LATVIJAS UNIVERSITĀTE
BIZNESA, VADĪBAS UN EKONOMIKAS FAKULTĀTE
Ekonomikas nodaļa

VAI STRUKTURĀLĀS REFORMAS SPĒS VEICINĀT LATVIJAS EKONOMISKO IZAUGSMI: BMA UN GMM NOVĒRTĒJUMU LIECĪBAS

Can Structural Reforms Enhance Economic Growth in Latvia: Evidence from BMA and GMM Estimations

MAĢISTRA DARBS
Ekonomikas maģistra studiju programma

Autors: **Klāvs Zutis**
Studenta apliecības Nr.: kz12038
Darba vadītājs: Dr. ekon. Oļegs Krasnopjorovs

RĪGA 2017

ANOTĀCIJA

Pētījuma ietvaros tiek pielietota Beijesa modeļu svēršana (BMA) un vispārīgā momentu metode (GMM) Globālās Konkurētspējas apakšindeksu (GCI) datiem, lai identificētu strukturālo reformu jomas, kas var nozīmīgi paātrināt Latvijas ekonomisko izaugsmi. Novērtējumu rezultāti, kuros ņemta vērā gan modeļu nenoteiktība, gan endogenitāte liecina, ka ekonomisko izaugsmi var veicināt ar augstākām investīcijām, zemāku administratīvo slogu, stabilāku makroekonomisko vidi, paaugstinātu ārvalsts tiešo investīciju kvalitāti, kā arī ar attīstītākiem uzņēmējdarbības klasteriem. Ja šajās jomās Latvijas sniegums pēdējo 10 gadu laikā būtu trīs labāko Eiropas Savienības dalībvalstu līmenī, tad ienākumu līmenis Latvijā būtu par 4.6% lielāks.

Atslēgvārdi: Beijesa modeļu svēršana, vispārīgā momentu metode, strukturālās reformas.

ABSTRACT

This research paper applies Bayesian Model Averaging (BMA) and Generalized Method of Moments (GMM) estimation to a set of Global Competitiveness sub-indexes with the purpose of identifying areas where structural reforms would enchance economic growth in Latvia. The results provide evidence that increased investments, macroeconomic environment stability, lower burden of government regulation, developed business clusters as well as the quality of foreign direct investments are significantly associated with economic growth. Additionally, it is shown that if the performance of Latvia for the past ten years had been at the level of top three European Union countries, the income level in Latvia would have been 4.6% higher.

Keywords: Bayesian Model Averaging, Generalized Method of Moments, structural reforms.

SATURS

Apzīmējumu saraksts 5

Ievads 6

1. Ekonometriskā metodoloģija 9

1.1. Izaugsmes modeļu ekonometrisko specifikāciju raksturojums 9

1.2. Modeļu nenoteiktība un Beijesa modeļu svēršana 11

1.3. Endogenitāte ekonomiskās izaugsmes novērtējumos un GMM pieeja 18

2. Ekonomiskās izaugsmes faktoru novērtējums ar BMA 22

2.1. Pētījumā izmantotie dati 22

2.2. BMA novērtējumu rezultāti 24

2.2.1. Pamata specifikācijas novērtējumi 24

2.2.2. BMA novērtējumu jutīguma analīze 30

2.2.3. BMA novērtējumu prognozes 40

3. GMM novērtējumi un scenāriju analīze 42

3.1. Diferenču un sistēmas GMM novērtējumu rezultāti 42

3.2. GMM/BMA novērtējumu kopsavilkums un salīdzinājums 47

3.3. Latvijas ienākumu līmeņa scenāriju analīze 49

Secinājumi un priekšlikumi 52

Izmantotā literatūra un avoti 54

Pielikumi 65

APZĪMĒJUMU SARAKSTS

2SLS - divsoļu mazāko kvadrātu pieeja *(two-stage least squares)*

BACE - klasisko novērtējumu Beijesa svēršana *(Bayesian Averaging of Classical Estimates)*

BIC - Beijesa informācijas kritērijs (*Schwarz information criteria/Bayes information criteria)*

BMA – Beijesa modeļu svēršana *(Bayesian Model Averaging)*

BRIC – etalona apriorais

EBA – ekstrēmo robežu analīze *(Extreme Bounds Analysis)*

ES – Eiropas Savienība

GCI – Globālās konkurētspējas indekss *(Global Competitiveness Index)*

GMM – Vispārīgā momentu metode *(Generalized Method of Moments)*

IKP – iekšzemes kopprodukts

IMF – Starptautiskais Valūtas fonds *(International Monetary Fund)*

MCMC - Markova ķēžu Monte-Karlo pieeja *(Markow Chain Monte Carlo method)*

MKM – mazāko kvadrātu metode

OECD – Ekonomiskās sadarbības un attīstības organizācija *(The Organization for Economic Co-operation and Development)*

PIP – faktora aposteriorā iekļaušanas varbūtība *(Posterior Inclusion Probability)*

PMP – modeļa aposteriorā iekļaušanas varbūtība *(Posterior Model Probability)*

RIC – riska inflācijas apriorais

UIP – vienības informācijas apriorais

WEF – Pasaules ekonomikas forums *(World Economic Forum)*

IEVADS

Lai gan ekonomikas krīze ir jau pagājusi, Latvijas ekonomikas izaugsmes temps nav pietiekams, lai vienas paaudzes laikā panāktu attīstītāko ES dalībvalstu labklājības līmeni. Līdzīga situācija ir vērojama arī pasaules attīstītākajās tautsaimniecībās, kuras pēckrīzes periodā piedzīvo ievērojami lēnāku ienākumu pieaugumu nekā pirmskrīzes periodā. Pastāv iespēja, ka šādam ekonomikas attīstības tempa palēninājumam ir ilgtermiņa jeb strukturāls raksturs (IMF, 2015).

Zemā ekonomiskā attīstība ir raisījusi diskusijas politikas veidotāju starpā par to, kādās jomās reformas būtu visnepieciešamākās un sniegtu būtisku ekonomiskās izaugsmes paātrinājumu. Šajā ziņā viedokļu tvērums ir plašs un atšķirīgs. Piemēram, OECD (2017) norāda, ka izglītība, nodarbinātība, infrastruktūra, darbaspēka produktivitātes veicināšana, ienākumu nevienlīdzības un birokrātijas mazināšana, uzņēmumu sadarbība ar augstākās izglītības iestādēm pētniecības un attīstības jautājumos, dzimumu nevienlīdzības mazināšana un nepilnības nodokļu sistēmā ir uzskatāmas par prioritātēm. Tajā pašā laikā IMF (2015) norāda, ka būtiskas reformas nepieciešamas jautājumos, kas skar finanšu sektora regulējumu, tirdzniecības liberalizāciju, institūciju kvalitāti, lauksaimniecību, uzņēmējdarbības vidi, infrastruktūru un izdevumus pētniecībai un attīstībai. Abu organizāciju ieteikumu tvērums ir izteikti vispārējs, kā arī atsevišķu jomu nozīmīgums un to cēloņsakarība ar ekonomisko izaugsmi nav viennozīmīga. Tāpēc ir nepieciešams identificēt tautsaimniecības jomas jeb faktorus, kuri sniegtu viennozīmīgu devumu ekonomiskās izaugsmes veicināšanā.

Ekonomiskā izaugsme un tās noteicošie faktori ir viens no ekonomikas nozares vissenākajiem un visbūtiskākajiem pētniecības jautājumiem, un, lai gan temats ir plaši pētīts, zinātniskajā literatūrā nav viennozīmīgu kopsaucēju par fundamentālajiem faktoriem, kas nosaka ekonomisko izaugsmi.

Saistībā ar ekonometrisko izaugsmes modeļu novērtējumiem zinātniskajā literatūrā ir identificētas vairākas problēmas, kuras atsevišķos gadījumos var pat būtiski nobīdīt iegūtos rezultātus. Galvenie problēmjautājumi, kas skar ekonomikas izaugsmes modeļu novērtējumus, ir saistīti ar modeļu nenoteiktību un endogenitāti. Lai novērstu modeļu nenoteiktības radītās problēmas pēdējo gadu laikā ar vien vairāk pētnieki pielieto Beijesa modeļu svēršanas pieejas (Sala-i-Martin, 1997; Fernandez, Ley un Steel, 2001a; Moral-Benito, 2014), savukārt endogenitātes novēršanai GMM (Arellano un Bond, 1991; Caselli et al., 1996; Bond et al., 2001; Fukase, 2010).

Maģistra darba mērķis ir identificēt un novērtēt robustus, nenobīdītus ekonomiskās izaugsmes noteicošos faktorus, lai sniegtu priekšlikumus par jomām, kurās strukturālo reformu īstenošana veicinātu ekonomisko izaugsmi.

Lai sasniegtu izvirzīto mērķi, tiek noteikti sekojošie uzdevumi:

1. Analizēt zinātnisko literatūru, kurā tiek pētīta un novērtēta dažādu faktoru ietekme uz ekonomisko izaugsmi;
2. Pamatojoties uz zinātniskās literatūras labāko praksi, identificēt ekonometriskās modelēšanas pieejas, ar kuru palīdzību iespējams noteikt robustus un pēc iespējas nenobīdītus ekonomiskās izaugsmes noteicošos faktorus;
3. Izmantojot GCI un IMF datus, novērtēt ekonomiskās izaugsmes noteicošos faktorus;
4. Veikt ekonometrisko novērtējumu jutīguma analīzi;
5. Iegūtos rezultātus salīdzināt ar citu pētnieku novērtējumiem;
6. Izstrādāt scenāriju analīzi, ar kuras palīdzību iespējams kvantificēt reformu ietekmi uz ekonomiskās izaugsmes tempu, kā arī atsevišķu faktoru pienesumu ekonomiskās izaugsmes veicināšanā;
7. Pamatojoties uz empīriskajā daļā iegūtajiem novērtējumiem, sniegt secinājumus un izvirzīt priekšlikumus.

Darba struktūra izriet no izvirzītajiem uzdevumiem. Darbs sastāv no ievada, trim nodaļām, secinājumiem un priekšlikumiem, izmantotās literatūras un avotu saraksta, kā arī pielikumiem.

Empīriskā pētījuma teorētiskā pamata izveidošanai, darba pirmā daļa tiek atvēlēta zinātniskās literatūras analīzei. Tiek izvērtētas zinātniskajā literatūrā pielietotās ekonometriskās modelēšanas pieejas, to priekšrocības un trūkumi, kā arī aplūkotas pieejas, ar kuru palīdzību iespējams novērst problēmas, kas visbiežāk skar ekonomiskās izaugsmes modeļu novērtējumus. Papildus iepriekš minētajam tiek apskatīti arī zinātniskajā literatūrā identificētie nozīmīgie faktori, kas ietekmē ekonomisko izaugsmi.

Balstoties uz darba pirmās daļas teorētisko pamatojumu, otrās daļas ietvaros tiek veikti ekonometriskie novērtējumi ar BMA pieeju, tādejādi identificējot robustus ekonomiskās izaugsmes noteicošos faktorus. Papildu tiek apskatīta iegūto novērtējumu stabilitāte attiecībā pret pieņēmumiem par parametru un modeļa izmēra apriorajiem.

Lai izvairītos no iespējamās endogenitātes un iegūtu pēc iespējas nenobīdītus novērtējumus, darba trešajā nodaļā tiek veikta analīze izmantojot diferenču GMM un sistēmas GMM pieejas. Tālāk iegūtie novērtējumi tiek izmantoti scenāriju analīzē, kuras ietvaros tiek analizēts papildu ienākumu līmeņa pieaugums Latvijā, kā arī tā dekompozīcija laikā.

Darba nobeigumā tiek izdarīti secinājumi un izvirzīti priekšlikumi par pētījumā iegūtajiem rezultātiem, to praktiskajiem pielietojumiem un tālākajiem pētījuma virzieniem.

Darbā izmantotas kvalitatīvās un kvantitatīvas analīzes metodes tostarp, bet ne tikai paneļdatu regresijas analīze izmantojot BMA un GMM pieejas. Ekonometriskie novērtējumi veikti *R* (BMS pakotne) un *Stata* datorprogrammu vidē.

Izmantotā literatūra ietver gan zinātniskus rakstus, kas aptver ekonomiskās izaugsmes teorētiskos aspektus, gan empīriskus pētījumus, kuros ar ekonometriskām metodēm tiek noteikti ekonomiskās izaugsmes noteicošie faktori. Darba empīriskajā daļā izmantoti GCI un IMF dati par 115 valstīm laika periodā no 2006. līdz 2016. gadam.

1. EKONOMETRISKĀ METODOLOĢIJA

Mūsdienu ekonomiskās izaugsmes teorijas pirmsākumi meklējami tādu ekonomistu kā Smith (1776), Malthus (1798), Ricardo (1817) un vēlāk arī Ramsey (1928), Young (1928), Schumpeter (1934) un Knight (1944) darbos, kuros tiek izklāstītas vairākas ekonomikas zinātnes neatņemamas sastāvdaļas kā indivīdu uzvedība konkurences apstākļos, ekonomikas dinamika uz līdzsvaru, dilstošo robežieņēmumu nozīmīgumus fiziskā kapitāla un cilvēkkapitāla uzkrāšanā, ienākumu līmeņa uz vienu iedzīvotāju mijiedarbību ar iedzīvotāju skaita pieaugumu, kā arī tehniskā progresa cēloņi un nozīmīgums. Būtisku ieguldījumu ekonomiskās izaugsmes procesa izskaidrošanā sniedza Solow (1956) un Swan (1956), kuri, balstoties uz Harrod (1939) un Domar (1946) izdarītajām atziņām, formalizēja tā dēvēto neoklasisko ekonomikas izaugsmes modeli, kas paredz, ka tautsaimniecības izlaidi nosaka kapitāls, darbaspēks un tehniskais progress. Viens no neoklasiskās ekonomikas izaugsmes modeļa trūkumiem ir saistīts ar pieņēmumu, ka ilgtermiņa izaugsmes tempu eksogēni jeb ārpus modeļa nosaka uzkrāšanas likme un tehniskais progress, un līdz ar to tie paliek neizskaidroti. Ar mērķi uzlabot neoklasisko augsmes modeli, vairāki pētnieki, tai skaitā Uzawa (1961), Arrow (1962), Romer (1986, 1987, 1989, 1994), Lucas (1988, 1993), Grossman et al. (1993), Aghion un Howitt (1992) izstrādāja modeļus, kuros investīcijas, tehniskais progress un citi ražošanas faktori tiek noteikti ar mainīgajiem, kas raksturo izglītību, institūcijas, valdības politiku, ieguldījumus zinātnē un attīstība u.c. Neskatoties uz šķietamajām endogēnās izaugsmes modeļu teorētiskajām priekšrocībām, to empīriskie novērtējumi ir neviennozīmīgi.

Zinātniskajā literatūrā ir identificēti vairāk nekā 100 faktori, kas ietekmē ekonomisko izaugsmi, kā arī pētījumos izdarītie slēdzieni par atsevišķu faktoru saistību ar ekonomisko izaugsmi atšķiras (sk. 1. pielikumu). Ņemot vērā nepārliecinošos zinātniskās literatūras liecības, šī pētījuma ietvaros izmantotas pieejas un dati, kas raksturo dažādas tautsaimniecības jomas, tādejādi iekļaujot novērtējumos iespējami vairāk informāciju par ekonomikas izaugsmi noteicošajiem faktoriem.

1.1. Izaugsmes modeļu ekonometrisko specifikāciju raksturojums

Vairumā pētījumu, kas saistīti ar empīrisko ekonomiskās izaugsmes noteicošo faktoru identificēšanu, par teorētisko pamatu izmanto nosacītās beta-konverģences modeli:

$$\Delta y_{i,t} = \mathrm{c} + \beta \ln y_{i,t-1} + \alpha X_{i,t} + v_{i,t} \qquad (1),$$

kur $\Delta y_{i,t} = \ln(\frac{y_{i,t}}{y_{i,t-1}})$ atspoguļo ienākumu līmeņa (IKP uz vienu iedzīvotāju valstī i, laika periodā t) pieaugumu, ar X_i apzīmē ekonomiskās izaugsmes faktoru vektoru, $v_{i,t}$ ir regresijas kļūda un c ir konstante. Atbilstoši α koeficienti interpretējami kā faktoru ietekme uz ekonomisko izaugsmi (Barro, 1991; Sala-i-Martin, 2001). Savukārt $\ln y_{i,t-1}$ ir sākotnējais ienākumu līmenis. Koeficients β atspoguļo nosacītās konverģences ātrumu — $\beta < 0$ koeficienta vērtība liecina par konverģenci, $\beta > 0$ liecina par diverģenci (sk. Sala-i-Martin, 1992; Berthelemy, Varoudakis, 1996; Caselli, Esquivel, Lefort, 1996; Meļihovs, Kasjanovs, 2011). Ja X_i mainīgie netiek iekļauti, modelis atspoguļo absolūtās konverģences procesu.

Modeli (1) ir iespējams paplašināt ar laika un valstu fiksētajiem efektiem (attiecīgi η_t un γ_i), ar kuru palīdzību tiek aptverta ekonomiskā cikla ietekme uz ienākumu pieaugumu, un kas ļauj izvairīties no gadījumiem, kad modelī neiekļautu, būtisku faktoru dēļ tiek iegūti nobīdīti novērtējumi:

$$Y_{\mathrm{i,t}} = \mathrm{c} + \beta \ln y_{i,t-1} + \alpha X_{i,t} + \gamma_i + \eta_t + v_{i,t} \qquad (2).$$

Modeļos (1) un (2) ekonomiskās izaugsmes faktori X var tikt izteikti pieaugumos vai līmeņos. Summers et al. (1993) norāda, ka ir lietderīgāk mainīgos modeļos iekļaut līmeņos, jo ienākumu līmeņa pieauguma atšķirības starp valstīm nav noturīgas laikā. Tomēr teorētiskajos modeļos (piemēram, Solova modelī) atsevišķi mainīgie ietverti pieaugumos, piemēram, iedzīvotāju skaits. Empīriskajos pētījumos faktoru ievietošana modeļos ir diezgan patvaļīga, tas ir, faktori tiek iekļauti gan kā pieaugumi, gan kā līmeņi (sk. 1. pielikumu).

Papildu šķērslis veiksmīga ekonometriskā modeļa specifikācijai ir mainīgo X izvēle, kura no zinātniskās literatūras viedokļa nav viennozīmīga. Balstoties uz dažādu pētījumu apkopojumu (skatīt 1. pielikumu), var identificēt vairāk nekā 100 mainīgos, kas vismaz vienā pētījumā ir identificēti kā statistiski nozīmīgi ekonomiskās izaugsmes noteicošie faktori. Potenciālie ekonomikas izaugsmes faktori aptver dažādas jomas — demogrāfiju, izglītību, iedzīvotāju etnisko izcelsmi, finanšu tirgu, investīcijas, ģeogrāfiju, publisko un privāto sektoru, veselības aprūpi, ienākumu nevienlīdzību, infrastruktūru, darba tirgu, institūcijas un citas. Turklāt apkopojums neaptver savstarpēju faktoru mijiedarbību un nelineārus pārveidojumus, kas sarakstu padarītu vēl apjomīgāku.

Ievērojamais faktoru skaits norāda uz to, ka saistībā ar ekonomikas izaugsmes noteicošajiem faktoriem zinātniskajā literatūrā nav viennozīmīgas atbildes, tomēr tas nenozīmē, ka zinātniskie pētījumi nonāk viens ar otru pretrunā. Piemēram, teorija par to, ka

institūcijas ir nozīmīgas ekonomiskajai izaugsmei, nav pretrunā ar teoriju par valstu ģeogrāfiskās atrašanās vietas lomu — abas teorijas būtu uzskatāmas kā savstarpēji papildinošas (Durlauf et al., 2005). Pastāvot K skaitam savstarpēji papildinošu izaugsmes teoriju, kurus raksturo viens vai vairāki mainīgie, ir iespējams definēt 2^K (1) vai (2) vienādojuma specifikācijas, kur katra specifikācija atbilst noteiktai teoriju kombinācijai. No iepriekš minētā intuitīvi izriet jautājums saistībā ar iespējamo faktoru stabilitāti un modeļu nenoteiktību – vai visas teorijas un to kombinācijas ir nozīmīgas ekonomiskajai izaugsmei un sniedz robustus novērtējumus?

1.2. Modeļu nenoteiktība un Beijesa modeļu svēršana

Modeļu nenoteiktība

Zinātniskajā literatūrā arvien aktualizējas jautājums par modeļu nenoteiktību. Visbiežāk pētījumos tiek atspoguļoti tikai atsevišķi novērtējumi par specifikācijām, kuras sniedz statistiski nozīmīgus rezultātus. Tomēr bieži vien, veicot tikai maznozīmīgas izmaiņas modelī, piemēram, pievienojot klāt papildu mainīgo, tiek iegūti rezultāti, kuri nonāk pretrunā ar sākotnējiem novērtējumiem. Pētījumos tiek izmantotas vairākas metodes, ar kurām iespējams novērst modeļu nenoteiktību. Vairāku metožu praktiskai pielietošanai ir nepieciešama ievērojama datorjauda, kas kļuvusi plaši pieejama tikai pēdējo gadu laikā.

Levine un Renelt (1992) pētījums bija viens no pirmajiem mēģinājumiem atrisināt modeļu nenoteiktību ekonomiskās izaugsmes kontekstā. Autori izmantoja EBA metodi, kura konceptuāli paredz novērtējumu veikšanu 2^K modeļiem, kur K ir faktoru skaits. Faktors tiek uzskatīts par robustu, ja visās kombinācijās ar citiem faktoriem tas ir statistiski nozīmīgs, kā arī regresijas koeficienta zīme paliek nemainīga. Levine un Renelt (1992) kā robustus ekonomiskās izaugsmes noteicošos faktorus identificējuši tikai investīcijas un sākotnējo ienākumu līmeni. Šo divu faktoru robustumu ir apstiprinājuši arī Kalaitzidakis, Mamuneas un Stengos (2002), par papildu robustiem ekonomiskās izaugsmes noteicošajiem faktoriem identificējot inflācijas svārstīgumu un ārvalstu valūtu kursu kropļojumus.

Tomēr EBA pieeja izteikti soda pat salīdzinoši nelielu modeļa nenoteiktību. Ja faktors neiztur EBA kritēriju vismaz vienā modelī neatkarīgi no šī modeļa statistiskās jaudas, faktors netiek uzskatīts par robustu. Bieži vien pētnieki, pielietojot EBA metodi, nonāk pie atziņas, ka neviens no faktoriem nav robusts, tomēr šī secinājuma pamatā varētu būt metodes trūkums, nevis faktoru maznozīmīgums. Problēma ir īpaši izteikta gadījumos, kad potenciālo faktoru skaits un līdz ar to arī iespējamo faktoru kombināciju skaits ir liels, jo pastāv augstāka varbūtība iegūt kaut vienu specifikāciju, kur faktoru zīme vai statistiskais nozīmīgums

neatbilst EBA kritērijiem (Brock un Durlauf, 2001; Brock, Durlauf un West, 2003; Sala-i-Martin, 1997).

Lai atrisinātu šo EBA metodes trūkumu, Sala-i-Martin (1997) ņēma vērā modeļu statistisko jaudu, kas izteikta ar maksimālās ticamības pieejas palīdzību. Tādejādi izdarot secinājumus par faktoru robustumu labākajiem modeļiem tiek piešķirts lielāks svars. Rezultātā no 62 potenciālajiem ekonomikas izaugsmes faktoriem tiek iegūti vairāki robusti faktori - reģionālie fiktīvie mainīgie, politiskie mainīgie (cilvēktiesību indekss, kara fiktīvais mainīgais, apvērsumu skaits), reliģiskie mainīgie, tirgus nenoteiktību raksturojošie mainīgie (reālā valūtas kursa svārstības), investīcijas, kapitālisms (privātās uzņēmējdarbības nozīmība tautsaimniecībā), tirdzniecības atvērtība, Spānijas kolonijas fiktīvais mainīgais, kā arī sākotnējais ienākumu līmenis.

Tomēr maksimālās ticamības novērtējumiem ir būtisks trūkums – tie piešķir lielāku nozīmīgumu modeļiem ar lielāku mainīgo skaitu. Ieviešot modelī arvien vairāk mainīgos, palielinās iespēja, ka modeļa ietvaros tiek izskaidrotas gadījuma kļūdas, kas nav saistītas ar modeļa pamatā esošajiem ekonomiskajiem procesiem. Šādu modeļu koeficienti ir jutīgi gadījumos, kad pielietotā datu kopa tiek papildināta ar jauniem novērojumiem.

