

**RAŽOŠANAS PROGRESA UN CILVĒKKAPITĀLA NOZĪME
LATVIJAS TAUTSAIMNIECĪBAS IZAUGSMES NODROŠINĀŠANĀ**

ALEKSEJS MEĻIHOVS
GUNDARS DĀVIDSONS

P Ē T Ī J U M S
3•2006



ISBN 9984-676-58-7

© Latvijas Banka, 2006

Pārpublicējot obligāta avota norāde.

Pētījumā izteiktie secinājumi atspoguļo autoru – Latvijas Bankas Monetārās politikas pārvaldes darbinieku – viedokli, un autori uzņemas atbildību par iespējamām neprecizitātēm.

Dizainam izmantots Jutas Policjas un Mareka Gurecka gleznas "Gājiens baltajiem" (2005) fragments.

SATURS

Kopsavilkums	2
Ievads	3
1. Literatūras apskats un problēmas	3
1.1. Metodes	6
1.2. Dati	7
2. Latvijas situācijas modelēšana	9
2.1. Latvijas modelis	9
2.2. Cilvēkkapitāla intensitātes noteikšana ar teorētisku modeli	16
3. Citi cilvēkkapitālu raksturojošie rādītāji	19
Secinājumi	22
Pielikumi	24
Literatūra	31

SAĪSINĀJUMI

AMECO – Eiropas Komisijas Ekonomikas un finanšu ģenerāldirektorāta makroekonomikas datubāze
 CSP – Latvijas Republikas Centrālā statistikas pārvalde
 DSGE modelis – dinamiskais stohastiskais vispārējā līdzsvara modelis (*Dynamic Stochastic General Equilibrium Model*)
 ES – Eiropas Savienība
 ES15 – valstis, kuras ietilpa ES pirms 2004. gada 1. maija
 ES25 – valstis pēc ES paplašināšanās 2004. gada 1. maijā
 Eurostat – Eiropas Kopienų Statistikas birojs (*Statistical Office of the European Communities*)
 IKP – iekšzemes kopprodukts
 ISCED 1997 – Starptautiskā standartizētā izglītības klasifikācija 1997 (*International Standard Classification of Education*)
 K–D – Koba–Duglasa (*Cobb–Douglas*) ražošanas funkcija
 MKM – mazāko kvadrātu metode
 OECD – Ekonomiskās sadarbības un attīstības organizācija (*Organisation for Economic Co-operation and Development*)
 TFP – kopējais faktoru ražīgums (*total factor productivity*)

KOPSAVILKUMS

Šā pētījuma mērķis ir novērtēt ražošanas progresu un cilvēkkapitāla nozīmi Latvijas tautsaimniecības izaugsmes nodrošināšanā, kā arī Latvijas ilgtermiņa izaugsmes tempa noteikšana. Pētījuma autori mēģināja konstruēt ražošanas funkciju, izmantojot nelineāro modelēšanu. Lai uzlabotu Latvijas ražošanas funkcijas modeli, pētījuma autori mēģināja to paplašināt ar cilvēkkapitāla aproksimāciju.

Atslēgvārdi: *ražošanas funkcija, nelineārā modelēšana, cilvēkkapitāls, kopējais faktoru ražīgums*

JEL klasifikācija: *C32, E23, J24, O47*

IEVADS

Pēc vairāku jaunu valstu izveidošanās 20. gs. vidū daudzi paredzēja to strauju attīstību. Lielākoties šīs cerības pamatoja ar noteiktām teorētiskām konstrukcijām (līdzīgām Solova–Svona (*Solow–Swan*) modelim¹), taču tās nepiepildījās. Vēlākie pētījumi 20. gs. 80. gados pierādīja, ka kopš 60. gadiem vērotā realitāte neatbilst standarta Solova–Svona modeļa ražošanas funkcijai. R. Dž. Bero raksta:

"Tādējādi, neņemot vērā šokus, nabadzīgās un bagātās valstis varētu raksturot ienākumu līmeņa uz vienu iedzīvotāju izlīdzināšanās tendence. Tomēr šāda konverģence, šķiet, neatbilst dažādu valstu datiem, kas liecina, ka nav vērojama ienākumu līmeņa uz vienu iedzīvotāju pieauguma tempa un sākotnējā perioda ienākumu līmeņa uz vienu iedzīvotāju korelācija." (Cit. pēc 1.)

Šie novērojumi 20. gs. 90. gados atsāka diskusiju par to, kādai jābūt ražošanas funkcijai. Galvenais problēmas risinājums bija cilvēkkapitāla iekļaušana ražošanas funkcijā.

Šā pētījuma mērķis ir novērtēt ražošanas progresa un cilvēkkapitāla nozīmi Latvijas tautsaimniecības izaugsmes nodrošināšanā, kā arī Latvijas ilgtermiņa izaugsmes tempa noteikšana. Pētījuma autori mēģināja konstruēt ražošanas funkciju, izmantojot nelineāro modelēšanu. Modelēšanā lietota neliels atšķirīga pieeja tehnoloģiskā procesa noteikšanai nekā līdzšinējos Latvijas ražošanas funkcijas modeļos, jo tā, pēc pētījuma autoru domām, daudz reālāk apraksta tehnoloģiskā procesa attīstību. Lai uzlabotu Latvijas ražošanas funkcijas modeli, pētījuma autori mēģināja to paplašināt ar cilvēkkapitāla aproksimāciju.

Pētījuma 1. nodaļā apskatīti ar cilvēkkapitāla veidošanos saistītie teorētiskie aspekti un galvenās problēmas, kas rodas, testējot pētnieciskajā literatūrā atspoguļotās sakarības empīriski. 2. nodaļā mēģināts piemērot eksistējošos modeļus Latvijas situācijai un tos empīriski testēt, kā arī secināt, vai līdzšinējo IKP dinamiku iespējams izskaidrot ar cilvēkkapitālu ietverošu ražošanas funkciju. 3. nodaļā īsi apskatīti citi dati un metodes, ar kuru palīdzību varētu raksturot situāciju cilvēkkapitāla jomā Latvijā.

1. LITERATŪRAS APSKATS UN PROBLĒMAS

20. gs. 80. gados, analizējot valstu vēsturisko tautsaimniecības attīstību, varēja konstatēt neapšaubāmu faktu, ka kopš 60. gadiem nebija vērojama valstu reālo IKP līmeņu konverģence. Tātad empīriski nebija konstatējama korelācija starp IKP uz vienu iedzīvotāju pieaugumu un aplūkojamā perioda sākotnējā IKP uz vienu iedzīvotāju līmeni, ko it kā varētu paredzēt pēc Solova modeļa. R. Dž. Bero (*R. J. Barro*) un K. Sala i Martins (*X. Sala-i-Martin*) (4), R. Dž. Bero (1), G. N. Menkivs (*G. N. Mankiw*), D. Romers (*D. Romer*) un D. N. Veils (*D. N. Weil*) (22) konstatē, ka lielu daļu IKP variācijas spēj izskaidrot no standarta K–D ražošanas funkcijas atvasināta regresija, taču tā uzrāda nepamatoti augstu kapitāla daļu IKP. Tātad Solova–Svona modelis nepilnīgi atspoguļo realitāti.

Visos šajos modeļos lietota K–D ražošanas funkcija:

¹ Šajā pētījumā apzīmējumi "Solova–Svona modelis" un "neoklasiskais modelis" lietoti kā sinonīmi.

$$Y_t = K_t^\alpha (A_t L_t)^{1-\alpha} \quad [1],$$

kur Y_t – reālais IKP, K_t – reālais uzkrātā kapitāla apjoms, L_t – nodarbinātība tautsaimniecībā, α – kapitāla daļa IKP un A_t – kopējais faktoru ražīgums, kas ir eksogēns.

Tam, ka šāda veida regresijas nepilnīgi izskaidroja vēsturiski pieredzēto IKP dinamiku, bija arī diezgan svarīga ietekme ekonomikas politikas izstrādes jomā. Lietojot šādu modeli (ja A_t un uzkrājumu attiecība pret IKP jeb ienākumu uzkrāšanas koeficients (*saving rate*) visur ir vienādi), visas valstis konverģē ar vienu attīstības līmeni (28). Tādējādi modelis ietver secinājumu, ka nav jāiejaucas valsts tautsaimniecībā, jo IKP uz vienu iedzīvotāju konverģence notiek automātiski, ja vien A_t ir vienāds un uzkrājumi – pietiekami augsti (abi šie mērķi – augstāks uzkrājumu līmenis un darba ražīgums – panākami, piemēram, piesaistot ārvalstu investīcijas un liberalizējot ārējo tirdzniecību un kapitāla kustību).²

Turpmākajos pētījumos (22) parādīts, ka, lai gan [1] vienādojums, pārveidots regresijas formā, uzrāda diezgan labu sakarību, t.i., Y_t dinamiku lielā mērā izskaidro vienādojuma labajā pusē esošo mainīgo pieaugums, tomēr šāda modeļa implicētā kapitāla daļa $\alpha = 0.59$ nekādi nav savienojama ar empīriski novērojamo rādītāju (aptuveni 0.30). Tāpēc diez vai šādu regresiju var uzskatīt par Solova modeli un tādējādi arī [1] vienādojuma K–D specifiskāciju par apstiprinātu. Par labāku aproksimāciju uzskatāms vienādojums:

$$Y_t = K_t^\alpha H_t^\beta (A_t L_t)^{1-\alpha-\beta} \quad [2],$$

kur papildus iekļauts mainīgais H_t – cilvēkkapitāls.

G. N. Menkivs, D. Romers un D. N. Veils (22), izmantojot no izglītības rādītājiem mākslīgi konstruētu mainīgo kā cilvēkkapitālu raksturojošu rādītāju un lietojot vienkāršu viena perioda starpvalstu regresiju, ieguva kapitāla daļu 0.31, cilvēkkapitāla daļu – 0.28 (tātad atlikums 0.41 ir nodarbinātības daļa).

Arī citos pētījumos, kuros izmantotas šādas un līdzīgas regresijas, konstatēta nozīmīga sakarība starp IKP un cilvēkkapitāla rādītājiem (1; 3). Tomēr iegūtais rezultāts diez vai uzskatāms par pierādītu vai galīgu. Ar metodoloģiju un datiem saistītās problēmas aprakstītas nākamajās nodaļās.

² Tomēr jāatceras, ka, veidojot modeli empīriski, kopējais faktoru ražīgums A_t modelī ir Solova atlikums (*Solow residual*), kas ir konstante, tendence un atlikums, un tas nekādi netiek specificēts (t.i., secinājums par attīstības valstīm var būt tikai tāds, ka valstīm jāsakārto "viss pārējais tāpat kā attīstītajās valstīs"). Tas ir diezgan pieticīgs secinājums, kas neietver nekādas ekonomikas politikas izstrādei būtiskas norādes, jo par šo "visu pārējo" nekas nav zināms: ne kā tas darbojas, ne arī kāda ir tā mijiedarbība ar kapitālu un nodarbinātību vai to daļām, ne kas vispār tas ir. Tomēr vēsturiski tas nav kavējis interpretēt modeļa rezultātus tā, kā katrs vēlas atkarībā no uzskatiem un politiskās konjunktūras.

1.1. Metodes

Pētījumos par cilvēkkapitāla ietekmi uz IKP galvenokārt izmantotas starpvalstu regresijas, taču bieži lieto arī vienas valsts regresijas. Šādu regresiju veidošanai ir vairāki trūkumi.

Vispārīgā veidā ražošanas funkciju var raksturot ar šādu funkciju:

$$Y_t = K_t^\alpha (A_t L_t)^\beta H_t^\phi \quad [3],$$

ko logaritmējot iegūst

$$\log(Y_t) = \beta \log(A_t) + \alpha \log(K_t) + \beta \log(L_t) + \phi \log(H_t) \quad [4].$$

Lai gan nav zināma precīza funkcionālā forma, tomēr parasti lieto modeli ar konstanta mēroga efekta (*constant returns to scale*)³ funkciju (t.i., lieto [4] vienādojuma versiju, kur $\alpha + \beta + \phi = 1$ un $0 < \alpha < 1$, $0 < \beta < 1$, $0 < \phi < 1$).

