

PROJEKTU UN KVALITĀTES VADĪBA

PĒTĪJUMS PAR IZSPIEŠANAS EFEKTU UN PUBLISKĀ KAPITĀLA ELASTĪBU LATVIJĀ ES FONDU IETEKMES IZVĒRTĒŠANAS METODOLOĢIJAS ATTĪSTĪBAI

PĒTĪJUMS

IEGULDĪJUMS TAVĀ NĀKOTNĒ



EIROPAS SAVIENĪBA

Rīga, 2013

Latvijas Republikas Finanšu ministrijas pasūtījuma ietvaros (iepirkums Nr.FM2012/1–ESF/ERAF/KF/TP/HP) pētījumu „PĒTĪJUMS PAR IZSPIEŠANAS EFEKTU UN PUBLISKĀ KAPITĀLA ELASTĪBU LATVIJĀ ES FONDU IETEKMES IZVĒRTĒŠANAS METODOLOĢIJAS ATTĪSTĪBAI” veica SIA „Projektu un kvalitātes vadība” pētnieku grupa.

Pētījuma izstrādē piedalījās šādi pētnieki un izdalīti šādi galvenie aktivitāšu bloki:

Dr.oec. Oļegs Krasnopjorovs

Veiktie aktivitāšu bloki: sadaļas par publiskā kapitāla elastību izstrāde, pētījuma saturiskā vadība, pētījuma kopsavilkuma un rekomendāciju izstrāde.

Mg.math. Rita Freimane

Veiktie aktivitāšu bloki: sadaļas par ES fondu izspiešanas efektu izstrāde.

Pētījuma izstrādē nepieciešamā informācija tika iegūta no LR CSP, Eurostat un AMECO datu bāzēm. Turklāt pētījumā izmantoti Eiropas Sociālā fonda, Eiropas Reģionālās attīstības fonda, Kohēzijas fonda, Eiropas Lauksaimniecības Fonda lauku attīstībai, Eiropas Zivsaimniecības fonda, ES pirmsiestāšanās finanšu instrumentu Phare un SAPARD, INTERREG, Eiropas ekonomiskās zonas un Norvēģijas valdības finanšu instrumentu, kā arī Šveices sadarbības programmas finansējuma dati.

Šeit pausts pētnieku viedoklis, kas nekādā gadījumā nav uzskatāms par Eiropas Kopienas vai Latvijas valsts viedokļa atspoguļojumu.

SATURA RĀDĪTĀJS

SATURA RĀDĪTĀJS.....	3
TABULU RĀDĪTĀJS.....	4
ATTĒLU RĀDĪTĀJS.....	5
SAĪSINĀJUMU UN APZĪMĒJUMU SARAKSTS.....	7
KOPSAVILKUMS.....	8
1. PUBLISKĀ KAPITĀLA ELASTĪBAS JĒDZIENS UN ZINĀTNISKĀS LITERATŪRAS GALVENĀS ATZIŅAS.....	10
2. PUBLISKĀ KAPITĀLA ELASTĪBAS NOVĒRTĒJUMA EKONOMETRISKAIS MODELIS.....	13
3. PUBLISKĀ KAPITĀLA ELASTĪBAS RETROSPEKTĪVAIS NOVĒRTĒJUMS.....	16
3.1. Publiskā kapitāla elastības retrospektīvā novērtējuma izmantotie dati.....	16
3.2. Publiskā kapitāla elastības retrospektīvā novērtējuma rezultāti.....	22
4. PUBLISKĀ KAPITĀLA ELASTĪBAS RETROSPEKTĪVĀ NOVĒRTĒJUMA STABILITĀTES PĀRBAUDE25	
5. PUBLISKĀ KAPITĀLA ELASTĪBAS PROGNOZE LĪDZ 2020.GADAM.....	30
5.1. Publiskā kapitāla elastības prognozēšanā izmantotie dati.....	30
5.2. Publiskā kapitāla elastības prognozēšanas rezultāti.....	37
6. IZSPIEŠANAS EFEKTA JĒDZIENS UN ZINĀTNISKĀS LITERATŪRAS GALVENĀS ATZIŅAS.....	42
7. ES FONDU IZSPIEŠANAS EFEKTA NOVĒRTĒJUMA EKONOMETRISKAIS MODELIS.....	47
8. ES FONDU IZSPIEŠANAS EFEKTA RETROSPEKTĪVAIS NOVĒRTĒJUMS.....	48
8.1. ES fondu izspiešanas efekta retrospektīvā novērtējumā izmantotie dati.....	48
8.2. ES fondu izspiešanas efekta retrospektīvā novērtējuma rezultāti.....	52
9. ES FONDU IZSPIEŠANAS EFEKTA PROGNOZE LĪDZ 2020. GADAM.....	55
9.1. ES fondu izspiešanas efekta prognozēšanā izmantotie dati.....	55
9.2. ES fondu izspiešanas efekta prognozēšanas rezultāti.....	56
10. PUBLISKĀ KAPITĀLA ELASTĪBAS UN ES FONDU IZSPIEŠANAS EFEKTA IETEKMĒJOŠO FAKTORU ANALĪZE, SECINĀJUMI UN REKOMENDĀCIJAS PUBLISKĀ KAPITĀLA ELASTĪBAS UN ES FONDU IZSPIEŠANAS EFEKTA IETEKMĒJOŠO FAKTORU REGULĒŠANAI UN NOVĒRTĒŠANAS PĪEEJAS IEVIEŠANAI PRAKSĒ.....	57
IZMANTOTĀS LITERATŪRAS UN AVOTU SARAKSTS.....	61
PIELIKUMI.....	66

TABULU RĀDĪTĀJS

Tabula 1. Publiskā kapitāla elastības retrospektīvā novērtējuma rezultāti ar ierobežoto modeli	23
Tabula 2. Publiskā kapitāla elastības novērtējumi pa tautsaimniecības attīstības cikliem	24
Tabula 3. Publiskā kapitāla elastības prognoze.....	38
Tabula 4. ES fondu izspiešanas efekta retrospektīvais novērtējums pa nozarēm.....	53
Tabula 5. ES fondu izspiešanas efekta retrospektīvais novērtējums pa nozarēm un periodiem	54
Tabula 6. ES fondu izspiešanas efekta prognoze pa nozarēm līdz 2020. gadam.....	56

ATTĒLU RĀDĪTĀJS

Attēls 1. Attēls 1. Mēroga efekta klātbūtnes noteikšana publiskā kapitāla elastības novērtēšanas modelī.....	15
Attēls 2. Nodarbināto skaits Latvijā (tūkst.; sezonāli izlīdzinātie dati).	17
Attēls 3. Publiskā kapitāla īpatsvars kopējā pamatkapitāla apjomā Latvijā (%; sezonāli izlīdzinātie dati)	19
Attēls 4. Privātā un publiskā kapitāla apjoms Latvijā (milj. LVL; sezonāli izlīdzinātie dati).	19
Attēls 5. Nodarbināto skaita pilna laika darba vienībās dinamika Latvijā (tūkst.; sezonāli izlīdzinātie dati)	21
Attēls 6. Esošais un izmantotais privātais kapitāls Latvijā (milj. LVL; sezonāli izlīdzinātie dati).....	21
Attēls 7. Publiskā kapitāla elastības vērtība atkarībā no ekonometriskajā modelēšanā izmantotiem pieņēmumiem (1995.g. 1.cet. – 2013.g. 1.cet. perioda vidējais rādītājs)	25
Attēls 8. Privātā kapitāla elastības vērtība atkarībā no ekonometriskajā modelēšanā izmantotiem pieņēmumiem (1995.g. 1.cet. – 2013.g. 1.cet. perioda vidējais rādītājs)	26
Attēls 9. Kopējā kapitāla elastība atkarībā no ekonometriskajā modelēšanā izmantotiem pieņēmumiem (1995.g. 1.cet. – 2013.g. 1.cet. perioda vidējais rādītājs).....	26
Attēls 10. Akaike informācijas kritērija vērtība atkarībā no ekonometriskajā modelēšanā izmantotiem pieņēmumiem (1995.g. 1.cet. – 2013.g. 1.cet. perioda vidējais rādītājs)	27
Attēls 11. Publiskā kapitāla relatīvā produktivitāte atkarībā no ekonometriskajā modelēšanā izmantotiem pieņēmumiem (1995.g. 1.cet. – 2013.g. 1.cet. perioda vidējais rādītājs)	28
Attēls 12. Varbūtība, ka publiskais un privātais kapitāls vienādi veicina ražošanas apjomu, atkarībā no ekonometriskajā modelēšanā izmantotiem pieņēmumiem (1995.g. 1.cet. – 2013.g. 1.cet. perioda vidējais rādītājs)	28
Attēls 13. Ražošanas apjoma prognoze Latvijā (milj. LVL; sezonāli izlīdzinātie dati)	31
Attēls 14. Bruto pamatkapitāla veidošanas īpatsvara KPV prognoze (%; sezonāli izlīdzinātie dati)	32
Attēls 15. Publiskā kapitāla īpatsvara kopējā pamatkapitālā prognoze (%; sezonāli izlīdzinātie dati)	33
Attēls 16. Publiskā kapitāla apjoma prognoze (milj. LVL; sezonāli izlīdzinātie dati)	33
Attēls 17. Migrācijas saldo prognoze (tūkst. cilvēku)	34
Attēls 18. Nodarbināto skaita prognoze (tūkst.; sezonāli izlīdzinātie dati).....	35
Attēls 19. Ražošanas jaudu noslodzes prognoze (%)	35
Attēls 20. Darba slodzes prognoze (40 stundas darba nedēļa = 1; sezonāli izlīdzinātie dati)	36
Attēls 21. Publiskā kapitāla elastības prognozes rekursīvie novērtējumi.....	37

Attēls 22. Privātā kapitāla elastības prognozes rekursīvie novērtējumi	38
Attēls 23. Kopējās kapitāla elastības prognozes rekursīvie novērtējumi	39
Attēls 24. Publiskā kapitāla relatīvās produktivitātes prognozes rekursīvie novērtējumi	39
Attēls 25. Varbūtības, ka publiskais un privātais kapitāls ir vienlīdz produktīvi, prognozes rekursīvie novērtējumi	40
Attēls 26. Publiskā kapitāla apjoma uz izmantoto privātā kapitāla latu prognoze (indekss; 2013.g. 1.cet. = 100)	40
Attēls 27. Publiskā kapitāla apjoma uz vienu pilnā slodzē nodarbināto prognoze (indekss; 2013.g. 1.cet. = 100)	41
Attēls 28. Bruto pamatkapitāla veidošana un nefinanšu investīcijas Latvijā.....	48
Attēls 29. Nefinanšu investīcijas Latvijā pa nozarēm (milj. latu; 2000. gada cenās).....	49
Attēls 30. Bruto pamatkapitāla veidošana, milj. latu 2000.gada cenās.....	50
Attēls 31. ES fondu un atbalsta programmu finansējuma sadalījums pa nozarēm laika posmā no 2001. - 2015.gada 4.ceturksnim (milj. latu 2000.gada salīdzināmās cenās)	51

SAĪSINĀJUMU UN APZĪMĒJUMU SARAKSTS

ĀTI – ārvalstu tiešās investīcijas;

DTP – Informatīvais Ziņojums par darba tirgus vidēja un ilgtermiņa prognozēm (2013.gada jūnijs);

ES – Eiropas Savienība;

IIE – ES fondu investīciju izspiešanas efekts;

IKP – iekšzemes kopprodukts;

Jaunās ES valstis – valstis, kas iestājās ES kopš 2004.gada;

KFP – kopējā faktoru produktivitāte;

KPV – kopējā pievienotā vērtība;

LKP – Latvijas Konverģences Programma 2013–2016 (2013.g. aprīlis);

LR CSP – Latvijas Republikas Centrālā Statistikas Pārvalde;

OECD – Ekonomiskās attīstības un sadarbības organizācija

PKE – publiskā kapitāla elastība;

VIS – Eiropas Savienības fondu vadības informācijas sistēma.

KOPSAVILKUMS

Pētījums sniedz ar ekonometriskām metodēm veikto publiskā kapitāla elastības (PKE) un ES fondu izspiešanas efekta (IIE) retrospektīvo novērtējumu Latvijas gadījumam, kā arī šo rādītāju prognozi līdz 2020.gadam atkarībā no dažādiem tautsaimniecības attīstības scenārijiem.

Ekonometriskās modelēšanas rezultāti liecina, ka PKE vērtība Latvijā periodā no 2001.gada 1.ceturkšņa līdz 2013. gada 1.ceturksnim bija 0,070. Tādējādi publiskā kapitāla pieaugums par 1% veicina ražošanas apjoma kāpumu par 0,07%. Lai gan privātā kapitāla elastība ir augstāka par PKE, to noteica lielāks privātā kapitāla apjoms, nevis publisko investīciju zemā atdeve. Viens publiskā kapitāla lats vidēji vairāk veicina ražošanas apjomu nekā viens privātā kapitāla lats.

Rezultātu stabilitātes pārbaude liecina, ka ekonometriskajā modelēšanā izmantotiem pieņēmumiem nav būtiskas ietekmes uz PKE vērtību, turklāt arī secinājums par to, ka viens publiskā kapitāla lats vidēji vairāk veicina ražošanas apjomu nekā viens privātā kapitāla lats, saglabājas neatkarīgi no izmantotās pieņēmumu kombinācijas.

No vienas puses, PKE vērtība Latvijā ir ievērojami zemāka par BICEPS (2008) pieņemto vērtību (0,80 2004.–2006.gada periodā un 0,50 2007. – 2013.gada periodā), kas pamatojas uz Lighthart (2002) pētījuma rezultātiem attiecībā uz OECD valstīm. Turklāt tā ir zemāka arī par SSER (2011) pieņemto vērtību 0,30, kas pamatojas uz Bom un Lighthart (2008) pētījuma rezultātiem par citām valstīm. No otras puses, šī pētījuma rezultāti apliecina, ka publiskajam kapitālam Latvijā ir pozitīva un statistiski nozīmīga ietekme uz ražošanas apjomu neatkarīgi no ekonometriskajā modelēšanā izmantotās pieņēmumu kombinācijas un šī ietekme nav mazāka kā privātajam kapitālam.

Vidējā termiņā PKE vērtībai ir tendence samazināties: no 0,084 periodā līdz 2003.gada 4.ceturksnim, līdz 0,069 posmā no 2004.gada 1.ceturkšņa līdz 2010.gada 2.ceturksnim un 0,052 periodā no 2010.gada 3.ceturkšņa. ES struktūrfondu pieejamība ļāva mazināt būtisku infrastruktūras deficītu, kas tika novērots pirms–ES periodā un tas noteica pakāpenisku PKE samazinājumu. Tas varētu apstiprināt BICEPS (2008) hipotēzi, ka PKE vērtība mēdz būt augstāka periodos ar lielāko infrastruktūras deficītu.

PKE prognozēšanas rezultāti liecina, ka pie ikgadējā ražošanas apjoma pieauguma par 4% (bāzes scenārijs), PKE vērtība turpinās samazināties un 2013. – 2020.gada periodā vidēji būs 0,045. Tomēr pat šajā gadījumā vidēji viens publiskā kapitāla lats veicinās ražošanas apjomu nedaudz vairāk, kā viens privātā kapitāla lats. Optimistiskajā scenārijā (ražošanas apjoma ikgadējais pieaugums par 6%) infrastruktūras deficīts (salīdzinājumā ar privātā kapitāla un darbaspēka pieejamību) būs vairāk izteikts un tas noteiks augstāko PKE vērtību – 0,069. Pesimistiskajā scenārijā (ražošanas apjoma ikgadējais pieaugums par 2%), publiskās infrastruktūras apjoms saglabāsies aptuveni pašreizējā līmenī, tomēr tas būtiski pieaugs gan attiecībā pret izmantoto privāto kapitālu, gan pret nodarbināto skaitu pilnās slodzes vienībās. Tādējādi, salīdzinot ar citiem ražošanas faktoriem, publiskais kapitāls varētu būt pārpalikumā, kas arī noteiks būtisku PKE samazinājumu – līdz 0,028.

IIE vērtība periodam no 2001.gada 1.ceturkšņa līdz 2013.gada 1.ceturksnim tiek novērtēta 0,44 līmenī. Tas nozīmē, ka katrs ieguldītais ES fondu līdzekļu lats „izspieda” 44 santīmus no vietējām (kopā publiskajām un privātajām) investīcijām. Šis rezultāts ir nedaudz augstāks par SSER (2011) pieņemto vērtību (0,30 bāzes scenārijā, 0,15 un 0,50 alternatīvajos scenārijos; tas pamatojas uz Ederveen u.c. (2003) pētījuma rezultātiem par citām valstīm).

Pilnīgs ES fondu izspiešanas efekts nav vērojams nevienā tautsaimniecības nozarē. IIE novērtējumi svārstās no 0,17 privāto pakalpojumu nozarē līdz 0,96 būvniecības nozarē. Tādējādi būvniecības nozares augšupeja tautsaimniecības straujās attīstības periodā notiktu arī bez ES fondu ieplūdes, t.i., uz nacionālā finansējuma pamata. Savukārt ievērojama daļa no privāto pakalpojumu nozares ES fondu

finansētajiem projektiem pretējā gadījumā netiktu īstenota. Salīdzinoši augsts izpēšanas efekts ir vērtējams arī rūpniecības nozarē). Tomēr domājams, ka investīcijas ūdenssaimniecībā, atkritumu saimniecībā, energoefektivitātē, koģenerācijā, kā arī enerģijas pārvaldībā bez ES fondu atbalsta (un bez šo rūpniecības apakšnozaru sakārtošanu vērstām ES regulām) būtu zemākas. Sabiedrisko pakalpojumu nozarē vērojams vidēji augsts izpēšanas efekts, tomēr arī šajā gadījumā aptuveni trešdaļa no ES fondu ieguldījumiem, piemēram, izglītības iestāžu infrastruktūras un materiālās bāzes modernizācijai vai veselības aprūpes centru un ģimenes ārstu tīkla attīstībai pretējā gadījumā netiktu īstenotas.

Saskaņā ar ekonometriskās modelēšanas rezultātiem, IIE vērtība nākamo gadu laikā pieaugs, tomēr optimistiskajā scenārijā tā būs zemāka nekā bāzes vai pesimistiskajā scenārijā. Ražošanas apjomam ik gadu pieaugot par 6%, tautsaimniecībā veidosies pietiekami daudz potenciālo investīciju projektu un ES fondi aizstās salīdzinoši mazāko daļu no iekšējā finansējuma. Savukārt tautsaimniecības stagnācijas gadījumā trūks ienesīgo investīciju projektu un ES fondu līdzekļi galvenokārt izspiedīs vietējo finansējumu.

Lai gan PKE rādītājs ir svarīgs no politikas plānošanas un prognozēšanas viedokļa, tas diez vai var kalpot par vienu no publiskā sektora mērķa rādītājiem. No mikroekonomikas viedokļa, mērķis maksimizēt PKE var piespiest ierēdņus pastiprināt konkurenci ar privāto sektoru par ienesīgāku projektu īstenošanu. No statistikas un ekonometrijas viedokļa, vienmēr pastāv risks PKE novērtēšanā izmantot tādus statistisku datu avotus, ekonometriskus modeļus un pieņēmumus, kas nav reāli, bet maksimizē PKE vērtību. Visbeidzot, no makroekonomikas viedokļa, PKE vērtības maksimizācijas mērķis var izpausties neilgtspējīgā ekonomikas izaugsmē.

Turpretī IIE minimizācija varētu paaugstināt sabiedrības labklājību, tādējādi tā var kalpot par vienu no publiskā sektora mērķa rādītājiem. Tomēr arī šeit (līdzīgi kā PKE gadījumā) pastāv politiskais ierobežojums: ja ES fondu līdzekļi nekonkurēs ar vietējo finansējumu (attiecīgi ja publiskās investīcijas nekonkurēs ar privātajām) par ienesīgāko projektu realizāciju, tie tiks novirzīti projektiem ar salīdzinoši zemu ienesīgumu un tas var radīt sabiedrības noskaņojumu par ES fondu līdzekļu (attiecīgi publisko investīciju) zemu efektivitāti un korupcijas izplatību.

Atslēgas vārdi: publiskais kapitāls, publiskā kapitāla elastība, ražošanas funkcija, ES fondi, investīciju izpēšanas efekts

1. PUBLISKĀ KAPITĀLA ELASTĪBAS JĒDZIENS UN ZINĀTNISKĀS LITERATŪRAS GALVENĀS ATZIŅAS

Publiskā kapitāla elastības izpēte zinātniskajā literatūrā pamatojas uz tautsaimniecības ražošanas funkcijas novērtējumu. Publiskā kapitāla elastības vērtība parāda par cik procentiem augstāku ražošanas apjomu var sasniegt, publiskā kapitāla apjomu palielinot par vienu procentu. Ražošanas funkcija atspoguļo sakarību starp ražošanas apjomu un rīcībā esošiem piedāvājuma faktoriem (ražošanas faktoru apjoms tautsaimniecībā, ražošanas faktoru izmantošanas intensitāte, tehnoloģijas), kas tiek novērtēta ar ekonometriskajām metodēm. Pamatojoties uz neoklasiskā izaugsmes modeļa paplašinājumiem (*Aschauer*, 1989; *Barro*, 1991), fiziskais kapitāls ražošanas funkcijā tiek iedalīts institucionālo sektoru griezumā: fiziskais kapitāls publiskajā sektorā (publiskais kapitāls) un fiziskais kapitāls privātajā sektorā (privātais kapitāls).

Priekšlikumu izstrādei ir svarīgi noteikt kāds kapitāla veids (privātais vai publiskais) vairāk veicina ražošanas apjomu. Piemēram, ja publiskā kapitāla un privātā kapitāla ietekme uz ražošanas apjomu ir līdzīga, pašreizējā kapitāla struktūra ir optimāla, tādējādi investīciju struktūrai jābūt tādai, lai kapitāla struktūru saglabātu nemainīgu. Turpretī, ja publiskais kapitāls ražošanas apjomu veicina vairāk, nepieciešams palielināt publisko investīciju īpatsvaru kopējās investīcijās. Savukārt, ja publiskā kapitāla ietekme uz ražošanas apjomu nav statistiski nozīmīga, acīmredzot publiskā kapitāla apjoms pārsniedzis piesātinājuma robežu, un infrastruktūras projektu vietā valdībai būtu jāveicina privāto investīciju apjoms.

Lai gan vairāki ārvalstu pētnieki publiskā kapitāla elastību novērtējuši jau kopš 1980-to gadu otrās puses, pasaules zinātniskajā literatūrā līdz šim nav atrasta nepārprotama atbilde uz jautājumu, vai publiskais kapitāls veicina ražošanas apjomu vairāk nekā privātais kapitāls. Pētnieku viedoklis dalās pat jautājumā, vai publiskais kapitāls vispār ietekmē ražošanas apjomu (t.i., vai publiskā kapitāla elastība ir statistiski nozīmīgi atšķirīga no nulles).

Atkarībā no ražošanas funkcijas formas, mēroga efekta klātbūtnes un izmantotajiem datiem dažādi pētnieki guvuši atšķirīgus secinājumus. *Aschauer* (1989) izmantojot mainīgo līmeņa datus, secināja, ka ASV publiskais kapitāls veicina privāto ražošanas apjomu vairāk nekā privātais kapitāls. Piemēram, publiskā un privātā kapitāla attiecības palielinājumam par 1% ir pozitīvā ietekme uz kopējo faktoru produktivitāti (KFP) 0,39% apmērā, un šis rādītājs ir stabils laika gaitā (pētījumā izmantotais periods ir 1949.–1981.gads). Starp publiskā kapitāla veidiem, ražošanas apjomu visvairāk veicina nemilitārie infrastruktūras objekti (ceļi, lidostas, elektrostacijas, sabiedriskais transports); savukārt militāram kapitālam nepiemīt statistiski nozīmīga ietekme uz ražošanas apjomu. Tieši lēnāks publiskā kapitāla uzkrāšanas process, pēc *Aschauer* (1989) domām, noteica KFP pieauguma tempa kritumu ASV sākot no 1970-to gadu vidus.

Tajā pašā laikā *Aschauer* (2000) uzsver, ka tas, ka publiskais kapitāls veicina ražošanas apjomu vēl nenozīmē, ka valdības investīciju pieaugumam noteikti būtu pozitīva ietekme uz ražošanas apjomu. Pie dotā uzkrājumu līmeņa tautsaimniecībā, lielākas publiskās investīcijas nozīmē mazākas privātās investīcijas. Tātad publisko investīciju pieauguma efekts uz ražošanas apjomu ir atkarīgs no privātā kapitāla un publiskā kapitāla relatīvās produktivitātes. Turklāt tas var būt atkarīgs arī no tā kādā veidā publisko investīciju pieaugums tiek finansēts. Ja publiskās investīcijas tiek finansētas no nodokļu ieņēmumiem, būtu jāņem vērā to negatīvā ietekme uz ražošanas apjomu. Tātad, publisko investīciju

pieaugumam ir pozitīva ietekme uz ražošanas apjomu tikai tad, ja pozitīva publiskā kapitāla ietekme pārsniedz negatīvo nodokļu pieaugumu efektu. Pamatojoties uz ražošanas funkcijas empīrisko novērtējumu pēc 48 ASV štatu datiem 1970. – 1990.gada periodā, *Aschauer* (2000) konstatēja, ka ekonomikas izaugsmi maksimizējošā publiskā kapitāla un privātā kapitāla attiecība ir no 0,6 pret 1,0 līdz 0,8 pret 1,0. Tas atbilst publiskā kapitāla īpatsvaram kopējā fiziskā kapitāla 38% – 44% robežās. Faktiskais publiskā kapitāla īpatsvars gandrīz visos ASV štatos bija mazāks. Tātad ātrākā publiskā kapitāla uzkrāšana veicinātu ražošanas apjoma pieaugumu. Turpretī pārējo valdības izdevumu apjoms gandrīz visos ASV štatos bija lielāks nekā ražošanas apjomu maksimizējošā vērtība. Tātad ekonomikas izaugsmi var paātrināt, novirzot lielāko daļu no valdības uzturēšanas izdevumiem investīcijās.

Turpmāk šie rezultāti pamatā tika kritizēti divos virzienos (sk., piemēram, *Naqvi*, 2003; *Bom* un *Ligthart*, 2008). Pirmkārt, regresiju specifiskācija mēdz novest pie viltus regresijas ja nestacionārie stohastiskus trendus saturošie mainīgie tiek izmantoti līmeņos. Otrkārt, korelācija starp publisko kapitālu un ražošanas apjomu vēl nenozīmē, ka publiskā kapitāla uzkrāšana ir cēlonis ražošanas apjoma pieaugumam. Ir iespējama arī pretējā cēloņu–seku sakarība, kad straujāka ekonomikas izaugsme palielina nodokļu ieņēmumus (un samazina sociālos izdevumus, piemēram, izdevumu bezdarba pabalstam), kuri savukārt tiek novirzīti publiskajām investīcijām.

Evans un *Karras* (1994) izmantojot līdzīgus datus kā *Aschauer* (ASV 48 štatu dati par 1970.–1986.g. periodu), bet regresējot nevis mainīgo līmeņus, bet gan tās pirmās diferences, konstatēja, ka publiskajām kapitālam ir statistiski nozīmīga negatīva ietekme uz ražošanas apjomu un ka šis rezultāts ir stabils atkarībā no izmantotās specifiskācijas. Ar līdzīgu metodoloģiju (izmantojot mainīgo pirmās diferences) *Holtz-Eakin* (1994) secināja, ka publiskajam kapitālam nav statistiski nozīmīgas ietekmes uz ražošanas apjomu.

Turpmāko pētījumu gaitu noteica Johansena kointegrācijas nosacījumu definēšana, saskaņā ar kuriem nestacionāro mainīgo izmantošana līmeņos ir pieņemama, ja mainīgie ir kointegrēti savā starpā. Tomēr empīriskajos pētījumos mainīgo stacionaritāte un kointegrācija bieži netiek pārbaudīta (arī Latvijas ražošanas funkcijas gadījumā laika rindu stacionaritāte un kointegrācija parasti netiek pārbaudīta, piemēram, *Vanags* un *Bems*, 2005; *Meļihovs*, 2007; *Paula* un *Titarenko*, 2009; *Purmālis*, 2011). Turpmākie pētījumi faktiski reanimēja ne tikai iepriekš izmantoto pieeju (piem., *Aschauer*, 1989; 2000), bet arī *Aschauer* secinājumus, ka publiskais kapitāls ir būtisks ekonomikas izaugsmes faktors.

Piemēram, *Naqvi* (2003) secināja, ka Pakistānā publiskais kapitāls ir vismaz tikpat produktīvs kā privātais kapitāls, ja tehniskais progress tiek pieņemts par eksogēno. Savukārt ja tehniskais progress ir pieņemts par kapitāla uzkrāšanas ārējo apstākli, publiskais kapitāls ir divreiz produktīvāks par privāto kapitālu. Savukārt *Khadharoo* un *Seetana* (2000) secināja, ka publiskā kapitāla uzkrāšanas process pozitīvi ietekmē privātā kapitāla uzkrāšanu. Ciešu pozitīvo korelāciju starp publisko kapitālu un KFP, kas var nenovērtēt publiskā kapitāla lomu ekonomikas izaugsmē, ja tehniskais progress tiktu pieņemts par eksogēnu, atzīmē arī *Macdonald* (2008). *Kamps* (2004), novērtējot publiskā kapitāla laika rindas vairākām OECD valstīm un tālāk iekļaujot tos ražošanas funkcijā, konstatēja, ka 20 no 22 gadījumiem publiskā kapitāla elastības novērtējums ir pozitīvs, turklāt 12 gadījumos tas ir statistiski nozīmīgs. Tajā pašā laikā *Henderson* un *Kumbhakar* (2005) atzīmē, ka publiskā kapitāla elastība var mainīties ar laiku. Savukārt *Gupta* u.c. (2011) uzsver, ka valdības investīciju veicinošā ietekme uz ražošanas apjomu ir atkarīga no tā kāda ir valdības investīciju efektivitāte: attīstības valstīs valdības investīcijām ir salīdzinoši zema efektivitāte un arī zems to līmenis, tādējādi (efektīvo) valdības investīciju marginālais derīgums ir salīdzinoši augsts, bet publiskā kapitāla devums ekonomikas izaugsmē – salīdzinoši zems.

Kopumā var secināt, ka pētījumos, kuros ražošanas funkcija bija novērtēta, izmantojot mainīgo līmeņus (t.i., publiskā kapitāla apjoma naturālais logaritms, piem. *Aschauer* 1989; 2000; *Naqvi*, 2003; *Macdonald*, 2008; *Gupta* u.c., 2011), konstatēts, ka publiskais kapitāls ir būtisks ekonomikas

izaugsmes faktors, un atsevišķos gadījumos tas veicina ekonomikas izaugsmi vairāk nekā privātais kapitāls. Turpretī tādos pētījumos, kur ražošanas funkcija bija novērtēta, izmantojot mainīgo pirmās diferences (t.i., publiskā kapitāla pārmaiņu naturālais logaritms; piemēram, *Evans un Karras*, 1994; *Holtz-Eakin*, 1994), konstatēts, ka publiskais kapitāls ražošanas apjomu neveicina – publiskā kapitāla elastības vērtība nav statistiski nozīmīga vai pat negatīva. Tomēr pirmo diferencu izmantošanas gadījumā tiek ignorēta investīciju ilgtermiņa ietekme uz ražošanas apjomu, proti, tiek pieņemts, ka pagātnes investīcijas pašreizējo ražošanas apjomu neietekmē. Izmantojot šādu pieeju, publiskā kapitāla veicinošā ietekme uz ražošanas apjomu būs nenovērtēta vairāk nekā privātā kapitāla ietekme, ja tā ir vairāk izstiepta laikā vai arī publiskās investīcijas ir svārstīgākas par privātajām. Jāatzīmē, kā arī Latvijas ražošanas funkcijas gadījumā fiziskā kapitāla vietā pielietojot investīcijas (kas ir līdzīgs kapitāla pirmo diferencu izmantošana), fiziskā kapitāla elastība ir novērtēta zemā līmenī un vairākos gadījumos nav statistiski nozīmīga (sk. *Dubra u.c.*, 2007; *Purmalis*, 2011; vairāk par šo pētījumu kritisko analīzi sk. *Krasnopjorovs*, 2013). Tādējādi tas, ka dažos ārvalstu pētījumos publiskā kapitāla elastība ir novērtēta zemā līmenī vai pat ir negatīva, liecina nevis to, ka atsevišķās valstīs un periodos publiskais kapitāls varētu neveicināt ražošanas apjomu, bet gan, ka nepareizas pētījumu metodes noved pie nobīdītiem rezultātiem. *Bom un Lighthart* (2008) analizējuši 76 pētījumu rezultātus un secinājuši, ka publiskā kapitāla elastības vērtība, kas, koriģēta uz pētījumu metodoloģiju atšķirībām, ir robežās no 0,061 līdz 0,086.

Jāatzīmē, ka pat ja pētījuma gaitā tiek atrasts, ka publiskā kapitāla elastība ir zemāka par privātā kapitāla elastību, tas vēl neliecina, ka publiskais kapitāls ražošanas apjomam ir mazāk svarīgs. Piemēram, ja privātā kapitāla apjoms būtiski pārsniedz publiskā kapitāla apjomu, to pieaugumam par vienu procentu visticamāk būs lielāka ietekme uz ražošanas apjomu, pat ja katrs publisko investīciju lats vidēji veicina ražošanas apjomu vairāk nekā katrs privāto investīciju lats (*Krasnopjorovs*, 2011; 2013). Tādējādi, novērtējot publiskā kapitāla veicinošo ietekmi uz ražošanas apjomu, papildus publiskā kapitāla elastības vērtībai jāņem vērā arī publiskā kapitāla apjoms.

Latvijas gadījumā publiskā kapitāla elastību pirmoreiz novērtējis *Krasnopjorovs* (2009; 2011; 2013). Viņa pētījumu rezultāti liecina, ka publiskajam kapitālam Latvijā ir statistiski nozīmīga ietekme uz ražošanas apjomu. Palielinot publisko kapitālu par 1%, ražošanas apjoms pieaug par 0,05% (*Krasnopjorovs*, 2013). Turklāt, publiskā kapitāla veicinošā ietekme uz ražošanas apjomu pārsniedz privātā kapitāla ietekmi.

Šajā pētījumā tiek attīstītas *Krasnopjorova* (2009; 2011; 2013) iepriekš pielietotās metodes un šim pētījumam ir 4 būtiskas atšķirības:

1. ražošanas funkcijas modelis iekļauj faktiski izmantoto privāto kapitālu, nevis visu esošo privātā kapitāla līmeni tautsaimniecībā. Tas ļauj ņemt vērā privātā kapitāla izmantošanas intensitātes pārmaiņu ietekmi uz ražošanas apjomu.
2. tiek izmantota nodarbinātības datu rinda, kas koriģēta uz 2011.gada tautas skaitīšanas rezultātiem. Tas palielina ražošanas funkcijas novērtēšanas rezultātu ticamību un ļauj iztikt bez fiktīviem mainīgajiem (*Krasnopjorovs*, 2013), kas samazina informāciju, kuru modelis saņem no attiecīgiem laika periodiem.
3. publiskā kapitāla elastības retrospektīvajā novērtējumā tiek pārbaudīts vai publiskā kapitāla veicinošā ietekme uz ražošanas apjomu (salīdzinot ar privātā kapitāla ietekmi) mainās laika gaitā. Tas ļauj identificēt publiskā kapitāla nozīmi dažādos tautsaimniecības attīstības periodos.
4. tika veikta publiskā kapitāla elastības vērtības prognoze līdz 2020.gadam, kas ļauj tālāk pilnveidot ES fondu ietekmes uz tautsaimniecības attīstību novērtēšanas metodoloģiju.

2. PUBLISKĀ KAPITĀLA ELASTĪBAS NOVĒRTĒJUMA EKONOMETRISKAIS MODELIS

Zinātniskās literatūras standarta pieeja attiecībā uz publiskā kapitāla iekļaušanu ražošanas funkcijā ir iekļaut to kā atsevišķu ražošanas faktoru, kas kopā ar privāto kapitālu, darbaspēku un tehnoloģijām veicina ražošanas apjomu. Tādējādi ražošanas funkcijas modelis neierobežotā formā, kuru varētu izmantot Latvijas gadījumā ir:

$$\log(Y_t) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 t + \hat{\alpha}_{KP} \log(K_t^P \cdot U_t^K) + \hat{\alpha}_{KG} \log(K_t^G) + \hat{\alpha}_L \log(L_t \cdot U_t^L) \quad (1)$$

Y – kopējā pievienotā vērtība (KPV) 2000.gada cenās (ražošanas apjoms);

K^P – fiziskais kapitāls privātajā sektorā 2000.gada cenās (privātais kapitāls);

K^G – fiziskais kapitāls publiskajā sektorā 2000.gada cenās (publiskais kapitāls);

L – nodarbināto skaits (darbaspēks);

U^K – fiziskā kapitāla izmantošanas intensitāte;

U^L – darba slodze;

$\hat{\alpha}_{KP}$ – novērtētā KPV elastība pret fizisko kapitālu privātajā sektorā (privātā kapitāla elastība);

$\hat{\alpha}_{KG}$ – novērtētā KPV elastība pret fizisko kapitālu publiskajā sektorā (publiskā kapitāla elastība);

$\hat{\alpha}_L$ – novērtētā KPV elastība pret darbaspēku (darbaspēka elastība);

$\hat{\beta}_0$ – kopējās faktoru produktivitātes (KFP) sākotnējā līmeņa novērtējums;

$\hat{\beta}_1$ – KFP pieauguma novērtējums viena perioda laikā;

t – laika periods.

Tomēr papildus Hiksa–neitrālam tehniskajam progresam un vienības aizstājamībai starp ražošanas faktoriem, zinātniskās literatūras standarta pieņēmums ir, ka izpildās neoklasiskā izaugsmes modeļa postulāts par mēroga efekta nepastāvēšanu (privāto kapitālu, publisko kapitālu un darbaspēku palielinot par 1%, ražošanas apjoms pieaug tieši par 1%):

$$\hat{\alpha}_{KP} + \hat{\alpha}_{KG} + \hat{\alpha}_L = 1 \quad (2)$$

Tādējādi ražošanas funkciju bieži novērtē ierobežotā formā, kur viena ražošanas faktora elastība tiek noteikta kā starpība starp vieninieku un visu citu ražošanas faktoru elastību summu. Šajā gadījumā 1. vienādojums izskatītos kā:

$$\log(Y_t) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 t + \hat{\alpha}_{KP} \log(K_t^P \cdot U_t^K) + \hat{\alpha}_{KG} \log(K_t^G) + (1 - \hat{\alpha}_{KP} - \hat{\alpha}_{KG}) \log(L_t \cdot U_t^L) \quad (3)$$

kur $(1 - \hat{\alpha}_{KP} - \hat{\alpha}_{KG})$ ir darbaspēka elastība.