Kopš pirmajiem mēģinājumiem novērst modeļu nenoteiktību, svēršanas metodes ir būtiski pilnveidotas. Doppelhofer, Miller un Sala-i-Martin (2000) izmanto BACE metodi, kura necieš no iepriekš minētajām maksimālās ticamības novērtējumu problēmām. Tā ļauj noteikt katra modeļa varbūtību jeb PMP, kas funkcionē analoģiski modeļa svaram Sala-i-Martin (1997) pieejā, turklāt pieeja balstās ne tikai uz informāciju, kuru sniedz dati, bet arī uz pētnieka sākotnējiem pieņēmumiem. Rezultātā tiek iegūts, ka sākotnējais ienākumu līmenis, kalnrūpniecības īpatsvars IKP, ekonomikas atvērtība, konfūcistu un protestantu īpatsvars, sagaidāmais mūža ilgums, sākumskolā studējošo īpatsvars, Subsahāras Āfrikas un Latīņamerikas fiktīvie mainīgie, izejvielu īpatsvars eksportā, kā arī ārvalsts valūtu kropļojumi ir robusti izaugsmi noteicošie faktori. Autori gan norāda, ka BACE ir uzskatāma par speciālgadījumu plašākai modeļu svēršanas metodoloģijai — BMA.

Vērā ņemamu pienesumu BMA popularizēšanā sniedza Raftery (1995) un Fernandez, Ley un Steel (2001b), kuru darbi uzskatāmi par vispārpieņemtu standartu BMA jomā. Fernandez, Ley un Steel (2001b) par robustiem ekonomikas izaugsmes faktoriem identificēja sākotnējo ienākumu līmeni, konfūcistu īpatsvaru, sagaidāmo mūža ilgumu un investīcijas. Vairāki autori ir norādījuši, ka ar BMA metodoloģiju iegūto novērtējumu spēja prognozēt ir ievērojami labāka nekā klasiskajām novērtēšanas stratēģijām (Raftery, 1995; Fernandez et al., 2001; Liang et al., 2008).

Beijesa modeļu svēršanas pamatprincipi

Izmantojot Beijesa sakarību, modeļa PMP ir izsakāma kā modeļa ticamības funkcijas un modeļa izmēra apriorās varbūtības reizinājums, kas tiek normalizēts dalot ar modeļu kopas robežticamības kopas summu $\sum_{j=1}^{2K} p(y|\, M_j, X)p(M_j)$:

$$p(M_j|y, X) = \frac{p(y|M_j, X)p(M_j)}{\sum_{j=1}^{2K} p(y|M_j, X)p(M_j)} \quad (3).$$

Faktoru koeficientu aposterioro sadalījumu θ iespējams iegūt sverot jau iepriekš aplūkoto PMP ar $p(\theta|y, X, M_j)$, kas raksturo konkrēta modeļa M_j koeficientu novērtējumu balstoties uz pieejamiem datiem D, tādejādi iegūstot PIP:

$$p(\theta|y, X) = \sum_{j=1}^{2K} p(\theta|M_j, y, X)p(M_j|y, X) \quad (4).$$

Vienādojumi (3) - (4) ir doti vispārīgā formā, taču, lai būtu iespējams iegūt novērtējamus modeļus, nepieciešams analītiski precizēt robežticamības funkciju, kas izriet no modeļu koeficientu un izmēra apriorajiem.

Modeļu koeficientu apriorie

Empīriskajos pētījumos bieži tiek izmantota Fernandez, Ley un Steel (2001b) pieeja, pieņemot, ka katra modeļa M_j kļūdas ir normāli sadalītas, tas ir $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2)$. Pamatā koeficienta apriorā struktūra tiek balstīta uz Zellner (1986) g aprioro:

$$\beta_j|g \sim N\left(0, \sigma^2\left(\frac{1}{g}X_j'X_j\right)^{-1}\right) \quad (5).$$

Zellner apriorais nosaka, ka sagaidāmās koeficientu vērtības ir nulle, atspoguļojot sākotnējo informācijas trūkumu par koeficientu patieso vērtību. Ar parametra g palīdzību iespējams atspoguļot pētnieka pārliecību par pieņēmumu, ka koeficientu sagaidāmā vērtība tiešām ir nulle. Nosakot zemu g, tiek mazināta koeficientu variācija, tādejādi palielinot varbūtību, ka koeficients ir vienāds ar nulli, bet nosakot lielāku g tiek palielināta koeficientu variācija un tādejādi paaugstināta varbūtību, ka koeficients nav vienāds ar nulli.

Viena no galvenajām Zellner g priekšrocībām ir iespēja iegūt robežticamības funkcijas analītiskā formā:

$$p(y|M_j, X) \propto (1+g)^{-\frac{K_j}{2}} \left(1 - \frac{g}{1+g} R_j^2\right)^{-\frac{N-1}{2}} \quad (6),$$

kur N ir novērojumu skaits un R^2 ir determinācijas koeficients. Ņemot vērā acīmredzamo g parametra ietekmi uz novērtējumu rezultātiem, zinātniskajā literatūrā tiek piedāvātas vairākas g specifikācijas (Feldkircher, Zeugner 2009; Liang et al. 2008):

1) Riska inflācijas apriorais (RIC) — tiek noteikts $g = K^2$ atbilstoši Foster un George (1994) piedāvātajam. Apriorais pieņem, ka, palielinoties faktoru skaitam K, mazinās sākotnējo pieņēmumu ietekme uz aposteriorajiem rezultātiem;
2) Vienības informācijas apriorais (UIP) — tiek noteikts $g = N$. Apriorā ietekme uz aposteriorajiem rezultātiem samazinās proporcionāli novērojumu skaitam. Fernandez, Ley un Steel (2001) uzskatāmi parāda, kad $N \to \infty$ informācija kritērijs ir ekvivalents plaši pazīstamajam Schwarz jeb Beijesa informācijas kritērijam.
3) Etalona apriorais (BRIC) — apriorais atbilst $g = \max(N, K^2)$. Balstoties uz simulāciju rezultātiem, Fernandez, Ley un Steel (2001a) norāda, ka BRIC apriorā veiktspēja bijusi vislabākā. Apriorais uzskatāms par UIP un RIC aprioro kombināciju.
4) Lokālā empīriskā Beijesa pieeja (EBL) — $g_j = \arg\max_g p(y|M_j, X, g)$. George un Foster (2000) un Hansen un Yu (2001) iesaka lietot šo pieeju, ar kuras palīdzību g tiek noteikts izmantojot informāciju no pieejamiem datiem (y, X). Atšķirībā no citām pieejām g tiek noteikts katram modelim atsevišķi kā $g = \max(0, F_j - 1)$, kur F_j ir standarta MKM F-statistika. Jāpiebilst, ka konceptuāli EBL pieeja neatbilst apriorā principiem, kuriem būtu jāatspoguļo sākotnējos uzskatus par modeļu koeficientiem neatkarīgi no datiem.
5) Hiper-g apriorais *(hyper-g prior)* - Liang et al (2008) piedāvā noteikt visiem modeļiem g sadalījuma veidā jeb $\frac{g}{1+g} \sim \text{Beta}\left(1, \frac{a}{2} - 1\right)$. Lai gan pieeja atrisina g izvēli, rodas jauns hiperparametrs a, kuru ir nepieciešams noteikt. Feldkircher un Zeugner (2009) piedāvā izmantot UIP un RIC, lai identificētu atbilstošās a vērtības.

Viens no galvenajiem argumentiem par labu hiper-g apriorā izmantošanai zinātniskajā literatūrā tiek minēta iespēja izvairīties no supermodeļu efekta jeb situācijām, kad, izmantojot tradicionālos informācijas kritērijus, atsevišķi modeļi iegūst ļoti augstu PMP — pārmērīgi

liels svars tiek noteikts dažiem modeļiem. Šī problēma ir īpaši izteikta gadījumos, kad N vai K skaits ir liels (Feldkircher un Zeugner, 2009).

Modeļu izmēra apriorie

Vienādojumā (4) nepieciešams definēt pieņēmumus par modeļa izmēra aprioro $p(M_j)$. Zinātniskajā literatūrā visbiežāk tiek lietoti trīs apriorie sadalījumi modeļa izmēram - vienveidīgais, binomiālais un beta-binomiālais.

Vienveidīgā sadalījuma apriorais nosaka, ka pie noteikta skaita mainīgo K, katram modelim tiek piešķirta identiska varbūtība:

$$p(M_j) = 2^{-K} \quad (7).$$

Tomēr tam ir būtisks trūkums, jo tas piešķir vislielāko varbūtību modeļiem ar $\frac{K}{2}$ mainīgo skaitu. Ja $K = 20$ katram modelim atbilstoši (7) vienādojumam tiek piešķirta apriorā varbūtība $9{,}54 * 10^{-7}$. Tādā gadījumā apriorā varbūtība modelim ar $K_j = 10$ ir 18%, kas, vadoties pēc 1.1. attēla, ir visaugstākā modeļa varbūtība, kāda ir iespējama pie dotajiem nosacījumiem.[1]

Savukārt binomiālo modeļa aprioro sadalījumu nosaka ne tikai faktoru skaits, bet arī pieņēmums par faktoru iekļaušanas varbūtību θ, kura tiek noteikta vienāda visiem faktoriem un kuru iespējams izteikt kā $\theta = \frac{\bar{m}}{K}$:

$$p(M_j) = \theta^{K_j}(1-\theta)^{K-K_j} \quad (8).$$

Lai noteiktu faktoru iekļaušanas varbūtību θ ir nepieciešams izvirzīt pieņēmumu par modeļa sagaidāmo izmēru $\bar{m}$, kas uzskatāms par subjektīvu pētnieka vērtējumu. Gadījumos, kad $\theta = \frac{1}{2}$, apriorais ir identisks vienveidīgajam, taču ja $\theta < \frac{1}{2}$, tad apriorais lielāku varbūtību piešķir mazāka izmēra modeļiem un pretēji, ja $\theta > \frac{1}{2}$ (sk. 1.1. attēlu).

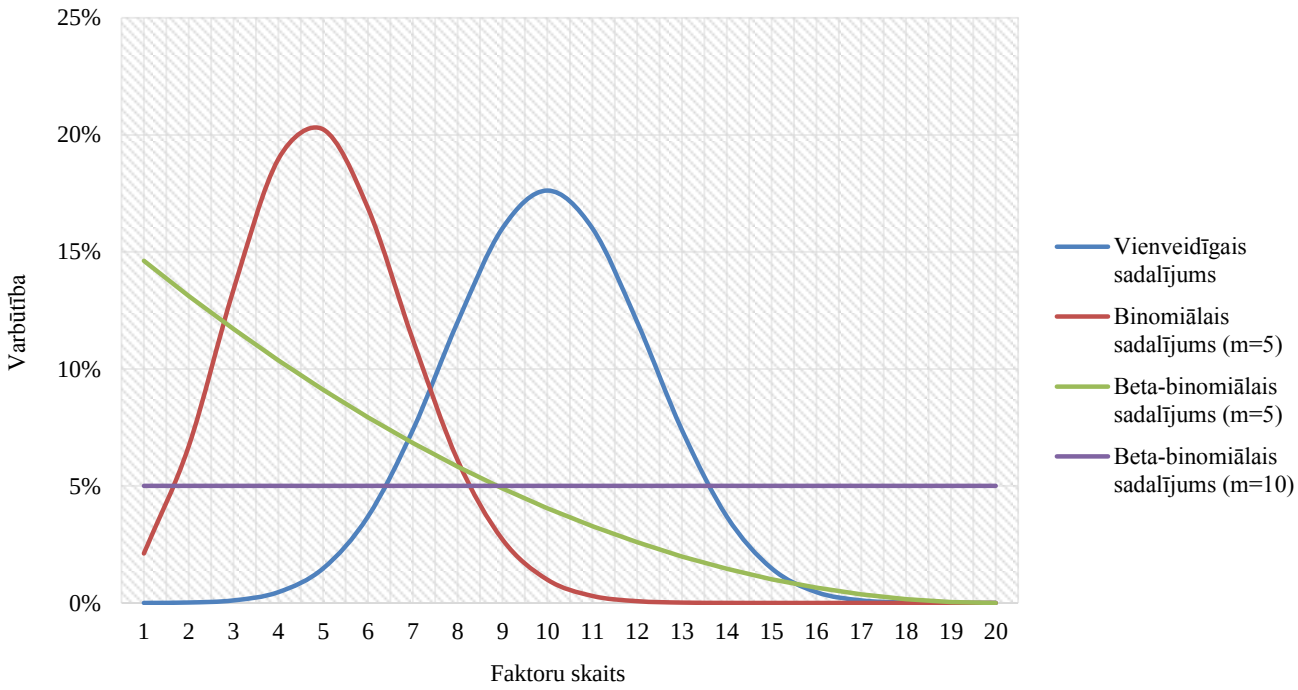
Viens no binomiālā apriorā trūkumiem ir patvaļīga $\bar{m}$ izvēle. Apriorais ir izmantojams gadījumos, kad ir pārliecinoša informācija par modeļa sagaidāmo izmēru. Šāda situācija nav spēkā ekonomikas izaugsmes noteicošajiem faktoriem, kuru skaits, kā jau norādīts 1.1.

[1] Lai aprēķinātu aprioro varbūtību modelim ar $K_j = 10$, ir nepieciešams noskaidrot, cik modeļus ar 10 faktoriem ir iespējams izveidot no visiem 20 dotajiem mainīgajiem. Šajā gadījumā ir iespējams pielietot standarta kombinatorikas sakarību $\frac{K!}{K_j!(K-K_j)!}$, kuru reizinot ar viena modeļa varbūtību tiek iegūti 18%.

nodaļā, nav skaidri zināms. Papildu iepriekš minētajam, Ley un Steel (2009) kritizē to, ka gan vienveidīgais, gan binomiālais apriorais nosaka pārlieku augstu varbūtību modeļiem, kuru izmērs atbilst sadalījuma modai, tādejādi netiek pienācīgi atspoguļota sākotnējā nenoteiktība, kas skar modeļa izmēru. Viņi piedāvā lietot beta-binomiālo modeļa izmēra aprioro. Tas nosaka beta sadalījumu priekš faktoru iekļaušanas varbūtības:

$$\theta \sim Beta(a, b) \qquad (9).$$

Apriorais ir atkarīgs no diviem parametriem (a, b). Vadoties pēc Ley un Steel (2009), tiek noteikts $a = 1$ un $b = \frac{(k-\bar{m})}{\bar{m}}$. Lai gan arī šajā gadījumā nepieciešams izvēlēties sagaidāmo modeļa izmēru, autori, balstoties uz simulāciju rezultātiem, norāda, ka, izmantojot beta-binomiālo aprioro, šai izvēlei ir ievērojami mazāka ietekme uz aposteriorajiem rezultātiem nekā vienkāršā binomiālā sadalījuma gadījumā.



1.1. att. **BMA modeļu izmēru apriorie**[1]

Avots: Autora izstrāde

Tādejādi sagaidāmā modeļa izmēra izvēle var būtiski ietekmēt apriorā sadalījuma formu (sk. 1.1. attēlu). Ja konkrētajā piemērā tiek noteikts $\bar{m} = 10$, tad veidojas beta-binomiālais sadalījums ar parametriem $a = 1, b = 1$, kas piešķir vienlīdzīgu varbūtību visiem modeļu izmēriem. Savukārt, ja $\bar{m} = 5$, tad veidojas beta-binomiālais sadalījums ar parametriem $a =$

[1] Attēlā redzamie sadalījumi ir balstīti uz piemēru, kur maksimālais faktoru skaits ir 20.

$1, b = 3$, kas piešķir būtiski augstāku varbūtību maza izmēra modeļiem. Lai novērtētu rezultātu robustumu attiecībā pret sākotnējiem pieņēmumiem, šī darba ietvaros veikti novērtējumi ar dažādiem g un modeļu izmēru apriorajiem.

Markova ķēžu Monte-Karlo algoritms

Pieaugot faktoru skaitam, iespējamais faktoru kombināciju skaits pieaug ar ģeometriskās progresijas ātrumu (2^K). Kad faktoru skaits kļūst ievērojams, visu iespējamo modeļu novērtēšana nav iespējama pat ar vismodernāko datortehnoloģiju palīdzību. Piemēram, ja novērtējumi tiek veikti ar 30 faktoriem, tad kopumā būtu jānovērtē 2^{30} jeb vairāk nekā viens miljards iespējamo modeļu. Tāpēc tiek lietotas MCMC aproksimācijas pieejas, ar kuru palīdzību aposterioros modeļu novērtējumus ir iespējams iegūt, izmantojot svarīgākos modeļu kopas rezultātus.

Viens no populārākajiem algoritmiem, kas arī izmantots šī pētījuma ietvaros, ir Metropolis-Hastings algoritms. Algoritms sāk aproksimāciju solī i pie kāda modeļa M_i, kura varbūtība ir $p(M_i|y, X)$. Nākamajā solī $i + 1$ tiek piedāvāts jauns kandidāta modelis M_j. Algoritms pāriet no modeļa M_i uz modeli M_j ar varbūtību $p_{i,j}$:

$$p_{i,j} = \min\left(1, \frac{p(M_j|y, X)}{p(M_i|y, X)}\right) \qquad (10).$$

(10) vienādojums nosaka, ja modeļa M_j ticamība ir lielāka par modeļa M_i, tad tiek izvēlēts modelis M_j, un process tiek atkārtots. Ja modeļa M_j ticamība ir mazāka par M_i, tad tiek izvēlēts jauns modelis M_d, kas atkal tiek salīdzināts ar M_i. Iepriekš raksturotais process tiek ilgstoši atkārtots atkarībā no izvēlētā iterāciju skaita, un katra modeļa PMP tiek noteikts atkarībā no tā, cik iterācijās tas ir ticis noteikts par labāku nekā kāds cits modelis. (10) vienādojuma komponente $\frac{p(M_j|y,X)}{p(M_i|y,X)}$ jeb Beijesa faktors funkcionē kā BIC informācijas kritērijs, kas nosaka izvēli par labu vienam no modeļiem.[1]

MCMC algoritma iegūto rezultātu kvalitāti nosaka ne tikai iterāciju skaits, bet arī metode, ar kuru tiek izvēlēti jauni modeļi. Šī darba ietvaros tiks izmantota empīriskajos pētījumos plaši lietotā dzimšanas-miršanas pieeja *(birth-death sampler)*. Pieejas ietvaros sākotnēji tiek nejauši atlasīts modelis M_i un viens no K faktoriem. Ja esošajā modelī M_i jau ir nejauši izvēlētais faktors, tad modelis M_j tiek izvēlēts identisks modelim M_i neskaitot iepriekš nejauši izvēlēto faktoru. Ja modelī M_i nav nejauši izvēlētā faktora, tad modelis M_j tiek veidots

[1] Skatīt Raftery (1995) darbu, kurā tiek formālizēta Beijesa faktora BIC aproksimācija.

no M_i modeļa faktoriem un nejauši izvēlētā faktora. Ņemot vērā to, ka pastāv iespēja iterāciju procesam sākties no modeļa, kura statistiskā jauda ir zema un kas neizskaidro pamatā esošos ekonomiskos procesus, tad vairākas sākotnējās iterācijas tiek atmestas, lai nenobīdītu gala rezultātus.

1.3. Endogenitāte ekonomiskās izaugsmes novērtējumos un GMM pieeja

Endogenitāte

Lai gan BMA pieeja novērš problēmjautājumus, kas skar modeļu nenoteiktību, tā neatrisina iespējamo faktoru endogenitāti, kuras rezultātā iegūtie novērtējumi varētu būt nobīdīti. Tāpēc zinātniskajā literatūra izaugsmes ekonometriskie novērtējumi tiek kritizēti, jo nesniedz pilnīgu priekšstatu par faktoru un ekonomiskās izaugsmes kauzalitāti. Piemēram, tiek izveidota modeļa specifikācija, kur izglītības kvalitāte tiek iekļauta kā viens no faktoriem, kas ietekmē ekonomisko izaugsmi. Šajā gadījumā pastāv iespējamība, ka vairāku iemeslu dēļ izglītības kvalitāte ir korelēta ar modeļa kļūdām. Piemēram, pieaugot izglītības kvalitātei, palielinās arī cilvēkkapitāla produktivitāte, kas savukārt veicina ekonomisko izaugsmi un ienākumu līmeņa pieaugumu. Tajā pašā laikā ir iespējama arī pretēja cēlonība. Ekonomiskā izaugsme veicina iedzīvotāju ienākumus, kas caur papildu nodokļu ieņēmumiem palielina valsts budžetu. Iegūtie papildu resursi valsts budžetā var tikt novirzīti izglītībai. Šī apgrieztā kauzalitāte padara izglītības kvalitāti par endogēnu faktoru, kura novērtējumi būs nobīdīti. Papildu iepriekš minētajam gan ekonomisko izaugsmi, gan izglītības kvalitāti var ietekmēt latentie jeb modelī neiekļautie faktori, kas vienlaikus ir korelēti ar modeļa faktoriem un kļūdām.

Zinātniskajā literatūrā tiek piedāvātas vairākas metodes, ar kuru palīdzību iespējams izvairīties no endogenitātes problēmas – instrumentālā mainīgā metode, diferenču GMM vai sistēmu GMM. Ar instrumentālo mainīgo pieeju tiek meklēti instrumenti, kuri izskaidro faktorus, bet ne atkarīgo mainīgo (instruments nekorelē ar sākotnējas modeļa specifikācijas kļūdām). Ja abi iepriekš minētie kritēriji tiek realizēti, tad iespējams iegūt nenobīdītus novērtējumus. Ilustratīvi, izmantojot (2) vienādojuma modeli par pamatu, iepriekš raksturotos nosacījumus jeb pieņēmumus iespējams definēt sekojoši:

$$E\left(v_{i,t} \middle| Z_{i,t}\right) = 0 \qquad (11),$$

$$E(X_{i,t} | Z_{i,t}) \neq 0 \qquad (12),$$

kur $Z_{i,t}$ ir instrumentu matrica. Ja (11) un (12) vienādojumi ir spēkā, tad (2) modeļa koeficientus ir iespējams novērtēt, izmantojot, piemēram, zinātniskajā literatūrā plaši pielietoto 2SLS:

$$\begin{cases} Y_{\mathrm{i,t}} = \mathrm{c} + \beta \ln y_{i,t-1} + \alpha \hat{X}_{i,t} + \gamma_i + \eta_t + v_{i,t} \\ \hat{X}_{i,t} = \pi_0 + \pi_1 Z_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{cases} \quad (13).$$

Pirmajā solī ar MKM tiek novērtēta endogēnā mainīgā regresija. Otrajā solī ar modeli novērtētās $\hat{X}_{i,t}$ vērtības tiek izmantotas kā mainīgais pamata ekonomiskās izaugsmes vienādojumā.

Ekonomiskās izaugsmes empīriskajā literatūrā instrumentālo mainīgo pieeja tiek reti izmantota, jo adekvātu instrumentu atrašana ir visai sarežģīta. Tāpat arī nav viennozīmīgas atbildes par to, kurus instrumentus un kādiem endogēnajiem mainīgajiem pielietot. Piemēram, Dollar un Gatti (1999), kā instrumentus izglītības līmenim un tās nevienlīdzību starp vīriešiem un sievietēm izmantoja reliģiozās piederības un pilsoņtiesību mainīgos. Tajā pašā laikā Klasen (2002) izglītības mainīgā endogenitātes novēršanai dzimstības līmeni un tā izmaiņas, kā arī valsts izdevumus izglītībai procentos no IKP. Ņemot vērā arī to, ka zinātniskajā literatūrā mēdz nepārbaudīt izmantoto instrumentu atbilstību, nav iespējams novērtēt, kuri no instrumentiem būtu vispiemērotākie. Pat gadījumos, kad pētnieki norādītu, piemēram, Sargan/Hansen testa rezultātus, instrumentu kvalitāti nebūtu iespējams salīdzināt, jo pamata ekonometriskā modeļa specifikācija pētījumos atšķiras.

Cits risinājums endogenitātes novēršanai ir GMM. Nosakot pieņēmumus par faktoru saistību ar modeļa kļūdām, pastāv iespēja izmantot mainīgo novēlotās vērtības kā instrumentus. Ja izmantotie instrumenti ir piemēroti, ar šo pieeju ir var samazināt iespējamo koeficientu nobīdi.