Šos pieņēmumus parasti testē attiecībā pret t.s. saprātīgām alternatīvām, kas ir:

- kāds endogēnās augsmes modelis ([4] vienādojumā $\alpha = 1$ un $0 < \beta < 1$, $0 < \phi < 1$);
- Solova modelis, kurā nav iekļauts cilvēkkapitāls ([4] vienādojumā $\alpha + \beta = 1$, $\phi = 0$ un $0 < \alpha < 1$, $0 < \beta < 1$).

Taču tā nav īsti korekta prakse, jo testētās alternatīvas parasti ir Solova modelis (b) variants) vai endogēnās augsmes modelis, kurā kapitāla uzkrāšanu raksturo konstants mēroga efekts (a) variants). Tāpēc šāda veida endogēnās augsmes modeļi neprecīzāk attēlo realitāti un parasti tos noraida. Ja modelī ir kapitāls ar konstantu mēroga efektu, tas nozīmē eksplozīvu pieaugumu (32). Tas norāda, ka, pamatojoties uz šādu modeli, iegūst bezgalīgu IKP galīgā laika periodā, kas nav īpaši reāls pieņēmums, un diez vai var gaidīt, ka tas novērojams realitātē. Tomēr šādu ražošanas funkciju eksistence iespējama kādā atsevišķā tautsaimniecības sektorā vai laika sprīdī, un to nav iespējams testēt praktiski, bet tam ir liela nozīme, ja vēlas izdarīt kādus secinājumus politikas jomā.

Vēl svarīgāk – ir daudz teorētisku modeļu, kas ietver sevī kāda faktora samazinošu mēroga efektu, bet kopumā augošu mēroga efektu $\alpha + \beta + \phi > 1$ un $0 < \alpha < 1$, $0 < \beta < 1$, $0 < \phi < 1$. Šādu modeli ir diezgan grūti testēt attiecībā pret neoklasisko alternatīvu, lai gan dažreiz to dara (statistiski grūti atšķirt konstanta mēroga efekta funkciju no nedaudz augoša mēroga efekta funkcijas). Turklāt tautsaimniecību kopumā var raksturot sektori, kuriem piemīt visu minēto ražošanas funkciju īpašības, kas mainās laikā (atkarībā no ražošanas cikla), radot identifikācijas problēmas (nav īsti skaidrs, kurš rādītājs ir stabils, kurš nav).

Turklāt jāņem vērā arī diezgan reāla iespēja, ka t.s. patiesajā modelī ir kādi nenovērojami parametri vai rādītāji, tātad tie no jebkādas testēšanas automātiski tiek

³ Šajā pētījumā ar mēroga efektu saprot *returns to scale*. Piemēram, augošs mēroga efekts nozīmē *increasing returns to scale*, samazinošs mēroga efekts – *decreasing returns to scale* un konstants mēroga efekts – *constant returns to scale*.

izslēgti. Taču modelis nevar kļūt nederīgs tikai tāpēc, ka statistikas iestādēm ir grūtības izteikt skaitļos kādu parādību.

Minēto iemeslu dēļ vienmēr piesardzīgi jāizturas pret šādu modeļu pareizības pierādīšanu un arī iegūtos rezultātus joprojām nevar uzskatīt par viennozīmīgiem. R. Dž. Bero un Dž. V. Li (*J. W. Lee*) (3) secinājumam, ka ar cilvēkkapitālu augmentēts modelis labi raksturo realitāti, nepiekrīt D. Kanings (*D. Canning*), P. Dannels (*P. Dunne*) un M. Mūrs (*M. Moor*) (9) un pierāda, ka ne augmentētais Solova modelis (b) variants), ne arī endogēnās augsmes modelis (a) variants) neraksturo datus. R. Dž. Bero un K. Sala i Martins (4) secina, ka datus var izskaidrot ar neoklasisko ražošanas funkciju, kurā iekļauts cilvēkkapitāls, bet tos var izskaidrot arī tehnoloģiskās difūzijas modeļi (kam parasti ir samazinošs mēroga efekts katrā faktorā, bet augošs mēroga efekts kopumā). P. M. Romers (29) parāda, ka starptautiskie dati var būt konsistenti endogēnās augsmes modeļiem, kas ietver sevī cilvēkkapitālu, kas definēts kā pētījumu ideju autoru skaits.

Pētot nozaru datus, vērojamas augoša mēroga efekta īpašības nozaru līmenī (24): lielāks ražošanas apjoms saistīts ar augstāku ražošanas faktoru ražīgumu. R. Dž. Kavaljero (*R. J. Caballerro*), R. K. Laionss (*R. K. Lyons*) (8) pierāda, ka augošs mēroga efekts nav novērojams atsevišķu nozaru līmenī, bet rodas savstarpējā ražošanas nozaru mijiedarbībā. Piemēram, ja vairākas nozares attīstās nevis atsevišķi, bet kopā, iegūst aptuveni 5% papildu IKP apjomu. Šādi secinājumi vispār izraisa šaubas par kopējās ražošanas funkcijas izmantošanu kā neadekvātu pasaules aprakstu; nav skaidrs, kā un vai šādā funkcijā, kas sastāv no dažādām ražošanas funkcijām, iekļauts cilvēkkapitāls un īpaši tā aproksimācijas – dažādi izglītības rādītāji.

Tādējādi var secināt, ka rezultāti joprojām nav viennozīmīgi interpretējami. Č. A. Džonss (*Ch. I. Jones*) (18) rezultātus apkopo šādi: "pierādījumi makro līmenī.. nespēj atšķirt neoklasisko augsmes modeli no augsmes modeļa, kas pamatots uz pētījumiem un attīstību. Lai noteiktu šo atšķirību, nepieciešami papildu pierādījumi."

1.2. Dati

Viens no faktoriem, kas mazina cilvēkkapitālu ietverošu ražošanas funkciju vērtību, ir tas, ka statistikā nav pieejams arī objektīvs un neatkarīgs cilvēkkapitāla rādītājs. Tāpēc izmanto dažādas aproksimācijas, taču par jebkuru aproksimāciju vienmēr var jautāt: kāpēc tieši šis rādītājs, nevis cits? Ja kādam rādītājam ir labākas skaidrojošās īpašības regresijā, varbūt tā ir tāpēc, ka tas cieši saistīts ar skaidrojamo lielumu, nevis to izraisa? Pat ja novērojama sakarība, vienādojumu tomēr ir grūti interpretēt.

Pieņemot [3] vienādojumā (mainot parametru apzīmējumus uz $Y_t = K_t^{\beta_1} (A_t L_t)^{\beta_2} H_t^{\beta_3}$), ka tehniskā progresa (ražīguma) pieaugums ir konstants γ un tādējādi $A_t = A_0 e^{\gamma t}$, iegūst ar regresijas vienādojumu testējamu vienādojumu:

$$\log(Y_t) = \beta_2 \log(A_0) + \beta_2 \gamma t + \beta_1 \log(K_t) + \beta_3 \log(H_t) + \beta_2 \log(L_t) + \varepsilon_t \quad [5]$$

vai, ja aprēķina funkciju, neiekļaujot cilvēkkapitālu ($\beta_3 = 0$),

$$\log(Y_t) = \beta_2 \log(A_0) + \beta_2 \gamma t + \beta_1 \log(K_t) + \beta_2 \log(L_t) + \varepsilon_t \quad [6],$$

kur t ir tendence (A_0 šajā gadījumā ir tehnoloģiskās attīstības līmenis aplūkojamā perioda sākumā).

Šāds vienādojums ir testējams, taču, pat ja visi koeficienti ir nozīmīgi, tas neliecina, ka tā ir ražošanas funkcija. Pirmkārt, ņemot vērā to, kā tiek konstruēta nacionālo kontu ienākumu puse, būtu neiespējami, ja nebūtu vērojama nekāda sakarība. Otrkārt, ražošanas funkcija savā tradicionālajā izpratnē parasti nozīmē zināmu cēlonību (t.i., ja x ražošanas faktors pieaugs par 1%, ražošanas apjoms palielināsies par $z\%$), kas nebūt nav pierādāms arī ar šādu funkciju.

Svarīgi noskaidrot, vai tieši H_t izraisa augstu IKP kāpuma tempu vai otrādi: cilvēkkapitāls (vai, precīzāk, tā aproksimācija, piemēram, personu ar augstāko izglītību skaits) ir attīstības rezultāts vai blakusprodukts, vai varbūt kādu citu procesu, kas patiešām ietekmē ražošanas funkciju, aproksimācija. Ja būtu iespējams pierādīt, ka personu ar augstāko izglītību skaita pieaugums vienmēr notiek pirms IKP kāpuma (Greindžera cēlonībai (*Granger causality*) līdzīgs pieņēmums), tas nozīmē tikai to, ka personu ar augstāko izglītību esamība, iespējams, ir nepieciešamais attīstības priekšnoteikums (arī bez pierādījumiem, kas pamatojas uz regresijām, diezgan grūti iedomāties pretējo), bet nekādi nepierāda, ka tas ir arī pietiekamais attīstības priekšnoteikums, par ko būtībā liecina šāda veida ražošanas funkcija [2] vienādojumā. Turklāt jau minēts, ka, aprēķinot šādu regresiju, praktiski ļoti grūti atšķirt dažādas koeficientu lielumu hipotēzes.

Nozīmīgākie pētījumi, kas norāda uz nepieciešamību iekļaut cilvēkkapitāla mainīgo ražošanas funkcijā (1; 3; 4), pierāda nosacījuma konverģences (*conditional convergence*) sakarību. Tātad valstis konverģē ar kaut ko, taču konverģenci nosaka kāds cilvēkkapitāla rādītājs (t.i., mazāk attīstītās valstis attīstās straujāk un ienākumu līmeņi pamazām izlīdzinās, ja valstīm ir vienādi nosacījuma rādītāji: šajā gadījumā – cilvēkkapitāls). R. Dž. Bero un Dž. V. Li (3) par šādu nosacījuma rādītāju, kas aptuveni definē cilvēkkapitālu, uzskata vīriešu vidējo izglītību. Palielinot vidējo vidusskolas mācību gadu skaitu vīriešiem par 0.68 gadiem, IKP vidējais gada kāpums pieaugtu par 1.1 procentu punktu. Taču rodas jautājums, kāpēc tieši vīriešu vidējā izglītība būtu pareizais cilvēkkapitālu raksturojošais rādītājs. Pasaules Bankas publikācijā *The Quality of Growth* V. Tomass (*V. Thomas*), M. Dalaimi (*M. Dalaimi*), A. Darešvars (*A. Dhareshwar*) u.c. (34) raksta, ka viens no rādītājiem, kas vērtē cilvēkkapitāla kvalitāti, ir tieši meiteņu izglītība. Kāpēc regresijas, kurās izmanto kopējos izglītības gadu rādītājus, neliecina par nozīmīgu sakarību?⁴

Daži pētnieki lietojuši kopējos izglītības gadu rādītājus un atklājuši nozīmīgu sakarību (23). Izglītības un tautsaimniecības attīstības rādītāju saistību apstiprina arī R. Levins (*R. Levine*) un D. Renelts (*D. Renelt*) (20), kuri izglītības līmeni uzskata par gandrīz vienīgo nozīmīgo un robusto rādītāju (otrs robustais rādītājs – investīciju līmenis), kas skaidro tautsaimniecības attīstības līmeni. Citi zinātnieki (36) par galveno rādītāju uzskata izglītībai iztērēto izdevumu daļu vai pētnieku skaitu (12).

⁴ Iespējams, šāda specifiska rādītāja lietošana liecina, ka noteiktas grupas valstīs (piemēram, OECD valstīs) ir kvalitatīva statistiskā uzskaitē.

Vienlaikus N. Oulton (N. Oulton) un G. Jangs (G. Young) (25), lietojot to pašu datubāzi ko R. Dž. Bero un Dž. V. Li (3) (R. Dž. Bero to izmantojis visos pētījumos, un tā brīvi pieejama internetā⁵), *nespēja atrast nozīmīgu sakarību* starp izglītības līmeni un tautsaimniecības izaugsmi. L. Pričets (L. Pritchett) (26) atklāja pat *negatīvu* izglītības rādītāju un pieauguma *sakarību*. Abos pētījumos lietota Bero–Li datubāze, taču kā atsevišķs faktors nav izdalīta vīriešu vidējā izglītība (pēc pētījuma autoru domām, pamatoti, jo kurš modelis ļauj konstatēt, ka vīriešu vidējā izglītība ir labāka cilvēkkapitāla aproksimācija nekā jebkurš cits izglītības rādītājs).