Turklāt, zinātniskajā literatūrā dažreiz tiek pieļauts, ka ražošanas funkcijai ir nemainīga atdeve no mēroga attiecībā pret privātiem ražošanas faktoriem (privātā kapitāla un darbaspēka), savukārt publiskais kapitāls ir papildu ražošanas faktors, kas nodrošina pozitīvu atdevi no mēroga kopumā (piemēram, *Aschauer, 1989; Holtz–Eakin, 1994; Macdonald, 2008*):

$$; \quad \hat{\alpha}_{KP} + \hat{\alpha}_L = 1 \quad \hat{\alpha}_{KP} + \hat{\alpha}_{KG} + \hat{\alpha}_L > 1 \quad (4)$$

Ražošanas funkciju (1) šajā gadījumā var parādīt kā:

$$\log(Y_t) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 t + \hat{\alpha}_{KP} \log(K_t^P \cdot U_t^K) + \hat{\alpha}_{KG} \log(K_t^G) + (1 - \hat{\alpha}_{KP}) \log(L_t \cdot U_t^L) \quad (5)$$

Turklāt publiskā kapitāla dinamika mēdz būt cieši korelēta ar ražošanas funkcijas modeļa atlikuma komponenti (Hiksa–neitrālo tehnisko progresu). Šajā gadījumā starp šiem rādītājiem var pastāvēt multikolinearitāte un publiskā kapitāla elastība var būt nobīdīta uz leju – publiskā kapitāla veicinošā ietekme uz ražošanas apjomu varētu būt nenovērtēta. Lai izslēgtu šādu iespēju, *Macdonald* (2008) neiekļauj eksogēno tehnisko progresu ražošanas funkcijas modelī. Šajā gadījumā 1. vienādojums izskatītos kā:

$$\log(Y_t) = \hat{\beta}_0 + \hat{\alpha}_{KP} \log(K_t^P) + \hat{\alpha}_{KG} \log(K_t^G) + (1 - \hat{\alpha}_{KP} - \hat{\alpha}_{KG}) \log(L_t) \quad (6)$$

Vairākums empīrisku pētījumu pēc noklusēšanas pieņem, ka mēroga efekts nepastāv un izmanto ražošanas funkcijas modeļa ierobežoto formu (piemēram, *Stikuts*, 2003; *Cheng*, 2003; *Tahari* u.c., 2004; *Vanags* un *Bems*, 2005). Turklāt vairāki pētnieki, testējot hipotēzi par mēroga efekta neesamību, nespēja to noraidīt (piemēram, *Epstein* un *Macchiarelli*, 2010; *Meļihovs*, 2010; *Gupta* u.c., 2011). Tikai atsevišķi pētījumi noraida hipotēzi par mēroga efekta nepastāvēšanu un norāda uz pozitīvu mēroga efektu. Piemēram, *Park* un *Ryu* (2006) atrada pozitīvu mēroga efektu Austrumāzijas jaunattīstītās valstīs – Honkongā, Korejā, Singapūrā un Taizemē 1960.–1970.gadu periodā. Savukārt *Beddies* (1999) atrada pozitīvu mēroga efektu Gambijas ražošanas funkcijā 1964.–1998.gada periodā. Zinātniskajā literatūrā trūkst piemēru, kad kādas valsts tautsaimniecībai būtu raksturīga statistiski nozīmīga negatīva atdeve no mēroga. Piemēram, lai arī *Fadejeva* un *Meļihovs* (2009) konstatēja, ka dažām tautsaimniecībās nozarēm Latvijā piemīt negatīvs mēroga efekts, viņu pētījumā netika minēts vai negatīvs mēroga efekts ir statistiski nozīmīgs (pēc personiskās komunikācijas ar pētījuma autoriem, tika noskaidrots, ka vairākās nozarēs tas nav statistiski nozīmīgs). Tomēr iespēja, ka Latvijas ražošanas funkcijai ir raksturīgs mēroga efekts, nav izsmelta, tāpēc mēroga efekta esamība tika pārbaudīta pētījuma gaitā (sk. 1.attēlu).

Nākamais svarīgs pētījuma solis ir noskaidrot kādā institucionālajā sektorā papildu investīciju lats vairāk veicina ražošanas apjomu:

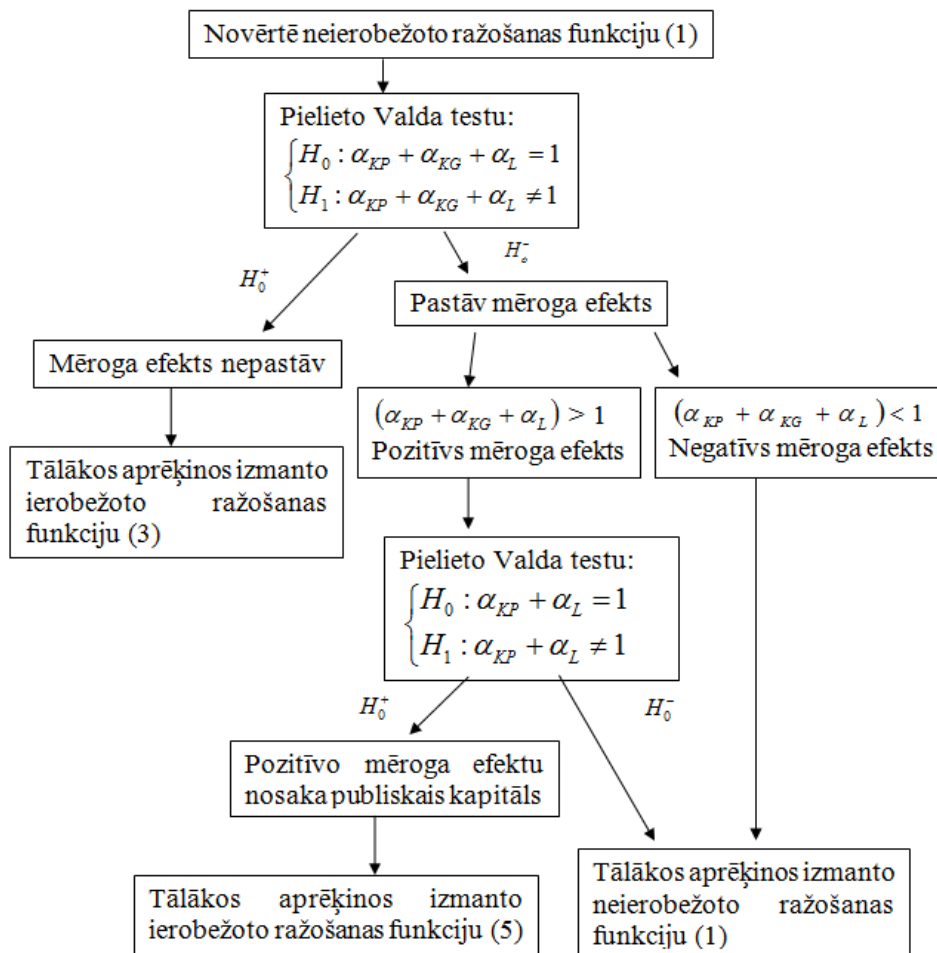
$$\omega_{G/P} = \frac{\hat{\alpha}_{KG} / \hat{\alpha}_{KP}}{\bar{K}^G / (\bar{K}^P \cdot \bar{U}^K)} \quad (7)$$

kur $\omega_{G/P}$ – ir publiskā kapitāla relatīvā produktivitāte (salīdzinot ar privāto kapitālu);

$\hat{\alpha}_{KP}$ un $\hat{\alpha}_{KG}$ – attiecīgi privātā un publiskā kapitāla elastības novērtējums;

$\bar{K}^P \cdot \bar{U}^K$ – izmantotā privātā kapitāla apjoms vidēji periodā;

\bar{K}^G – publiskā kapitāla apjoms vidēji periodā.



Attēls 1. Mēroga efekta klātbūtnes noteikšana publiskā kapitāla elastības novērtēšanas modelī¹

Piemēram, ja $\hat{\alpha}_{KP}$ ir 5 reizes lielāks nekā $\hat{\alpha}_{KG}$ un $(\bar{K}^P \cdot \bar{U}^K)$ 2,5 reizes pārsniedz \bar{K}^G , tad $\omega_{G/P}$ ir 0,5. Tas nozīmētu, ka katrs privātā kapitāla lats vidēji ir divreiz produktīvāks (divreiz vairāk veicina ražošanas apjomu) nekā publiskā kapitāla lats. Tas, vai divu kapitāla veidu veicinošās ietekmes uz ražošanas apjomu atšķirība ir statistiski nozīmīga (t.i., vai publiskā kapitāla relatīvā produktivitāte ir statistiski nozīmīgi atšķirīga no vieninieka), var noskaidrot ar Valda testu. Publiskā kapitāla relatīvā produktivitāte ir vienāda ar viens ja:

$$\frac{\hat{\alpha}_{KG}}{\hat{\alpha}_{KP}} = \frac{\bar{K}^G}{\bar{K}^P \cdot \bar{U}^K} \quad (8)$$

Tā kā Valda testa rezultāti nav neatkarīgi no nelineāra ierobežojuma definīcijas veida, pirms Valda testa pielietošanas vienādojumu (8) būtu jāpieraksta lineārā formā:

$$\hat{\alpha}_{KG} \cdot (\bar{K}^P \cdot \bar{U}^K) = \hat{\alpha}_{KP} \cdot \bar{K}^G \quad (9)$$

Ja būtisku atšķirību starp $\hat{\alpha}_{KP} / \hat{\alpha}_{KG}$ un $\bar{K}^P \cdot \bar{U}^K / \bar{K}^G$ nepastāv, tad $\omega_{G/P}$ nav statistiski nozīmīgi atšķirīga no viens. Šajā gadījumā nevar viennozīmīgi pateikt vai viens publiskā kapitāla lats vidēji vairāk veicina ražošanas apjomu nekā viens privātā kapitāla lats.

¹ Autoru veidots attēls.

3. PUBLISKĀ KAPITĀLA ELASTĪBAS RETROSPEKTĪVAIS NOVĒRTĒJUMS

Publiskā kapitāla elastības (PKE) retrospektīvais novērtējums tika veikts, pamatojoties uz pasaules zinātniskās literatūras atzinumiem (sk. 1.nodaļu) un izvēloties Latvijas gadījumam piemērotāko modeli (sk. 2.nodaļu). Retrospektīvajā novērtējumā izmantotie dati ir analizēti 3.1.apakšnodaļā, savukārt 3.2.apakšnodaļā sniedz PKE ekonometriskā novērtējuma rezultātus.

3.1. PUBLISKĀ KAPITĀLA ELASTĪBAS RETROSPEKTĪVĀ NOVĒRTĒJUMA IZMANTOTIE DATI

Ticamu, pētījumam nepieciešamo statistisko datu trūkums bija galvenais PKE pētījuma šķērslis, tāpēc atsevišķa apakšnodaļa veltīta šīs problēmas novēršanas iespējām.

Ražošanas apjoms

Par ražošanas apjoma indikatoru pētījumā tiek izmantota kopējā pievienotajā vērtība (KPV) 2000.gada cenās atbilstoši CSP datu bāzei IK041. Iepriekšējos Latvijas ražošanas funkcijas novērtējumos (piemēram, Stikuts, 2003; Vanags un Bems, 2005; Paula un Titarenko, 2009; Meļihovs, 2010) par atkarīgo mainīgo tika izmantots reālais iekšzemes kopprodukts (IKP), tomēr pēc pētījuma autoru domām KPV korektāk atspoguļo ražošanas apjomu, jo tas neietver netiešus nodokļus un subsīdijas. KPV un IKP dinamika ir līdzīga, turklāt arī ražošanas funkcijas novērtēšanas rezultāti ir līdzīgi, tomēr KPV izmantošana paaugstina ražošanas funkcijas modeļa izskaidrošanas spējas.

Nodarbināto skaits

Nodarbināto skaita dati pieejami CSP un Eurostat datu bāzēs, kas iegūti pēc vairākām metodoloģijām (darbaspēka apsekojuma (*national concept*); nacionālo kontu (*domestic concept*); uzņēmumu apsekojuma) un veidiem (nodarbināto skaits, darbvietu skaits). Uzņēmumu apsekojuma dati ir pieejami tikai no 2005.gada, kā arī neietver mazus uzņēmumus un ēnu ekonomikā nodarbinātos, tādējādi varētu nebūt reprezentatīvi visai tautsaimniecībai. Iepriekšējos Latvijas ražošanas funkcijas novērtējumos parasti tika izmantots nodarbināto skaits pēc darbaspēka apsekojuma datiem (piem., Vanags un Bems, 2005; Meļihovs, 2007; 2010; Paula un Titarenko, 2009). Tomēr darbaspēka apsekojuma un nacionālo kontu dati periodā līdz 2010.gada 4.ceturksnim joprojām pamatojas uz novecojušiem datiem par iedzīvotāju skaitu, kas neņem vērā 2011.gada tautas skaitīšanas rezultātus. CSP plāno veikt attiecīgu korekciju vien 2014.gada sākumā, kas noteica nepieciešamību nodarbināto skaitu novērtēt pētījuma gaitā.

No CSP datu bāzes ISG06 (iedzīvotāju skaita pa kohortām gada dati) tika aprēķināts darbaspējīgā vecuma (15–74 gadi) iedzīvotāju skaits gada sākumā 1995.–2013.gadā, kas tālāk tika interpolēts pa ceturkšņiem. Ekonomiski aktīvo iedzīvotāju skaits tika aprēķināts, reizinot darbaspējīgā vecuma iedzīvotāju skaitu ar līdzdalības līmeni. Eurostat datu bāzēs līdzdalības līmenis ceturkšņu dalījumā ir pieejams no 2002.gada 1.ceturkšņa, turklāt, pētījuma autori koriģēja datus ņemot vērā 2011.gada

tautas skaitīšanas rezultātus. Par 1998.–2001.gada periodu ir pieejami pusgada dati, kas tika interpolēti pa ceturkšņiem. Nodarbināto skaits tika aprēķināts reizinot ekonomiski aktīvo iedzīvotāju skaitu ar nodarbinātības līmeni (nodarbinātības līmenis ir apgriezti proporcionāls bezdarba līmenim):

$$L_t = P_t \cdot \gamma_t \cdot (1 - u_t) \quad (10)$$

kur L – nodarbināto skaits;

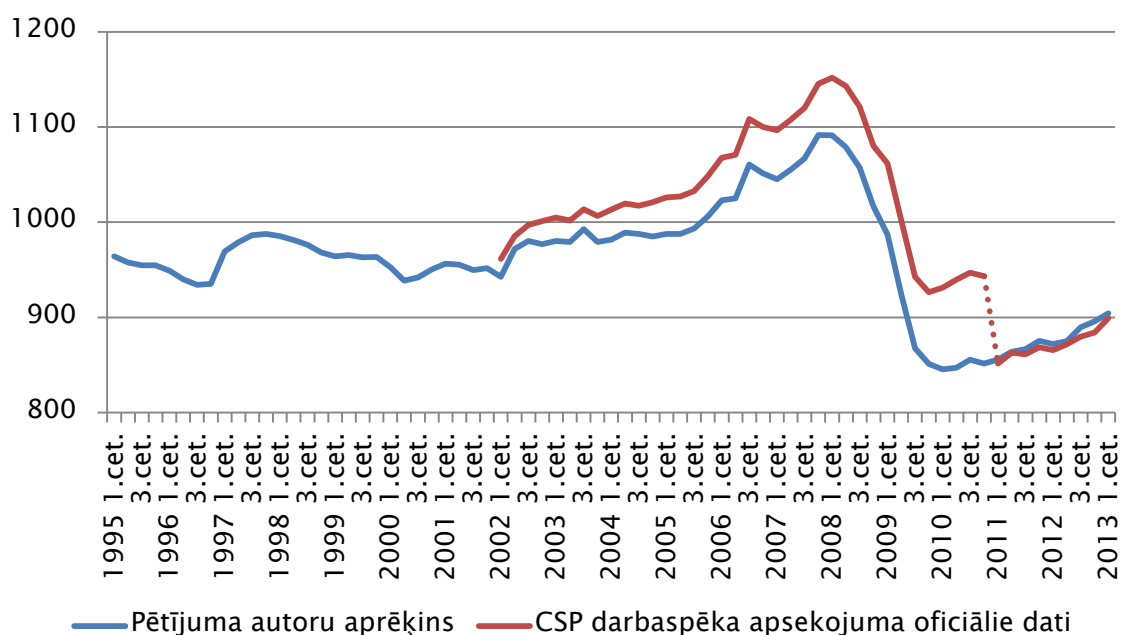
P – iedzīvotāju skaits vecumā no 15 līdz 74 gadiem;

γ – līdzdalības līmenis vecumā no 15 līdz 74 gadiem;

u – bezdarba līmenis vecumā no 15 līdz 74 gadiem;

t – laika periods.

Eurostat datu bāzēs bezdarba līmenis ceturkšņu dalījumā ir pieejams no 1998.gada 1.ceturkšņa un tas jau ir koriģētas uz 2011.gada tautas skaitīšanas rezultātiem. Par 1995.–1997.gada periodu nodarbināto skaits tika aprēķināts izmantojot nodarbināto skaitu 1998.gadā un nodarbināto skaita gada pieauguma tempus 1996.–1998.gadā pēc nacionālo kontu oficiāliem datiem. 2. attēlā ir parādīts ar (10) vienādojumu novērtētais nodarbināto skaits salīdzinot ar CSP darbaspēka apsekojuma oficiālajiem datiem. Divas laika rindas 2011. – 2012.gadā ir līdzīgas, tomēr darbaspēka apsekojuma dati par 2010.gadu pārvērtē nodarbināto skaitu par 90 tūkstošiem.



Attēls 2. Nodarbināto skaits Latvijā (tūkst.; sezonāli izlīdzinātie dati).²

Fiziskais kapitāls

Latvijas nacionālo kontu dati apkopo uzņēmumu bilances datus par pamatkapitālu (gada sākumā un gada beigās; pamatkapitāla apjoms gada beigās ir vienāds ar nākamā gada sākuma rādītāju) faktiskajās cenās. Tādējādi, lai izmantotu šādus datus ražošanas funkcijas vajadzībām, pētniekiem būtu jāaprēķina kapitāls bāzes perioda cenās un jāinterpolē ceturkšņu griezumā. Interpolācijai tiek izmantoti dati par investīcijām un investīciju deflatoru (cenām). Tomēr gan Latvijā, gan ārvalstīs fiziskā kapitāla nacionālo

² CSP un Eurostat dati, autoru aprēķins.

kontu dati zinātniskajos pētījumos tiek izmantoti ļoti reti. Piemēram, Latvijas gadījumā, ražošanas funkciju novērtējot 1995. – 2001.gada periodam, fiziskā kapitāla nacionālo kontu datus izmantojis Stikuts (2003). Tomēr turpmākajam periodam šī metode nav izmantojama, jo, sākot ar 2002.gadu, CSP mainīja pamatkapitāla uzskaites metodoloģiju. Līdz šim laikam pamatkapitāls tika novērtēts atbilstoši grāmatvedības noteikumiem (un to vērtība bija vairākkārt zemāka par pašreizējo tirgus vērtību), bet, sākot ar 2002.gadu, CSP sāka vērtēt pamatkapitālu tirgus vērtībā un iepriekšējo periodu dati pēc jaunās metodoloģijas netika pārrēķināti.

Daudz biežāk zinātniskajos pētījumos uzkrātā fiziskā kapitāla līmenis novērtēts ar pastāvīgo krājumu metodi (PIM: *perpetual inventories method*). Saskaņā ar PIM fiziskais kapitāls pašreizējā periodā ir vienāds ar līdz šim uzkrāto kapitāla līmeni, atskaitot pašreizējā perioda nolietojumu un pieskaitot pašreizējā perioda investīcijas. Nodalot fizisko kapitālu privātajā un publiskajā komponentē PIM metode var būt parādīta kā:

$$\begin{cases} K_t^P = K_{t-1}^P \cdot (1 - \delta^P) + I_t^P \\ K_t^G = K_{t-1}^G \cdot (1 - \delta^G) + I_t^G \end{cases} \quad (11)$$

kur K ir pamatkapitāls;

I – investīcijas (bruto pamatkapitāla veidošana; nacionālo kontu kods P51);

δ – fiziskā kapitāla nolietojums (%) viena perioda laikā;

P un G – attiecīgi privātais un publiskais sektors;

t – laika periods.

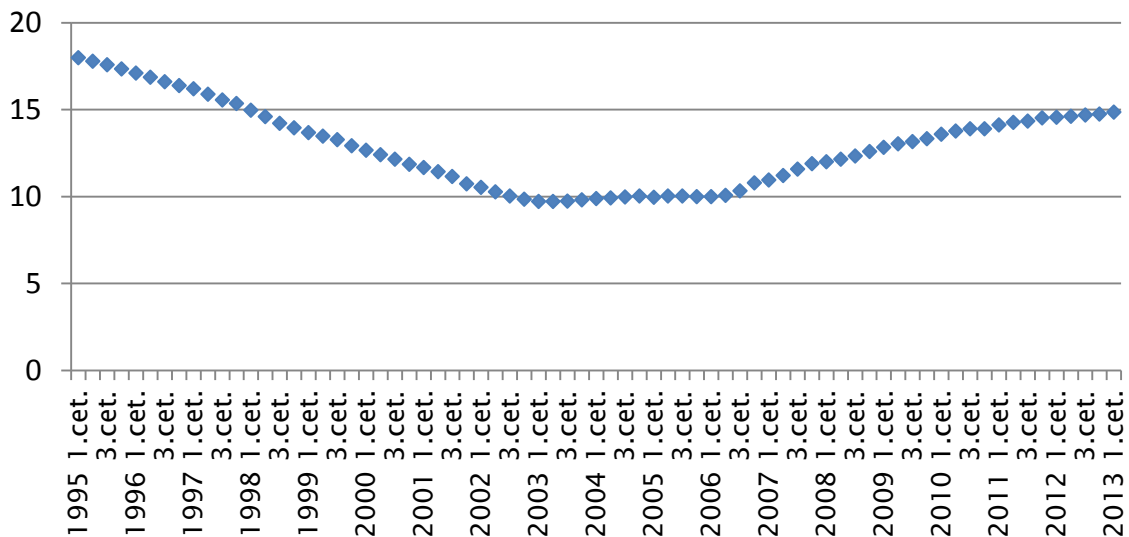
Kopējo investīciju dati tika ņemti no CSP datu bāzes IK07, savukārt privātās investīcijas tika aprēķinātas kā starpība starp kopējām investīcijām un publiskajām investīcijām. Publiskās investīcijas faktiskajās cenās sākot no 1999.gada ir pieejamas CSP datu bāzē VF02. Publiskās investīcijas bāzes cenās tika aprēķinātas izmantojot investīciju deflatoru, kas tika iegūts no IK07 datu bāzes datiem. Publisko investīciju apjoms 1995.–1998.gadā tika ekstrapolēts, ņemot vērā publisko investīciju īpatsvaru kopējās investīcijās turpmākajos gados.

Lai novērtētu fiziskā kapitāla dinamiku atbilstoši (11) vienādojumam, ir nepieciešami pieņēmumi gan par fiziskā kapitāla uzkrāto apjomu pētījuma perioda sākumā (K_0) un publiskā kapitāla īpatsvaru tajā, gan arī par fiziskā kapitāla nolietojuma normu. Latvijas gadījumā zinātniskajā literatūrā parasti izmantotā nolietojuma norma ir 10% gadā (Kazāks u.c., 2006; Meļihovs un Dāvidsons, 2006; Meļihovs, 2007; 2010; Titarenko, 2008; Paula un Titarenko, 2009), kas pamatojas uz nacionālo kontu datiem pēc vecās metodoloģijas. Savukārt attiecībā par (K_0) vērtību zinātniskajā literatūrā nav vienprātības.

Piemēram, fiziskā kapitāla pret IKP attiecība Latvijā 1995.gadā dažādiem zinātniekiem atšķiras vairākkārt: 75% (Room, 2001), 100% (Vetlov, 2003); 140% (Bems, Johnson, 2005); 200% (Denis u.c., 2006). Krasnopjorovs (2013) uzsver, ka nevienu metodi, kas tiek lietota pasaules zinātniskajā literatūrā, šī mainīgā vērtības identificēšanai nevar uzskatīt par precīzu. Pamatojoties uz AMECO datu bāzi, sākotnējā fiziskā kapitāla pret IKP attiecība (K/Y_0) tika noteikta 190% līmenī. Tā kā atšķirībā no iepriekšējām publikācijām PKE pētījumā tiek ņemta vērā fiziskā kapitāla izmantošanas intensitāte, $K_0 \cdot U_0^K$ veido 110% no 1995.gada IKP, kas kopumā ir līdzīga zinātniskajā literatūrā vidējai izmantotai vērtībai Latvijas gadījumā.

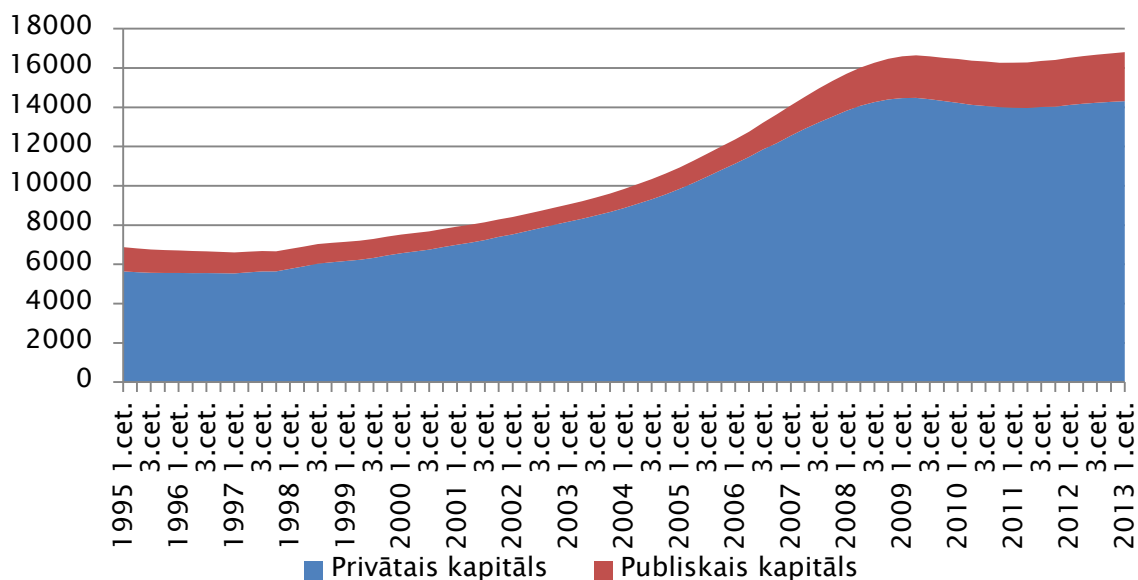
Saskaņā ar nacionālo kontu datiem, publiskā kapitāla īpatsvars kopējā pamatkapitālā 1995.gada sākumā (K^G / K)₀ bija 23%. Tomēr Vanags un Bems (2005) uzsver, ka ēnu ekonomikas izplatības dēļ nacionālo kontu dati var nenovērtēt pamatkapitāla pilno apjomu. Pieņemot, ka publiskā kapitāla apjoms 1995.gada nacionālos kontos tika atspoguļots korekti, bet privātā kapitāla apjoms – nenovērtēts ēnu

ekonomikas izplatības dēļ, pie $(K/Y)_0 = 1,9$ publiskā kapitāla īpatsvars būtu 13%. Ražošanas funkcijas bāzes specifikācijā tika izmantota vidējā vērtība (publiskā kapitāla īpatsvars kopējā pamatkapitālā 1995.gadā ir 18%; sk. 3.attēlu). Savukārt rezultātu stabilitātes pārbaude attiecībā uz izmantotiem pieņēmumiem ir veikta 4.nodaļā.



Attēls 3. Publiskā kapitāla īpatsvars kopējā pamatkapitāla apjomā Latvijā (%; sezonāli izlīdzinātie dati)³

Tādējādi 2013.gada sākumā fiziskais kapitāls Latvijā veidoja 16,8 miljardu latu 2000.gada cenās jeb aptuveni 220% no valsts IKP. No tā 15% veidoja publiskais kapitāls (sk. 4.attēlu).



Attēls 4. Privātā un publiskā kapitāla apjoms Latvijā (milj. LVL; sezonāli izlīdzinātie dati).⁴

³ Autoru novērtējums pēc CSP datiem.

⁴ Autoru aprēķins izmantojot CSP datus.

Ražošanas faktoru noslodze

Šajā pētījumā pirmoreiz Latvijas tautsaimniecības ražošanas funkcija tiek novērtēta ņemot vērā ražošanas faktoru noslodzi (Fadejevas un Meļihova (2009) darbs, kas arī ņēma vērā ražošanas faktoru noslodzi, ražošanas funkciju novērtēja nozaru dalījumā). Ekonomikas lejupslīdes periodā (2008. – 2009.gadā) darbaspēka un fiziskā kapitāla izmantošanas intensitāte būtiski saruka, un, neņemot to vērā, var nobīdīt ražošanas funkcijas novērtēšanas rezultātus.

Par darbaspēka noslodzes rādītāju pētījumā izmantots vidējais darba nedēļas ilgums salīdzinājumā ar Darba likumā noteikto normālo nedēļas darba laiku – 40 stundām:

$$U_t^L = \frac{h_t}{40} \quad (12)$$

kur U^L – darba slodze;

h – vidējais faktiski nostrādāto stundu skaits nedēļā;

t – laika periods.

Dati par vidējo darba nedēļas ilgumu nav pieejami, tomēr Eurostat datu bāzēs ir pieejami dati atsevišķi par pamatdarbu un blakus darbu. Tādējādi vidējais faktiski nostrādāto stundu skaits nedēļā tika aprēķināts, ņemot vērā nostrādāto stundu skaitu pamatdarbā un blakus darbā:

$$h_t = l_t + \frac{\hat{S}_t}{\hat{L}_t} \cdot s_t \quad (13)$$

kur h – vidējais darba nedēļas ilgums;

l – vidējais darba nedēļas ilgums pamatdarbā;

s – vidējais darba nedēļas ilgums blakus darbā;

\hat{S} – nodarbināto skaits blakus darbā (oficiālie dati);

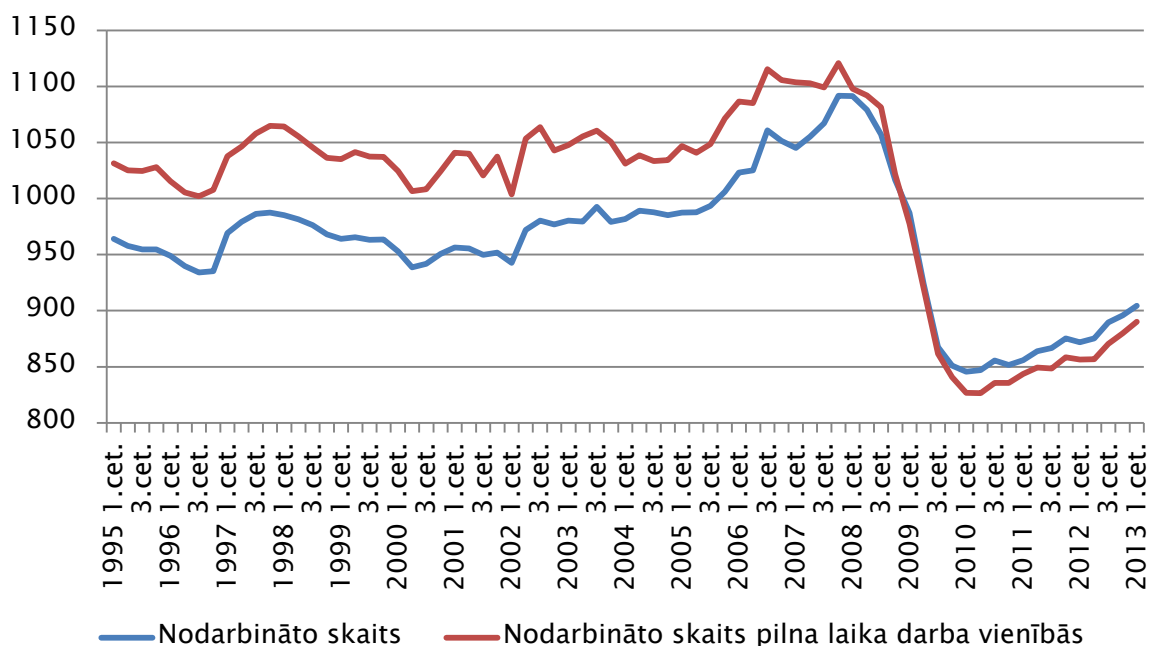
\hat{L} – kopējais nodarbināto skaits tautsaimniecībā (oficiālie dati);

t – laika periods.

Lai gan oficiālie darbaspēka apsekojuma dati par nodarbināto skaitu varētu neatspoguļot reālo situāciju, ir reāli pieņemt, ka nodarbināto īpatsvars, kuriem ir blakus darbs, ir atspoguļots korekti, tādējādi (13) vienādojums sniedz objektīvu vērtējumu par darba nedēļas ilguma dinamiku. Nodarbināto skaits pilna laika darba vienībās ($L \cdot U^L$) salīdzinot ar nodarbināto skaitu, kas tika aprēķināts pētījuma ietvaros, ir redzams 5.attēlā. Redzams, ka darba slodze būtiski saruka tieši tautsaimniecības lejupslīdes periodā un kopš tā laika nav būtiski mainījusies.

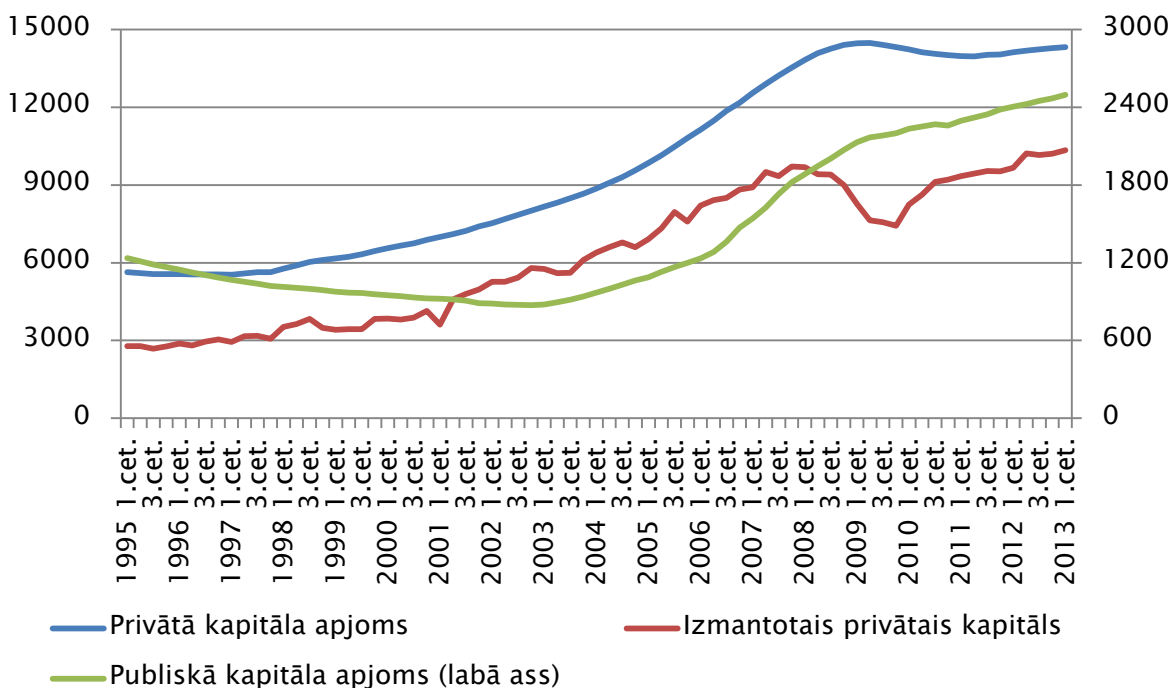
Par fiziskā kapitāla izmantošanas intensitāti Latvijā ir pieejams viens rādītājs – konjunktūras apsekojuma dati par ražošanas jaudu noslodzi apstrādes rūpniecībā (CSP datu bāze KR 52; iepriekšējo periodu dati ir pieejami Eiropas Komisijas datu bāzēs). Lai gan ražošanas jaudu noslodze apstrādes rūpniecībā varētu neprecīzi atspoguļot visas tautsaimniecības norises, privātā kapitāla koncepta papildināšana ar šo rādītāju būtiski uzlabo Latvijas ražošanas funkcijas izskaidrošanas spēju. Jāatzīmē arī pētījuma pieņēmums par to, ka publiskais kapitāls tiek izmantots pilnībā. Pirmkārt, uzņēmumu iekārtu noslodzes līmenim apstrādes rūpniecībā ir maz sakara ar infrastruktūras izmantošanas intensitāti tautsaimniecībā (to apliecina arī tas, ka publiskā kapitāla koncepta papildināšana ar ražošanas jaudu noslodzi apstrādes rūpniecībā neuzlabo Latvijas ražošanas funkcijas izskaidrošanas

spēju). Otrkārt, pie pētījumu rezultātu interpretācijas, politikas veidotājus interesētu secinājumi, kas attiecas uz mainīgajiem, kas ir viņu rokās; savukārt infrastruktūras izmantošanas intensitāte ir ārpus valdības kontroles.



Attēls 5. Nodarbināto skaita pilna laika darba vienībās dinamika Latvijā (tūkst.; sezonāli izlīdzinātie dati)⁵

Privātā kapitāla un publiskā kapitāla apjoms, kā arī izmantotais privātais kapitāls ir redzams 6.attēlā. Lai gan kapitāla izmantošanas intensitāte būtiski saruka tautsaimniecības lejupslīdes periodā, patlaban tā ir atgriezusies pirmskrīzes līmenī.



Attēls 6. Esošais un izmantotais privātais kapitāls Latvijā (milj. LVL; sezonāli izlīdzinātie dati)⁶.

5 Autoru aprēķins pēc CSP un Eurostat datiem.

Tehniskais progress

Balstoties uz zinātniskās literatūras atziņām, pieņemot nemainīgā ātruma KFP procesu, ražošanas funkcijas koeficientu vērtības 2008. – 2010.gada krīzes periodā būtiski izmainās un kļūst nereālas. Turklāt, *Andrevsā-Kvandta* tests norāda uz modeļa strukturālo lūzumu 2007.gada 4.ceturksnī, un KFP pieauguma koeficienta vērtība kopš tā laikā būtiski samazinās, kļūstot par statistiski nenozīmīgu. Tas varētu liecināt par KFP pieauguma apstāšanos tautsaimniecības krīzes periodā. Maksimizējot Latvijas ražošanas funkcijas izskaidrošanas spēju, var noteikt, ka KFP process atsāka pieaugumu 2011.gada 3.ceturksnī. Tādējādi pētījumā tiek izmantots kalibrētais KFP process, kas tomēr pamatojas uz nemainīgā ātruma KFP procesu.

Cita alternatīva – endogēns KFP process, netika ietverta jo attīstības valstīs šādu pieņēmumu ražošanas funkcijā ietver ļoti reti. Piemēram, retais izņēmums ir *Room* (2001), kas raksturoja KFP procesu Igaunijā kā funkciju no ārvalstu tiešo investīciju (ĀTI) ieplūdes, tomēr Vanags un Bems (2005) neuzskata šo pieeju par daudzsoļošu divu iemeslu dēļ. Pirmkārt, KFP dinamika Baltijas valstīs ir līdžīga, lai gan Igaunija pēc neatkarības atgūšanas uzkrāja divas reizes lielākas ĀTI uz vienu iedzīvotāju nekā Latvija un Lietuva. Otrkārt, Čehijas Republika, būdama jauno ES valstu līdere ĀTI piesaistē, uzrāda salīdzinoši lēnu KFP pieaugumu.

3.2. PUBLISKĀ KAPITĀLA ELASTĪBAS RETROSPEKTĪVĀ NOVĒRTĒJUMA REZULTĀTI

Piemērotākais publiskā kapitāla elastības novērtēšanas ekonometriskais modelis Latvijas gadījumā tika izvēlēts, pamatojoties uz 1.attēlā ilustrēto. Neierobežotās ražošanas funkcijas novērtēšanas rezultāti (atbilstoši (1) vienādojumam) ir redzami 1.pielikumā. Visi ražošanas funkcijas koeficienti (izņemot brīvo locekli) ir statistiski nozīmīgi ar 99% ticamības līmeni un to vērtības ir līdžīgas zinātniskās literatūras atzinumiem. Lai arī Latvijas ražošanas funkcijai raksturīgs vāji pozitīvs mēroga efekts ($\hat{\alpha}_{KP} + \hat{\alpha}_{KG} + \hat{\alpha}_L = 1,021$), Valda testa rezultāti liecina, ka tas nav statistiski nozīmīgs (sk. 2.pielikumu). Jāatzīmē, ka KFP mainīgā neiekļaušana ražošanas funkcijas modelī (atbilstoši (6) vienādojumam) būtiski samazina ražošanas funkcijas izskaidrošanas spēju un nepaaugstina publiskā kapitāla elastības novērtējumu (sk. 3.pielikumu). Tas apstiprina Krasnopjorova (2011) secinājumu, ka Latvijas gadījumā kapitāla uzkrāšanas pozitīvie ārējie apstākļi varētu būt raksturīgi privātajam kapitālam, bet ne publiskajam. Tādējādi turpmāk Latvijas ražošanas funkcija tiek novērtēta ierobežotā formā atbilstoši (3) vienādojumam.

