

Vartojimo išlaidų statistinio tyrimo kryptys ir metodologija

Ona Molienė

Docentė socialinių mokslų daktarė
Vilniaus universiteto Statistikos katedra
Saulėtekio al. 9, 2040 Vilnius
Tel.: (370 2) 36 61 43

Straipsnyje aptariamos galimos vartojimo išlaidų statistinio tyrimo kryptys ir metodologija; pagal NŪBT 1997–1999 metų rezultatus pateikiamos tiriamųjų pasiskirstymo pagal vartojimo išlaidų lygį padėties charakteristikos ir atitinkami koncentracijos ir diferenciacijos rodikliai; naudojant antrinį grupavimą atlikta vidutinio vartojimo išlaidų lygio dinamikos analizė indeksų metodu, nustatytos vartojimo išlaidų lygio dinamikos eilutės komponentės ir atlikta taškinė prognozė; įvertintas vartojimo išlaidų lygio ir išlaidų maistui dalies sąsajos stiprumas dinamikos eilutėse.

Vertinant gyvenimo lygį mikrolygiu, paprastai analizuojamos namų ūkių pajamos ir vartojimo išlaidos. Jų lygis, struktūra ir kitimo tendencijos – tai objektyvūs kiekybiniai gyvenimo sąlygų rodikliai, apibūdinantys visuomenės socialinį susiskaidymą ir jo pokyčius. Todėl be šių rodiklių neapsieinama ir vertinant žmogaus socialinę raidą kaip ekonominės ir socialinės politikos rezultata.

Pagrindinis duomenų apie įvairius gyvenimo lygio aspektus šaltinis yra atsitiktinių imčių metodu nuolat atliekamas namų ūkių biudžetų tyrimas (NŪBT). Toks tyrimas Lietuvoje nuo 1996 m. sausio 1 d. atliekamas pagal naują metodiką, kuri, be kitko, pakeitė ir gaunamos informacijos apie pajamas ir vartojimą analizės akcentus. Ekspertų nuomone, NŪBT duomenys apie vartojimą yra patikimesni negu apie pajamas, todėl pastaraisiais metais analizės objektu yra vartojimo išlaidų lygio dinamika ir dife-

renciacija. Prie vartojimo išlaidų priskiriamos visos piniginės ir natūrinės išlaidos, skirtos namų ūkių vartojimo poreikiams tenkinti, t. y. išlaidos maistui, drabužiams ir avalynei, būstui, sveikatos priežiūrai, kultūros ir poilsio reikmėms. Šių išlaidų sudėtis ir struktūra pateikiama ketvirčiais pagal patvirtintą 13 pozicijų klasifikaciją, kuri leidžia, visų pirma, spręsti apie išlaidų maistui dalies ir visų kitų išlaidų lyginamųjų dalių svyravimus įvairiose namų ūkių grupėse atsižvelgiant į namų ūkio galvos socialinę ir ekonominę grupę, amžių, išsimokslinimą, gyvenamąją vietą, namų ūkio tipą, jo dydį ir sudėtį. Tiriant visuomenės susisluoksniavimą, ypač svarbu žinoti vartojimo išlaidų lygio ir struktūros skirtumus decilinėse grupėse (žr. I lentelę).

Pastarųjų metų NŪBT rezultatai rodo, kad Lietuvoje vidutinis mėnesinis vartojimo išlaidų lygis 10-oje decilinėje grupėje net 8 kartus didesnis negu 1-oje decilinėje grupėje. Šiai

1 lentelė. Šalies namų ūkių vidutinės vartojimo išlaidos vienam namų ūkio nariui per mėnesį 1997–1999 metais * (Lt)

Metai	Decilinės tiriamųjų grupės										Visi tiriamieji
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	
1997	118,3	176,9	219,2	257,3	295,7	340,1	391,4	458,5	564,1	1004,6	382,6
1998	135,3	199,5	247,6	292,5	335,2	380,6	438,8	516,2	642,2	1080,3	426,8
1999	133,5	202,8	248,8	290,4	333,7	382,4	440,2	512,5	631,2	1077,7	425,3

*) *Šaltinis*: Statistikos departamentas prie LR Vyriausybės. Namų ūkių pajamos ir išlaidos 1997 metais. Vilnius, 1998. P. 85.