Apkopojot līdzšinējo pētījumu rezultātus, iespējams, var apgalvot, ka *izglītības rādītāji ir kaut kādā veidā saistīti ar IKP pieaugumu*. Tomēr jebkurš pārdrošāks spriedums, piemēram, par iespējamo cēlonību vai to, kādā veidā (un vai vispār) cilvēkkapitāls iekļauts ražošanas funkcijā, diez vai būtu uzskatāms par pamatotu.

Citās jomās reti piemēro šādas cilvēkkapitālu ietverošas ražošanas funkcijas. Centrālo banku strukturālajos modeļos lietotā ražošanas funkcija parasti ir standarta K–D funkcija kā [1] vienādojumā (30). Tas būtu diezgan grūti izdarāms, jo nacionālo kontu uzskaitē vēl arvien nav pieejams objektīvs mainīgajam cilvēkkapitālam atbilstošs rādītājs.

Apkopojot minēto, pagaidām nav stabilizējies pētnieku viedoklis, kāds būtu t.s. pareizais modelis. Iespējams, tas ietver sevī cilvēkkapitālu, bet varbūt ne (3; 25). Tāpat pieļaujams, ka tas ir konstanta mēroga efekta standarta modelis, bet var būt, ka pētījumu un attīstības veida augoša mēroga efekta modelis (29).

2. LATVIJAS SITUĀCIJAS MODELĒŠANA

2.1. Latvijas modelis

Galvenā problēma, ar ko pētnieki saskaras, mēģinot iegūt ticamus ražošanas funkcijas rādītājus, ir dati. [6] vienādojumā redzams, ka būtu nepieciešami dati par šādām laikrindām: reālo IKP – Y_t , kopējo faktoru ražīgumu – A_t , reālo kapitālu – K_t , cilvēkkapitālu – H_t un nodarbinātību – L_t . A_t ir Solova atlikums.

Reālais kapitāls K_t uzskaitīts šādi: uzkrātais kapitāls, ņemot vērā kapitāla līmeni 1994. gada beigās, investīcijas pamatkapitālā un amortizācijas līmeni, kas ir vidējais amortizācijas līmenis laika periodā (10% gadā). Nodarbinātības L_t datu avots ir darbaspēka apsekojumi. Līdz 2002. gadam darbaspēka apsekojumi tika veikti reizi pusgadā, un šo rādītāju ceturkšņa dati līdz 2002. gadam nav pieejami. Nodarbinātības datu laikrinda periodam līdz 2002. gadam interpolēta, ņemot vērā īstermiņa nodarbinātību raksturojošus datus.⁶

Cilvēkkapitāla H_t uzskaitē ir problemātiskāka, un, kā jau minēts, nacionālajos kontos nav šādas datu kopas. Tas nozīmē, ka jebkura izmantotā datu kopa ir tikai aproksimācija. Turklāt iepriekšējā nodaļā jau norādīts, ka nav īsti skaidrs, kāda tieši

⁵ <http://www.nber.org/pub/barro.lee/>

⁶ Detalizēta informācija par datu interpolācijā izmantotajiem pieņēmumiem saņemama no pētījuma autoriem.

aproximācija.⁷ Turklāt šajā gadījumā jāaskaras ar problēmu, ka trūkst ceturkšņa datu līdz 2002. gadam.

Visas ekonometriskajā modelēšanā izmantotās laikrindas tika sezonāli izlīdzinātas ar *Census-X12* algoritmu.

Līdz šim jau vairākos pētījumos mēģināts iegūt Latvijas K–D ražošanas funkciju. D. Stikuts (33) konstatē sakarību, kurā kapitāla daļa β (vai saskaņā ar [6] vienādojumu β_1) ir 0.225 (tomēr ar nenozīmīgu Durbina–Vatsona (*Durbin–Watson*) statistiku). K. Beņkovskis un D. Stikuts (5) β vērtību nevis aprēķina, bet kalibrējot iegūst 0.319. (Minētajā pētījumā darba ražīguma γ gada pieaugums ir 4.6%.) Viens no šādu aprēķinu trūkumiem ir tas, ka nav iespējams ņemt vērā pārejas laika tautsaimniecības specifiku.

Pētījumā aprēķināta līdzīga funkcija, kurā tehniskais progress iegūts ar Kalmana (*Kalman*) filtru (sīkāk par izmantoto metodoloģiju sk. 16). Šajā gadījumā pieņemta šāda ražošanas funkcija:

$$Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} \quad [7].$$

TFP modelē kā stohastisku procesu ar pieaugumu γ_t , kas ir gadījuma klejošana (*random walk*):

$$A_t = A_{t-1} e^{\gamma_t} \quad [8] \text{ un}$$

$$\gamma_t = \gamma_{t-1} + \varepsilon_t^\gamma \quad [9].$$

Logaritmējot [7] un [8] vienādojumu un apvienojot ar TFP izaugsmes nosacījumu, iegūst tehniski aprēķināmo stāvokļu telpas (*state-space*) sistēmu:

$$\log(Y_t) = \log(A_t) + \alpha \log(K_t) + (1 - \alpha) \log(L_t) + \varepsilon_t^{\log(Y)}$$

$$\log(A_t) = \log(A_{t-1}) + \gamma_t$$

$$\gamma_t = \gamma_{t-1} + \varepsilon_t^\gamma \quad [10].$$

Būtībā šī ir līdzīga konstrukcija tāpat kā [6] vienādojumā, tikai tiek pieņemts, ka tehniskais progress nav lineārs. Šāda konstrukcija pamatojas uz pieņēmumu, ka nozīmīgākās pārmaiņas vēsturiski bijušas nevis cikliskas, bet gan paliekoši ietekmējušas piedāvājuma pusi (ražošanas funkciju). Tā varētu būt adekvāta pieeja tautsaimniecībā, kurā joprojām notiek strukturālas pārmaiņas. Pieņem, ka modeļa kļūdas ε_t^γ un $\varepsilon_t^{\log(Y)}$ ir normāli sadalītas un neatkarīgas.

Pieeja kopumā līdzīga gadījumam, ja aprēķinos izmanto parasto K–D prezentāciju ([6] vienādojums), taču šī metode pieļauj stohastisku un mainīgu kopējo faktoru

⁷ Šajā pētījumā izmantoti dati par izglītības nozarei iztērēto līdzekļu attiecību pret IKP un dažādi izglītības rādītāji.

ražīguma procesu. Pētījumā autori lietoja ierobežotu koeficientu versiju (būtībā *a priori* pieņemot K–D ražošanas funkciju ar konstantu kopējā mēroga efektu).

Aprēķinu rezultāti ir šādi.⁸

1. tabula

Stāvokļu telpas sistēmas aprēķinu rezultāti ([10] vienādojumu sistēmai)

Pieeja: maksimālā ticamība (Markvardta (*Marquardt*) metode).

Konverģence sasniegta pēc 11 atkārtošanām.

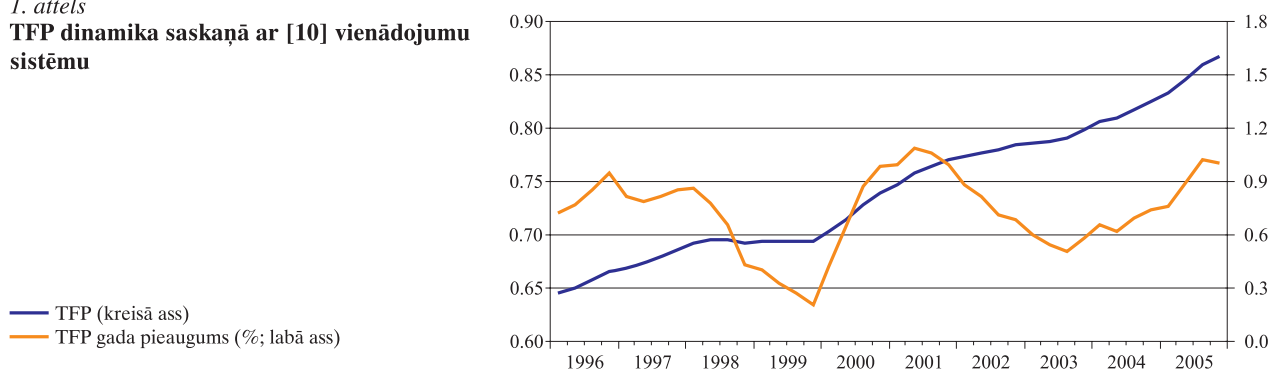
	Koeficients	Standartklūda	z-statistika	Varbūtība
α	0.303	0.064	4.754	0.000
	Galastāvoklis	VSK*	z-statistika	Varbūtība
$\log(A_t)$	-0.133	0.009	-14.954	0.000
γ_t	0.010	0.002	4.357	0.001
Logaritmētā ticamība	95.049			

* Vidējās standartklūdas kvadrātsakne.

TFP šajā gadījumā iegūst kā stāvokļa mainīgo (*state variable*) (TFP prognozēto dinamiku sk. 1. att.). Kapitāla daļa (0.303) šajā gadījumā ir nedaudz mazāka nekā K. Beņkovska un D. Stikuta (5) kalibrētā (0.319) un atšķiras no D. Stikuta (33) novērtētās (0.225). Šāds skaitlis atbilst citu valstu ražošanas funkcijās vērotajām (kas gan ir diezgan plašā variācijā; sk. 8; 11) vai kalibrētajām vērtībām, kas parasti ir lielākas par 0.3. Tā, piemēram, eiro zonas kapitāla atdeve novērtēta 41% līmenī (14), Francijas kapitāla atdeve – 36% līmenī un TFP pieaugums – 1.2% gadā (7), Igaunijas kapitāla atdeve novērtēta 37% līmenī (19), bet Lietuvas – 36% līmenī (35). Interesanta ir arī novērojamā γ_t (kas šajā gadījumā aproksimē TFP pieaugumu) dinamika (sk. 1. att.), kas kopumā atbilst gaidītajam.

1. attēls

TFP dinamika saskaņā ar [10] vienādojumu sistēmu



1. attēlā redzams, ka TFP kāpuma temps novērtētajā periodā ir visai dažāds. Krievijas finanšu krīzes laikā bija vērojams TFP pieauguma tempa kritums – no 1998. gada 4. ceturkšņa līdz 1999. gada 4. ceturksnim tas bija tuvu nullei.

⁸ Šeit un tālāk, lietojot Kalmana filtru, kļūda izlīdzināta, ierobežojot tās variāciju ar $var = \exp(-14)$. Aprēķinos izmantotais periods: 1995. gada 1. cet.–2005. gada 4. cet. Papildu testi atspoguļoti 1. pielikumā.

Tautsaimniecības atveseļošanās laikā bija straujš TFP kāpums, kam sekoja pieauguma tempa palēnināšanās. Savukārt Latvijas pievienošanās ES deva jaunu stimulu TFP kāpuma tempa paātrināšanai.

Lai atdalītu īstermiņa novirzes no ilgtermiņa tendences, aprēķināts arī kļūdu korekcijas modelis jau minētajai sistēmai:

$$\log(Y_t) = \log(A_t) + \alpha \log(K_t) + (1 - \alpha) \log(L_t) + \varepsilon_t^{\log(Y)}$$

$$\Delta \log(Y_t) = \gamma_t + \phi \Delta \log(K_t) + (1 - \phi) \Delta \log(L_t) + \lambda \varepsilon_{t-1}^{\log(Y)} + \varepsilon_t^{\Delta \log(Y)}$$

$$\log(A_t) = \log(A_{t-1}) + \gamma_t$$

$$\gamma_t = \gamma_{t-1} + \varepsilon_t^{\gamma} \quad [11].$$

Šīs sistēmas novērtējums parādīts 2. tabulā.⁹

2. tabula

Stāvokļu telpas sistēma ar kļūdu korekciju ([11] vienādojumu sistēmai)

Pieceja: maksimālā ticamība (Markvardta metode).

Konverģence sasniegta pēc 26 atkārtošām.