Diferenču un sistēmas GMM

GMM pieejas zinātniskajā literatūrā tiek iedalītas divos paveidos — diferenču GMM (Arellano un Bond, 1991; Holtz-Eakin, Newey un Rosen; 1988) un sistēmas GMM (Arellano un Bover, 1995; Blundell un Bond, 1998). Abas GMM variācijas ir piemērotas situācijām, kad ir pieejami paneļdati, kuros laika periodu skaits ir ievērojami mazāks par valstu (grupu) skaitu.

Arellano un Bond (1991) pieeja paredz sākotnējā modeļa diferencēšanu, kā arī Hansen (1982) vispārīgo momentu nosacījumu izmantošanu. Jāatzīmē, ka diferenču GMM pielietošanai ir saistīta ar vairākiem sākotnējiem pieņēmumiem

$$E(y_{i,1}|v_{i,t}) = E(X_{i,1}|v_{i,t}) = 0, \text{ kur } i = 1, \dots, N \text{ un } t = 2, \dots, T \quad (14),$$

kuri nosaka, ka modeļa kļūdas nav korelētas ar faktoru sākotnējiem novērojumiem. Izpildoties šiem pieņēmumiem, ir iespējams izmantot $t - 2$ faktoru novēlojumus līmeņos kā instrumentus priekš diferencētā vienādojuma, no kura tiek izslēgti valstu fiksētie efekti.

Blundell un Bond (1998) norāda, ka diferenču GMM novērtējumi var būt būtiski nobīdīti gadījumos, kad izmantotie instrumenti ir vāji korelēti ar faktoriem. Autoru simulāciju rezultāti liecina, ka šādās situācijās koeficientu novērtējumi ir nobīdīti uz leju, it īpaši, ja laikrindu periodu skaits ir neliels. Blundell, Bond (1998) un Bond et al. (2001) piedāvā pielietot sistēmas GMM pieeju, kuras ietvaros tiek izvirzīts papildu pieņēmums, ka faktoru pirmās kārtas diferences nav korelētas ar valstu specifiskajiem efektiem

$$E(\Delta y_{i,2}|\eta_i) = 0, E(\Delta X_{i,2}|\eta_i) = 0 \text{ visiem } i = 1, \dots, N \quad (15).$$

Izpildoties (15) pieņēmumam, ir iespējams izmantot faktoru $t - 1$ un vēlāku novēlojumu diferences kā instrumentus priekš nediferencētā vienādojuma, tomēr Bond et al. (2001) norāda, ka vēlāku novēlojumu izmantošana ir lieka un neuzlabo novērtējumu efektivitāti. Ar šo GMM pieeju tiek izveidota novērtējamo modeļu sistēma — vienlaikus tiek novērtēts nediferencēts modelis ar diferencētiem instrumentiem, kā arī diferencēts modelis ar instrumentiem, kuri izteikti līmeņos.

GMM novērtējumi ir uzskatāmi par ticamiem tikai, ja izpildās sākotnējie pieņēmumi. Lai pārliecinātos par izmantoto instrumentu atbilstību, tiek pielietots Sargan (1958) un Hansen (1982) J tests, ar kuru, vispārīgi runājot, tiek pārbaudīta instrumentu korelācija ar modeļa kļūdām. Testa nulles hipotēze nosaka, ka instrumenti ir atbilstoši un nekorelē ar modeļa kļūdām.

Veicot GMM novērtējumus, ir iespējams piemērot ievērojamu skaitu instrumentu. Palielinoties izmantoto instrumentu skaitam, novērtējumu efektivitātei arī ir jāpieaug (Dagenais & Dagenais, 1997). Tomēr, izmantojot pārmērīgu instrumentu skaitu, tiek iegūti novērtējumi, kuri nav asimptotiski stabili (pieaugot novērojumu skaitam, koeficienti netiecas uz to patiesajām vērtībām). Bekker (1994), Newey & Smith (2004) un Ziliak (1997) norāda uz to, ka ar palielinātu instrumentu skaitu iegūtā efektivitāte neatspēko ieviesto jutīgumu novērtējumos, kas ir īpaši izteikts, ja instrumenti ir vāji (Staiger & Stock 1997). Šajā

gadījumā arī Sargan/Hansen J testa rezultāti kļūst neuzticami (Andersen & Sorensen, 1996; Bowsher, 2002).

Arellano un Bond (1991) norāda, ka gadījumos, kad pastāv izteikta autokorelācija gadījumā kļūdās $v_{i,t}$, atsevišķi faktoru novēlojumi nevar tikt izmantoti kā instrumenti. To atbilstības novērtējumu ir iespējams veikt ar Arellano-Bond testu, kura nulles hipotēze nosaka, ka modelī nav otrās kārtas autokorelācijas.

Modeļu kļūdu uzvedību laikā raksturo atsevišķo gadījumos var raksturot heteroscedasticitāte. Lai iegūtu pret heteroscedasticitāti robustus GMM novērtējumus, tiek lietots divsoļu GMM. Tomēr Arellano un Bond (1991), Hansen, Heaton un Yaron (1996) simulāciju rezultāti liecina, ka ar divsoļu GMM pieeju, novērtētās koeficientu vērtības ir nobīdītas uz leju, kā arī tiek iegūti pārlieku šauri ticamības intervāli. Lai izvairītos no šo nobīžu ietekmes uz novērtējumu rezultātiem, pētījuma ietvaros tiek izmantota Windmeijer (2005) korekcija.

2. EKONOMISKĀS IZAUGSMES FAKTORU NOVĒRTĒJUMS AR BMA

2.1. Pētījumā izmantotie dati

Pētījumā izmantoti 115 valstu dati (sk. 2.1. tabulu un 2. pielikumu) par laika periodu no 2006. līdz 2016. gadam. Izmantoto valstu kopu, kā arī laika periodu nosaka WEF GCI datu pieejamība.[1]

2.1. tabula

Novērtējumos izmantoto mainīgo raksturojums

Mainīgais	Apzīmējums	Avots
IKP uz vienu iedzīvotāju pieaugums PPP (logaritmēts, diferencēts)	$\Delta\ln(y_t)$	*IMF World Economic Outlook*
Sākotnējais IKP uz vienu iedzīvotāju, PPP (logaritmēts novēlojums)	$\ln(y_{t-1})$	
Investīcijas (% no IKP)	inv	
Iedzīvotāju skaits (logaritmēts, diferencēts)	$\Delta\ln(n_t)$	
Ārvalstu tiešo investīciju loma tehnoloģiju pārņemšanā (9.03)	tech	*World Economic Forum, Global Competitiveness Index*
Makroekonomiskā vides stabilitāte (3. pīlārs)	macro	
Atalgojuma atbilstība produktivitātei (7.06)	prod	
Starptautiskās tirdzniecības ierobežojumi (6.09)	trade	
Vispārējā infrastruktūras kvalitāte (2.01)	infr	
Uzņēmējdarbības klasteru attīstība (11.03)	clust	
Valsts administratīvais slogs (1.09)	inst	
Augstākās izglītības iestādēs studējošo īpatsvars , % (5.02)	edu	
Uzņēmumu izdevumi pētniecībai un attīstībai (12.03)	rd	
Finansēšana caur vietējo kapitāla tirgu (8.03)	fin	
Sagaidāmais mūža ilgums, gados (4.08)	life	

Avots: Autora apkopojums

[1] 2016. gadā GCI datos ir pieejama informācija jau par 140 valstīm, tomēr atsevišķas valstis GCI datu bāzei ir pievienotas tikai pēdējo gadu ietvaros. Šo valstu iekļaušana pētījuma kopā nozīmētu nesabalansēta datu paneļa iegūšanu. Lai saglabātu pēc iespējas vairāk informācijas, iztrūkstošie novērojumi tiek aizstāti ar tuvāko novērojumu vidējām vērtībām.

Jāpiebilst, ka pētījuma empīriskajā daļā tiek izmantota tikai daļa no zinātniskajā literatūrā identificētajiem statistiski nozīmīgajiem izaugsmes faktoriem (sk.1. pielikumu), kam par pamatu ir vairāki iemesli. Citu pētnieku izaugsmes modeļu novērtējumi tiek balstīti vai nu uz šķērsgriezuma datiem, vai arī uz paneļdatiem, kur mainīgie izteikti, piemēram, kā 5 gadu vidējās vērtības vai kā 5 gadu pieaugumi (piemēram, Barro, 1991; Barro & Lee, 1994; Barro, 1996; Sala-i-Martin, 1997). Gadījumos, kad pētījuma periods ir pietiekams, ir iespējams iegūt datus pat, ja 5 gadu intervālā iztrūkst vairāki novērojumi, tādejādi iegūstot balansētu datu paneli ar ļoti plašu mainīgi klāstu. Ņemot vērā to, ka laikrindu dati par vairākām valstīm, t.sk. Baltijas valstīm, ir ierobežoti vai nav pieejami, tad, izmantojot iepriekš minēto pieeju, nav iespējams iegūt pietiekamu novērojumu skaitu. Lai izvairītos no tā, ka modelī netiek iekļauti būtiski faktori, novērtējumos tiek iekļauti valstu fiksētie efekti.

Šī darba ietvaros izmantotā paneļdatu kopa ar izaugsmes noteicošajiem faktoriem, kā arī valstu un laika fiksētajiem efektiem, nozīmē, ka mainīgo skaits pārsniedz pat 100. Ekonomiskā cikla ietekme uz ienākumu līmeni tiek aptverta, iekļaujot laika fiksētos efektus. Pievienojot novērtējumiem papildu faktorus, iespējamo modeļu kopa pieaug eksponenciāli. Šādos gadījumos varētu būt problēmas iegūt ticamus BMA rezultātus neskatoties uz to, ka tiek izmantotas MCMC aproksimācijas pieejas un augstas veiktspējas datori. Līdz ar to rodas nepieciešamība ierobežot analīzē iekļaujamo faktoru kopu.

Ņemot vērā iepriekš minētos apsvērumus, analīze aptver faktorus, kas izriet no Solova modeļa un tipiski tiek iekļauti nosacītās beta-konverģences novērtējumos (sākotnējais IKP līmenis, iedzīvotāju skaita pieaugums un investīcijas (sk. 1 pielikumu)), kā arī vairāki GCI rādītāji (sk. 2.1. tabulu).

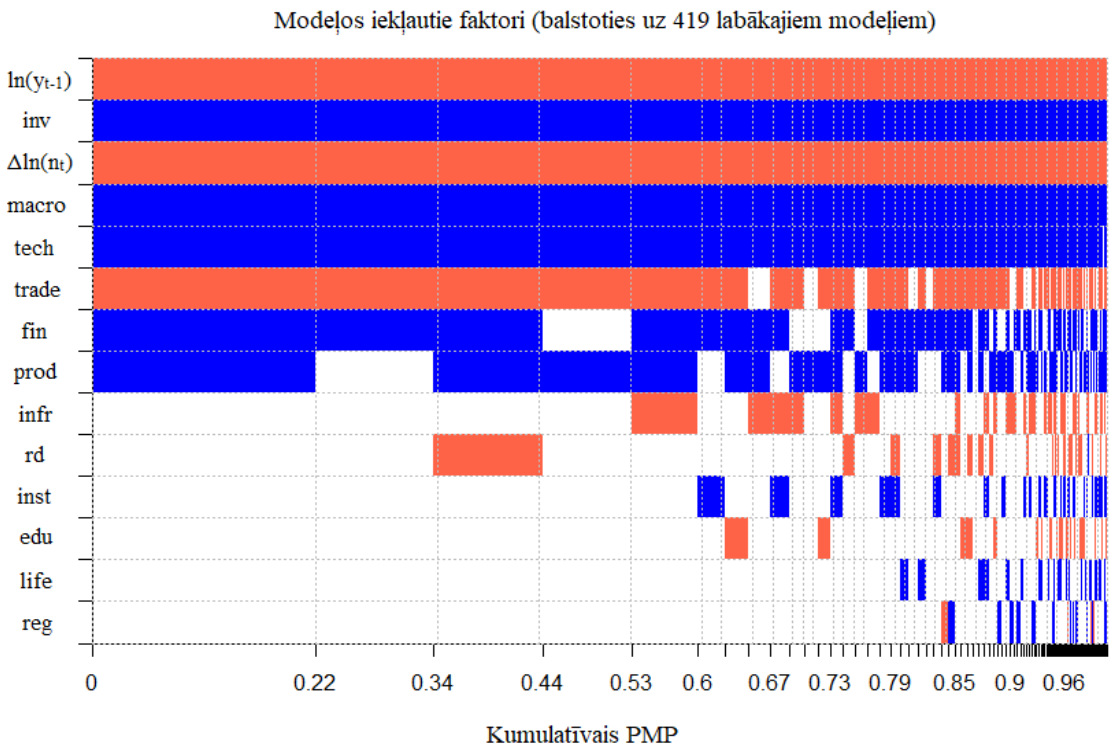
Šis pētījums pamatojas uz Moral-Benito (2014) un Ciccone un Jarocinski (2010) pieeju atsevišķi jomu aptveršanai izvēlēties ierobežotu mainīgo kopu. Tas nepieciešams, jo vairāki GCI rādītājiem pārklājas un veido multikolinearitāres problēmu. Piemēram, institūcijas iespējams raksturot ar īpašumtiesību indeksu, tiesas varas neatkarības indeksu, valdības politikas caurskatāmības indeksu vai kādu citu GCI pirmā pīlāra indeksu. Moral-Benito (2014) un Ciccone un Jarocinski (2010) norāda, ka multikolinearitātes rezultātā tiek iegūti novērtējumi, kuri ir jutīgi pret iekļauto mainīgo kopu.

2.2. BMA novērtējumu rezultāti

Empīrisko novērtējumu pamatā izmantota (2) nosacītās beta konverģences modeļa specifikācija. Balstoties uz sākotnējo pieņēmumu par modeļa izmēra un koeficientu apriorajiem, ir iespējamas dažādas BMA novērtēšanas stratēģijas. Par bāzes novērtējumu izmantota Fernandez, Ley un Steel (2001b) pieeja, kurā par modeļa izmēra aprioro tiek noteikts vienveidīgais sadalījums, savukārt par koeficientu aprioro izmantots Zellner g, kas noteikts ar BRIC kritērija palīdzību. Tālāk ekonomiskās izaugsmes faktoru robustums tiek pārbaudīts ar citiem modeļu izmēra un koeficientu apriorajiem.

2.2.1. Pamata specifikācijas novērtējumi

Veicot novērtējumus BMA pamata specifikācijai un iekļaujot visus izvēlētos faktorus, iespējams secināt, ka Solova modeļa faktori (sākotnējais ienākumu līmenis, investīcijas un iedzīvotāju skaita pieaugums) ir viennozīmīgi robusti (sk. 2.1. attēlu).



2.1. att. **BMA pamata specifikācijas modeļi ar augstāko PMP (bez valstu un laika fiksētajiem efektiem)**[1]

Avots: Autora izstrāde

[1] Sarkanā krāsa attēlā norāda uz faktora negatīvo saistību ar ienākumu līmeņa pieaugumu, savukārt zilā krāsa uz faktora pozitīvo saistību ar ienākumu pieaugumu. Baltā krāsa norāda, ka faktors modelī nav iekļauts.

Faktoru aposteriorā iekļaušanas varbūtība (PIP) ir ievērojami augsta, un šie mainīgie ir statistiski nozīmīgi visā iterācijas ķēdē apskatīto faktoru kombinācijās. Arī attiecībā uz šo mainīgo zīmēm nepastāv nenoteiktība (sk. 2.1. tabulu).

2.1. tabula

Nosacītās beta konverģences modeļa BMA novērtējumi (2006. - 2016. gads)
g = BRIC, vienveidīgs modeļa izmēra apriorais

	Atkarīgais mainīgais ir $\Delta\ln(y_t)$			
	PIP	Aposteriorā koeficienta vērtība	Aposteriorā koeficienta standartnovirze	Koeficienta pozitīvas zīmes varbūtība
$\ln(y_{t-1})$	1.00	-1.38E-02	1.55E-03	0.000
inv	1.00	9.39E-02	1.44E-02	1.000
$\Delta\ln(n_t)$	1.00	-7.43E-01	5.72E-02	0.000
tech	0.99	1.12E-02	2.31E-03	1.000
macro	0.99	5.88E-03	1.37E-03	1.000
prod	0.94	7.10E-03	2.63E-03	1.000
trade	0.46	-2.63E-03	3.12E-03	0.000
infr	0.37	-1.43E-03	2.02E-03	0.000
inst	0.05	1.73E-04	9.06E-04	0.996
edu	0.05	-4.66E-04	2.43E-03	0.001
clust	0.04	1.34E-04	8.03E-04	0.996
rd	0.03	-7.54E-05	5.35E-04	0.007
life	0.01	1.30E-06	2.22E-05	0.941
fin	0.01	1.25E-05	1.90E-04	0.917

N=1150, K=137, Iterāciju ķēdes konverģence = 0.9901, Iterāciju skaits = 10 000 000, Atmesto iterāciju skaits = 100 000, Novērtēto modeļu skaits = 808 190, PIP nozīmības slieksnis = 50%

Piezīmes: Novērtējumos iekļauti valstu un laika fiksētie efekti, kuri netiek atspoguļoti to ievērojamā skaita dēļ. Rezultāti iegūti, balstoties uz 2000 labākajiem modeļiem.
Avots: Autora aprēķini

Ienākumu līmeņa pieaugums asociējas ar augstu investīciju īpatsvaru un zemu iedzīvotāju skaita pieaugumu. Savukārt negatīva zīme pie sākotnējā ienākumu līmeņa apstiprina nosacītās konverģences hipotēzi.

Zinātniskajā literatūrā tiek piedāvātas vairākas iespējas faktoru klasificēšanai robustos un nerobustos. Raftery (1995) norāda, ka liecības par faktoru robustumu PIP intervālā 50-75% ir vājas, 75-95% — nozīmīgas, 95-99% — spēcīgās, bet virs 99% ļoti spēcīgas. Tajā pašā laikā Masanjala un Papageorgiou (2008) izmanto 90% faktora robustuma slieksni. Sala-i-Martin (2004) piedāvā elastīgāku pieeju, kura izmantota arī pētījuma ietvaros, nosakot faktora robustuma slieksni atkarībā no sākotnēji sagaidītā modeļa izmēra — $\theta = \frac{\bar{m}}{K}$. Vienveidīgā modeļa izmēra apriorā gadījumā vislielākā varbūtība tiek piešķirta modeļiem ar $\bar{m}$ =68.5, tādejādi pamata specifikācijas PIP nozīmības slieksnis ir 50%.

Jāatzīmē, ka neatkarīgi no izvēlētā nozīmīguma sliekšņa, nav nenoteiktības saistībā ar sākotnējā ienākumu līmeņa, iedzīvotāju skaita pieauguma, kā arī investīciju nozīmīgumu. Arī ārvalstu tiešo investīciju lomai tehnoloģiju pārņemšanā, makroekonomiskajai vides stabilitātei atalgojuma atbilstība produktivitātei ir nozīmīga ietekme uz ienākumu līmeņa pieaugumu, balstoties gan uz faktoru PIP, gan uz koeficientu zīmes varbūtībām.

Šajā specifikācijā nozīmības slieksni nepārsniedz starptautiskās tirdzniecības ierobežojumi, infrastruktūras kvalitāte, administratīvais slogs, uzņēmējdarbības klasteru attīstība, augstākās izglītības iestādēs studējošo īpatsvars, ieguldījumi pētniecībā un attīstībā, sagaidāmais mūža ilgums, kā arī finansēšanas iespējas caur vietējo kapitāla tirgu, kas uzrāda salīdzinoši zemāku pozitīvas zīmes varbūtību.

Dažiem koeficientiem pretrunā ar teoriju ir negatīva asociācija ar ienākumu līmeņa pieaugumu — starptautiskās tirdzniecības ierobežojumi, infrastruktūras kvalitāte, augstākās izglītības iestādēs studējošo īpatsvars un ieguldījumi pētniecībā un attīstība (sk. 2.1. att. un 2.1. tabulu). Visticamāk tas atspoguļo šo mainīgo ciešo saistību ar citiem novērtējumā iekļautajiem faktoriem it īpaši sākotnējo ienākumu līmeni (sk. 4. pielikumu).

2.2. tabula

Nosacītās beta konverģences modeļa BMA novērtējumi (2006. - 2016. gads) ar samazināto faktoru kopu, g = BRIC, vienveidīgs modeļa izmēra apriorais

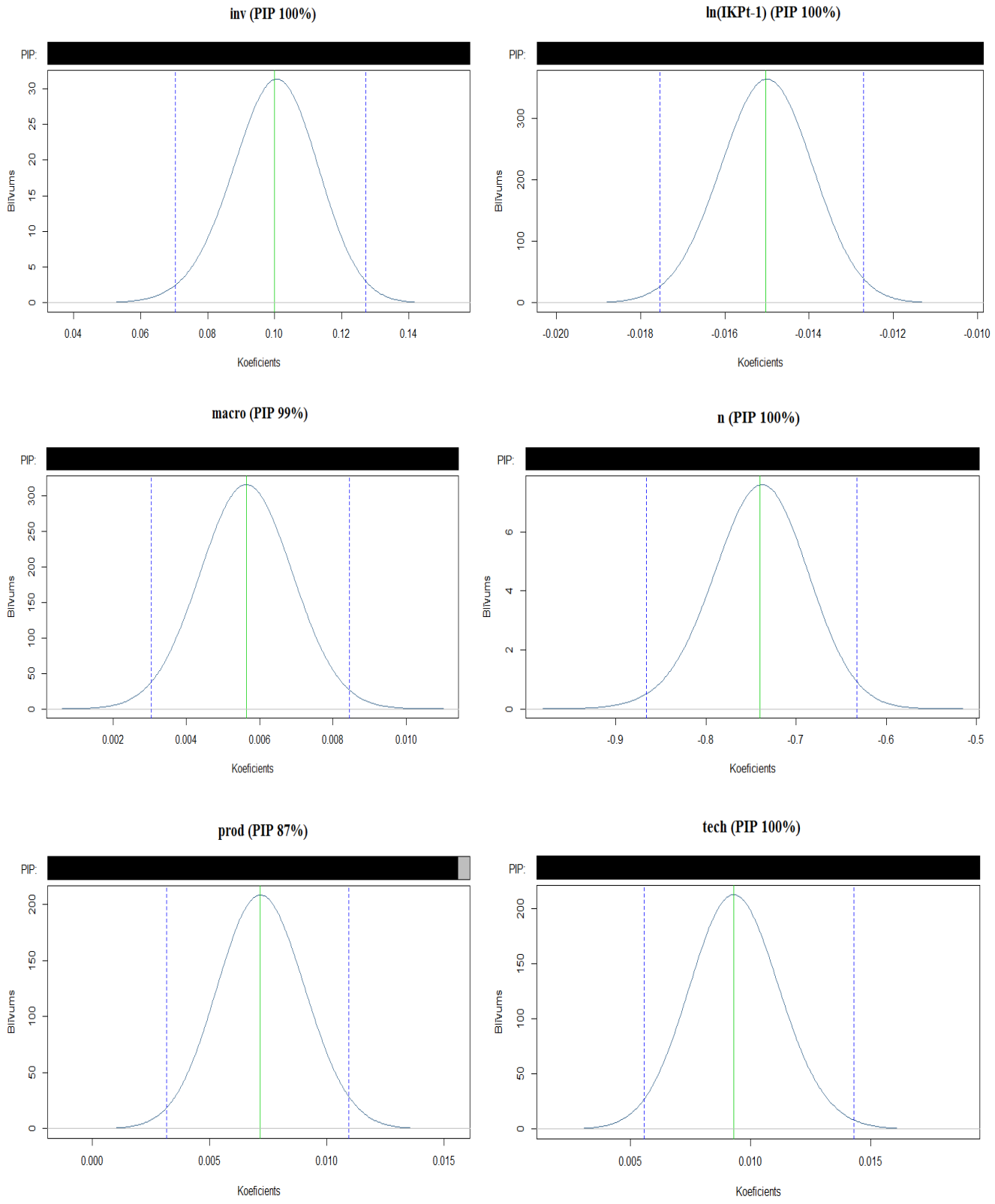
	Atkarīgais mainīgais ir $\Delta\ln(y_t)$			
	PIP	Aposteriorā koeficienta vērtība	Aposteriorā koeficienta standartnovirze	Koeficienta pozitīvas zīmes varbūtība
$\ln(y_{t-1})$	1.00	-1.51E-02	1.21E-03	0.000
inv	1.00	9.86E-02	1.43E-02	1.000
$\Delta\ln(n_t)$	1.00	-7.50E-01	5.86E-02	0.000
tech	1.00	9.98E-03	2.21E-03	1.000
macro	0.99	5.68E-03	1.51E-03	1.000
prod	0.87	6.10E-03	3.00E-03	1.000
inst	0.02	3.18E-05	3.46E-04	0.966
clust	0.01	2.01E-05	2.69E-04	0.966

N=1150, K=131, Iterāciju ķēdes konverģence = 0.9898, Iterāciju skaits = 10 000 000, Atmesto iterāciju skaits = 100 000, Novērtēto modeļu skaits = 900 724, PIP nozīmības slieksnis = 50%

Piezīmes: Novērtējumos iekļauti valstu un laika fiksētie efekti, kuri netiek atspoguļoti to ievērojamā skaita dēļ. Rezultāti iegūti, balstoties uz 2000 labākajiem modeļiem.
Avots: Autora aprēķini

Izslēdzot atsevišķus mainīgos, secinājumi par pārējo faktoru robustumu būtiski nemainās (sk. 2.2. tabulu). Beta-konverģences ātrums nedaudz pieauga, tomēr novērotās atšķirības nav statistiski nozīmīgas. Līdzīgs secinājums izriet arī saistībā ar pārējo faktoru koeficientiem.