Tas pats 1998 metais. Vilnius, 1999. P. 88.

Tas pats 1999 metais. Vilnius, 2000. P. 89.

skurstančiųjų grupei teko tik 3,1 proc., o atitinkamai pasiturinčiųjų grupei – 26,1 proc. visų vartojimo išlaidų.

Kadangi grupės sudarytos Galtono metodu (kiekvienai grupei tenka po lygiai – 10 proc. visų tiriamųjų), vartojimo išlaidų, tenkančių kiekvienai grupei dalis akivaizdžiai neadekvati, o tai jau rodo apie pasiskirstymo pagal vartojimo išlaidų lygį netolygumą. Tačiau būtina įvertinti ne tik kraštinių, bet ir visų kitų decilinių grupių vartojimo skirtumus ir nustatyti jų kitimo tendencijas. Tai pasiekama analizuojant vartojimo išlaidų lygio diferenciacijos ir koncentracijos rodiklius.

1. Vartojimo išlaidų lygio diferenciacijos ir koncentracijos rodikliai

Vartojimo išlaidų lygio diferenciacija ir koncentracija yra tiriama tais pačiais būdais kaip ir pajamų lygio. Tam tikslui užsienio šalių statistika plačiai taiko Pareto–Lorenco–Gini metodologiją. Italų ekonomistas ir sociologas V. Pareto (1848–1923), apibendrinęs kai kurių šalių duomenis, nustatė, kad tarp pajamų lygio ir jų gavėjų skaičiaus yra atvirkštinė priklausomybė (literatūroje tai pavadinta Pareto dėsniumi). Amerikiečių statistikas ir ekonomistas O. Lorencas

(1876–1959) išvystė šį dėsnį, pasiūlęs jo grafinį vaizdą kreivės pavidalu (literatūroje tai vadinama Lorenco kreive). Italų statistikas ir ekonomistas K. Gini (1884–1965) pasiūlė matematinę koncentracijos lygio formulę – Gini koeficientą (taikomos kelios jo modifikacijos). Kuo šis koeficientas arčiau 1, tuo pajamų (mūsų atveju – vartojimo išlaidų) lygio koncentracija didesnė. Galimi ir kiti netolygaus vartojimo išlaidų lygio pasiskirstymo rodikliai (žr. 2 lentelę).

Visi vartojimo išlaidų lygio koncentracijos ir diferenciacijos rodikliai rodo tą pačią tendenciją – labai nežymų šio pasiskirstymo netolygumo mažėjimą. Kas lėmė tokią tendenciją, iš dalies paaiškina vartojimo išlaidų moda ir struktūriniai vidurkiai (žr. 3 lentelę).

Skaiciavimai rodo, kad modalūs vartojimo išlaidų lygis per pastaruosius dvejus metus padidėjo tik 5,2 lito, arba 2 proc.

Sparčiau didėjo žemo vartojimo išlaidų lygio ribos (režiai) žemutinių decilio (D_1) ir kvartilio (Q_1) negu aukštutinių decilio (D_9) ir kvartilio (Q_3). Sprendžiant iš medianos, pusės tiriamųjų mėnesinis vartojimo išlaidų lygis, siekęs iki 316,1 lito 1997 metais, 1999 metais padidėjo 40,4 lito, arba 12,8 proc. Galiausiai, kas lėmė vartojimo išlaidų aritmetinio vidurkio pokyčius, padės atsakyti jo dinamikos analizė indeksų metodu.

2 lentelė. Šalies namų ūkių vidutinio mėnesinio vartojimo išlaidų lygio koncentracijos ir diferenciacijos rodikliai*

Rodikliai	1997	1998	1999
Koncentracijos lygio Gini koeficientas	0,322	0,314	0,313
Diferenciacijos koeficientas	0,275	0,285	0,284
Koncentracijos Lorencio koeficientas	0,231	0,227	0,227

* Apskaičiuota remiantis 1 lentelės duomenimis.