	Koeficients	Standartklūda	z-statistika	Varbūtība
α	0.341	0.054	6.346	0.000
ϕ	0.365	0.063	5.817	0.000
λ	-0.443	0.165	-2.677	0.007
	Varbūtība perioda beigās	VSK*	z-statistika	Varbūtība
$\log(A_t)$	-0.221	0.008	-26.105	0.000
γ_t	0.009	0.002	4.125	0.000
Logaritmētā ticamība	213.238			

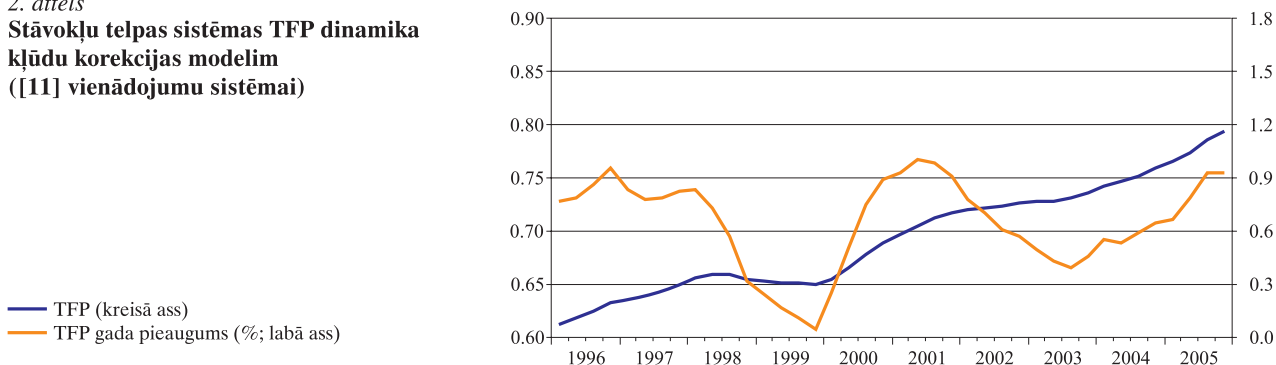
* Vidējās standartklūdas kvadrātsakne.

2. tabulā redzams, ka šajā gadījumā kapitāla atdeve īstermiņā ir lielāka nekā ilgtermiņā. Tomēr šī atšķirība nav nozīmīga. 2. attēlā vērojamā TFP dinamika ir visai līdzīga [10] modelim (sk. 2. att.).

⁹ Papildu testi atspoguļoti 2. pielikumā.

2. attēls

Stāvokļu telpas sistēmas TFP dinamika
kļūdu korekcijas modelim
([11] vienādojumu sistēmai)



Alternatīva iepriekšējai pieejai ir cilvēkkapitāla rādītāju iekļaušana vienādojumā. Šajā gadījumā izmantotas šādas datu kopas, kas varētu būt cilvēkkapitāla aproksimācijas:

- a) reālo izglītības nozares izdevumu attiecība pret reālo IKP (M sektora nacionālajos kontos; pieejami arī ceturkšņa dati; dati pieejami kopš 1995. gada);
- b) nodarbināto ar vidējo un augstāko izglītību īpatsvars nodarbināto grupā, kas vecāki par 15 gadiem (*Eurostat* dati; saskaņā ar ISCED 1997 3.–6. līmeni);
- c) nodarbināto ar augstāko izglītību īpatsvars nodarbināto grupā, kas vecāki par 15 gadiem (saskaņā ar ISCED 1997 5.–6. līmeni);
- d) nodarbināto ar vidējo un augstāko izglītību īpatsvars nodarbināto grupā, kas vecāki par 25 gadiem (*Eurostat* dati; saskaņā ar ISCED 1997 3.–6. līmeni);
- e) nodarbināto ar augstāko izglītību īpatsvars nodarbināto grupā, kas vecāki par 25 gadiem (saskaņā ar ISCED 1997 5.–6. līmeni);
- f) vīriešu ar vidējo un augstāko izglītību īpatsvars nodarbināto grupā, kas vecāki par 15 gadiem (saskaņā ar ISCED 1997 3.–6. līmeni);
- g) vīriešu ar augstāko izglītību īpatsvars nodarbināto grupā, kas vecāki par 15 gadiem (saskaņā ar ISCED 1997 5.–6. līmeni);
- h) vīriešu¹⁰ ar vidējo un augstāko izglītību īpatsvars nodarbināto grupā, kas vecāki par 25 gadiem (saskaņā ar ISCED 1997 3.–6. līmeni);
- i) vīriešu ar augstāko izglītību īpatsvars nodarbināto grupā, kas vecāki par 25 gadiem (saskaņā ar ISCED 1997 5.–6. līmeni).

Visi dati par nodarbināto izglītības līmeni bija pieejami tikai kopš 1998. gada, turklāt par pirmajiem četriem gadiem – tikai pusgada dati. Trūkstošie novērojumi periodā no 1998. gada līdz 2002. gadam iegūti interpolējot (ņemot vērā, ka tie ir pusgada dati, t.i., tie nebija jāinterpolē divus periodus pēc kārtas, kas nešķiet īpaši nozīmīgi, tomēr nav vērojama arī pārāk liela datu variācija, tādējādi, domājams, rezultāti nevarētu būt atkarīgi no interpolācijas metodes¹¹).

¹⁰ Pētījumā izmantota arī šāda datu kopa (atsevišķi analizējot datus, kas attiecas uz vīriešiem), jo R. Dž. Bero, G. N. Menkiva un K. Salas i Martina pētījumā (2) tieši vīriešu ar vidējo un augstāko izglītību īpatsvars nodarbināto grupā, kas vecāki par 25 gadiem, bija rādītājs, kas likās vislabākā cilvēkkapitāla aproksimācija.

¹¹ Šajā gadījumā izmēģinātas divas interpolācijas metodes: lineārā (vienkāršs vidējais starp divām tuvākajām vērtībām) un kubiskā (interpolācijas metode, kas nenozīmīgi izlīdzina datu laikrindu). Rezultāti atkarībā no metodes nemainījās, 5. pielikumā atspoguļotie rezultāti iegūti, izmantojot kubisko interpolācijas metodi.

Šīs datu kopas raksturo ar aproksimāciju lietošanu saistītās problēmas. Tā, piemēram, izglītības nozares daļa IKP ir konstanti krītoša (sk. 3. pielikumu), taču, ja apskata citus rādītājus (piemēram, personu ar augstāko izglītību īpatsvaru nodarbināto grupā, kas vecāki par 25 gadiem; sk. 4. pielikumu), tie neatspoguļo tādu viennozīmīgu tendenci. Lai gan visām šīm laikrindām būtu jāraksturo viens un tas pats cilvēkkapitāla veidošanās datu vākšanas process, tās rāda krasi atšķirīgu dinamiku.

Izmēģinot šos mainīgos līdzīgā stāvokļu telpas sistēmā

$$\log(Y_t) = \log(A_t) + \alpha \log(K_t) + \beta \log(H_t) + (1 - \alpha - \beta) \log(L_t) + \varepsilon_{1,t}$$

$$\log(A_t) = \log(A_{t-1}) + \gamma_{t-1} + \varepsilon_{2,t}$$

$$\gamma_t = \gamma_{t-1} \quad [12],$$

var konstatēt, ka nav iespējams iegūt sakarību, kurā gan α , gan β būtu nozīmīgi atšķirīgi no nulles un atbilstu ražošanas funkcijas ar konstantu mēroga efektu nosacījumiem (t.i., $0 < \alpha < 1$, $0 < \beta < 1$ un $\alpha + \beta < 1$). Nevienš no iepriekš aprakstītajiem rādītājiem neuzrādīja sakarību, kas varētu būt par pamatu iekļaušanai ražošanas funkcijā. Kā cilvēkkapitāla aproksimāciju izmantojot reālo izglītības nozares izdevumu attiecību pret reālo IKP, koeficients bija pat negatīvs.

Papildus testējot ar MKM [6] veida vienādojumus un stāvokļu telpas sistēmu tāpat kā [10] vienādojumu sistēmā¹² (stāvokļu telpas sistēmas rezultātu apkopojumu sk. 5. pielikumā), nevienš no iespējamiem aproksimācijas mainīgajiem neuzrādīja nozīmīgu sakarību ar IKP mainīgo. Tādējādi var secināt, ka, ņemot vērā līdzšinējo pētījumu vēsturi, pagaidām visai grūti pamatot, kāpēc cilvēkkapitāls (vai, precīzāk, tā aproksimācija) iekļaujams ražošanas funkcijā.

Dažas piezīmes

Šie secinājumi, protams, attiecas uz visai ierobežotu modeļu kopu. No visiem iespējamiem pasaules uzbūvi skaidrojošiem modeļiem var testēt tikai mazu to daļu. Šī atlase pamatojas nevis uz kādu objektīvu kritēriju, bet gan vērā tiek ņemta to lietošanas ērtība.

1. Matemātiskā apraksta nepieciešamība. Šī problēma raksturīga visai ekonomikas zinātnei – formalizēšanai matemātisku formulu veidā ir arī negatīvās iezīmes. Izsakot tautsaimniecības modeļus formulās, tiek ierobežoti testējamo modeļu veidi, t.i., testējami ir tikai tie modeļi, kurus iespējams izteikt ar formulām. Turklāt tā ir modeļu kopa, kas samērā viegli aprakstāma (lieto tādus modeļus, kurus var aprakstīt vienas zinātniskās publikācijas ietvaros). Būtībā tā ir voluntāra t.s. neērto modeļu atmešana. Ražošanas funkcijas gadījumā tas attiecas uz bieži lietoto argumentu par to, vai ražošanas funkcija kā agregācija, kurā iekļautas daudzas dažādas nozares, vispār der reālās dzīves attēlojumam un cik adekvāti ir visus faktorus iedalīt vienkāršā darbaspēkā un kapitālā.

¹² Kopumā veikts vairāk nekā 30 regresiju (MKM un stāvokļu telpas reprezentāciju ar dažādām cilvēkkapitāla aproksimācijām un lietojot dažādas interpolācijas metodes izglītības datiem periodam līdz 2002. gadam).

2. Papildus 1. punktā minētajiem ierobežojumiem vairākus pieņēmumus lieto tikai tāpēc, ka šķiet, ka tā būtu pareizi. Piemēram, pieņēmums par modeļa stabilitāti (atmetot nestabilus modeļus, t.i., pieņemot, ka sistēmai piemīt dabiska stabilitāte; tomēr kas pamato šādu pieņēmumu?), kad tiek atnestas vairākas "nepraktiskas" ražošanas funkcijas. Šajā gadījumā tika ierobežots pētījums, lietojot tikai K–D konstanta mēroga efekta funkciju (funkcija bez ierobežojumiem uzrādīja negatīvu kapitāla daļu, kam diezgan grūti atrast ekonomiski pamatotu interpretāciju).

3. Papildus 1. un 2. punktā minētajiem ierobežojumiem problēmas rada arī empīriskās testēšanas nepieciešamība. Šajā gadījumā pieejami dati par kapitālu (lai ko tas nozīmētu) un darbaspēku, taču nav iespējams uzskaitīt cilvēkkapitālu, tāpēc jāizmanto pieejamie dati. K–D ražošanas funkcija atspoguļo īstermiņa tendences, un atšķirt īstermiņa dinamiku daļu no ilgtermiņa tendences praktiski nav iespējams (šajā gadījumā visa īstermiņa dinamika atstāta kā kļūda, kas nozīmē izdarīt vairākus pieņēmumus par īstermiņa tendenci, t.i., normāla sadalījuma ar konstantu variāciju).

Kopumā jāatzīst, ka gan šajā, gan arī jebkurā citā empīriskās testēšanas gadījumā liela daļa iegūto rezultātu tiek iepriekš pieņemti, veidojot modeļa konstrukciju, vai arī tiek pieņemti pēc tam, pārāk ambiciozi interpretējot iegūtās sakarības (piemēram, Solova atlikumam katrā no testētajiem vienādojumiem var būt ļoti daudz dažādu interpretāciju atkarībā no tā, kādu teorētisko modeli pieņem).

