

KONSTANTĪNS BEŅKOVSKIS
RAMUNE RIMGAILAITE

JAUNO ES VALSTU EKSPORTA KVALITĀTE UN DAUDZVEIDĪBA: ĻOTI DETALIZĒTU DATU SNIEGTĀ INFORMĀCIJA

PĒTĪJUMS

2 / 2010

SATURS

Kopsavilkums	2
Ievads	3
1. Teorētiskais modelis	5
1.1. Mājsaimniecību derīguma maksimizācijas problēma	5
1.2. Relatīvās kvalitātes vienādojums	6
1.3. Importa pieprasījuma un piedāvājuma vienādojums	6
2. Empīriskās aplēses	8
2.1. Datubāzes raksturojums	8
2.2. Relatīvās daudzveidības aizvietotājs	9
2.3. Aizvietojamības elastības empīriskais novērtējums	11
2.4. Relatīvās kvalitātes un relatīvo cenu agregācija	14
3. Rezultāti	16
3.1. JV eksporta relatīvās kvalitātes līmeņi	16
3.2. JV eksporta relatīvās kvalitātes pārmaiņas	17
Secinājumi	19
Pielikumi	20
Literatūra	27

SAĪSINĀJUMI

ASV	Amerikas Savienotās Valstis
CES	konstanta aizvietojamības elastība (<i>constant elasticity of substitution</i>)
CIF	preces vērtība, ietverot transporta un apdrošināšanas izmaksas līdz importētājvalsts robežai (<i>cost, insurance and freight at the importer's border</i>)
ES	Eiropas Savienība
HS	preču apraksta un kodu harmonizētā sistēma (<i>Harmonised Commodity Description and Coding System</i>)
HS2	divciparu kodu HS preču kategorija
IKP	iekšzemes kopprodukts
JV	jaunās ES valstis (Bulgārija, Čehijas Republika, Igaunija, Latvija, Lietuva, Polija, Rumānija, Slovākija, Slovēnija un Ungārija)
NVS	Neatkarīgo Valstu Savienība
SIC	standarta rūpniecības nozaru klasifikācija (<i>Standard Industrial Classification</i>)

KOPSAVILKUMS

Saskaņā ar tirdzniecības teorijām eksportēto preču vidējais apjoms nav vienīgais eksporta darbību raksturojošais rādītājs – liela nozīme ir arī eksporta daudzveidībai un kvalitātei. Šā pētījuma mērķis ir novērtēt Bulgārijas, Čehijas Republikas, Igaunijas, Latvijas, Lietuvas, Polijas, Rumānijas, Slovākijas, Slovēnijas un Ungārijas (JV) eksporta daudzveidību un kvalitāti 1999.–2009. gadā. Novērtējums veikts, izmantojot R. K. Fēnstras (*R. C. Feenstra*) metodoloģiju (7), ko tālāk attīstīja D. Humelss (*D. Hummels*) un P. Dž. Klenovs (*P. J. Klenow*) (13), kā arī K. Broda (*C. Broda*) un D. E. Veinsteins (*D. E. Weinstein*) (4). Lai gan eksporta kvalitātes raksturojumā svarīga loma ir arī vienības vērtībām, aprēķinos ņemts vērā tirgus daļas lielums un uzņēmumu monopolietekmes līmenis kādā noteiktā tirgū. Turklāt pētījums papildina jau veiktos pētījumus ar atšķirīgu daudzveidības novērtējumu, pieņemot, ka eksportēto zīmolu skaits pakļauts Puasona sadalījumam (*Poisson distribution*). Aprēķini liecina, ka salīdzinājumā ar Vācijas eksportu JV eksporta kvalitāte 2009. gadā bija zemāka un tā relatīvā kvalitāte atradās 0.30–0.55 diapazonā. Visas JV būtiski palielinājušas uz ES tirgu eksportēto zīmolu vidējo skaitu, turklāt 10 gados tām visām izdevās uzlabot savu eksporta preču vidējo kvalitāti. Visbeidzot, relatīvā kvalitāte ir daudz stabilāks rādītājs nekā relatīvās cenas, liecinot, ka izvēlētais relatīvās kvalitātes mērs ir labāks nekā tradicionālais aizstājējs – eksporta relatīvās cenas –, jo tajā nav ietvertas ražošanas relatīvās izmaksas, bet tas atspoguļo strukturālos faktoros.

Atslēgvārdi: jaunās ES valstis, eksports, kvalitāte, daudzveidība

JEL klasifikācija: C43, F12, F14, O52

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

Autori izsaka pateicību Viktoram Ajevskim un Uldim Rutkastem (Latvijas Banka) par komentāriem un ieteikumiem.

IEVADS

Tirdzniecības teorijās aplūkoti dažādi eksporta apjoma palielināšanas veidi. Saskaņā ar P. S. Armingtona (*P. S. Armington*) teoriju veidotajos modeļos (2) par nozīmīgu uzskatīts intensitātes sliekšnis jeb atsevišķas preces eksporta apjoms. Šie modeļi rāda, ka katra valsts katrā preču kategorijā ražo viena veida preci, tādējādi nav daudzveidības pārmaiņu un kvalitātes atšķirību. Likumsakarīgi, ka vienīgais veids, kā šādā teorētiskā modelī paplašināt eksportu, ir palielināt katras preces eksporta vidējo apjomu, nemainot eksportējamo preču klāstu vai to kvalitāti. Savukārt monopolistiskās konkurences modeļos, piemēram, P. R. Krugmena (*P. R. Krugman*) izstrādātajā modelī (14; 15; 16), pieņemts, ka valstis ražo endogēnu preču skaitu noteiktā apjomā, uzsverot ekstensitātes jeb preču dažādības nozīmi, tādējādi radot iespēju palielināt eksportu, piedāvājot lielāku eksporta preču klāstu. Tomēr šajos preču daudzveidības modeļos panākta tikai eksporta horizontālā diferenciācija. Šādu modeļu nepilnību kompensē vertikālās diferenciācijas modeļi, piemēram, H. Flama (*H. Flam*) un E. Helpmana (*E. Helpman*) modeļi (10), kas balstās uz preču vertikālo diferenciāciju jeb diferenciāciju atbilstoši preces kvalitātei, kuras rezultātā iespējama eksporta palielināšana, mainot ne tikai intensitātes vai ekstensitātes līmeni, bet arī eksportējot augstākas kvalitātes preces.

Lai gan starptautiskās tirdzniecības horizontālās un vertikālās diferenciācijas modeļi izstrādāti jau sen, to empīriskais lietojums nav bijis tik plašs, jo daudzveidības un kvalitātes nozīmes izpētei nepieciešami detalizēti tirdzniecības dati un aprēķini. Pētījumā mēģināts likvidēt šo trūkumu un novērtēt JV (Bulgārijas, Čehijas Republikas, Igaunijas, Latvijas, Lietuvas, Polijas, Rumānijas, Slovākijas, Slovēnijas un Ungārijas) eksporta daudzveidību un kvalitāti 1999.–2009. gadā.

Kvalitāti var raksturot kā jebkuru preces materiālu vai nemateriālu atribūtu, kas paaugstina visu patērētāju preces novērtējumu (12). Tādējādi preces kvalitāte ietver gan preces fiziskos atribūtus (piemēram, lielumu, iespējamo funkciju kopu un derīgumu), gan nemateriālos atribūtus (piemēram, preces ārējo veidolu un zīmolu). Daudzveidības definīcijas versiju atbilstība empīriskajos pētījumos ir mazāka. Teorētiskā nozīmē daudzveidību parasti definē kā uzņēmuma izveidotu zīmolu, uzņēmuma kopējo produkcijas izlaidi, valsts produkcijas izlaidi vai valsts atsevišķas nozares produkcijas izlaidi (4). Abas pirmās definīcijas vairāk atbilst P. R. Krugmena monopolistiskās konkurences modeļa definīcijām, lai gan rodas datu pieejamības problēma, savukārt abas pārējās definīcijas – P. S. Armingtona pamatojumam, un tajās ignorēta lielākā daudzveidības daļa. Šajā pētījumā daudzveidība definēta kā uzņēmuma radīts zīmols.

Nenovērojamās eksporta kvalitātes novērtēšanā ilgu laiku tika izmantotas novērojamās eksporta cenas vai vienību vērtības (vērtības dalījums ar daudzumu). Lai gan šāda aizvietotāja acīmredzama priekšrocība ir aprēķinu vienkāršība, vienmēr apstrīdēta šā mēra pareizība, jo eksporta cenas var mainīties ne tikai kvalitātes, bet, piemēram, arī atšķirīgu ražošanas izmaksu dēļ. Pēdējā laikā kvalitātes un daudzveidības jomā veikti vairāki empīriski pētījumi, kuriem ir spēcīga mikroekonomiskā bāze. Vispirms jāmin nozīmīgais R. K. Fēnstras pētījums (7), kurā aplūkota daudzveidības pārmaiņu ietekme uz importa cenām ASV. Šo metodoloģiju tālāk attīstīja K. Broda un D. E. Veinsteins (4), kā arī R. K. Fēnstra un H. L. Kī (*H. L. Kee*) (8; 9), bet D. Humelss un P. Dž. Klenovs (13) pievērsās kvalitātei. Jaunākos nozīmīgākos pētījumus šajā jomā veikuši H. K. Hallaks (*J. C. Hallak*) un

P. K. Šots (*P. K. Schott*) (12), kuri izmanto eksporta cenu dekompozīciju kvalitātes un atbilstoši kvalitātei koriģētu cenu komponentos, kā arī B. A. Blonidžens (*B. A. Blonigen*) un A. Soderberijs (*A. Soderbery*) (3), kuri plašākas daudzveidības devuma novērtēšanā izmanto detalizētu ASV automobiļu tirgus datu kopu.

Pētījumā novērtēta JV eksporta kvalitāte un daudzveidība, pamatojoties uz R. K. Fēnstras metodoloģiju (7), kuru tālāk attīstīja D. Humelss un P. Dž. Klenovs (13), kā arī K. Broda un D. E. Veinsteins (4). Lai gan eksporta kvalitātes noteikšanā svarīga loma joprojām ir vienības vērtībām, aprēķinos ņemts vērā tirgus daļas lielums un uzņēmumu monopolietekmes līmenis kādā noteiktā tirgū. Turklāt pētījums papildina esošo literatūru ar atšķirīgu daudzveidības novērtējumu, pieņemot, ka eksportēto zīmolu skaits pakļauts Puasona sadalījumam.

Empīriskajā analīzē izmantoti *Eurostat Comext* datubāzē pieejamie tirdzniecības dati. Tā kā bija nepieciešams nominālo tirdzniecības plūsmu cenu un apjomu dalījums, analīze veikta astoņciparu koda HS klasifikācijas līmenī, kas iekļauj vairāk nekā 17 000 preču kategoriju. Lai gan pētījuma objekts ir JV eksports, analīzē izmantota ES importa statistika, kura raksturo JV eksportu uz ES. Tas labi atspoguļo eksporta darbību, jo ES ir galvenais JV tirdzniecības partneris.

Pētījuma 1. nodaļā aplūkots metodoloģijas teorētiskais pamatojums, sniedzot ieskatu māsaimniecību derīguma maksimizācijas problēmā un importa pieprasījuma un piedāvājuma vienādojumā. 2. nodaļā analizēta datubāze, skaidrots veids, kā iegūts relatīvās daudzveidības aizvietotājs un aizvietojamības elastības novērtējums. 3. nodaļā sniegta JV eksporta relatīvās kvalitātes un cenas un atbilstoši kvalitātei koriģētas cenas analīze. Noslēgumā ietverti secinājumi.