BMA novērtējumu aposterioro rezultātu apkopojumi, kas ietver PIP, aposterioro koeficienta vērtību, standartnovirzi un pozitīvās zīmes varbūtību var radīt maldinošu priekšstatu par iegūtajiem rezultātiem, jo pastāv iespēja, ka tiek iegūti nestandarta aposterioro koeficientu sadalījumi (sk. 2.2. attēlu).



2.2. att. **Nosacītās beta konverģences BMA (ar samazināto faktoru skaitu) modeļa koeficientu aposteriorie sadalījumi**[1]

Avots: Autora izstrāde

[1] Zaļā taisne norāda uz koeficientu vērtībām ar vislielāko varbūtību (šīs vērtības atspoguļotas 2.2. tabulā). Zilā pārtrauktā taisne norāda uz ±2 standartnoviržu intervālu. Stabiņš virs sadalījuma norāda attiecīgā faktora PIP.

Makroekonomiskās stabilitātes un iedzīvotāju skaita pieauguma mainīgo aposteriorajiem sadalījumiem ekscess ir nedaudz augstāks nekā normālā sadalījuma gadījumā, tomēr šajā situācijā novērtēto koeficientu aposteriorie sadalījumi ir tuvi normālam. Rezultāti liecina, ka ±2 standartnoviržu intervālā nav novērojamas izmaiņas koeficientu zīmēs. Tādējādi nenoteiktība par novērtēto koeficientu zīmēm nepastāv.

BMA pamata specifikācijas rezultāti ar samazināto faktoru skaitu tiek pārbaudīti arī attiecībā pret zinātniskajā literatūrā visbiežāk lietotajām specifikācijām (sk. 2.3. tabulu). Novērtējumos vērojamas vairākas būtiskas atšķirības.

2.3. tabula

Nosacītās beta konverģences modeļa novērtējumi (2006. - 2016. gads) ar samazināto faktoru kopu, dažādas specifikācijas

Atkarīgais mainīgais ir $\Delta\ln(y_t)$

Faktors	BMA novērtējumi				MKM novērtējumi			
	Paneļdati		Šķērsgriezuma dati		Paneļdati ar valstu un laika fiksētajiem efektiem		Paneļdati bez valstu un laika fiksētajiem efektiem	
	Koeficients	PIP	Koeficients	PIP	Koeficients	p-vērtība	Koeficients	p-vērtība
$\ln(y_{t-1})$	-1.51E-02	1.00	-1.28E-01	1.00	-1.12E-01	0.00	-1.64E-02	0.00
inv	9.86E-02	1.00	8.02E-01	0.99	1.44E-01	0.00	1.14E-01	0.00
$\Delta\ln(n_t)$	-7.50E-01	1.00	-3.40E-01	0.99	-7.68E-01	0.00	-7.38E-01	0.00
tech	9.98E-03	1.00	7.30E-02	0.85	-6.90E-03	0.13	9.00E-03	0.00
macro	5.68E-03	0.99	5.40E-02	0.83	1.51E-02	0.00	7.00E-03	0.00
prod	6.10E-03	0.87	3.80E-02	0.58	3.50E-03	0.38	5.70E-02	0.01
inst	3.18E-05	0.02	3.00E-03	0.09	6.50E-03	0.10	3.00E-04	0.86
clust	2.01E-05	0.01	6.00E-04	0.12	1.58E-02	0.00	1.60E-03	0.37
Novērojumu skaits	1150		115		1150		1150	

Piezīmes: Šķērsgriezuma novērtējumi veidoti pārveidojot līmeņa faktorus 2006. - 2016. gada vidējās vērtībās, bet iedzīvotāju skaita un ienākumu līmeņa pieaugums izteikti kā 2006. - 2016. gada starpība. Šķērsgriezuma novērtējumos iegūtais koeficients pie $\ln(y_{t-1})$ salīdzināšanas nolūkiem ir dalāms ar 10.
Avots: Autora aprēķini

Paneļdatu BMA, šķērsgriezuma BMA, kā arī MKM paneļdatu novērtējumi bez valstu un laika fiksētajiem efektiem norāda uz konverģences ātrumu gadā 1.28-1.64%. Tajā pašā laikā MKM paneļdatu novērtējums ar valstu un laika fiksētajiem efektiem liecina par būtiski augstāku koeficientu, kas norāda uz 11.2% konverģences ātrumu gadā. Hsiao et al. (1986) norāda, ka koeficients pie sākotnējā ienākumu līmeņa MKM novērtējumos bez laika un valstu specifiskajiem efektiem sniegts pārvērtētus rezultātus, turklāt Nickell (1981) rezultāti liecina, ka paneļdatu novērtējumi ar valstu specifiskajiem efektiem sniedz pārlieku zemus koeficientu novērtējumus. Jāatzīmē, ka abas BMA specifikācijas norāda uz lēnāku beta-konverģences ātrumu nekā MKM novērtējumi. Tas varētu liecināt, ka BMA gadījumā beta-konverģences ātrums ir nenovērtēts.

Neatkarīgi no izvēlētas specifikācijas, Solova modeļa faktori (sākotnējais ienākumu līmenis, investīcijas un iedzīvotāju skaita pieaugums) ir robusti. Vairumā specifikāciju sakrīt arī novērtējumu zīmes un statistiskais nozīmīgums, izņemot faktoram, kas raksturo ārvalstu tiešo investīciju lomu tehnoloģiju pārņemšanā, kurš MKM paneļdatu specifikācijā ar valstu un laika fiksētajiem efektiem nav statistiski nozīmīgs.

2.2.2. BMA novērtējumu jutīguma analīze

Tālāk tiek veikta BMA novērtējumu jutīguma pārbaude. Kombinējot 4 modeļa izmēra aprioros ar 4 koeficienta apriorajiem, iegūtas 16 aprioro kombinācijas. Vispirms tiek izvēlēts modeļa izmēra apriorais, ar kuru tiek veikti BMA novērtējumi pie vairākiem koeficientu apriorajiem:

1) etalona apriorais (BRIC);
2) vienības apriorais (UIP);
3) lokālā empīriskā Beijesa pieeja (EBL);
4) hiper-g apriorais (a=BRIC).

Koeficientu aprioro izvēle pamatojas uz zinātniskajā literatūrā visbiežāk lietotajām specifikācijām. Pēc tam BMA novērtējumi tiek atkārtoti arī pārējiem trim modeļu izmēra apriorajiem. Kopumā tiek izmantoti sekojošie modeļu izmēra apriorie:

1) vienveidīgais sadalījums;
2) binomiālais sadalījums (m=10);
3) beta-binomiālais sadalījums;
4) beta-binomiālais sadalījums (m=10).

Binomiālā un beta-binomiālā apriorā sadalījuma gadījumā tiek pieņemts, ka sagaidāmais modeļa izmērs ir 10. Šāds pieņēmums ir uzskatāms par ierobežojošu un tas

samazina faktoru skaitu modeļa izmēra aposteriorajā sadalījumā. Pieņēmums ir izvēlēts, lai pārbaudītu, vai iepriekš identificētie, robustie faktori saglabās savu nozīmīgumu arī mazāka izmēra modeļos.

Novērtējumi ar vienveidīgo modeļu izmēra aprioro

Pieņemot UIP koeficienta aprioro un vienveidīgu modeļu izmēra aprioro nosacītās beta-konverģences modeļa BMA novērtējumos, iespējams secināt, ka iegūtie rezultāti būtiski neatšķiras no pamata specifikācijas (sk. 2.4. tabulu).

2.4. tabula

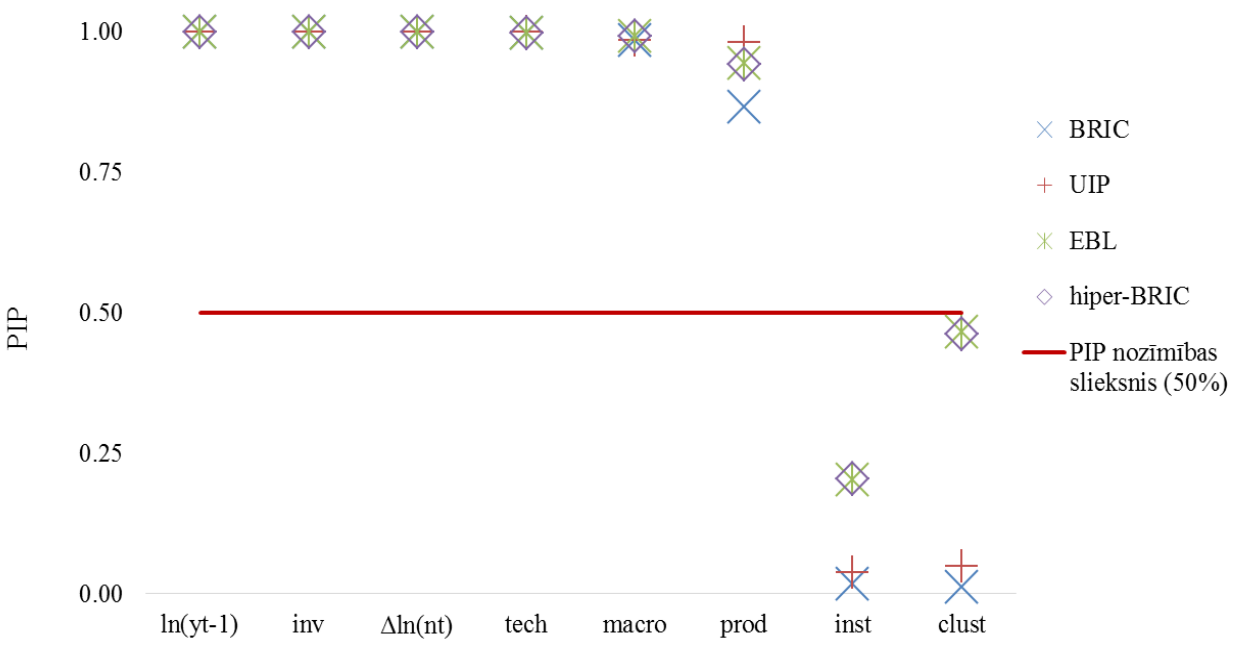
Nosacītās beta konverģences modeļa BMA novērtējumi (2006. - 2016. gads) ar samazināto faktoru kopu, vienveidīgs modeļa izmēra apriorais

N=1150 K=132	Atkarīgais mainīgais ir $\Delta\ln(y_t)$							
Faktors	BRIC		UIP		EBL		hiper-BRIC	
	PIP	Koef. poz. zīmes varb.	PIP	Koef. poz. zīmes varb.	PIP	Koef. poz. zīmes varb.	PIP	Koef. poz. zīmes varb.
$\ln(y_{t-1})$	1.000	0.000	1.000	0.000	1.000	0.000	1.000	0.000
inv	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
$\Delta\ln(n_t)$	1.000	0.000	1.000	0.000	1.000	0.000	1.000	0.000
tech	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
macro	0.990	1.000	0.990	1.000	0.990	1.000	0.990	1.000
prod	0.870	1.000	0.980	1.000	0.940	1.000	0.940	1.000
inst	0.020	0.966	0.040	0.844	0.200	0.591	0.200	0.593
clust	0.010	0.966	0.050	0.974	0.470	0.998	0.460	0.998
PIP nozīmīguma slieksnis	50%		50%		50%		50%	
Iterāciju konverģence	0.9898		0.8706		0.02		0.1438	
5 labāko modeļu kumulatīvā PMP	0.53%		0.0031%		0.00002%		0.000031%	

Piezīmes: Novērtējumos iekļauti valstu un laika fiksētie efekti. Katrs novērtējums balstīts uz 2000 labākajiem modeļiem. Iterāciju skaits atkarībā no specifikācijas ir 10 - 300 milj.
Avots: Autora aprēķini

Tomēr novērtējumi liecina, ka noteiktība par institūciju, kā arī uzņēmējdarbības klasteru mainīgo zīmēm ir nedaudz samazinājusies, kam par pamatu varētu būt mazāka iterāciju ķēdes konverģence, kura ir tikai 87% pat pie 100 milj. iterācijām, un abi mainīgie ir zem noteiktā nozīmīguma sliekšņa (50%).

Savukārt, ja par koeficienta aprioro tiek noteikts EBL, tad institūciju un uzņēmējdarbības klasteru mainīgo PIP ir lielāks. Uzņēmējdarbības klasteru gadījumā tiek pārsniegts noteiktais 50% nozīmīguma slieksnis. Specifikācijā pastāv arī būtiska nenoteiktība saistībā ar institūciju mainīgā koeficienta zīmes varbūtību, turklāt, pat veicot 30 milj. iterāciju, panākta tikai 2% iterāciju ķēdes konverģence. Iterāciju ķēdes zemā konverģence varētu būt izskaidrojama ar aprioro izvēli. Ja izvēlētie koeficienta un modeļa izmēra apriorie nav pietiekoši informatīvi, tad pastāv augstāka varbūtība, ka iterāciju ķēdes process notiks ar modeļiem, kuru PMP ir ļoti zems. Ņemot vērā to, ka modelī iekļauto faktoru skaits ir ievērojams (132, t. sk. laika un valstu fiksētie efekti) un ka ir iespējamas neskaitāmas faktoru kombinācijas, iterāciju ķēde varētu nenonākt pie modeļiem ar pietiekoši augstu PMP, pat pie ievērojama iterāciju skaita. Līdzīga situācija vērojama gadījumos, kad tiek noteikts hiper-BRIC koeficientu apriorais.



2.3. att. **Vienveidīgā modeļa izmēra apriorā BMA faktoru PIP**

Avots: Autora izstrāde

PIP nozīmības slieksni novērtējumos ar vienveidīgo modeļa izmēra aprioro (skatīt 2.3. att.) pārsniedz sākotnējais ienākumu līmenis, investīcijas, iedzīvotāju skaita pieaugums, ārvalstu tiešo investīciju loma tehnoloģiju pārņemšanā, makroekonomiskā stabilitāte, kā arī

darba samaksas atbilstība produktivitātei. Savukārt administratīvais slogs un uzņēmējdarbības klasteru attīstība nevienā no vienveidīgā modeļu izmēra apriorā specifikācijām nepārsniedz 50% nozīmības slieksni. Attiecīgi administratīvā sloga faktora PIP atrodas intervālā no 2% līdz 20%, bet uzņēmējdarbības klasteru faktora PIP no 1% līdz 47%.

Novērtējumi ar binomiālo (m=10) modeļu izmēra aprioro

Novērtējumos ar binomiālo (m=10) modeļu izmēra un BRIC koeficientu aprioro, tiek iegūti rezultāti, kas liecina, ka darba samaksas atbilstība produktivitātei nepārsniedz 15% PIP nozīmības slieksni (sk. 2.5. tabulu). Šādi novērtējumi ir pamatojami ar binomiālā modeļa izmēra apriorā izmantošanu, kā arī ar konservatīvi noteikto modeļa aprioro izmēru (m=10).

2.5. tabula

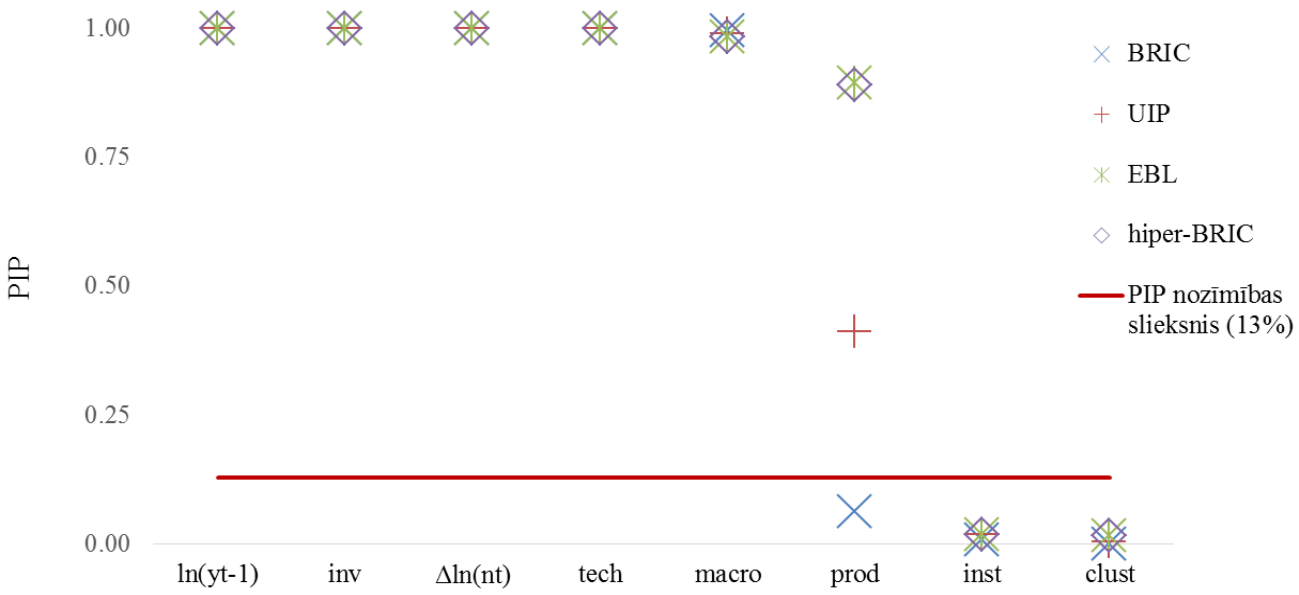
Nosacītās beta konverģences modeļa BMA novērtējumi (2006. - 2016. gads) ar samazināto faktoru kopu, binomiālais (m=10) modeļa izmēra apriorais

N=1150 K=132	Atkarīgais mainīgais ir $\Delta\ln(y_t)$							
Faktors	BRIC		UIP		EBL		hiper-BRIC	
	PIP	Koef. poz. zīmes varb.	PIP	Koef. poz. zīmes varb.	PIP	Koef. poz. zīmes varb.	PIP	Koef. poz. zīmes varb.
$\ln(y_{t-1})$	1.00	0.000	1.00	0.000	1.00	0.000	1.00	0.000
inv	1.00	1.000	1.00	1.000	1.00	1.000	1.00	1.000
$\Delta\ln(n_t)$	1.00	0.000	1.00	0.000	1.00	0.000	1.00	0.000
tech	1.00	1.000	1.00	1.000	1.00	1.000	1.00	1.000
macro	1.00	1.000	0.99	1.000	0.98	1.000	0.98	1.000
prod	0.06	1.000	0.41	1.000	0.89	1.000	0.89	1.000
inst	0.01	1.000	0.02	0.999	0.02	0.936	0.02	0.947
clust	0.00	1.000	0.01	0.994	0.02	0.960	0.02	0.960
PIP nozīmīguma slieksnis	13%		13%		13%		13%	
Iterāciju konverģence	1.00		1.00		0.99		0.99	
5 labāko modeļu kumulatīvā PMP	46.8%		4.58%		0.282%		0.0293%	

Piezīmes: Novērtējumos iekļauti valstu un laika fiksētie efekti. Katrs novērtējums balstīts uz 2000 labākajiem modeļiem. Iterāciju skaits atkarībā no specifikācijas ir 20 - 30 milj.
Avots: Autora aprēķini

Rezultātā mazāka izmēra modeļiem, kuros nav iekļauts mainīgais, kas raksturo darba samaksas atbilstību produktivitātei, tiek piešķirts lielāks PMP, nekā lielāka izmēra modeļiem, kuros šis mainīgais tiek ietverts.

Novērtējumi, kur izmantots EBL un hiper-BRIC koeficientu apriorais, darba samaksas atbilstība produktivitātei mainīgā PIP pieaudzis līdz 89%. Savukārt, administratīvā sloga un uzņēmējdarbības klasteru mainīgie nepārsniedz 13% nozīmības slieksni nevienā no BMA novērtējumiem ar binomiālo modeļa izmēra aprioro.



2.4. att. **Binomiālā (m=10) modeļa izmēra apriorā BMA faktoru PIP**
Avots: Autora izstrāde

Ar binomiālo modeļu izmēra aprioro veiktie novērtējumi kopumā ir jutīgi tikai darba samaksas atbilstībai produktivitātei mainīgā gadījumā. Sākotnējais ienākumu līmenis, investīcijas, iedzīvotāju skaita pieaugums, ārvalstu tiešo investīciju loma tehnoloģiju pārņemšanā, makroekonomiskā stabilitāte un darba samaksas atbilstība produktivitātei pārsniedz PIP nozīmības slieksni (skat. 2.4. att). Administratīvā sloga, kā arī uzņēmumu klasteru attīstības mainīgais nepārsniedz PIP nozīmības slieksni nevienā no specifikācijām ar binomiālo modeļa izmēra aprioro.

Novērtējumi ar beta-binomiālo modeļu izmēra aprioro

Novērtējumi, kuru pamatā ir pieņēmums par beta-binomiālu modeļa izmēra aprioro un BRIC koeficientu aprioro, kopumā ir līdzīgi iepriekšējiem novērtējumiem. Šai pieņēmumu specifikācijai tiek novērots arī supermodeļu efekts - tiek iegūti atsevišķi modeļi ar ievērojami augstu PMP (sk. 2.6. tabulu) — 5 labāko modeļu kumulatīvais PMP ir 51.66%.