2.2. Cilvēkkapitāla intensitātes noteikšana ar teorētisku modeli

Iespējama arī cita pieeja. Izmantojot vispārpieņemtu ražošanas funkciju un veicot vienkāršus aprēķinus, var aptuveni novērtēt cilvēkkapitāla nozīmi tautsaimniecībā.

Galvenā problēma šajā gadījumā ir tā, ka ražošanas funkcijā $Y_t = K_t^\alpha H_t^\eta (L_t A_t)^{1-\alpha-\eta}$ nav iespējams identificēt A_t un H_t , jo tie abi nav novērojami. Tas nozīmē, ka, pat uzskatot, ka parametri ir vienādi visās valstīs, nepieciešami papildu pieņēmumi par šiem mainīgajiem.

Šajā gadījumā izmantoti šādi pieņēmumi.

- A. Attiecībā uz tehnoloģiju A_t pieņem, ka tā pašlaik ir vienāda, taču sākumā bijusi atšķirīga. Pēc pievienošanās ES Latvija kopumā saskaņojusi tiesību aktus un pilnveidojusi institūcijas (institūcijas un tiesu vara ir standarta parametra A_t skaidrojums, bet tādi nenovērojami faktori kā izglītības sistēmas kvalitāte ir parametra H_t skaidrojums). Tā kā $A_t = A_0 e^{gt}$, tas nozīmē, ka ES un Latvijā bijis arī atšķirīgs A_t pieauguma temps (šajā gadījumā tas nav svarīgi).
- B. Cilvēkkapitāla rādītāji gan ES15 valstīs, gan Latvijā ir aptuveni ilgtermiņa līdzsvara stāvoklī un aplūkojamā periodā pieaug vidēji tāpat kā līdzsvara stāvoklī, pieauguma tempam īpaši neatšķiroties, t.i., krīze padomju varas beigās posmā vērtēta kā kapitāla sabrukums, kas neietekmēja cilvēkresursus.
- C. Ražošanas tehnoloģiju parametri visās valstīs ir vienādi.

D. Y_t / K_t ir aptuveni vienāds līdzsvara stāvoklī $(Y_H / K_H)^* = (Y_F / K_F)^*$ (ES15 valstīs šī proporcija ir aptuveni 0.3). Empīriskie dati rāda, ka kapitāla daļa α ir aptuveni līdzīga visās valstīs. Tātad šis pieņēmums nozīmē, ka ES iekšienē ir pilnīgi brīva kapitāla kustība, t.i., kapitāla robežprodukts (kas vienāds ar procentu likmi) visās valstīs ir vienāds $r_W = MPK = \alpha(Y / K)^*$ (ja pieņem, ka brīva kapitāla kustība r_W visās valstīs ir vienāda, empīriskie dati rāda, ka arī α ir līdzīga; tas nozīmē, ka arī proporcijai $(Y / K)^*$ jābūt vienādai). To arī apstiprina ES valstu dati: Y_t / K_t lielākoties variē robežās no 0.3 līdz 0.5.¹³

Šie pieņēmumi ļauj izdarīt secinājumus, neizmantojot kādu specifisku modeli, jo pietiek ar K–D ražošanas funkciju. Ražošanas funkciju $Y_t = K_t^\alpha H_t^\eta (L_t A_t)^{1-\alpha-\eta}$ var pārrakstīt tādā veidā, kurā mainīgie izteikti uz vienu nodarbināto.

$$y_{H,t} = k_{H,t}^\alpha h_{H,t}^\eta (A_{H,t})^{1-\alpha-\eta}$$

$$y_{F,t} = k_{F,t}^\alpha h_{F,t}^\eta (A_{F,t})^{1-\alpha-\eta}$$

$$H \text{ un } F \text{ ir divas valstis un } y_{i,t} \equiv \frac{Y_{i,t}}{L_{i,t}}, k_{i,t} \equiv \frac{K_{i,t}}{L_{i,t}}, h_{i,t} \equiv \frac{H_{i,t}}{L_{i,t}}, \text{ kur } i = H, F.$$

$$\frac{y_{H,t}}{y_{F,t}} = \left(\frac{k_{H,t}}{k_{F,t}} \right)^\alpha \left(\frac{h_{H,t}}{h_{F,t}} \right)^\eta \left(\frac{A_{H,t}}{A_{F,t}} \right)^{1-\alpha-\eta} \quad [13],$$

ko, lietojot pieņēmumu A ($A_{F,t} = A_{H,t}$), reducē uz

$$\frac{y_{H,t}}{y_{F,t}} = \left(\frac{k_{H,t}}{k_{F,t}} \right)^\alpha \left(\frac{h_{H,t}}{h_{F,t}} \right)^\eta.$$

Tātad proporcija $\left(\frac{h_{H,t}}{h_{F,t}} \right)$ ir

$$\left(\frac{h_{H,t}}{h_{F,t}} \right) = \left(\frac{y_{H,t}}{y_{F,t}} \right)^{1/\eta} \left(\frac{k_{H,t}}{k_{F,t}} \right)^{-\alpha/\eta} \quad [14],$$

t.i., relatīvo cilvēkkapitāla līmeni var novērtēt, izmantojot IKP novērojumus un kapitāla uz vienu iedzīvotāju rādītājus.

¹³ CSP, AMECO un Eurostat datubāzu dati, autoru aprēķini.

Izmantojot zinātniskajā literatūrā lietotos standarta pieņēmumus $\alpha + \eta = 0.8$ un $\alpha = 0.4$ (2; 15), kā arī proporcijas $\left(\frac{y_{H,t}}{y_{F,t}}\right) = 0.48$, $\left(\frac{k_{H,t}}{k_{F,t}}\right) = 0.3$ (aptuvena vērtība no valstu nacionālajiem kontiem), iegūst $\left(\frac{h_{H,t}}{h_{F,t}}\right) = 0.53$.¹⁴ Šie aprēķini balstās uz vienkāršu pieņēmumu, ka, ja Latvijā ir tāds pats cilvēkkapitāla līmenis kā ES15 valstīs, tas varētu nozīmēt, ka mazāku IKP varētu skaidrot tikai ar ievērojami mazāku kapitāla līmeni uz vienu iedzīvotāju. Latvijā patiešām kapitāla līmenis uz vienu iedzīvotāju ir mazāks, taču acīmredzot nepietiekami zems, lai pilnībā kompensētu IKP līmeņu atšķirības.

IKP konverģences līmeni var novērtēt, izmantojot D pieņēmumu $(Y_H / K_H)^* = (Y_F / K_F)^*$ (ES15 valstīs šī attiecība ir aptuveni 0.3).

Dalot abas ražošanas funkcijas puses ar K_t , iegūst:

$$Y_t / K_t = K_t^{\alpha-1} H_t^\eta (L_t A_t)^{1-\alpha-\eta} = k_t^{\alpha-1} h_t^\eta (A_t)^{1-\alpha-\eta}.$$

Atkal izmantojot valstis H un F

$$\frac{Y_{H,t} / K_{H,t}}{Y_{F,t} / K_{F,t}} = \left(\frac{k_{H,t}}{k_{F,t}}\right)^{\alpha-1} \left(\frac{h_{H,t}}{h_{F,t}}\right)^\eta,$$

līdzsvara stāvoklī $(Y_H / K_H)^* = (Y_F / K_F)^*$,

$$1 = \left(\frac{k_H}{k_F}\right)^{\alpha-1} \left(\frac{h_H}{h_F}\right)^{\eta} \quad [15].$$

Tā kā saskaņā ar pieņēmumu B $\left(\frac{h_{H,t}}{h_{F,t}}\right) = \left(\frac{h_{H,t}}{h_{F,t}}\right)^*$, var noteikt $\left(\frac{k_H}{k_F}\right)^*$, kas ir:

$$\left(\frac{k_H}{k_F}\right)^* = \left(\frac{h_H}{h_F}\right)^{\eta/(1-\alpha)}.$$

Saskaņā ar izmantotajiem parametriem $\left(\frac{k_H}{k_F}\right)^* = 0.66$, kas atbilst arī $\left(\frac{y_H}{y_F}\right)^* = 0.66$ konverģences līmenim.

¹⁴ Aprēķini nav sevišķi jutīgi pret saprātīgām parametru α un η pārmaiņām, bet ir diezgan jutīgi pret proporcijas $\left(\frac{k_{H,t}}{k_{F,t}}\right) = 0.3$ pārmaiņām.

Šīs situācijas vērtējums pamatojas uz pesimistisku pasaules attīstības ainu, pieņemot, ka relatīvā cilvēkkapitāla intensitāte nevar palielināties. Taču tas neliecina par to, ka nepieaug cilvēkkapitāls, $\left(\frac{h_{H,t}}{h_{F,t}}\right) = \left(\frac{h_{H,t}}{h_{F,t}}\right)^*$ nozīmē, ka var palielināties cilvēkkapitāls gan uz vienu iedzīvotāju, gan attiecībā pret jebkuru citu rādītāju, ierobežojums šajā gadījumā attiecas uz Latvijas un ES15 valstu relatīvo vērtību.

Iespējams, ka A pieņēmums ir pārāk strikts, taču, ņemot vērā, ka Latvijas un ES tiesību aktu saskaņošanas process jau beidzies, tas ir pamatots.

Pieņemot, ka pašlaik Latvijas un ES15 valstu cilvēkkapitāla līmenis ir vienāds, [14]

vienādojumu var pārrakstīt šādi: $\left(\frac{A_{H,t}}{A_{F,t}}\right) = \left(\frac{y_{H,t}}{y_{F,t}}\right)^{1/(1-\alpha-\eta)} \left(\frac{k_{H,t}}{k_{F,t}}\right)^{-\alpha/(1-\alpha-\eta)}$. Tad darba

ražīguma parametrs ir 28% no ES15 valstu vidējā rādītāja, un tādā gadījumā Latvijas konverģences cerības saistāmas ar šā parametra izlīdzināšanos (t.sk. tehnoloģijas, likumdošanas, institūciju u.tml. jomās). Šāda konverģence laikam būtu vēl grūtāk sasniedzama nekā cilvēkkapitāla konverģence. Turklāt jāņem vērā, ka šāda konverģence nozīmē tautsaimniecības pārstrukturēšanu. Ar eksperimentālu piemēru var noskaidrot, kāds aptuveni būtu IKP uz vienu nodarbināto, ja nodarbinātība sektoros saglabātos tāda pati kā pašlaik, tomēr ražošanā tiktu izmantotas ES15 valstu tehnoloģijas, bet cilvēka spēju (cilvēkkapitāla) līmenis būtu vienāds. Būtībā pieņem, ka Latvijas un ES15 valstu nodarbināto darba ražīgums ir vienāds. Rezultāts ir precīzi tāds pats kā iepriekšējā piemērā: tiek sasniegti 65% no ES15 valstu vidējā rādītāja (sk. 6. pielikumu). Tā iemesls ir pārāk liela specializācija nozarēs, kurās arī ES15 valstīs nav pārāk augsts darba ražīgums. Visnozīmīgāk šos rezultātus ietekmē lielā nodarbinātība lauksaimniecībā, medniecībā un mežsaimniecībā. Latvijā pārāk plaši pārstāvētas arī pārējās nozares, kurās ir mazs darba ražīgums (tekstilizstrādājumu ražošana, apģērbu ražošana, koksnes, koka un korķa izstrādājumu ražošana, izņemot mēbeles); toties pārāk maza nodarbinātība ir operācijās ar nekustamo īpašumu, automobiļu, piekabju un puspiekabju ražošanā, citu transportlīdzekļu ražošanā, elektrisko mašīnu un aparātu ražošanā, gatavo metālizstrādājumu ražošanā u.c.

Tas nozīmē, ka pat visoptimistiskākie pieņēmumi par ražošanas tehnoloģiju pārņemšanas kapacitāti un iespējām, ņemot vērā pašreizējo Latvijas tautsaimniecības struktūru, vismaz saskaņā ar 2.2. nodaļā veiktajiem aprēķiniem nepiepildīsies un Latvija nespēs sasniegt vidējo ES15 valstu ienākumu līmeni. Pat ja darbaspēka kvalitāte un tehnoloģijas Latvijā būs pilnīgi identiskas attīstītajās Eiropas valstīs izmantotajām, augstais to nozaru īpatsvars, kurās ražo preces un pakalpojumus ar samērā mazu pievienoto vērtību, neļaus sasniegt maksimālo ienākumu līmeni, kādu ar šādu tautsaimniecības struktūru varētu panākt. Tas veido tikai aptuveni divas trešdaļas no ES15 valstu vidējā ienākumu līmeņa. Tāpēc, domājot par konverģenci nākotnē, tā būtībā jāsaista ar tautsaimniecības pārstrukturēšanu.