Taikytos tokios formulės:

$$K_{\text{Gini}} = \frac{10000 - \sum f_i (\varphi_i + \varphi_{i-1})}{10000};$$

$$K_{\text{diferenciacijos}} = \frac{\sum |f'_i - \varphi'_i|}{\sum f'_i};$$

$$K_{\text{koncentracijos Lorencio}} = \frac{\sum |f_i - \varphi_i|}{2 \cdot 100};$$

Čia f_i ir f'_i – decilinių grupių tiriamųjų namų ūkių narių lyginamieji svoriai ir jų kumuliuoti lyginamieji svoriai iki i-ojo intervalo (procentais);

φ_i, φ_i' ir φ_{i-1} decilinių grupių tiriamųjų namų ūkių narių vartojimo išlaidų lyginamieji svoriai ir jų kumuliuoti lyginamieji svoriai iki i-ojo ir i-1-ojo intervalo (procentais).

3 lentelė. Tiriamųjų pasiskirstymo pagal mėnesinį vartojimo išlaidų lygį padėties charakteristikos 1997–1999 metais* (Lt)

Vidurkiai	1997	1998	1999	Dinamika, 1999 m. palyginti su 1997 metais
Aritmetinis (\bar{x}_a)	382,6	426,8	425,4	1,112
Moda (M_0)	260,6	308,4	265,8	1,020
Mediana (M_e)	316,1	355,9	356,5	1,128
Kvartiliai:				
Q_1	218,9	248,2	248,6	1,136
Q_3	460,3	519,9	515,7	1,120
Deciliai:				
D_1	153,1	171,2	174,3	1,138
D_9	649,9	735,2	718,1	1,105

* Apskaičiuota remiantis Statistikos departamento NUBT 1997–1999 metų duomenimis apie vartojimo išlaidų, tenkančių vienam namų ūkio nariui per mėnesį, decilius (ribas).

2. Vidutinio vartojimo išlaidų lygio dinamikos tyrimas indeksų metodu

Be įprastų dinamikos cilučių analizės procedūrų – absoliučių ir santykinų analitinių ir apibendrinamųjų rodiklių skaičiavimo, vartojimo statistikoje sėkmingai gali būti taikomas indeksų metodas. Indeksai, kaip ypatinga santykinų dydžių rūšis, pasižymi didesnėmis

analitinėmis galimybėmis. Jais galima pateikti ne tik tiriamųjų reiškinį lyginamąjį charakteristiką laiko, teritorijos ar normatyvų atžvilgiu (sintetinė funkcija), bet ir įvertinti atitinkamą pokytį lemiančių veiksnių įtaką (analitinė funkcija).

Tiriant vidutinio vartojimo išlaidų lygio dinamiką ir ją lemiančių veiksnių įtaką, galima taikyti vidutinio lygio indeksų sistemą; kintamos

sudėties, pastovios (fiksotos) sudėties ir struktūrinių poslinkių indeksus. Šiuos indeksus apskaičiuoti galima tik žinant tiriamos visumos sudėtį (struktūrą) ir tam tikrų grupių vartojimo išlaidų lygį lyginamaisiais laikotarpiais. Kokias grupes reiktų išskirti tiriant vidutinio vartojimo išlaidų lygio dinamiką indeksų metodu? Autorės nuomone, be tų grupavimų, kuriuos atlieka Statistikos departamentas, apdorodamas NŪBT vartojimo duomenis, tiriamuosius namų ūkių narius reiktų skirstyti ir pagal vartojimo išlaidų lygio pozityvumą. Tam tikslui reiktų išskirti dvi grupes: A ir B. A grupei priskirtini tie asmenys, kurių vartojimo išlaidų lygis regresinis, t. y. mažesnis už jų aritmetinį vidurkį, ir B grupei – asmenys, kurių vartojimo išlaidų lygis progresinis, t. y. didesnis už jų vidutinį lygį. Tai galima apskaičiuoti remiantis vartojimo išlaidų vidutiniu lygiu (aritmetiniu vidurkiu) ir jų deciliais (rėžiais), pritaikius atitinkamą antrinio grupavimo procedūrą.