1. TEORĒTISKAIS MODELIS

Šajā nodaļā, izmantojot vienkāršu teorētisku modeli, analizēta preču kvalitātes un daudzveidības nozīme. Patērētāju derīgums šajā modelī ir atkarīgs ne tikai no patēriņa fiziskā apjoma, bet arī no preču daudzveidības un kvalitātes. Pētījuma modelis balstās uz R. K. Fēnstras (7), D. Humelsa un P. Dž. Klenova (13), kā arī K. Brodas un D. E. Veinsteina (4) piedāvāto modeli.

1.1. Mājsaimniecību derīguma maksimizācijas problēma

Lai noteiktu, kā patērētāji vērtē daudzveidību, parasti izmanto Diksita–Štiglica metodi (*Dixit–Stiglitz framework*), kur derīgumu izsaka ar CES funkciju ar vienu aizvietojamības elastību. Tomēr K. Broda un D. E. Veinsteins (4) norādīja, ka tas rada vairākas problēmas, jo neapšaubāmi atšķirīgu preču aizvietojamības elastības nav vienādas un vienīgās elastības nozīmi ir grūti interpretēt.

Lai dažādām preču kategorijām piemērotu dažādu aizvietojamības elastību, izmantota K. Brodas un D. E. Veinsteina (4) pieeja, un reprezentatīvā aģenta izvēle izteikta ar divu līmeņu derīguma funkciju. Patērētāji pērk preces no valstīm J^1 katrā novērojamo preču kategorijā I . Katrā laika posmā patērētāji maksimizē derīgumu U , ko izsaka šādi:

$$U = \left(\sum_{i=1}^I M_i^{\frac{\gamma-1}{\gamma}} \right)^{\frac{\gamma}{\gamma-1}}, \quad \gamma > 1 \quad [1]^2,$$

kur M_i ir papildu derīgums (*sub-utility*), ko iegūst no importa preces i patēriņa, un γ apzīmē importa preču aizvietojamības elastību.

Pēc tam saskaņā ar D. Humelsa un P. Dž. Klenova (13) modeli nosaka, ka atsevišķas preces papildu derīgums atkarīgs ne tikai no preces daudzuma, bet arī no tās daudzveidības un kvalitātes. Turklāt šā pētījuma modelī dažādu preču aizvietojamības elastība ir atšķirīga:

$$M_i = \left(\sum_{j=1}^J Q_{ij} N_{ij} x_{ij}^{\frac{\sigma_i-1}{\sigma_i}} \right)^{\frac{\sigma_i}{\sigma_i-1}}, \quad \sigma_i > 1 \quad [2],$$

kur x_{ij} ir no valsts j ievestas preces i viena zīmola vidējais apjoms, Q_{ij} ir viena zīmola vidējā kvalitāte ($Q_{ij} > 0$), N_{ij} ir daudzveidība jeb no valsts j ievestās preces i dažādo zīmolu skaits un σ_i ir preces i daudzveidības aizvietojamības elastība.

Maksimizācijas problēmai ir budžeta ierobežojums:

$$\sum_{i=1}^I \sum_{j=1}^J N_{ij} p_{ij} x_{ij} \leq Y \quad [3],$$

kur p_{ij} ir no valsts j ievestās preces i vidējā cena un Y apzīmē patērētāja ienākumus.

¹ Šā teorētiskā modeļa derīguma funkcija iekļauj arī iekšzemes preču patēriņu, tādējādi valstu J kopā ir arī iekšzemes tautsaimniecība.

² Lai vienkāršotu, 1.1. un 1.2. sadaļā netiek lietots mainīgo laika apakšraksts.

1.2. Relatīvās kvalitātes vienādojums

[1], [2] un [3] vienādojumu sistēmas pirmās kārtas nosacījumi ir šādi:

$$U^\gamma M_i^{\left(\frac{1-\gamma}{\sigma_i}\right)} Q_{ij} x_{ij}^{-\frac{1}{\sigma_i}} = \lambda p_{ij} \quad [4],$$

kur λ ir Lagranža reizinātājs. [4] vienādojumu var pārvērst logaritmiskās attiecībās (*log-ratios*), lai relatīvo kvalitāti iegūtu daudzveidības relatīvo cenu, apjomu un aizvietojamības elastības izteiksmē:

$$\ln\left(\frac{Q_{ij}}{Q_{ik}}\right) = \ln\left(\frac{P_{ij}}{P_{ik}}\right) + \frac{1}{\sigma_i} \ln\left(\frac{x_{ij}}{x_{ik}}\right) \quad [5],$$

kur k apzīmē etalonvalsti. Jāņem vērā, ka relatīvā kvalitāte ir atkarīga tikai no daudzveidības aizvietojamības elastības. Importēto preču aizvietojamības elastība [5] vienādojumā netiek ietverta.

[5] vienādojums rāda, ka relatīvā cena lielā mērā liecina par relatīvo kvalitāti. Ja no valsts i importētas preces cena ir augstāka nekā no valsts k ievestas tādas pašas preces cena, tas liecina par pirmās preces labāku kvalitāti. Tomēr relatīvā cena nav vienīgais relatīvās kvalitātes rādītājs. Ja aizvietojamības elastība nav liela, viena zīmola patēriņa relatīvais apjoms arī ir svarīgs faktors. Ja atšķirīgi zīmoli nav pilnībā savstarpēji aizvietojami, lielāks viena zīmola preču patēriņš skaidri liecina par augstāku kvalitāti. Savukārt gandrīz pilnīgas konkurences apstākļos, kad dažādu zīmolu preces lielākoties ir savstarpēji aizvietojamā, labāka kvalitāte ir augstākas cenas vienīgais attaisnojums un relatīvā cena tieši atbilst relatīvajai kvalitātei.

[5] vienādojumu var pārveidot, pievienojot un atņemot relatīvo daudzveidību:

$$\ln\left(\frac{Q_{ij}}{Q_{ik}}\right) = \ln\left(\frac{P_{ij}}{P_{ik}}\right) + \frac{1}{\sigma_i} \ln\left(\frac{N_{ij} x_{ij}}{N_{ik} x_{ik}}\right) - \frac{1}{\sigma_i} \ln\left(\frac{N_{ij}}{N_{ik}}\right) \quad [6].$$

Relatīvās kvalitātes vienādojums tiek pārveidots [6] vienādojumā tāpēc, ka kāda zīmola patēriņa apjoms nav novērojams mainīgais, bet $N_{ij} x_{ij}$ ir no valsts j importētas preces i kopējais apjoms, un tas iegūstams no tirdzniecības statistikas datiem. Relatīvo kvalitāti var atvasināt no relatīvajām cenām (iegūst no vienības vērtību tirdzniecības statistikas datiem), relatīvā importa apjoma (iegūst no apjoma tirdzniecības statistikas datiem), relatīvās daudzveidības un preču daudzveidības aizvietojamības elastības. Divi pēdējie mainīgie nav tieši novērojami. Pagaidām pieņem to, ka pieejami dati par relatīvo daudzveidību, un uzdevums ir aprēķināt aizvietojamības elastību.

1.3. Importa pieprasījuma un piedāvājuma vienādojums

Lai aprēķinātu aizvietojamības elastību, nepieciešams izveidot importa pieprasījuma un piedāvājuma vienādojumu. Pieprasījuma vienādojumu pārveido, izmantojot tirgus daļu $s_{ij,t}$, kas apzīmē valsts j daļu preces i importa kopapjomā. Nosakot minimālo izmaksu funkciju un pārveidojot, iegūst pieprasījuma vienādojumu (tehniskos aprēķinus sk. 1. pielikumā):

$$\ln s_{ij,t} = (\sigma_i - 1) \ln P_{i,t} - (\sigma_i - 1) \ln p_{ij,t} + \ln N_{ij,t} + \sigma_i \ln Q_{ij,t} \quad [7]$$

$$s_{ij,t} = \frac{x_{ij,t} p_{ij,t} N_{ij,t}}{\sum_{j=1}^J x_{ij,t} p_{ij,t} N_{ij,t}}$$

$$P_{i,t} = \left(\sum_{j=1}^J N_{ij,t} Q_{ij,t}^{\sigma_i} p_{ij,t}^{1-\sigma_i} \right)^{\frac{1}{1-\sigma_i}},$$

kur $P_{i,t}$ ir minimālās izmaksas vienas pakalpojumu vienības iegūšanai no preces i importa. Tā kā $P_{i,t}$ nav atkarīgs no valsts j , to var uzskatīt par nejaušības efektu (*random effect*). [7] vienādojums nosaka, ka valsts j tirgus daļai noteiktas preces importa kopapjomā ir negatīva sakarība ar relatīvo importa cenu, kas definēta kā importa no valsts j cenas attiecība pret vidējo preces cenu. Jo lielāka aizvietojamības elastības pakāpe, jo spēcīgāk tirgus daļa reaģē uz relatīvās cenas pārmaiņām. Turklāt tirgus daļai ir pozitīva sakarība ar preces daudzveidību un kvalitāti.

Pieņemot, ka kvalitātes logaritms ir gadījuma klejošanas process:

$$\ln Q_{ij,t} = \ln Q_{ij,t-1} + e_{ij,t} \quad [8],$$

kur $e_{ij,t}$ ir stohastisks process, kas normāli un neatkarīgi sadalīts, iegūst šādu pirmās kārtas diferences pieprasījuma vienādojumu:

$$\Delta \ln s_{ij,t} - \Delta \ln N_{ij,t} = \phi_{i,t} - (\sigma_i - 1) \Delta \ln p_{ij,t} + \varepsilon_{ij,t} \quad [9]$$

$$\phi_{i,t} = (\sigma_i - 1) \Delta \ln P_{i,t}$$

$$\varepsilon_{ij,t} = \sigma_i e_{ij,t},$$

kur $\varepsilon_{ij,t}$ ir šā vienādojuma kļūda.

Balstoties uz R. K. Fēnstras pētījumu (7), importa no valsts j piedāvājuma līkne pirmās kārtas diferencēs definēta šādi:

$$\Delta \ln p_{ij,t} = \omega_i \Delta \ln x_{ij,t} + \xi_{ij,t}, \quad \omega_i \geq 0 \quad [10],$$

kur ω_i ir preces i inversā piedāvājuma elastība, pieņemot, ka tā visām ražotājvalstīm ir vienāda, bet $\xi_{ij,t}$ ir gadījuma kļūda, pieņemot, ka tā ir neatkarīga no $\varepsilon_{ij,t}$. Šāda [9] un [10] vienādojumu (attiecinīgi pieprasījuma un piedāvājuma) sistēma tiks izmantota tālāk pētījumā, lai novērtētu preču daudzveidības aizvietojamības elastību.

2. EMPĪRISKĀS APLĒSES

2.1. Datubāzes raksturojums

Empīriskajā analīzē izmantoti tirdzniecības dati, kas pieejami *Eurostat Comext* datubāzē. Tā kā nepieciešams nominālo tirdzniecības plūsmu cenu un apjomu dalījums, analīze veikta ļoti detalizētā astoņciparu kodu HS klasifikācijas līmenī, kas iekļauj vairāk nekā 17 000 preču kategoriju.

