odkup kmetijskih proizvodov v obdobju 1988 - 1993, Mateja Kovač, oktober 1994
- št. 10. Analiza gospodarskih gibanj v Sloveniji v letu 1994 s projekcijo razvoja v letu 1995 (Jesensko poročilo), vodja projekta Tanja mag. Česen, Zavod RS za makroekonomske analize in razvoj, november 1994
- št. 11. Primerjava med finančnimi rezultati poslovanja slovenskega gospodarstva za leto 1993 po zakonu o računovodstvu in po slovenskih računovodskih standardih, Judita Mirjana Novak, december 1994
- št. 12. Turistični promet v obdobju 1985 - 1994 in statistični prikaz stanja turizma v Sloveniji, Petra Drobne, december 1994

Letnik IV, leto 1995

- št. 1. Finančni rezultati poslovanja zavodov s področja družbenih dejavnosti v letu 1994, Primerjalni prikazi na osnovi zaključnih računov za leto 1994, Judita Mirjana novak, april 1995
- št. 2. Analiza in perspektiva deželnega rizika Slovenije po dveh scenarijih v obdobju do leta 2000, dr.Pavle Gmeiner, maj 1995
- št. 3. Finančni rezultati poslovanja bank in zavarovalnic v letu 1994 - primerjalni prikazi na osnovi podatkov zaključnih računov, Vida Brus, junij 1995
- št. 4. Analiza gospodarskih gibanj v Sloveniji v letu 1995 s projekcijo razvoja do leta 2000 (Pomladansko poročilo), vodja projekta Igor mag. Strmšnik, julij 1995
- št. 5. Finančni rezultati poslovanja gospodarstva Slovenije v letu 1994 (na osnovi statističnih podatkov iz bilance uspeha leta 1994, Judita Mirjana Novak , julij 1995
- št. 6. Analiza gospodarskih gibanj v Sloveniji v letu 1995 s projekcijo razvoja v letu 1996 (Jesensko poročilo), vodja projekta Igor mag. Strmšnik, oktober 1995
- št. 7. Nacionalni programi in posebni razvojni zakoni v luči strategije gospodarskega razvoja Slovenije in vpliva na regionalni razvoj, mag. Ana Murn, Ljubljana, november 1995
- št. 8. Značilnosti razvoja slovenskih regij, Janja Pečar, Ljubljana, december 1995
- št. 9. Politika cenovnega nadzora v Sloveniji v letih 1991 do 1995, Nataša Marzidovšek, Ljubljana, december 1995
- št. 10. Pregled posebnih razvojnih dokumentov, ki jih je sprejela država Slovenija, mag. Ana Murn, Ljubljana, december 1995
- št. 11. Razmerja v slovenskem gospodarstvu v letih 1992 in 1993 v luči input - output tabel, Vesna Štraser, Ljubljana, februar 1996
- št. 12. Ocena demografskih računov Slovenije 1981 - 1994, Tomaž Kraigher, Ljubljana, marec 1996

Letnik V, leto 1996

- št.1. Analiza gospodarskih gibanj v Sloveniji leta 1996 s ciljno projekcijo razvoja do leta 2000 (Pomladansko poročilo), Urad RS za makroekonomske analize in razvoj, vodji projekta mag. Igor Strmšnik in mag. Alenka Kajzer
- št.2. Finančni rezultati poslovanja gospodarstva Slovenije v letu 1995 (na osnovi statističnih podatkov iz bilance stanja in bilance uspeha za leto 1995), Judita Mirjana Novak, Ljubljana, julij 1996
- št.3. Poslovanje bank v letu 1995, Vida Brus, Ljubljana, julij 1996
- št.4. Javnofinančne obveznosti, ki izhajajo iz dokumentov razvojnega načrtovanja in posebnih rajonih zakonov, mag. Ana Murn, Ljubljana, september 1996
- št.5. Finančni rezultati poslovanja zavodov s področja družbenih dejavnosti v letu 1995, Judita Mirjana Novak, Ljubljana, oktober 1996
- št.6. Neposredne tuje investicije v slovensko gospodarstvo in njihov razvojni potencial. Foreign Direct Investment in the Slovenian Economy and its Development Potential, Matija dr. Rojec, Ljubljana, oktober 1996
- št.7. Regionalni vidiki razvoja Slovenije s poudarkom na finančnih rezultatih poslovanja gospodarskih družb v letu 1995, Janja Pečar, Ljubljana, oktober 1996
- št.8. Kazalci finančne uspešnosti gospodarjenja v letu 1995 po sektorjih in regijah, Liljana Figar kot vodja, Peter Beltram, Vida Brus, Mateja Kovač, Judita Mirjana Novak, Janja Pečar, Boštjan Plešec, Jure Povšnar, Ana Sečnik, Ljubljana, november 1996
- št.9. Ocena input-output tabele Republike Slovenije za leto 1995 v tekočih in stalnih cenah, Ivanka Zakotnik, Ljubljana, november 1996
- št.10. Dejavniki za povečanje konkurenčnosti slovenske predelovalne industrije s posebnim ozirom na kooperacije, razvojne raziskave in tuja vlaganja, dr. Pavle Gmeiner, Ljubljana, december 1996
- št.11. Analiza gospodarskih gibanj v Sloveniji - Jesensko poročilo 1996, vodja projekta dr. Alenka Kajzer, Ljubljana, december 1996
- št.12. Slovenija in Maastrichtski kriteriji konvergence, dr. Ivo Lavrač in mag. Vladimir Lavrač, Ljubljana, februar 1997