Publiskā kapitāla elastības vidējā vērtība laika posmā no 2001.gada 1.ceturkšņa līdz 2013.gada 1.ceturksnim tika novērtēta 0,070 līmenī (sk. 1.tabulu), kas ir līdžīgs *Bom* un *Lighthart* (2008) pētījuma atzinumam par citām valstīm un laika periodiem. Publiskā kapitāla apjomu palielinot par 1%, ražošanas apjoms pieaug par 0,07%. Tā ir trīs reizes mazāka par privātā kapitāla elastību: izmantotajam privātajam kapitālam pieaugot par 1%, ražošanas apjoms pieaug par 0,21%. Determinācijas koeficienta vērtība ir augsta, norādot, ka ražošanas funkcijas modelis apraksta 99,65% no KPV dinamikas.

6 Autoru aprēķins pēc CSP datiem.

Durbina–Vatsona statistika ir diezgan augsta (1,434) un arī augstāka nekā iepriekšējos Latvijas ražošanas funkcijas novērtējumos, kuru rezultātus autori uzskatīja par apmierinošiem neskatoties uz modeļa kļūdu pozitīvās korelācijas klātbūtni (piemēram, 0,90 (Grundīza u.c., 2005); 0,848 (Meļihovs, 2007); 0,312 (Paula un Titarenko, 2009)).

Tabula 1. Publiskā kapitāla elastības retrospektīvā novērtējuma rezultāti ar ierobežoto modeli⁷

Periods:	1995.gada 1.ceturksnis – 2013.gada 1.ceturksnis		
$\hat{\beta}_0$	-0,496***	Regresijas standartnovirze	0,017088
$\hat{\alpha}_{KP}$	0,214***	Determinācijas koeficients	0,996451
$\hat{\alpha}_{KG}$	0,070***	Paplašinātais determinācijas koeficients	0,996296
$\hat{\alpha}_L$	0,718	Durbina–Vatsona statistika	1,434
$\hat{\beta}_1$	0,0107***	Akaike informācijas kritērijs	-5,248

***, **, *: koeficients ir statistiski nozīmīgs attiecīgi ar 99%, 95% un 90% ticamības līmeni. Koeficienti, kas tika iegūti netieši no pārējiem koeficientiem, ir pasvītroti.

Publiskā kapitāla un KPV laika rindas ir kointegrētas (sk. 4.pielikumu), savukārt apgrieztās cēlonības iespējamība Latvijas gadījumā nav būtiska, jo publiskā kapitāla uzkrāšanu nozīmīgi ietekmēja ES struktūrfondi (kas ir eksogēni). Virkne testu liecina par modeļa stabilitāti. Modeļa rekursīvas kļūdas atrodas 2 standartnoviržu robežās, izņemot gadījuma svārstības un īso periodu tautsaimniecības lejupslīdes sākumā (sk. 5a pielikumu). Uz rekursīvo kļūdu stabilitāti norāda arī CUSUM un CUSUM kvadrātu tests (sk. 5b un 5c pielikumus). Modeļa rekursīvie koeficienti ir stabili un laika gaitā konverģē uz savām patiesajām vērtībām. Tikai privātā kapitāla elastības koeficienta ticamības intervāls saglabājas nedaudz plašāks: tas varētu atspoguļot zināmo nenoteiktību ar privātā kapitāla izmantošanas intensitātes pārmaiņām (sk. 5d pielikumu). Kļūdu korelogramma neliecina par būtisku autokorelāciju, turklāt kļūdu kvadrātu korelogrammā autokorelācija nav redzama vispār (sk. 5e un 5f pielikumus). Detalizēti autokorelācijas testi apliecina, ka modeļa kļūdu korelācija nav būtiska. Piemēram, Breuša–Godfreja autokorelācijas testa rezultāti pie zema lagu skaita (līdz 3) nav viennozīmīgi, savukārt pie lielāka lagu skaita pārliecinoši norāda uz autokorelācijas neesamību (sk. 5h pielikumu). Modelim nepiemīt arī heteroskedasticitātes problēma: Vaita testa rezultāti nav viennozīmīgi, tajā pašā laikā ARCH, Glejzera, Harveja, kā arī Breuša–Pagana–Godfreja testi pārliecinoši noraida heteroskedasticitātes klātbūtni (sk. 5i pielikumu). Žarka–Bera statistikas zemā vērtība liecina, ka modeļa kļūdu sadalījums kopumā atbilst normālam sadalījumam (sk. 5g pielikumu).

Izmantotais privātais kapitāls būtiski pārsniedz publiskā kapitāla apjomu, tādējādi publiskā kapitāla relatīva produktivitāte (sk. formulu (7)) pārsniedz vieninieku: katrs publiskā kapitāla lats vidēji vairāk veicina ražošanas apjomu nekā viens privātā kapitāla lats. Tomēr Valda testa rezultāti (sk. formulu (9) un 6. pielikumu) norāda, ka atšķirība starp privātā un publiskā kapitāla veicinošo ietekmi uz ražošanas apjomu nav statistiski nozīmīga.

PKE novērtējumu atšķirības dažādos tautsaimniecības attīstības ciklos nav būtiskas. Ekonometriskās modelēšanas rezultāti liecina, ka 1995.–2000.gada periodā tā bijusi 0,071. Šajā periodā publiskā kapitāla apjoms samazinājās un publiskās investīcijas tikai daļēji pasargāja infrastruktūru no nolietojuma. Visvairāk infrastruktūras deficīts bija raksturīgs 2001. – 2003.gada periodam. Šajā periodā publiskā kapitāla apjoms bija viszemākais – gan absolūtos skaitļos, gan attiecībā pret privāto kapitālu,

⁷ Autoru novērtējums.

un PKE vērtība bija visaugstākā – 0,084 (sk. 2.tabulu), ko varēja noteikt augsta infrastruktūras izmantošanas noslodze.

Tabula 2. Publiskā kapitāla elastības novērtējumi pa tautsaimniecības attīstības cikliem⁸

Periods:	2001.g. 1.cet. – 2003.g. 4.cet.	2004.g. 1.cet.– 2010.g. 2.cet.	2010.g. 3.cet.- 2013.g.1.cet.
Publiskā kapitāla elastība	0,070		
	0,084	0,069	0,052

10–15 gadu ilgs infrastruktūras attīstības pārtraukums beidzās ar Latvijas iestāšanos Eiropas Savienībā (piemēram, 1997. – 2003.gadā Latvija bija pēdējā vietā ES dalībvalstu vidū pēc publisko investīciju īpatsvara IKP; un pēc tam – pirmajā vietā pēc šī rādītāja pieauguma 2004.–2012.gadā, salīdzinot ar iepriekšējo periodu). ES struktūrfondu pieejamība ļāva mazināt būtisku infrastruktūras deficītu (publiskā kapitāla apjoms pieauga gan attiecībā pret privāto kapitālu, gan pret nodarbināto skaitu pilnas slodzes vienībās), kas noteica pakāpenisku PKE samazinājumu – līdz 0,069 2004. – 2010.gadā un 0,052 2010. – 2013.gadā.

⁸ Autoru aprēķins.

4. PUBLISKĀ KAPITĀLA ELASTĪBAS RETROSPEKTĪVĀ NOVĒRTĒJUMA STABILITĀTES PĀRBAUDE

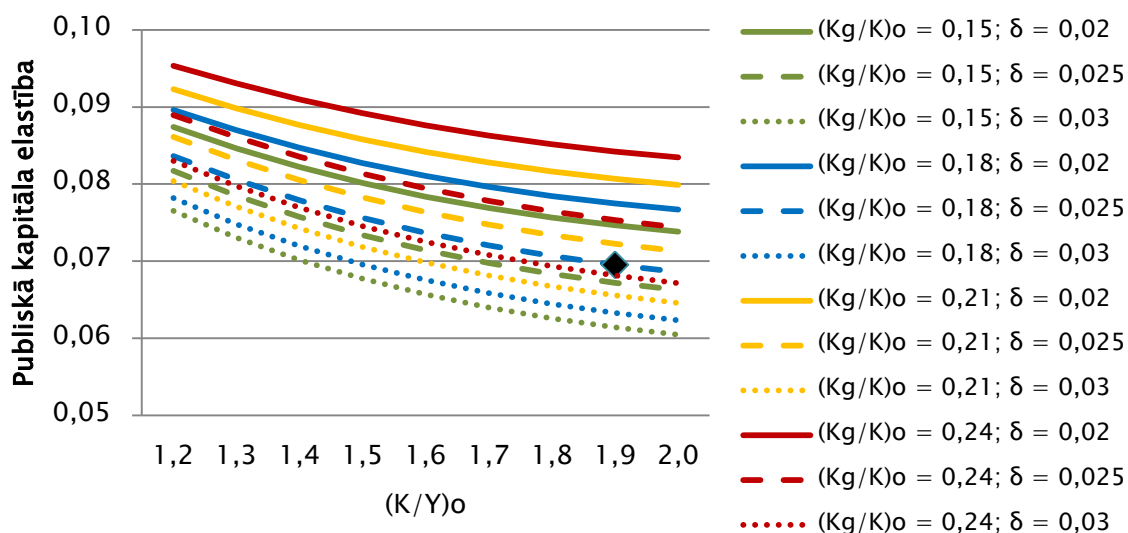
PKE retrospektīvās novērtēšanas modeļa bāzes specifikācijā tika izmantotas virkne pieņēmumu par fiziskā kapitāla dinamiku Latvijā. Proti, ka 1995.gadā fiziskā kapitāla pret IKP attiecība $(K/Y)_0$ bijusi 1,9; publiskā kapitāla īpatsvars kopējā fiziskajā kapitālā $(K_g/K)_0$ bijis 18%; fiziskā kapitāla nolietojums δ ir 2,5% ceturksnī. Zinātniskajā literatūrā nav vienprātības par šo rādītāju vērtībām (sk. 3.1.nodaļu) un nevienu metodi reālistiskāka pieņēmuma identificēšanai nevar uzskatīt par vislabāko (sk. Krasnopjorovs, 2013). Tāpēc 4. nodaļā tiek pārbaudīts vai alternatīvo pieņēmumu izmantošanai ir būtiska ietekme uz PKE novērtējumu.

PKE retrospektīvā novērtējuma stabilitātes pārbaudē, vadoties pēc zinātniskās literatūras atzinumiem un autoru eksperta viedokli, tika izmantotas šādas rādītāju vērtības:

1. $(K/Y)_0$: no 1,2 līdz 2,0;
2. δ : no 2% līdz 3%;
3. $(K_g/K)_0$: no 15% līdz 24%.

Atkarībā no šo rādītāju vērtībām, PKE retrospektīvā novērtējuma svārstības nav lielas – no 0,06 līdz 0,09 (sk. 7.attēlu). Tādējādi pieņēmumiem par fiziskā kapitāla uzkrāšanu nav būtiskas ietekmes uz PKE vērtību.

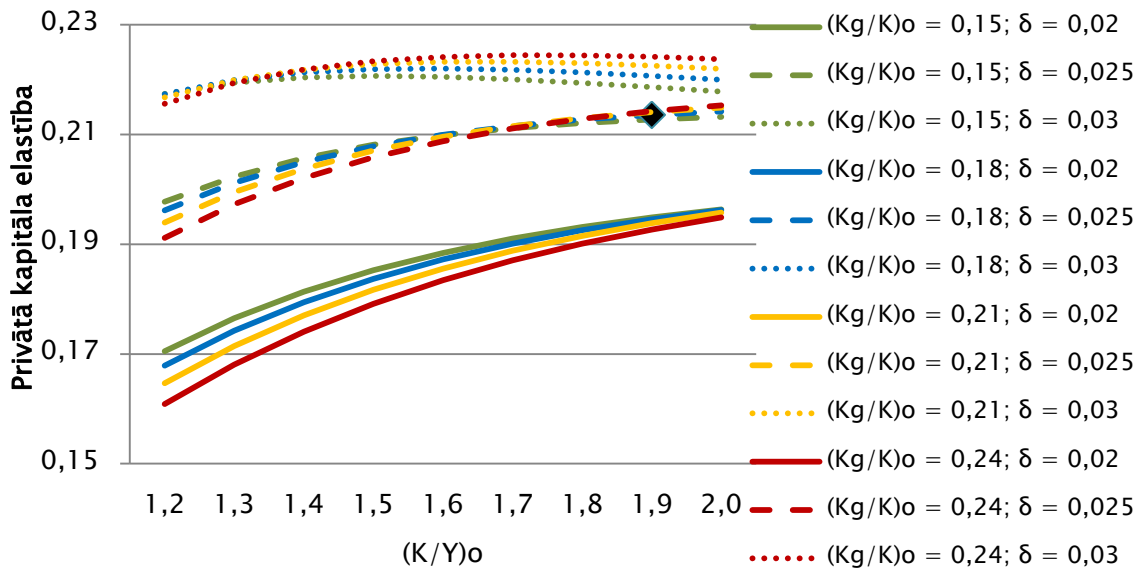
Attēlā redzams arī tas, ka bāzes specifikācijā iegūtā PKE (0,07) nav tādas pieņēmumu kombinācijas izmantošanas rezultāts, kas maksimizē vai minimizē to vērtību; tas palielina PKE novērtējuma ticamību. Piemēram, augstāku PKE novērtējumu varēja iegūt, pieņemot augstāku publiskā kapitāla īpatsvaru fiziskajā kapitālā 1995.gadā, kā arī lēnāko fiziskā kapitāla nolietojumu. Tomēr pēc autoru domām reālāki ir bāzes specifikācijā izmantotie pieņēmumi.



Attēls 7. Publiskā kapitāla elastības vērtība atkarībā no ekonometriskajā modelēšanā izmantotiem pieņēmumiem (1995.g. 1.cet. – 2013.g. 1.cet. perioda vidējais rādītājs)⁹

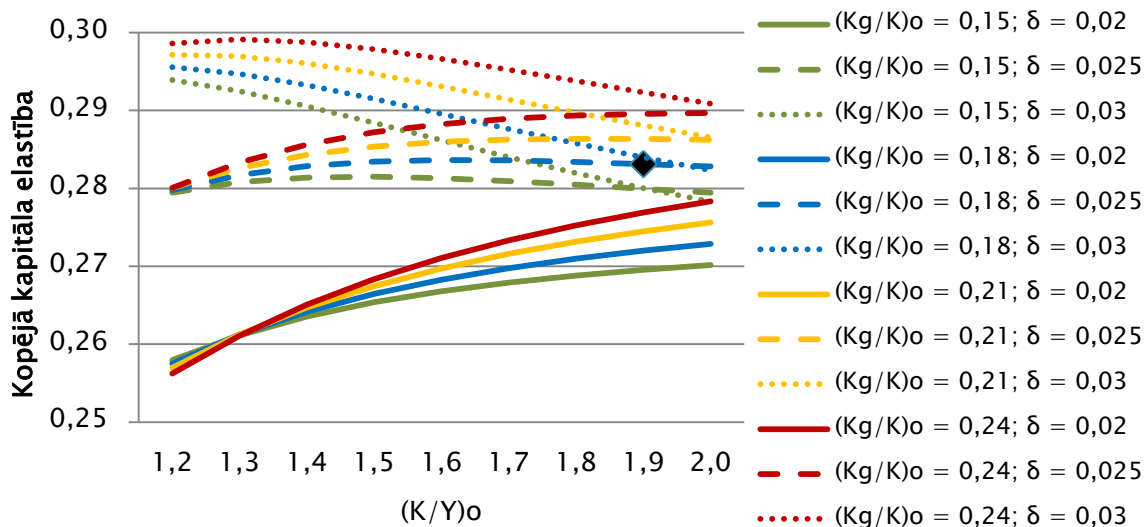
⁹ Autoru novērtējums.

Privātā kapitāla elastība ir augstāka par PKE pie visām iespējamām pieņēmumu kombinācijām – no 0,16 līdz 0,22 (sk. 8.attēlu). Šajā gadījumā nav viennozīmīgi vērtējams kā rezultātu ietekmētu augstāks vai zemāks pieņēmums par kādu no fiziskā kapitāla dinamiku raksturojošo mainīgo – tas ir atkarīgs no visu trīs pieņēmumu kombinācijas.



Attēls 8. Privātā kapitāla elastības vērtība atkarībā no ekonometriskajā modelēšanā izmantotiem pieņēmumiem (1995.g. 1.cet. – 2013.g. 1.cet. perioda vidējais rādītājs)¹⁰

Ražošanas apjoma elastība pret fizisko kapitālu kopumā, atkarībā no ekonometriskajā modelēšanā izmantotiem pieņēmumiem, ir no 0,25 līdz 0,30 (sk. 9.attēlu).

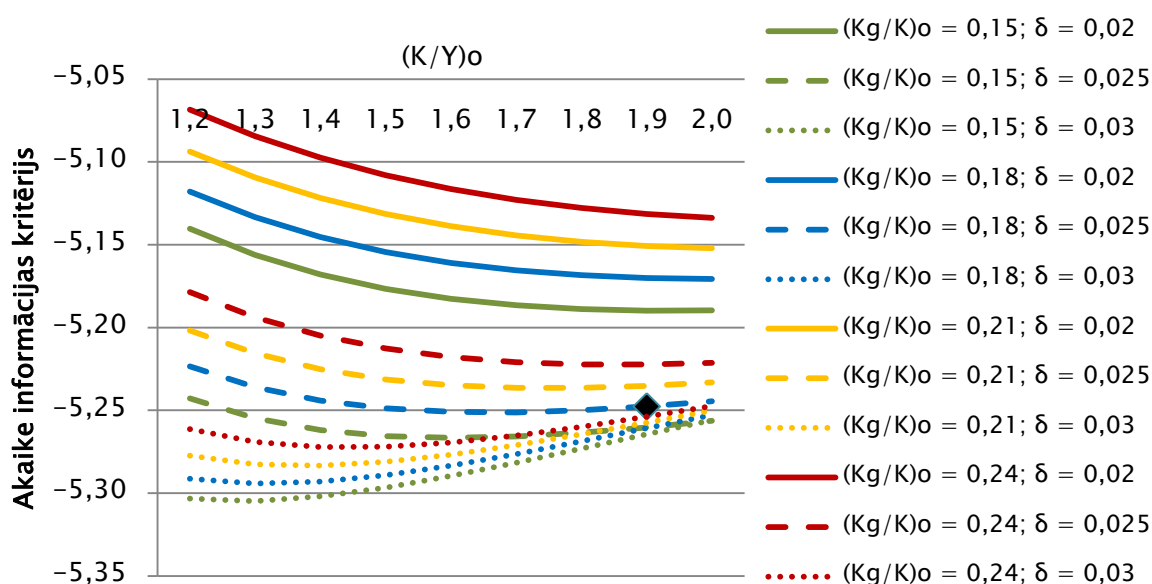


Attēls 9. Kopējā kapitāla elastība atkarībā no ekonometriskajā modelēšanā izmantotiem pieņēmumiem (1995.g. 1.cet. – 2013.g. 1.cet. perioda vidējais rādītājs)¹¹

¹⁰ Autoru novērtējums.

Tas kopumā atbilst iepriekš veiktajiem Latvijas ražošanas funkcijas novērtēšanas rezultātiem. Piemēram, Grundīza u.c. (2005) ieguva kapitāla elastību 0,286 līmenī, savukārt Meljohovs un Dāvidsons (2006) – 0,303; Krasnopjorovs (2011) – 0,295. Virknē pētījumu kapitāla elastība tika novērtēta augstākā vai zemākā līmenī – atšķirības nosaka gan cits pētījuma periods, gan izmantotie dati (piemēram, iepriekšējos pētījumos netika ņemta vērā fiziskā kapitāla izmantošanas pakāpe un darba slodze, kā arī izmantoti novecojušie – uz 2011.gada tautas skaitīšanas rezultātiem nekoriģētie nodarbinātības dati).

Krasnopjorovs (2013) izvēlējās tādu fiziskā kapitāla uzkrāšanas pieņēmumu kombināciju, kas minimizē modeļa kļūdu jeb Akaike informācijas kritērija vērtību. Metode tika pamatota ar to, ka deterministiska KFP procesa gadījumā modeļa kļūdas varētu atspoguļot statistisku datu kļūdas. Tomēr šī pētījuma ietvaros ražošanas funkcijas modeļa izskaidrošanas spējas maksimizējošās pieņēmumu kombinācijas izvēle ar šo metodi nav viennozīmīga: 10.attēlā redzamās līknes plašā diapazonā ir paralēlas un gandrīz horizontālas. Tajā pašā laikā jāatzīmē, ka bāzes specifikācijā iegūtā Akaike informācijas kritērija vērtība (-5,248) ir zemāka par visu alternatīvu specifikāciju vidējo vērtību (-5,218), tādējādi tajā izmantotā pieņēmumu kombinācija uzskatāma par vienu no tām, kas maksimizē ražošanas funkcijas modeļa izskaidrošanas spēju Latvijas gadījumā.

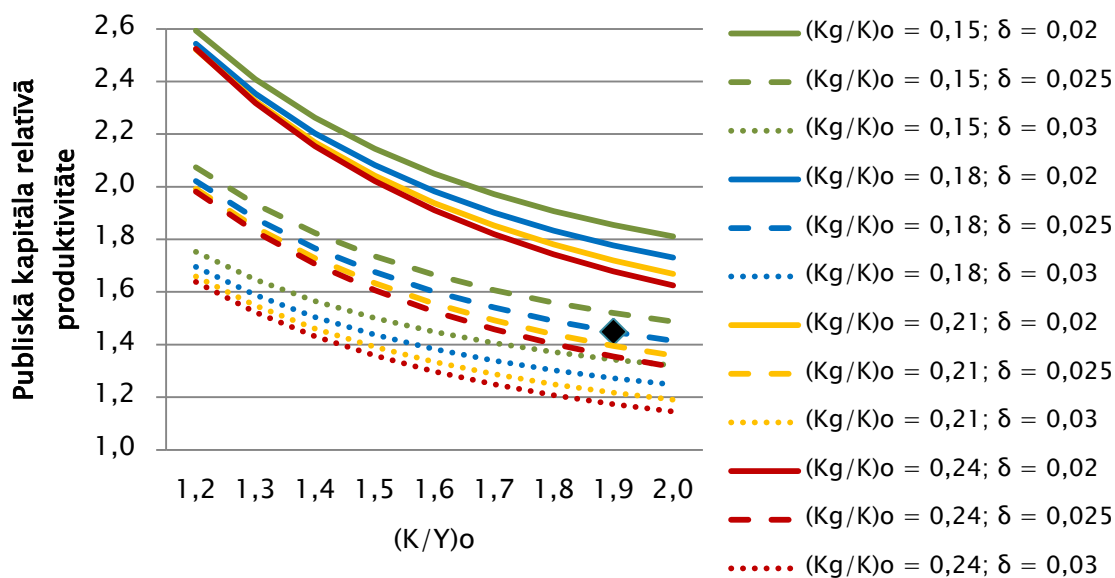


Attēls 10. Akaike informācijas kritērija vērtība atkarībā no ekonometriskajā modelēšanā izmantotiem pieņēmumiem (1995.g. 1.cet. – 2013.g. 1.cet. perioda vidējais rādītājs)¹²

Publiskā kapitāla relatīvā produktivitāte visos gadījumos pārsniedz vienu, norādot uz to, ka katrs publiskā kapitāla lats vidēji vairāk veicina ražošanas apjomu nekā privātā kapitāla lats. Lielāku publiskā kapitāla produktivitātes pārsvaru var iegūt, pieņemot lēnāku fiziskā kapitāla nolietojumu un zemāku publiskā kapitāla īpatsvaru kopējā fiziskajā kapitālā pētījuma perioda sākumā, tomēr pētījuma autori uzskata, ka šie pieņēmumi Latvijai nav reāli (sk. 11.attēlu).

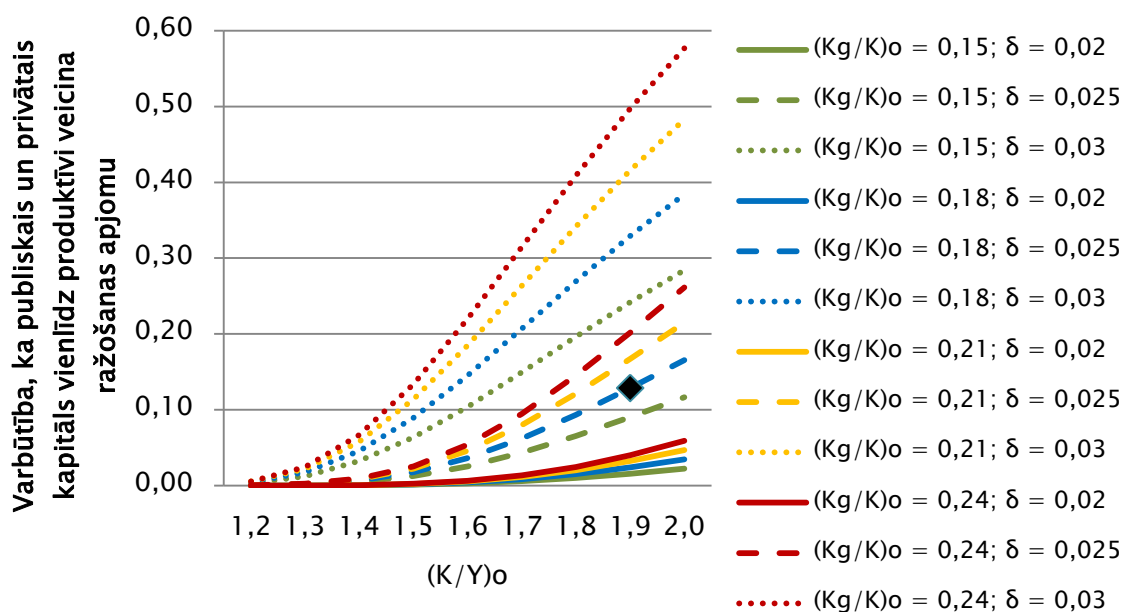
11 Autoru novērtējums.

12 Autoru novērtējums.



Attēls 11. Publiskā kapitāla relatīvā produktivitāte atkarībā no ekonometriskajā modelēšanā izmantotiem pieņēmumiem (1995.g. 1.cet. – 2013.g. 1.cet. perioda vidējais rādītājs)¹³

Secinājums par to vai katrs publiskā kapitāla lats vidēji vairāk veicina ražošanas apjomu, nekā publiskā kapitāla lats gan ir atkarīgs no ekonometriskajā modelēšanā izmantotās pieņēmumu kombinācijas (sk. 12.attēlu). Tomēr arī šajā gadījumā nevar teikt, ka bāzes specifikācijā izmantotie pieņēmumi maksimizē vai minimizē varbūtību, ka publiskais un privātais kapitāls ir vienlīdz produktīvi.



Attēls 12. Varbūtība, ka publiskais un privātais kapitāls vienādi veicina ražošanas apjomu, atkarībā no ekonometriskajā modelēšanā izmantotiem pieņēmumiem (1995.g. 1.cet. – 2013.g. 1.cet. perioda vidējais rādītājs)¹⁴

13 Autoru novērtējums.

14 Autoru novērtējums.

Lai gan līdzīgi kā Krasnopjorovs (2013), šajā pētījumā autori secināja, ka ekonometriskajā modelēšanā izmantotie pieņēmumi mēdz būtiski ietekmēt ražošanas funkcijas novērtēšanas rezultātus, šiem pieņēmumiem nav būtiskas ietekmes uz PKE vērtību vai secinājumu par to, ka katrs publiskā kapitāla lats vidēji vairāk veicina ražošanas apjomu nekā privātā kapitāla lats.

No vienas puses, PKE vērtība Latvijā ir ievērojami zemāka nekā pieņemts BICEPS (2008) pētījumā (0,80 2004.–2006.gada periodā un 0,50 2007. – 2013.gada periodā¹⁵), pamatojoties uz Lighthart (2002) pētījuma rezultātiem attiecībā uz OECD valstīm, kā arī zemāka par SSER (2011) pētījumā pieņemto vērtību 0,30¹⁶, pamatojoties uz Bom un Lighthart (2008) pētījuma rezultātiem par citām valstīm. No otras puses, šī pētījuma rezultāti apliecina, ka publiskajam kapitālam ir pozitīva un statistiski nozīmīga ietekme uz ražošanas apjomu (pie jebkuras pieņēmumu kombinācijas, kas nosaka fiziskā kapitāla dinamiku, varbūtība, ka publiskais kapitāls nav nozīmīgs ražošanas faktors, ir nulle). Turklāt pētījuma rezultāti varētu apstiprināt BICEPS (2008) pētījuma hipotēzi¹⁷, ka infrastruktūras deficīts bija vairāk izteikts 2004. – 2006.gada periodā, nekā 2007. – 2013.gada periodā, un tas noteica augstāko PKE vērtību tieši 2004.–2006.gada periodā.

15 BICEPS (2008) 2.nodevums, lpp.10.

16 SSER (2011) 1.nodevums, lpp. 12.

17 BICEPS (2008) 2.nodevums, lpp. 9.

5. PUBLISKĀ KAPITĀLA ELASTĪBAS PROGNOZE LĪDZ 2020.GADAM

PKE vērtības prognoze līdz 2020.gadam tika veikta ar ekonometriskajām metodēm un pamatojas uz ierobežotās ražošanas funkcijas modeli (sk. formulu (3)). PKE prognoze ietver PKE novērtēšanas ekonometriskajā modelī iekļauto makroekonomisko rādītāju prognozi un modeļa laika perioda pagarināšanu līdz 2020.gada 4.ceturksnim.

5.1. PUBLISKĀ KAPITĀLA ELASTĪBAS PROGNOZĒŠANĀ IZMANTOTIE DATI

PKE novērtēšanas ekonometriskajā modelī iekļauto makroekonomisku rādītāju prognozes pamatojas uz Latvijas Konverģences programmu 2013–2016 (turpmāk tekstā – LKP), kas tika apstiprināta LR Ministru Kabineta sēdē 2013.gada 29.aprīlī. Attiecībā uz rādītājiem, kas netika iekļauti LKP, prognozes pamatojas uz Ekonomikas Ministrijas izstrādāto dokumentu "Informatīvais ziņojums par darba tirgus vidēja un ilgtermiņa prognozēm", kas tika izskatīts LR Ministru Kabineta sēdē 2013.gada 9.jūlijā (turpmāk tekstā – DTP). Turklāt atsevišķos gadījumos tiek izmantotas arī pētījuma autoru veiktās prognozes.

Sākot no 2013.gada 2.ceturksni ceturkšņa pieauguma tempi g_{cet} tika aprēķināti no prognozētajiem gada kāpuma tempiem g_{gads} pēc formulas:

$$g_{cet} = (g_{gads})^{1/4} \cdot 100 - 100 \quad (14)$$

Makroekonomiskā rādītāja X prognozētās vērtības laika periodā t tika iegūtas pēc formulas:

$$X_t = X_{t-1} \cdot (1 + g_{cet}) \quad (15)$$

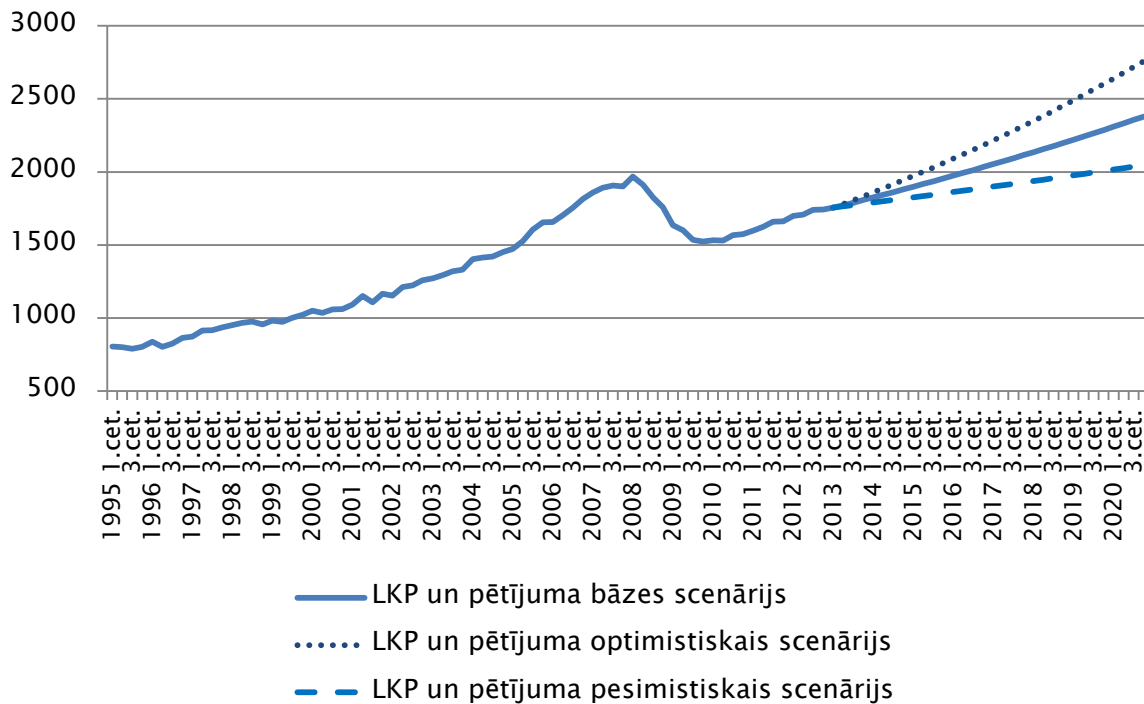
Ražošanas apjoms

Ražošanas apjoma dinamika 2013. – 2016.gadā tiek prognozēta atbilstoši LKP. LKP bāzes scenārijs paredz IKP ikgadējo pieaugumu par 4%¹⁸, optimistiskais scenārijs – par 6%¹⁹, pesimistiskais scenārijs – par 2%²⁰. Tā kā LKP prognozē nemainīgu IKP gada kāpuma tempu 2013.–2016.gadā, pētījumā pieņemts, ka arī 2016.–2020.gadā IKP gada kāpums saglabāsies nemainīgs. Tāpat tiek pieņemts, ka KPV un IKP kāpuma tempi būs līdzīgi (sk. 13.attēlu).

¹⁸ Latvijas Konverģences programma 2013–2016, lpp. 82.

¹⁹ Latvijas Konverģences programma 2013–2016, lpp. 51.

²⁰ Latvijas Konverģences programma 2013–2016, lpp.52.



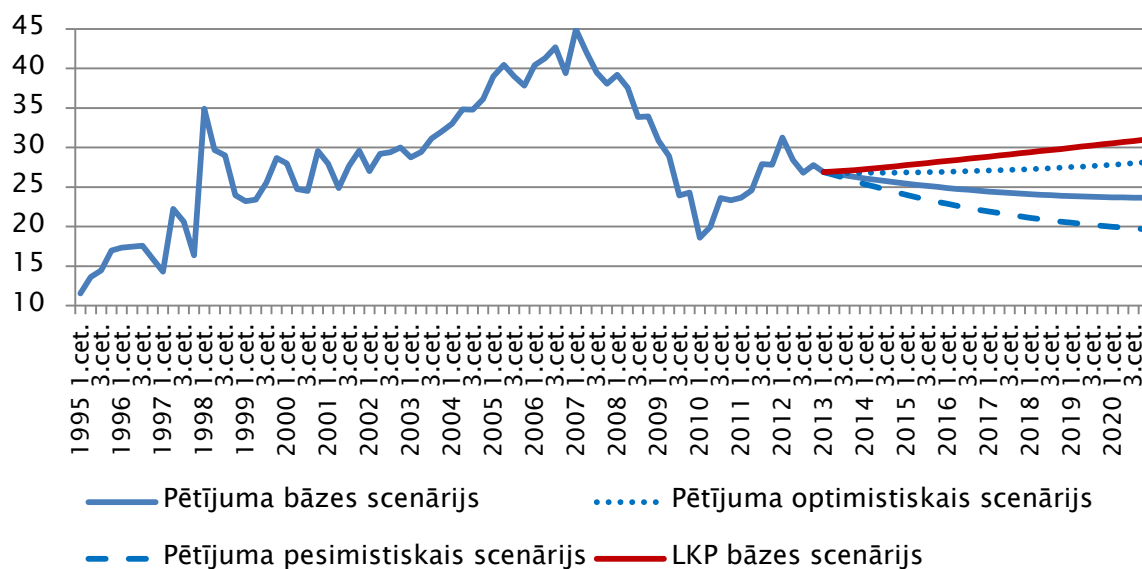
Attēls 13. Ražošanas apjoma prognoze Latvijā (milj. LVL; sezonāli izlīdzinātie dati)²¹

Fiziskais kapitāls

LKP bāzes scenārijs paredz, ka bruto pamatkapitāla veidošana 2013.gadā pieaugs par 5,2%, bet sākot ar 2014.gadu – par 6% gadā²². Šajā gadījumā investīciju īpatsvars KPV nemitīgi pieaugs un 2020.gadā sasniegs 31% no KPV. Pēc pētījuma autoru domām, prognozēm par nemitīgu investīciju īpatsvara pieaugumu vidējā termiņā, pie mērena ekonomikas attīstības tempa (4% gadā) trūkst pamatojuma. Pēc LKP datiem aprēķinātais investīciju īpatsvars KPV 2020.gadā būtiski pārsniegtu citu ES valstu rādītājus ar līdzīgu attīstības līmeni. Tāpēc pētījuma autori izmantojuši pieticīgāku bruto pamatkapitāla veidošanas kāpuma prognozi. Saskaņā ar pētījuma bāzes scenāriju, bruto pamatkapitāla veidošanas īpatsvars KPV pakāpeniski samazināsies – līdz 24% 2020.gadā (atbilst 2010. – 2011.gada vidējam līmenim). Optimistiskajā scenārijā tas nedaudz pieaugs – līdz 28%; pesimistiskajā – samazināsies straujāk – līdz 20% (sk. 14.attēlu).

²¹ Autoru izstrādāts attēls, izmantojot Latvijas Konverģences programmu 2013–2016.

²² Latvijas Konverģences programma 2013–2016, lpp.82.