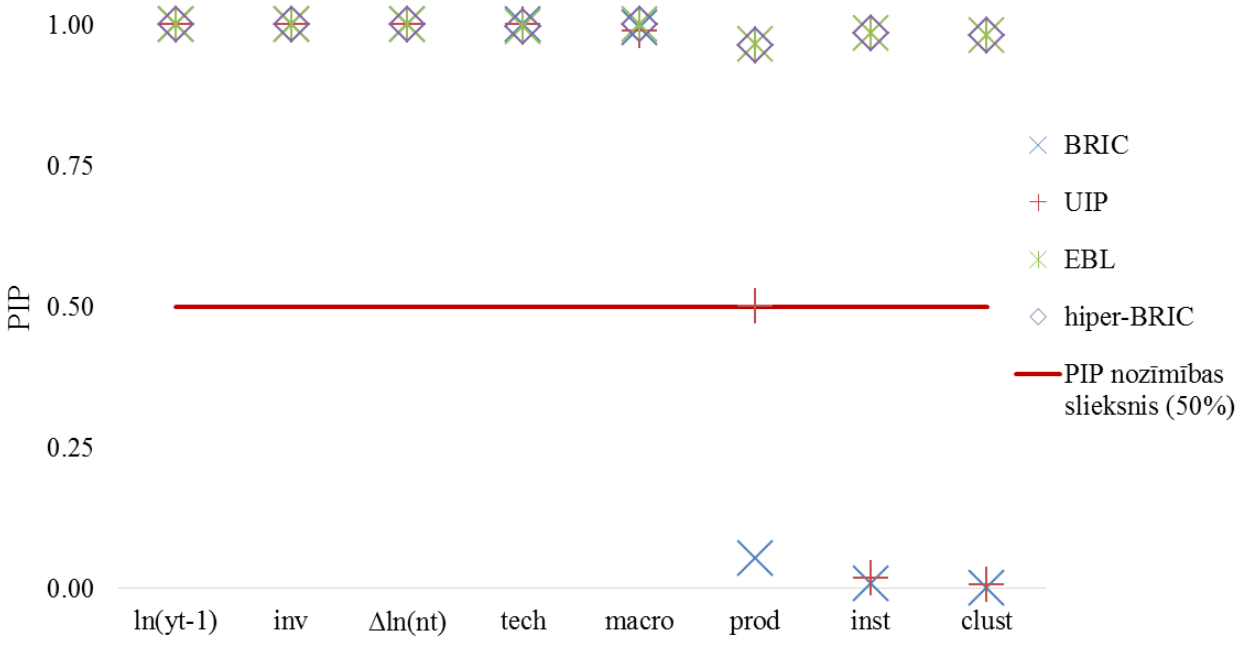
2.6. tabula

Nosacītās beta konverģences modeļa BMA novērtējumi (2006. - 2016. gads) ar samazināto faktoru kopu, beta-binomiālais modeļa izmēra apriorais

N=1150 K=132	Atkarīgais mainīgais ir $\Delta\ln(y_t)$							
	BRIC		UIP		EBL		hiper-BRIC	
Faktors	PIP	Koef. poz. zīmes varb.	PIP	Koef. poz. zīmes varb.	PIP	Koef. poz. zīmes varb.	PIP	Koef. poz. zīmes varb.
$\ln(y_{t-1})$	1.00	0.000	1.00	0.000	1.00	0.000	1.00	0.000
inv	1.00	1.000	1.00	1.000	1.00	1.000	1.00	1.000
$\Delta\ln(n_t)$	1.00	0.000	1.00	0.000	1.00	0.000	1.00	0.000
tech	1.00	1.000	1.00	1.000	1.00	1.000	1.00	1.000
macro	1.00	1.000	0.99	1.000	1.00	1.000	1.00	1.000
prod	0.05	1.000	0.56	1.000	0.96	0.985	0.96	0.985
inst	0.01	1.000	0.02	0.992	0.99	1.000	0.99	1.000
clust	0.00	1.000	0.01	0.979	0.98	1.000	0.98	1.000
PIP nozīmīguma slieksnis	50%		50%		50%		50%	
Iterāciju konverģence	1.000		0.999		1.000		1.000	
5 labāko modeļu kumulatīvā PMP	51.66%		2.79%		71.79%		71.57%	

Piezīmes: Novērtējumos iekļauti valstu un laika fiksētie efekti. Katrs novērtējums balstīts uz 2000 labākajiem modeļiem. Iterāciju skaits atkarībā no specifikācijas ir 10 - 30 milj.
Avots: Autora aprēķini

Īpaši izteikts supermodeļu efekts ir vērojams EBL un hiper-BRIC aprioro gadījumā. UIP koeficientu apriorais ir vienīgais, kas ļauj izvairīties no supermodeļu efekta. Tādejādi šī pētījuma rezultāti nepastiprina Feldkircher un Zeugner (2009) atzinumu, ka hiper-g koeficientu apriorie mazina supermodeļu efektu.



2.5. att. **Beta-binomiālā modeļa izmēra apriorā BMA faktoru PIP**

Avots: Autora izstrāde

BMA novērtējumi ar beta-binomiālo modeļu aprioro apliecina iepriekš iegūto rezultātu secinājumus. Sākotnējais ienākumu līmenis, investīcijas, iedzīvotāju skaita pieaugums, ārvalstu tiešo investīciju loma tehnoloģiju pārņemšanā un makroekonomiskā stabilitāte uzrāda nozīmīgu ietekmi uz ienākuma līmeņa pieaugumu, neatkarīgi no izvēlētajiem koeficientu apriorajiem, taču darba samaksas atbilstība produktivitātei, kā arī institūciju faktoru PIP ir jutīgi attiecībā pret izvēlēto koeficientu aprioro (sk. 2.5. attēlu).

Novērtējumi ar beta-binomiālo (m=10) modeļu izmēra aprioro

Novērtējumi, kas iegūti ar beta-binomiālais (m=10) modeļu izmēra apriorais uzskatāms par īpaši konservatīvu, jo tas vislielāko PMP piešķir tieši modeļiem ar mazāku faktoru skaitu. Secinājumi, kas izriet no novērtējumiem kopumā atbilst novērtējumiem, kas veikti ar citiem modeļu izmēra apriorajiem (sk. 2.7. tabulu).

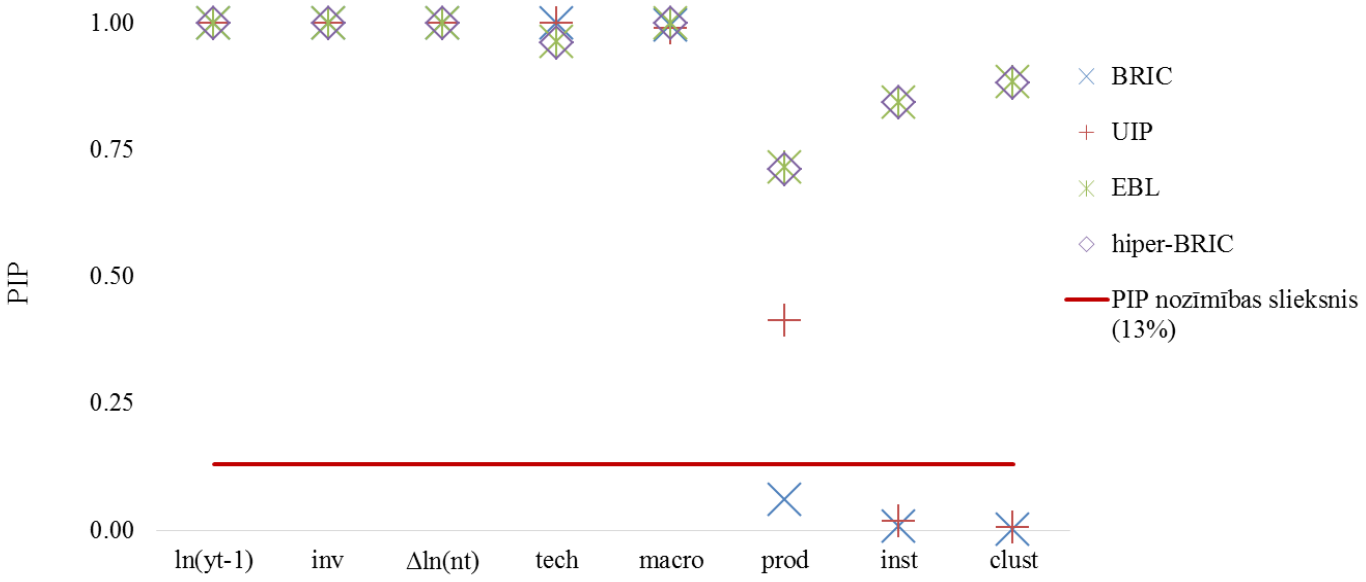
2.7. tabula

Nosacītās beta konverģences modeļa BMA novērtējumi (2006. - 2016. gads) ar samazināto faktoru kopu, beta-binomiālais (m=10) modeļa izmēra apriorais

N=1150 K=132	Atkarīgais mainīgais ir $\Delta\ln(y_t)$							
	BRIC		UIP		EBL		hiper-BRIC	
Faktors	PIP	Koef. poz. zīmes varb.	PIP	Koef. poz. zīmes varb.	PIP	Koef. poz. zīmes varb.	PIP	Koef. poz. zīmes varb.
$\ln(y_{t-1})$	1.00	0.000	1.00	0.000	1.00	0.000	1.00	0.000
inv	1.00	1.000	1.00	1.000	1.00	1.000	1.00	1.000
$\Delta\ln(n_t)$	1.00	0.000	1.00	0.000	1.00	0.000	1.00	0.000
tech	1.00	1.000	1.00	1.000	0.96	1.000	0.96	1.000
macro	1.00	1.000	0.99	1.000	1.00	1.000	1.00	1.000
prod	0.06	1.000	0.50	1.000	0.71	0.936	0.71	0.936
inst	0.01	1.000	0.02	0.996	0.84	0.997	0.84	0.997
clust	0.00	0.999	0.01	0.986	0.88	1.000	0.88	1.000
PIP nozīmīguma slieksnis	13%		13%		13%		13%	
Iterāciju konverģence	1.000		1.000		0.990		0.990	
5 labāko modeļu kumulatīvā PMP	55.49%		4.07%		2.75%		2.71%	

Piezīmes: Novērtējumos iekļauti valstu un laika fiksētie efekti. Katrs novērtējums balstīts uz 2000 labākajiem modeļiem. Iterāciju skaits atkarībā no specifikācijas ir 10 - 30 milj.
Avots: Autora aprēķini

Kombinējot beta-binomiālo modeļa izmēra aprioro ar BRIC koeficienta aprioro tiek novērots supermodeļa efekts, taču pārējās kombinācijās efekts netiek novērots.



2.6. att. **Beta-binomiālā (m=10) modeļa izmēra apriorā BMA faktoru PIP**

Avots: Autora izstrāde

BMA novērtējumi ar beta-binomiālo modeļu (m=10) aprioro apstiprina iepriekšējos novērojumus. Sākotnējam ienākumu līmenim, investīcijām, iedzīvotāju skaita pieaugumam, ārvalsts tiešo investīciju lomai tehnoloģiju pārņemšanā un makroekonomiskajai stabilitātei ir nozīmīga ietekme uz ienākumu līmeņa pieaugumu, neatkarīgi no izvēlētajiem koeficientu apriorajiem, taču darba samaksas atbilstība produktivitātei, institūciju faktors, kā arī uzņēmējdarbības klasteru attīstības faktors ir jutīgi attiecībā pret izvēlēto koeficientu aprioro. Faktoram, kas raksturo darba samaksas atbilstību produktivitātei, PIP ir robežās no 6% līdz 71%, institūciju faktora PIP ir robežās no 1% līdz 84% un uzņēmējdarbības klasteru attīstības PIP ir robežās no 0% līdz 98%.

2.8. tabula

Ekonomiskās izaugsmes faktoru robustums atkarībā no BMA apriorajiem

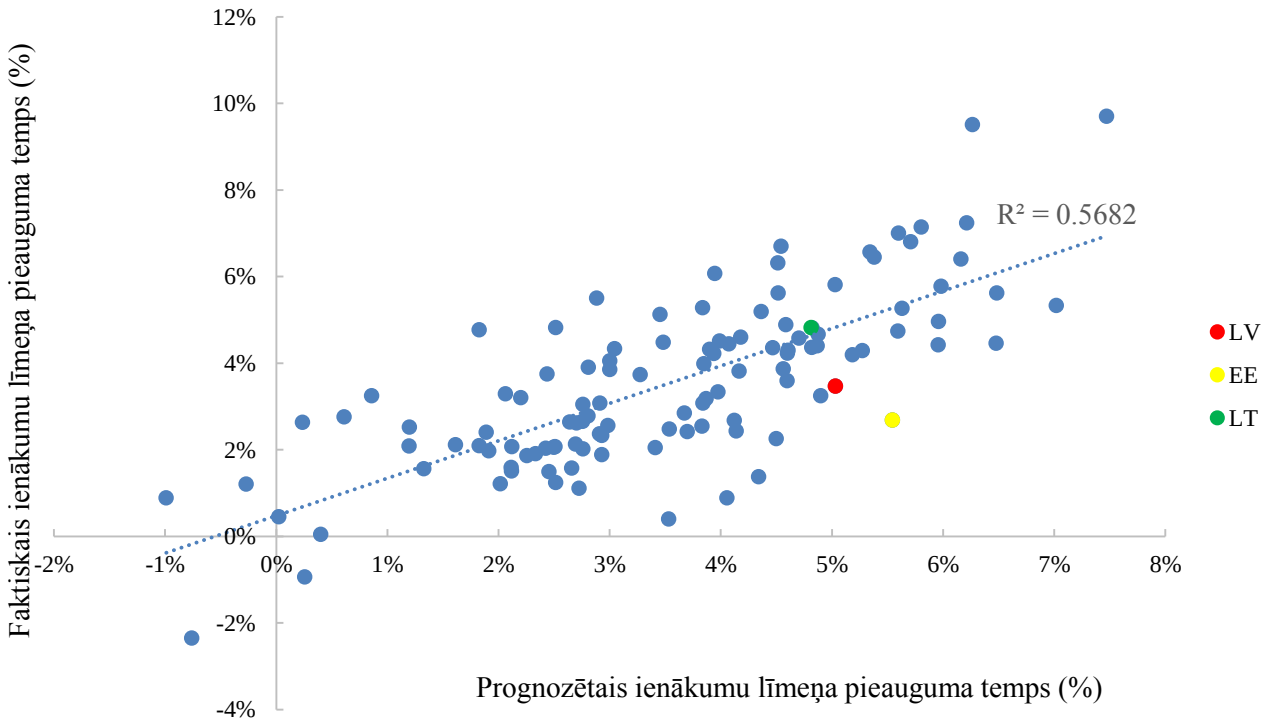
Faktors	Vienveidīgais				Binomiālais (m=10)				Beta-binomiālais				Beta-binomiālais (m=10)			
	BRIC	UIP	EBL	hiper-BRIC	BRIC	UIP	EBL	hiper-BRIC	BRIC	UIP	EBL	hiper-BRIC	BRIC	UIP	EBL	hiper-BRIC
$\ln(y_{t-1})$	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
inv	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
$\Delta\ln(n_t)$	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
tech	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
macro	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
prod	X	X	X	X		X	X	X		X	X	X		X	X	X
inst											X	X			X	X
clust											X	X			X	X

X - norāda, ka faktors attiecīgajā specifikācijā pārsniedz PIP nozīmības slieksni. Treknrakstā atzīmētie faktori ir nozīmīgi visās specifikācijās.
Avots: Autora izstrāde

Balstoties uz 16 BMA novērtējumiem, ir iespējams identificēt piecus robustus ekonomiskās izaugsmes faktorus, no kuriem ar strukturālajām reformām var ietekmēt investīcijas, ārvalsts tiešo investīciju lomu tehnoloģiju pārņemšanā un makroekonomiskās vides stabilitāti. Neskatoties uz to, ka arī sākotnējais ienākumu līmenis un iedzīvotāju skaita pieaugums ir robusti faktori, tos nav iespējams ietekmēt ar strukturālo reformu palīdzību (sk. 2.8. tabulu). Savukārt darba samaksas atbilstība produktivitātei, administratīvais slogs un uzņēmējdarbības klasteru attīstība dažās specifikācijās nepārsniedz PIP nozīmīguma slieksni.

2.2.3. BMA novērtējumu prognozes

BMA novērtējumi sniedz iespēju ne tikai veikt koeficientu novērtējumus, bet arī prognožu izveidi. Ar BMA novērtēto modeļu prognožu kvalitāte sniedz papildu liecības par novērtējumu kvalitāti un ticamību. Prognožu novērtēšanai tiek izmantota BMA pamata specifikācija, kas veidota balstoties uz Fernandez, Ley un Steel (2001b). Lai novērtētu faktoru spēju paredzēt ienākumu līmeņa pieaugumu, prognožu veidošanā netiek iekļauti valstu un laika fiksētie efekti. Katrai valstij tiek noteiktas vidējās novērotās un prognozētās ienākumu līmeņa pieauguma vērtības gadā. Izveidotais BMA modelis apraksta vairāk nekā pusi no ienākumu līmeņa pieauguma starpvalstu atšķirībām (sk. 2.7. attēlu).



2.7. att. **Prognozētais un faktiskais ienākumu pieaugums (BMA pamata specifikācija bez laika un valstu fiksētajiem efektiem; 2006. - 2016. gads)**

Avots: Autora izstrāde

Prognožu rezultāti spēj aptvert gan valstis ar zemu ienākumu līmeņa pieaugumu, gan valstis ar salīdzinoši augstu ienākumu līmeņa pieaugumu. Determinācijas koeficients ir nedaudz zemāks nekā Barro un Lee (1993) 0.8 novērtējums. Iespējams, tas skaidrojams ar atšķirīgo pētījuma periodu un valstu izlasi.

3. GMM NOVĒRTĒJUMI UN SCENĀRIJU ANALĪZE

3.1. Diferenču un sistēmas GMM novērtējumu rezultāti

Iespējamās endogenitātes un koeficientu nobīžu mazināšanai, tālāk tiek izmantotas diferenču un sistēmas GMM pieejas. Pārbaudot, vai attiecīgie faktori būs nozīmīgi arī GMM novērtējumos, ir iespējams iegūt papildu liecības par šo ekonomikas izaugsmes faktoru robustumu.

Novērtējumos tiek iekļauti ienākumu līmeņa pieauguma novēlojumi, tādejādi mazinot autokorelācijas iespējamību. Tiek pieņemts, ka visi novērtējumos iekļautie faktori ir potenciāli endogēni. Gan diferenču, gan sistēmas GMM novērtējumi tiek veikti, izmantojot divas specifikācijas, kuras atšķiras ar izmantotajiem instrumentiem līmeņos priekš diferencētā vienādojuma. Attiecīgi diferenču un sistēmas GMM (1) un (3) specifikācijas novērtējumos izmantoti mainīgo $t-2$ līmeņu instrumenti, bet (2) un (4) specifikācijās $t-2$ un $t-3$ līmeņu instrumenti. Kā norādīts 1.3. nodaļā, tad priekš vienādojuma, kas izteikts līmeņos ir lietderīgi izmantot tikai $t-1$ diferenču instrumentus — nosacījums ir saistošs sistēmas GMM specifikācijām. Papildu tam līmeņa vienādojumā kā instrumenti tiek izmantoti arī laika fiktīvie mainīgie.

Diferenču GMM (1) un (2) rezultāti būtiski atšķiras no BMA modeļu secinājumiem. Sākotnējais ienākumu līmenis makroekonomiskās vides stabilitāte, administratīvais slogs un uzņēmējdarbības klasteru attīstība ir statistiski nozīmīgi faktori, bet investīcijas, iedzīvotāju skaita pieaugums, ārvalsts tiešo investīciju loma tehnoloģiju pārņemšanā, kā arī darba samaksas atbilstība produktivitātei nav statistiski nozīmīgi faktori (sk. 3.1. tabulu).

Diferenču GMM (1) gadījumā Sargan/Hansen J testa rezultāti liecina par to, ka pie 90% ticamības līmeņa izmantotie instrumenti ir korelēti ar modeļa kļūdām un tādejādi nav atbilstoši. Savukārt Diferenču GMM (2) novērtējumā Sargan/Hansen J tests norāda uz izmantoto instrumentu atbilstību, bet šajā gadījumā Arellano-Bond AR(2) tests norāda uz autokorelāciju.

Uzlabojumi novērojami sistēmas GMM (1) un (2) novērtējumos, kas kopumā ir līdzīgi BMA rezultātiem — sākotnējais ienākumu līmenis, investīcijas, iedzīvotāju skaita pieaugums, makroekonomiskā vide ir statistiski nozīmīgi faktori, bet ārvalsts tiešo investīciju loma tehnoloģiju pārņemšanā ir nozīmīga tikai sistēmas GMM (2) specifikācijā. Savukārt darba samaksas atbilstība produktivitātei un administratīvā sloga faktors nav statistiski nozīmīgi. Jāatzīmē, ka sistēmas GMM (2) Sargan/Hansen J testa rezultātā iegūtā p-vērtība ir 1.00, kas norāda uz to, ka, iespējams, novērtējumā izmantots pārāk liels instrumentu skaits un iegūtie koeficienti varētu būt nestabili.

3.1. tabula

Nosacītās beta konverģences modeļa GMM novērtējumi (2006. - 2016. gads)

Faktors	Atkarīgais mainīgais ir $\Delta\ln(y_t)$			
	Diferenču GMM (1)	Sistēmas GMM (1)	Diferenču GMM (2)	Sistēmas GMM (2)
$\ln(y_{t-1})$	-0.127** (0.0506)	-0.045*** (0.006)	-0.102*** (0.036)	-0.0328*** (0.0039)
$\Delta\ln(y_{t-1})$	-0.398*** (0.081)	0.024 (0.060)	-0.174*** (0.062)	0.069 (0.0573)
$\Delta\ln(y_{t-2})$	-0.371*** (0.067)	-0.360*** (0.042)	-0.475*** (0.034)	-0.285*** (0.0398)
inv	0.409 (0.290)	0.137** (0.073)	-0.153 (0.115)	0.128*** (0.0478)
$\Delta\ln(n_t)$	-1.115 (1.008)	-1.70*** (0.336)	-0.067 (0.596)	-0.1358*** (0.248)
tech	-0.018 (0.023)	0.009 (0.006)	-0.008 (0.019)	0.012* (0.0072)
macro	0.053*** (0.011)	0.022*** (0.005)	0.035*** (0.0078)	0.016*** (0.004)
prod	-0.0003 (0.23)	0.007 (0.007)	-0.012 (0.011)	0.003 (0.006)
inst	0.0618*** (0.019)	0.009 (0.006)	0.0472*** (0.0129)	0.009 (0.006)
clust	0.043** (0.016)	0.019** (0.008)	0.0354*** (0.0104)	0.013** (0.006)
Koriģētais novērojumu skaits	805	920	808	820
Instrumentu skaits	56	128	112	184
Sargan/Hansen J testa p-vērtība	0.093	0.696	0.416	1.00
Arellano-Bond AR(2) testa p-vērtība	0.345	0.028	0.013	0.110

Piezīmes: *, **, *** - koeficients statistiski nozīmīgs attiecīgi pie 90%, 95% un 99% ticamības līmeņa. Iekavās norādītas standartkļūdas. Aprēķini veikti ar divsoļu novērtējumu un Windmeijer korekciju.
Avots: Autora aprēķini

Ar mērķi samazināt novērtējumos iekļauto instrumentu skaitu un uzlabot novērtējumu stabilitāti, tiek izslēgts mainīgais, kas ir statistiski nenozīmīgs iepriekš veiktajos GMM novērtējumos - darba samaksas atbilstība produktivitātei (sk. 3.2. tabulu).

3.2. tabula

Nosacītās beta konverģences modeļa GMM novērtējumi (2006. - 2016. gads), bez prod mainīgā

Faktors	Atkarīgais mainīgais ir $\Delta\ln(y_t)$			
	Diferenču GMM (3)	Sistēmas GMM (3)	Diferenču GMM (4)	Sistēmas GMM (4)
$\ln(y_{t-1})$	-0.1411*** (0.0506)	-0.045*** (0.006)	-0.099*** (0.037)	-0.0324*** (0.0046)
$\Delta\ln(y_{t-1})$	-0.437*** (0.0745)	0.022 (0.064)	-0.198*** (0.063)	0.0735 (0.0557)
$\Delta\ln(y_{t-2})$	-0.354*** (0.0762)	-0.352*** (0.038)	-0.493*** (0.037)	-0.280*** (0.0398)
inv	0.562 (0.368)	0.137 (0.008)	0.211* (0.130)	0.128*** (0.0459)
$\Delta\ln(n_t)$	-1.115 (1.260)	-1.77*** (0.395)	-0.067 (0.596)	-0.1426*** (0.252)
tech	-0.019 (0.0237)	0.011 (0.221)	-0.005 (0.019)	0.011 (0.0074)
macro	0.052*** (0.0133)	0.022*** (0.005)	0.033*** (0.0089)	0.016*** (0.004)
inst	0.071*** (0.021)	0.012* (0.0065)	0.0488*** (0.0147)	0.012** (0.005)
clust	0.0475*** (0.0164)	0.0218** (0.0078)	0.0344*** (0.0106)	0.0135** (0.006)
Koriģētais novērojumu skaits	805	920	805	920
Instrumentu skaits	49	113	98	162
Hansen J testa p-vērtība	0.084	0.293	0.296	0.998
Arellano-Bond AR(2) testa p-vērtība	0.101	0.034	0.013	0.130

Piezīmes: *, **, *** - koeficients statistiski nozīmīgs attiecīgi pie 90%, 95% un 99% ticamības līmeņa. Iekavās norādītas standartkļūdas. Aprēķini veikti ar divsoļu novērtējumu un Windmeijer korekciju.
Avots: Autora aprēķini

Šajā gadījumā diferenču GMM (3) un (4) būtiski neatšķiras no diferenču GMM (1) un (2) novērtējumiem. Statistiski nozīmīga ietekme uz ienākumu līmeņa pieaugumu ir novērojama tikai sākotnējam ienākumu līmenim, makroekonomiskajai videi, institūciju faktoram un uzņēmējdarbības klasteru attīstībai, bet investīcijas ir nozīmīgas tikai diferenču GMM (4) specifikācijā. Tomēr šiem diferenču GMM novērtējumiem ir būtiski trūkumi.

Neviena no diferenču GMM specifikācijām vienlaicīgi nenoraida otrās kārtas autokorelācijas esamību un neapstiprina instrumentu atbilstību. Papildu iepriekš minētajam, pastāv iespēja, ka novērtētie koeficienti diferenču GMM gadījumā ir nobīdīti, it īpaši gadījumos, kad pieejamo periodu skaits ir neliels (Blundell un Bond, 1998). Līdz ar to diferenču GMM novērtējumi varētu sniegt maldinošu priekšstatu par koeficientu patiesajām vērtībām, tāpēc ienākumu līmeņa pieauguma noteicošo faktoru identificēšanai tiek dota priekšroka sistēmas GMM novērtējumiem.