Lai gan izpētes objekts ir eksports no JV, izmantoti ES importa no JV statistiskie dati. Pirmkārt, teorētiskais modelis veidots no importa, nevis eksporta puses. Otrkārt, lai novērtētu aizvietojamības elastības, nepieciešami dati par ES importētajām precēm no lielas valstu kopas – gan no ES, gan no ārpus ES esošajām valstīm. Tāpēc analizēts tikai JV eksports uz ES, kas tomēr labi atspoguļo eksporta darbību, jo ES ir galvenā JV tirdzniecības partnere.³

Aplūkotajā kopā iekļauti gada dati par ES importu no 50 dažādām valstīm 1999.–2009. gadā.⁴ Valstu sarakstā ir 27 ES valstis, vairākas NVS valstis (Krievija, Ukraina, Baltkrievija un Kazahstāna) un citas nozīmīgas ES tirdzniecības partnervalstis (ASV, Japāna, Kanāda, Austrālija, Ķīna, Indija un Brazīlija). Aplūkotajā periodā ES importēja 14 520 kategoriju preces. Vienības vērtību indeksi lietoti, lai izteiktu cenas (euro par kg)⁵, un tirdzniecības apjomi (galvenokārt kg), lai izteiktu daudzumu. Tas nozīmē, ka pieejami dati tikai par katras valsts noteiktas preces daudzveidības kopsummu.

Datu kopā tika veiktas divas korekcijas. Daudzos gadījumos pieejami dati tikai par vērtību vai apjomu, bet ne par abiem faktoriem, tāpēc vienības vērtības indeksu aprēķināšana nebija iespējama. Šie nepilnīgie novērojumi tika ignorēti un izslēgti no datubāzes. Otrā korekcija saistīta ar preču kategoriju strukturālajām pārmaiņām. Lai gan pētījumā izmantota visdetalizētākā pieejamā klasifikācija, tomēr iespējams, ka, piemēram, āboli un apelsīni (pilnīgi atšķirīgas lietas) dažreiz salīdzināti vienas kategorijas ietvaros. Lielās cenu līmeņu atšķirības ir viena no norādēm, kas liecina par to. Tāpēc no datubāzes tika izslēgti visi novērojumi ar ļoti atšķirīgiem (*outlying*) vienības vērtības indeksiem.⁶

³ JV eksporta uz ES kopējuma daļa 2009. gadā bija pietiekami liela – 64–86% diapazonā (Bulgārijai – 64.3%, Čehijas Republikai – 84.6%, Igaunijai – 69.5%, Ungārijai – 78.8%, Latvijai – 67.6%, Lietuvai – 64.3%, Polijai – 79.3%, Rumānijai – 74.3%, Slovākijai – 85.8% un Slovēnijai – 68.9%).

⁴ Teorētiskajā modelī pieņemts, ka patērētāji maksimizē savu derīgumu, ņemot vērā gan ārvalstu, gan iekšzemes produkcijas izlaidi. Tomēr empīriskajā analīzē nācās saskarties ar nopietniem datu ierobežojumiem, jo iekšzemes patēriņa dati nav tik detalizēti un nav klasificēti kā starptautisko tirdzniecības plūsmu dati. Tādējādi pētījumam nebija pieejami dati par iekšzemes patēriņu atsevišķās ES valstīs, piemēram, ES importā no Vācijas nav datu par Vācijas iekšzemes preču patēriņu, bet ES importā no Itālijas – datu par Itālijas iekšzemes preču patēriņu. Pētījuma autori apzinās, ka šī datu problēma rada empīrisko aprēķinu novirzes no teorētiskā modeļa un var ietekmēt galarezultātus. Šīs problēmas risinājums varētu būt nākamo pētījumu priekšmets.

⁵ Importa vērtības datubāzē izteiktas CIF cenās.

⁶ Šis novērojums uzskatāms par ļoti atšķirīgu vērtību, ja vienības vērtības indeksa un kategorijas vidējās vienības vērtības starpība ir lielāka par trim standartklūdām.

2.2. Relatīvās daudzveidības aizvietotājs

Pētījuma veikšanai bija pieejami dati, kas raksturo no attiecīgās valsts ievestas noteiktas preces cenas un kopapjomu, tomēr joprojām trūkst rādītāju par vienas preces daudzveidību vai dažādo zīmolu skaitu. Lai gan šādu informāciju var atrast par dažām preču kopām, ar to nepietiek, lai veiktu sistemātisku analīzi.

Jau minēts, ka dažādos empīriskos pētījumos daudzveidības definīcijas būtiski atšķiras. R. K. Fēnstra (7) definēja ASV importa daudzveidību kā astoņciparu kodu SIC precī, kas ražota noteiktā valstī, atzīstot, ka tādējādi visa vienas noteiktas preces daudzveidība katrā valstī tiek summēta, radot vairākus kļūdu avotus. R. K. Fēnstra un H. L. Kī (8; 9) definēja kādas valsts eksporta uz ASV daudzveidību kā šīs valsts eksportēto preču daļu ASV importa kopapjomā. Tas veikts, izmantojot ASV importa desmitciparu kodu HS klasifikāciju. K. Broda un D. E. Veinsteins (4) izvēlējās lietot tādu pašu daudzveidības definīciju, tomēr norādīja, ka paļaušanās uz P. R. Krugmena teoriju varētu rosināt atzīt tādu daudzveidības definīciju, kas balstīta uz uzņēmumu līmeņa eksportu. D. Humelss un P. Dž. Klenovs (13) norādīja, ka nav iespējams atdalīt kvalitāti un daudzveidību vienas kategorijas ietvaros, ja vien nav detalizētu datu par katras preces daudzveidības precīzu skaitu no cita avota. Vienīgo šā pētījuma autoriem zināmo empīrisko pētījumu, kurā izmantoti šādi dati, veikuši B. A. Blonidžens un A. Soderberijs (3). Viņi izmantojuši datu kopu par daudzveidību ASV automobiļu tirgū un secinājuši, ka HS kodi bieži iekļauj atšķirīgas preces vienā preču klasifikācijā, samazinot aizvietojamības elastību.

Ne novērojamās daudzveidības problēmu var arī risināt, to saistot ar vairākiem novērojamiem makroekonomiskajiem mainīgajiem. A. Deniss (*A. Dennis*) un B. Šeferds (*B. Shepherd*) (5) mēģināja skaidrot eksporta uz ES diversifikāciju jeb daudzveidību ar atšķirīgiem mainīgajiem un atklāja, ka tai ir pozitīva un statistiski nozīmīga sakarība ar nominālo IKP, bet attāluma no eksportētājvalsts, tirgus daļas iegūšanas izmaksu un izcelsmes valsts eksporta izmaksu ietekme uz daudzveidību ir negatīva un statistiski nozīmīga. Daudzveidība definēta kā astoņciparu koda preču līniju skaits kādā no divciparu koda sektoriem, kurā valstij ir strikti pozitīvs eksports uz ES, tādējādi tas neatrisina jau definēto problēmu. A. Denisa un B. Šeferda metodoloģijai ir interesanta izmantojama īpašība – dažādošanas mērs ir diskrets, un pieņemts, ka tas pakļauts Puasona sadalījumam.

Aplūkots astoņciparu kodu preču skaits divciparu kodu sektorā, kurā valstij ir pilnīgi pozitīvs eksports uz ES. Šādu preču skaita attiecība pret divciparu koda sektora visu kopējo preču skaitu jau var būt šā sektora eksportēto preču vidējās daudzveidības rādītājs. Tādējādi netieši tiek pieņemts, ka valsts vai nu vispār neeksportē preces, vai eksportē katras preces vienu zīmolu. Tomēr tas, ka kādas noteiktas preces eksports ir pozitīvs, nozīmē, ka zīmolu skaits ir vesels skaitlis, kas nav novērojams. Rezultātā eksporta daudzveidība būs novērtēta par zemu. Šo problēmu var atrisināt, pieņemot, ka katrā divciparu koda sektorā zīmolu skaits pakļauts Puasona sadalījumam.

Puasona sadalījuma varbūtības masas funkciju apzīmējot ar $f(\cdot)$, var apgalvot, ka no tirdzniecības datiem var iegūt tikai $f(0)$ novērojumu, kas ir neeksportējamu preču attiecība pret kopējo preču skaitu divciparu koda sektorā. Šāds pieņēmums ļauj secināt, ka:

$$\mu_s = -\ln(f(0)) \quad [11],$$

kur μ_s ir divciparu koda sektora s preces vidējais eksportēto zīmolu skaits. Tāpēc tiek pieņemts, ka:

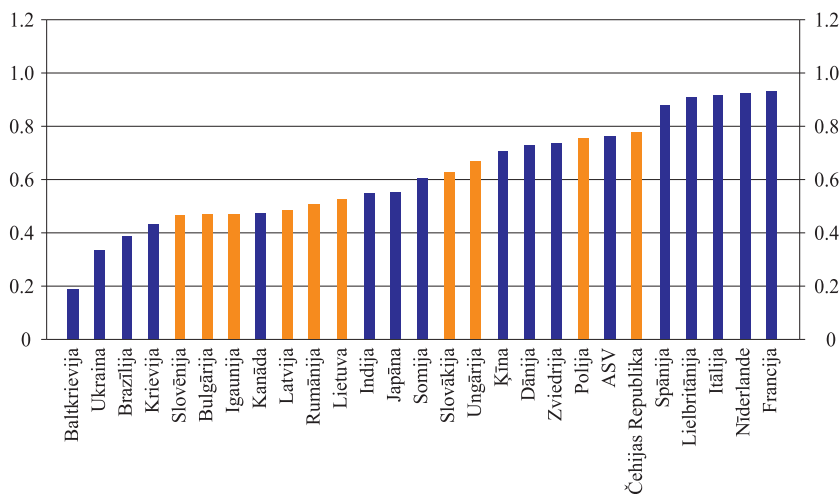
$$N_{ij,t} = \begin{cases} 0 & \text{if } I_{ijs,t} = 0 \\ \frac{\mu_s}{1-f(0)} & \text{if } I_{ijs,t} = 1 \end{cases} \quad [12],$$

kur $I_{ijs,t}$ ir binārais mainīgais, kas vienāds ar 1, ja valsts j eksportē sektora s preci, bet citos apstākļos ir vienāds ar 0 (sīkāk sk. 2. pielikumu).

1. attēlā parādīts vidējās relatīvās daudzveidības novērtējums 2009. gadā, izmantojot [11] vienādojumu un Vāciju kā etalonvalsti. Mazākais zīmolu skaits (45–50% no Vācijas zīmolu skaita) no visām JV ir Slovēnijai, Bulgārijai, Rumānijai un Baltijas valstīm. Slovākijas un Ungārijas preču daudzveidības novērtējums ir aptuveni 65% no Vācijas preču daudzveidības, bet visaugstākā JV eksporta preču daudzveidība (aptuveni 75%) ir Polijai un Čehijas Republikai. Turklāt arī relatīvā daudzveidība dažādās preču kategorijās ir samērā heterogēna (sk. 3. pielikumu).

1. attēls

Vidējā relatīvā kopējā eksporta uz ES daudzveidība 2009. gadā (salīdzinājumā ar Vāciju)



Avots: autoru aprēķini.