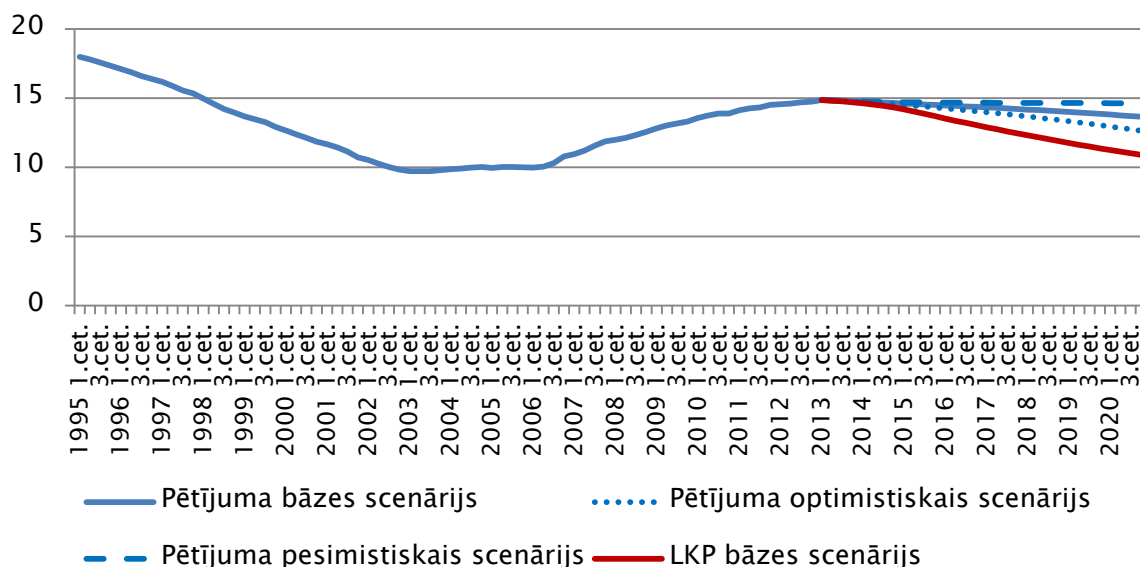


Attēls 14. Bruto pamatkapitāla veidošanas īpatsvara KPV prognoze (%; sezonāli izlīdzinātie dati)²³

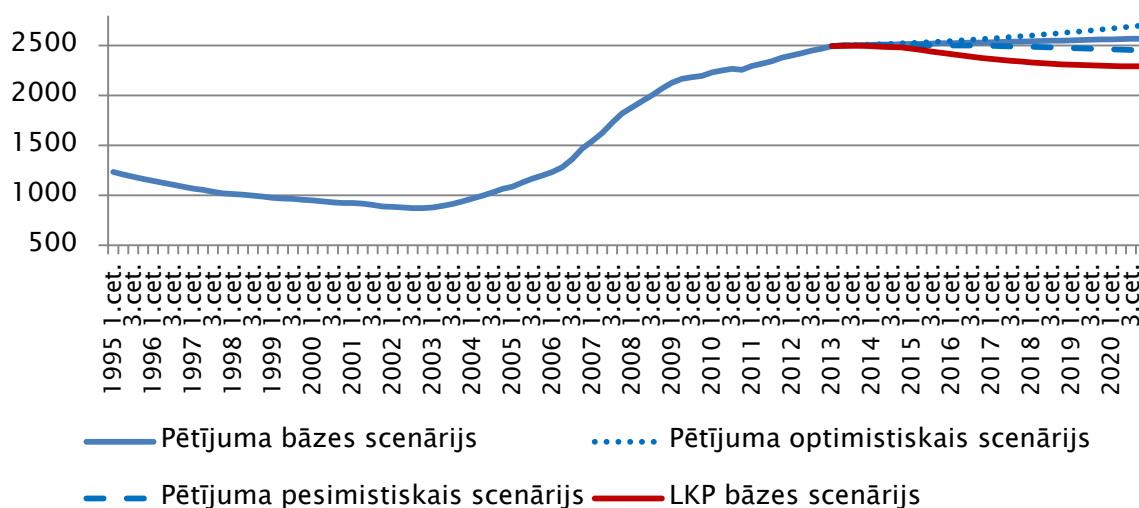
Saskaņā ar LKP bāzes scenāriju, investīcijas publiskajā sektorā 2013.gadā veidos 3,5% no IKP un līdz 2016.gadam pakāpeniski samazināsies līdz 2,2% no IKP²⁴. Pat pieņemot, ka 2016.–2020.gadā bruto pamatkapitāla veidošanas publiskajā sektorā īpatsvars IKP tālāk nesamazināsies un saglabāsies 2,2% līmenī, tas nav pietiekams infrastruktūras saglabāšanai pašreizējā apjomā. Šajā gadījumā publiskā kapitāla apjoms sāks samazināties jau 2014.gadā, savukārt 2020.gadā publiskā kapitāla īpatsvars kopējā pamatkapitālā saruks zem 11%, kas ir tuvs rekordzemajam 2003.gada rādītājam. Tajā pašā laikā publiskā sektora īpatsvars bruto pamatkapitāla veidošanā 2020.gadā saruks zem 8%, kas ir rekordzems rādītājs kopš 2002.gada. Pēc pētījuma autoru domām, šāda attīstība nav reāla, tāpēc pētījumā pieņemts lēnāks publisko investīciju īpatsvara IKP samazinājums – līdz 3,0% 2016.gadā un 2,6% 2020.gadā. Šajā gadījumā publiskā kapitāla īpatsvars kopējā pamatkapitālā samazināsies pakāpeniski, kas bāzes scenārijā ir pietiekams publiskā kapitāla apjoma saglabāšanai vismaz pašreizējā apjomā (sk. 15. un 16.attēlus).

²³ Autoru izstrādāts attēls, izmantojot Latvijas Konverģences programmu 2013–2016.

²⁴ Latvijas Konverģences programma 2013–2016 lpp. 84.



Attēls 15. Publiskā kapitāla īpatsvara kopējā pamatkapitālā prognoze (%; sezonāli izlīdzinātie dati)²⁵



Attēls 16. Publiskā kapitāla apjoma prognoze (milj. LVL; sezonāli izlīdzinātie dati)²⁶

Nodarbināto skaits

Saskaņā ar LKP bāzes scenāriju, 2013.gadā nodarbināto skaits pieaugs par 1,4%, 2014.gadā – par 1,2%, sākot no 2015.gada – katru gadu par 1,3%²⁷. DTP nodarbinātības prognozes ir pieticīgākas. Tās paredz, ka 2015.gadā nodarbināto skaits pārsniegs 2012.gada rādītāju par 3,4%, savukārt 2020.gadā – par 5,6%²⁸. Tas nozīmē, ka 2013. – 2015.gadā nodarbinātības ikgadējais kāpums prognozēts 1,1% līmenī, bet 2016. – 2020.gadā tas ir 0,4%. LKP un DTP nodarbinātības prognožu atšķirības lika pētījumu autoriem izstrādāt savas nodarbināto skaita prognozes.

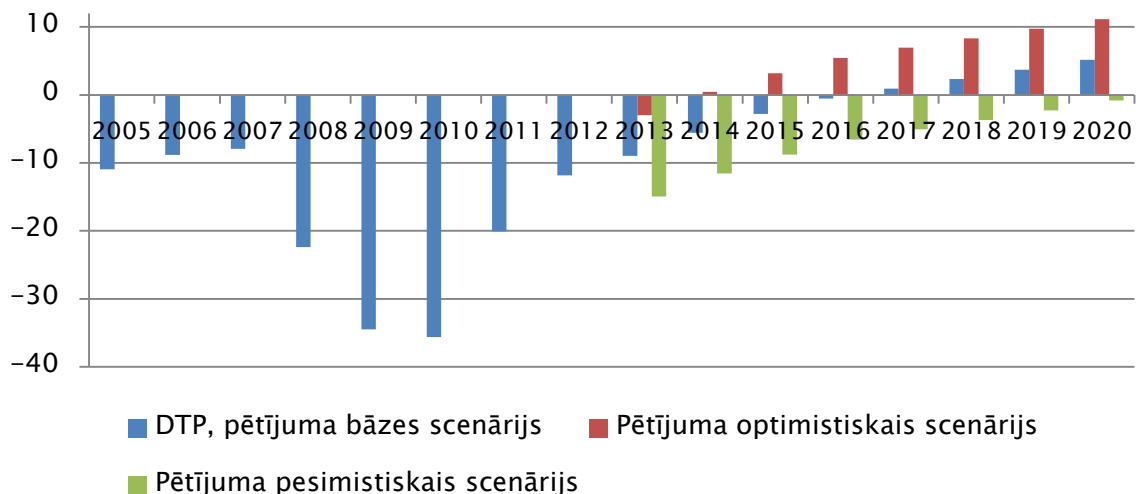
²⁵ Autoru izstrādāts attēls, izmantojot Latvijas Konverģences programmu 2013–2016.

²⁶ Autoru izstrādāts attēls, izmantojot Latvijas Konverģences programmu 2013–2016.

²⁷ Latvijas Konverģences programma 2013–2016, lpp. 82.

²⁸ DTP pielikuma lpp. 3.

Iedzīvotāju skaits darbības vecumā tika prognozēts, ņemot vērā iedzīvotāju dzimumvecumstruktūru 2013.gada sākumā, kā arī pēdējo piecu gadu mirstības un dzimstības vecumkoeficientus un DTP migrācijas saldo prognozes²⁹. DTP migrācijas prognoze paredz pozitīvo migrācijas saldo no 2017.gada. Pētījuma optimistiskajā scenārijā pozitīvs migrācijas saldo paredzams jau 2014.gadā, turpretī pesimistiskajā scenārijā tas saglabāsies negatīvs līdz pat 2020.gadam (sk. 17.attēlu).

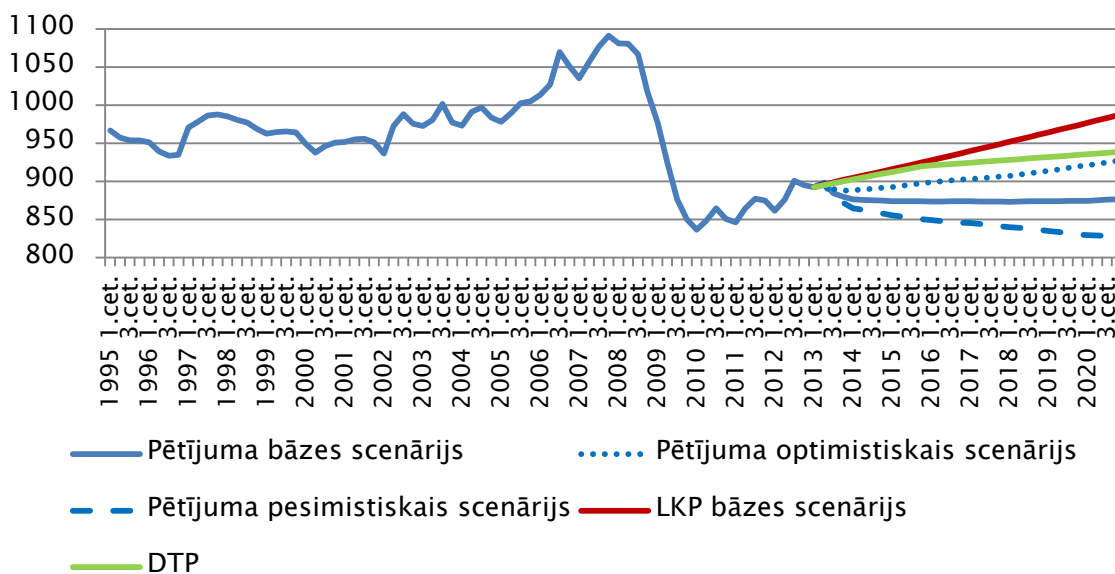


Attēls 17. Migrācijas saldo prognoze (tūkst. cilvēku)³⁰

Nodarbināto skaits tika aprēķināts pēc (9) vienādojuma, ņemot vērā pētījumu autoru viedokli par līdzdalības līmeņa un bezdarba līmeņa dinamiku un pieņemot, ka 80% migrantu ir darbības vecumā. Pētījuma bāzes scenārijs paredz turpmāko bezdarba samazinājumu un līdzdalības līmeņa pieaugumu (sk. 12.pielikumu). Tādējādi 2020.gadā bezdarba līmenis būs mazāks par vēsturiski vidējo rādītāju un līdzdalības līmenis – tuvs vēsturiski augstākajam līmenim. Tomēr vidējā termiņā nodarbināto skaits būtiski nemainīsies jo bezdarba kritumu un līdzdalības līmeņa pieaugumu kompensēs neto emigrācija, mirstības pārsvars pār dzimstību un darbības vecuma iedzīvotāju īpatsvara kritums iedzīvotāju kopskaitā. Neliels nodarbinātības pieaugums, pateicoties gan lielākam migrācijas saldo, gan straujākam bezdarba samazinājumam un līdzdalības līmeņa pieaugumam ir paredzams pētījuma optimistiskajā scenārijā. Savukārt pesimistiskajā scenārijā bezdarba līmenis vidējā termiņā būtiski nemainīsies, līdzdalības līmeņa pieaugums ir minimāls un emigrācijas pārsvars par imigrāciju – būtiski lielāks, kas noteiks pakāpenisko nodarbināto skaita sarukumu (sk. 18.attēlu).

29 DTP lpp. 37.

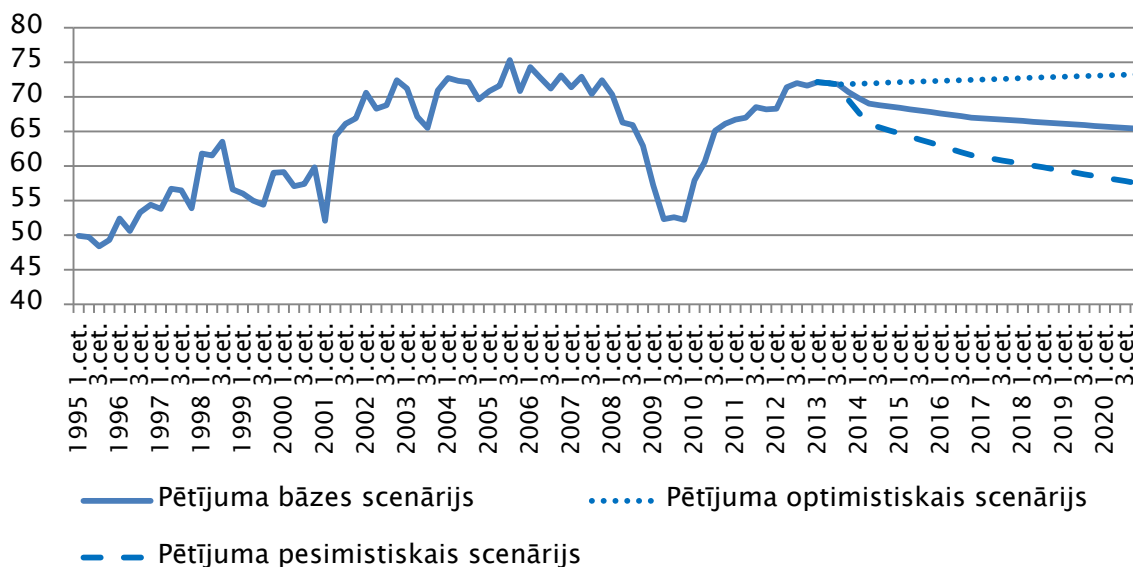
30 Autoru izstrādāts attēls, izmantojot DTP.



Attēls 18. Nodarbināto skaita prognoze (tūkst.; sezonāli izlīdzinātie dati)³¹

Ražošanas faktoru izmantošanas intensitāte

Ražošanas jaudu noslodze apstrādes rūpniecībā – rādītājs, ar kuru pētījumā tiek aprakstīta privātā kapitāla izmantošanas intensitāte, LKP un DTP tā netiek prognozēta. Pētījuma autori uzskata, ka ņemot vērā šī rādītāja augsto līmeni un samazināšanās tendenci pēdējo ceturkšņu laikā, bāzes scenārijā tas vidējā termiņā turpinās samazināties, tomēr arī 2020.gadā pārsniegs vēsturiski vidējo līmeni. Optimistiskajā scenārijā ražošanas jaudu noslodze vidējā termiņā saglabāsies tuvu vēsturiski augstākajam rādītājam, turpretī pesimistiskajā scenārijā – būtiski samazināsies (sk. 19.attēlu).



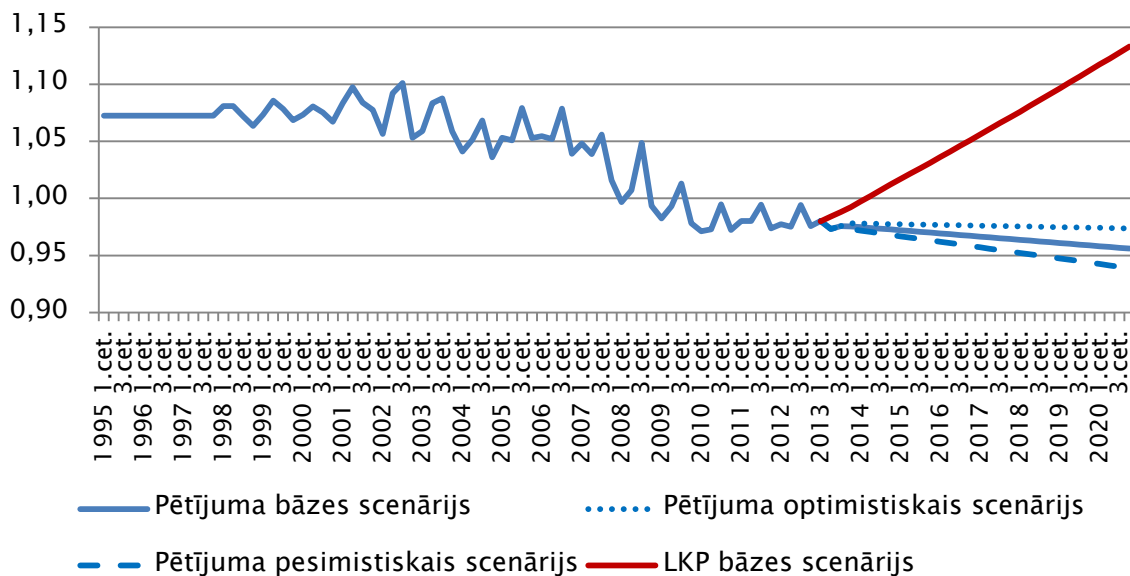
Attēls 19. Ražošanas jaudu noslodzes prognoze (%)³²

31 Autoru izstrādāts attēls, izmantojot LKP un DTP.

32 Autoru izstrādāts attēls.

Saskaņā ar LKP bāzes scenāriju, nostrādāto stundu skaits 2013.gadā pieaugs par 3,1%, bet sākot ar 2014.gadu par 3,2%³³. Ņemot vērā LKP nodarbinātības prognozes, tas norāda uz darba slodzes nemitīgu pieaugumu, pēc dažiem gadiem sasniedzot vēsturiski augstākus rādītājus. Pēc pētījuma autoru domām, šāda darba slodzes attīstība pie mērenas ražošanas apjoma izaugsmes (4%) nav reāla. Vidējā termiņā Latvijā ir vērojams darba slodzes samazinājums – ar laiku pieaugot iedzīvotāju ienākumu līmenim, pieaug pieprasījums pēc brīvā laika. Ja pirms 10 gadiem Latvijai bija raksturīga viena no ilgākām darba nedēļām Eiropā, patlaban vidējais faktiski nostrādāto stundu skaits uz vienu nodarbināto ir zem 40 stundām nedēļā. Turklāt, neskatoties uz strauju ražošanas apjoma pieaugumu un darba tirgus atlabšanu no krīzes, pēdējo trīs gadu laikā darba slodzes līmenis tautsaimniecībā gandrīz nepieauga.

Pētījuma bāzes scenārijs paredz darba slodzes nelielu samazinājumu, kas skars visas darba slodzes komponentes (sk. formulu (12)): gan vidējo darba nedēļas ilgumu pamatdarbā, gan arī blakus darba izplatību un nostrādāto laiku. Pētījuma pesimistiskais scenārijs paredz straujāku darba slodzes samazinājumu, savukārt optimistiskais scenārijs – lēnāku (sk. 20.attēlu). Vidējās darba slodzes samazinājums pat optimistiskajā scenārijā ir reāls, ņemot vērā, ka vidējā slodze nepieauga pat 2006. – 2007.gadā pie 12% lielas IKP izaugsmes un plaši izplātīta darbaspēka trūkuma.



Attēls 20. Darba slodzes prognoze (40 stundas darba nedēļa = 1; sezonāli izlīdzinātie dati)³⁴

Tehniskais progress

Tehniskais progress jeb KFP process līdz 2020.gadam tiek modelēts kā eksogēns un deterministisks. Ekonometriskā modeļa novērtēšanas rezultāti nenorāda uz iespējamo lūzuma punktu, kas tika piedzīvots 2008.–2009.gada tautsaimniecības lejupslīdes periodā.

33 Latvijas Konverģences programma 2013–2016, lpp. 82.

34 Autoru izstrādāts attēls, izmantojot Latvijas Konverģences programmu 2013–2016.

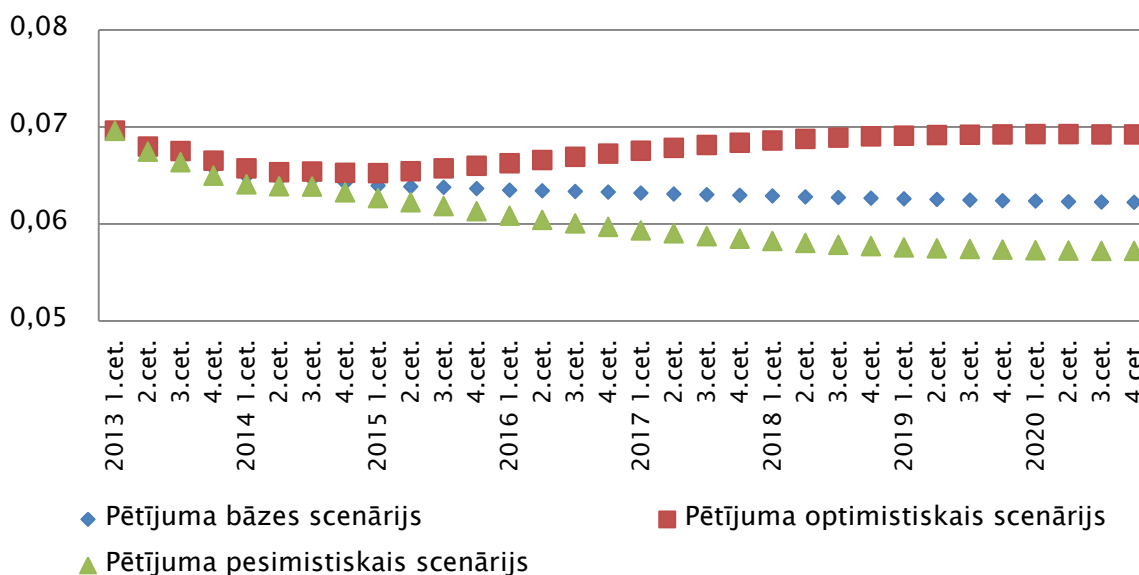
5.2. PUBLISKĀ KAPITĀLA ELASTĪBAS PROGNOZĒŠANAS REZULTĀTI

LKP bāzes scenārijā ietvertās prognozes pētījuma mērķim nav izmantojamas. Piemēram, CUSUM testa rezultāti liecina, ka dažādu makroekonomisko rādītāju prognožu savstarpējā neatbilstība redzama jau 2013.gadā un vidējā termiņā tā tikai palielinās (sk. 7a pielikumu). Šādi rezultāti bāzes scenārijam uzskatāmi par neapmierinošiem, kas apliecina nepieciešamību pētījumā izmantot pētījuma autoru izstrādātās prognozes.

Izmantojot pētījuma autoru izstrādāto bāzes scenāriju, CUSUM testa vērtība nav statistiski nozīmīga, norādot uz to, ka dažādu makroekonomisko rādītāju prognožu savstarpējā neatbilstība ir novērsta (sk. 8a pielikumu). Turklāt rekursīvās kļūdas ir tuvas nullei visā prognozēšanas periodā (sk. 8b pielikumu; salīdzinājumam – LKP prognožu izmantošanas gadījumā rekursīvās kļūdas ilgstoši atrodas ārpus 95% ticamības sliekšņa un uz nulli nekonverģē pat prognozēšanas perioda beigās, sk. 7b pielikumu). Koeficientu rekursīvo novērtējumu vērtības ir stabilas, un to ticamības intervāls laika gaitā samazinās (sk. 8c pielikumu).

PKE prognozēšanas neierobežotā modeļa novērtēšanas rezultāti, saskaņā ar trīs tautsaimniecības attīstības scenārijiem ir parādīti 9.pielikumā. Visos gadījumos PKE vērtība ir pozitīva un statistiski nozīmīga. Valda testa rezultāti apstiprina, ka Latvijas ražošanas funkcijai mēroga efekts nepastāv (sk. 10.pielikumu), tādējādi saskaņā ar pētījuma metodoloģiju (sk. 1.attēlu), ir izmantojams ierobežotais PKE prognozēšanas modelis atbilstoši (3) vienādojumam (sk. 11.pielikumu).

Optimistiskā scenārija īstenošanas gadījumā PKE vērtība vidējā termiņā saglabāsies tuvu 2001. – 2013.gada vidējai vērtībai un nedaudz pārsniegs pašreizējo līmeni. Saskaņā ar bāzes scenāriju, PKE vērtība nedaudz samazināsies. Savukārt pie pesimistiskā attīstības scenārija, samazinājums būs straujāks (sk. 21.attēlu).



Attēls 21. Publiskā kapitāla elastības prognozes rekursīvie novērtējumi³⁵

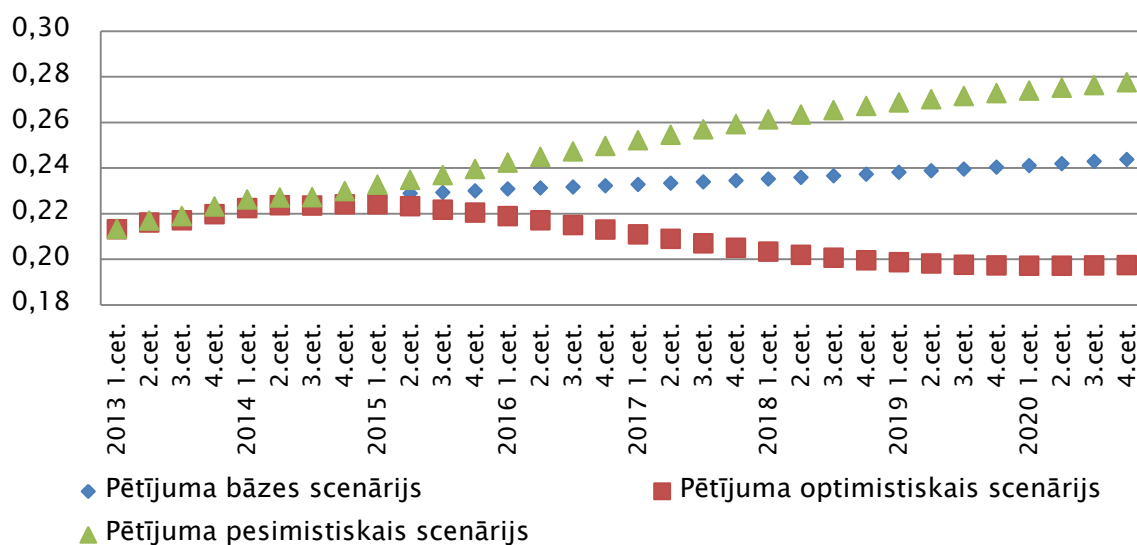
35 Autoru izstrādāts attēls.

Bāzes scenārijā, PKE vērtība periodā no 2013.gada 2.ceturksnim līdz 2020.gada 4.ceturksnim paredzama 0,045 līmenī. Turklāt optimistiskajā scenārijā tā ir lielāka nekā pesimistiskajā (attiecīgi 0,068 un 0,028). Ņemot vērā tautsaimniecības operatīvās tendences 2013.gadā, pētījuma autori uzskata, ka optimistiskā scenārija īstenošanas varbūtība ir lielāka nekā pesimistiskajam scenārijam. Paredzams, ka bāzes scenārija īstenošanas varbūtība ir 50%, optimistiskajam scenārijam – 30% un pesimistiskajam scenārijam – 20%. Tādējādi vidējā svērtā publiskā kapitāla elastības vērtība 2013. – 2020.gadā ir 0,049 (sk. 3.tabulu).

Tabula 3. Publiskā kapitāla elastības prognoze³⁶

Scenārijs:	Optimistiskais scenārijs (30%)	Bāzes scenārijs (50%)	Pesimistiskais scenārijs (20%)	Vidējais svērtais
Periods:				
2001.g. 1.cet. – 2020.g. 4.cet.	0,069	0,062	0,057	0,063
2013.g. 2.cet. – 2020.g. 4.cet.	0,068	0,045	0,028	0,049

Neatkarīgi no tautsaimniecības attīstības scenārija, privātā kapitāla elastība visā prognozēšanas periodā pārsniegs PKE. Pētījuma bāzes scenārijs paredz privātā kapitāla elastības mēreno pieaugumu, pesimistiskais – straujāko pieaugumu. Savukārt pētījuma optimistiskais scenārijs paredz privātā kapitāla elastības nelielu samazinājumu; sk. 22.attēlu).

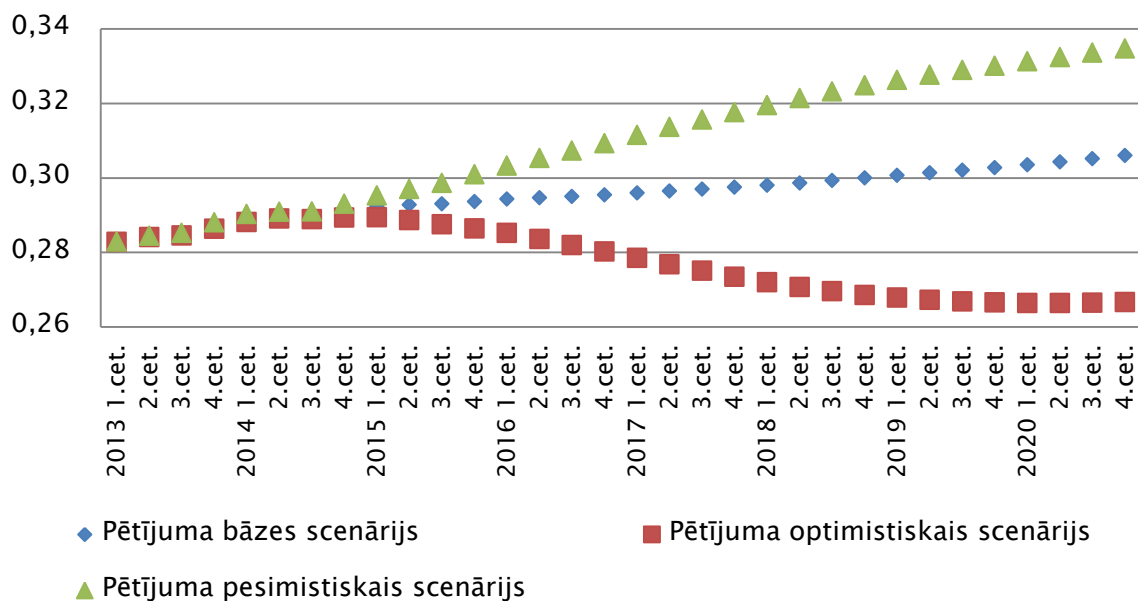


Attēls 22. Privātā kapitāla elastības prognozes rekursīvie novērtējumi³⁷

Nevienā no attīstības scenārijiem kopējās kapitāla elastības prognozētā vērtība neiziet ārpus zinātniskajā literatūrā sastopamām vērtībām un saglabājas 0,26 – 0,34 diapazonā (sk. 23.attēlu).

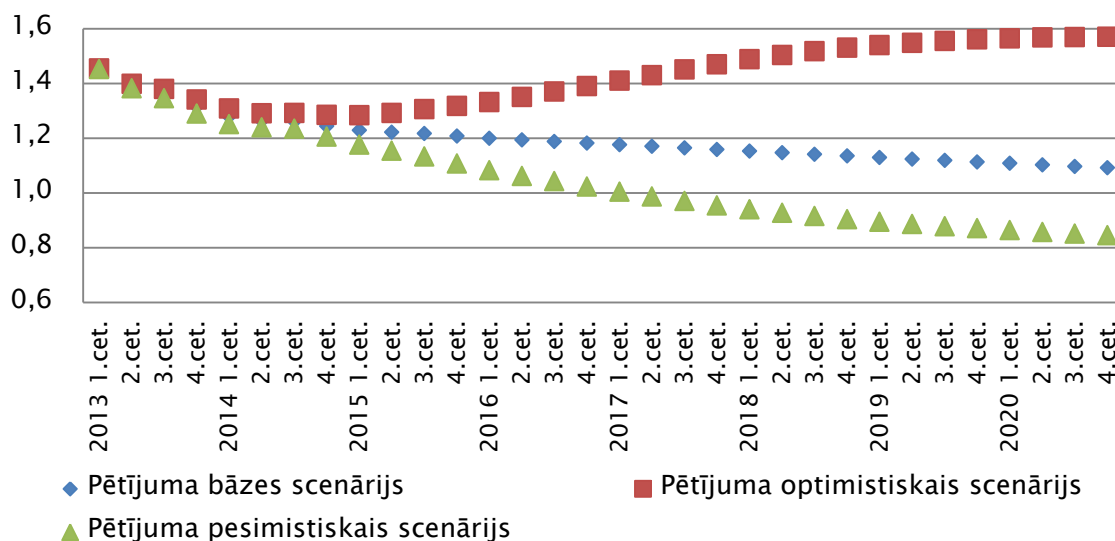
36 Autoru veidots aprēķins.

37 Autoru izstrādāts attēls.



Attēls 23. Kopējās kapitāla elastības prognozes rekursīvie novērtējumi ³⁸

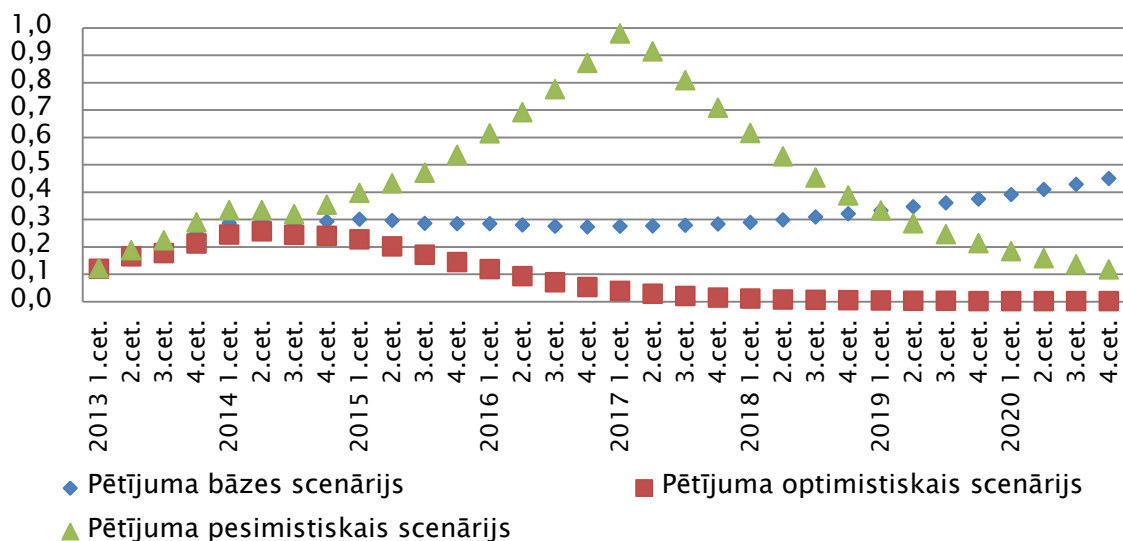
Bāzes un optimistiskais scenārijs paredz, ka viena publiskā kapitāla lata veicinošā ietekme uz ražošanas apjomu vidēji paliks lielāka par privātā kapitāla ietekmi līdz pat prognozēšanas perioda beigām (sk. 24.attēlu).



Attēls 24. Publiskā kapitāla relatīvās produktivitātes prognozes rekursīvie novērtējumi ³⁹

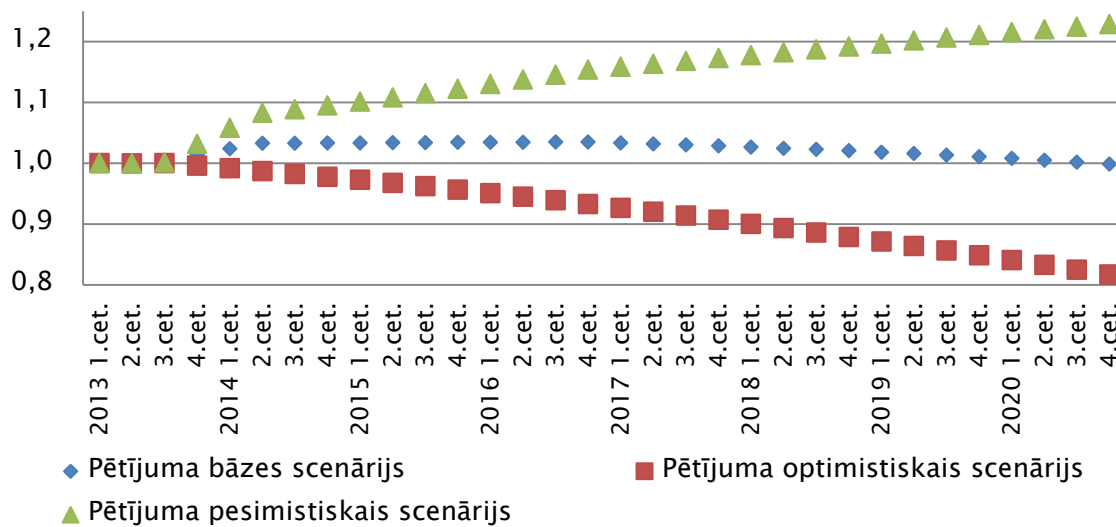
Turklāt optimistiskajā scenārijā starpība starp divu kapitāla veidu veicinošo ietekmi uz ražošanas apjomu ir statistiski nozīmīga (sk. 25.attēlu). Lai gan pesimistiskais scenārijs paredz, ka privātā kapitāla lats ar laiku kļūs svarīgāks par publiskā kapitāla latu, atšķirība starp divu kapitāla veidu veicinošo ietekmi uz ražošanas apjomu nebūs statistiski nozīmīga.

38 Autoru izstrādāts attēls.
39 Autoru izstrādāts attēls.



Attēls 25. Vārbūtības, ka publiskais un privātais kapitāls ir vienlīdz produktīvi, prognozes rekursīvie novērtējumi⁴⁰

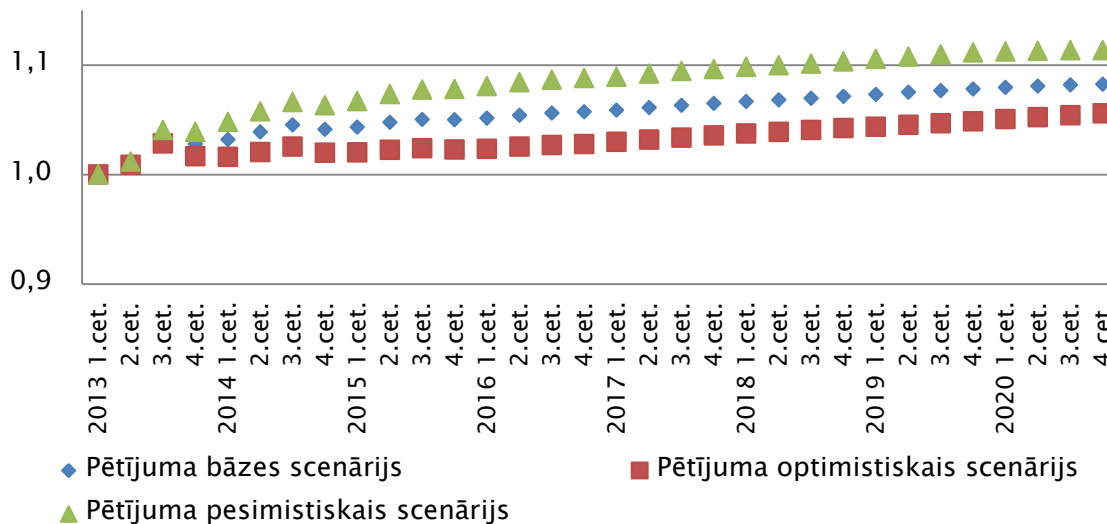
Secināms, ka iespējams saglabāt PKE vērtību tuvu vēsturiski vidējām līmenim (0,07) var tikai optimistiskā scenārija īstenošanas gadījumā, kas paredz ražošanas apjoma ikgadējo pieaugumu par 6%. Lai gan tautsaimniecības nodrošinājums ar infrastruktūru pieaugs, infrastruktūras nepietiekamība var saasināties jo privātais kapitāls pieaugs ievērojami straujāk: publiskā kapitāla apjoms uz izmantoto privātā kapitāla latu, salīdzinot ar 2013.gada sākumu, saruks par 18% (sk. 26.attēlu).



Attēls 26. Publiskā kapitāla apjoma uz izmantoto privātā kapitāla latu prognoze (indekss; 2013.g. 1.cet. = 100)⁴¹

40 Autoru izstrādāts attēls.
41 Autoru izstrādāts attēls.

Pētījuma bāzes scenārijā ražošanas apjoms katru gadu pieaugs par 4%: tas ir mazāk nekā 1995.–2012.gadā vidēji. Publiskās infrastruktūras apjoms mēreni pieaugs, bet attiecībā uz vienu privātā kapitāla izmantoto latu tas nemainīsies. PKE nelielu samazinājumu noteiks publiskā kapitāla apjoma pieaugums uz nodarbināto pilnās slodzes vienībās (sk. 27.attēlu; scenārijs paredz iedzīvotāju skaita samazinājumu par 100 tūkst. nākamo astoņu gadu laikā).



Attēls 27. Publiskā kapitāla apjoma uz vienu pilnā slodzē nodarbināto prognoze (indekss; 2013.g. 1.cet. = 100)⁴²

Savukārt pētījuma pesimistiskais scenārijs paredz ražošanas apjoma ikgadējo pieaugumu par 2%, kas, gan no Latvijas vēsturiskās pieredzes, gan no ienākumu līmeņa konverģences gaidām drīzāk uzskatāms par stagnāciju. Publiskās infrastruktūras apjoms saglabāsies aptuveni pašreizējā līmenī, tomēr tas būtiski pieaugs gan attiecībā pret izmantoto privāto kapitālu, gan pret nodarbināto skaitu pilnās slodzes vienībās. Tādējādi, salīdzinot ar citiem ražošanas faktoriem, publiskais kapitāls varētu būt pārpalikumā, kas arī noteiks būtisku PKE samazinājumu.