Izslēdzot darba samaksas atbilstību produktivitātei, sistēmas GMM (3) un (4) novērtējumos institūcijas ir kļuvušas statistiski nozīmīgas abās specifikācijās. Sistēmas GMM (3) novērtējumā nav iespējams noraidīt hipotēzi par otrās kārtas autokorelācijas esamību, tādēļ par stabilākiem uzskatāmi sistēmas GMM (4) novērtējumi.

Tie norāda, ka visi faktori ir statistiski nozīmīgi, izņemot ārvalsts tiešo investīciju lomu tehnoloģiju pārņemšanā. Tomēr, ņemot vērā to, ka šī faktora p-vērtība ir 0.131, kas ir tuvs novērtējums 90% ticamības līmenim, netiek noraidīta iespēja, ka arī šis faktors ir nozīmīgs ienākuma līmeņa pieauguma noteicošs faktors.

3.3. tabula

Nosacītās beta konverģences modeļa novērtējumi (2006. - 2016. gads) ar samazināto faktoru kopu (bez prod mainīgā), dažādas specifikācijas

	Atkarīgais mainīgais ir $\Delta\ln(y_t)$		
Faktors	MKM paneļdatu regresijas novērtējumi bez valstu un laika fiksētajiem efektiem	MKM paneļdatu regresijas novērtējumi ar valstu un laika fiksētiem efektiem	Sistēmas GMM (4) novērtējumi
$\ln(y_{t-1})$	-0.0156*** (0.0015)	-0.072*** (0.013)	-0.0324*** (0.0046)
$\Delta\ln(y_{t-1})$	0.2033*** (0.0301)	0.0738** (0.0308)	0.0735 (0.0557)
$\Delta\ln(y_{t-2})$	-0.215*** (0.0273)	-0.303*** (0.0287)	-0.280*** (0.0398)
inv	0.096*** (0.0143)	0.064** (0.0296)	0.128*** (0.0459)
$\Delta\ln(n_t)$	-0.699*** (0.097)	-1.073*** (0.200)	-0.1426*** (0.252)
tech	0.066*** (0.0021)	-0.005 (0.0054)	0.011* (0.0074)
macro	0.0056*** (0.0015)	0.0116*** (0.0026)	0.016*** (0.004)
inst	0.0046*** (0.00177)	0.0103** (0.0044)	0.012** (0.005)
clust	0.0053*** (0.002)	0.0251*** (0.0047)	0.0135** (0.006)

Piezīmes: *, **, *** - koeficients statistiski nozīmīgs attiecīgi pie 90%, 95% un 99% ticamības līmeņa. Iekavās norādītas standartkļūdas.
Avots: Autora aprēķins

Kā norāda Arellano un Bond et al. (2001), tad tiek sagaidīts, ka novērtētais koeficients pie sākotnēja ienākumu līmeņa atradīsies starp MKM un paneļdatu regresijas novērtējumiem. Tas sakrīt ar iegūtajiem rezultātiem - MKM novērtējumi liecina par 1.56% konverģences ātrumu gadā, paneļdatu regresija liecina par 7.2% konverģenci gadā, bet sistēmas GMM (4) novērtējumi par 3.24% gadā (sk. 3.3. tabulu). Šie rezultāti sniedz papildu liecības, ka sistēmas GMM (4) novērtētie koeficienti varētu būt tuvi patiesajām vērtībām.

3.2. GMM/BMA novērtējumu kopsavilkums un salīdzinājums

BMA novērtējumi un jutīguma analīze, kā arī GMM novērtējumi ar augstu pārliecību liecina, ka Solova faktori ir robusti ienākuma pieauguma noteicošie faktori, kas arī apstiprina zinātniskās literatūras liecības (sk. 1. pielikumu).

Sākotnējais ienākumu līmenis

Visās BMA un GMM specifikācijās tiek apstiprināta nosacītās konverģences hipotēze. Pie šāda secinājuma modeļu svēršanas kontekstā ir nonācis arī Sala-i-Martin (2004). Turklāt arī klasisko novērtējumu kontekstā, Barro (1991; 1996), Sachs un Warner (1995) un Easterly un Levine (1997) sniedz apstiprinošas liecības par labu nosacītās konverģences hipotēzei.

Balstoties uz BMA pamata specifikāciju, rezultāti norāda uz aptuveni 1.5% konverģenci gadā (līdzīgi rezultāti arī šķērsgriezuma un vienkāršajos MKM novērtējumos), kas ir tuvu Barro (1991) un Sala-i-Martin (1992) novērtētajiem 2%. Tajā pašā laikā paneļdatu regresijai pievienot valstu un laika fiksētos efektus, novērtējumi liecina par ievērojami augstāku konverģences ātrumu gadā — 11.2%, kas ir tuvu, piemēram, Caselli et al. (1996) 10% novērtējumam. Tomēr, ņemot vērā iespējamo faktoru endogenitāti, sistēmas GMM rezultāti liecina par 3.24% konverģences ātrumu gadā. Šāds rezultāts ir nedaudz augstāks nekā, piemēram, Bond et al. (2001) sistēmas GMM novērtējumos (nedaudz virs 2%). Tas varētu būt izskaidrojams ar to, ka tiek izmantoti dati par atšķirīgu valstu kopu un dažādiem laika periodiem[1].

Investīcijas un tehnoloģijas

BMA un sistēmas GMM novērtējumu rezultāti liecina, ka investīcijas ir robusts faktors un ir pozitīvi saistīts ar ienākumu līmeņa pieaugumu. Līdzīgas liecības iegūtas arī virknē citu pētījumu (Sala-i-Martin, 1997; Moral-Benito, 2014; Fernandez, Ley un Steel; 2001a). Šādu secinājumu apstiprina arī sistēmas GMM novērtējumi. Gan investīcijas, gan ārvalsts tiešo investīciju loma tehnoloģiju pārņemšanā ir vienlaicīgi uzrāda nozīmīgu ietekmi uz ienākumu līmeņa pieaugumu.

Cilvēkkapitāls un iedzīvotāju skaits

Rezultāti liecina, ka, veicot BMA un sistēmas GMM novērtējumus iekļaujot iedzīvotāju skaita pieaugumu, sagaidāmo mūža ilgumu un augstākajā izglītība studējošo īpatsvaru, tikai iedzīvotāju skaita pieaugums ir nozīmīgs faktors un tas ir negatīvi saistīts ar

[1] Bond (2001) un Caselli (1996) tiek izmantoti dati par laika periodu no 1960. līdz 1985. gadam.

ienākumu līmeņa pieaugumu, kas atbilsts Solova modelim. Iedzīvotāju skaita nozīmīgums un negatīvā saistība ar ienākumu līmeņa pieaugumu saglabājas arī situācijās, kad novērtējumos tiek ņemta vērā endogenitāte.

Pie līdzīgiem secinājumiem ir nonākuši arī citi pētnieki, piemēram, Kormendi un Meguire (1985), kā arī Mankiw, Romer un Weil (1992). Jāpiebilst, ka daži pētījumi nonāca pie cita rezultāta. Piemēram, Moral-Benito (2014) ar BMA palīdzību iegūst novērtējumus, kas norāda uz iedzīvotāju skaita pieauguma pozitīvu saistību ar ienākumu līmeni. Šāds rezultāts varētu norādīt uz pozitīvu mēroga efektu, kas izriet no endogēnās izaugsmes modeļiem.

Makroekonomiskā vide

Fischer (1993) norāda, ka stabila makroekonomiskā vide (ierobežota inflācija, neliels budžeta deficīts un samērīgi valdības izdevumi) ir nozīmīga ilgtspējīgai ekonomiskajai izaugsmei. Šī pētījuma ietvaros veiktā analīze apstiprina šo apgalvojumu. Gan visas BMA specifikācijas, gan GMM novērtējumi liecina, ka stabila makroekonomiskā vide ir pozitīvi asociēta ar ienākumu līmeņa pieaugumu. Pastāvot augstai makroekonomiskajai nenoteiktībai, uzņēmēji var nolemt par labu investīciju un uzņēmējdarbības atlikšanai. Rezultātā mazinās ekonomiskā aktivitāte, kas negatīvi ietekmē ienākumu līmeņa pieaugumu.

Institūcijas un administratīvais slogs

Virkne pētījumu ir norādījuši uz to, ka institūcijām un to kvalitātei ir būtiska loma tautsaimniecības izaugsmes veicināšanai (piemēram, Acemoglu, 2001; Barro, 1996). Kopumā iegūtie rezultāti apstiprina šo secinājumu un norāda uz to, ka valsts institūcijas caur likumdošanas veidošanu un tās piemērošanu var ietekmēt ienākumu līmeņa pieaugumu. BMA novērtējumos administratīvā sloga faktors ir nozīmīgs tikai dažās specifikācijās, taču GMM novērtējumi sniedz pārliecinošas liecības par mainīgā būtiskumu.

Neadekvātas un pārmērīgi ierobežojošas likumdošanas izveide var būtiski apgrūtināt uzņēmējdarbību radot papildu izmaksas, kas saistītas ar likuma normu ievērošanu. Šie līdzekļi varētu tikt novadīti uzņēmuma attīstībai vai darbību paplašināšanai. Līdz ar to valstij ir jārealizē efektīva likumdošana, kura neapgrūtina uzņēmumus ar lieku birokrātiju.

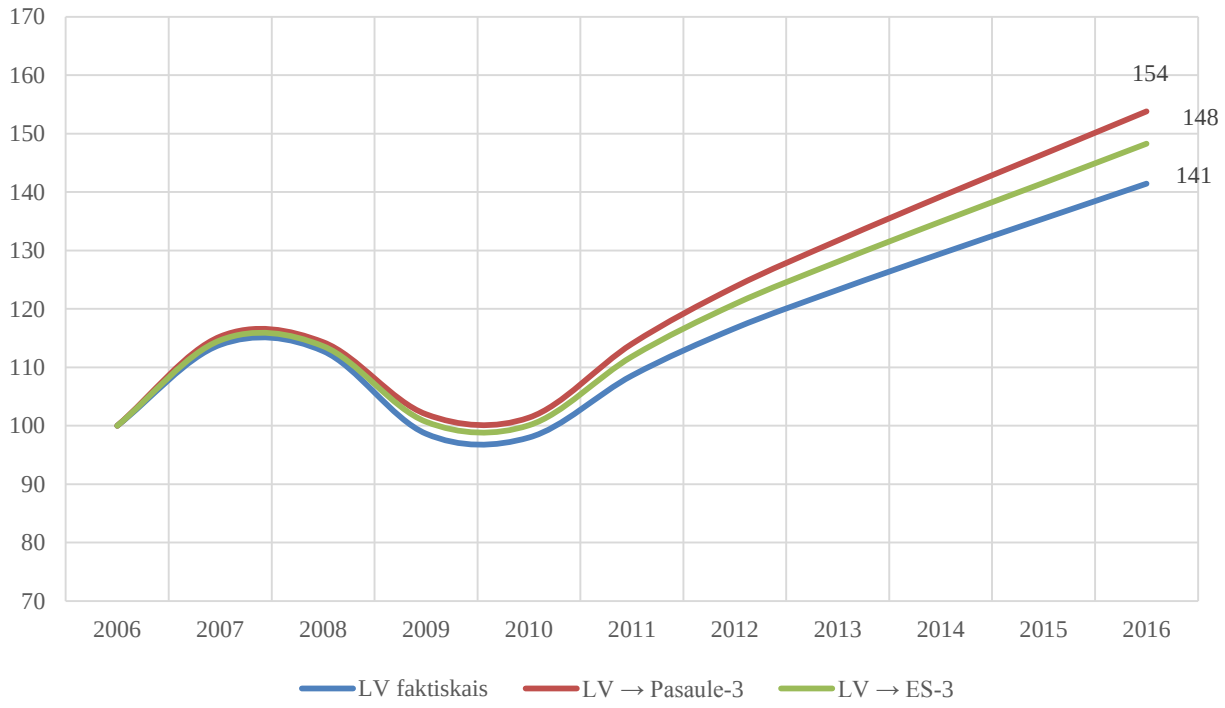
Uzņēmējdarbības klasteru attīstība

Klasteru attīstības koncepcija ir salīdzinoši jauna zinātniskajā literatūrā (Porter, 1998). Pēc darba autoram pieejamās informācijas, iepriekš nav veikti nosacītās beta-koverģences modeļa novērtējumi iekļaujot mainīgo, kas aptver uzņēmējdarbības klasteru attīstību.

Iegūtie rezultāti liecina par to, ka uzņēmumu savstarpējā sadarbība (klasteru veidošanās) ir pozitīvi saistīta ar ienākumu līmeņa pieaugumu, tomēr šis faktors nav nozīmīgs visās specifikācijās. Attīstoties uzņēmējdarbības klasteriem, tiek paaugstināta efektivitāte, kā rezultātā pieaug arī uzņēmumu konkurētspēja. Klasteru attīstību iespējams realizēt veidojot specializētas industriju biedrības, kuras savstarpēji vienojas sadarboties atsevišķos problēmjautājumos.

3.3. Latvijas ienākumu līmeņa scenāriju analīze

Papildu ekonometriskajiem novērtējumiem tiek veikta scenāriju analīze, lai noteiktu, par cik palielinātos Latvijas ienākumu līmenis, ja institucionālie un makroekonomiskie rādītāji atbilstu ES (LV → ES-3 scenārijs) un pasaules labākās prakses piemēriem (LV → Pasaule-3 scenārijs) (sk. 3. pielikumu)[1]. Scenāriju analīzes ietvaros tiek izmantoti sistēmas GMM (4) novērtējumi.[2]



3.1. att. **Ienākumu līmeņa dinamika (dažādi scenāriji, 2006=100)**[3]

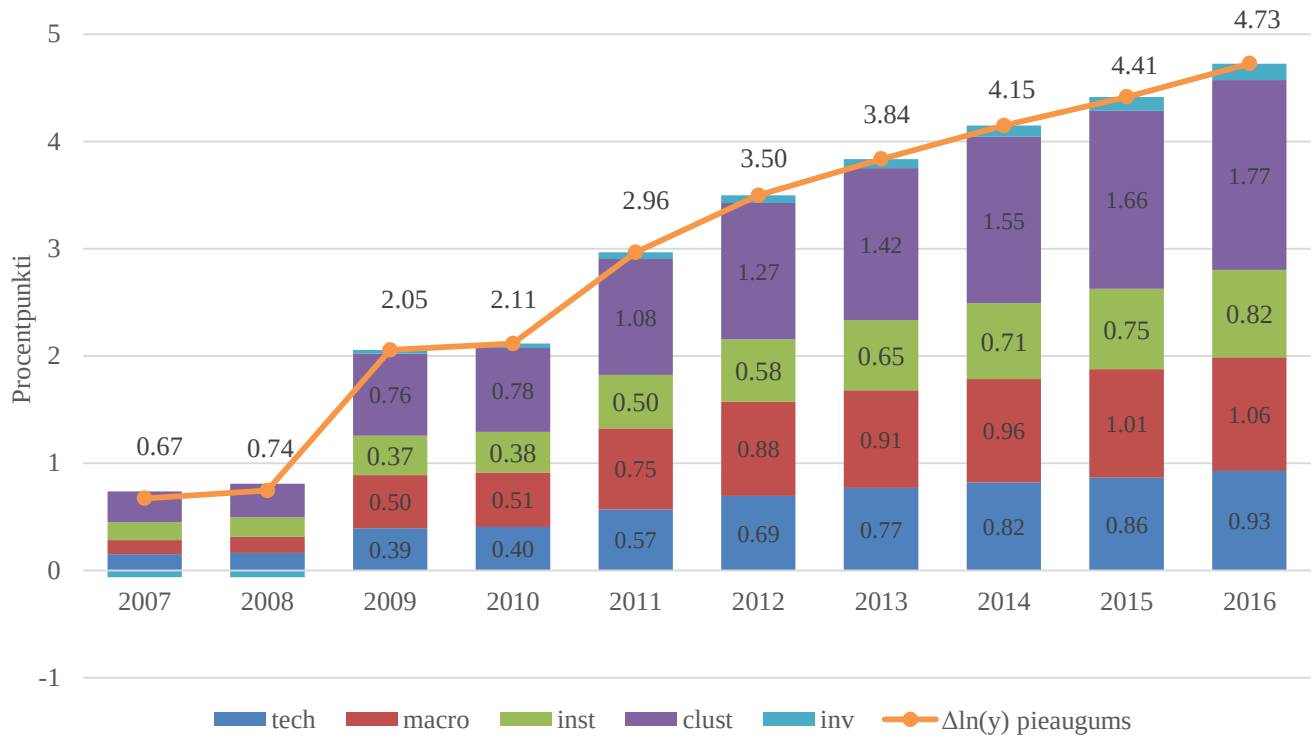
Avots: Autora izstrāde, pamatojoties uz sistēmas GMM (4) rezultātiem

[1] Scenāriju analīzes ietvaros tiek atlasītas 3 valstis ar vislabākajiem rezultātiem pie attiecīgā mainīgā. No šīm 3 atlasītajām vienībām tiek noteikta vidējā vērtība.

[2] Tiek pieņemts, ka sākotnējais ienākumu līmenis un iedzīvotāju skaita pieaugums ir konstanti, t. i., tos nevar ietekmēt ar strukturālajām reformām.

[3] Uzskatāmības nolūkos tiek pieņemts, ka 2006. gadā ienākumu līmenis ir 100.

Īstenojot nepieciešamās reformas 2006. gadā, un tādejādi pietuvinot Latvijas rādītājus pasaules labākajai praksei, jau 2016. gadā Latvijas iedzīvotāju ienākumu līmenis būtu aptuveni par 8.4% lielāks (sk. 3.1. un 3.3. attēlus). Savukārt, ja tiktu veikti pasākumi, kā rezultātā šie rādītāji sasniegtu ES ietvaros augstāko līmeni, tad attiecīgi ienākumu līmenis Latvijā būtu aptuveni par 4.7% lielāks (sk. 3.1. un 3.2. attēlus).



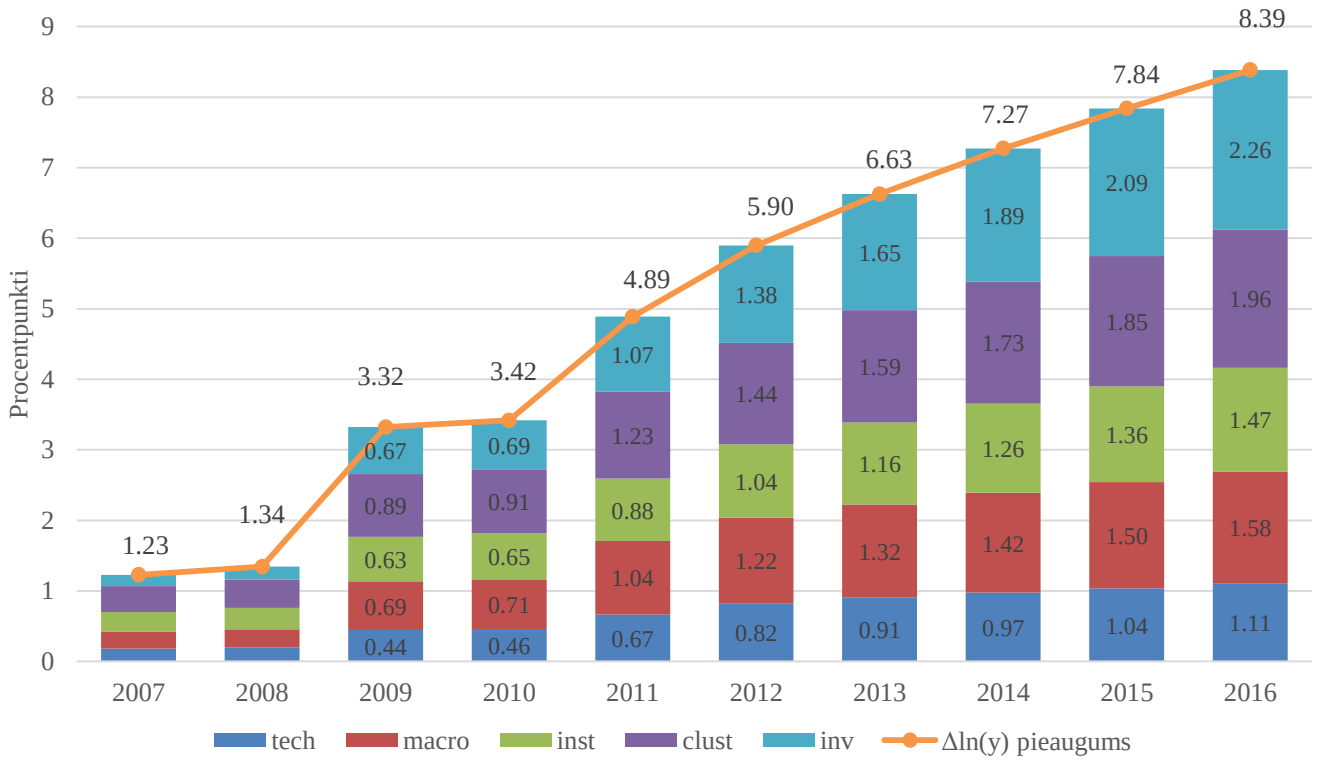
3.2. att. **Papildu ienākumu līmeņa dekompozīcija 2007. - 2016. gadam (LV → ES-3 scenārijs), kumulatīvie procentpunkti**

Avots: Autora izstrāde, pamatojoties uz sistēmas GMM (4) rezultātiem

LV → ES-3 scenārija gadījumā, lielu daļu no šī papildu ienākumu līmeņa ieguvuma nosaka uzņēmējdarbības klasteru attīstība, kā arī makroekonomiskā vide (sk. 3.2. attēlu). Savukārt, pienesums no administratīvā sloga izmaiņām un faktora, kas raksturo ārvalstu tiešo investīciju lomu tehnoloģiju pārņemšanā, ir bijis mērens un stabils laikā. Jāatzīmē, ka investīciju devums LV → ES-3 scenārijā nav nozīmīgs pateicoties tam, ka Latvijas faktiskais investīciju apjoms procentos no IKP ir vēsturiski bijis viens no augstākajiem ES.

Papildu ienākumu līmeņa pieauguma dekompozīcija izteikti atšķiras LV → Pasaule-3 scenārijā (sk. 3.3. attēlu). Tiecoties uz pasaules standartiem, papildu ienākumu līmeņa pieaugums ir ievērojami augstāks, kas lielākoties ir pamatojams ar investīciju palielinājumu, kas ārpus ES ir būtiski lielākas. Ņemot vērā to, ka Latvijā ir viens no lielākajiem investīciju

apjomiem ES, šāds novērojums iespējams norāda ne tikai uz nepietiekamu investīciju apjomu Latvijā, bet arī ES kopumā. Rezultāti norāda, ka zems investīciju līmenis Latvijā nozīmīgi palēnina ienākumu pieaugumu, it īpaši pēckrīzes gados.



3.3. att. **Papildu ienākumu līmeņa dekompozīcija 2007. - 2016. gadam (LV → Pasaule-3 scenārijs), kumulatīvie procentpunkti**

Avots: Autora izstrāde, pamatojoties uz sistēmas GMM (4) rezultātiem

Šajā scenārijā gandrīz visiem faktoriem ir lielāka loma ienākumu līmeņa veicināšanā. Institūcijas un administratīvais slogs, makroekonomiskā vide, uzņēmējdarbības klasteru attīstība un investīcijas sniedz lielāku pienesumu nekā LV → ES-3 scenārijā. Izņēmuma gadījums ir ārvalsts tiešo investīciju loma tehnoloģiju pārņemšanā, kuras devums ir līdzīgs abos scenārijos.

Kopumā rezultāti norāda uz to, ka straujāks ienākumu līmeņa pieaugumu tiktu panākts tiecoties uz pasaules nevis ES labākās prakses principiem. Tas jo īpaši attiecināms uz investīcijām, kuras neskatoties uz to, ka novērojamas rekordzemas procentu likmes, joprojām atpaliek salīdzinājumā ar citām pasaules valstīm. Tas daļēji varētu būt pamatojams ar politisko nenoteiktību Eiropas Savienībā, taču šī apgalvojuma apstiprināšanai nepieciešama turpmāka analīze.