Runājot par citām eksportētājvalstīm, augstākā aprēķinātā daudzveidība ir Vācijai, lai gan diezgan līdzīgs eksportēto preču zīmolu skaits (90–95%) ir arī citām lielajām ES valstīm, piemēram, Francijai, Nīderlandei, Itālijai, Lielbritānijai un Spānijai. Lai gan ASV un Ķīnas tautsaimniecība ir lielākas nekā Vācijas tautsaimniecība, relatīvās daudzveidības vērtējums ir samērā zems (70–75%) ES tirgu daudz lielākā attāluma dēļ. Līdzīgs skaidrojums varētu būt par Japānas un Brazīlijas preču zemo daudzveidības līmeni (attiecīgi 55% un 40%), bet iespējams, ka Krievijas diezgan zemo eksporta preču daudzveidību (40%) nosaka arī nelabvēlīgā darījumu vide.

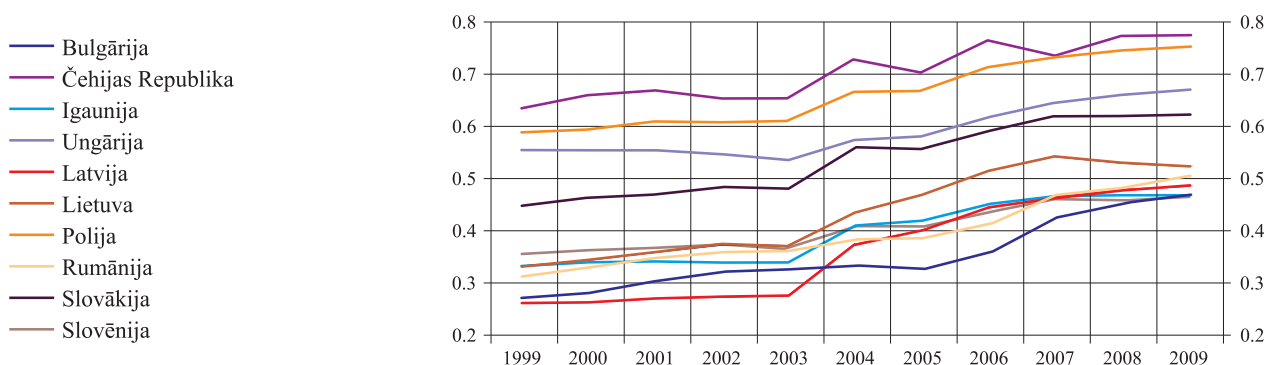
Lai gan iegūtais valstu sarindojums kopumā ir ticams, nelielu valstu (Slovēnijas, Bulgārijas, Baltijas valstu u.c.) relatīvās daudzveidības absolūtā vērtība šķiet pārāk augsta. Pirmkārt, tas varētu būt saistīts ar to, ka pieņēmums, ka preču dažādība pakļauta Puasona sadalījumam, nav pamatots. Otrkārt, lai gan izmantota detalizētākā pieejamā klasifikācija, tomēr iespējams, ka atsevišķu preču skaits starptautiskajā

tirdzniecībā ir daudz lielāks, tāpēc astoņciparu kodu HS klasifikācija sniedz pārāk augstu relatīvās daudzveidības novērtējumu.

2. attēlā atspoguļota JV eksporta relatīvā daudzveidība pēdējos 11 gados. Skaidri redzams, ka visas JV būtiski palielinājušas uz ES tirgu eksportēto preču zīmolu vidējo skaitu, turklāt visstraujākais kāpums novērots 2004. gadā, kad vairākums šajā pētījumā analizēto valstu pievienojās ES.⁷ Tas liecina, ka integrācija ES tirgos noris ne tikai intensīvi, bet arī ekstensīvi. Iegūtais rezultāts par eksporta daudzveidības pieaugumu atbilst M. Funkes (*M. Funke*) un R. Rūvēdela (*R. Ruhwedel*) (11) analīzei, kuri norādīja uz JV eksporta daudzveidības kāpumu 1993.–2000. gadā.

2. attēls

Vidējā relatīvā JV kopējā eksporta uz ES daudzveidība 1999.–2009. gadā (salīdzinājumā ar Vāciju)



Avots: autoru aprēķini.

Visaugstākais ekstensitātes pieauguma novērtējums aprēķināts Latvijai, kuras eksporta daudzveidība salīdzinājumā ar Vācijas palielinājusies no 25% 1999. gadā līdz gandrīz 50% 2009. gadā. Pārējo Baltijas valstu, Bulgārijas un Rumānijas attiecīgais rādītājs bija līdzīgs.

2.3. Aizvietojamības elastības empīriskais novērtējums

Kad veikts relatīvās eksporta daudzveidības novērtējums, izmantojama pieprasījuma un piedāvājuma (attiecīgi [9] un [10]) vienādojumu sistēma, lai novērtētu aizvietojamības elastību. Pirmkārt, [9] pieprasījuma vienādojumu pārveido attiecībās pret atsauces valsti k , lai izslēgtu $\phi_{i,t}$, izsakot šādi:

$$\Delta \ln \left(\frac{S_{ij,t}}{S_{ik,t}} \right) - \Delta \ln \left(\frac{N_{ij,t}}{N_{ik,t}} \right) + (\sigma_i - 1) \Delta \ln \left(\frac{P_{ij,t}}{P_{ik,t}} \right) = \tilde{\varepsilon}_{ij,t} \tag{13}$$

$$\tilde{\varepsilon}_{ij,t} = \varepsilon_{ij,t} - \varepsilon_{ik,t}$$

Pēc tam [10] piedāvājuma vienādojumu izsaka tirgus daļu izteiksmē un pārveido šādi (tehnisko skaidrojumu sk. 4. pielikumā):

⁷ Lai gan analizēti ES importa, nevis JV eksporta dati, joprojām iespējams, ka daļa daudzveidības pieauguma skaidrojama ar metodoloģijas pārmaiņām, jo ES imports ietver sevī arī JV importu.

$$(1 - \rho_i) \Delta \ln \left(\frac{p_{ij,t}}{p_{ik,t}} \right) - \frac{\rho_i}{\sigma_i - 1} \left(\Delta \ln \left(\frac{s_{ij,t}}{s_{ik,t}} \right) - \Delta \ln \left(\frac{N_{ij,t}}{N_{ik,t}} \right) \right) = \tilde{\delta}_{ij,t} \quad [14]$$

$$\tilde{\delta}_{ij,t} = \delta_{ij,t} - \delta_{ik,t}$$

$$\delta_{ij,t} = \frac{\xi_{ij,t}}{1 + \omega_i \sigma_i}$$

$$0 \leq \rho_i = \frac{\omega_i (\sigma_i - 1)}{1 + \omega_i \sigma_i} < 1,$$

kur kļūdas $\tilde{\varepsilon}_{ij,t}$ un $\tilde{\delta}_{ij,t}$ ir savstarpēji neatkarīgas.

Veidojas divu mainīgo (viena zīmola relatīvo tirgus daļu un relatīvo cenu pārmaiņu), divu vienādojumu un divu koeficientu sistēma, kas jānovērtē. [13] un [14] vienādojumu sistēmas īpatnība ir eksogēno mainīgo, kas parasti būtu vajadzīgi, lai noteiktu un novērtētu elastības, neesamība.

Saskaņā ar R. K. Fēnstras pieeju (7) jāapsver sistēmas novērtēšana, ja nav datu kopas paneļa rakstura izmantošanas instrumentu. Lai veiktu novērtējumu, divu vienādojumu sistēma jāpārveido vienā vienādojumā, izmantojot E. E. Līmera pieeju (*E. E. Leamer*) (17) un kļūdu $\tilde{\varepsilon}_{ij,t}$ un $\tilde{\delta}_{ij,t}$ neatkarību. To veic, reizinot [13] un [14] vienādojuma abas puses. Pēc šiem pārveidojumiem iegūst:

$$Y_{ij,t} = \theta_{1,i} X_{ij,t} + \theta_{2,i} Z_{ij,t} + u_{ij,t} \quad [15]$$

$$Y_{ij,t} = \left(\Delta \ln \left(\frac{p_{ij,t}}{p_{ik,t}} \right) \right)^2, \quad X_{ij,t} = \left(\Delta \ln \left(\frac{s_{ij,t}}{s_{ik,t}} \right) - \Delta \ln \left(\frac{N_{ij,t}}{N_{ik,t}} \right) \right)^2,$$

$$u_{ij,t} = \frac{\tilde{\varepsilon}_{ij,t} \tilde{\delta}_{ij,t}}{(1 - \rho_i)(\sigma_i - 1)}, \quad Z_{ij,t} = \left(\Delta \ln \left(\frac{s_{ij,t}}{s_{ik,t}} \right) - \Delta \ln \left(\frac{N_{ij,t}}{N_{ik,t}} \right) \right) \left(\Delta \ln \left(\frac{p_{ij,t}}{p_{ik,t}} \right) \right),$$

$$\theta_{1,i} = \frac{\rho_i}{(\sigma_i - 1)^2 (1 - \rho_i)}, \quad \theta_{2,i} = \frac{2\rho_i - 1}{(\sigma_i - 1)(1 - \rho_i)}.$$

Jāņem vērā, ka $\theta_{1,i}$ un $\theta_{2,i}$ novērtējums nav konsekvents, jo relatīvās cenas un relatīvās tirgus daļas korelētas ar kļūdu $u_{ij,t}$, un tāpēc arī $X_{ij,t}$ un $Z_{ij,t}$ korelētas ar kļūdu. Tomēr R. K. Fēnstra (7) piedāvā pārveidojumu, kas ļauj konsekventi novērtēt $\theta_{1,i}$ un $\theta_{2,i}$, izmantojot visu mainīgo vidējos lielumus visos laika posmos t . Tā rezultātā tiek izpildīti šādi asimptotiskie nosacījumi:

$$E(\bar{X}_{ji} \bar{u}_{ji}) = 0, \quad E(\bar{Z}_{ji} \bar{u}_{ji}) = 0,$$

kur mainīgo simbolu augšsvītras norāda uz izlases vidējo lielumu. Šādi nosacījumi un pieņēmums par neatkarīgu vidējo kļūdu liecina, ka novērtētājs sniedz konsekventus $\theta_{1,i}$ un $\theta_{2,i}$ novērtējumus. R. K. Fēnstra (7) arī parāda, ka novērtējumi ir pamatoti, pat pastāvot vienības vērtību rādītāju kļūdām ar nosacījumu, ka vienādojumā iekļauts arī kāds konstants loceklis. Tāpēc šādam vienādojumam izmantota svērto mazāko kvadrātu regresija:

$$\bar{Y}_{ij} = \theta_{0,i} + \theta_{1,i}\bar{X}_{ij} + \theta_{2,i}\bar{Z}_{ij} + \bar{u}_{ij} \quad [16].$$

Kad iegūti [16] vienādojuma koeficientu novērtējumi, var aprēķināt pieprasījuma un piedāvājuma elastības.