42 Autoru izstrādāts attēls.

6. IZSPIEŠANAS EFEKTA JĒDZIENS UN ZINĀTNISKĀS LITERATŪRAS GALVENĀS ATZIŅAS

Izspiešanas efekta jēdziens vēsturiski saistīts ar fiskālās politikas efektivitātes analīzi: vai valsts finansējums „izspiež” privātās investīcijas un kādi sociāli – ekonomiskie faktori to nosaka. Raksturojot izspiešanas efekta ietekmi uz ekonomiskajiem procesiem, ir svarīgi novērtēt tā pakāpi (pilnīga aizvietošana vai daļēja). Ekonomikas teorijā, mērot izspiešanas pakāpi, parasti balstās uz sekojošu definīciju: izspiešanas pakāpe ir attiecība, kur skaitītājā ir valsts politikas radītās izmaiņas privātā sektora ekonomiskajā aktivitātē, bet saucējā šīs izmaiņas izsaukušais publiskā sektora ekonomiskās aktivitātes izmaiņu lielums (Butler, 1975).

Šajā pētījumā ES fondu izspiešanas efekts tiek definēts kā kopsakarība starp ES ieguldījuma Latvijas ekonomikā izraisītajām nacionālo investīciju apjoma izmaiņām un ES finansējuma apjoma izmaiņām. Izspiešanas efekts rodas, jo daļa no investīciju projektiem gan sabiedriskajā, gan privātajā sektorā tiktu realizēti arī tad, ja ES fondu finansējums nebūtu pieejams. Tādējādi nepieciešams novērtēt, cik lielā mērā ES fondi „izspiež” jeb aizvieto iekšējās investīcijas.

Teorētiska izspiešanas efekta rašanās zinātniskajā literatūrā ir plaši aprakstīta, tomēr šo teorētisko atziņu empīriskā pārbaude, mērot šo efektu kvantitatīvi, nav viennozīmīga. To apliecina arī tas, ka kvantitatīvu, empīriskā ceļā iegūtu izspiešanas pakāpes novērtējumu ir salīdzinoši maz. Tas saistīts ar datu pieejamības un modelēšanas problēmām.

Izspiešanas pakāpes empīriskajos pētījumos pārsvarā izmantota sekojoša modeļa struktūra⁴³:

$$Y_{it} = \alpha + \beta \cdot X_{it} + Exog_{it} \cdot \delta + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

kur Y – atkarīgais mainīgais. Piemēram, pašvaldības finansējums, privātie ziedojumi, privātie izdevumi utml. – atkarībā no pētījumā izvirzītā mērķa. Piemērojot šo modeli ES fondu izspiešanas efekta vērtējumam, Y ir vietējās investīcijas;

X – izskaidrojošais mainīgais, kas raksturojams kā izspiešanas efekta cēlonis, piemēram, valsts finansējums. ES fondu izspiešanas efekta vērtējuma kontekstā, X ir ES fondu finansējums;

Exog – eksogēnie mainīgie, kas palīdz izskaidrot atkarīgā mainīgā Y variāciju.

ε – gadījuma kļūda;

i – identificē novērojuma vienību (piemēram, indivīds, valsts, pašvaldība vai projekts)

t – identificē mērījuma periodu (piemēram, gads vai ceturksnis).

α, β, δ – attiecīgi koeficienti vai koeficientu vektori.

Šādā modelī (sk. formulu (16)) izspiešanas efektu mērot, izmanto parciālo regresijas koeficientu β pie mainīgā X. Tas rāda, vidēji par cik vienībām palielinās Y vidējā vērtība, ja X palielinās par 1 vienību, bet pārējie faktori nemainās. Līdz ar to šāda modeļa gadījumā izspiešanas pakāpi rāda starpība $1 - \beta$.

Tādējādi, pētījuma uzdevums ir novērtēt β . Ideālos apstākļos β novērtējums būs nenobīdīts, kalpojot par statistiski korektu mēru, kas atspoguļo vidējo efektu, ko rada mainīgā X pārmaiņas uz Y pārmaiņām. Novērtētais koeficients β var būt nobīdīts, ja X ir endogens lielums vai, ja informācijas ierobežotās pieejamības dēļ modelī ir izlaists kāds nozīmīgs mainīgais (*omitted factor problem*). Ja izlaistais faktors ietekmē tikai atkarīgo mainīgo Y, bet tiešā veidā neietekmē X, β novērtējums tomēr būs nenobīdīts. Tomēr, ja tas ietekmē arī X, tad β novērtējums kļūst nobīdīts.

43 Payne, 2009; 162.lpp.

Pie modeļa – (16) vienādojums, novērtēšanas problēmām jāpiemin arī ekonometriskā modeļa specifiskācijas problēmas, kas saistītas ar sakarību formu (lineāra vai nelineāra utml.). Kā rāda empīriskie pētījumi ((Payne, 2009), (Bradley u.c., 2005), (Tron, 2009)), minēto problēmu dēļ dažādos pētījumos iegūtie izspiešanas efekta novērtējumi var būtiski atšķirties. Risināšanas iespējas ir dažādas.

Problēmas ar endogenitāti un izlaisto faktoru var risināt, identificējot mainīgā X eksogēno daļu. Viena no iespējām – izmantot divsoļu mazāko kvadrātu metodi (2SLS), kas ļauj noteikt mainīgos (instrumentus), kas tiešā veidā ietekmē X, bet Y ietekmē netieši. Tad 1.soļa vienādojums ir X novērtējums atkarībā no izvēlētajiem instrumentiem, un 2.soļa vienādojumā izspiešanas efekta novērtējumā izmanto 1.soļa novērtēto \hat{X} . Lai pierādītu izvēlēto instrumentu efektivitāti, jāparāda, ka tiem ir statistiski nozīmīga ietekme uz X. Šajā nolūkā uzsvēr 1.soļa vienādojuma F statistikas nozīmību. Tai pašā laikā instrumenti nedrīkst būt ar tiešu ietekmi uz atkarīgo mainīgo, ko nodrošināt ir daudz grūtāk.

Cita pieeja – dabīgs eksperiments: izlase jāsadala kontroles un eksperimenta grupās. Piemēram, saistībā ar ES fondu izspiešanas efekta vērtēšanu, kontroles grupa būtu tā, kas nesaņem ES finansējumu, bet eksperimenta grupa – kura saņem ES finansējumu. Atšķirību starp šīm grupām tad arī raksturo kā izspiešanas efektu (piem., Ederveen u.c., 2003). Turklāt daži pētījumi empīriski pārbauda dažādus teorētiskus pieņēmumus, tādēļ bieži izmantoti nevis vienas valsts dati, bet paneļdati un novērtējumos meklēti strukturāli lūzuma punkti (piem., Ederveen u.c., 2003).

Lai gan ES atbalsta politikas ietekmes analīzes aktualitāte nosaka lielo daudzumu empīrisko pētījumu par ES fondu izspiešanas efektu, parasti ES fondu makroekonomiskās ietekmes modeļos tiek veikti pieņēmumi par izspiešanas līmeni. Ir salīdzinoši neliels skaits zinātnisko publikāciju, kuros ir iegūti kvantitatīvi ES fondu izspiešanas efekta novērtējumi.

Garcia – Mila and Mc Guire (2001) pētījumā ar „differences-in-differences” pieejas (naudas plūsmu pārmaiņas) palīdzību pierāda, ka Spānijā ES grantu ieplūde ir radījusi ievērojamu samazinājumu vietējā finansējumā, tādējādi apstiprinot, ka tāds „izspiešanas” jeb „aizstāšanas” efekts pastāv, tomēr datu trūkuma dēļ kvantitatīvu novērtējumu neiegūst.

Ederveen u.c. (2003) uzskata, ka viņu pētījums ir pirmais mēģinājums iegūt skaitlisku ES Kohēzijas politikas rezultātā radušos izspiešanas efekta novērtējumu. Viņi uzsvēr ES fondu efektivitātes novērtēšanas metodoloģiju saistību ar pieņēmumiem par izspiešanas pakāpi. Modeļi, kuros izmantotas simulācijas, sākotnēji tika veidoti pieņemot, ka fondu atbalsts tiešā veidā pārvēršas produktīvās vietējās investīcijās un izspiešanas efekta nav vispār. Un pretēji – case studies modeļi jeb pētījumi atsevišķu projektu līmenī parasti uzrāda ievērojamu izspiešanas pakāpi. Tā kā „patiesība ir kaut kur pa vidu”, simulāciju modeļos vēlāk tiek ieviests papildus pieņēmums, ka ES reģionālās politikas radītais izspiešanas efekts uzskatāms par eksogēnu un tam ir jānosaka apakšējā un augšējā robeža. Pieejas trūkums – rezultāti ir visai jūtīgi attiecībā pret noteiktajām robežām (de La Fuente un Gives, 1995 u.c.).

Tādējādi Ederveen u.c. (2003) pamatoja nepieciešamību iegūt izspiešanas efekta kvantitatīvu novērtējumu ar modeļa palīdzību. Viņu aprēķinātā izspiešanas efekta vērtība ir robežās no –0,95 līdz 0,75. Tas ir ļoti plašs diapazons, jo viena ekstrēmā vērtība norāda uz gandrīz perfektu atbilstību Eiropas Komisijas prasību attiecībā uz līdzfinansējumu izpildi, bet otra – uz gandrīz pilnīgu izspiešanas pakāpi. Vidējās vērtības novērtējums ir 0,17. Tas rāda, ka €1 kohēzijas atbalsta vidēji izspiež €0,17 no nacionālās reģionālās politikas, par spīti līdzfinansējuma prasībai. Tādējādi tas samazina kohēzijas politikas efektivitāti.

Ederveen u.c. (2003) pētījums ir viens no visvairāk citētajiem izspiešanas pakāpes kvantitatīviem rezultātiem, tomēr arī viens no visvairāk kritizētajiem. Piemēram, izvērtējot trūkumus, Bradley un Untiedt (2008) norāda, ka alternatīvs ES fondu ietekmes novērtējums būtu makroekonometriskā modelēšana kopā ar mikroekonomisko pieeju, kas ļauj iegūt daudz nozīmīgākus un pamatotākus novērtējumus un secinājumus, kas ļauj izstrādāt politiskas rekomendācijas.

Tādējādi, kaut arī *Ederveen* u.c. (2003) ideja izspiešanas efekta pakāpes skaitliskai novērtēšanai šķiet pievilcīga, tās izmantošana neļauj sasniegt pētījuma mērķi. *Bradley* un *Untiedt* (2008) piebildes ir vērā ņemamas attiecībā uz ES fondu ietekmes modelēšanu, tomēr viņu ieteikto pieeju lietojumi neļauj iegūt skaitliskus izspiešanas efekta novērtējumus. Gluži otrādi – parasti nepieciešams veikt papildus pieņēmumus par izspiešanas efekta pakāpi.

Cita, salīdzinoši jauna, bet jau daudz citēta metode saistībā ar ES fondu izsaukto izspiešanas efekta vērtēšanu, ir *Alegre* (2012). Šis raksts ir nozīmīgs ar savu ieguldījumu literatūrā vairāku apsvērumu dēļ. Pirmkārt, autoram ir izdevies paplašināt neoklasisko augsmes modeli ar dažādu veidu grantiem, papildināt to ar pieņēmumiem, kas dod iespēju novērtēt ES reģionālo politiku un noteikt, vai ES fondi ir piesaistījuši vai izspieduši vietējās publiskās investīcijas. Raksta novitāte ir pamatota ar detalizētu teorētisku pierādījumu, kā arī empīriski testēta. *Alegre* izstrādātā modeļa robustuma pārbaude veikta gan starpvalstu griezumā, gan Spānijas reģionu gadījumā. Otrkārt, *Alegre* (2012) modelis parāda veidu, kā skaitliski novērtēt izspiešanas efektu. Viņš pārbauda, vai ES Struktūrfondi izspiež dalībvalstu publiskās investīcijas.

Alegre (2012) pētījums balstās uz ideju, ka ES fondus varētu salīdzināt ar starpvaldību grantiem, kas ietekmē publiskos izdevumus. Izspiešanas efekta rašanās starpvaldību grantu situācijā ir skaidrojama ar to, ka fondu pārdale starp dažādām valdībām (parasti virzienā no augšas uz leju) ir plaši izmantots instruments noteiktu jomu atbalstīšanai vai attīstīšanai (piemēram, izglītība, infrastruktūra utt.). Šīs subsīdijas parasti tiek dotas ar nosacījumu, ka tās izmantos tikai iepriekš norādītam mērķim. Bet, tā kā pārējais budžets nav ierobežots, šie maksājumi var vienkārši „izspiest” iepriekš plānotos resursus no šīs jomas uz citām alternatīvām programmām, vai arī var samazināt nodokļu ienākumus. Šādi raksturota situācija ir modelējama ar vietējās valdības neoklasisko modeli, pieņemot pilnībā informētus aģentus un pilnīgu resursu aizvietojamību. Tādējādi *Alegre* (2012) pamatoja, ka ES atbalsta politikas efektivitātes vērtēšanai var izmantot paplašinātu AK modeli, kurā papildus ieviestas valsts dotācijas, un kurš balstīts uz neoklasisko modeļu pieņēmumiem, papildus izvirzot eksogēni noteiktu nodokļu likmi.

Tāpat *Alegre* (2012) uzsver būtisku atšķirību, kas jāņem vērā ES strukturālās politikas ietekmes novērtēšanā, – Kohēzijas politika paredz kanālu, caur kuru fondi veicina publiskās investīcijas, – tiek noteikts līdzdalības maksājums, tādējādi ierobežojot vai samazinot iespējamo „izspiešanas” procesu.

Alegre (2012) pētījumā izmantots sekojošs regresijas modelis:

$$I_{it} = \beta_1 s_{it} + \beta_2 c_{it} + \eta_i + u_{it} \quad (17)$$

kur I_{it} – publiskās investīcijas,

s_{it} – ES Strukturālo fondu finansējums valstij i laika periodā t ,

c_{it} – citu izskaidrojošo mainīgo vektors (IKP, iedzīvotāju skaits, valdības bilance, valdības patēriņš, privātās investīcijas).

β_1, β_2, η – attiecīgi modeļa parametru ekonometriskie novērtējumi,

u – stohastisks kļūdas lielums.

Modeļa (17) novērtēšanai *Alegre* (2012) izmanto piecpadsmit ES dalībvalstu gada datus par laika periodu no 1993. līdz 2005. gadam. Novērtēšanā izmantots standarta fiksētu efektu un gadījuma efektu lineārais modelis ar autokorelētu kļūdu un vispārīgā momentu metode (*generalized method of moments*; GMM) novērtējumu modeļa dinamiskajā modifikācijā, kas ņem vērā izskaidrojošo mainīgo iespējamu endogenitāti. Iegūtais rezultāts – pilnīga izspiešana nepastāv, un pieaugums publiskajās investīcijās dalībvalstīs ir apmēram 60% no ES fondu pieauguma. Atlikušie 40% no transfertiem ir izspiesti alternatīviem lietojumiem, piemēram, valsts patēriņam. Rezultātu stabilitāti autors pārbauda, izmantojot datus par Spānijas reģioniem.

Zinātniskajā literatūrā arī diskutēts par to, vai izspiešanas efekts sagaidāms atšķirīgs dažādās tautsaimniecības nozarēs. Piemēram, *del Bo* u.c., (2011) norāda, ka transporta un komunikāciju nozarēs nav izspiešanas efekta, bet izglītības un veselības aprūpē tas ir augsts.

Kā atzīmēts BICEPS (2008) pētījumā⁴⁴, empīrisko izspiešanas efekta novērtējumu Latvijas gadījumā nav, taču ir pieejami pierādījumi tam, ka ES fondu finansējums daļēji aizvietoja iekšējo finansējumu. Piemērs, ko (BICEPS, 2008) min kā apstiprinājumu izspiešanas efekta pastāvēšanai Latvijā, ir novērojums, ka periodā pirms Latvijas pievienošanās ES, Nodarbinātības valsts aģentūra (NVA) uz laiku samazināja savus izdevumus aktīvai darba tirgus politikai, ko var skaidrot ar iespējamu vēlmi panākt zemāku sākotnējo izdevumu bāzi, pēc kuras pēc tam tiktu noteikti lielāki ieguvumi no ESF. Kaut gan no otras puses to varēja izraisīt zemākais bezdarba līmenis.

Turklāt ES fondi izspiež ne tikai publiskās investīcijas, bet arī privātās: daļa no privātā sektora investīcijām visticamāk būtu ieguldītas arī tad, ja ES fondu līdzekļi nebūtu pieejami.

SSER (2011) pētījumā kā centrālais simulācijas scenārijs tiek minēta 30% izspiešanas pakāpe, saistot to ar nacionālā līdzfinansējuma (summāri privātā + publiskā) daļu realizētajos projektos, kur tā sastāda vidēji aptuveni 30%. Tādējādi, apgalvojot, ka, „ja fondu finansējuma nebūtu, šie resursi, kas tagad kalpo kā līdzfinansējums, lielā mērā vienalga tiktu investēti”⁴⁵.

BICEPS (2008) uzsver, ka „ir skaidrs, ka gan publiskā, gan privātā sektorā ir projekti, kas tiktu realizēti arī bez ES fondiem”, tātad fondi daļēji aizvieto jeb „izspiež” vietējās investīcijas gan privātā, gan publiskā sektorā. Tāpat viņi norāda uz jautājuma neviennozīmīgumu, jo, izspiešanas pakāpi modelējot, jāņem vērā, ka šāda informācija nav pieejama par pagātnes datiem, un vēl jo mazāk – par nākotnē sagaidāmo līmeni.

Vēl viena publikācija, kas jāpiemin saistībā ar Eiropas strukturālo fondu izspiešanas efektu un tās prognozēšanas iespējām, ir *in't Veld* (2007). Izmantojot QUEST II modeli, viņš novērtējis Kohēzijas politikas potenciālo ietekmi plānošanas periodam no 2007. līdz 2013. gadam (simulāciju rezultāti). Modeļa novērtējumu kontekstā, definējot izspiešanas efektu kā starpību starp IKP efektu un kohēzijas politikas transfertu, šis rādītājs Latvijas rezultātiem ir novērtēts kā 3% 2008. gadā, 66% 2009. gadā un 77% 2010. gadā. No šodienas skatupunkta, šādi novērtējumi krīzes laikam šķiet nereālistiski. No otras puses, šie novērtējumi ir prognozes, kas iegūtas tautsaimniecības pārkaršanas periodā, tāpēc var cerēt, ka „normālos” apstākļos iegūtas prognozes būs ticamākas.

Tādējādi pasaules zinātniskās literatūras galvenās atziņas par izspiešanas efekta klātbūtni ir šādas:

- ES fondu radītās vietējo investīciju izspiešanas pakāpes novērtēšana nav viennozīmīga. Tai būtu jāparedz iespēju noteikt, cik liela daļa projektu tiktu realizēta arī tad, ja šī papildus finansējuma no ES nebūtu.
- Izspiešanas pakāpes novērtēšanas modelim būtu jābūt vienkāršam, jo to ir paredzēts izmantot kā starpinstrumentu ES fondu makroekonomiskās ietekmes modelēšanā. Tomēr pārāk vienkāršots modelis var radīt maldīgus secinājumus, ja ir ieviesti realitātei pretrunīgi pieņēmumi; ja ir nepareizi izstrādāta modeļa specifika (gan attiecībā uz mainīgo izvēli un mērīšanu, bet arī attiecībā uz mainīgo endogenitāti). Saskaņojot vienkāršību ar maksimālu informētību, uzskatām, ka priekšroka dodama nevis starpvalstu modeļiem, kas dominē šīs jomas pētījumos, bet gan valstij specifiskam modelim.
- Kaut arī dažās publikācijās (piem. *Tron* (2009)) ir pieminēts, ka atsevišķās nozarēs (piemēram, lauksaimniecībā – dēļ speciālas lauksaimniecības atbalsta programmas, un rūpniecībā – dēļ tiešas

⁴⁴ BICEPS (2008), 2. nodevums.

⁴⁵ SSER (2011) 2. nodevums lpp.10.

ietekmes uz produktivitāti un IKP) pastāv atšķirības aģentu reakcijā uz saņemto ES fondu finansējumu, pašreizējā empīriskajā literatūrā trūkst piemēru izspiešanas efekta novērtējumam nozaru griezumā. Paredzamas grūtības atdalīt nozaru mijiedarbību (piemēram, būvniecības nozares attīstības ietekmi uz citām nozarēm), kā arī problēmas ar modelēšanai nepieciešamo mainīgo ieguvu nozaru griezumā.

- Zinātniskajā literatūrā gan teorētiski, gan empīriski apstiprināts, ka izspiešanas pakāpe var mainīties atkarībā no tautsaimniecības attīstības fāzes. Tādējādi pētījuma ietvaros izspiešanas efekta vērtēšana veicama pa ekonomikas attīstības posmiem, identificējot vērtību izmaiņu periodus.

7. ES FONDU IZSPIEŠANAS EFEKTA NOVĒRTĒJUMA

EKONOMETRISKAIS MODELIS

Pētījuma ietvaros ES fondu ieplūdes rezultātā radušais vietējo investīciju izspiešanas pakāpes novērtējums iegūts tautsaimniecības nozaru dalījumā un dažādos ekonomiskās attīstības posmos. Ekonomiskās attīstības posmu atdalīšana veikta, nosakot strukturālos lūzuma punktus ar statistiskajiem testiem („ļaujot runāt pašiem datiem”). Savukārt nosakot vai starp šiem periodiem pastāv statistiski nozīmīgas atšķirības, tika izmantota fiktīvo mainīgo pieeja.

Modelēšanai izvēlēta paneļdatu kointegrācijas analīze. Modeļi veido sabalansēts panelis ar katrai nozarei atbilstošu šķērsriezuma datu vienību. Paneļa laika periods ir izvēlēts atbilstoši pētījuma periodam: ceturkšņa dati laikā no 2001.gada 1.ceturkšņa līdz 2013.gada 1.ceturksnim:

$$Inv_{it} = \beta_{oi} + \beta_{1i} EU_{it} + \beta_{2i} X_{it} + \delta EU_{it} D_t + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

kur Inv_{it} ir vietējās investīcijas i -tajā nozarē;

EU_{it} ir ES fondu un atbalsta programmu finansējums i -tajā nozarē laika periodā t ;

X_i – pārējo izskaidrojošo mainīgo vektors;

D – fiktīvo mainīgo vektors;

ε - gadījuma kļūda.

Par izskaidrojošiem mainīgajiem izmantoti kopējo investīciju lielumu noteicošie faktori, kas izvēlēti, balstoties uz *Alegre* (2012), *Wostner* (2009) un *Tron* (2009) publikācijās gūtajām atziņām un empīriskajiem pierādījumiem, kā arī nozarei specifiski mainīgie (kas saistāmi ar atsevišķu investīciju programmu darbības uzsākšanu u.c. specifiskiem faktoriem).

Galvenais izskaidrojošais mainīgais modelī (18) ir Eiropas Savienības budžeta maksājumi attiecīgajā nozarē. Papildus modelī var tikt iekļauti mainīgie, kas raksturo nozares bruto pievienotās vērtības pieaugumu, nodarbināto skaitu nozarē, resursu pieejamību (iekšzemes kredītu attiecība pret IKP, kredītu procentu likmes) kā arī savstarpējās mijiedarbības faktori un ekonomiskās attīstības ciklu fiktīvie mainīgie. Visi mainīgie ir izsakāmi reālā izteiksmē, izmantojot kādu no cenu indeksiem.

Pēc modeļa (18) novērtējumu iegūšanas izspiešanas efekta kvantitatīvu novērtējumu katrai šķērsriezuma vienībai (nozarei i) raksturo $(1-\beta_{1i})$.

Ja β_{1i} novērtējums nav statistiski nozīmīgi atšķirīgs no 1, tad to interpretē kā situāciju, kad izspiešanas efekta nav, jo fondu atbalsts tiešā veidā pārvēršas produktīvās vietējās investīcijās. Savukārt, ja starpība $0 < (1-\beta_{1i}) < 1$, tad vērojama daļēja izspiešana, ja $(1-\beta_{1i}) < 0$, tad fondiem ir palielinošs efekts, bet, ja $(1-\beta_{1i}) > 1$, tad pastāv pilnīga izspiešana.

8. ES FONDU IZSPIEŠANAS EFEKTA RETROSPEKTĪVAIS NOVĒRTĒJUMS

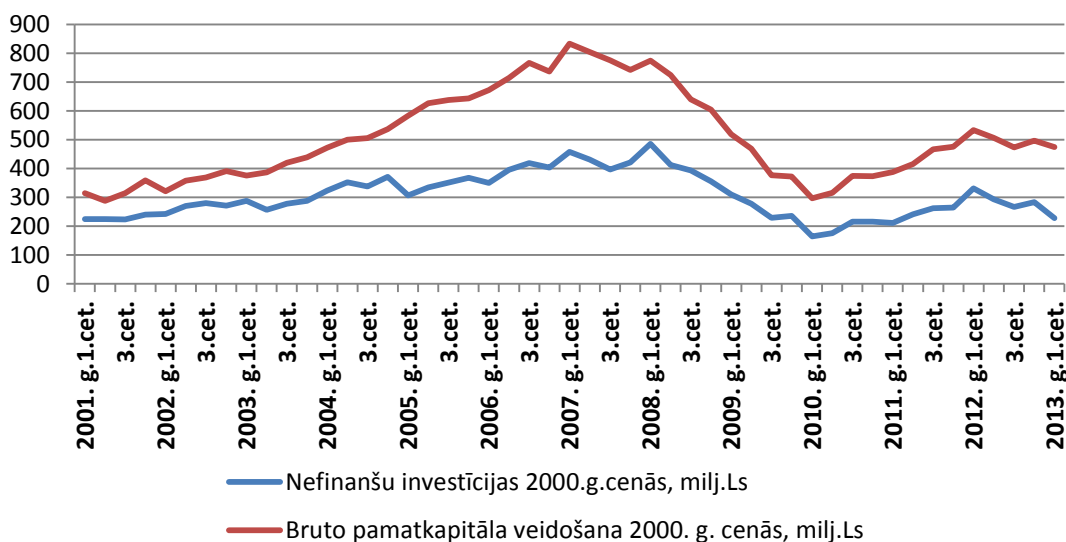
IIE novērtējums veikts, balstoties uz pasaules zinātniskās literatūras atzinumiem (sk.6.nodaļu) un pētījuma mērķi: iegūt izspiešanas pakāpes novērtējumu pa nozarēm. Modeļa novērtēšanai izmantota vienādojuma (20) specifiskācija. Retrospektīvajā novērtējumā izmantotie dati ir analizēti 8.1.apakšnodaļā, savukārt 8.2.apakšnodaļa sniedz IIE ekonometriskā novērtējuma rezultātus un to interpretācijas.

8.1.ES FONDU IZSPIEŠANAS EFEKTA RETROSPEKTĪVĀ NOVĒRTĒJUMĀ IZMANTOTIE DATI

Empīriskos IIE pētījumos tieši datu pieejamība tiek uzsvērtā kā nozīmīgākā problēma. Šajā apakšnodaļā komentētas būtiskākās modelēšanai nepieciešamo datu ieguves problēmas, kā arī nodemonstrēti ES fondu datubāzes izveides procesā iegūtie rezultāti.

Investīcijas

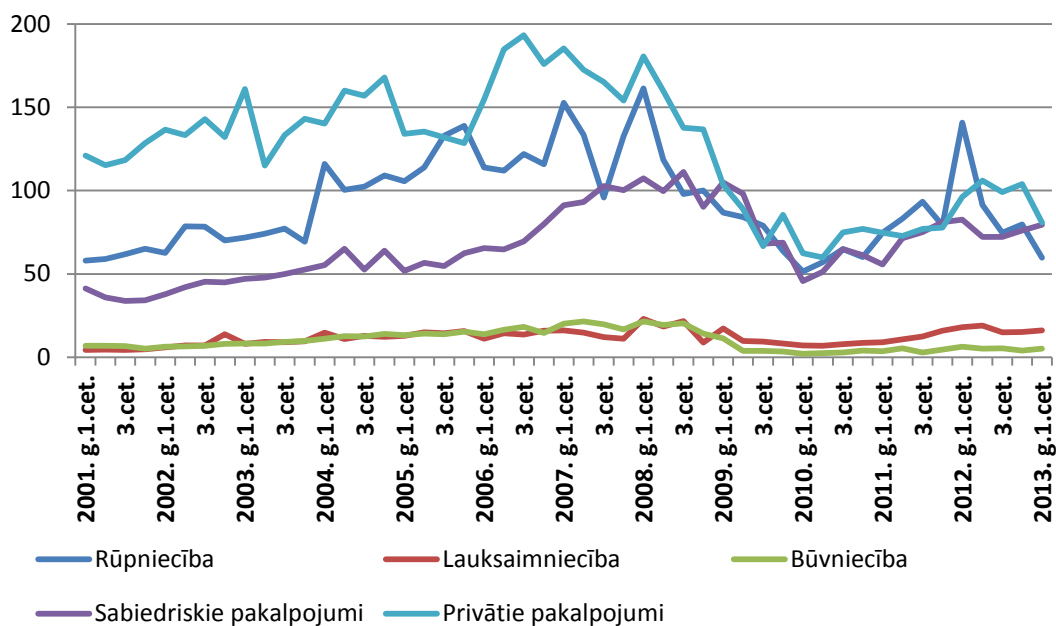
IIE retrospektīvā novērtējuma ekonometriskajā modelī atkarīgais mainīgais ir vietējās investīcijas nozarē pa ceturkšņiem. Datu problēma saistīta ar statistikas trūkumu šādā griezumā. LR CSP datubāzē ceturkšņu iedalījumā pieejami tikai nefinanšu investīciju dati, kas iekļauj tikai lielos privātos, valsts un pašvaldību uzņēmumus (ar vairāk kā 50 darbiniekiem). To kopsumma vidēji veido aptuveni 60% no bruto pamatkapitāla veidošanas (sk. 28. attēlu), tomēr dinamika ir ļoti līdzīga.



Attēls 28. Bruto pamatkapitāla veidošana un nefinanšu investīcijas Latvijā⁴⁶

LR CSP veicot NACE redakcijas maiņu, nefinanšu investīciju laikkrindas pa nozarēm netika pārrēķinātas, tādēļ, lai iegūtu pētījumā nepieciešamos datus, tika veikts attiecīgās informācijas pieprasījums. Nefinanšu investīciju dinamika Latvijā piecu tautsaimniecības nozaru dalījumā ir redzama 29. attēlā⁴⁷.

⁴⁶ LR CSP dati.



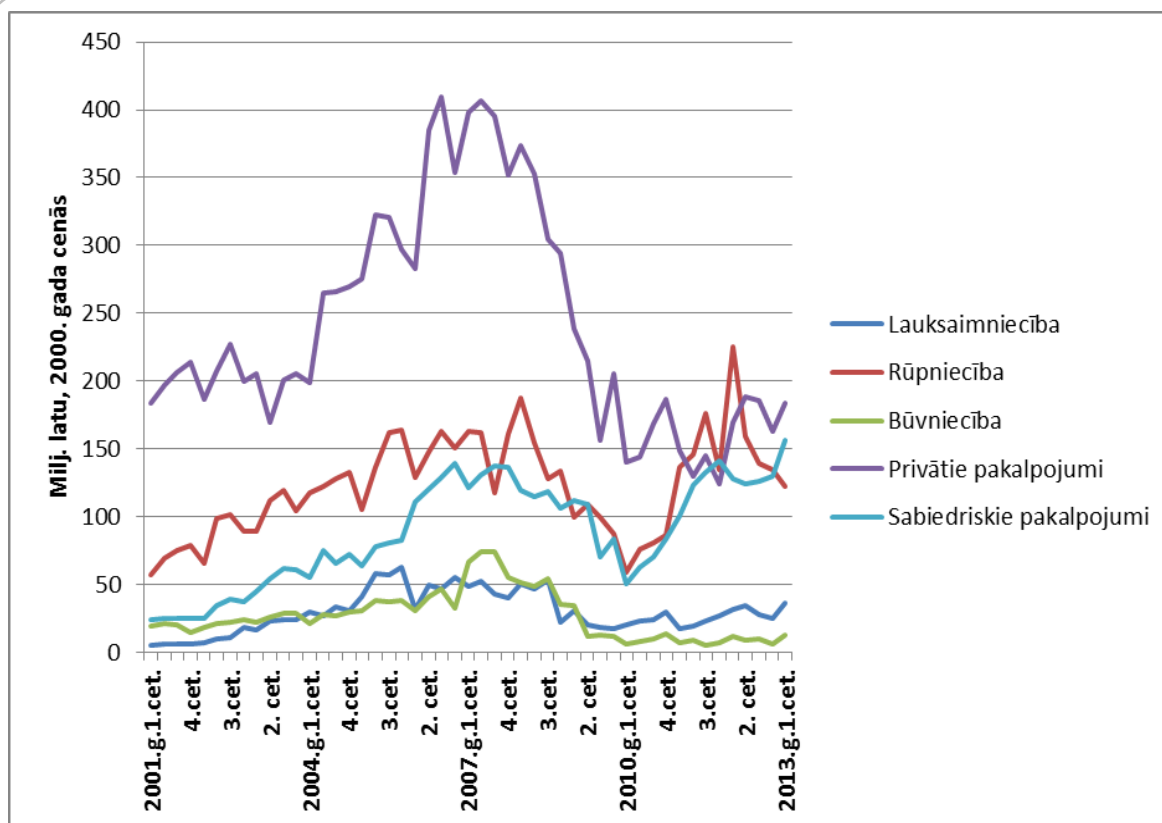
Attēls 29. Nefinanšu investīcijas Latvijā pa nozarēm (milj. latu; 2000. gada cenās)⁴⁸

Kā redzams 29.attēlā, nefinanšu investīciju dinamika Latvijā dažādās nozarēs ir atšķirīga. Nozīmīgākās atšķirības nefinanšu investīciju dinamikā nozaru dalījumā daļēji var izskaidrot ar dažu lielo, iepriekšējos gados uzsākto, ES fondu līdzfinansēto projektu tuvošanos noslēgumam. Piemēram, investīciju plūsmas rūpniecībā būtiski ietekmējuši arī ar ES fondiem finansētie lieli projekti enerģētikas nozarē: siltumavotu un siltumtīklu efektivitātes paaugstināšanai, biomasas koģenerācijas elektrostaciju būvei, kā arī ēku energoefektivitātes paaugstināšanai. Piemēram, kāpums 2011.–2012.gadā saistāms ar Rīgas koģenerācijas stacijas TEC–2 rekonstrukcijas otro kārtu. Tā kā patlaban TEC–2 rekonstrukcija ir gandrīz pabeigta, nozarē vērojams būtisks kritums, neskatoties uz to, ka rūpniecības apakšnozaru griezumā investīciju dinamika ir bijusi diezgan atšķirīga. Arī citās nozarēs var novērot izteiktu ES projektu ietekmi uz nefinanšu investīciju dinamiku.

Tomēr IIE novērtēšanai nefinanšu investīciju dati nav piemēroti, jo nepieciešams iegūt visu vietējo investīciju pārmaiņas, ko izraisa ES finansējuma ieplūde tautsaimniecībā. Tādēļ autori veica aprēķinus, lai iegūtu jaunus mainīgos, kas raksturotu kopējās vietējās investīcijas pa nozarēm. Šajā nolūkā izmantota Eurostat publicētā informācija par bruto pamatkapitāla veidošanos sadalījumu pa nozarēm pa gadiem. Lai iegūtu atbilstošos ceturkšņa datus, tika pieņemts, ka visu vietējo investīciju dinamika būtiski neatšķiras no nefinanšu investīciju dinamikas. Rezultātā iegūtas bruto pamatkapitāla rindas pa 5 nozarēm pa ceturkšņiem (sk. 30.attēlā).

⁴⁷ ES fondu IIE novērtēšanai tautsaimniecības nozares ir apvienotas 5 sektoros saskaņā ar NACE 1.1 kodiem: A–Lauksaimniecība (A–B), T–rūpniecība (C–E), N–privātie pakalpojumi (G–K), C–būvniecība (F) un G–sabiedriskie pakalpojumi (L–P).

⁴⁸ LR CSP dati.



Attēls 30. Bruto pamatkapitāla veidošana, milj. latu 2000.gada cenās ⁴⁹

ES fondu IIE retrospektīvā novērtējuma iegūšanai pa nozarēm izmantotas aprēķinātās bruto pamatkapitāla veidošanas rindas, tās izsakot 2000.gada salīdzināmās cenās.

Kā nozīmīgākais izskaidrojošais mainīgais investīciju vienādojumā katrā no nozarēm, kā arī būtiskākais faktors IIE pakāpes novērtēšanā izmantots ES fondu finansējums, jo tas ir viens no būtiskākajiem investīciju avotiem valsts ekonomikā.

ES fondu⁵⁰ finansējums pa nozarēm

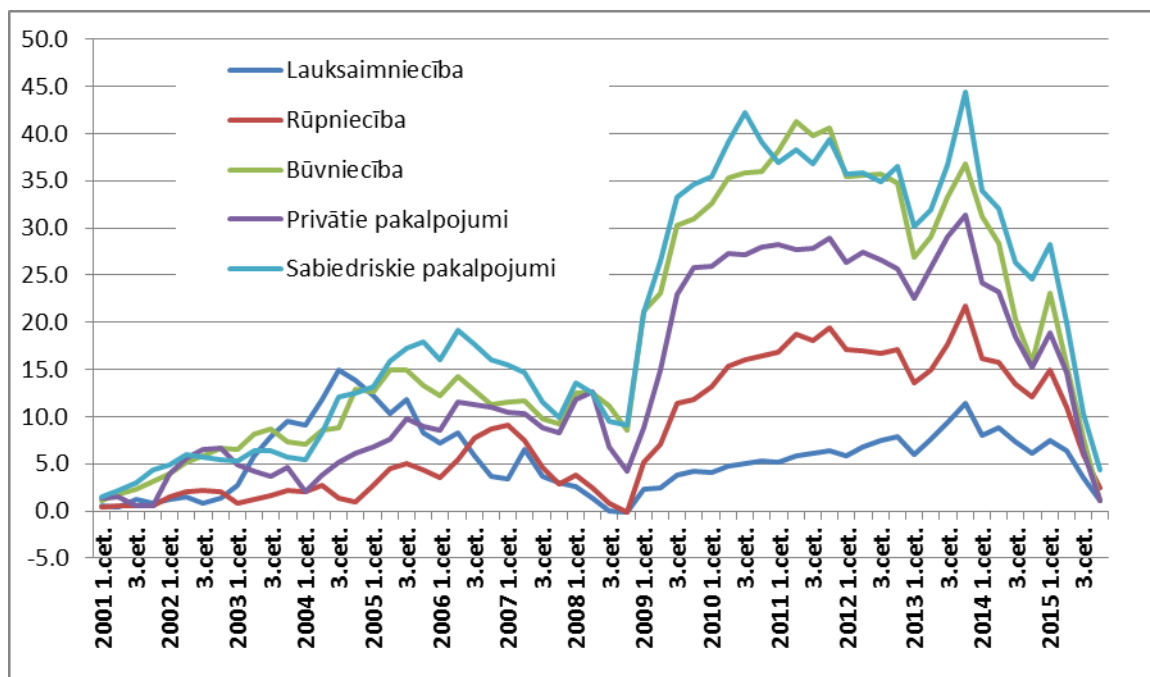
Viens no pētījuma uzdevumiem ir ES fondu datubāzes izveide, iegūstot ES finansējuma laika rindas pa ceturkšņiem (no 2001.gada 1.ceturkšņa līdz 2013.gada 1.ceturksnim) 5 nozaru griezumā.