SECINĀJUMI UN PRIEKŠLIKUMI

Secinājumi

Kad ekonometriskajos novērtējumos tiek ņemta vērā modeļu nenoteiktība ar BMA pieeju, iegūtie rezultāti liecina, ka administratīvā sloga mazinājums, ārvalstu tiešo investīciju loma tehnoloģiju pārņemšanā, kā arī makroekonomiskā stabilitāte ir robusti faktori un tiem ir pozitīva saistība ar ienākumu līmeņa pieaugumu. Savukārt iedzīvotāju skaita pieaugumam un sākotnējam ienākumu līmenim ir robusta, taču negatīva saistība ar ienākumu līmeņa pieaugumu. Tajā pašā laikā faktori, kas raksturo darba samaksas atbilstību produktivitātei, institūcijas un administratīvo slogu, kā arī uzņēmējdarbības klasteru attīstību ir pozitīvi saistīti ar ienākumu līmeņa pieaugumu, taču to nozīmīgums ir jutīgs attiecībā pret pieņēmumiem par modeļu apriorajiem.

Empīriskie novērtējumi, izmantojot GMM pieejas, kuras mazina endogenitāti novērtējumos, liecina, ka atšķirībā no BMA rezultātiem darba samaksas atbilstība produktivitātei nav statistiski nozīmīgs ienākumu līmeņa noteicošs faktors. Sistēmas GMM rezultāti liecina par 3.24% beta-konverģences ātrumu gadā, kas ir nedaudz virs zinātniskajā literatūrā visbiežāk novērtētajiem 2%.

Scenāriju analīzes rezultāti liecina, ka, Latvijai 2006. gadā veicot reformas un palielinot investīcijas, uzņēmējdarbības klasteru attīstību, makroekonomisko stabilitāti, ārvalsts tiešo investīciju lomu tehnoloģiju pārņemšanā, kā arī mazinot administratīvo slogu līdz ES trīs labāko valstu līmenim, jau 2016. gadā vidējais ienākumu līmenis pieaugtu par 4.62%. Savukārt, ja reformu rezultātā iepriekš minētie rādītāji sasniegtu pasaules labāko 3 labāko valstu praksi, tad ienākumu līmenis 2016. gadā par 8.75% lielāks.

Priekšlikumi

Darba ietvaros veiktā analīze norāda uz to, ka politikas veidotājiem un valsts institūcijām ir iespējas ietekmēt ienākumu līmeņa pieaugumu. Eiropas Savienības institūcijām, Latvijas Republikas Ekonomikas ministrijai, Latvijas Republikas Finanšu ministrijai, Latvijas Investīciju un attīstības aģentūrai u.c. valsts iestādēm:

1) jārealizē reformas, kuras veicinātu gan iekšzemes, gan ārvalstu investīciju apjoma pieaugumu, kā arī jāstimulē šo investīciju novirzīšana jauno tehnoloģiju pārņemšanā;
2) jānodrošina paredzama un stabila makroekonomiskā vide, realizējot politiku, kura nodrošina zemu un prognozējamu inflāciju, samērīgu valsts budžetu un valsts parāda apjomu;

3) jāveido efektīva likumdošana un tās piemērošana, tādejādi pārmērīgi neapgrūtinot uzņēmējdarbības veikšanu;
4) jāveicina uzņēmējdarbības klasteru attīstība, izveidojot specializētas industriju biedrības, kas veicinātu konkurenci un atvieglotu jaunu tirgus dalībnieku iekļuvi tirgū.

Jautājuma turpmākai pētniecībai tiek ieteikts:

1) novērtējumos iekļaut plašāku mainīgo kopu, piemēram, ne tikai WEF GCI, bet arī Pasaules bankas valsts pārvaldības indikatorus;
2) izmantot pieejas, ar kuru palīdzību ir iespējams no lielas potenciālo faktoru kopas atlasīt nozīmīgākos faktorus (piem. Beijesa elastīgā tīkla pieeju *(Bayesian elastic net)*);
3) ierobežot GMM pieejās izmantoto instrumentu skaitu, izveidojot komponenšu instrumentus ar dimensiju mazināšanas pieejām (piemēram, ar galveno komponenšu analīzi);
4) izstrādāt un izmantot pieejas, ar kuru palīdzību ir iespējams vienlaicīgi aptvert nozīmīgo mainīgo atlasi, modeļu nenoteiktību un endogenitāti.

IZMANTOTĀ LITERATŪRA UN AVOTI

Acemoglu, D., Johnson, S., & Robinson, J. A. (2001). The Colonial Origins of Comparative Development: An Empirical Investigation. *American Economic Review, 91*(5), 1369-1401. doi:10.1257/aer.91.5.1369

Acemoglu, D., Johnson, S., & Robinson, J. A. (2002). Reversal of Fortune: Geography and Institutions in the Making of the Modern World Income Distribution. *The Quarterly Journal of Economics,117*(4), 1231-1294. doi:10.1162/003355302320935025

Aghion, P., & Howitt, P. (1992). A Model of Growth Through Creative Destruction. *Econometrica, 60*(2), 323. doi:10.2307/2951599

Aizenman, J., & Glick, R. (2003). Military Expenditure, Threats, and Growth. *National Bureau of Economic Research Working Paper no. 9618*. doi:10.3386/w9618

Alesina, A., & Rodrik, D. (1994). Distributive Politics and Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics, 109*(2), 465-490. doi:10.2307/2118470

Alesina, A., S. Ozler, N. Roubini, and P. Swagel. (1996), Political Instability and Economic Growth. *Journal of Economic Growth, 1*(2), 189-211. doi:10.1007/BF00138862

Andersen, T. G. & Sørensen, B. E.(1996). GMM Estimation of a Stochastic Volatility Model: A Monte Carlo Study. *Journal of Business & Economic Statistics, 14*(3), 328. doi:10.2307/1392446

Arellano, M. & Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies, 58*(2), 277. doi:10.2307/2297968

Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics, 68*(1), 29-51. doi:10.1016/0304-4076(94)01642-d

Arrow, K. J. (1962). The Economic Implications of Learning by Doing. *The Review of Economic Studies, 29*(3), 155. doi:10.2307/2295952

Azariadis, C., & Drazen, A. (1990). Threshold Externalities in Economic Development. *The Quarterly Journal of Economics,105*(2), 501. doi:10.2307/2937797

Barro, R. J. (1991). Economic Growth in a Cross Section of Countries. *The Quarterly Journal of Economics, 106*(2), 407. doi:10.2307/2937943;

Barro, R. J. (1996). Determinants of Economic Growth: a Cross-Country Empirical Study, *The MIT Press,* 1(1). doi:10.3386/w5698

Barro, R. J., & Lee, J. (1994). Sources of economic growth. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 40*, 1-46. doi:10.1016/0167-2231(94)90002-7

Barro, R., & Lee, J. (1993). Losers and Winners in Economic Growth. doi:10.3386/w4341

Barro, R. J., & McCleary, R. M. (2003). Religion and Economic Growth across Countries. *American Sociological Review, 68*(5), 760. doi:10.2307/1519761

Beck, T., & Levine, R. (2004). Stock Markets, Banks, and Growth: Panel Evidence. *Journal of Banking & Finance, 28*(3), 423-442. doi:10.1016/s0378-4266(02)00408-9

Bekker, P. A. (1994). Alternative Approximations to the Distributions of Instrumental Variable Estimators. *Econometrica, 62*(3), 657. doi:10.2307/2951662

Berthelemy, J. C., & Varoudakis, A. (1996). Economic Growth, Convergence Clubs, And The Role Of Financial Development. *Oxford Economic Papers, 48*(2), 300-328. doi:10.1093/oxfordjournals.oep.a028570

Bhargava, A., Jamison, D. T., Lau, L. J., & Murray, C. J. (2001). Modeling the effects of health on economic growth. *Journal of Health Economics, 20*(3), 423-440. doi:10.1016/s0167-6296(01)00073-x

Bils, M., & Klenow, P. J. (2000). Does Schooling Cause Growth? *American Economic Review, 90*(5), 1160-1183. doi:10.1257/aer.90.5.1160

Blattman, C., Hwang, J., & Williamson, J. (2003). The Terms of Trade and Economic Growth in the Periphery 1870-1938. *National Bureau of Economic Research Working Paper No. 9940*. doi:10.3386/w9940

Blomstrom, M., Lipsey, R. E., & Zejan, M. (1996). Is Fixed Investment the Key to Economic Growth? *The Quarterly Journal of Economics, 111*(1), 269-276. doi:10.2307/2946665

Blonigen, B., & Wang, M. (2004). Inappropriate Pooling of Wealthy and Poor Countries in Empirical FDI Studies. *National Bureau of Economic Research Working Paper No. 10378* doi:10.3386/w10378

Bloom, D. E., & Malaney, P. N. (1998). Macroeconomic consequences of the Russian mortality crisis. *World Development,26*(11), 2073-2085. doi:10.1016/s0305-750x(98)00098-9

Bloom, D. E., Sachs, J. D., Collier, P., & Udry, C. (1998). Geography, Demography, and Economic Growth in Africa. *Brookings Papers on Economic Activity, 1998*(2), 207. doi:10.2307/2534695

Bloom, D., Canning, D., & Sevilla, J. (2002). The Wealth of Nations: Fundamental Forces Versus Poverty Traps. *National Bureau of Economic Research Working Paper Series No. 8714.* doi:10.3386/w8714

Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics, 87*(1), 115-143. doi:10.1016/s0304-4076(98)00009-8

Bond, S., A. Hoeffler & J. Temple (2001). GMM Estimation of Empirical Growth Models. *CEPR Discussion Papers 3048.*

Bowsher, C. G. (2002). On testing overidentifying restrictions in dynamic panel data models. *Economics Letters, 77*(2), 211-220. doi:10.1016/s0165-1765(02)00130-1

Brock, W. A., & Durlauf, S. N. (2001). What have we learned from a decade of empirical research on growth? Growth Empirics and Reality. *The World Bank Economic Review, 15*(2), 229-272. doi:10.1093/wber/15.2.229

Brock, W., Durlauf, S., & West, K. (2003). Policy Evaluation in Uncertain Economic Environments. doi:10.3386/w10025

Bruno, M., & Easterly, W. (1995). Inflation Crises and Long-Run Growth. *National Bureau of Economic Research Working Paper No. 5209*. doi:10.3386/w5209

Caselli, F., Esquivel, G., & Lefort, F. (1996). Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-country Growth Empirics. *Journal of Economic Growth, 1*(3), 363-389. doi:10.1007/bf00141044

Ciccone, A., & Jarociński, M. (2010). Determinants of Economic Growth: Will Data Tell? *American Economic Journal: Macroeconomics, 2*(4), 222-246. doi:10.1257/mac.2.4.22

Cooper, R. N., & Barro, R. J. (1997). Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study. *Foreign Affairs, 76*(6), 154. doi:10.2307/20048292

Dagenais, M. G., & Dagenais, D. L. (1997). Higher moment estimators for linear regression models with errors in the variables. *Journal of Econometrics, 76*(1-2), 193-221. doi:10.1016/0304-4076(95)01789-5

Deidda, L., & Fattouh, B. (2002). Non-linearity Between Finance and Growth. *Economics Letters, 74*(3), 339-345. doi:10.1016/s0165-1765(01)00571-7

Dollar, D. & Gatti, R. (1999). Gender Inequality, Income and Growth: Are Good Times Good for Women? *Policy Research Report on Gender and Development Working Paper Series, No.1*.

Domar, E. D. (1946). Capital Expansion, Rate of Growth, and Employment. *Econometrica, 14*(2), 137. doi:10.2307/1905364

Doppelhofer, G., Miller, R. I., & Sala-I-Martin, X. (2000). Determinants of Long-Term Growth. *OECD Economics Department Working Papers*. doi:10.1787/834681262223

Durlauf, S. N., Johnson, P. A., & Temple, J. R. (2005). Chapter 8 Growth Econometrics. *Handbook of Economic Growth,* 555-677. doi:10.1016/s1574-0684(05)01008-7

Easterly, W. (1993). How much do distortions affect growth? *Journal of Monetary Economics, 32*(2), 187-212. doi:10.1016/0304-3932(93)90002-w

Easterly, W. (2001) The Lost Decades: Developing Countries' Stagnation in Spite of Policy Reform 1980-1998. Journal of Economic Growth. *6*, 135. doi:10.1023/A:1011378507540

Easterly, W., & Levine, R. (1997). Africa's Growth Tragedy: Policies and Ethnic Divisions. *The Quarterly Journal of Economics, 112*(4), 1203-1250. doi:10.1162/003355300555466

Easterly, W., & Levine, R. E. (2001). It's Not Factor Accumulation: Stylized Facts and Growth Models. *SSRN Electronic Journal*. doi:10.2139/ssrn.269108

Easterly, W., Kremer, M., Pritchett, L., & Summers, L. (1993). Good Policy or Good Luck? Country Growth Performance and Temporary Shocks. *National Bureau of Economic Research Working Paper No. 4474*. doi:10.3386/w4474

Edwards, S., & Magendzo, I. (2003). Strict Dollarization and Economic Performance: An Empirical Investigation. *International Journal of Finance and Economics, 8*(4), 351-363. doi:10.3386/w9820

Eichengreen, B., & Leblang, D. (2003). Capital Account Liberalization and Growth: Was Mr. Mahathir Right? doi:10.3386/w9427

Esfahani, H. S., & Ramírez, M. T. (2003). Institutions, Infrastructure, and Economic Growth. *Journal of Development Economics, 70*(2), 443-477. doi:10.1016/s0304-3878(02)00105-0

Feld, L. P., & Voigt, S. (2003). Economic Growth and Judicial Independence: Cross-country Evidence Using a New Set of Indicators. *European Journal of Political Economy, 19*(3), 497-527. doi:10.1016/s0176-2680(03)00017-x

Feldkircher, M., & Zeugner, S. (2009). Benchmark Priors Revisited:on Adaptive Shrinkage and the Supermodel Effect in Bayesian Model Averaging. *IMF Working Papers, 09*(202), 1. doi:10.5089/9781451873498.001

Fernández, C., Ley, E., & Steel, M. F. (2001a). Benchmark priors for Bayesian model averaging. *Journal of Econometrics, 100*(2), 381-427. doi:10.1016/s0304-4076(00)00076-2

Fernández, C., Ley, E., & Steel, M. F. (2001b). Model uncertainty in cross-country growth regressions. *Journal of Applied Econometrics, 16*(5), 563-576. doi:10.1002/jae.623

Fischer, S. (1993). The role of macroeconomic factors in growth. *Journal of Monetary Economics, 32*(3), 485-512. doi:10.1016/0304-3932(93)90027-d

Forbes, K. J. (2000). A Reassessment of the Relationship Between Inequality and Growth. *American Economic Review, 90*(4), 869-887. doi:10.1257/aer.90.4.869

Foster, D. P., & George, E. I. (1994). The Risk Inflation Criterion for Multiple Regression. *The Annals of Statistics, 22*(4), 1947-1975. doi:10.1214/aos/1176325766

Fukase, E. (2010). Revisiting Linkages between Openness, Education and Economic Growth: System GMM Approach. *Journal of Economic Integration, 25*(1), 194-223. doi:10.11130/jei.2010.25.1.194

Gregorio, J. D., & Guidotti, P. E. (1995). Financial Development and Economic Growth. *World Development, 23*(3), 433-448. doi:10.1016/0305-750x(94)00132-i

Hall, R., & Jones, C. (1999). Why Do Some Countries Produce So Much More Output per Worker than Others? doi:10.3386/w6564

Hansen, L. P. (1982). Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators. *Econometrica, 50*(4), 1029. doi:10.2307/1912775

Hansen, L. P., Heaton, J., & Yaron, A. (1996). Finite-Sample Properties of Some Alternative GMM Estimators. *Journal of Business & Economic Statistics, 14*(3), 262-280. doi:10.1080/07350015.1996.10524656

Hanushek, E. A., & Kimko, D. D. (2000). Schooling, Labor-Force Quality, and the Growth of Nations. *American Economic Review, 90*(5), 1184-1208. doi:10.1257/aer.90.5.1184

Harrison, A. (1996). Openness and Growth: A Time-series, Cross-country Analysis for Developing Countries. *Journal of Development Economics, 48*(2), 419-447. doi:10.1016/0304-3878(95)00042-9

Harrod, R. F. (1939). An Essay in Dynamic Theory. *The Economic Journal, 49*(193), 14. doi:10.2307/2225181

Hausmann, R., Pritchett, L., & Rodrik, D. (2004). Growth Accelerations. *National Bureau of Economic Research Working Paper No. 10566.* doi:10.3386/w10566

Holtz-Eakin, D., Newey, W., & Rosen, H. S. (1988). Estimating Vector Autoregressions with Panel Data. *Econometrica, 56*(6), 1371. doi:10.2307/1913103

Hsiao, C. (1986). Analysis of panel data. Cambridge: Cambridge University Press.

Hulten, C. (1996). Infrastructure Capital and Economic Growth: How Well You Use It May Be More Important Than How Much You Have. *National Bureau of Economic Research Working Paper No. 5847*. doi:10.3386/w5847

International Monetary Fund (2015). Structural Reforms and Macroeconomic Performance: Initial Considerations for the Fund. Pieejams: http://www.imf.org/external/np/pp/eng/2015/101315.pdf

Kalaitzidakis, P., Mamuneas, T. P., & Stengos, T. (2002). Specification and sensitivity analysis of cross-country growth regressions. *Empirical Economics, 27*(4), 645-656. doi:10.1007/s001810100108

Kelley, A. C., & Schmidt, R. M. (1995). Aggregate Population and Economic Growth Correlations: The Role of the Components of Demographic Change. *Demography, 32*(4), 543. doi:10.2307/2061674

Kelly, T. (1997). Public expenditures and growth. *Journal of Development Studies, 34*(1), 60-84. doi:10.1080/00220389708422503

King, R. G., & Levine, R. (1993). Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right. *The Quarterly Journal of Economics, 108*(3), 717-737. doi:10.2307/2118406

Klasen, S. (2002). Low Schooling for Girls, Slower Growth for All? Cross-Country Evidence on the Effect of Gender Inequality in Education on Economic Development. *The World Bank Economic Review, 16*(3), 345-373. doi:10.1093/wber/lhf004

Knight, F. H. (1944). Diminishing Returns from Investment. *Journal of Political Economy*, 52(1), 26-47. doi:10.1086/256134

Knowles, S. (2005). Inequality and Economic Growth: The Empirical Relationship Reconsidered in the Light of Comparable Data. *Journal of Development Studies, 41*(1), 135-159. doi:10.1080/0022038042000276590

Knowles, S., & Owen, P. (1995). Health capital and cross-country variation in income per capita in the Mankiw-Romer-Weil model. *Economics Letters, 48*(1), 99-106. doi:10.1016/0165-1765(94)00577-o

Kormendi, R. C., & Meguire, P. G. (1985). Macroeconomic determinants of growth: Cross-country evidence. *Journal of Monetary Economics, 16*(2), 141-163. doi:10.1016/0304-3932(85)90027-3

Krueger, A., & Lindahl, M. (2000). Education for Growth: Why and For Whom? doi:10.3386/w7591

Ley, E., & Steel, M. F. (2009). On the effect of prior assumptions in Bayesian model averaging with applications to growth regression. *Journal of Applied Econometrics, 24*(4), 651-674. doi:10.1002/jae.1057

Levine, R. & S. Zervos, (1993), What We Have Learned About Policy and Growth from Cross-Country Regressions. *American Economic Review, 83(*2), 426-430.

Levine, R., & Renelt, D. (1992). A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions. *The American Economic Review, 83*(4), 942-963. Iegūts no http://www.jstor.org/stable/2117352

Li, H. & Zou, H. (2002), Inflation, Growth, and Income Distribution: A Cross Country Study. *Annals of Economics and Finance*. *3*(1), 85-101.

Liang, F., Paulo, R., Molina, G., Clyde, M. A., & Berger, J. O. (2008). Mixtures of g Priors for Bayesian Variable Selection. *Journal of the American Statistical Association, 103*(481), 410-423. doi:10.1198/016214507000001337

Lichtenberg, F. (1992). R&D Investment and International Productivity Differences. *National Bureau of Economic Research Working Paper No. 4161*. doi:10.3386/w4161

Long, J. D., & Summers, L. H. (1993). How strongly do developing economies benefit from equipment investment? *Journal of Monetary Economics, 32*(3), 395-415. doi:10.1016/0304-3932(93)90024-a

Lucas, R. E. (1988). On The Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics, 22*(1), 3-42. doi:10.1016/0304-3932(88)90168-7

Lucas, R. E. (1993). Making a Miracle. *Econometrica, 61*(2), 251. doi:10.2307/2951551

Malthus, T. R. (1967). First Essay on Population 1798. *The Geographical Journal*, 133(2), 249. doi:10.2307/1793333

Mankiw, N. G., Romer, D. & Weil, D. N. (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*,407-437. doi:10.3386/w3541

Masters, W. A., & McMillan, M. S. (2001). Climate and Scale in Economic Growth. *Journal of Economic Growth, 6*(3), 167-186. doi:10.1023/a:1011398431524

Masters, W. and J. Sachs, (2001), Climate and Development. *American Economic Association*. Iegūts http://sites.tufts.edu/willmasters/files/2010/06/MastersAndSachs-ClimateAndDevelopment.pdf

Mauro, P. (1995). Corruption and Growth. *The Quarterly Journal of Economics, 110*(3), 681-712. doi:10.2307/2946696

McArthur, J., & Sachs, J. (2001). Institutions and Geography: Comment on Acemoglu, Johnson and Robinson (2000). *National Bureau of Economic Research Working Paper No. 8114*. doi:10.3386/w8114

McCarthy, D., Wolf, H., & Wu, Y. (2000). The Growth Costs of Malaria. *National Bureau of Economic Research Working Paper No. 7541*. doi:10.3386/w7541

Meļihovs, A. & Kasjanovs, I. (2011) Konverģences Procesi Eiropā un Latvijā. *Latvijas Banka*. Iegūts no https://www.makroekonomika.lv/sites/default/files/dm_1-2011-kasjanovs-melihovs.pdf

Minier, J., (1998), Democracy and Growth: Alternative Approaches. *Journal of Economic Growth, 3*(3), 241-266. Iegūts no http://www.jstor.org/stable/40215985

Moral-Benito, E. (2014). Growth Empirics in Panel Data Under Model Uncertainty and Weak Exogeneity. *Journal of Applied Econometrics*, 31(3), 584-602. doi:10.1002/jae.2429

Murphy, K. M., Shleifer, A., & Vishny, R. W. (1991). The Allocation of Talent: Implications for Growth. *The Quarterly Journal of Economics,106*(2), 503. doi:10.2307/2937945

Nelson, M. A., & Singh, R. D. (1994). The Deficit-Growth Connection: Some Recent Evidence from Developing Countries. *Economic Development and Cultural Change, 43*(1), 167-191. doi:10.1086/452140

Newey, W., & Smith, R. J. (2004). Higher Order Properties of Gmm and Generalized Empirical Likelihood Estimators. *Econometrica,72*(1), 219-255. doi:10.1111/j.1468-0262.2004.00482.x

Nickell, S. (1981). Biases in Dynamic Models with Fixed Effects. *Econometrica, 49*(6), 1417. doi:10.2307/1911408

Odedokun, M. (1996). Alternative econometric approaches for analysing the role of the financial sector in economic growth: Time-series evidence from LDCs. *Journal of Development Economics,50*(1), 119-146. doi:10.1016/0304-3878(96)00006-5

Persson, T. & Tabellini, G. (1994). Is Inequality Harmful for Growth? *American Economic Review, 84*(3), 600-621. Iegūts no http://www.jstor.org/stable/2118070

Porter, M. E. (1998). The Competitive Advantage of Nations. doi:10.1007/978-1-349-14865-3

Raftery, A. E. (1995). Bayesian Model Selection in Social Research. *Sociological Methodology, 25*, 111. doi:10.2307/271063

Ram, R. (1999). Financial development and economic growth: Additional evidence. *Journal of Development Studies, 35*(4), 164-174. doi:10.1080/00220389908422585

Ramey, G., & Ramey, V. (1995). Cross-Country Evidence on the Link Between Volatility and Growth. *American Economic Review, 85*(5), 1138-1151. Iegūts no http://www.jstor.org/stable/2950979

Ramsey, F. P. (1928). A Mathematical Theory of Saving. *The Economic Journal,* 38(152), 543. doi:10.2307/2224098

Ricardo, D. (1817). On the Principles of Political Economy, and Taxation. doi:10.1017/cbo9781107589421

Romer, P. (1987). Growth Based on Increasing Returns Due to Specialization. *The American Economic Review, 77*(2), 56-62. Iegūts no http://www.jstor.org/stable/1805429

Romer, P. (1989). Endogenous Technological Change. *Journal of Political Economy, 98*(5), 71-102. doi:10.3386/w3210

Romer, P. M. (1986). Increasing Returns and Long-Run Growth. *Journal of Political Economy, 94*(5), 1002-1037. doi:10.1086/261420

Romer, P. M. (1994). The Origins of Endogenous Growth. *Journal of Economic Perspectives, 8*(1), 3-22. doi:10.1257/jep.8.1.3

Rousseau, P., & Sylla, R. (2001). Financial Systems, Economic Growth, and Globalization. *National Bureau of Economic Research Working Paper No. 8323.* doi:10.3386/w8323

Sachs, J. (2003). Institutions Don't Rule: Direct Effects of Geography on Per Capita Income. *National Bureau of Economic Research Working Paper No. 9490*. doi:10.3386/w9490

Sachs, J. D., Warner, A., Aslund, A., & Fischer, S. (1995). Economic Reform and the Process of Global Integration. *Brookings Papers on Economic Activity, 1995*(1), 1. doi:10.2307/2534573

Sala-I-Martin, X. (1997). I Just Ran Four Million Regressions. *American Economic Review*, 87(2), 178-183. doi:10.3386/w6252

Sargan, J. D. (1958). The Estimation of Economic Relationships using Instrumental Variables. *Econometrica, 26*(3), 393. doi:10.2307/1907619

Schumpeter, J.A. (1939) Business Cycles, A Theoretical, Historical and Statistical Analysis of the Capitalist Process, New York, McGraw-Hill Book Company, 461.