Kopumā var secināt, ka uzskats par Latvija konverģenci ar ES15 valstu vidējo rādītāju pamatojas uz ticību pozitīvām pārmaiņām nākotnē (vai nu $A_{F,t}/A_{H,t}$, vai arī $h_{H,t}/h_{F,t}$ pārmaiņām). Turklāt tām jābūt pārmaiņām salīdzinājumā ar ES15

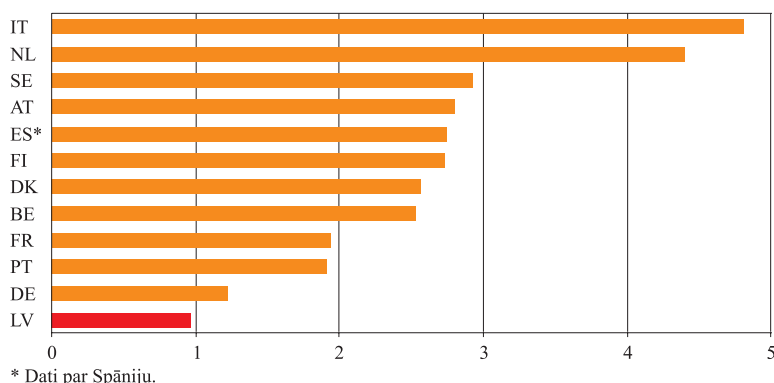
valstīm (t.i., Latvijai jāsasniedz labāki rezultāti nekā šajās valstīs), nevis salīdzinājumā ar pašreizējo tautsaimniecības attīstības līmeni.

3. CITI CILVĒKKAPITĀLU RAKSTUROJOŠIE RĀDĪTĀJI

Parasti, raksturojot valsts pētniecības potenciālu, izmanto diezgan plašu rādītāju kopu, kaut gan, pēc pētījuma autoru domām, daļa no tiem nav saistīti ar cilvēkkapitālu. Bieži valstis vērtē pēc valsts budžeta un privātā sektora izdevumiem pētījumiem un attīstībai. Latvijas nemateriālais ieguldījums salīdzinājumā ar citu valstu attiecīgajiem rādītājiem atspoguļots 3. attēlā.

3. attēls

Nemateriālo ieguldījumu attiecība pret kopējiem aktīviem (%)



* Dati par Spāniju.

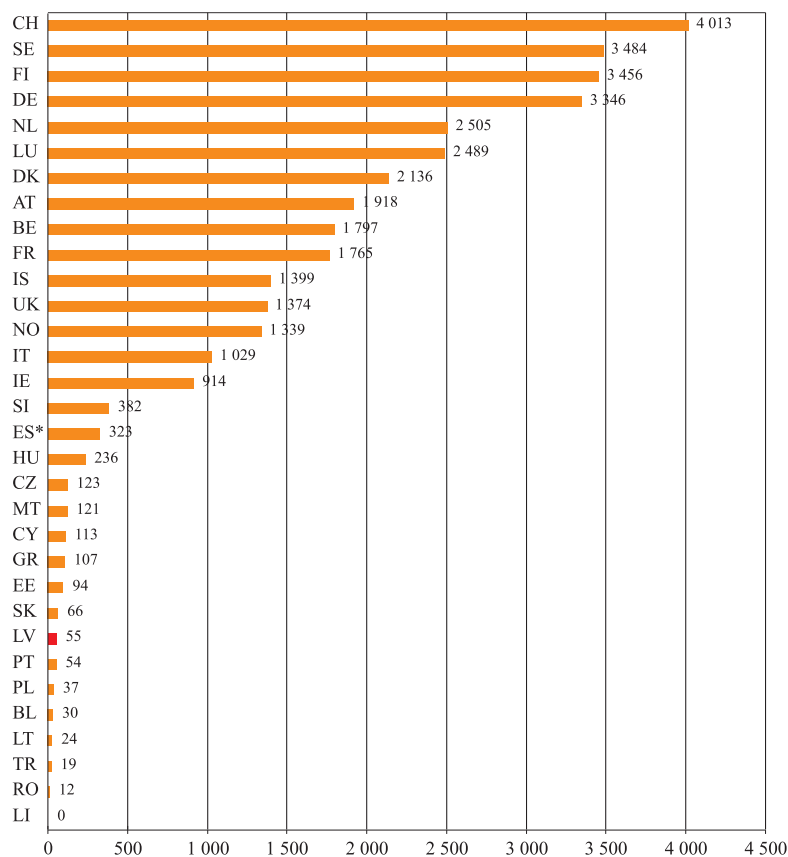
Avoti: *European Committee of Central Balance Sheet Data Offices* BACH datubāzes 2001. gada dati par tām ES valstīm, par kurām tie bija pieejami. Dati par Latviju – CSP dati un autoru aprēķini.

Šis rādītājs nav pilnīgi objektīvs, jo raksturo ieguldījumu apjomu, nevis to atdevi. Tas var atspoguļot gan politiski angažētu institūciju uzturēšanu, gan nespēju atrisināt izglītības reformas jautājumus, gan arī grāmatvedības atšķirības un dažādu inovācijas interpretāciju (Latvijā nemateriālie ieguldījumi lielākoties ir izdevumi licencēm u.tml. kategorijām (13)). Tas pats attiecas uz bieži lietoto rādītāju "nodarbināto skaits augsto tehnoloģiju nozarēs". Mūsdienās gandrīz visi augsto tehnoloģiju uzņēmumi ražošanas cikla mazkvalificētā darba daļu (parasti salikšanu un montāžu) veic valstīs, kurās ir zemas darbaspēka izmaksas, tāpēc šim rādītājam nav lielas nozīmes. Turklāt tas ir atkarīgs no atšķirīgām valstu vēsturiskās attīstības norisēm (piemēram, privatizācijas procesa).

Objektīvāks pētnieciskās aktivitātes rādītājs ir patentēšanas dati, jo atšķirībā no minētajiem rādītājiem tas liecina par *zinātniskās darbības rezultātu* (t.i., norāda, ka veikts pētīkiem svarīgs atklājums, tomēr nesniedz informāciju par to, vai šis atklājums lietojams). 4. attēlā apkopoti dati par patentēšanas aktivitāti periodā no 1998. gada līdz 2003. gadam ES15 valstīs, Šveicē, Norvēģijā, Īslandē, Lihtenšteinā un ES kandidātvalstīs.

4. attēls

Kumulētais Eiropas Patentu birojā iesniegto patentu pieteikumu skaits uz 1 milj. iedzīvotāju (1998–2003)



* Dati par Spāniju.

Avots: Eurostat.

Šie dati pieejami arī sektoru dalījumā, taču nav vērts tieši salīdzināt šādus rādītājus dažādos sektoros. Jāņem vērā arī papildu faktori.

- Sektoru atšķirības: ne vienmēr sektors, kurā valstij ir visvairāk patentu pieteikumu, ir tas sektors, kurā noris visaktīvākā zinātniskā darbība. Tā var būt tikai sektora īpatnība (t.i., tajā nepieciešams veikt daudz atsevišķu inovāciju, lai pārspētu citu izgudrojumus). Tātad būtu jāvērtē tas, cik patentu attiecīgajā sektorā iesniedz citas valstis.
- Laika faktors: nav vērts ņemt vērā sektorus, kuros bijis daudz patentu pieteikumu 20. gs. 90. gados, bet pēc tam zinātniskā rosība apsīkusi, liecinot, ka šajos sektoros diez vai notiek regulāra zinātniskā darbība. Tātad jāņem vērā zinātniskās aktivitātes regularitāte.

Tāpēc pētījuma autori par zinātnisko darbību raksturojošu rādītāju izvēlējās šādu attiecību: *kumulētā patentu pieteikumu skaita¹⁵ attiecība pret tirgus līderu (triju nozīmīgāko patentu iesniedzējvalstu) vidējo patentu pieteikumu skaitu sektorā*. Šis rādītājs ļauj noteikt tos sektorus, kuros zinātniskā aktivitāte Latvijā līdzīga tirgus līdervalstīs novērotajai. Rezultāti atspoguļoti 3. tabulā.

¹⁵ Sektoros, kuros periodā no 1998. gada līdz 2003. gadam vērojama aktivitāte vismaz triju gadu laikā.

3. tabula

Kumulētā patentu pieteikumu skaita Latvijā attiecība pret atbilstošo tirgus līdervalstu vidējo rādītāju attiecīgajā apakšiedaļā (1998–2003)*

Apakšiedaļas atbilstoši Starptautiskajai patentu klasifikācijai	Attiecība pret triju tirgus līdervalstu vidējo rādītāju (%)
C 23 Metālisku vielu pārklājums; citu materiālu pārklāšana ar metālisku materiālu; virsmas ķīmiska apstrāde; metāliska materiāla difūzijas apstrāde; pārklājumu veidošana ar iztvaicēšanu vakuumā, izputināšanu, ar jonu injekciju vai ķīmisko tvaiku izsēdināšanu; paņēmieni metālisku materiālu aizsardzībai pret koroziju, pret katlakmens veidošanos vai garozas veidošanos vispār	10.8
A 23 Pārtika un pārtikas produkti; to apstrāde, kura nav ierindota citās klasēs	8.3
C 07 Organiskā ķīmija	6.2
A 61 Medicīna un veterinārija; higiēna	3.1
C 12 Bioķīmija; alus; alkoholiskie dzērieni; vīns; etiķis; mikrobioloģija; enzimoloģija; mutāciju iegūšana; gēnu inženierija	1.4

* Lai dati būtu salīdzināmi, patentu pieteikumu skaits dalīts ar nodarbināto skaitu attiecīgajā valstī.

Avoti: Eurostat un autoru aprēķini.

Protams, ka tas ir tikai indikatīvs rādītājs, kas galvenokārt liecina par zinātniskajām ambīcijām dažādos sektoros. Tomēr būtu jāvērtē to pamatotība: vai patentu pieteikumi ir apstiprināti un kas ietilpst šajās kategorijās.¹⁶ Iespējams, ka tās ir neaktīvas nozares, kurās neviens ārpus Latvijas nespēj saskatīt virspēļas potenciālu. To no šiem datiem nevar secināt, un tas arī nav šā pētījuma mērķis.

Apkopojot var teikt, ka, ņemot vērā samērā mazo aktivitāti patentēšanas jomā (kas norāda, ka ražošanas struktūras zinātnesietilpība nav liela), nevar apgalvot, ka cilvēkkapitāls būtu nozīmīgs Latvijas IKP skaidrojošais mainīgais.

SECINĀJUMI

Izmantojot Latvijas ražošanas funkcijā dažādas cilvēkkapitāla aproksimācijas, var secināt, ka pagaidām nav pamata ražošanas funkcijā kā atsevišķu mainīgo iekļaut kādu cilvēkkapitāla aproksimāciju. Pēc pētījuma autoru domām, līdzšinējā Latvijas tautsaimniecības attīstības dinamika vislabāk skaidrojama ar parasto K–D ražošanas funkciju ar nelineāri modelētu ražīgumu. Testējot šādu funkciju ar Kalmana filtru un pieņemot, ka TFP process ir mainīgs laikā, iegūst kapitāla daļu – aptuveni 0.30.

Aplūkotajā laika posmā novērtētais TFP pieauguma temps bija samērā mainīgs. Krievijas finanšu krīzes laikā bija vērojams TFP pieauguma kritums – periodā no 1998. gada 4. ceturkšņa līdz 1999. gada 4. ceturksnim tas bija tuvu nullei. Tautsaimniecības atveseļošanās laikā bija straujš TFP pieaugums, kam sekoja tā tempa samazināšanās. Savukārt Latvijas pievienošanās ES sniedza jaunu stimulu TFP pieauguma palielinājumam.