Ja $\theta_{1,i} > 0$, ir divu veidu σ_i atrisinājumi – viens lielāks par 1, bet otrs – mazāks par 1. Tā kā attiecībā uz σ_i pastāv zīmes ierobežojumi, uzmanība pievērsta tikai risinājumam, kas ir lielāks par 1:

$$\hat{\sigma}_i = 1 + \left(\frac{2\hat{\rho}_i - 1}{1 - \hat{\rho}_i} \right) \frac{1}{\hat{\theta}_{2,i}};$$

ja $\theta_{2,i} \geq 0$, tad:

$$\hat{\rho}_i = \frac{1}{2} + \left(\frac{1}{4} - \frac{1}{4 + (\hat{\theta}_{2,i}^2 / \hat{\theta}_{1,i})} \right)^{\frac{1}{2}};$$

ja $\theta_{2,i} < 0$, tad:

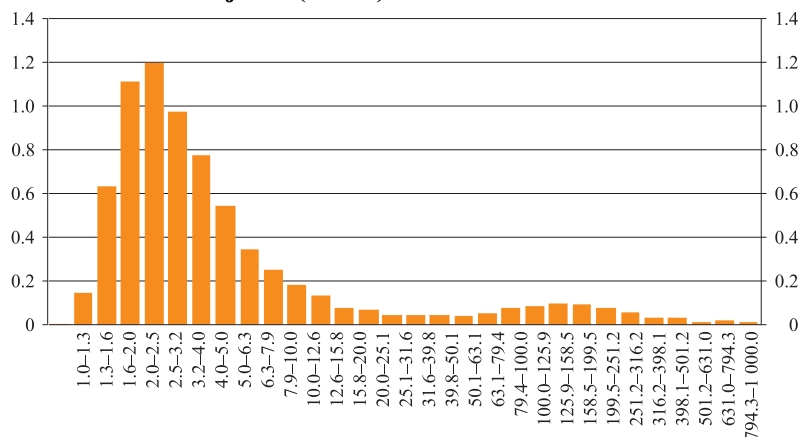
$$\hat{\rho}_i = \frac{1}{2} - \left(\frac{1}{4} - \frac{1}{4 + (\hat{\theta}_{2,i}^2 / \hat{\theta}_{1,i})} \right)^{\frac{1}{2}}.$$

K. Broda un D. E. Veinsteins (4) norādīja, ka ar R. K. Fēnstras metodoloģiju iespējams ģenerēt lielu skaitu elastību, kas ir kompleksi skaitļi, un tāpēc tie ir grūti interpretējami. Viņi rosināja risināt šo problēmu ar režģa izpēti (*grid search*) palīdzību gadījumos, kad $\theta_{1,i} \leq 0$. Ar režģa izpēti palīdzību elastību vērtībām specifiskos diapazonos iespējams atrast atlikuma svērto mazāko kvadrātu minimālo summu. Šajā pētījumā veikta režģa izpēte $\sigma_i \in (\exp(0), \exp(20)]$ vērtībām 200 intervālos un $\rho_i \in [0, 1)$ vērtībām 100 intervālos.

Daudzveidības aizvietojamības elastību novērtēja visām precēm i gadījumos, kad bija pieejami vismaz 15 importētājvalstu dati. Kopumā tika novērtēta 7 278 dažādu preču elastība. 3. attēlā atspoguļots novērtēto elastību sadalījums.

3. attēls

Daudzveidības novērtēto aizvietojamības elastību sadalījums (tūkst.)



Avots: autoru aprēķini.

Preču daudzveidības aizvietojamības elastības mediāna ir 3.58. Tāpēc saskaņā ar P. R. Krugmena modeli, kurā uzņēmuma uzcelojums ir vienāds ar $\sigma_i/(\sigma_i - 1)$, uzcelojuma mediāna ir 38.5%, kas, šķiet, ir ticams rādītājs. Arī 3. attēlā norādīts uz atsevišķu preču aizvietojamības elastības ļoti augstu heterogenitātes līmeni. Dažus tirgus raksturo monopolistiskā konkurence, bet nozīmīgi lielā tirgu daļā valda gandrīz pilnīga konkurence.

Atsevišķu divciparu koda preču kategoriju daudzveidības aizvietojamības elastības analīze liecina, ka, lai gan vērojama nozīmīga aizvietojamības elastības heterogenitāte, to nerada kategoriju savstarpējās atšķirības, jo vairāku svarīgu importa preču kategoriju vidējās elastības ir diezgan līdzīgas (sk. tabulu). Iegūtie rezultāti liecina, ka heterogenitāte galvenokārt rodas no kategoriju iekšējām atšķirībām, t.i., dažādos preču tirgos konkurences līmenis atšķiras pat vienas tirdzniecības kategorijas ietvaros.

Tabula

Atsevišķu HS2 preču kategoriju daudzveidības novērtēto aizvietojamības elastību sadalījums

HS2 preču kategorijas	Novērojumu skaits	Elastības mediāna	Uzcelojuma mediāna (%)
Farmācijas preces	37	5.30	23.3
Plastmasa un tās izstrādājumi	220	3.50	40.0
Gumija un tās izstrādājumi	132	3.20	45.5
Koks un koka izstrādājumi	184	3.67	37.5
Papīrs un kartons	255	3.39	41.8
Tekstila apģērbs un tā piederumi	165	3.39	41.8
Dzelzs un tērauds	349	4.56	28.1
Dzelzs un tērauda izstrādājumi	302	3.16	46.3
Dažādi metāla izstrādājumi	48	3.54	39.4
Mehānismi un mehāniskās ierīces	890	3.73	36.6
Dzelzeļa un tramvaju lokomotīves	18	3.45	40.8

Avots: autoru aprēķini.

2.4. Relatīvās kvalitātes un relatīvo cenu agregācija

Ļoti detalizētu datu izmantošana rada rezultātu interpretēšanas problēmu, jo nav iespējams aprakstīt vairāku tūkstošu dažādu preču rezultātus. Tāpēc nepieciešama datu agregēšana. Lai agregētu relatīvās cenas un relatīvo kvalitāti, izmantots Sato–Vartias (*Sato–Vartia*) indekss (sīkāku informāciju sk. K. Sato (*K. Sato*) (18)):

$$\ln P_{jk,t} = \sum_{i \in I_{jk}} W_{i,t} \ln \frac{P_{ij,t}}{P_{ik,t}} \tag{17}$$

$$\ln Q_{jk,t} = \sum_{i \in I_{jk}} W_{i,t} \ln \frac{Q_{ij,t}}{Q_{ik,t}} \tag{18}$$

$$S_{ij,t} = \frac{N_{ij,t} P_{ij,t} x_{ij,t}}{\sum_{i \in I_{jk}} N_{ij,t} P_{ij,t} x_{ij,t}}$$

$$W_{i,t} = \frac{\left(\frac{S_{ij,t} - S_{ik,t}}{\ln S_{ij,t} - \ln S_{ik,t}} \right)}{\sum_{i \in I_{jk}} \left(\frac{S_{ij,t} - S_{ik,t}}{\ln S_{ij,t} - \ln S_{ik,t}} \right)},$$

kur $P_{jk,t}$ ir valsts j un valsts k agregētās relatīvās eksporta cenas periodā t , $Q_{jk,t}$ ir agregētā relatīvā kvalitāte, $S_{ij,t}$ apzīmē izmaksu daļas, bet $W_{i,t}$ ir Sato–Vartias indeksa svāri. Visbeidzot, I_{jk} apzīmē preču kopu, ko eksportē gan valsts j , gan valsts k .

[17] un [18] vienādojumu var izmantot, lai atspoguļotu relatīvo cenu vai kvalitāti kādā noteiktā laika periodā, bet, tā kā netiek ņemtas vērā valsts eksporta strukturālās pārmaiņas, tās nevar izmantot dinamikas analizē. Tāpēc relatīvo cenu pārmaiņu aprēķinā jāizmanto cits Sato–Vartias indekss:

$$\ln \pi_{jk,t} = \sum_{i \in I_{jk}} w_{ij,t} \Delta \ln p_{ij,t} - \sum_{i \in I_{jk}} w_{ik,t} \Delta \ln p_{ik,t} \quad [19]$$

$$w_{ij,t} = \frac{\left(\frac{S_{ij,t} - S_{ij,t-1}}{\ln S_{ij,t} - \ln S_{ij,t-1}} \right)}{\sum_{i \in I_{jk}} \left(\frac{S_{ij,t} - S_{ij,t-1}}{\ln S_{ij,t} - \ln S_{ij,t-1}} \right)},$$

kur $\pi_{jk,t}$ apzīmē relatīvo agregēto cenu pārmaiņas, bet $w_{ij,t}$ ir svāri.

Tā kā nav datu vai aplēšu par valsts j un valsts k eksporta absolūto kvalitāti, rodas problēma relatīvās kvalitātes pārmaiņu aprēķināšanā. Pētījumā šāda problēma risināta, pieņemot, ka etalonvalsts ($Q_{ik,t}$) eksporta kvalitāte vienmēr ir nemainīga, un agregētās relatīvās kvalitātes pārmaiņas aprēķinot šādi:

$$\ln q_{jk,t} = \sum_{i \in I_{jk}} w_{ij,t} \Delta \ln \frac{Q_{ij,t}}{Q_{ik,t}} \quad [20],$$

kur $q_{jk,t}$ apzīmē relatīvo agregēto kvalitāti.

3. REZULTĀTI

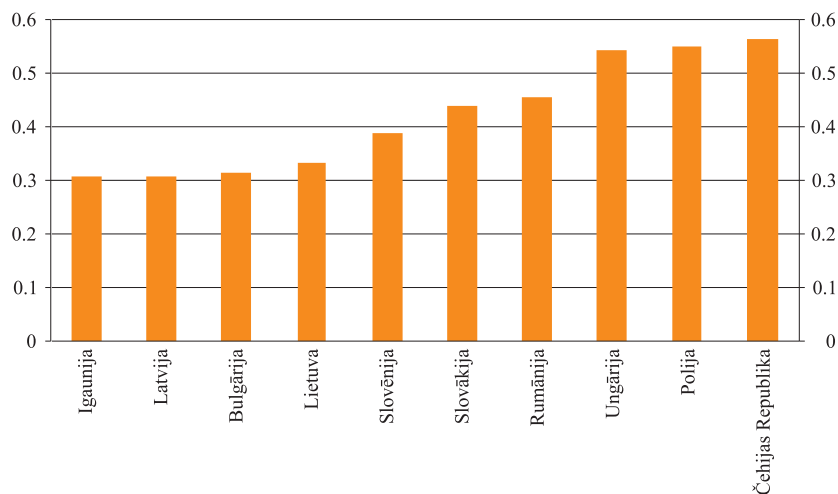
Tā kā ir zināmas relatīvās tirgus daļas, vienības vērtību indeksi, relatīvās daudzveidības aizvietotājs un novērtētas daudzveidības aizvietojamības elastības, pieejami visi [6] vienādojuma komponenti un iespējams novērtēt JV eksporta relatīvo kvalitāti.

3.1. JV eksporta relatīvās kvalitātes līmeņi

Vispirms jāanalizē relatīvās kvalitātes līmeņi, kas iegūti, apkopojot atsevišķu preču relatīvo kvalitāti, izmantojot [18] vienādojumu. 4. attēlā sniegti JV 2009. gada eksporta uz ES kopapjoma rezultāti.

4. attēls

JV eksporta uz ES kopapjoma relatīvā kvalitāte 2009. gadā (salīdzinājumā ar Vāciju)



Avots: autoru aprēķini.