Nepieciešamās laika rindas tika iegūtas, pamatā balstoties uz datiem projektu līmenī. Projekti pēc tiem piekārtotā NACE koda tika iedalīti 6 daļās (A, T, C, N, G, un tie projekti, kurus nevar attiecināt uz konkrētu nozari). Pieņemot, ka projekta veicēju investīciju lēmumus ietekmē jau piešķirtā summa, ne tikai tieši konkrētā datumā veiktie maksājumi, attiecīgi katram apstiprinātajam projektam piešķirtā ES finansējuma kopsumma tika vienmērīgi izlīdzināta visā projekta dzīves laikā, balstoties uz datiem par projekta uzsākšanas datumu, projekta ilgumu un naudas plūsmu. Šādā veidā izlīdzinātās ES fondu finansējuma plūsmas tautsaimniecības nozaru dalījumā redzamas 31.attēlā.

⁴⁹ Autoru aprēķins.

⁵⁰ Pētījumā izmantoti Eiropas Sociālā fonda, Eiropas Reģionālās attīstības fonda, Kohēzijas fonda, Eiropas Lauksaimniecības Fonda lauku attīstībai, Eiropas Zivsaimniecības fonda, ES pirmsiestāšanās finanšu instrumentu Phare un SAPARD, INTERREG, Eiropas ekonomiskās zonas un Norvēģijas valdības finanšu instrumentu, kā arī Šveices sadarbības programmas finansējuma dati.

Rezultātā izveidotajā datubāzē apkopota informācija par ES fondu veiktajiem maksājumiem līdz 2013.gada 1.ceturksnim, kā arī 2007.–2013.gada plānošanas perioda projektu piešķirtajiem (plānotajiem) maksājumiem, kas koriģēti, ņemot vērā ES fondu reālo apguvi.



Attēls 31. ES fondu un atbalsta programmu finansējuma sadalījums pa nozarēm laika posmā no 2001. – 2015.gada 4.ceturksnim (milj. latu 2000.gada salīdzināmās cenās)⁵¹

Pēc kopējā ES fondu līdzfinansēto projektos pārskata periodā pieejamā finansējuma (Eiropas Komisijas, vietējais publiskais un vietējais privātais kopā) sadalījuma pa nozarēm pirmajā vietā ar aptuveni 30% īpatsvaru ir rūpniecība, būvniecības nozarē tas ir nedaudz virs 20%, privāto un sabiedrisko pakalpojumu sektoros – nedaudz zem 20%, bet lauksaimniecības nozarē – vidēji ap 10%.

Atšķirības starp nozarēm parādās, aplūkojot ES fondu projektu kopējās attiecināmās izmaksas pēc finansējuma avotu īpatsvara. Lielākais ES fondu līdzfinansējuma īpatsvars (ap 90%) ir lauksaimniecībā, bet rūpniecībā tas sastāda (vidēji) tikai ap 60%, pārējās nozarēs tas ir nedaudz virs 80%. Tādējādi lielākā ES fondu finansējuma daļa (vidēji ap 30%) no kopējā ES fondu apgūtā finansējuma tikusi novirzīta projektiem sabiedrisko pakalpojumu sektorā (ievērojama daļa sociālajā infrastruktūrā un tehniskajā palīdzībā). Nedaudz mazāk no kopējā apgūtā ES fondu finansējuma tikuši ieguldīti būvniecībā. Privāto pakalpojumu nozarē vidējais ieguldījums ir ap 17% no kopējā ES finansējuma. Vidēji apmēram 18% ES ieguldījumu ir rūpniecībā. Lauksaimniecībā ES fondu līdzfinansējums svārstās ap 10% robežās no kopējā apjoma.

Ņemot vērā nozaru relatīvo lielumu, pirmajā vietā pēc ES fondu ieguldījuma uz vienu pievienotās vērtības latu ir būvniecības nozare. Privāto pakalpojumu un sabiedrisko pakalpojumu nozarēs ES fondu īpatsvars ir ievērojami mazāks.

⁵¹ Autoru aprēķins.

Pārējie izskaidrojošie mainīgie

Reālās vietējās investīcijas visās nozarēs ir modelētas līdzīgi. Nozīmīgi izskaidrojošie faktori ir katru nozari raksturojoši rādītāji, piemēram, nozares pievienotā vērtība. Bez tam modelī iekļauti kopējie investīciju lēmumus noteicošie faktori, piemēram, reālā ilgtermiņa procentu likme. Kā nenoteiktības mērs izmantota inflācija. Bezdarba līmenis iekļauts modelī pieņemot, ka tā kā fiziskais kapitāls un darbaspēks ir savstarpēji aizvietojami ražošanas faktori, tad augsts bezdarba līmenis varētu kavēt investīciju plūsmu. Papildus tika izmantoti arī citi mainīgie, kam teorētiski varēja būt ietekme uz investīcijām, bet modelēšanā tikai daži no tiem bija statistiski nozīmīgi. Tie bija vidējā svērtā iekšzemes kredītu procentu likme (latos, eiro), kā arī EURIBOR likme, kas raksturotu kredītu kā investīcijām nepieciešamo resursu pieejamību. Attiecīgā koeficienta statistisko nenozīmību daļēji var izskaidrot ar uzņēmumu piesardzību par jaunu saistību uzņemšanos pēckrīzes periodā, kaut arī procentu likmes ir salīdzinoši zemas, bet straujās izaugsmes periodā pat pie augstām procentu likmēm Latvijas nefinanšu uzņēmumiem no jauna izsniegto kredītu apjoms bija augsts.

Ekonomiskās attīstības cikla fāzes ietekmei uz IIE modelī izmantoti fiktīvie mainīgie.

8.2. ES FONDU IZSPIEŠANAS EFEKTA RETROSPEKTĪVĀ NOVĒRTĒJUMA REZULTĀTI

IIE retrospektīvā novērtējuma iegūšanai izmantota paneļdatu regresija, nosakot laika periodu no 2001.gada 1.ceturkšņa līdz 2013.gada 1.ceturksnim, savukārt par šķērsriezuma vienībām kalpo 5 tautsaimniecības sektori: A, T, C, N un G⁵². Atšķirības starp nozarēm rada heteroskedasticitātes rašanās iespēju, tāpēc izmantojama svērto mazāko kvadrātu metode.

Lai iegūtu novērtējumu nozarēs pa ekonomiskās attīstības cikliem paneļdatu regresijā izmantoti fiksētie šķērsriezuma vienību efekti, kā arī fiktīvie mainīgie, kas pareizināti ar ES fondu mainīgajiem.

Modeļu novērtējuma rezultāti parāda, ka izvēlētajā pētījuma periodā nav vērojama pilnīga izspiešana ne Latvijas tautsaimniecībā kopumā, ne pa atsevišķām nozarēm. Tas nav pārsteidzoši, ņemot vērā, ka publisko investīciju īpatsvars IKP Latvijā 1995. – 2003. gadā bija viens no zemākajam ES, savukārt tā pieaugums turpmākajos gados bija visstraujākais starp ES dalībvalstīm. Tādējādi var secināt, ka ES fondi palielināja investīcijas, nevis pilnīgi aizstāja valsts budžeta vai privāto finansējumu.

Izspiešanas efekta novērtējums visā pētījumu periodā tautsaimniecības nozaru dalījumā ir redzams 4.tabulā. Modeļa novērtēšanai izmantota empīriskā vispārināto mazāko kvadrātu metode (šķērsriezuma SUR; sk. 13.pielikumu).

⁵² Tā kā vietējo investīciju dati pa nozarēm ir precīzi tikai gada griezumā, ekonometriskā modelēšanā tika mēģināts izmantot arī gada datus. Tomēr mazā izlases apjoma dēļ neļāva pievienot nepieciešamos fiktīvos mainīgos tautsaimniecības attīstības cikla ietekmes noteikšanai. Tādēļ šie rezultāti nav ietverti ziņojumā.

Tabula 4. ES fondu izpēšanas efekta retrospektīvais novērtējums pa nozarēm⁵³

Nozare	A	C	N	G	T
Atkarīgais mainīgais: vietējās investīcijas					
Bezdarba līmenis	-5,15***				
Brīvais loceklis	68,5	50,8	138,0	-297,0	147,0
ES fondi	0,10***	0,04***	0,83***	0,33 ***	0,19
Nozares pievienotā vērtība	0,93***	-0,02**	-0,07	0,42**	0,33
Vidējā svērtā procentu likme latos izsniegtiem īstermiņa kredītiem	-0,43*	0,75	0,45	1,03*	-0,06
Reālā ilgtermiņa procentu likme	1,44***	1,67**	-6,07***	0,36	-1,47
IIE	0,90	0,96	0,17	0,67	0,81

A - lauksaimniecība, C - būvniecība, N - privātie pakalpojumi, G - sabiedriskie pakalpojumi T - rūpniecība.

*, **, *** statistiski nozīmīgs attiecīgi pie 90%, 95% un 99% ticamības līmeņa

Pasvīrtotie lielumi iegūti netieši, balstoties uz modeļa rezultātiem.

Parciālie regresijas koeficienti pie ES fondu finansējuma pa nozarēm ir statistiski nozīmīgi (izņemot rūpniecību), pozitīvi un mazāki par viens, tādējādi var secināt, ka nevienā nozarē pilnīga izpēšana nav vērojama. Izpēšanas efekta novērtējumi svārstās no 0,17 privāto pakalpojumu nozarē līdz 0,96 būvniecības nozarē. Tādējādi būvniecības nozares augšupeja tautsaimniecības straujās attīstības periodā notiktu arī bez ES fondu ielplūdes, t.i., uz nacionālā finansējuma pamata. Savukārt ievērojama daļa no privāto pakalpojumu nozares ES fondu finansētajiem projektiem pretējā gadījumā netiktu īstenota. Salīdzinoši augsts izpēšanas efekts ir vērtējams arī rūpniecības nozarē (0,81). Tomēr domājams, ka investīcijas ūdenssaimniecībā, atkritumu saimniecībā, energoefektivitātē, koģenerācijā, kā arī enerģijas pārvaldībā bez ES fondu atbalsta (un bez šo rūpniecības apakšnozaru sakārtošanu vērsta ES regulām) būtu zemākas. Sabiedrisko pakalpojumu nozarē vērojams vidēji augsts izpēšanas efekts, tomēr arī šajā gadījumā aptuveni trešdaļa no ES fondu ieguldījumiem, piemēram, izglītības iestāžu infrastruktūras un materiālās bāzes modernizācijai vai veselības aprūpes centru un ģimenes ārstu tīkla attīstībai pretējā gadījumā netiktu īstenotas.

Vidējā izpēšanas pakāpe visā periodā tika izrēķināta kā vidējais svērtais lielums no nozaru rezultātiem. Iegūtais rezultāts 0,44 liecina, ka laika posmā no 2001.gada 1.ceturkšņa līdz 2013.gada 1.ceturksnim katrs Eiropas Komisijas ieguldītais lats „izpēda” 44 santīmus no vietējām (kopā publiskajām un privātajām) investīcijām.

Lai noteiktu, vai izpēšanas pakāpe ir atšķirīga dažādos tautsaimniecības attīstības ciklos, tika izvēlēti šādi laika posmi: 1) no 2001.gada 1.ceturksnim līdz 2003.gada beigām, kas saistāms ar pirms iestāšanās ES atbalsta programmu darbību Latvijā, 2) laika posms no 2004.gada sākuma līdz 2008.gada 2.ceturksnim; 3) no 2008.gada 3.ceturkšņa līdz 2009. gada beigām; 4) no 2010. gada 1. ceturkšņa līdz 2013. gada 1. ceturksnim. Novērtējot vairākus modeļus, tika pārbaudīta rezultātu stabilitāte. Katrā reizē viens no periodiem tika izvēlēts kā bāzes jeb salīdzināmā kategorija, un, izvērtējot diferenciālā koeficienta statistisko nozīmību, kļuva iespējams noteikt atšķirības IIE pakāpē dažādās nozarēs dažādos attīstības posmos. Rezultāti apkopoti 5.tabulā (sk. arī 14.pielikumu).

⁵³ Autoru aprēķins.

Tabula 5. ES fondu izspiešanas efekta retrospektīvais novērtējums pa nozarēm un periodiem⁵⁴

Nozare:	2001.g.1.cet.– 2003.g.4.cet.	2004.g.1.cet.– 2008.g.2.cet.	2008.g.3.cet.– 2009.g.4.cet.	2010.g.1.cet.– 2013.g.1.cet.
A	0.79	0.81	0.70	0.68
C	0.92	0.66	0.70	0.54
T	0.34	0.32	0.34	0.46
N	0.73	0.64	0.50	0.54
G	0.87	0.82	0.37	0.48
Visā tautsaimniecībā kopumā	<u>0.57</u>	<u>0.50</u>	<u>0.41</u>	<u>0.49</u>

Analizējot novērtējumu rezultātus par visu tautsaimniecību kopumā, var redzēt, ka augstākā izspiešanas pakāpe bijusi periodā pirms Latvijas iestāšanās Eiropas Savienībā. Straujās izaugsmes periodā (no 2004.gada 1.ceturkšņa līdz 2008.gada 2.ceturksnim) vidējā IIE pakāpe samazinājusies, krīzes periodā sasniedzusi vidēji 0,41. Atgūšanās pēc krīzes visās nozarēs nav bijusi vienāda, par ko liecina atšķirības IIE pakāpē pa nozarēm, rezultātā vidējais IIE visā tautsaimniecībā kopš 2010.gada sākuma ir nedaudz augstāks kā krīzes laikā un sasniedz 0,49. Jāatzīmē, ka tautsaimniecības kopējais ES fondu izspiešanas efekts aprēķināts kā vidējais svērtais rādītājs, svarus nosakot pēc nozares pievienotās vērtības vidējā īpatsvara atbilstošajā laika periodā.

⁵⁴ Autoru aprēķini.

9. ES FONDU IZSPIEŠANAS EFEKTA PROGNOZE LĪDZ 2020.GADAM

IIE prognoze līdz 2020. gadam tika veikta ar ekonometriskajām metodēm un pamatojas uz investīciju vienādojuma (sk. formula (17)) novērtējumiem trim iespējamajiem attīstības scenārijiem. ES fondu izspiešanas pakāpes prognoze ietver nozīmīgāko IIE novērtēšanas ekonometriskajā modelī iekļauto makroekonomisko rādītāju un ES fondu finansējuma rindu prognozi, un modeļa laika perioda pagarināšanu līdz 2020.gada 4.ceturksnim.

9.1. ES FONDU IZSPIEŠANAS EFEKTA PROGNOZĒŠANĀ IZMANTOTIE DATI

Līdzīgi kā PKE prognozēšanā, IIE novērtēšanas ekonometriskajā modelī iekļauto makroekonomisku rādītāju prognozes pamatojas uz LKP, DTP un pētījuma autoru izstrādātām prognozēm.

Tāpat kā PKE daļā, arī IIE prognozēšanā izmantoti tie paši trīs attīstības scenāriji, kas balstīti uz pieņēmumiem par IKP pieauguma tempiem laika posmā līdz 2020.gadam. Saskaņojot abas pētījuma daļas, IIE prognozēšanā izmantotas pētījuma 5.1. daļā veiktās prognozes tādiem makroekonomiskajiem rādītājiem kā bruto pamatkapitāla veidošana, kopējā pievienotā vērtība un nodarbinātība. Balstoties uz šīm prognožu laikrindām, tika veikts šo lielumu sadalījums pa 5 nozarēm.

Attiecībā uz ES finansējuma plūsmām, jāatzīmē, ka 2014.–2020. gada plānošanas perioda plānošanas darbi vēl turpinās, tiek aktualizēti nozaru ministriju piedāvājumi, tādēļ diez vai šis ir piemērotākais brīdis ES fondu finansējuma prognožu izstrādei. Joprojām trūkst ievērojama informācijas daļa gan par kopējo plānoto finansējumu, gan par finansējuma sadalījumu pa nozarēm. Tādējādi vēlāk ES finansējuma plūsmas prognozes būs jāprecizē Pasūtītājam. Šobrīd IIE prognozēšanā izmantotās ES fondu finansējuma prognozes balstās uz virkni **pieņēmumu**:

- 1) LĪDZĪGI KĀ INFORMATĪVAJĀ ZIŅOJUMĀ PAR ES FONDU APGUVI
([HTTP://WWW.ESFONDI.LV/UPLOAD/UZRAUDZIBA/CETURKSNA_ZINOJUMI/FMZINO_070813_ES_FONDI.PDF](http://www.esfondi.lv/upload/uzraudziba/ceturksna_zinojumi/fmzino_070813_es_fondi.pdf)) TĪKA
PIEŅEMTS, KA FONDU APGUVES TEMPI 2014.–2020. GADU PLĀNOŠANAS PERIODĀ BŪS LĪDZĪGI 2007.–2013.G.
PLĀNOŠANAS PERIODAM UN ATTIECAS UZ VISIEM TRIM ATTĪSTĪBAS SCENĀRIJIEM VIENĀDI.
- 2) PROCENTUĀLAIS ES FONDU FINANSĒJUMA SADALĪJUMS PA NOZARĒM 2013–2020 PLĀNOŠANAS PERIODĀ SAGLABĀSIES
BEZ BŪTISKĀM IZMAIŅĀM.
- 3) UZRAUGOŠĀS INSTITŪCIJAS ATRISINĀS IESPĒJAMĀS PROBLĒMAS, KAS VARĒTU RASTIES 2014. GADĀ AR $N+2/N+3$
PRINCIPA NODROŠINĀŠANU, UN IZDOSIES SAGLABĀT ES FINANSĒJUMA NEPĀRTRAUKTĪBU.

Saskaņā ar provizorisko vienošanos par ES finansējumu 2014. – 2020.gada plānošanas periodā Latvija no Kohēzijas politikas instrumentiem saņems aptuveni 2,6% no IKP, proti, mazāk nekā iepriekšējā plānošanas periodā (aptuveni 3,1% no IKP). Prognozētās summas balstītas uz Informatīvo ziņojumu „Par ES fondu investīciju prioritātēm Latvijā 2014.–2020.gada plānošanas periodam”⁵⁵

Jaunā perioda sākumā, kamēr nav izstrādāta administratīvā sistēma, aktivitāte, visticamāk, būs mazāka. Tomēr ES fondi joprojām būs nozīmīgs faktors investīciju kāpumā.

⁵⁵ <http://esfondi.lv/page.php?id=1108>

9.2. ES FONDU IZSPIEŠANAS EFEKTA PROGNOZĒŠANAS REZULTĀTI

IIE prognozes iegūtas ar ekonometriskās modelēšanas palīdzību, novērtējot atsevišķi investīciju vienādojumu (sk. formulu (17)) paneļdatu regresijas formā, par šķērsriezuma vienībām nosakot 5 tautsaimniecības sektorus, bet laika periodu paplašinot līdz 2020.gada 4.ceturksnim. IIE prognozēšanas rezultāti iegūti atsevišķi trīs modeļos, kas atbilst trim izvēlētajiem attīstības scenārijiem: bāzes, optimistiskajam un pesimistiskajam. (visu trīs modeļu rezultāti detalizēti 15. pielikumā). Balstoties uz modeļu rezultātiem, iegūtās izspiešanas efekta pakāpes prognozes apkopotas 6.tabulā.

Tabula 6. ES fondu izspiešanas efekta prognoze pa nozarēm līdz 2020. gadam⁵⁶

Scenārijs:	Optimistiskais scenārijs (30%)	Bāzes scenārijs (50%)	Pesimistiskais scenārijs (20%)	Vidējais svērtais
Nozare				
Lauksaimniecība	0.08	0.60	0.81	0.49
Rūpniecība (tirgojamais sektors)	0.92	0.92	0.98	0.93
Būvniecība	0.72	0.89	0.55	0.77
Privātie pakalpojumi (netirgojamais sektors)	0.83	0.74	0.54	0.73
Sabiedriskie pakalpojumi	0.39	0.39	0.68	0.45
Vidēji visā tautsaimniecībā	0.62	0.70	0.73	0.68

Saskaņā ar ekonometriskās modelēšanas rezultātiem, IIE vērtība nākamo gadu laikā pieaugs, tomēr optimistiskajā scenārijā tā būs zemāka nekā bāzes vai pesimistiskajā scenārijā. Ražošanas apjomam ik gadu pieaugot par 6%, tautsaimniecībā veidosies pietiekami daudz potenciālo investīciju projektu un ES fondi aizstās salīdzinoši mazāko daļu no iekšējā finansējuma. Savukārt tautsaimniecības stagnācijas gadījumā trūks ienesīgo investīciju projektu un ES fondu līdzekļi galvenokārt izspiedīs vietējo finansējumu.

⁵⁶ Autoru aprēķins.

10. PUBLISKĀ KAPITĀLA ELASTĪBAS UN ES FONDU IZSPIEŠANAS EFEKTA IETEKMĒJOŠO FAKTORU ANALĪZE, SECINĀJUMI UN REKOMENDĀCIJAS PUBLISKĀ KAPITĀLA ELASTĪBAS UN ES FONDU IZSPIEŠANAS EFEKTA IETEKMĒJOŠO FAKTORU REGULĒŠANAI UN NOVĒRTĒŠANAS PIEEJAS IEVIEŠANAI PRAKSĒ

PKE un IIE mēdz ietekmēt virkne makroekonomisko un mikroekonomisko faktoru. Pētījuma mērķis ir šo divu rādītāju makroekonometriskais izvērtējums, un tajā izmantotās ekonometriskās modelēšanas metodes ļauj identificēt PKE un IIE ietekmējošos faktorus no makroekonomikas skatupunkta. Savukārt rekomendācijas PKE un IIE ietekmējošo faktoru regulēšanai sniegtas arī no mikroekonomikas, ekonometrijas un statistikas virzieniem.

Pētījuma gaitā iegūtie ekonometriskās modelēšanas rezultāti ļāva **identificēt šādus PKE ietekmējošus makroekonomiskus faktorus:**

Publiskā kapitāla apjoms. Lai gan atdeve uz vienu publisko kapitāla latu ir lielāka nekā uz vienu privātā kapitāla latu, PKE ir zemāka par privātā kapitāla elastību, jo publiskā kapitāla apjoms ir vairākkārt mazāks par privātā kapitāla izmantoto līmeni (sk. 3.nodaļu). Tādējādi lielāks publiskā kapitāla apjoms varētu paaugstināt PKE vērtību.

Izmantotais privātais kapitāls uz vienu publiskā kapitāla latu. PKE un publiskā kapitāla relatīvā produktivitāte ir atkarīga no tā kāds ir tautsaimniecības nodrošinājums ar infrastruktūru salīdzinot ar privāto ražošanas faktoru izmantoto apjomu. Jo lielāks ir izmantotā privātā kapitāla apjoms uz vienu publiskā kapitāla latu, jo lielāka ir atdeve no infrastruktūras objektiem (sk. 5.2.nodaļu). Tas varētu būt saistīts ar to, ka publiskais kapitāls papildina privāto kapitālu vai arī pieaugot privātā kapitāla izmantotajam apjomam palielinās infrastruktūras noslodzes līmenis. Tādējādi augstākā PKE vērtība sasniedzama palielinot privātā kapitāla apjomu un ražošanas jaudu noslodzi.

Nostrādāto stundu skaits uz vienu publiskā kapitāla latu. Infrastruktūra neveicina pievienoto vērtību valstī bez iedzīvotājiem, vai arī ja iedzīvotāji nenedarbojas ar tām aktivitātēm, kas rada pievienoto vērtību. Ekonometriskās modelēšanas rezultāti liecina, ka PKE vērtību pozitīvi ietekmē nostrādāto stundu skaits uz vienu publiskā kapitāla latu (sk. 5.2.nodaļu). Tādējādi PKE vērtību varētu veicināt lielāks iedzīvotāju skaits (t.sk. lielāks migrācijas saldo), kā arī augstāks nodarbinātības līmenis (augstāks līdzdalības līmenis un zemāks bezdarbs) un lielāka vidējā darba slodze (nostrādāto stundu skaits pamatdarbā, blakus darba izplatība un tajā nostrādātais laiks).

IIE ietekmējošie makroekonomiskie faktori ir šādi:

Vietējās investīcijas. Jo lielākas ir vietējās investīcijas jo mazāks ir ES fondu izspiešanas efekts (sk. 9.2.nodaļu). Augstākās vietējās investīcijas atspoguļo to, ka tautsaimniecībā rodas pietiekami daudz potenciālo investīciju projektu, tādējādi ES fondi aizstās mazāko daļu no iekšējā finansējuma. Ja valstī trūkst ienesīgo investīciju projektu, ES fondu līdzekļi galvenokārt izspiedīs vietējo finansējumu.

ES fondu struktūra. ES fondu izspiešanas pakāpe mēdz būt atkarīga no tautsaimniecības nozares. Ekonometrisko modelēšanas metožu izmantošana ļauj noteikt, ka vismazākā ES fondu izspiešana varētu būt privāto pakalpojumu nozarē, savukārt vislielākā – būvniecībā. Tādējādi mazāko IIE varētu sasniegt pārdalot ES fondu struktūru par labu tautsaimniecības nozarēm ar zemāko izspiešanas efektu.

Rekomendācijas PKE un IIE ietekmējošo faktoru regulēšanai ir apkopotas četros virzienos:

- ekonometriskais,
- statistiskais,
- makroekonomiskais un
- mikroekonomiskais.

Ekonometriskais virziens

Autori ir pārliecināti, ka pētījuma veikšanas laikā pētījumā izmantotie modeļi sniedz visreālāko PKE un IIE retrospektīvo novērtējumu un prognozi Latvijas gadījumam, bet ar laiku PKE un IIE novērtēšanas modeļi zinātniskajā literatūrā tiks attīstīti. Tādējādi PKE un IIE novērtēšanas modeļu papildināšana var precizēt šo rādītāju novērtējumus.

Viens no iespējamiem PKE novērtēšanas modeļa attīstības virzieniem ir cilvēkkapitāla iekļaušana. Patlaban makroekonomisko datu laikrindas Latvijas gadījumā ir pārāk īsas un deformētas ar straujām cikliskām svārstībām, kas neļauj novērtēt cilvēkkapitāla ilgtermiņa pozitīvo ietekmi uz ražošanas apjomu. Meļihovs un Dāvidsons (2006), kā arī Krasnopjorovs (2013), secina, ka patlaban nav tāda cilvēkkapitāla mainīgā, kas Latvijas gadījumā uzlabotu ražošanas funkcijas modeļa izskaidrošanas spējas⁵⁷, bet pastāv iespēja, ka pēc 3–4 gadiem tādu cilvēkkapitāla mainīgo būs iespējams identificēt.

Tajā pašā laikā ne visas ekonometrijas novitātes ir droši lietojamas PKE novērtēšanai Latvijas gadījumā. Piemēram, atteikšanās no mēroga efekta nepastāvēšanas ierobežojuma ražošanas funkcijā pat ja tas nav statistiski nozīmīgs, vai endogēna KFP iekļaušana, kas Latvijas gadījumā īso laikrindu un spēcīgo ekonomikas ciklu dēļ var dot nekorektus rezultātus.

Attiecībā uz IIE novērtēšanu var secināt, ka paneļdatu regresijas izmantošana ir piemērots rīks, jo ļauj ņemt vērā gan atšķirības starp nozarēm, gan savstarpējo sakarību izmaiņas laikā. Tomēr ņemot vērā, ka statistiskie dati par vietējām investīcijām precīzāki un ticamāki ir gada nevis ceturkšņa griezumā, nākotnē – līdz ar garāku laika rindu pieejamību – modelī ieteicams izmantot gada datus.

Statistiskais virziens

No statistikas virziena, PKE vērtību var ietekmēt statistisko datu pārrēķins. Piemēram, pētījuma veikšanas brīdī nebija pieejami uz 2011.gada tautas skaitīšanas rezultātiem koriģēti nodarbinātības dati. CSP plāno veikt attiecīgo korekciju 2014.gada pirmajā pusē. Šajā gadījumā nodarbinātības datu pāreja uz oficiālo statistikas datu avotu var nebūtiski mainīt PKE novērtējumu. Tāpat ar laiku var tikt attīstīta fiziskā kapitāla atspoguļojums nacionālos kontos, kas var izmainīt pētījumā veiktos pieņēmumus par fiziskā kapitāla dinamiku. Ar laiku uzlabojoties statistisko datu kvalitātei, pāreja uz jauniem rādītājiem un statistikas datu avotiem ir pat vēlama. Tomēr par galveno iemeslu šādai pārejai jāpaliek mērķim iekļaut ekonometriskajā modelī ticamākus un precīzākus datus, nevis nodoms mākslīgi mainīt PKE novērtējumu. Piemēram, 4. nodaļā ir parādīts kā mainās PKE retrospektīvais novērtējums atkarībā no pieņēmumiem par fiziskā kapitāla uzkrāšanu. Nav pieļauts izmantot tādu pieņēmumu

⁵⁷ Atrast tādu mainīgo tika mēģināts arī šī pētījuma ietvaros, bet tas nebija iekļauts ziņojumā.

kombināciju, kas, lai gan šķiet mazāk reāla no analītiskā skatupunkta, ļauj maksimizēt (vai minimizēt) PKE novērtējumu.

Atjaunojot ES fondu datubāzes IIE novērtējumam, rekomendējams pamatā balstīties uz VIS datu bāzi, kas ļauj ātri un ērti iegūt informāciju pietiekami detalizēti un vienotā, standartizētā formātā. 2014.–2020.gada plānošanas perioda plānošanas darbi vēl turpinās, tiek aktualizēti nozaru ministriju piedāvājumi, līdz ar to prognozētā finansējuma rindas varēs precizēt pēc saskaņošanas procesa beigām.

Makroekonomiskais virziens

PKE un IIE rādītāju prognoze liecina, ka straujāka tautsaimniecības attīstība varētu veicināt augstāko PKE un zemāko IIE. Tādējādi tautsaimniecības izaugsmes tempu paātrinājums virs optimistiskā scenārija līmeņa (IKP ikgadējais kāpums 6% apmērā) var PKE vērtību ne tikai noturēt pašreizējā līmenī, bet pat palielināt. Savukārt IIE vērtība varētu samazināties zem vēsturiski vidējā līmeņa. Tomēr labs nodoms īstenot tautsaimniecības izaugsmes tempu paātrinājumu var tautsaimniecībai ilgtermiņā nest zaudējumus ja šī izaugsme nebūs sabalansēta, t.i., to laikā akumulēsies iekšējās un ārējās nelīdzsvarotības (piem., algas kāpums virs darba ražīguma pieauguma, neilgtspējīgi liels tekošā konta deficīts un kreditēšanas pieaugums). Tādējādi īslaicīgs tautsaimniecības attīstības paātrinājums var ilgtermiņā attīstību palēnināt. Vajadzīgs ir potenciālā ražošanas apjoma pieauguma tempu paaugstinājums, kas veicams ne tikai piesaistot jaunas ražošanas faktoru vienības, bet arī intensīvāk izmantojot jau esošus resursus.

Piemēram, Latvijai joprojām ir būtisks potenciāls palielināt ražošanas jaudu noslodzi, jo, lai gan patlaban tā ir tuva vēsturiski augstākajam līmenim, tā joprojām būtiski atpaliek no ES vidējā līmeņa. Liels potenciāls Latvijai ir arī dabiskā bezdarba līmeņa (proti, bezdarba strukturālās komponentes) samazināšanā, kas vēsturiski būtiski pārsniedz ES valstu rādītāju. Turklāt lai arī līdzdalības līmenis patlaban ir augstāks par Latvijas vēsturiski vidējo rādītāju, tas joprojām atpaliek no ES vidējā un ir ievērojami zemāks par Ziemeļu reģiona ES valstu rādītājiem.

Mikroekonomiskais virziens

Mikroekonomiskais PKE un IIE regulēšanas virziens ietver investīciju projektu izvēli. Pašsaprotami ir, ka gan augstāku sabiedrības labklājību, gan augstāku PKE nodrošina nekorumpēta un caurskatāma sabiedrībai svarīgu projektu atlase un realizācija. Tomēr pastāv gadījumi, kad PKE maksimizācijas mērķis ir pretrunā ar sabiedrības labklājības maksimizācijas mērķi un šajā gadījumā priekšroka ir dodama sabiedrības labklājības maksimizācijas mērķim.

Warner (2013) secina, ka optimāla valdības rīcība būtu no projektiem, kurus nevar uzņemties privātais sektors, īstenot projektus ar vislielāko sabiedrisko atdevi (par atdeves mērogu šeit un tālāk domāts *internal rate of return* – procentu likme, pie kuras nākotnē sagaidāmo derīguma plūsmu šodienas vērtība ir nulle). Tieši šāda izvēle maksimizētu sabiedrības labklājību.

Tomēr reālajā dzīvē ir pamats sagaidīt pozitīvo korelāciju starp projektu sabiedrisko un privāto atdevi, proti, jo vērtīgāks projekts ir sabiedrībai, jo pastāv lielāka varbūtība, ka privātajam sektoram ir izdevīgi finansēt šo projektu. Tāpēc valdība, salīdzinot ar optimālo rīcību, var paaugstināt PKE, uzsākot konkurenci ar privāto sektoru par ienesīgāku projektu realizāciju. Turklāt, tas samazinās arī privātā kapitāla elastību, vēl vairāk palielinot publiskā kapitāla relatīvo produktivitāti. Bet šāda rīcība samazina sabiedrības labklājību, jo publiskās investīcijas izspiež (un nevis papildina) privātās gadījumā, kad privātās investīcijas sabiedrībai būtu izdevīgākas (kaut vai tāpēc, ka publiskās investīcijas tiek finansētas no nodokļiem, kas deformē privāto izvēli).

Tādējādi optimālā valdības rīcība no mikroekonomikas skatupunkta paredz apzināti neizvēlēties visienesīgākos projektus, ja tos var īstenot privātais sektors. Šai rīcībai mēdz būt politiski ierobežojumi, piemēram, salīdzinoši zema PKE vērtība, kā arī zema publiskā kapitāla atdeve uz vienu ieguldīto latu, salīdzinot ar privātajām investīcijām. Tas arī bez objektīviem PKE novērtēšanas modeļiem, var radīt sabiedrības noskaņojumu par publisko investīciju zemu efektivitāti un sašutumu par to, ka it kā korupcijas dēļ netiek īstenoti visienesīgākie projekti.

Līdzīgi, optimāla rīcība būtu ar ES fondiem finansēt tikai tos projektus, kas nevar tikt finansēti no iekšējiem (privātiem un publiskiem) resursiem. Tādējādi IIE minimizācija varētu paaugstināt sabiedrības labklājību. Tomēr arī šādai rīcībai pastāv politiskais ierobežojums, jo, ja ES fondu līdzekļi nekonkurēs ar iekšējo finansējumu par visienesīgākiem projektiem, tas var rādīt sabiedrības noskaņojumu par nepietiekami labu ar ES fondiem finansēto projektu atlasī.

Secinot, lai gan PKE rādītājs ir svarīgs no politikas plānošanas un prognozēšanas viedokļa, tas diez vai var kalpot par vienu no publiskā sektora mērķa rādītājiem. No mikroekonomikas viedokļa, mērķis maksimizēt PKE var piespiest ierēdņus pastiprināt konkurenci ar privāto sektoru par ienesīgāku projektu īstenošanu. No statistikas un ekonometrijas viedokļa, vienmēr pastāv risks PKE novērtēšanā izmantot tādas statistisku datu avotus, ekonometriskus modeļus un pieņēmumus, kas nav reāli, bet maksimizē PKE vērtību. Visbeidzot, no makroekonomikas viedokļa, PKE vērtības maksimizācijas mērķis var izpausties neilgtspējīgā ekonomikas izaugsmē.

Turpretī IIE minimizācija varētu paaugstināt sabiedrības labklājību, tādējādi tā var kalpot par vienu no publiskā sektora mērķa rādītājiem. Tomēr arī šeit (līdzīgi kā PKE gadījumā) pastāv politiskais ierobežojums: ja ES fondu līdzekļi nekonkurēs ar vietējo finansējumu (attiecīgi ja publiskās investīcijas nekonkurēs ar privātajām) par ienesīgāko projektu realizāciju, tas var rādīt sabiedrības noskaņojumu par ES fondu līdzekļu (publisko investīciju) zemu efektivitāti un korupcijas izplatību.

Balstoties uz pētījuma rezultātiem, autori piedāvā sekojošas **rekomendācijas PKE un IIE novērtēšanas pieejas ieviešanai praksē:**

1. Precizēt PKE retrospektīvo novērtējumu pēc tam, ka CSP koriģēs nodarbinātības datus saskaņā ar 2011.gada tautas skaitīšanas rezultātiem. Šajā gadījumā mainīgā $L \cdot U^L$ vietā (sk. formulu (3)) izmantojams nostrādāto stundu skaits pēc nacionālo kontu datiem.
2. Regulāri precizēt PKE un IIE retrospektīvo novērtējumu un prognozi. Autori uzskata, ka tas ir veicams vienu reizi divu gadu laikā. Visērtāk to darīt aprīlī, jo publisko investīciju dati par iepriekšējā gada 4.ceturksni parasti ir pieejami marta beigās.

IZMANTOTĀS LITERATŪRAS UN AVOTU SARAKSTS

Likumi, makroekonomiskās politikas plānošanas dokumenti, stratēģijas, informatīvie ziņojumi:

Darba likums. Pieejams internetā: <http://likumi.lv/doc.php?id=26019> [skatīts 26.08.2013]

Latvijas Konverģences Programma 2013–2016. Latvijas Republikas Finanšu Ministrija, 2013. gada aprīlis. Pieejams internetā: http://ec.europa.eu/europe2020/pdf/nd/cp2013_latvia_lv.pdf [skatīts 26.08.2013]

Informatīvais Ziņojums par darba tirgus vidēja un ilgtermiņa prognozēm. Latvijas Republikas Ekonomikas Ministrija, 2013. gada jūnijs. Pieejams internetā: http://www.em.gov.lv/images/modules/items/tsdep/darba_tirgus/EMZino_260612_full.pdf [skatīts 26.08.2013]

Literatūra:

- **Alegre, J.G.**, 2012. An evaluation of EU regional policy: Do Structural Actions crowd out Public Spending? *Public Choice*, Vol.151–1, p. 1–21
- **Aschauer D.A.** Do states optimize? Public capital and economic growth. *Annals of Regional Science*. Volume 34 (2000), p. 343–363.
- **Aschauer D.A.** Is Public Expenditure Productive? *Journal of Monetary Economics*. Volume 23 (1989), p.177–200.
- **Baltijas Starptautiskais Ekonomikas Politikas Studiju Centrs (BICEPS)**, 2008. „EU Funds Macroeconomic Impact Assessment. Second Stage report”, Contract No. FM 2007/ERAF – 5.2.3. – 2, http://www.esfondi.lv/upload/Petijumi_un_izvertējumi/Phase_2_report_final_020708.pdf
- **Banarjee, B.H., Marcellino, M., Osbat, C.**, 2005. Testing for PPP: should we use panel methods? *Empirical Economics*, Vol. 30, p. 77–91.
- **Barro R.** Government spending in a simple model of endogenous growth. *National Bureau of Economic Research (NBER) working paper #2588*, 1991. 39 pages. Pieejams internetā: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=273578 [skatīts 29.04.2013]
- **Beddies C.H.** Investment, Capital Accumulation and Growth: Some Evidence from the Gambia 1964–98. *International Monetary Fund Working Paper # 99 / 117*, 32 pages; 1999.
- **Bems R., Johnson K.** Trade Deficits in the Baltic States: How Long Will the Party Last? *Sveriges Riksbank Working Paper No. 186*. (2005). 43 pages.
- **Bom P.R.D., Ligthart J.E.** *How Productive is Public Capital? A Meta-Analysis*. CESifo Working Paper No. 2206 (2008).