Smith, A., Cannan, E., & Stigler, G. J. (1977). An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations. doi:10.7208/chicago/9780226763750.001.0001

Solow, R. M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics, 70*(1), 65. doi:10.2307/1884513

Staiger, D., & Stock, J. H. (1997). Instrumental Variables Regression with Weak Instruments. *Econometrica, 65*(3), 557. doi:10.2307/2171753

Swan, T. W. (1956). Economic Growth and Capital Accumulation. *Economic Record, 32*(2), 334-361. doi:10.1111/j.1475-4932.1956.tb00434.x

The Organization for Economic Co-operation and Development (2017). Overview of structural reform progress and identifying priorities in 2017. *Economic Policy Reforms 2017.* Pieejams: http://www.oecd.org/eco/growth/Going-for-Growth-Chapter-1-2017.pdf

Uzawa, H. (1961). On a Two-Sector Model of Economic Growth. *The Review of Economic Studies, 29*(1), 40. doi:10.2307/2296180

Welsch, H. (2004). Corruption, growth, and the environment: a cross-country analysis. *Environment and Development Economics, 9*(5), 663-693. doi:10.1017/s1355770x04001500

Windmeijer, F. (2005). A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics, 126*(1), 25-51. doi:10.1016/j.jeconom.2004.02.005

Young, A. A. (1928). English Political Economy. *Economica*, (22), 1. doi:10.2307/2548381

Zellner, A. (1986). Bayesian Estimation and Prediction Using Asymmetric Loss Functions. *Journal of the American Statistical Association, 81*(394), 446. doi:10.2307/2289234

Ziliak, J. P. (1997). Efficient Estimation with Panel Data When Instruments Are Predetermined: An Empirical Comparison of Moment-Condition Estimators. *Journal of Business & Economic Statistics, 15*(4), 419. doi:10.2307/1392488

PIELIKUMI

1. pielikums

Zinātnisko pētījumu rezultātu apkopojums

+/- - novērtētā mainīgā koeficienta zīme
? - nav sniegta informācija par novērtētā mainīgā koeficienta zīmi
* - statistiski nozīmīgs (pie 95% ticamības)
_ - nav statistiski nozīmīgs

Pētījums	**Faktori**
Izglītība un demogrāfija	
Barro & Lee (1994) (-,*)	Iedzīvotāju īpatsvars zem 15 gadu vecuma
Sachs & Warner (1995) (+,_)	Iedzīvotāju blīvums
Kormendi & Meguire (1985) (-,*) Levine & Renelt (1992) (-,nav robusts) Mankiw, et al. (1992) (-,*) Barro & Lee (1994) (+,_) Kelley & Schmidt (1995) (-,*) Bloom & Sachs (1998) (-,*)	Iedzīvotāju skaita pieaugums
Barro & Lee (1994) (-,*)	Iedzīvotāju īpatsvars virs 65 gadu vecuma
Bloom, Sachs, Collier & Udry (1998) (+,*)	15-65 gadu vecuma grupas iedzīvotāju īpatsvara pieaugums
Barro & Lee (1994) (-,_)	Iedzīvotāju īpatsvars ar augstāko izglītību
Barro & Lee (1994) (-,*) Barro (1996) (-,*) Caselli, et al. (1996) (+,*) Forbes (2000) (-,*)	Sieviešu izglītībā pavadīto gadu skaits
Barro & Lee (1994) (-,*)	Sieviešu izglītībā pavadīto gadu skaita pieaugums
Barro & Lee (1994) (+,*) Barro (1996) (+,*) Caselli, et al. (1996) (-,*) Forbes (2000) (+,*)	Vīriešu izglītībā pavadīto gadu skaits

Barro & Lee (1994) (+,*)	Vīriešu izglītībā pavadīto gadu skaita pieaugums
Azariadis & Drazen (1990) (+,*) Barro (1991) (+,*) Knowles & Owen (1995) (+,_) Easterly & Levine (1997) (+,*) Krueger & Lindahl (2000) (+,*) Bils & Klenov (2000) (+,*)	Vidējais izglītībā pavadīto gadu skaits
Sachs & Warner (1995) (+,_) Cooper & Barro (1997) (-,_)	Iedzīvotāju īpatsvars ar pamatizglītību
Sachs & Warner (1995) (+,_)	Iedzīvotāju īpatsvars ar vidusskolas izglītību
Murphy, et al. (1991) (+,*)	Inženierzinātņu studentu īpatsvars
Murphy, et al. (1991) (+,*)	Jurispudences studentu īpatsvars
Barro & Lee (1994) (+,*) Bloom & Malaney (1998) (+,*) Bloom & Sachs (1998) (+,*)	Sagaidāmais mūža ilgums
Bhargava, et al. (2001) (-,*)	Pieaugšo mirstība
Barro (1991) (1996) (1997) (-,*) Barro & Lee (1994) (-,*)	Dzimstība
Finanšu tirgi un investīcijas	
Levine & Zervos (1998) (+,*) Beck & Levine (2004) (+,*)	Akciju tirgus
Beck & Levine (2004) (+,*)	Kredītiestādes
Edwards & Magendzo (2003) (+,_)	Dolarizācija
Berthelemy & Varoudakis (1996) (+,*) Odedokun (1996), (+,*) Ram (1999) (+,_) Rousseau & Sylla (2001) (+,*) Deidda & Fattouh (2002), (+,_)	Finanšu tirgus dziļums
King & Levine (1993), (+,*) Levine & Zervos (1993) (+, robusts) Eastrerly & Levine (1997) (+,*) Sala-I-Martin (1997) (?,_)	Finanšu tirgus sarežģītība

Levine & Renelt (1992) (+, nav robusts) Gregorio & Guidotti (1995) (+,*)	Kredītu pieauguma temps
Levine & Renelt (1992) (+, nav robusts)	Kredītu apjoma svārstīgums
Blonigen & Wang (2004) (+,_)	Ārvalstu tiešās investīcijas

Ģeogrāfija un klimats

Barro (1996) (+,*)	Austrumāzijas fiktīvais
Barro (1991) (-,*) Barro & Lee (1994) (-,*) Barro (1997) (-,_) Easterly & Levine (1997) (-,*) Sala-I-Martin (1997) (-,*)	Latīņamerikas fiktīvais
Barro (1991) (-,*) Barro & Lee (1994) (-,*) Cooper & Barro (1997) (-,_) Easterly & Levine (1997) (-,*) Sala-I-Martin (1997) (-,*)	Subsahāras Āfrikas fiktīvais
Hall & Jones (1999) (+,*)	Kalnrūpniecības īpatsvars IKP
Sala-I-Martin (1997) (+,*) Bloom & Sachs (1998) (+,*) Masters & McMillan (2001) (-,_) Easterly & Levine (2001) (+,*) Rodrik, et al. (+,*)	Ģeogrāfiskais platums
McCarthy, et al. (2000) (+,*) McArthur & Sachs (2001) (+,*) Easterly & Levine 2002 (-,*) Sachs 2003 (+,*)	Slimību ekoloģija
Masters & McMillan (2001) (+,*) Masters & Sachs (2001) (+,*)	Sala dienas
Bloom & Sachs (1998) (+,*) Masters & Sachs (2001) (+,*) Bloom, et al. (2003) (+,*)	Piekrastes garums

Masters & Sachs (2001) (+,*)	Aramzemes platība
Masters & Sachs (2001) (+,*)	Iekšzemes valsts
Masters & Sachs (2001) (+,*) Bloom, et al. (2003) (+,*)	Lietusgāžu daudzums
Bloom, et al. (2003) (+,*)	Lietusgāžu variācija
Bloom, et al. (2003) (+,*)	Maksimālā temperatūra
Makroekonomiskā vide	
Barro (1991) Cooper & Barro (1997) (-,*) Sachs & Warner (1995) (-,*) Barro (1996) (-,*) Caselli, et al. (1996) (+,*) Acemoglu, et al. (2002) (-,_)	Valdības patēriņa līmenis
Levine & Revelt (1992) (-, nav robusts) Fischer (1993) (-,*) Nelson & Singh (1994) (+,_) Easterly & Levine (1997) (-,*) Bloom & Sachs (1998) (+,*)	Valdības budžeta deficīts
Barro (1991) (+,_) Sala-I-Martin (1997) (?,_) Kelly (1997) (+,*)	Valdības investīciju apjoms
Kormendi & Meguire (1985) (-,*) Ramey & Ramey (1995) (-,*)	Izaugsmes inovācijas (šoks)
Kormendi & Meguire (1985) (+,_)	Valdības patēriņa pieaugums
Levine & Renelt (1992) (-,nav robusts)	Dažādi valdības izdevumi
Aizenman & Glick (2003) (-,*)	Valdības militārā sektora izdevumi
Aizenman & Glick (2003) (+,*)	Valdības militārā sektora izdevumi draudu apstākļos
Levine & Renelt (1992) (?,nav robusts)	Nodokļi
Alsesina, et al. (1996) (+,*)	G7 valstu IKP pieauguma temps
Easterly, et al. (1993) (+,_) Alesina, et al. (1996) (+,*/_)	Iepriekšējā perioda IKP pieauguma temps
Beck, et al. (2003) (+,_)	Mazo un vidējo uzņēmumu īpatsvars tautsaimniecībā

Beck, et al. (2003) (+,*)	Iespēja ieiet un iziet no tirgus
Alesina & Rodrik (1994) (-,*) Forbes (2000) (+,*) Knowles (2005) (-,*)	Nevienlīdzība
Hulten (1996) (+,*) Easterly & Levine (1997) (+,*) Esfahani & Ramirez (2003) (+,*)	Infrastruktūra
Kormendi & Meguire (1985) (-,*) Barro (1991) (1997) (-,*) Sachs & Warner (1995) (-,*) Harrison (1996) (?,_) Easterly & Levine (1997) (-,*)	Sākotnējais ienākumu līmenis
Kormendi & Meguire (1985) (-,*)	Monetārais šoks
Barro (1991) (+,*) Barro (1996) (+,_) Barro & Lee (1994) (+,*) Sachs and Warner (1995) (+,*) Caselli, et al. (1996) (+,*) Barro (1997) (+,_)	Investīciju īpatsvars
Long & Summers (1993) (+,*) Blomstrom, et al. (1996) (-,_) Sala-I-Martin (1997) (+,*)	Kapitāla investīcijas
Long & Summers (1993) (+,*)	Investīcijas (neskaitot iekārtas)
Lichtenberg (1992) (+,*)	Produktivitātes pieaugums
Hanushek & Kimko (2000) (+,*)	Produktivitātes kvalitāte
Blomstrom, et al. (1996) (+,*)	Līdzdalības līmenis darbatirgū
Easterly, et al. (1993) (-,_)	Arējā parāda fiktīvais mainīgais
Kormendi & Meguire (1985) (+,_)	Naudas daudzuma pieaugums
Institūcijas	

Barro (1991) (-,*) Barro & Lee (1994) (-,*) Sachs & Warner (1995) (-,_) Alesina, et al. (1996) (-,*) Caselli, et al. (1996) (-,*) Easterly & Levine (1997) (-,*)	Politskās nestabilitāte
Kormendi & Meguire (1985) (+,_) Levine & Revelt (1992) (?,nav robusts) Barro & Lee (1994) (-,*)	Civiltiesības
Sachs & Warner (1995) (+,*)	Vispārējais tiesību līmenis
Barro (1996) (+,*) Acemoglu, et al. (2001) (+,*) Easterly & Levine (2001) (-,*) Rodrik et al. (2004) (+,*)	Likumvaras indekss
Barro (1991) (?,_) Barro & Lee (1994) (+,*) Sala-I-Martin (1997) (+,*)	Politiskās tiesības
Feld & Voigt (2003) (+,*)	Juridiskā neatkarība
Acemoglu, et al. (2001) (+,*)	Izpildvaras ierobežojumi
Cenas un valūtu kursi	
Easterly (1993) (+,_) Harrison (1996) (-,*)	Patēriņa cenu kropļojumi
Barro (1991) (-,*) Easterly (1993) (-,*)	Investīciju cenu kropļojumi
Easterly (1993) (+,_)	Patēriņa cenu līmenis
Easterly (1993) (-,*) Sachs & Warner (1995) (-,*)	Investīciju cenu līmenis
Kormendi & Meguire (1985) (-,*)	Inflācijas pieauguma temps
Levine & Revelt (1992) (-, nav robusts) Levine & Zervos (1993) (?,nav robusts) Barro (1997) (-,*) Bruno & Easterly (1998) (-,*) Motley (1998) (-,*) Li & Zou (2002) (-,*)	Inflācijas līmenis

Levine & Revelt (1992) (-,nav robusts) Fischer (1993) (-,*) Barro (1997) (+,_) Sala-I-Martin (1997) (?,_)	Inflācijas variācija
Levine & Renelt (1992) (-,nav robusts) Barro & Lee (1994) (-,*) Barro (1996) (-,*) Harrison (1996) (-,*) Easterly & Levine (1997) (-,*) Sala-I-Martin (1997) (-,*)	Nelegālo valūtu tirgu prēmija
Easterly (1993) (-,_) Harrison (1996) (-,_) Sala-I-Martin (1997) (-,*) Acemoglu, et al. (2002) (-,_)	Reālo valūtu kursu kropļojumi
Kultūra un reliģija	
Barro (1996) (+,*)	Budistu īpatsvars
Sala-I-Martin (1997) (-,*) Master & Sachs (2001) (+,*)	Katoļu īpatsvars
Barro (1996) (+,*)	Konfūcistu īpatsvars
Masters & McMillan (2001) (-,*)	Valodu dažādība
Barro (1996) (+,*) Sala-I-Martin (1997) (+,*) Masters & Sachs (2001) (+,_)	Musulmaņu īpatsvars
Barro (1996) (+,*) Sala-I-Martin (1997) (-,*) Masters & Sachs (2001) (+,_)	Protestantu īpatsvars
Barro & McCleary (2003) (+,*)	Reliģiozo pārstāvju īpatsvars
Hall & Jones (1999) (+,*)	Sociālā infrastruktūra
Tirdzniecība	
Levine & Revelt (1992) (?,nav robusts)	Importu īpatsvars patēriņā

Levine & Revelt (1992) (?,nav robusts) Sachs & Warner (1995) (+,*) Harrison (1996) (+,*) Waczriag, et al. (2003) (+,*)	Tirdzniecības atvērtības indekss
Harrison (1996) (+,*)	Tirdzniecības atvērtības indeksa pieaugums
Easterly, et al. (1993) (+,*) Fischer (1993) (+,*) Barro (1996) (+,*) Caselli, et al. (1996) (+,*) Barro (1997) (+,*) Blattman, et al. (2003) (+,*)	Tirdzniecības nosacījumu uzlabojums
Barro & Lee (1994) (-,_) Sala-I-Martin (1997) (?,_)	Tirdzniecības tarifi
Levine & Revelt (1992) (+,nav robusts) Easterly & Levine (1997) (?,_) Alcala & Ciccone (2004) (+,*) Rodrik, et al. (2004) (+,_)	Eksporta un importa īpatsvars IKP
Sachs & Warner (1996) (-,*) Sala-I-Martin (1997) (-,*)	Izejvielu īpatsvars eksportā
Karš, politika	
Hall & Jones (1999) (+,*)	Kapitālisms
Eichengreen & Leblang (2003) (+,*)	Kapitāla konta liberalizācija
Mauro (1995) (-,*) Welsch (2004) (-,*)	Korupcija
Persson & Tabellini (1994) (-,*)	Demokrātija (fiktīvais)
Persson & Tabellini (1994) (+,_)	Nav demokrātijas (fiktīvais)

Alsesina, et al. (1996) (?,_) Minier (1998) (+,*)	Demokrātija
Easterly, et al. (1993) (-,_)	Karā cietušie
Barro & Lee (1994) (-,_) Easterly & Levine (1997) (?,_) Sala-I-Martin (1997) (-,*)	Kara fiktīvais mainīgais
Barro (1994) (+,_)	Kara ilgums

Avots: Autora izstrāde, pamatojoties uz Durlauf (2005)

2. pielikums

Pētījumā iekļauto valstu saraksts

Albānija	Dānija	Japāna	Maroka	Šrilanka
Alžīrija	Dienvidāfrika	Jaunzēlande	Mauritānija	Šveice
Amerikas Savienotās Valstis	Dienvidkoreja	Jordānija	Maurīcija	Tadžikistāna
Apvienotā karaliste	Dominikānas Republika	Kambodža	Meksika	Taivāna
Apvienotie Arābu Emirāti	Ekvadora	Kamerūna	Mongolija	Taizeme
Argentīna	Etiopija	Kanāda	Mozambika	Tanzānija
Armēnija	Ēģipte	Katara	Namībija	Trinidāda un Tobāgo
Austrālija	Filipīnas	Kazahstāna	Nepāla	Tunisija
Austrija	Francija	Kenija	Nigērija	Turcija
Azerbaidžāna	Gambija	Kipra	Nikaragva	Uganda
Bahreina	Grieķija	Kirgizstānas Republika	Nīderlande	Ukraina
Bangladeša	Gruzija	Kolumbija	Norvēģija	Ungārija
Barbadosa	Gvatemala	Krievija	Pakistāna	Urugvaja
Beļģija	Hondurasa	Kuveita	Panama	Vācija
Benina	Honkonga	Ķīna	Paragvaja	Venecuēla
Bolīvija	Horvātija	Latvija	Peru	Vjetnama
Bosnija un Hercegovina	Igaunija	Lesoto	Polija	Zambija
Botsvāna	Indija	Lietuva	Portugāle	Zimbabve
Brazīlija	Indonēzija	Luksemburga	Rumānija	Zviedrija
Bulgārija	Islande	Madagaskara	Singapūra	
Burundi	Itālija	Maķedonija	Slovākija	
Čada	Izraēla	Malaizija	Slovēnija	
Čehija	Īrija	Mali	Somija	
Čīle	Jamaika	Malta	Spānija	

3. pielikums

Scenāriju matricas

Mainīgais - **inv**	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
LV	0.42	0.35	0.22	0.19	0.25	0.26	0.24	0.23	0.22	0.22
ES-3	0.38	0.35	0.27	0.26	0.27	0.27	0.26	0.26	0.26	0.26
ΔES-3	-0.04	0.00	0.05	0.07	0.02	0.01	0.02	0.03	0.04	0.04
Pasaule-3	0.51	0.51	0.49	0.47	0.52	0.58	0.60	0.59	0.55	0.50
ΔPasaule-3	0.09	0.16	0.27	0.27	0.27	0.32	0.36	0.36	0.33	0.28

Mainīgais - **tech**	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
LV	4.97	4.84	4.45	4.27	4.31	4.26	4.49	4.85	4.80	4.43
ES-3	6.03	6.06	5.99	5.83	5.77	5.83	5.72	5.77	5.70	5.76
ΔES-3	1.05	1.22	1.54	1.56	1.46	1.57	1.23	0.92	0.91	1.33
Pasaule-3	6.25	6.23	6.12	6.10	6.15	6.16	6.02	6.05	6.04	5.97
ΔPasaule-3	1.27	1.39	1.66	1.83	1.84	1.90	1.53	1.20	1.25	1.53

Mainīgais - **macro**	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
LV	5.24	4.91	4.20	4.47	4.46	5.06	5.63	5.52	5.56	5.56
ES-3	5.86	5.99	5.81	5.62	5.94	6.12	6.00	6.20	6.20	6.23
ΔES-3	0.62	1.07	1.62	1.15	1.49	1.06	0.37	0.69	0.64	0.67
Pasaule-3	6.37	6.31	6.20	6.11	6.48	6.61	6.69	6.77	6.76	6.71
ΔPasaule-3	1.13	1.39	2.00	1.64	2.02	1.56	1.06	1.25	1.20	1.15

Mainīgais - **inst**	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
LV	3.20	3.09	3.15	3.06	3.28	3.42	3.40	3.43	3.52	3.30
ES-3	4.28	4.25	4.30	4.24	4.24	4.38	4.50	4.37	4.30	4.56
ΔES-3	1.08	1.17	1.15	1.18	0.96	0.96	1.10	0.93	0.78	1.26
Pasaule-3	5.00	5.11	5.19	5.11	5.16	5.23	5.19	5.20	5.29	5.38
ΔPasaule-3	1.80	2.02	2.04	2.05	1.88	1.80	1.79	1.77	1.77	2.08

Mainīgais - **clust**	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
LV	3.26	2.76	2.79	2.92	3.13	3.23	3.41	3.50	3.60	3.47
ES-3	4.87	5.12	5.25	5.24	5.26	5.20	5.35	5.48	5.35	5.35
ΔES-3	1.61	2.36	2.46	2.32	2.13	1.97	1.94	1.98	1.76	1.88
Pasaule-3	5.33	5.49	5.45	5.46	5.42	5.35	5.51	5.55	5.48	5.46
ΔPasaule-3	2.07	2.73	2.66	2.54	2.29	2.12	2.10	2.05	1.89	1.99

Avots: Autora aprēķins

4. pielikums

Faktoru Pearson korelāciju matrica

	ln(y_{t-1})	*n*	*inv*	*infr*	*edu*	*rd*	*macro*	*clust*	*tech*	*fin*	*prod*	*trade*	*life*
ln(y_{t-1})	1												
n	-0.2123***	1											
inv	-0.1071***	0.0741***	1										
infr	0.7087***	-0.1738***	-0.1662***	1									
edu	0.6657***	-0.0496*	-0.2028***	0.5439***	1								
rd	0.588***	0.1290***	-0.0448	0.7273***	0.4769***	1							
macro	0.4867***	-0.0978***	0.2020***	0.369***	0.2332***	0.3724***	1						
clust	0.6018***	0.2079***	-0.0124	0.6897***	0.3497***	0.7936***	0.3519***	1					
tech	0.4961***	-0.078**	0.037	0.5034***	0.1794***	0.4781***	0.2790***	0.5544***	1				
fin	0.4418***	0.149***	0.0552**	0.4567***	0.1842***	0.5846***	0.3626***	0.5995***	0.5208***	1			
prod	0.4401***	-0.0184	0.0821***	0.5034***	0.3318***	0.5470***	0.3815***	0.5040***	0.5118***	0.4492***	1		
trade	0.5230***	-0.2528***	-0.0376	0.6068***	0.3168***	0.4356***	0.3335***	0.4508***	0.5955***	0.4775***	0.4248***	1	
life	0.7754***	-0.1017***	-0.1531***	0.6433***	0.7143***	0.5019***	0.3234***	0.5114***	0.3610***	0.2943***	0.4393***	0.4448***	1
inst	0.203***	-0.2746***	0.1464***	0.4591***	-0.0119	0.3620***	0.2676***	0.4042***	0.3694***	0.2518***	0.4847***	0.3630***	0.1280***

Piezīmes: *, **, *** - koeficients statistiski nozīmīgs attiecīgi pie 90%, 95% un 99% ticamības līmeņa
Avots: Autora aprēķins