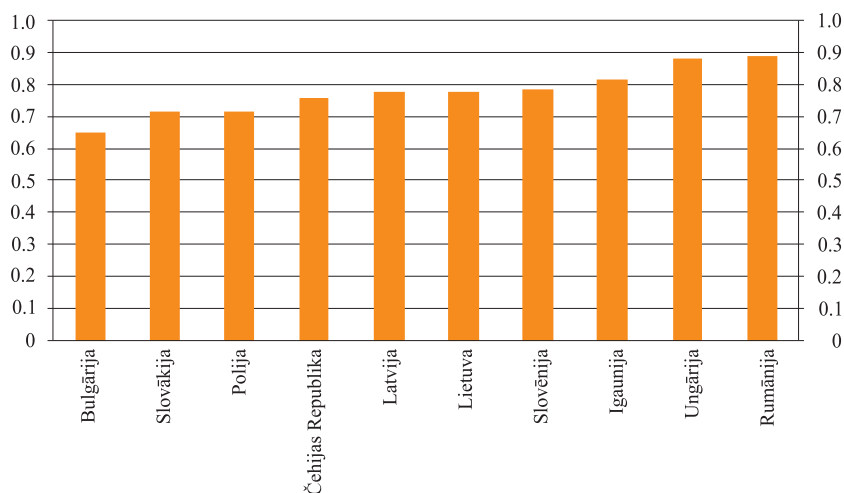
Rezultāti ļauj izteikt divus secinājumus. Pirmkārt, saskaņā ar pētījumā veiktajiem aprēķiniem salīdzinājumā ar Vācijas JV eksporta kvalitāte 2009. gadā bija zemāka: relatīvās kvalitātes rādītājs bija aptuveni 0.30–0.55 diapazonā. Otrkārt, JV eksporta kopapjoma kvalitāte ir atšķirīga. Baltijas valstis un Bulgārija atrodas šā diapazona apakšā (relatīvā kvalitāte ir aptuveni 30% no Vācijas kvalitātes), bet augstākā eksporta kvalitāte (aptuveni 55% no Vācijas kvalitātes) bija Ungārijai, Polijai un Čehijas Republikai.

Lai gan šie rezultāti ir diezgan informatīvi, lietderīgāk aplūkot svarīgāko eksporta sektoru relatīvo kvalitāti (sk. 5. pielikumu). Abi minētie secinājumi joprojām ir spēkā. Salīdzinājumā ar Vācijas eksporta kvalitāte ir samērā zema gandrīz visās aplūkotajās rūpniecības nozarēs. Valstu izkārtojums kopumā ir nemainīgs. Taču eksporta kvalitāte nav vienveidīga vienas valsts dažādās rūpniecības nozarēs, un nozaru izkārtojums var būtiski atšķirties. Piemēram, Baltijas valstu eksportā augstāka kvalitāte ir koka, dzelzs un tērauda izstrādājumiem, Bulgārijas, Polijas un Rumānijas eksportā viskvalitatīvākie ir apģērbi un dzelzceļa transporta iekārtas, bet Čehijas Republikas eksportā visaugstākā kvalitāte ir dažādiem metāla izstrādājumiem.

Interesanti salīdzināt 4. attēlā atspoguļotos rezultātus ar iespējamiem aprēķinu rezultātiem, ja relatīvās kvalitātes vietā būtu izmantotas relatīvās eksporta cenas vai vienības vērtības. Aprēķinus par JV eksporta uz ES kopapjoma relatīvo cenu veic, izmantojot [17] vienādojumu, un to rezultāti sniegti 5. attēlā.

5. attēls

JV eksporta uz ES kopapjoma relatīvā cena (salīdzinājumā ar Vāciju)



Avots: autoru aprēķini.

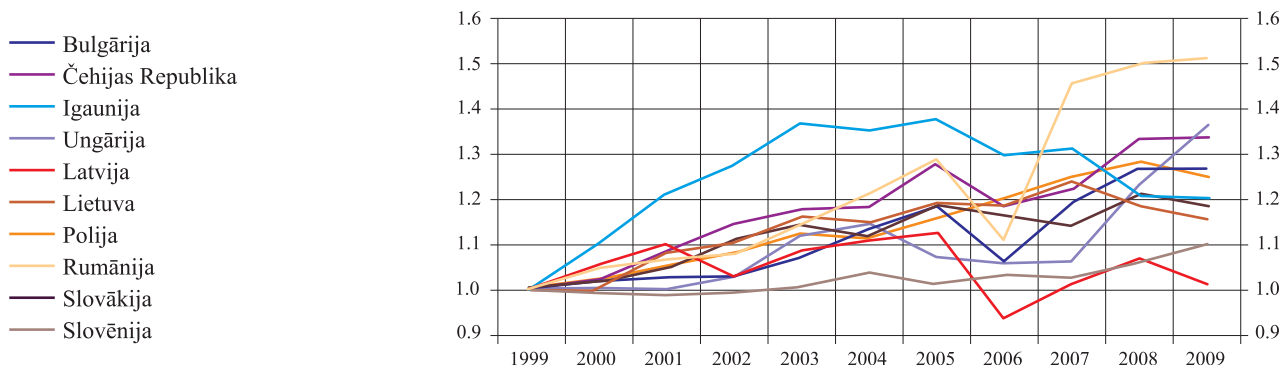
Visu JV relatīvās cenas ir augstākas nekā relatīvā kvalitāte (lai gan 5. attēls rāda, ka JV eksporta cenas joprojām ir zemākas nekā Vācijas eksporta cenas). Turklāt relatīvo cenu atšķirība nav tik būtiska, un valstu izkārtojums ir citāds: viszemākās eksporta cenas ir Bulgārijai, Slovākijai un Polijai, bet visaugstākās eksporta cenas – Ungārijai un Rumānijai.

[5] vienādojums skaidri rāda, ka salīdzinājumā ar Vācijas eksportētā zīmola tirgus daļu viena JV eksportētā zīmola tirgus daļa ir mazāka. Jo lielāka relatīvās kvalitātes un relatīvās cenas starpība, jo lielāka tirgus daļu atšķirība, un vienlaikus tā pieaug daudzveidības aizvietojamības elastībā.

3.2. JV eksporta relatīvās kvalitātes pārmaiņas

3.1. sadaļā sniegta noderīga informācija par relatīvo kvalitāti noteiktā gadā, bet turpmāk aplūkota relatīvās kvalitātes dinamika. JV eksporta kopapjoma pēdējo 10 gadu relatīvās kvalitātes pārmaiņas aprēķinātas, izmantojot [20] vienādojumu, un atspoguļotas 6. attēlā.

6. attēls

**JV eksporta uz ES kopapjoma relatīvās kvalitātes dinamika (1999–2009)
(salīdzinājumā ar Vāciju; 1999. gads = 1)**

Avots: autoru aprēķini.

Lai gan kvalitāte ir strukturāls faktors, kam nevajadzētu svārstīties, 6. attēlā redzams, ka ar pētījumā izmantoto metodoloģiju nebija iespējams no novērtējuma izslēgt dažu gadu krasās kvalitātes pārmaiņas (piemēram, Latvijā, Bulgārijā un Rumānijā 2006. gadā, Rumānijā un Bulgārijā 2007. gadā un Ungārijā 2008. un 2009. gadā). Iespējams, tas noticis ļoti atšķirīgu vērtību, klasifikācijas pārmaiņu, statistisku kļūdu un citas līdzīgas ietekmes dēļ, tāpēc rezultāti interpretējami piesardzīgi.

Pētījumā kopumā secināts, ka 10 gados visas JV spējušas uzlabot eksporta preču vidējo kvalitāti, lai gan, kā norādīts 3.1. sadaļā, vērojamas valstu atšķirības. Lielākais kopējais kvalitātes kāpums (50%) bijis Rumānijā, nedaudz atpaliekot uzlabojumiem Ungārijā un Čehijas Republikā (35%). Sliktākie rādītāji šajā ziņā bija Latvijai (gandrīz bez pārmaiņām 10 gados, ko tomēr lielākoties noteica 2006. gada rezultāti) un Slovēnijai (10%). Jāatzīmē, ka samērā nelielo Baltijas valstu eksporta kvalitātes uzlabojumu noteica aplūkotā perioda otrajā pusē.

Interesanti salīdzināt relatīvās kvalitātes un relatīvās cenas dinamiku un aprēķināt, kā mainās atbilstoši kvalitātei koriģētas cenas jeb t.s. tīrās cenas (H. K. Hallaka un P. K. Šota apzīmējums (12)). Kvalitāte galvenokārt ir preces strukturāla pazīme, tāpēc būtu gaidāms, ka relatīvā kvalitāte būs mazāk svārstīga nekā relatīvās cenas indekss.

6. pielikums rāda, ka tā tiešām arī ir – relatīvā kvalitāte ir daudz stabilāka nekā relatīvās cenas, liecinot, ka pētījumā izstrādātais relatīvās kvalitātes mērs labāk atspoguļo kvalitāti nekā relatīvās eksporta cenas. To, ka relatīvā kvalitāte ir mazāk svārstīga, apliecina Slovēnijas un Latvijas rezultāti. Turklāt šā relatīvās kvalitātes mēra priekšrocība kļūst vēl uzskatāmāka, analizējot pārmaiņas 2009. gadā. Čehijas Republikā un Polijā vērojams būtisks relatīvo eksporta cenu sarukums nominālā valūtas kursa krituma dēļ, kas tomēr netika atspoguļots relatīvajā kvalitātē. Kvalitāte saglabājās samērā nemainīga arī ekonomiskās krīzes apstākļos. Tas liecina, ka izvēlētais kvalitātes rādītājs neietver ražošanas relatīvo izmaksu pārmaiņas un atspoguļo strukturālos faktoros.

SECINĀJUMI

Pētījumā novērtēta JV eksporta daudzveidība un kvalitāte 1999.–2009. gadā. Tika izmantota R. K. Fēnstras (7) izstrādātā metodoloģija, kuru tālāk attīstīja D. Humelss un P. Dž. Klenovs (13), kā arī K. Broda un D. E. Veinsteins (4) un kurā ņemtas vērā ne tikai vienības vērtības, bet arī tirgus daļas un aizvietojamības elastības.

Nenovērojamās relatīvās daudzveidības aizvietotājs tika iegūts, pieņemot, ka katra divciparu koda sektora zīmolu skaits pakļauts Puasona sadalījumam. Saskaņā ar pētījumā veiktajiem aprēķiniem mazākais zīmolu skaits no visām JV (45–50% no Vācijas zīmolu skaita) ir Slovēnijai, Bulgārijai, Rumānijai un Baltijas valstīm, bet Polijas un Čehijas Republikas eksporta daudzveidība ir vislielākā (aptuveni 75%). Visas JV būtiski palielinājušas uz ES tirgu eksportēto preču zīmolu vidējo skaitu, turklāt visstraujākais pieauguma temps bijis 2004. gadā, kad vairākums pētījumā analizēto JV pievienojās ES. Tas liecina, ka integrācijas process ES tirgū noris ne tikai intensīvi, bet arī ekstensīvi.

Aprēķināts, ka ES importa preču daudzveidības aizvietojamības elastības mediāna ir 3.58 un attiecīgi uzcenojuma mediāna – 38.5%. Atsevišķu preču grupās aizvietojamības elastība ir ļoti heterogēna. Elastības analīze dažādos sektoros rāda, ka heterogenitāti galvenokārt nosaka kategorijas iekšējās atšķirības. Tas nozīmē, ka dažādos preču tirgos konkurences līmenis atšķiras pat vienas tirdzniecības kategorijas ietvaros.

Aprēķini liecina, ka salīdzinājumā ar Vācijas eksportu JV eksporta produkcijas kvalitāte 2009. gadā bija zemāka. Baltijas valstis un Bulgārija atrodas šā diapazona apakšā (relatīvā kvalitāte ir aptuveni 30% no Vācijas kvalitātes), bet augstākā eksporta kvalitāte (aptuveni 55% no Vācijas kvalitātes) bija Ungārijai, Polijai un Čehijas Republikai. Eksporta kvalitāte nav homogēna arī vienas valsts dažādās rūpniecības nozarēs. Visās JV relatīvās cenas ir augstākas nekā relatīvā kvalitāte. Tas nozīmē, ka viena JV eksportētā zīmola tirgus daļa ES kopējā tirgū ir mazāka nekā viena Vācijas zīmola tirgus daļa.