Letnik VI, leto 1997

- št.1. Analiza gospodarskih gibanj s ciljno projekcijo do leta 2001 (Pomladansko poročilo), Urad RS za makroekonomske analize in razvoj, vodja projekta dr. Alenka Kajzer, Ljubljana, junij 1997
- št.2. Finančni rezultati poslovanja gospodarskih družb v letu 1996 (na osnovi statističnih podatkov iz bilance stanja in bilance uspeha za leto 1996), Judita Mirjana Novak, Ljubljana, julij 1997
- št.3. Ocena kupne moči bruto domačega proizvoda na prebivalca v Sloveniji 1993-1997 in prognoza do 2005, mag. Tanja Česen, Ljubljana, julij 1997
- št.4. Regionalni vidiki razvoja Slovenije s poudarkom na finančnih rezultatih poslovanja gospodarskih družb v letu 1996, Janja Pečar, Ljubljana, oktober 1997
- št.5. Poslovanje bank v letu 1996, Vida Brus, Ljubljana, oktober 1997
- št.6. Uvod v kupno moč denarne enote in probleme merjenja domačega proizvoda po kupni moči, dr. Pavle Gmeiner, Ljubljana, november 1997
- št.7. Ocena gospodarskih gibanj v letu 1997 in možnosti razvoja v letu 1998 (Jesensko poročilo), Urad RS za makroekonomske analize in razvoj, vodja projekta dr. Alenka Kajzer, Ljubljana, november 1997
- št. 8. Finančni rezultati poslovanja izvoznikov v letu 1996, Judita Mirjana Novak, Ljubljana, december 1997
- št. 9. Kazalci finančne uspešnosti gospodarjenja v letu 1996 po sektorjih, Liljana Figar kot vodja, Vida Brus, Andrej Hrovat, Mateja Kovač, Judita Mirjana Novak, Mateja Pečar, Jure Povšnar, Ana Sečnik, Ljubljana, december 1997
- št.10. SAM Slovenija 1996 (matrika nacionalnih računov), Ivanka Zakotnik, Ljubljana, december 1997
- št.11. Slovenija v Evropi regij - Regionalne strukture razširjene evropske zveze, mag. Igor Strmšnik, Ljubljana, januar 1998
- št.12. Globalna konkurenčnost Slovenije - Eksperimentalna ocena njenih prednosti in slabosti po metodi Svetovnega ekonomskega foruma. dr. Pavle Gmeiner, Ljubljana, januar 1998