- **Bradley, J., Kearney, I. Morgenroth, E.**, 2000. Ex-ante Analysis of the Economic Impact of Pre-accession Structural Funds: A Model-based Methodology for Latvia, *The Economic and Social Research Institute (ESRI)*, Dublin.
- **Bradley, J., Untiedt, G.**, 2008. EU Cohesion Policy and "Conditional" Effectiveness: What do cross-section regressions tell us? GEFRA WP-2008/4, p. 20
<http://www.gefra-muenster.org/downloads/doc/GEFRA-WP-4-2008.pdf>
- **Buiter, W.H.**, 1977. "Crowding out" and the Effectiveness of Fiscal Policy, *Journal of Public Economics*, Vol.7-3, June, pp. 309-328
- **Cheng K.C.** Growth and Recovery in Mongolia During Transition. *International Monetary Fund Working Paper # 03 / 217*, 26 pages; 2003.
- **De la Fuente, A., Vives, X., Dolado, R., Faini, R.**, 1995. Infrastructure and education as instruments of regional policy, evidence of Spain. *Economic Policy*, Vol. 10, No. 20, pp. 13-51
- **Del Bo, C., Florio, M., Sirtori, E., Vignetti, S.**, 2011. Additionality and Regional Development: are EU Structural Funds Complements or Substitutes of National Public Finance?, *Centre of Industrial Studies WP.N.01 / 2011*, p. 28 http://www.csilmilano.com/docs/WP2011_01.pdf
- **Denis C., Grenouilleau D., Mc.Morrow K., Roger W.** Calculating Potential Growth Rates and Output Gaps. *European Commission Economic Paper # 247*, 2006. 107 pages.
- **Dubra E., Purmalis K., Junga E., Kasalis E., Piņķe G., Milča N., Šmatkova I., Kristaps G., Popova A., Vanags I., Zvidriņš P., Bērziņš A., Lešinskis K., Roba R., Mūkina I., Pļevako T., Revina I., Gulbe M., Tkačevs O., Meļihovs A.** Detalizēts darbaspēka un darba tirgus pētījums tautsaimniecības sektoros. Eiropas Savienības Struktūrfondu Nacionālā Programma "Darba tirgus pētījumi", projekts "Labklājības Ministrijas Pētījumi", Nr. VPD1/ESF/NVA/04/NP/3.1.5.1/0001/0003. Latvijas Universitāte, 2007. Ipp. 224. Pieejams internetā:http://www.lm.gov.lv/upload/darba_tirgus/darba_tirgus/petijumi/darbaspeka_darba_tirgus.pdf [skatīts 29.04.2013]
- **Ederveen, S, Gorter, J, de Mooij, R and Nahuis, R**, 2003. Funds and Games: the Economics of EU Cohesion Policy, *European Network of Economic Policy Research Institutes, Occasional Paper No. 3*/October 2003 http://aei.pitt.edu/1965/1/ENEPR1_OP3.pdf
- **Epstein N., Macchiarelli C.** Estimating Poland's Potential Output: a Production Function Approach. *International Monetary Fund Working Paper #10/15*, 20 pages; 2010.
- **Evans P., Karras G.** Are Government Activities Productive? Evidence From a Panel of U.S. States. *The Review of Economics and Statistics*. Vol. 76 (1994), Issue 1, pp. 1 - 11.
- **Fadejeva L., Meļihovs A.** Latvijas tautsaimniecības nozaru kopējās produktivitātes un faktoru izmantošanas novērtējums. *Latvijas Bankas pētījums #3 / 2009*. Ipp. 39.
- **Garcia - Mila, T., McGuire, T.**, 2001. Do Interregional Transfers Improve the Economic Performance of Poor Regions? The Case of Spain, *International Tax and Public Finance*, Springer, vol. 8(3), pp. 281-296.
- **Gupta S., Kangur A., Papageorgiou C., Wane A.** Efficiency-Adjusted Public Capital and Growth. *International Monetary Fund Working Paper # 11/217*, 35 pages; 2011.

- **Hassan, S., Othman, Z., Karim, M.Z.A.**, 2011. Private and Public Investment in Malaysia: A Panel Tome – Series Analysis. *International Journal of Economics and Financial Issues*, Vol. 1, No.4, 2011, pp.199–210
- **Henderson, D. J., Kumbhakar, S. C.** Public and Private Capital Productivity Puzzle: A Nonparametric Approach. *State University of New York at Binghamton*, 2005. 25 p.
- **Holtz-Eakin, D.** Public–sector Capital and the Productivity Puzzle. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 76 (1994), Issue 1, pp. 12–21.
- **in't Veld, J.**, 2007. The Potential Impact of the Fiscal Transfers under the EU Cohesion Policy programme. *European Economy: Economic Papers* no. 283, p. 29
- **Kamps C.** New Estimates of Government Net Capital Stocks for 22 OECD Countries 1960–2001, *International Monetary Fund Working Paper # 04/67*, 39 pages; 2004.
- **Kazāks M., Kūle L., Strašuna L.** Vai Latvijai ir nepieciešama darbaspēka imigrācija? *Hansabankas analītiskās diskusijas materiāli* (2006. gada 15. jūnijs); 19 lpp.
- **Khadharoo, J., Seetanah, B.** New evidences on the link between public capital and economic growth from a small island economy. *University of Mauritius*, 2000. 22 pages
- **Krasnopjorovs O.** Is private capital more productive than public capital? Evidence from Latvia 1995 – 2009. *Economic Studies*. Issue No. 3 / 2011. pp. 168–180. 2011. gads
- **Krasnopjorovs O.** Latvijas ekonomikas izaugsmi noteicošie faktori. *Promocijas darbs tautsaimniecības doktora (Dr.oec.) grāda iegūšanai*. Zinātniskais vadītājs: prof. I. Revina. Latvijas Universitāte, 2013.
- **Krasnopjorovs O.** Privātā un sabiedriskā kapitāla nozīme Latvijas ekonomikas izaugsmē. *Latvijas Universitātes zinātniskie raksti No.744. Ekonomika*. lpp.228–239. 2009. gads
- **Ligthart, J. E.** Public Capital and Output Growth in Portugal: An Empirical Analysis. *European Review of Economics and Finance*, Vol. 1, pp. 3–30. 2002. gads.
- **Lolos, S. E. G.** 2001. The Macroeconomic Effect of EU Structural Transfers on the Cohesion Countries and Lessons for the CEECs, IIASA, *Interim Report IR-01-044/October*.
- **Macdonald, R.** An Examination of Public Capital's Role in Production. *Statistics Canada – Catalogue No. 11F0027Mn no. 050*, 2008. 49 p.
- **Meļihovs A.** Latvijas IKP īstermiņa ekonometriskā prognozēšana. *Promocijas darbs tautsaimniecības doktora (Dr.oec.) grāda iegūšanai*. Zinātniskais vadītājs: prof. I. Revina. Latvijas Universitāte, 2010.
- **Meļihovs A.** Tehnoloģiskais progress Latvijā: Koba–Duglasa ražošanas funkcijas lineārā un nelineārā modelēšana. *Latvijas Universitātes Raksti*, 2007. 718. sēj. Ekonomika VI, 269. – 274. lpp.

- **Meļihovs, A., Dāvidsons, G.** Ražošanas progresa un cilvēkkapitāla nozīme Latvijas tautsaimniecības izaugsmes nodrošināšanā. *Latvijas Bankas pētījums*, 1 / 2006. 31 lpp.
- **Naqvi N.** Is Public Capital More Productive than Private Capital? Macroeconomic Evidence from Pakistan, 1965–2000. *University of Durham*, 2003. 23 pages. Pieejams internetā: <http://cosmic.rrz.uni-hamburg.de/webeat/hwwa/edoko4/f10398g/wp0303.pdf> [skatīts 29.04.2013]
- **Park J., Ryu H.K.** Accumulation, technical change, and increasing returns in the economic growth of East Asia. *Journal of Productivity Analysis*, Volume 25 (2006), pp. 243 – 255.
- **Paula D., Titarenko D.** Latvijas ekonomikas konkurētspēja un investīciju nozīme tās vecināšanā. *Latvijas Universitātes Ekonomikas un Vadības Fakultātes monogrāfija* profesores E. Dubras redakcijā. 166 lapas. Latvijas Universitāte, 2009.
- **Payne, A.A.**, 2009. Does Government Funding Change Behaviour? An Empirical Analysis of Crowd-Out, NBER „*Tax Policy and the Economy*”, Vol. 23, pp. 159–184. <http://www.nber.org/chapters/c10574>
- **Purmalis K.** Latvijas darba tirgus analīze un tā attīstības perspektīvas. *Promocijas darbs tautsaimniecības doktora (Dr.oec.) grāda iegūšanai*. Zinātniskais vadītājs: prof. R. Škapars. Latvijas Universitāte, 2011.
- **Room (Hinnosaar) M.** Potential output estimates for Central and East European countries using production function method. Igaunijas Centrālās Bankas pētījums # 2 / 2001. 23 pages.
- **Stikuts, D.** Latvijas faktiskā un potenciālā ražošanas apjoma starpības: aprēķins un lietojums. *Latvijas Bankas pētījums*, 2 / 2003. 24 lpp.
- **Tahari A., Ghura D., Akitoby B., Brou Aka E.** Sources of Growth in Sub-Saharan Africa. *International Monetary Fund Working Paper # 04 / 176*, 30 pages; 2004.
- **Titarenko D.** Investīcijas kā Latvijas ekonomikas izaugsmes faktors. *Promocijas darbs tautsaimniecības doktora (Dr.oec.) grāda iegūšanai*. Zinātniskais vadītājs: prof. E. Dubra. Latvijas Universitāte, 2008.
- **Tron, Z.**, 2009. Examining the Impact of European Regional Policy, Institute for World Economics Hungarian Academy of Sciences WP 188, p. 21 <http://pdc.ceu.hu/archive/00005895/01/wp-188.pdf>
- **Vanags A., Bems R.** The Baltic Growth Acceleration: Is It Sustainable? *Baltic International Center for Economic Policy Studies (BICEPS) Working Paper* (2005). 35 pages.
- **Varga J., in't Veld, J.**, 2011. A Model Based Analysis of the Impact of Cohesion Policy Expenditure 2000–06: Simulations with the Quest III Endogenous R&D Model. *Economic Modelling Vol. 28*, p. 647 –663
- **Vetlov I.** Economic Growth Accounting in the Baltics. *Lietuvas Bankas pētījums #3 / 2003*.
- **Warner A.M.** A Framework for Efficient Government Investment. *International Monetary Fund Working Paper # 13 / 58*, 21 pages; 2013.

- **Wostner, P., Šlander, S., 2009.** The Effectiveness of EU Cohesion Policy Revised: Are EU Funds Really Additional? EPRC nr.69, p. 26

http://www.eprc.strath.ac.uk/eprc/documents/PDF_files/EPRP_69_The_Effectiveness_of_EU_Cohesion_Policy_Revisited.pdf

PIELIKUMI

PKE retrospektīvā novērtējuma rezultāti ar neierobežoto modeli

Table: APP1_UNRESTRICTED_MODEL Workfile: PUBLIC CAPITAL ELASTICITY_FINAL::model\										
View	Proc	Object	Print	Name	Edit+/-	CellFmt	Grid+/-	Title	Comments+/-	
Appendix 1: unrestricted model										
		A		B		C		D	E	F
1		Dependent Variable: KPV_SA								
2		Method: Least Squares								
3		Date: 08/27/13 Time: 12:05								
4		Sample: 1995Q1 2013Q1								
5		Included observations: 73								
6		KPV_SA=C(1)+C(2)*K_PRIV_USE_SA+C(3)*K_PUB_STOCK_SA+C(4)								
7		*L_SA+C(5)*TFP_CALIBRATED								
8										
9				Coefficient		Std. Error		t-Statistic		Prob.
10										
11		C(1)		-0.793421		0.579818		-1.368396		0.1757
12		C(2)		0.218817		0.031727		6.896912		0.0000
13		C(3)		0.072778		0.010721		6.788342		0.0000
14		C(4)		0.729612		0.035291		20.67391		0.0000
15		C(5)		0.010522		0.000815		12.90682		0.0000
16										
17		R-squared		0.996464		Mean dependent var		14.07649		
18		Adjusted R-squared		0.996256		S.D. dependent var		0.280780		
19		S.E. of regression		0.017180		Akaike info criterion		-5.224153		
20		Sum squared resid		0.020069		Schwarz criterion		-5.067272		
21		Log likelihood		195.6816		Hannan-Quinn criter.		-5.161633		
22		F-statistic		4791.144		Durbin-Watson stat		1.453876		
23		Prob(F-statistic)		0.000000						
24										
25										

Mēroga efekta klātbūtnes noteikšana PKE retrospektīvā novērtēšanas modelī

Table: APP2_WALD_SCALE_EFFECT Workfile: PUBLIC CAPITAL ELASTICITY_FINAL::model\									
View	Proc	Object	Print	Name	Edit+/-	CellFmt	Grid+/-	Title	Comments+/-
Appendix 2: Wald test on scale effect presence									
		A		B		C		D	E
1	Wald Test:								
2	Equation: EQ_UNRESTRICTED								
3									
4	Test Statistic		Value		df		Probability		
5									
6	t-statistic		0.513938		68		0.6090		
7	F-statistic		0.264132		(1, 68)		0.6090		
8	Chi-square		0.264132		1		0.6073		
9									
10									
11	Null Hypothesis: C(2)+C(3)+C(4)=1								
12	Null Hypothesis Summary:								
13									
14	Normalized Restriction (= 0)				Value		Std. Err.		
15									
16	-1 + C(2) + C(3) + C(4)				0.021207		0.041263		
17									
18	Restrictions are linear in coefficients.								
19									

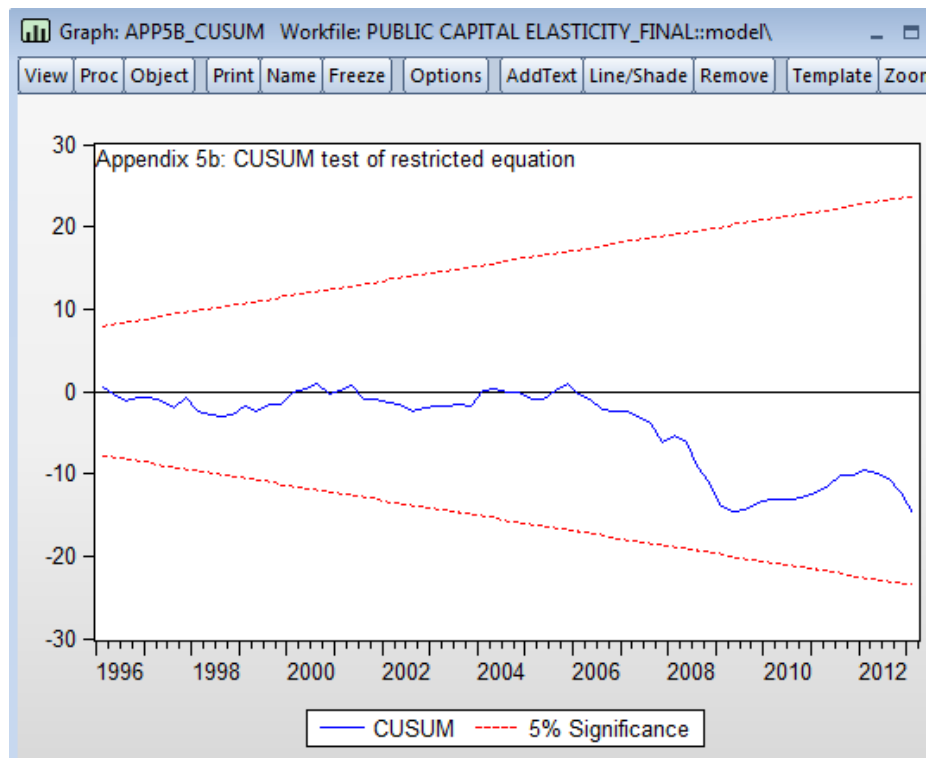
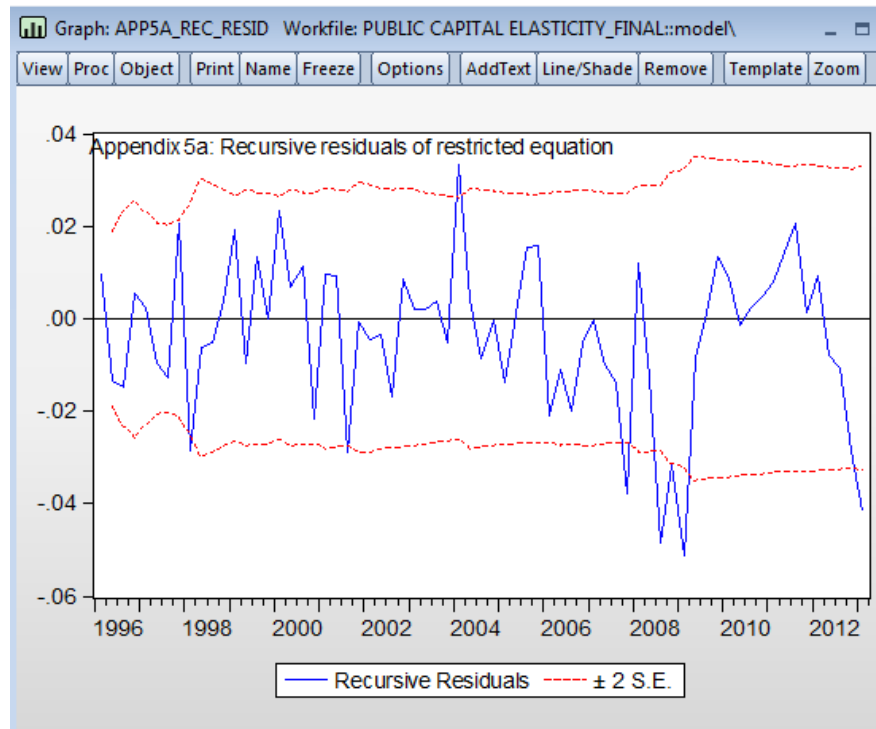
PKE retrospektīvā novērtējuma rezultāti modelī bez TFP procesa

Table: APP3_NO_TFP Workfile: PUBLIC CAPITAL ELASTICITY_FINAL::model\									
View	Proc	Object	Print	Name	Edit+/-	CellFmt	Grid+/-	Title	Comments+/-
Appendix 3: no TFP unrestricted equation									
		A	B	C	D	E			
1	Dependent Variable: KPV_SA								
2	Method: Least Squares								
3	Date: 08/27/13 Time: 11:58								
4	Sample: 1995Q1 2013Q1								
5	Included observations: 73								
6	KPV_SA=C(1)+C(2)*K_PRIV_USE_SA+C(3)*K_PUB_STOCK_SA+C(4)								
7	*L_SA								
8									
9			Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.			
10									
11		C(1)	-3.920754	0.971275	-4.036710	0.0001			
12		C(2)	0.619027	0.012385	49.98374	0.0000			
13		C(3)	0.048290	0.019456	2.481993	0.0155			
14		C(4)	0.555934	0.060156	9.241481	0.0000			
15									
16	R-squared		0.987803	Mean dependent var		14.07649			
17	Adjusted R-squared		0.987272	S.D. dependent var		0.280780			
18	S.E. of regression		0.031677	Akaike info criterion		-4.013236			
19	Sum squared resid		0.069235	Schwarz criterion		-3.887731			
20	Log likelihood		150.4831	Hannan-Quinn criter.		-3.963220			
21	F-statistic		1862.660	Durbin-Watson stat		1.057018			
22	Prob(F-statistic)		0.000000						
23									
24									

KPV un publiskā kapitāla kointegrācijas pārbaude

View	Proc	Object	Print	Name	Edit+/-	CellFmt	Grid+/-	Title	Comments+/-
Table: APP4_JOHANSEN Workfile: PUBLIC CAPITAL ELASTICITY_FINAL::model\									
Appendix 4: Johansen cointegration test (gross value added; public capital)									
		A		B		C		D	E
1	Date: 08/27/13 Time: 12:03								
2	Sample (adjusted): 1995Q4 2013Q1								
3	Included observations: 70 after adjustments								
4	Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)								
5	Series: KPV_SA K_PUB_STOCK_SA								
6	Lags interval (in first differences): 1 to 2								
7									
8	Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)								
9									
10	Hypothesized				Trace		0.05		
11	No. of CE(s)		Eigenvalue		Statistic		Critical Value		Prob.**
12									
13	None *		0.284570		29.10599		25.87211		0.0191
14	At most 1		0.077740		5.664961		12.51798		0.5040
15									
16	Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level								
17	* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level								
18	**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values								
19									
20	Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)								
21									
22	Hypothesized				Max-Eigen		0.05		
23	No. of CE(s)		Eigenvalue		Statistic		Critical Value		Prob.**
24									
25	None *		0.284570		23.44102		19.38704		0.0122
26	At most 1		0.077740		5.664961		12.51798		0.5040
27									
28	Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level								
29	* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level								
30	**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values								

PKE retrospektīvā novērtējuma ierobežotā modeļa raksturojums



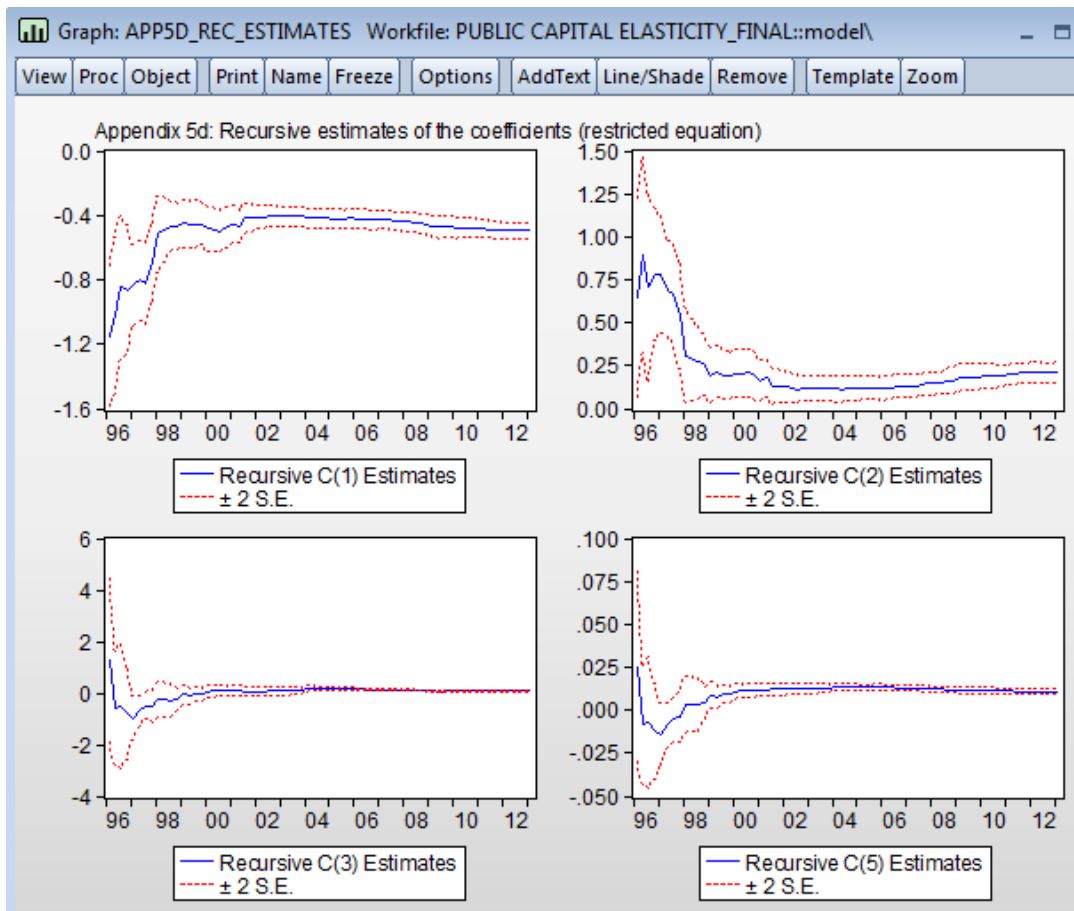
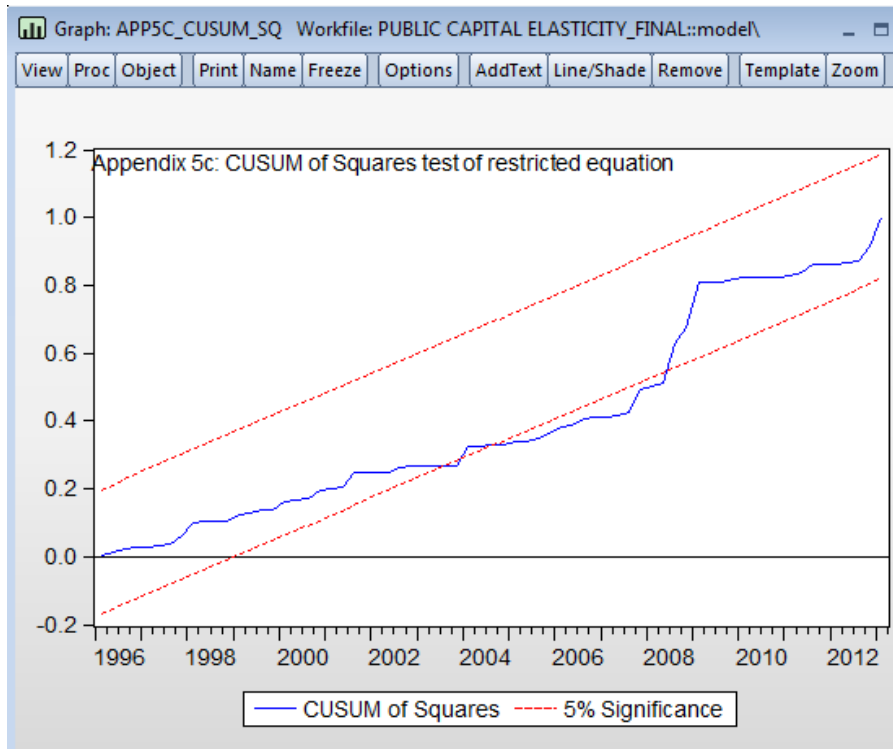


Table: APP5E_COR_RESID Workfile: PUBLIC CAPITAL ELASTICITY_FINAL::model\									
View	Proc	Object	Print	Name	Edit+/-	CellFmt	Grid+/-	Title	Comments+/-
Appendix 5e: correlogram of residuals (restricted equation)									
	A	B	C	D	E	F	G		
1	Date: 08/20/13 Time: 13:06								
2	Sample: 1995Q1 2013Q1								
3	Included observations: 73								
4									
5	Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob			
6									
7			1	0.238	0.238	4.3003	0.038		
8			2	0.200	0.152	7.3716	0.025		
9			3	0.067	-0.010	7.7273	0.052		
10			4	-0.027	-0.075	7.7867	0.100		
11			5	0.019	0.033	7.8147	0.167		
12			6	-0.150	-0.154	9.6594	0.140		
13			7	-0.017	0.044	9.6844	0.207		
14			8	-0.277	-0.263	16.155	0.040		
15			9	-0.021	0.121	16.192	0.063		
16			10	-0.185	-0.178	19.150	0.038		
17			11	-0.065	0.055	19.525	0.052		
18			12	-0.135	-0.194	21.166	0.048		
19			13	-0.189	-0.057	24.431	0.027		
20			14	-0.051	-0.093	24.673	0.038		
21			15	-0.048	0.108	24.891	0.051		
22			16	0.208	0.092	29.036	0.024		
23			17	-0.041	-0.088	29.197	0.033		
24			18	0.054	-0.090	29.488	0.043		
25			19	-0.229	-0.316	34.815	0.015		
26			20	-0.115	-0.061	36.173	0.015		
27			21	0.088	0.135	36.986	0.017		
28			22	-0.117	-0.133	38.464	0.016		
29			23	0.081	0.038	39.187	0.019		
30			24	0.010	0.051	39.199	0.026		
31			25	0.144	-0.010	41.567	0.020		
32			26	0.038	-0.042	41.738	0.026		
33			27	0.128	-0.011	43.681	0.022		
34			28	0.122	0.095	45.502	0.020		
35			29	-0.055	-0.098	45.874	0.024		
36			30	-0.001	-0.109	45.874	0.032		
37			31	-0.098	-0.103	47.115	0.032		
38			32	0.042	-0.062	47.355	0.039		
39									

Table: APP5F_COR_RESID_SQ Workfile: PUBLIC CAPITAL ELASTICITY_FINAL::model\									
View	Proc	Object	Print	Name	Edit+/-	CellFmt	Grid+/-	Title	Comments+/-
Appendix 5f: correlogram of squared residuals (restricted equation)									
		A		B	C	D	E	F	G
1	Date: 08/20/13 Time: 13:09								
2	Sample: 1995Q1 2013Q1								
3	Included observations: 73								
4									
5		Autocorrelation		Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
6									
7					1	0.042	0.042	0.1355	0.713
8					2	0.094	0.092	0.8162	0.665
9					3	-0.140	-0.149	2.3538	0.502
10					4	0.146	0.155	4.0393	0.401
11					5	-0.062	-0.056	4.3478	0.501
12					6	0.041	0.002	4.4859	0.611
13					7	-0.059	-0.008	4.7716	0.688
14					8	-0.086	-0.132	5.3957	0.715
15					9	-0.059	-0.013	5.6948	0.770
16					10	-0.103	-0.110	6.6237	0.760
17					11	-0.126	-0.134	8.0165	0.712
18					12	-0.063	-0.013	8.3693	0.756
19					13	0.134	0.135	10.000	0.694
20					14	-0.141	-0.178	11.840	0.619
21					15	-0.098	-0.099	12.748	0.622
22					16	0.146	0.255	14.798	0.539
23					17	0.058	-0.079	15.126	0.586
24					18	-0.003	-0.048	15.126	0.653
25					19	-0.016	0.042	15.152	0.713
26					20	0.102	0.035	16.234	0.702
27					21	0.000	-0.010	16.234	0.756
28					22	-0.006	-0.093	16.238	0.804
29					23	0.025	0.073	16.304	0.842
30					24	0.087	0.139	17.149	0.842
31					25	-0.041	-0.150	17.344	0.869
32					26	0.141	0.147	19.662	0.807
33					27	-0.104	0.020	20.955	0.788
34					28	0.071	0.045	21.575	0.801
35					29	0.091	0.081	22.614	0.794
36					30	0.165	0.157	26.101	0.670
37					31	-0.061	0.045	26.592	0.692
38					32	-0.003	-0.095	26.594	0.737
39									

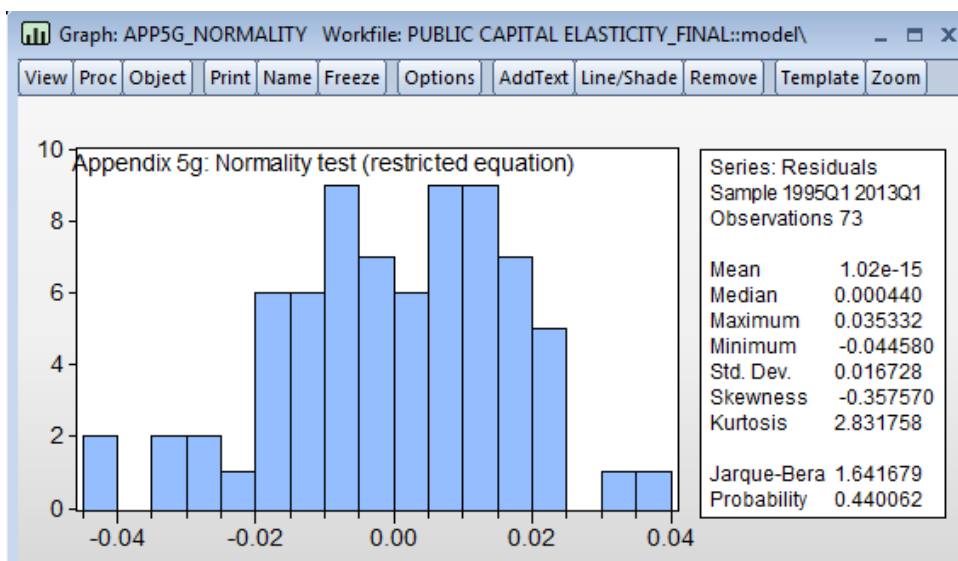


Table: APP5H_LAG1 Workfile: PUBLIC CAPITAL ELASTICITY_FINAL::model\									
View	Proc	Object	Print	Name	Edit+/-	CellFmt	Grid+/-	Title	Comments+/-
Appendix 5h_lag1: Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test (Restricted Equation) with 1 lag									
	A	B	C	D	E	F			
1	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:								
2	-----								
3	F-statistic	4.538133	Prob. F(1,68)		0.0368				
4	Obs*R-squared	4.567028	Prob. Chi-Square(1)		0.0326				
5	-----								
6									

Table: APP5H_LAG2 Workfile: PUBLIC CAPITAL ELASTICITY_FINAL::model\									
View	Proc	Object	Print	Name	Edit+/-	CellFmt	Grid+/-	Title	Comments+/-
Appendix 5h_lag2: Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test (Restricted Equation) with 2 lags									
	A	B	C	D	E	F			
1	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:								
2	-----								
3	F-statistic	3.324548	Prob. F(2,67)		0.0420				
4	Obs*R-squared	6.590494	Prob. Chi-Square(2)		0.0371				
5	-----								
6									

Table: APP5H_LAG3 Workfile: PUBLIC CAPITAL ELASTICITY_FINAL::model\									
View	Proc	Object	Print	Name	Edit+/-	CellFmt	Grid+/-	Title	Comments+/-
Appendix 5h_lag3: Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test (Restricted Equation) with 3 lags									
	A	B	C	D	E	F			
1	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:								
2	-----								
3	F-statistic	2.183305	Prob. F(3,66)		0.0983				
4	Obs*R-squared	6.590550	Prob. Chi-Square(3)		0.0862				
5	-----								
6									

Table: APP5H_LAG4 Workfile: PUBLIC CAPITAL ELASTICITY_FINAL::model\									
View	Proc	Object	Print	Name	Edit+/-	CellFmt	Grid+/-	Title	Comments+/-
Appendix 5h_lag4: Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test (Restricted Equation) with 4 lags									
	A	B	C	D	E	F			
1	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:								
2	-----								
3	F-statistic	1.741334	Prob. F(4,65)		0.1516				
4	Obs*R-squared	7.065480	Prob. Chi-Square(4)		0.1325				
5	-----								
6									

Table: APP5I_ARCH_LAG1 Workfile: PUBLIC CAPITAL ELASTICITY_FINAL::model\										
View	Proc	Object	Print	Name	Edit+/-	CellFmt	Grid+/-	Title	Comments+/-	
Appendix 5i: ARCH Heteroskedasticity test (restricted equation) with 1 lag										
				A	B	C	D	E		
1	Heteroskedasticity Test: ARCH									
2										
3	F-statistic				0.154653	Prob. F(1,70)			0.6953	
4	Obs*R-squared				0.158721	Prob. Chi-Square(1)			0.6903	
5										

Table: APP5I_ARCH_LAG2 Workfile: PUBLIC CAPITAL ELASTICITY_FINAL::model\										
View	Proc	Object	Print	Name	Edit+/-	CellFmt	Grid+/-	Title	Comments+/-	
Appendix 5i: ARCH Heteroskedasticity test (restricted equation) with 2 lags										
				A	B	C	D	E		
1	Heteroskedasticity Test: ARCH									
2										
3	F-statistic				0.463612	Prob. F(2,68)			0.6310	
4	Obs*R-squared				0.955107	Prob. Chi-Square(2)			0.6203	
5										

Table: APP5I_BPG Workfile: PUBLIC CAPITAL ELASTICITY_FINAL::model\										
View	Proc	Object	Print	Name	Edit+/-	CellFmt	Grid+/-	Title	Comments+/-	
Appendix 5i: Breusch-Pagan-Godfrey Heteroskedasticity test (restricted equation)										
				A	B	C	D	E		
1	Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey									
2										
3	F-statistic				1.846754	Prob. F(4,68)			0.1300	
4	Obs*R-squared				7.153118	Prob. Chi-Square(4)			0.1280	
5	Scaled explained SS				5.853100	Prob. Chi-Square(4)			0.2104	
6										

Table: APP5I_GLEJSER Workfile: PUBLIC CAPITAL ELASTICITY_FINAL::model\										
View	Proc	Object	Print	Name	Edit+/-	CellFmt	Grid+/-	Title	Comments+/-	
Appendix 5i: Glejser Heteroskedasticity test (restricted equation)										
				A	B	C	D	E		
1	Heteroskedasticity Test: Glejser									
2										
3	F-statistic				1.488107	Prob. F(4,68)			0.2155	
4	Obs*R-squared				5.875768	Prob. Chi-Square(4)			0.2086	
5	Scaled explained SS				5.128685	Prob. Chi-Square(4)			0.2743	
6										

Table: APP5I_HARVEY Workfile: PUBLIC CAPITAL ELASTICITY_FINAL::model\									
View	Proc	Object	Print	Name	Edit+/-	CellFmt	Grid+/-	Title	Comments+/-
Appendix 5i: Harvey Heteroskedasticity test (restricted equation)									
		A		B		C		D	E
1	Heteroskedasticity Test: Harvey								
2	-----								
3	F-statistic			1.024894		Prob. F(4,68)			0.4008
4	Obs*R-squared			4.150773		Prob. Chi-Square(4)			0.3860
5	Scaled explained SS			4.070211		Prob. Chi-Square(4)			0.3966
6	-----								

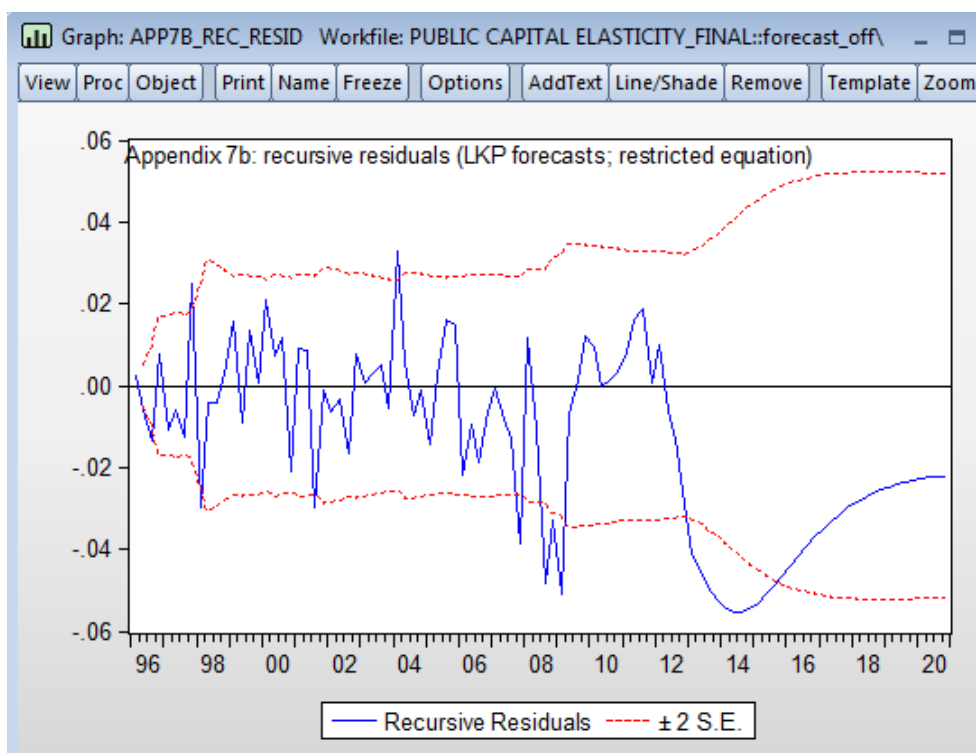
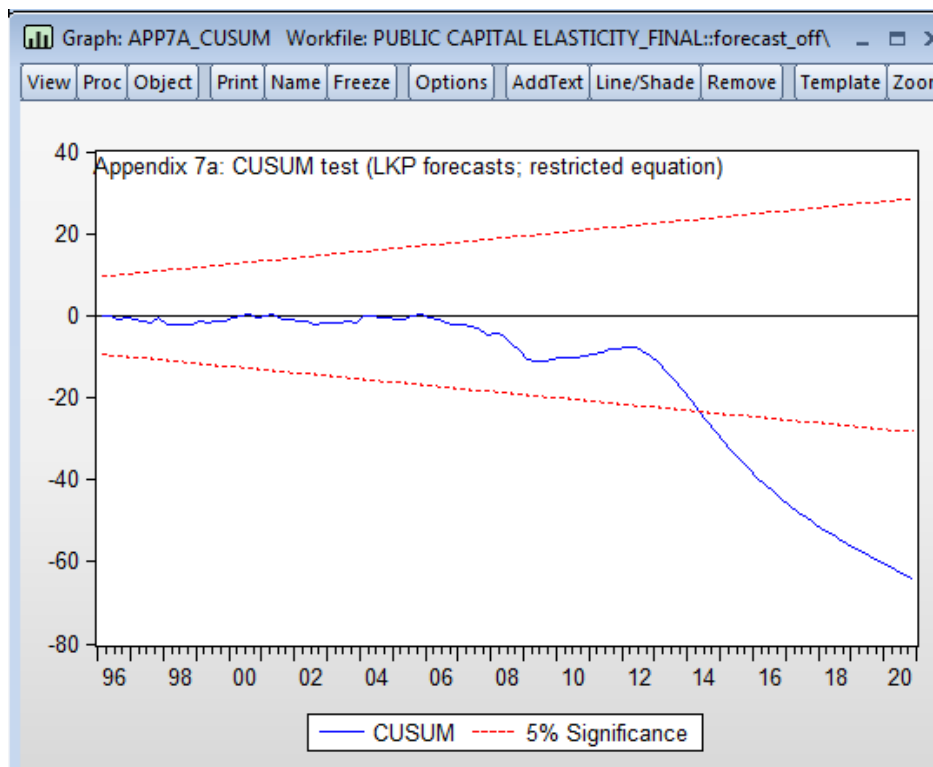
Table: APP5I_WHITE_CROSS Workfile: PUBLIC CAPITAL ELASTICITY_FINAL::model\									
View	Proc	Object	Print	Name	Edit+/-	CellFmt	Grid+/-	Title	Comments+/-
Appendix 5i: White Heteroskedasticity test (restricted equation) with cross terms									
		A		B		C		D	E
1	Heteroskedasticity Test: White								
2	-----								
3	F-statistic			2.025286		Prob. F(13,59)			0.0340
4	Obs*R-squared			22.52462		Prob. Chi-Square(13)			0.0477
5	Scaled explained SS			18.43096		Prob. Chi-Square(13)			0.1418
6	-----								