Pētījumā kopumā noteikts, ka aplūkotajos 10 gados visas JV spējušas uzlabot vidējo eksporta preču kvalitāti, lai gan vērojamas valstu atšķirības. Lielākais kopējais kvalitātes kāpums (50%) novērots Rumānijai, bet Ungārijas un Čehijas Republikas eksporta preču kvalitāte uzlabojusies par 35%. Sliktākie rādītāji šajā ziņā ir Latvijai (gandrīz bez pārmaiņām 10 gados, ko tomēr lielā mērā noteica ļoti atšķirīgie 2006. gada rezultāti) un Slovēnijai (10%). Jāatzīmē, ka samērā nelielo Baltijas valstu eksporta kvalitātes uzlabojumu noteica kritums aplūkotā perioda otrajā pusē.

Visbeidzot, relatīvā kvalitāte ir daudz stabilāka nekā relatīvās cenas, liecinot, ka pētījumā izstrādātais relatīvās kvalitātes mērs ir labāks nekā tradicionāli izmantotais aizvietotājs – relatīvās eksporta cenas –, jo tas neietver ražošanas relatīvās izmaksas un atspoguļo strukturālos faktorus.

PIELIKUMI

1. pielikums

Importa pieprasījuma vienādojuma atvasinājums

Minimālās izmaksas vienas pakalpojumu vienības iegūšanai no preces i importa definētas kā kopējie izdevumi par precī i (apzīmē ar Y_i), kas dalīti ar preces i patēriņa papildu derīgumu. Izmantojot [4] vienādojumu, x_{ij} var aizvietot un iegūt minimālo izmaksu izteiksmi:

$$P_i = \frac{Y_i}{M_i} = \frac{\sum_{j=1}^J N_{ij} p_{ij} x_{ij}}{\left(\sum_{j=1}^J Q_{ij} N_{ij} x_{ij}^{\frac{\sigma_i-1}{\sigma_i}} \right)^{\frac{\sigma_i}{\sigma_i-1}}} = \frac{\sum_{j=1}^J N_{ij} p_{ij}^{1-\sigma_i} Q_{ij}^{\sigma_i}}{\left(\sum_{j=1}^J N_{ij} p_{ij}^{1-\sigma_i} Q_{ij}^{\sigma_i} \right)^{\frac{\sigma_i}{\sigma_i-1}}} = \left(\sum_{j=1}^J N_{ij} p_{ij}^{1-\sigma_i} Q_{ij}^{\sigma_i} \right)^{\frac{1}{1-\sigma_i}} \quad [\text{P1.1.}].$$

Ņemot vērā valsts j tirgus daļu preces i eksporta kopapjomā un izmantojot [4] un [P1.1.] vienādojumu, iegūst pieprasījuma funkciju tirgus daļu izteiksmē:

$$s_{ij,t} = \frac{x_{ij,t} p_{ij,t} N_{ij,t}}{\sum_{j=1}^J x_{ij,t} p_{ij,t} N_{ij,t}} = \frac{N_{ij,t} p_{ij,t}^{1-\sigma_i} Q_{ij,t}^{\sigma_i}}{\sum_{j=1}^J N_{ij,t} p_{ij,t}^{1-\sigma_i} Q_{ij,t}^{\sigma_i}} = \frac{p_{ij,t}^{1-\sigma_i}}{P_{i,t}^{1-\sigma_i}} N_{ij,t} Q_{ij,t}^{\sigma_i} \quad [\text{P1.2.}],$$

kas pēc pārveidošanas logaritma veidā ir [7] vienādojums.

2. pielikums

Puasona daudzveidības sadalījums

Tiek pieņemts, ka preču zīmolu skaits divciparu koda sektorā pakļauts Puasona sadalījumam:

$$f(n_s) = \frac{\mu_s^{n_s} e^{-\mu_s}}{n_s!} \quad [P2.1.],$$

kur n_s ir astoņciparu koda preču zīmolu skaits divciparu koda sektorā s , μ_s ir pozitīvs reāls skaitlis, kas vienāds ar gaidāmo astoņciparu koda preces zīmolu skaitu divciparu koda sektorā s .

Tiek izdarīts novērojums par $f(0)$, kas ir to preču, kuras valsts neeksportē, attiecība pret kopējo preču skaitu divciparu koda sektorā. Tā kā:

$$f(0) = \frac{\mu_s^0 e^{-\mu_s}}{0!} = e^{-\mu_s},$$

tad:

$$\mu_s = -\ln(f(0)) \quad [11],$$

kas ir divciparu koda sektora s eksportēto zīmolu vidējais skaits.

[11] vienādojumā aprēķināts sektora vidējo zīmolu skaits, tomēr šo formulu var uzlabot relatīvās kvalitātes novērtējumam [6] vienādojumā un pielīdzināt $N_{ij,t}$ nullei, ja precī neeksportē, kā arī noteikt zīmolu vidējo skaitu, ja precī eksportē. Zīmolu vidējo skaitu aprēķina kā svērto vidējo lielumu no strikti pozitīva zīmolu daudzuma:

$$\sum_{n_s=1}^{\infty} \frac{f(n_s)}{1-f(0)} n_s = \frac{1}{1-f(0)} \sum_{n_s=1}^{\infty} f(n_s) n_s = \frac{1}{1-f(0)} \sum_{n_s=0}^{\infty} f(n_s) n_s = \frac{\mu_s}{1-f(0)},$$

tāpēc:

$$N_{ij,t} = \begin{cases} 0 & \text{if } I_{ijs,t} = 0 \\ \frac{\mu_s}{1-f(0)} & \text{if } I_{ijs,t} = 1 \end{cases} \quad [12],$$

kur $I_{ijs,t}$ ir binārais mainīgais, kas ir vienāds ar 1, ja valsts j eksportē precī i no sektora s , bet citādi tas ir 0.

3. pielikums

Atsevišķu HS2 preču kategoriju JV eksporta uz ES relatīvā daudzveidība 2009. gadā (salīdzinājumā ar Vāciju)

HS2 preču kategorija	Bulgārija	Čehijas Republika	Igaunija	Ungārija	Latvija	Lietuva	Polija	Rumānija	Slovākija	Slovēnija
Farmācijas preces	0.456	0.813	0.440	0.699	0.507	0.507	0.699	0.409	0.627	0.424
Plastmasa un tās izstrādājumi	0.504	0.800	0.563	0.765	0.535	0.613	0.779	0.645	0.714	0.634
Gumija un tās izstrādājumi	0.702	0.911	0.702	0.882	0.690	0.690	0.911	0.855	0.868	0.750
Koks un koka izstrādājumi	0.484	0.728	0.612	0.714	0.612	0.655	0.812	0.694	0.662	0.668
Papīrs un kartons	0.639	0.941	0.728	0.822	0.707	0.728	0.884	0.721	0.830	0.714
Tekstila apģērbs un tā piederumi	0.789	0.934	0.746	0.849	0.812	0.756	0.934	0.812	0.890	0.688
Dzelzs un tērauds	0.450	0.907	0.406	0.746	0.489	0.489	0.878	0.492	0.802	0.692
Dzelzs un tērauda izstrādājumi	0.694	0.954	0.728	0.886	0.723	0.738	0.922	0.795	0.874	0.694
Dažādi metāla izstrādājumi	0.884	0.921	0.884	0.884	0.921	0.848	0.921	0.884	0.921	0.884
Mehānismi un mehāniskās ierīces	0.539	0.869	0.510	0.747	0.554	0.543	0.815	0.623	0.727	0.573
Dzelzceļa un tramvaja lokomotīves	0.711	0.928	0.754	0.889	0.780	0.783	0.909	0.752	0.853	0.750

Avots: autoru aprēķini.

4. pielikums

[14] vienādojuma atvasinājums

Valsts j importa piedāvājuma līkne izteikta pirmajās diferencēs:

$$\Delta \ln p_{ij,t} = \omega_i \Delta \ln x_{ij,t} + \xi_{ij,t}, \quad \omega_i \geq 0 \quad [10],$$

kur ω_i ir preces i inversā piedāvājuma elastība ar pieņēmumu, ka tā vienāda visām ražotājvalstīm, bet $\xi_{ij,t}$ ir gadījuma kļūda.

Izmantojot tirgus daļu definīciju:

$$s_{ij,t} = \frac{x_{ij,t} p_{ij,t} N_{ij,t}}{\sum_{j=1}^J x_{ij,t} p_{ij,t} N_{ij,t}} = \frac{x_{ij,t} p_{ij,t} N_{ij,t}}{Y_t},$$

[10] vienādojumu var pārveidot šādi:

$$\Delta \ln p_{ij,t} = \omega_i \Delta \ln s_{ij,t} + \omega_i \Delta \ln Y_t - \omega_i \Delta \ln p_{ij,t} - \omega_i \Delta \ln N_{ij,t} + \xi_{ij,t}.$$

Izmantojot [9] vienādojumu, iegūst:

$$\Delta \ln p_{ij,t} = \frac{\omega_i \phi_{i,t}}{1 + \omega_i \sigma_i} + \frac{\omega_i}{1 + \omega_i \sigma_i} Y_t + \frac{\omega_i}{1 + \omega_i \sigma_i} \varepsilon_{ij,t} + \frac{\xi_{ij,t}}{1 + \omega_i \sigma_i} \quad [P4.1.],$$

un, tajā nomainot $\varepsilon_{ij,t}$, iegūst:

$$\begin{aligned} \left(1 - \frac{\omega_i(\sigma_i - 1)}{1 + \omega_i \sigma_i}\right) \Delta \ln(p_{ij,t}) &= \frac{\omega_i(\sigma_i - 1)}{(1 + \omega_i \sigma_i)(\sigma_i - 1)} (\Delta \ln(s_{ij,t}) - \Delta \ln(N_{ij,t})) + \\ &+ \frac{\omega_i(\sigma_i - 1)}{(1 + \omega_i \sigma_i)(\sigma_i - 1)} Y_t + \frac{\xi_{ij,t}}{1 + \omega_i \sigma_i} \end{aligned} \quad [P4.2.],$$

kuru pēc attiecināšanas pret atsauces valsti k var pārveidot [14] vienādojumā.