Letnik VII, leto 1998

- št. 1. Pregled javnofinančnih prihodkov za leto 1997 (na osnovi Poročila B-2) Agencije RS za plačilni promet, Jasna Kondža, Ljubljana, marec 1998
- št. 2. Projekcije prebivalstva Slovenije 1996 - 2070, Tomaž Kraigher, Ljubljana, marec 1998
- št. 3. Sistem nacionalnih računov SAM (Social Accounting Matrix) Slovenija 1995, dr. Ivo Lavrač, Branka Tavčar, Ivanka Zakotnik, Ljubljana, april 1998
- št. 4. Vladne finančne intervencije v gospodarstvu, Državne pomoči v Evropski uniji, mag. Ana Murn, Ljubljana, maj 1998
- št. 5. Finančni rezultati poslovanja gospodarskih družb v letu 1997 (na osnovi statističnih podatkov iz bilance stanja in bilance uspeha za leto 1997), Judita Mirjana Novak, Ljubljana, julij 1998
- št. 6. Slovenija v letu 1997 – ocene nacionalnih računov, Ivanka Zakotnik, Ljubljana, avgust 1998
- št. 7. Finančna uspešnost gospodarjenja v letu 1997 po sektorjih, Liljana Figar, Andrej Hrovat, Mateja Kovač, Judita Mirjana Novak, Jure Povšnar, Mateja Pečar, Ana Sečnik, Ljubljana, oktober 1998
- št. 8. Ocena četrletnega bruto domačega proizvoda Slovenije potrošna struktura 1995 – 1997, dr. Tanja Česen, Ljubljana, november 1998
- št. 9. Regionalni vidiki razvoja Slovenije s poudarkom na finančnih rezultatih poslovanja gospodarskih družb v letu 1997, Janja Pečar, december 1998
- št. 10. Razvojni indikatorji za vrednotenje okoljske kakovosti gospodarske rasti, Bojan Radej, februar 1999
- št. 11. Koncept in empirični rezultati merjenja nacionalne konkurenčne sposobnosti v Sloveniji za obdobje 1995-1998 in napovedi do leta 2000, dr. Pavle Gmeiner, Liljana Figar, februar 1999
- št. 12. Prenova regionalne politike, mag. Igor Strmšnik, april 1999

Letnik VIII, leto 1999

- št. 1. Finančni rezultati poslovanja gospodarskih družb v letu 1998 (na osnovi statističnih podatkov iz bilance stanja in bilance uspeha za leto 1998), Judita Mirjana Novak, Ljubljana, avgust 1999
- št. 2. Ocenjevanje cen življenskih potrebščin, drobnoprodajnih cen in cen industrijskih izdelkov pri proizvajalcih, Boštjan Plešec, Nataša Marzidovšek, Ljubljana, maj 2000
- št. 3. Strategija gospodarskega razvoja Slovenije - razvojni scenarij, koordinatorja: mag. Igor Strmšnik, Branka Tavčar, Ljubljana, september 1999
- št. 4. Matrika nacionalnih računov - Slovenija 1998, Ivanka Zakotnik, Ljubljana, december 1999
- št. 5. Finančna uspešnost gospodarjenja v letu 1998 po sektorjih, Jure Povšnar, dr. Tanja Česen, Andrej Hrovat, Mojca Koprivnikar Šušteršič, Mateja Kovač, Judita Mirjana Novak, Ana Sečnik, Ljubljana, februar 2000
- št. 6. Vzroki primanjkljaja na tekočem računu plačilne bilance v obdobju tranzicije, mag. Rotija Kmet, Ljubljana, februar 2000
- št. 7. Poslovanje bančnega sistema v letu 1998, Andrej Hrovat, Ljubljana, februar 2000
- št. 8. Regionalni vidiki razvoja Slovenije s poudarkom na finančnih rezultatih poslovanja gospodarskih družb v letu 1998, Janja Pečar, Ljubljana, marec 2000
- št. 9. Pregled javnofinančnih prihodkov za leto 1998 in 1999 (na osnovi Poročila B-2) Agencije RS za plačilni promet, Jasna Kondža, Ljubljana, april 2000
- št. 10. Zunanje neravnovesje in ekonomska politika v obdobju tranzicije - primer Češke, Madžarske in Poljske z možnimi zaključki za Slovenijo, mag. Rotija Kmet, Ljubljana, marec 2000
- št. 11. Sodobne tendence v odnosih med storitveno in industrijsko proizvodnjo v svetu in v Sloveniji, dr. Metka Stare, Ljubljana, april 2000
- št. 12. Regionalna politika, Mojca Aljančič, Sara Dragana Bogdanovič, Ljubljana, maj 2000

Letnik IX, leto 2000

- št. 1. Neposredne tuje investicije v Slovenijo, trendi, razvoj in politika v obdobju 1997 - 1999, dr. Matija Rojec, Ljubljana, julij 2000
- št. 2. Finančni rezultati poslovanja gospodarskih družb v letu 1999 (na osnovi statističnih podatkov iz bilance stanja in bilance uspeha za leto 1999), Judita Mirjana Novak, Ljubljana, september 2000
- št. 3. Plačilna bilanca in napovedovanje njenega razvoja, mag. Jože Markič, Ljubljana, september 2000
- št. 4. Ekonometrična analiza gibanja investicij v osnovna sredstva v Sloveniji, mag. Vesna Štraser, Ljubljana, oktober 2000