¹⁶ Protams, ne visi patenti ir ļoti svarīgi izgudrojumi. Tomēr patentēšanas datu nozīme jāvērtē pārdomāti: lai gan ne visi patenti liecina par kādu nozīmīgu izgudrojumu, tomēr diez vai kāds virspēļu gūstošs būtisks izgudrojums ir bez patenta. Tāpat patenti nav pietiekamais, tomēr nepieciešamais priekšnosacījums peļņai no izgudrojuma.

Lai īstermiņa novirzes atdalītu no ilgtermiņa tendences, tika novērtēts kļūdu korekcijas modelis. Ilgtermiņa kapitāla atdeve pēc šā modeļa novērtēšanas ir aptuveni 0.34, savukārt īstermiņa kapitāla atdeve ir lielāka – 0.37 (lai gan atšķirība ir statistiski nenoīmīga), TFP dinamikai saglabājoties līdzīgai kā pēc iepriekšējās modeļa novērtēšanas. Kļūdu korekcijas koeficients ir –0.44, kas rāda, ka, novirzoties no ilgtermiņa attīstības tendences, novirze katrā periodā koriģēsies par 44% un izzudīs aptuveni gada laikā.

Izmantojot aprēķiniem teorētisku modeli, kas balstās uz vispārpieņemtu K–D ražošanas funkciju un nepieciešamiem pieņēmumiem (par tehnoloģijas procesu, cilvēkkapitāla pieaugumu, ražošanas tehnoloģiju parametriem un kapitāla daļām ES15 valstīs un Latvijā), pētījuma autori ieguva cilvēkkapitāla rādītāju, kas ir aptuveni 53% no ES15 valstu vidējā rādītāja, ar potenciālu konverģēt līdz 66% no ES15 valstu līmeņa. Tā iemesls ir pārāk liela specializācija nozarēs, kurās arī ES15 valstīs nav īpaši augsts darba ražīgums: visnozīmīgāk šos rezultātus ietekmē lielā nodarbinātība lauksaimniecībā, medniecībā un mežsaimniecībā. Latvijā pārāk plaši pārstāvētas arī pārējās nozares, kurās ir zems darba ražīgums: tekstilizstrādājumu ražošana, apģērbu ražošana, koksnes un koka izstrādājumu ražošana. Turpretī pārāk maza nodarbinātība ir operācijās ar nekustamo īpašumu, transportlīdzekļu ražošanā un elektrisko mašīnu un aparātu ražošanā, metāla un metāla izstrādājumu ražošanā u.c. Tāpēc, ja vēlamies sasniegt konverģenci nākotnē, veicama tautsaimniecības pārstrukturēšana.

Par mazu cilvēkkapitāla intensitāti liecina arī pētījumā atspoguļotie kvalitatīvie dati par patentēšanas aktivitāti Latvijā. Mazais iesniegto patentu pieteikumu skaits rāda, ka Latvijas tautsaimniecības struktūru nevar raksturot kā cilvēkkapitāla intensīvu. Tāpēc pagaidām šie rādītāji nav noīmīgi arī kopējā ražošanas funkcijā.

PIELIKUMI

1. pielikums

[10] modeļa kļūdu normālā sadalījuma tests

Metode	Testa vērtība	Koriģētā testa vērtība	p-vērtība
Liljefoša (<i>Lilliefors</i>) (D)	0.117499	Nav pieejama (NP)	>0.1
Krāmera–fon Mīzesa (<i>Cramer–von Mises</i>) (W2)	0.062936	0.063651	0.3388
Vatsona (<i>Watson</i>) (U2)	0.061975	0.062680	0.3108
Andersona–Dārlinga (<i>Anderson–Darling</i>) (A2)	0.358848	0.365382	0.4360

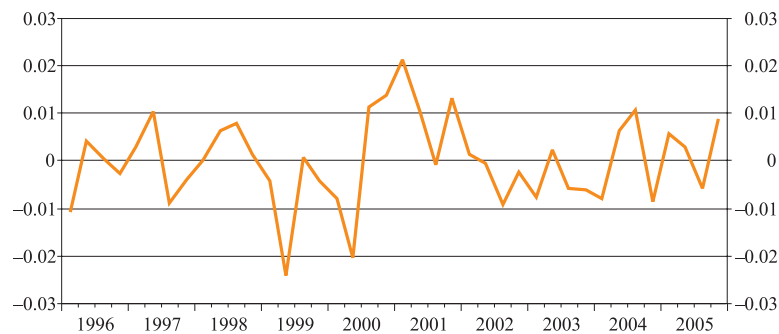
Metode: brīvības pakāpju koriģētas vislielākās varbūtības.

Parametrs	Vērtība	Standartklūda	z-statistika	p-vērtība
Vidējais	0.000429	0.001431	0.299748	0.7644
Variācija	0.009495	0.001024	9.273618	0.0000
Log varbūtība	142.9720			

2. pielikums

[11] modeļa kļūdu testi

Kļūdas $\varepsilon_t^{\log(Y)}$



Kļūdas $\varepsilon_t^{\log(Y)}$ vienības saknes tests

Nulles hipotēze: $\varepsilon_t^{\log(Y)}$ ir vienības sakne.

Periodu novēlošanās: automātiski izvēlēta, izmantojot Švarca info kritēriju (MAXLAG = 9).

	<i>t</i> -statistika	<i>p</i> -vērtība*
Augmentētā Dikija–Fullera (<i>Dickey–Fuller</i>) testa statistika	–5.605074	0.0000
Testa kritiskās vērtības 1%	–2.621185	
5%	–1.948886	
10%	–1.611932	

* Makinona (*MacKinnon*) (1996) vienpusējās *p*-vērtības.

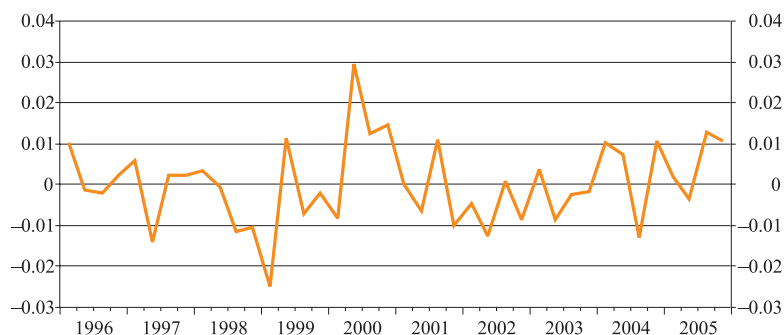
Kļūdas $\varepsilon_t^{\log(Y)}$ normāla sadalījuma tests

Metode	Testa vērtība	Koriģētā testa vērtība	<i>p</i> -vērtība
Liljefoša (D)	0.084033	NP	>0.1
Krāmiera–fon Mizesa (W2)	0.031466	0.031832	0.8215
Vatsona (U2)	0.031140	0.031502	0.7941
Andersona–Dārlinga (A2)	0.292612	0.298072	0.5881

Metode: brīvības pakāpju koriģētas vislielākās varbūtības.

Parametrs	Vērtība	Standartklūda	<i>z</i> -statistika	<i>p</i> -vērtība
Vidējais	0.000179	0.001385	0.128957	0.8974
Variācija	0.009085	0.000991	9.165151	0.0000
Log varbūtība	141.6340			

Kļūdas ε_t^{γ}



Kļūdas ε_t^y vienības saknes tests

Nulles hipotēze: ε_t^y ir vienības sakne.

Periodu novēlošanās: automātiski izvēlēta, izmantojot Švarca info kritēriju (MAXLAG=9).

	<i>t</i> -statistika	<i>p</i> -vērtība*
Augmentētā Dikija–Fullera testa statistika	–6.766009	0.0000
Testa kritiskās vērtības 1%	–2.621185	
5%	–1.948886	
10%	–1.611932	

* Makinona (1996) viensusējās *p*-vērtības.

Kļūdas ε_t^y normāla sadalījuma tests

Metode	Testa vērtība	Koriģētā testa vērtība	<i>p</i> -vērtība
Liljefoša (D)	0.092113	NP	>0.1
Krāmiera–fon Mīzesa (W2)	0.039672	0.040134	0.6795
Vatsona (U2)	0.039430	0.039888	0.6290
Andersona–Dārlinga (A2)	0.323388	0.329422	0.5154

Metode: brīvības pakāpju koriģētas vislielākās varbūtības.

Parametrs	Vērtība	Standartklūda	<i>z</i> -statistika	<i>p</i> -vērtība
Vidējais	0.000114	0.001568	0.072687	0.9421
Variācija	0.010284	0.001122	9.165151	0.0000
Log varbūtība	136.3027			

TPF, kapitāla un nodarbinātības datu laicrindu kointegrācijas sakarība [11] vienādojumu sistēmā

Neierobežotais kointegrācijas ranga pēdas (*Trace*) tests

Hipotētiskais kointegrācijas vektoru skaits	Īpašvērtība	Pēdas (<i>Trace</i>) statistika	0.05 kritiskā vērtība	<i>p</i> -vērtība**
Neviens*	0.603667	45.95704	24.27596	0.0000
Augstākais 1	0.151458	8.011560	12.32090	0.2358
Augstākais 2	0.030688	1.277899	4.129906	0.3017

Pēdas (*Trace*) tests norāda uz 1 kointegrētā vienādojuma pastāvēšanu ar 5% ticamības līmeni.

* Norāda uz nulles hipotēzes noraidīšanu ar 5% ticamības līmeni.

** Makinona–Hauga–Michelza (*MacKinnon–Haug–Michelis*) (1999) *p*-vērtības.

Neierobežotais kointegrācijas ranga tests (maksimālās īpašvērtības)

Hipotētiskais kointegrācijas vektoru skaits	Īpašvērtība	Maksimālo īpašvērtību statistika	0.05 kritiskā vērtība	p-vērtība**
Neviens*	0.603667	37.94548	17.79730	0.0000
Augstākais 1	0.151458	6.733661	11.22480	0.2736
Augstākais 2	0.030688	1.277899	4.129906	0.3017

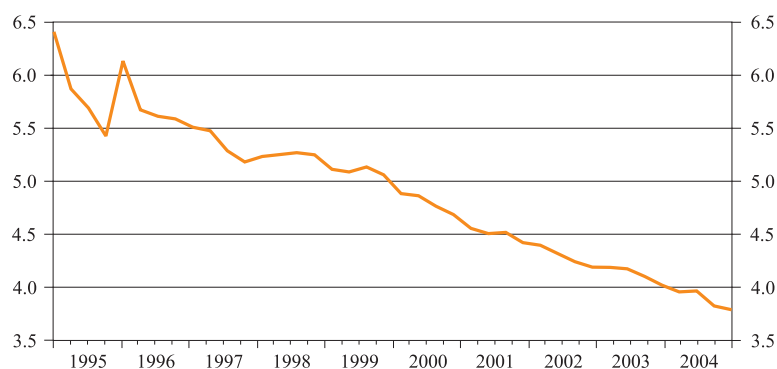
Maksimālo īpašvērtību tests norāda uz 1 kointegrētā vienādojuma pastāvēšanu ar 5% ticamības līmeni.

* Norāda uz nulles hipotēzes noraidīšanu ar 5% ticamības līmeni.

** Makinona–Hauga–Michelza (1999) p-vērtības.

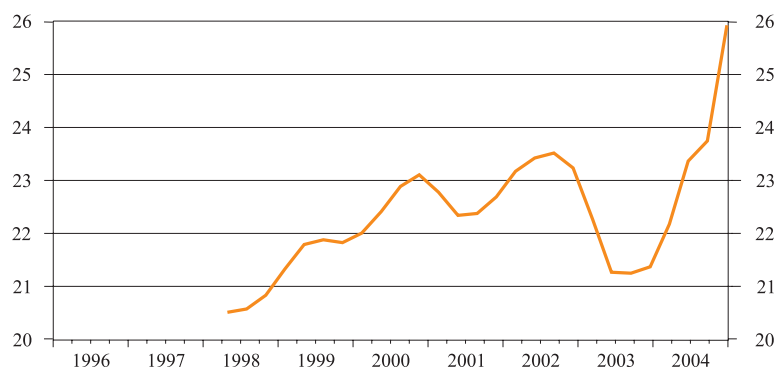
3. pielikums

Reālo izglītības izdevumu attiecība pret reālo IKP Latvijā (%)



4. pielikums

Personu ar augstāko izglītību īpatsvars nodarbināto skaitā Latvijā (%)*



* Uzskaitītas personas, kas vecākas par 25 gadiem.