5. pielikums

Atsevišķu HS2 preču kategoriju JV eksporta uz ES relatīvā kvalitāte 2009. gadā (salīdzinājumā ar Vāciju)

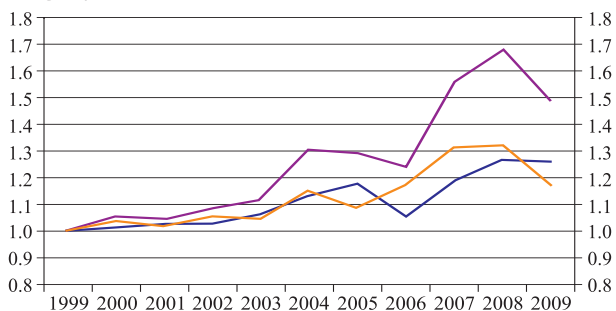
HS2 preču kategorija	Bulgārija	Čehijas Republika	Igaunija	Ungārija	Latvija	Lietuva	Polija	Rumānija	Slovākija	Slovēnija
Farmācijas preces	0.058	0.185	0.072	0.385	0.151	0.221	0.254	0.280	0.113	0.336
Plastmasa un tās izstrādājumi	0.223	0.505	0.222	0.439	0.216	0.302	0.476	0.295	0.379	0.277
Gumija un tās izstrādājumi	0.223	0.650	0.325	0.624	0.289	0.326	0.569	0.495	0.472	0.377
Koks un koka izstrādājumi	0.282	0.551	0.549	0.514	0.506	0.418	0.669	0.517	0.517	0.567
Papīrs un kartons	0.177	0.555	0.213	0.471	0.215	0.253	0.601	0.256	0.488	0.384
Tekstila apģērbs un tā piederumi	0.584	0.718	0.377	0.598	0.315	0.376	0.671	0.928	0.392	0.395
Dzelzs un tērauds	0.428	0.652	0.462	0.555	0.451	0.432	0.616	0.492	0.640	0.543
Dzelzs un tērauda izstrādājumi	0.252	0.630	0.315	0.456	0.270	0.234	0.581	0.398	0.463	0.363
Dažādi metāla izstrādājumi	0.400	0.725	0.276	0.626	0.265	0.307	0.651	0.331	0.468	0.465
Mehānismi un mehāniskās ierīces	0.230	0.567	0.184	0.498	0.190	0.183	0.453	0.293	0.347	0.262
Dzelzceļa un tramvaja lokomotīves	0.496	0.712	0.420	1.097	0.149	0.509	0.701	0.568	0.534	0.517

Avots: autoru aprēķini.

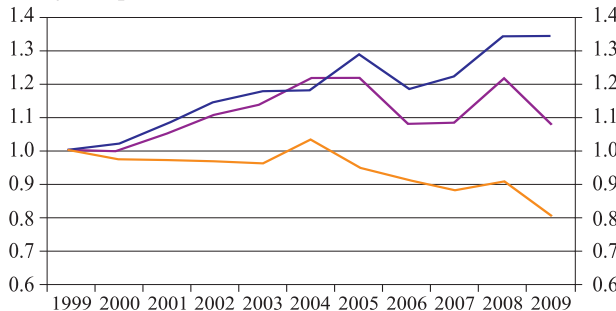
6. pielikums

JV eksporta uz ES kopapjoma relatīvās kvalitātes, relatīvo cenu un atbilstoši kvalitātei koriģētu cenu dinamika 1999.–2009. gadā salīdzinājumā ar Vāciju (1999. gads = 1)

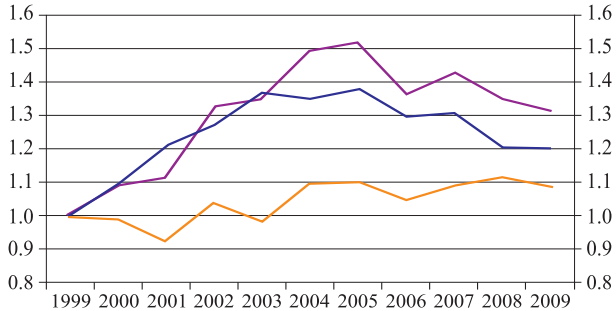
Bulgārija



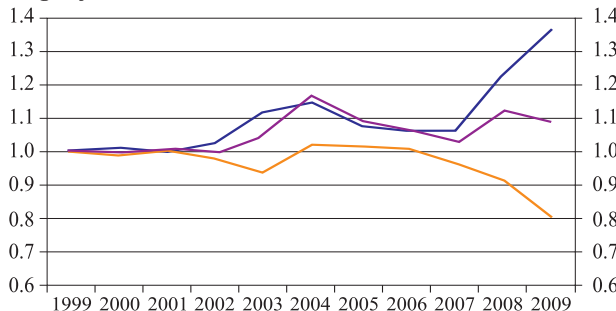
Čehijas Republika



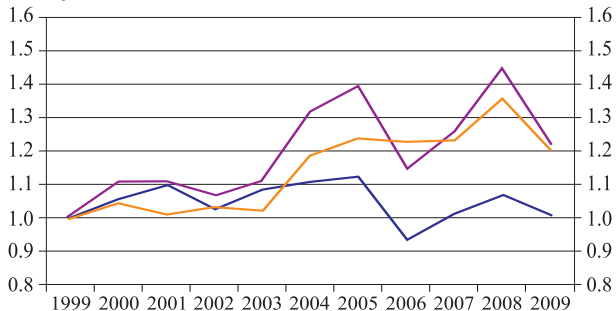
Igaunija



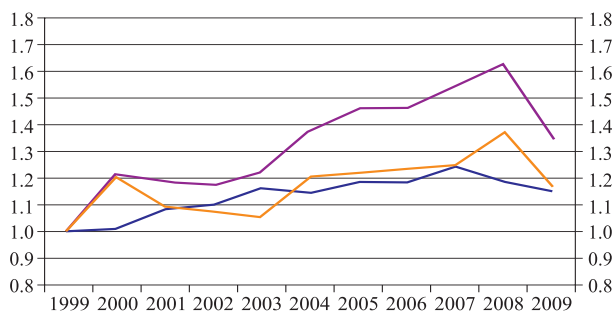
Ungārija



Latvija



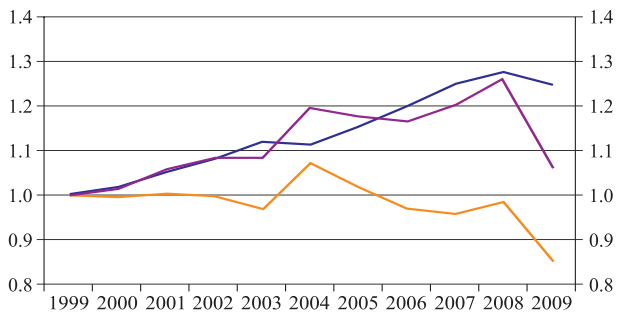
Lietuva



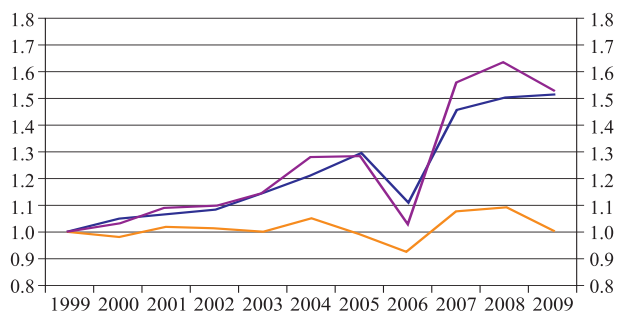
— Kvalitāte
 — Cenas
 — Atbilstoši kvalitātei koriģētas cenas

Avots: autoru aprēķini.

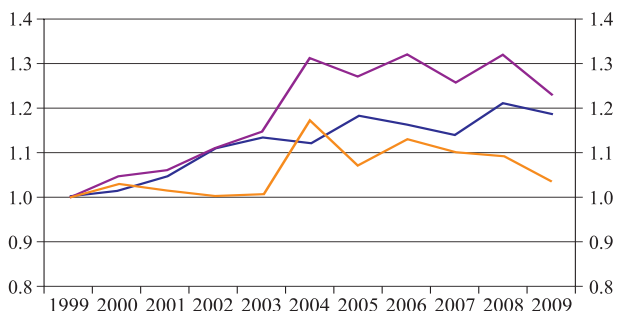
Polija



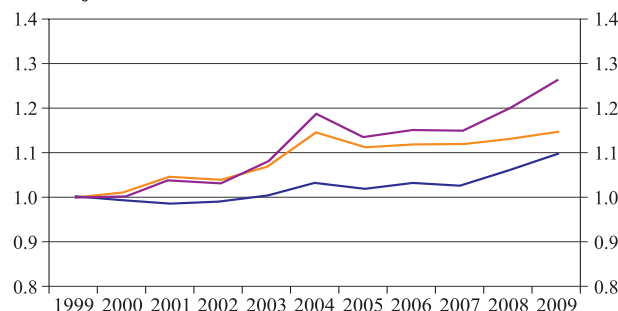
Rumānija



Slovākija



Slovēnija



- Kvalitāte
- Cenas
- Atbilstoši kvalitātei koriģētas cenas

Avots: autoru aprēķini.

LITERATŪRA

1. AMITI, Mary, KHANDELWAL, Amit K. *Import Competition and Quality Upgrading*. NBER Working Paper Series, No. 15503, November 2009.
2. ARMINGTON, Paul S. A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production. *International Monetary Fund Staff Papers*, vol. 16, No. 1, March 1969, pp. 159–178.
3. BLONIGEN, Bruce A., SODERBERY, Anson. *Measuring the Benefits of Product Variety with an Accurate Variety Set*. NBER Working Paper Series, No. 14956, May 2009.
4. BRODA, Christian, WEINSTEIN, David E. Globalization and the Gains from Variety. *Quarterly Journal of Economics*, vol. 121, No. 2, May 2006, pp. 541–585.
5. DENNIS, Allen, SHEPHERD, Ben. *Trade Costs, Barriers to Entry, and Export Diversification in Developing Countries*. World Bank Policy Research Working Paper, No. 4368, September 2007.
6. DIXIT, Avinash K., STIGLITZ, Joseph E. Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity. *American Economic Review*, vol. 67, No. 3, June 1977, pp. 297–308.
7. FEENSTRA, Robert C. New Product Varieties and the Measurement of International Prices. *American Economic Review*, vol. 84, No. 1, March 1994, pp. 157–177.
8. FEENSTRA, Robert C., KEE, Hiau Looi. *Export Variety and Country Productivity*. NBER Working Paper Series, No. 10830, October 2004a.
9. FEENSTRA, Robert C., KEE, Hiau Looi. On the Measurement of Product Variety in Trade. *American Economic Review*, vol. 94, No. 2, May 2004b, pp. 145–149.
10. FLAM, Harry, HELPMAN, Elhanan. Vertical Product Differentiation and North-South Trade. *American Economic Review*, vol. 77, No. 5, December 1987, pp. 810–822.
11. FUNKE, Michael, RUHWEDEL, Ralf. *Export Variety and Economic Growth in East European Transition Economies*. BOFIT Discussion Papers, No. 8, 2003.
12. HALLAK, Juan Carlos, SCHOTT, Peter K. *Estimating Cross-Country Differences in Product Quality*. NBER Working Paper Series, No. 13807, February 2008.
13. HUMMELS, David, KLENOW, Peter J. The Variety and Quality of a Nation's Exports. *American Economic Review*, vol. 95, No. 3, June 2005, pp. 704–723.
14. KRUGMAN, Paul R. Increasing Returns, Monopolistic Competition, and International Trade. *Journal of International Economics*, vol. 9, No. 4, November 1979, pp. 469–479.
15. KRUGMAN, Paul R. Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade. *American Economic Review*, vol. 70, No. 5, December 1980, pp. 950–959.

16. KRUGMAN, Paul R. Intraindustry Specialization and the Gains from Trade. *Journal of Political Economy*, vol. 89, No. 5, October 1981, pp. 959–973.
17. LEAMER, Edward E. Is it a Demand Curve, or is it a Supply Curve? Partial Identification through Inequality Constraints. *Review of Economics and Statistics*, vol. 63, No. 3, August 1981, pp. 319–327.
18. SATO, Kazuo. The Ideal Log-Change Index Number. *Review of Economics and Statistics*, vol. 58, No. 2, May 1976, pp. 223–228.