Table: APP5I_WHITE_NOCROSS Workfile: PUBLIC CAPITAL ELASTICITY_FINAL::model\										
View	Proc	Object	Print	Name	Edit+/-	CellFmt	Grid+/-	Title	Comments+/-	
Appendix 5i: White Heteroskedasticity test (restricted equation) without cross terms										
		A		B		C		D	E	F
1	Heteroskedasticity Test: White									
2	-----									
3	F-statistic			2.191805		Prob. F(4,68)			0.0791	
4	Obs*R-squared			8.336985		Prob. Chi-Square(4)			0.0800	
5	Scaled explained SS			6.821809		Prob. Chi-Square(4)			0.1456	
6	-----									

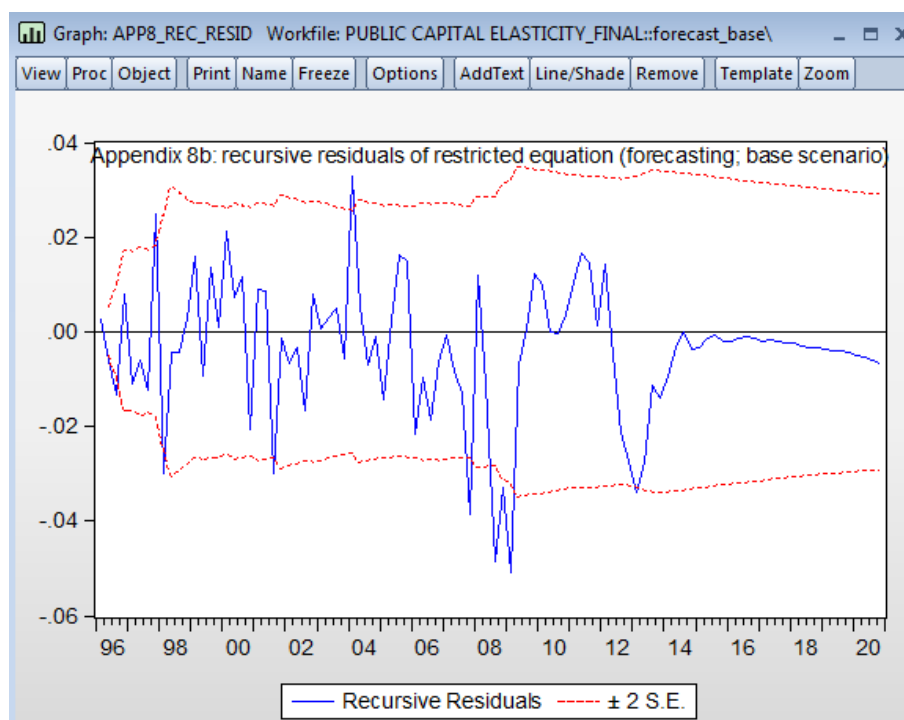
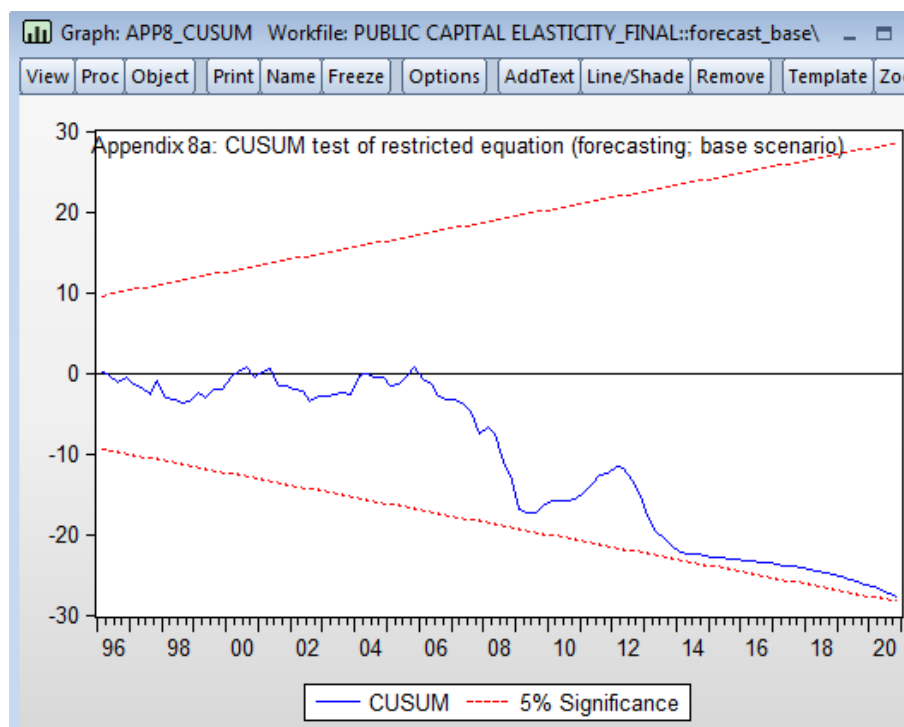
**Publiskā un privātā kapitāla veicinošās ietekmes
uz ražošanas apjomu līdzības pārbaude**

Table: APP6_WALD Workfile: PUBLIC CAPITAL ELASTICITY_FINAL::model\										
View	Proc	Object	Print	Name	Edit+/-	CellFmt	Grid+/-	Title	Comments+/-	
Appendix 6: Wald test on the difference of public and private capital productivity (restricted equation)										
		A		B		C		D	E	F
1	Wald Test:									
2	Equation: EQ_RESTRICTED									
3										
4	Test Statistic		Value		df		Probability			
5										
6	t-statistic		1.537560		69		0.1287			
7	F-statistic		2.364092		(1, 69)		0.1287			
8	Chi-square		2.364092		1		0.1242			
9										
10										
11	Null Hypothesis: C(3)*6324151=C(2)*1421056									
12	Null Hypothesis Summary:									
13										
14	Normalized Restriction (= 0)		Value		Std. Err.					
15										
16	-1421056*C(2) + 6324151*C(3)		136238.3		88606.81					
17										
18	Restrictions are linear in coefficients.									

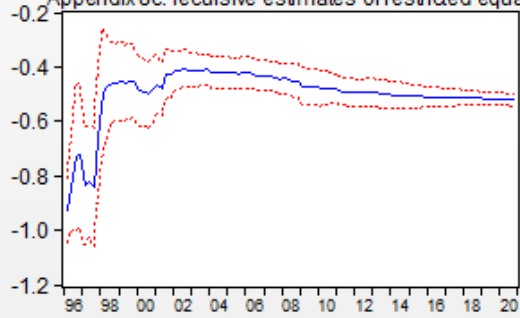
PKE prognozēšanas ierobežotā modeļa raksturojums (LKP bāzes scenārijs)



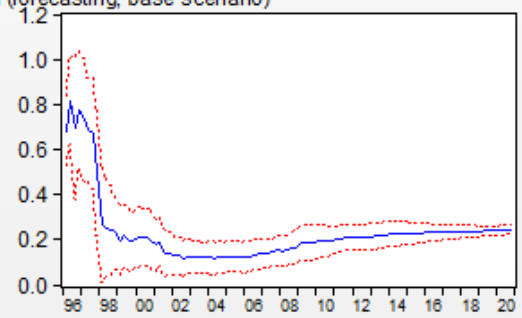
PKE prognozēšanas ierobežotā modeļa raksturojums (pētījuma bāzes scenārijs)



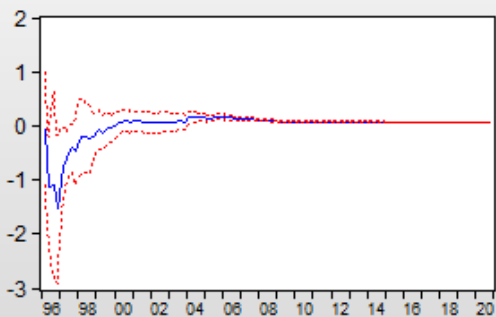
Appendix 8c: recursive estimates of restricted equation (forecasting; base scenario)



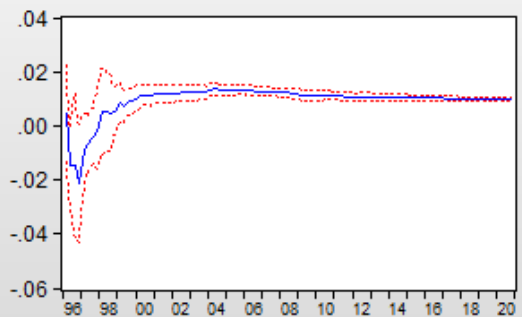
— Recursive C(1) Estimates
- - - ± 2 S.E.



— Recursive C(2) Estimates
- - - ± 2 S.E.



— Recursive C(3) Estimates
- - - ± 2 S.E.



— Recursive C(5) Estimates
- - - ± 2 S.E.

PKE prognozēšanas rezultāti ar neierobežoto modeli

Table: APP9A_UNRESTRICTED_EQ Workfile: PUBLIC CAPITAL ELASTICITY_FINAL::forecast_base\										
View	Proc	Object	Print	Name	Edit+/-	CellFmt	Grid+/-	Title	Comments+/-	
Appendix 9a: unrestricted equation (forecasting; base scenario)										
		A		B		C		D	E	F
1		Dependent Variable: KPV_SA								
2		Method: Least Squares								
3		Date: 08/28/13 Time: 18:21								
4		Sample: 1995Q1 2020Q4								
5		Included observations: 104								
6		KPV_SA=C(1)+C(2)*K_PRIV_USE_SA+C(3)*K_PUB_STOCK_SA+C(4)								
7		*L_SA+C(5)*TFP_CALIBRATED								
8										
9				Coefficient		Std. Error		t-Statistic		Prob.
10										
11			C(1)	-1.026384		0.428075		-2.397673		0.0184
12			C(2)	0.241078		0.009924		24.29239		0.0000
13			C(3)	0.070314		0.008850		7.945402		0.0000
14			C(4)	0.725327		0.028050		25.85808		0.0000
15			C(5)	0.009930		0.000201		49.43896		0.0000
16										
17		R-squared		0.998024		Mean dependent var		14.21314		
18		Adjusted R-squared		0.997945		S.D. dependent var		0.319096		
19		S.E. of regression		0.014467		Akaike info criterion		-5.587072		
20		Sum squared resid		0.020719		Schwarz criterion		-5.459938		
21		Log likelihood		295.5278		Hannan-Quinn criter.		-5.535566		
22		F-statistic		12503.49		Durbin-Watson stat		1.428415		
23		Prob(F-statistic)		0.000000						
24										

Table: APP9B_UNRESTRICTED_EQ Workfile: PUBLIC CAPITAL ELASTICITY_FINAL::forecast_opt\										
View	Proc	Object	Print	Name	Edit+/-	CellFmt	Grid+/-	Title	Comments+/-	
Appendix 9b: unrestricted equation (forecasting; optimistic scenario)										
		A		B		C		D	E	F
1		Dependent Variable: KPV_SA								
2		Method: Least Squares								
3		Date: 08/28/13 Time: 18:25								
4		Sample: 1995Q1 2020Q4								
5		Included observations: 104								
6		KPV_SA=C(1)+C(2)*K_PRIV_USE_SA+C(3)*K_PUB_STOCK_SA+C(4)								
7		*L_SA+C(5)*TFP_CALIBRATED								
8										
9				Coefficient		Std. Error		t-Statistic		Prob.
10										
11			C(1)	-0.727745		0.450828		-1.614241		0.1097
12			C(2)	0.197787		0.012134		16.30082		0.0000
13			C(3)	0.072798		0.008791		8.281351		0.0000
14			C(4)	0.747120		0.027533		27.13530		0.0000
15			C(5)	0.011078		0.000257		43.09154		0.0000
16										
17		R-squared		0.998322		Mean dependent var		14.23585		
18		Adjusted R-squared		0.998254		S.D. dependent var		0.347277		
19		S.E. of regression		0.014509		Akaike info criterion		-5.581175		
20		Sum squared resid		0.020841		Schwarz criterion		-5.454041		
21		Log likelihood		295.2211		Hannan-Quinn criter.		-5.529669		
22		F-statistic		14726.83		Durbin-Watson stat		1.368266		
23		Prob(F-statistic)		0.000000						
24										

Table: APP9C_UNRESTRICTED_EQ Workfile: PUBLIC CAPITAL ELASTICITY_FINAL::forecast_pes\										
View	Proc	Object	Print	Name	Edit+/-	CellFmt	Grid+/-	Title	Comments+/-	
Appendix 9c: unrestricted equation (forecasting; pessimistic scenario)										
		A		B		C		D	E	F
1		Dependent Variable: KPV_SA								
2		Method: Least Squares								
3		Date: 08/28/13 Time: 18:27								
4		Sample: 1995Q1 2020Q4								
5		Included observations: 104								
6		KPV_SA=C(1)+C(2)*K_PRIV_USE_SA+C(3)*K_PUB_STOCK_SA+C(4)								
7		*L_SA+C(5)*TFP_CALIBRATED								
8										
9				Coefficient		Std. Error		t-Statistic		Prob.
10										
11			C(1)	-1.278015		0.425964		-3.000288		0.0034
12			C(2)	0.270246		0.009226		29.29166		0.0000
13			C(3)	0.069614		0.009186		7.578354		0.0000
14			C(4)	0.713280		0.029234		24.39899		0.0000
15			C(5)	0.009169		0.000187		49.00031		0.0000
16										
17		R-squared		0.997515		Mean dependent var		14.18998		
18		Adjusted R-squared		0.997415		S.D. dependent var		0.293815		
19		S.E. of regression		0.014939		Akaike info criterion		-5.522863		
20		Sum squared resid		0.022093		Schwarz criterion		-5.395729		
21		Log likelihood		292.1889		Hannan-Quinn criter.		-5.471358		
22		F-statistic		9936.412		Durbin-Watson stat		1.396862		
23		Prob(F-statistic)		0.000000						
24										

Mēroga efekta klātbūtnes noteikšana PKE prognozēšanas modelī

Table: APP10A_WALD Workfile: PUBLIC CAPITAL ELASTICITY_FINAL::forecast_base\									
View	Proc	Object	Print	Name	Edit+/-	CellFmt	Grid+/-	Title	Comments+/-
Appendix 10a: Wald test on scale effect presence (forecasting; base scenario)									
		A		B		C		D	E
1	Wald Test:								
2	Equation: EQ_UNRESTRICTED								
3									
4	Test Statistic		Value		df		Probability		
5									
6	t-statistic		1.181665		99		0.2402		
7	F-statistic		1.396333		(1, 99)		0.2402		
8	Chi-square		1.396333		1		0.2373		
9									
10									
11	Null Hypothesis: C(2)+C(3)+C(4)=1								
12	Null Hypothesis Summary:								
13									
14	Normalized Restriction (= 0)		Value		Std. Err.				
15									
16	-1 + C(2) + C(3) + C(4)				0.036720		0.031074		
17									
18	Restrictions are linear in coefficients.								

Table: APP10B_WALD Workfile: PUBLIC CAPITAL ELASTICITY_FINAL::forecast_opt\									
View	Proc	Object	Print	Name	Edit+/-	CellFmt	Grid+/-	Title	Comments+/-
Appendix 10b: Wald test on scale effect presence (forecasting; optimistic scenario)									
		A		B		C		D	E
1	Wald Test:								
2	Equation: EQ_UNRESTRICTED								
3									
4	Test Statistic		Value		df		Probability		
5									
6	t-statistic		0.544214		99		0.5875		
7	F-statistic		0.296169		(1, 99)		0.5875		
8	Chi-square		0.296169		1		0.5863		
9									
10									
11	Null Hypothesis: C(2)+C(3)+C(4)=1								
12	Null Hypothesis Summary:								
13									
14	Normalized Restriction (= 0)		Value		Std. Err.				
15									
16	-1 + C(2) + C(3) + C(4)				0.017706		0.032534		
17									
18	Restrictions are linear in coefficients.								
19									

Table: APP10C_WALD Workfile: PUBLIC CAPITAL ELASTICITY_FINAL::forecast_pes\									
View	Proc	Object	Print	Name	Edit+/-	CellFmt	Grid+/-	Title	Comments+/-
Appendix 10c: Wald test on scale effect presence (forecasting; pessimistic scenario)									
		A		B		C		D	E
1	Wald Test:								
2	Equation: EQ_UNRESTRICTED								
3									
4	Test Statistic		Value		df		Probability		
5									
6	t-statistic		1.711648		99		0.0901		
7	F-statistic		2.929739		(1, 99)		0.0901		
8	Chi-square		2.929739		1		0.0870		
9									
10									
11	Null Hypothesis: C(2)+C(3)+C(4)=1								
12	Null Hypothesis Summary:								
13									
14	Normalized Restriction (= 0)		Value		Std. Err.				
15									
16	-1 + C(2) + C(3) + C(4)				0.053139		0.031046		
17									
18	Restrictions are linear in coefficients.								
19									

PKE prognozēšanas ierobežotā modeļa rezultāti

Table: APP11A_RESTRICTED_EQ Workfile: PUBLIC CAPITAL ELASTICITY_FINAL::forecast_base\									
View	Proc	Object	Print	Name	Edit+/-	CellFmt	Grid+/-	Title	Comments+/-
Appendix 11a: restricted equation (forecasting; base scenario)									
		A		B		C		D	E
1		Dependent Variable: KPV_SA							
2		Method: Least Squares							
3		Date: 08/28/13 Time: 18:34							
4		Sample: 1995Q1 2020Q4							
5		Included observations: 104							
6		KPV_SA=C(1)+C(2)*K_PRIV_USE_SA+C(3)*K_PUB_STOCK_SA+(1-C(2)							
7		-C(3))*L_SA+C(5)*TFP_CALIBRATED							
8									
9				Coefficient		Std. Error		t-Statistic	Prob.
10									
11		C(1)		-0.520706		0.010914		-47.71058	0.0000
12		C(2)		0.243816		0.009669		25.21660	0.0000
13		C(3)		0.062240		0.005635		11.04452	0.0000
14		C(5)		0.009900		0.000200		49.57315	0.0000
15									
16		R-squared		0.997997		Mean dependent var		14.21314	
17		Adjusted R-squared		0.997936		S.D. dependent var		0.319096	
18		S.E. of regression		0.014495		Akaike info criterion		-5.592297	
19		Sum squared resid		0.021011		Schwarz criterion		-5.490590	
20		Log likelihood		294.7995		Hannan-Quinn criter.		-5.551093	
21		F-statistic		16605.05		Durbin-Watson stat		1.399024	
22		Prob(F-statistic)		0.000000					
23									

Table: APP11B_RESTRICTED_EQ Workfile: PUBLIC CAPITAL ELASTICITY_FINAL::forecast_opt\									
View	Proc	Object	Print	Name	Edit+/-	CellFmt	Grid+/-	Title	Comments+/-
Appendix 11b: restricted equation (forecasting; optimistic scenario)									
		A		B		C		D	E
1		Dependent Variable: KPV_SA							
2		Method: Least Squares							
3		Date: 08/28/13 Time: 18:36							
4		Sample: 1995Q1 2013Q1							
5		Included observations: 73							
6		KPV_SA=C(1)+C(2)*K_PRIV_USE_SA+C(3)*K_PUB_STOCK_SA+(1-C(2)							
7		-C(3))*L_SA+C(5)*TFP_CALIBRATED							
8									
9				Coefficient		Std. Error		t-Statistic	Prob.
10									
11		C(1)		-0.495621		0.025840		-19.18052	0.0000
12		C(2)		0.213198		0.029407		7.249838	0.0000
13		C(3)		0.069632		0.008500		8.191714	0.0000
14		C(5)		0.010697		0.000738		14.50204	0.0000
15									
16		R-squared		0.996561		Mean dependent var		14.07649	
17		Adjusted R-squared		0.996411		S.D. dependent var		0.280780	
18		S.E. of regression		0.016821		Akaike info criterion		-5.279133	
19		Sum squared resid		0.019523		Schwarz criterion		-5.153628	
20		Log likelihood		196.6884		Hannan-Quinn criter.		-5.229117	
21		F-statistic		6664.063		Durbin-Watson stat		1.443238	
22		Prob(F-statistic)		0.000000					
23									

Table: APP11C_RESTRICTED_EQ Workfile: PUBLIC CAPITAL ELASTICITY_FINAL::forecast_pes\									
View	Proc	Object	Print	Name	Edit+/-	CellFmt	Grid+/-	Title	Comments+/-
Appendix 11c: restricted equation (forecasting; pessimistic scenario)									
		A		B		C		D	E
1		Dependent Variable: KPV_SA							
2		Method: Least Squares							
3		Date: 08/28/13 Time: 18:37							
4		Sample: 1995Q1 2013Q1							
5		Included observations: 73							
6		KPV_SA=C(1)+C(2)*K_PRIV_USE_SA+C(3)*K_PUB_STOCK_SA+(1-C(2)							
7		-C(3))*L_SA+C(5)*TFP_CALIBRATED							
8									
9				Coefficient		Std. Error		t-Statistic	Prob.
10									
11		C(1)		-0.495753		0.025862		-19.16917	0.0000
12		C(2)		0.213357		0.029432		7.249114	0.0000
13		C(3)		0.069585		0.008508		8.179043	0.0000
14		C(5)		0.010693		0.000738		14.48432	0.0000
15									
16		R-squared		0.996554		Mean dependent var		14.07649	
17		Adjusted R-squared		0.996404		S.D. dependent var		0.280780	
18		S.E. of regression		0.016837		Akaike info criterion		-5.277230	
19		Sum squared resid		0.019561		Schwarz criterion		-5.151726	
20		Log likelihood		196.6189		Hannan-Quinn criter.		-5.227215	
21		F-statistic		6651.352		Durbin-Watson stat		1.440855	
22		Prob(F-statistic)		0.000000					
23									

Darba tirgus rādītāju prognozes

Pētījuma bāzes scenārijs (gada vidējais rādītājs)

	ledzīvotāju skaits 15-74 g. vecumā	Līdzdalības līmenis	Bezdarba līmenis	Nodarbināto skaits	Stundu skaits pamatdarbā	Blakus darbā nodarbināto īpatsvars	Stundu skaits blakus darbā
	L	γ	u	L	l	S/L	s
2013	1548571	65,3	12,1	888664	38,3	4,6	17,3
2014	1525676	65,0	11,7	875476	38,1	4,6	17,8
2015	1506700	65,4	11,3	873852	38,0	4,5	17,7
2016	1490572	65,8	10,9	873710	37,9	4,5	17,6
2017	1476402	66,1	10,5	873586	37,8	4,5	17,5
2018	1465797	66,3	10,1	873702	37,7	4,4	17,4
2019	1458152	66,5	9,8	874071	37,6	4,4	17,3
2020	1452886	66,7	9,6	875473	37,5	4,3	17,2

Pētījuma optimistiskais scenārijs (gada vidējais rādītājs)

	ledzīvotāju skaits 15-74 g. vecumā	Līdzdalības līmenis	Bezdarba līmenis	Nodarbināto skaits	Stundu skaits pamatdarbā	Blakus darbā nodarbināto īpatsvars	Stundu skaits blakus darbā
	L	γ	u	L	l	S/L	s
2013	1550371	65,3	11,9	892171	38,3	4,6	17,3
2014	1532276	65,3	11,0	889824	38,3	4,6	17,9
2015	1518100	65,7	10,2	894972	38,3	4,6	17,8
2016	1506772	66,1	9,5	900424	38,2	4,6	17,8
2017	1497402	66,3	8,9	904511	38,2	4,5	17,7
2018	1491597	66,5	8,3	909677	38,2	4,5	17,7
2019	1488752	66,7	7,7	916633	38,2	4,5	17,7
2020	1488286	66,9	7,3	923824	38,2	4,5	17,6

Pētījuma pesimistiskais scenārijs (gada vidējais rādītājs)

	ledzīvotāju skaits 15-74 g. vecumā	Līdzdalības līmenis	Bezdarba līmenis	Nodarbināto skaits	Stundu skaits pamatdarbā	Blakus darbā nodarbināto īpatsvars	Stundu skaits blakus darbā
	L	γ	u	L	l	S/L	s
2013	1546771	65,3	12,3	885171	38,2	4,6	17,3
2014	1519076	64,7	12,3	861280	38,0	4,5	17,8
2015	1495300	65,1	12,3	853046	37,8	4,5	17,7
2016	1474372	65,5	12,2	847484	37,6	4,4	17,6
2017	1455402	65,8	12,0	843292	37,4	4,4	17,5
2018	1439997	66,0	11,8	838566	37,3	4,3	17,4
2019	1427552	66,2	11,9	832657	37,1	4,2	17,3
2020	1417486	66,4	12,0	828576	36,9	4,2	17,2

IIE novērtējums pa nozarēm 2001.gada 1.ceturksnis – 2013.gada 1.ceturksnis

View	Proc	Object	Print	Name	Freeze	Estimate	Define	PoolGenr	Sheet
<p>Dependent Variable: RGFCFSA? Method: Pooled EGLS (Cross-section SUR)</p> <p>Sample: 2001Q1 2013Q1 Included observations: 49 Cross-sections included: 5 Total pool (balanced) observations: 245 Linear estimation after one-step weighting matrix White cross-section standard errors & covariance (no d.f. correction)</p>									
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.					
UNEMPL	-5.154712	0.523059	-9.854928	0.0000					
C	21.47457	38.55963	0.556918	0.5782					
_A--REUSA_A	0.104888	0.025256	4.153072	0.0000					
_T--REUSA_T	0.190336	0.135544	1.404237	0.1617					
_C--REUSA_C	0.038345	0.012472	3.074366	0.0024					
_N--REUSA_N	0.830833	0.165998	5.005072	0.0000					
_G--REUSA_G	0.331250	0.018103	18.29777	0.0000					
_A--RINTL	1.437456	0.384048	3.742910	0.0002					
_T--RINTL	-1.469874	0.845949	-1.737545	0.0837					
_C--RINTL	1.673663	0.535004	3.128318	0.0020					
_N--RINTL	-6.074870	1.078865	-5.630798	0.0000					
_G--RINTL	0.359703	0.811852	0.443064	0.6582					
_A--RGVASA_A	0.929462	0.284678	3.264958	0.0013					
_T--RGVASA_T	0.325415	0.240559	1.352744	0.1776					
_C--RGVASA_C	-0.022510	0.082181	-0.273905	0.7844					
_N--RGVASA_N	-0.073487	0.060230	-1.220100	0.2238					
_G--RGVASA_G	0.416307	0.168705	2.467667	0.0144					
_A--LSA_A	-0.327098	0.061532	-5.315947	0.0000					
_T--LSA_T	-0.338979	0.327515	-1.035002	0.3018					
_C--LSA_C	0.343760	0.175336	1.960571	0.0512					
_N--LSA_N	0.477396	0.421523	1.132549	0.2587					
_G--LSA_G	1.225506	0.406079	3.017899	0.0029					
_A--INTRATE_SHORTCREDIT	-0.426208	0.230983	-1.845194	0.0664					
_T--INTRATE_SHORTCREDIT	-0.062977	1.103279	-0.057082	0.9545					
_C--INTRATE_SHORTCRE...	0.747217	0.539146	1.385927	0.1672					
_N--INTRATE_SHORTCRE...	0.448563	1.602273	0.279954	0.7798					
_G--INTRATE_SHORTCRE...	1.034806	0.504588	2.050793	0.0415					
Fixed Effects (Cross)									
_A--C	47.06986								
_T--C	125.5112								
_C--C	29.32303								
_N--C	116.5750								
_G--C	-318.4791								
Effects Specification									
Cross-section fixed (dummy variables)									
Weighted Statistics									
R-squared	0.958998	Mean dependent var	5.620272						
Adjusted R-squared	0.953250	S.D. dependent var	3.816729						
S.E. of regression	1.012325	Sum squared resid	219.3074						
F-statistic	166.8425	Durbin-Watson stat	1.446685						

III novērtējums pa tautsaimniecības attīstības cikliem nozaru dalījumā

View	Proc	Object	Print	Name	Edit+/-	CellFmt	Grid+/-	Title	Comments+/-
		A	B	C	D	E			
1	Dependent Variable: RGFCFSA?								
2	Method: Pooled EGLS (Cross-section SUR)								
3									
4	Sample: 2001Q1 2013Q1								
5	Included observations: 49								
6	Cross-sections included: 5								
7	Total pool (balanced) observations: 245								
8	Linear estimation after one-step weighting matrix								
9									
10	Variable		Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.			
11									
12		C	108.5886	13.98155	7.766559	0.0000			
13		UNEMPL	-7.010941	0.485079	-14.45320	0.0000			
14		_A--REUSA_A	0.296339	0.298938	0.991306	0.3227			
15		_C--REUSA_C	0.299312	0.194713	1.537199	0.1258			
16		_N--REUSA_N	0.658238	0.320788	2.051941	0.0414			
17		_G--REUSA_G	0.497098	0.047324	10.50420	0.0000			
18		_T--REUSA_T	0.633867	0.412924	1.535070	0.1263			
19		_A--REUSA_A*D1	-0.089223	0.285314	-0.312719	0.7548			
20		_C--REUSA_C*D1	-0.219699	0.109043	-2.014796	0.0452			
21		_N--REUSA_N*D1	-0.246370	0.329985	-0.746610	0.4561			
22		_G--REUSA_G*D1	-0.228013	0.059319	-3.843839	0.0002			
23		_T--REUSA_T*D1	-0.499501	0.994069	-0.502482	0.6159			
24		_A--REUSA_A*D2	-0.103113	0.271618	-0.379625	0.7046			
25		_C--REUSA_C*D2	0.040647	0.039446	1.030461	0.3040			
26		_N--REUSA_N*D2	0.023372	0.004688	4.985901	0.0000			
27		_G--REUSA_G*D2	-0.135047	0.017219	-7.843033	0.0000			
28		_T--REUSA_T*D2	-0.450650	0.257458	-1.750380	0.0815			
29		_A--REUSA_A*D4	0.028280	0.022452	1.259604	0.2092			
30		_C--REUSA_C*D4	0.157912	0.211669	0.746033	0.4565			
31		_N--REUSA_N*D4	-0.122980	0.047291	-2.600510	0.0100			
32		_G--REUSA_G*D4	-0.037860	0.007509	-5.041731	0.0000			
33		_T--REUSA_T*D4	-0.109389	0.057216	-1.911862	0.0573			
34		_A--RINTL	5.440072	1.100979	4.941122	0.0000			
35		_C--RINTL	5.529606	0.813953	6.793523	0.0000			
36		_N--RINTL	2.664127	2.682664	0.993090	0.3218			
37		_G--RINTL	-6.224543	1.036967	-6.002644	0.0000			
38		_T--RINTL	-3.442023	1.812795	-1.898738	0.0590			
39		_A--RGVASA_A/L_A	21543.22	15444.38	1.394890	0.1645			
40		_C--RGVASA_C/L_C	-2581.913	7014.466	-0.368084	0.7132			
41		_N--RGVASA_N/L_N	-1388.976	15198.57	-0.091389	0.9273			
42		_G--RGVASA_G/L_G	145987.6	29625.22	4.927815	0.0000			
43		_T--RGVASA_T/L_T	71700.71	25241.88	2.840546	0.0049			
44	Fixed Effects (Cross)								
45		_A--C	-53.47311						
46		_C--C	-39.24835						
47		_N--C	159.4840						
48		_G--C	-75.51104						
49		_T--C	8.748460						
50									
51	Effects Specification								
52									
53	Cross-section fixed (dummy variables)								
54									
55	Weighted Statistics								
56									
57	R-squared	0.971869	Mean dependent var	5.972351					
58	Adjusted R-squared	0.967158	S.D. dependent var	4.239105					
59	S.E. of regression	1.042315	Sum squared resid	227.0618					
60	F-statistic	206.2002	Durbin-Watson stat	1.505069					

IIE prognoze laika periodam no 2013. gada 2. cet. līdz 2020. gada 4. cet.

BĀZES SCENĀRIJS

EViews - [Table: TABLE01 Workfile: IIE_FORECASTS::Baseline]									
File Edit Object View Proc Quick Options Window Help									
View	Proc	Object	Print	Name	Edit+/-	CellFmt	Grid+/-	Title	Comments+/-
2	Method: Pooled EGLS (Cross-section SUR)								
3									
4	Sample: 2013Q1 2020Q4								
5	Included observations: 32								
6	Cross-sections included: 5								
7	Total pool (balanced) observations: 160								
8	Linear estimation after one-step weighting matrix								
9									
10	Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.				
11									
12	C	-2.365939	0.250406	-9.448420	0.0000				
13	_A-RGVASA_A	0.108701	0.015159	7.170685	0.0000				
14	_C-RGVASA_C	0.006748	0.001022	6.602696	0.0000				
15	_N-RGVASA_N	0.129605	0.016432	7.887193	0.0000				
16	_T-RGVASA_T	0.150336	0.024612	6.108175	0.0000				
17	_G-RGVASA_G	0.140032	0.014652	9.557183	0.0000				
18	_A-REUSA_A	0.396442	0.014840	26.71479	0.0000				
19	_C-REUSA_C	0.083040	0.002422	34.28993	0.0000				
20	_N-REUSA_N	0.107406	0.003540	30.33656	0.0000				
21	_T-REUSA_T	0.259180	0.010093	25.68000	0.0000				
22	_G-REUSA_G	0.608712	0.018095	33.63914	0.0000				
23	_A-L_A	5.25E-05	3.54E-05	1.480363	0.1410				
24	_C-L_C	1.80E-05	1.31E-05	1.374824	0.1714				
25	_N-L_N	6.23E-05	2.61E-05	2.387345	0.0183				
26	_T-L_T	0.000173	5.68E-05	3.044513	0.0028				
27	_G-L_G	-5.67E-06	5.46E-05	-0.103861	0.9174				
28	_A-UNEMPL	0.318381	0.133764	2.380167	0.0187				
29	_C-UNEMPL	0.105321	0.038399	2.742804	0.0069				
30	_N-UNEMPL	1.602984	0.529233	3.028882	0.0029				
31	_T-UNEMPL	1.164186	0.441185	2.638770	0.0093				
32	_G-UNEMPL	1.429687	0.604606	2.364657	0.0194				
33									
34	Weighted Statistics								
35									
36	R-squared	0.999974	Mean dependent var	65.71161					
37	Adjusted R-squared	0.999970	S.D. dependent var	143.8068					
38	S.E. of regression	0.857127	Sum squared resid	102.1186					
39	F-statistic	264740.6	Durbin-Watson stat	0.924138					
40	Prob(F-statistic)	0.000000							
41									

OPTIMISTISKAIS SCENĀRIJS

P Pool: POOL_2 Workfile: IIE_FORECASTS::optimistic\

View	Proc	Object	Print	Name	Freeze	Estimate	Define	PoolGenr	Sheet
------	------	--------	-------	------	--------	----------	--------	----------	-------

Dependent Variable: RGFCFSA?

Method: Pooled EGLS (Cross-section SUR)

Date: 10/03/13 Time: 17:42

Sample: 2013Q1 2020Q4

Included observations: 32

Cross-sections included: 5

Total pool (balanced) observations: 160

Linear estimation after one-step weighting matrix

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-69.19107	4.117590	-16.80378	0.0000
UNEMPL	0.813269	0.171881	4.731572	0.0000
L?	-0.000118	3.25E-06	-36.19488	0.0000
RGDP	0.065202	0.001285	50.74112	0.0000
_A-REUSA_A	0.921743	0.094718	9.731487	0.0000
_C-REUSA_C	0.002779	0.009840	0.282411	0.7780
_N-REUSA_N	0.284299	0.021427	13.26811	0.0000
_T-REUSA_T	0.167800	0.023122	7.257261	0.0000
_G-REUSA_G	0.014425	0.018302	0.788183	0.4319
_A-RGVASA_A	-0.501133	0.012775	-39.22691	0.0000
_C-RGVASA_C	-0.414916	0.005309	-78.15083	0.0000
_N-RGVASA_N	0.124889	0.001055	118.4312	0.0000
_T-RGVASA_T	0.223456	0.002304	97.00111	0.0000
_G-RGVASA_G	0.505415	0.003765	134.2511	0.0000

Weighted Statistics

R-squared	0.999973	Mean dependent var	82.66267
Adjusted R-squared	0.999970	S.D. dependent var	152.5212
S.E. of regression	0.907265	Sum squared resid	120.1770
F-statistic	410530.8	Durbin-Watson stat	0.635552
Prob(F-statistic)	0.000000		

PESIMISTISKAIS SCENĀRIJS

EViews - [Pool: POOL01 Workfile: IIE_FORECASTS::Pessimistic]									
File Edit Object View Proc Quick Options Window Help									
View	Proc	Object	Print	Name	Freeze	Estimate	Define	PoolGenr	Sheet
		Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.			
		C	116.6855	42.14230	2.768846	0.0064			
		CPI	0.091423	0.119161	0.767224	0.4443			
		_A-L_A	0.000332	0.000107	3.099976	0.0024			
		_C-L_C	8.36E-05	8.08E-05	1.033632	0.3032			
		_N-L_N	7.35E-05	0.000105	0.699721	0.4853			
		_T-L_T	0.000427	0.000269	1.584789	0.1154			
		_G-L_G	0.000194	0.000125	1.552564	0.1229			
		_A-UNEMPL	0.503020	0.221556	2.270396	0.0248			
		_C-UNEMPL	0.236837	0.169930	1.393733	0.1657			
		_N-UNEMPL	1.962874	0.814883	2.408781	0.0174			
		_T-UNEMPL	1.387906	0.754867	1.838610	0.0682			
		_G-UNEMPL	1.667240	0.644433	2.587143	0.0107			
		_A-REUSA_A	0.190889	0.057749	3.305478	0.0012			
		_C-REUSA_C	0.017287	0.006906	2.503385	0.0135			
		_N-REUSA_N	0.448681	0.080314	5.586615	0.0000			
		_T-REUSA_T	0.462034	0.119881	3.854096	0.0002			
		_G-REUSA_G	0.315585	0.050378	6.264344	0.0000			
		_A-RGVASA_A	-0.828644	0.595250	-1.392096	0.1662			
		_C-RGVASA_C	-0.057717	0.095579	-0.603871	0.5470			
		_N-RGVASA_N	-0.051162	0.017716	-2.887971	0.0045			
		_T-RGVASA_T	-0.127537	0.062886	-2.028050	0.0445			
		_G-RGVASA_G	-1.389639	0.337023	-4.123271	0.0001			
Fixed Effects (Cross)									
		_A-C	-80.80030						
		_C-C	-125.1031						
		_N-C	16.05297						
		_T-C	-64.24373						
		_G-C	254.0942						
Effects Specification									
Cross-section fixed (dummy variables)									
R-squared	0.999826	Mean dependent var	84.89485						
Adjusted R-squared	0.999793	S.D. dependent var	56.28060						
S.E. of regression	0.809370	Akaike info criterion	2.562545						
Sum squared resid	87.78070	Schwarz criterion	3.062261						
Log likelihood	-179.0036	Hannan-Quinn criter.	2.765462						
F-statistic	30747.14	Durbin-Watson stat	0.729509						
Prob(F-statistic)	0.000000								