5. pielikums

Cilvēkkapitālu ietveroši modeļi

Cilvēkkapitālu ietverošs stāvokļu telpas sistēmas modelis

([13] vienādojums; 1996. gada 1. cet.–2004. gada 4. cet.)

Mainīgie (saskaņā ar uzskaitījumu 11. lpp.)	$\log(K_t)$	$\log(H_t)$
a)	0.91* (0.00)	−0.55* (0.00)
c)	0.44 (0.20)	0.07 (0.55)
d)	0.30 (0.43)	0.30 (0.26)
e)	0.47 (0.17)	0.04 (0.67)
f)	0.32 (0.36)	0.23 (0.23)
g)	0.50 (0.21)	0.01 (0.90)
h)	0.32 (0.36)	0.22 (0.27)
i)	0.60 (0.12)	−0.002 (0.98)

* Koeficienta nozīmība 0.01 nozīmības līmenī.

Cilvēkkapitālu ietverošs ECM stāvokļu telpas sistēmas modelis

([12] vienādojums; 1998. gada 3. cet.–2004. gada 4. cet.)

Mainīgie (saskaņā ar uzskaitījumu 11. lpp.)	$\log(K_t)$	$\log(H_t)$
a)	1.43* (0.00)	−0.67* (0.00)
b)	0.83* (0.00)	−0.04 (0.43)
c)	0.69* (0.00)	0.05 (0.37)
d)	0.81* (0.00)	−0.03 (0.78)
e)	0.73* (0.00)	0.03 (0.53)
f)	0.78* (0.00)	0.01 (0.87)
g)	0.78* (0.00)	0.01 (0.87)
h)	0.77* (0.00)	0.02 (0.78)
i)	0.78* (0.00)	0.01 (0.87)

* Koeficienta nozīmība 0.01 nozīmības līmenī.

6. pielikums

Latvijas tautsaimniecības potenciāls atbilstoši pašreizējai tautsaimniecības struktūrai

Aprēķinos izmantoti sīkākie pieejamie dati par pievienoto vērtību un nodarbināto skaitu. 2003. gada dati par pievienoto vērtību ir *Eurostat* datubāzes dati (darba ražīgums definēts kā bruto pievienotā vērtība tūkstošos eiro, kas dalīta ar nodarbināto skaitu). Dati par nodarbinātību ES ir *Eurostat* datubāzes dati; bet par nodarbinātību Latvijā – CSP dati.

**Darba ražīgums ES15 valstīs un nodarbinātība ES15 valstīs un Latvijā
2003. gadā***

Nozare	Darba ražīgums ES15 valstīs (1 000 eiro)	Nodarbinātība (%)	
		ES15 valstīs	Latvijā
1	2	3	4
A Lauksaimniecība, medniecība un mežsaimniecība	25.6	3.8	12.9
B Zvejniecība	38.1	0.1	0.4
C Ieguves rūpniecība un karjeru izstrāde	180.7	0.2	0.2
D Apstrādes rūpniecība	—	16.9	15.2
DA Pārtikas produktu, dzērienu un tabakas ražošana	48.1	2.2	3.4
DB Tekstilizstrādājumu ražošana	29.8	1.5	2.4
DD Koksnes un koka izstrādājumu ražošana	37.4	0.5	3.2
DE Celulozes, papīra un papīra izstrādājumu ražošana; izdevējdarbība un poligrāfija	57.2	1.4	1.0
DF Naftas pārstrādes produktu, koksa un kodoldegvielas ražošana	182.1	0.1	0.0
DG Ķīmisko vielu, to izstrādājumu un ķīmisko šķiedru ražošana	99.4	1.0	0.4
DH Gumijas un plastmasas izstrādājumu ražošana	49.2	0.8	0.3
DI Nemetālisko minerālu izstrādājumu ražošana	50.7	0.8	0.4
DJ Metālu un metāla izstrādājumu ražošana	46.2	2.4	1.0
DK Iekārtu, mehānismu un darba mašīnu ražošana	53.6	1.8	0.7
DL Elektrisko un optisko iekārtu ražošana	53.8	1.8	0.5
DM Transportlīdzekļu ražošana	62.1	1.6	0.7
DN Citur neklasificēta ražošana	34.6	1.0	1.2
E Elektroenerģija, gāzes un ūdens apgāde	162.6	0.6	1.7
F Būvniecība	42.2	6.8	7.0
G Vairumtirdzniecība un mazumtirdzniecība; automobiļu, motociklu, individuālās lietošanas priekšmetu, sadzīves aparātūras un iekārtu remonts	37.8	15.2	15.2
H Viesnīcas un restorāni	30.7	4.9	2.2
I Transports, glabāšana un sakari	62.3	5.6	9.2
J Finanšu starpniecība	88.8	3.1	1.6

* Datu par nodarbinātību summa neatbilst 100% noapaļošanas dēļ.

1	2	3	4
K Operācijas ar nekustamo īpašumu, noma, datorpakalpojumi, zinātne un citi komercpakalpojumi	89.2	12.4	5.7
L Valsts pārvalde un aizsardzība; obligātā sociālā apdrošināšana	44.9	7.0	6.5
M Izglītība	39.6	6.6	8.2
N Veselība un sociālā aprūpe	35.0	10.0	6.0
O Sabiedriskie, sociālie un individuālie pakalpojumi	41.1	4.7	5.7
P Mājsaimniecību darbība	11.4	2.2	0.4

Vispirms tika aprēķināts darba ražīgums katrā nozarē ES15 valstīs, un tad tika pieņemts, ka Latvijā nodarbināto darba ražīgums ir tāds pats, pēc tam tika aprēķināta relatīvā Latvijas IKP attiecība pret ES15 valstu IKP.

LITERATŪRA

1. BARRO, Robert J. *Economic Growth in a Cross Section of Countries*. NBER Working Paper, No. 3120, September 1989.
2. BARRO, Robert J., MANKIW, Gregory N., SALA-I-MARTIN, Xavier. *Capital Mobility in Neoclassical Models of Growth*. NBER Working Paper, No. 4206, November 1992.
3. BARRO, Robert J., LEE, Jong-Wha. International Comparisons of Educational Attainment. *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, vol. 32 (3), December 1993, pp. 363–394.
4. BARRO, Robert J., SALA-I-MARTIN, Xavier. *Economic Growth*. New York : McGraw-Hill, 1995.
5. BEŅKOVSKIS, Konstantīns, STIKUTS, Dainis. *Latvijas makroekonomiskais modelis*. Rīga : Latvijas Banka, 2006. Pētījums. 2/2006.
6. BOISSAY, Frédéric, VILLETTELLE, Jean-Pierre. *The French Block of the ESCB Multi-Country Model*. ECB Working Paper, No. 456, March 2005.
7. BOLT, Wilko, VAN ELS, Peter J. A. *Output Gap and Inflation in the EU*. De Nederlandche Bank Staff Report No. 44, 2000.
8. CABALLERO, R. J., LYONS, R. K. *Internal Versus External Economies in European Industry*. *European Economic Review*, vol. 34, 1990, pp. 805–830.
9. CANNING, David, DUNNE, Peter, MOORE, Michael. *Testing the Augmented Solow and Endogenous Growth Models*. Mimeo : Queen's University of Belfast, 1995.
10. DENIS, Cécile, McMORROW, Kieran, RÖGER, Werner. *Production Function Approach to Calculating Potential Growth and Output Gaps – Estimates for the EU Member States and the US*. European Commission Economic Papers, No. 176, September 2002.
11. DIMITZ, Maria A. *Output Gaps and Technological Progress in European Monetary Union*. Bank of Finland Discussion Paper, No. 20, 2001.
12. EATON, Jonathan, KORTUM, Samuel S. Trade in Ideas: Patenting and Productivity in the OECD. *Journal of International Economics*, No. 40, May 1996, pp. 251–278.
13. European Commission. *Annual Innovation Policy Report for Latvia. Covering Period: September 2003–August 2004*. European Trend Chart on Innovation, Enterprise Directorate-General [cited August 30, 2006]. Available: http://trendchart.cordis.lu/country_reports.cfm.
14. FAGAN, Gabriel, HENRY, Jerome, MESTRE, Ricardo. *An Area-Wide Model (AWM) for the Euro Area*. ECB Working Paper, No. 42, January 2001.
15. GUNDLACH, Erich. *Growth Effects of EU Membership: The Case of East Germany*. Interim Report 01-035, International Institute for Applied Systems Analysis, September 2001.
16. HAMILTON, James D. *Time Series Analysis*. Princeton : Princeton University Press, 1994.
17. JENKINS, Helen. *Education and Production in the United Kingdom*. Nuffield College, Oxford University, Economics Discussion Paper, No. 101, August 1995.

18. JONES, Charles I. *Human Capital, Ideas, and Economic Growth*. Paper presented to the VIII Villa Mondragone International Economic Seminar on Finance, Research, Education, and Growth. Rome, Italy, June 25–27, 1996.
19. KATTAL, Rasmus. *EMMA – a Quarterly Model of the Estonian Economy*. Eesti Pank Working Paper, No. 12, October 2005.
20. LEVINE, Ross, RENELT, David. A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions. *American Economic Review*, vol. 82 (4), September 1992, pp. 942–963.
21. MACKINNON, James G. Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests. *Journal of Applied Econometrics*, vol. 11, No. 6, 1996, pp. 601–618.
22. MANKIW, Gregory N., ROMER, David, WEIL, David N. A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 107i2, May 1992, pp. 407–437.
23. NEHRU, Vikram, DHARESHWAR, Ashok. *New Estimates of Total Factor Productivity Growth for Developing and Industrial Countries*. Washington D. C. : The World Bank Policy Research Working Paper, No. 1313, June 1994.
24. OULTON, Nicholas, O'MAHONY, Mary. *XLVI Productivity and Growth. A Study of British Industry 1954–86*. Cambridge : Cambridge University Press, National Institute of Economic and Social Research, 1994.
25. OULTON, Nicholas, YOUNG, Garry. *The Social Rate of Return to Investment*. National Institute of Economic and Social Research Discussion Paper, No. 93, April 1996.
26. PRITCHETT, Lant. *Where has All the Education Gone?* Mimeo : Washington D. C. : The World Bank, 1995.
27. QUAH, Danny T. Twin Peaks: Growth and Convergence in Models of Distribution Dynamics. *The Economic Journal*, vol. 106, July 1996, pp. 1045–1055.
28. ROMER, David. *Advanced Macroeconomics*. New York : McGraw-Hill, Second Edition, 2001.
29. ROMER, Paul M. Human Capital and Growth: Theory and Evidence. *Carnegie–Rochester Conference Series on Public Policy*, No. 32, Spring 1990, pp. 251–286.
30. SMETS, Frank, WOUTERS, Raf. *An Estimated Stochastic Dynamic General Equilibrium Model of the Euro Area*. ECB Working Paper, No. 171, August 2002.
31. SOLOW, Robert M. A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics*, No. 70, 1956, pp. 65–94.
32. SOLOW, Robert M. Perspectives on Growth Theory. *Journal of Economic Perspectives*, vol. 8, 1994, pp. 45–54.
33. STIKUTS, Dainis. *Latvijas faktiskā un potenciālā ražošanas apjoma starpība: aprēķins un lietojums*. Rīga : Latvijas Banka, 2003. Pētījums 2/2003.
34. THOMAS, Vinod, DAILAMI, Mansoor, DHARESHWAR, Ashok, KAUFMANN, Daniel, KISHOR, Nalin, LÓPEZ, Ramon E., WANG, Yan. *The Quality of Growth*. The World Bank, Oxford University Press, September 2000.

35. VETLOV, Igor. *The Lithuanian Block of the ESBS Multi-Country Model*. Bank of Finland – Institute for Economies in Transition, BOFIT. BOFIT Discussion Papers, No. 13, 2004.
36. WOLFF, Edward N. *Human Capital Investment and Economic Growth: Macro-Economic Perspectives and Evidence from Industrialized Countries*. International Conference on Human Capital Investments and Economic Performance. Santa Barbara, California, 1994.