Pavyzdžiui, 1999 metais vidutinis mėnesinis vartojimo išlaidų lygis visoje šalyje sudarė 425,3 lito ir pateko į 7-ąją decilinę grupę, t. y. ribose nuo 410,2 (D_6) iki 470,5 Lt (D_7). Remiantis šiais duomenimis atliktas antrinis grupavimas intervalų sustambinimo metodu. Pirmiausia nustatytas perskaičiavimo koeficientas 7-osios

decilinės grupės dažniam ir šios grupės vartojimo išlaidoms paskirstyti į A ir B grupes:

$$K_A = \frac{425,3 - 410,2}{470,5 - 410,2} = \frac{15,1}{60,3} = 0,250,$$

$$\text{tada } K_B = 1 - 0,250 = 0,750.$$

Skaičiavimai parodė, kad 1999 metais regresinį vartojimo išlaidų lygį turėjo 62,5 proc. ($10 \cdot 6 + 10 \cdot 0,25$) visų tiriamųjų, o progresinį – 37,5 proc. ($100 - 62,5$). Pagal svertinį aritmetinį vidurkį nustatyti vidutinio mėnesinio vartojimo išlaidų lygio grupiniai vidurkliai – regresinis ir progresinis, kurie 1999 metais atitinkamai sudarė 272,3 lito ir 680,4 lito.

Analogiškai apskaičiuoti ir ankstesnių metų A ir B grupių tiriamųjų struktūros ir vartojimo išlaidų lygio rodikliai.

Remiantis 4 lentelėje pateiktais antrinio grupavimo rezultatais ir įvertinta vidutinio vartojimo išlaidų lygio dinamika indeksų metodu. Skaičiavimams naudotos tokios vidutinio lygio indeksų sistemos formulės:

a) kintamos sudėties:

$$I_{\bar{v}} = \frac{\sum v_1 d_1}{\sum d_1} : \frac{\sum v_0 d_0}{\sum d_0} = \frac{\bar{v}_1}{\bar{v}_0};$$

b) pastovios (fiksotos) sudėties:

$$I_v = \frac{\sum v_1 d_1}{\sum d_1} : \frac{\sum v_0 d_1}{\sum d_1} = \frac{\bar{v}_1}{\bar{v}_0};$$

4 lentelė. Tiriamųjų antrinis grupavimas pagal mėnesinio vartojimo išlaidų lygio pozityvumą*

Rodikliai	1997	1998	1999
Mėnesinis vartojimo išlaidų lygis (Lt):	382,61	426,82	425,32
A – regresinis	242,34	273,18	272,26
B – progresinis	623,51	687,53	680,41
Tiriamųjų struktūra (%):			
A	63,2	62,92	62,5
B	36,8	37,08	37,5

* Apskaičiuota pagal 1997–1999 metų NŪBT rezultatus.

c) struktūrinių poslinkių:

$$I_d = \frac{\sum v_0 d_1}{\sum d_1} \frac{\sum v_0 d_0}{\sum d_0} = \frac{\bar{v}_0'}{\bar{v}_0};$$

čia v_1 ir v_0 – einamojo ir bazinio laikotarpių mėnesinio vartojimo išlaidų lygio grupiniai vidurkiai;

d_1 ir d_0 – einamojo ir bazinio laikotarpių tiriamųjų namų ūkių narių dalis (grupių dažniai, procentais);

$\bar{v}_1, \bar{v}_0, \bar{v}_0'$ – einamojo ir bazinio laikotarpių bei sąlygiškas vidutinis mėnesinis vartojimo išlaidų lygis.

Galioja tokia nagrinėjamų vidutinio vartojimo išlaidų lygio indeksų priklausomybė:

$$I_{\bar{v}} = I_v \cdot I_d.$$

Be to, iš kiekvieno indekso skaitiklio atėmus vardiklį, galima nustatyti absoliutų vidutinio

vartojimo išlaidų pokytį – bendrą ir dėl atskirų veiksnių:

$$\Delta \bar{v} = \bar{v}_1 - \bar{v}_0, \text{ iš to skaičiaus dėl:}$$

a) grupinių vidurkių (regresinio ir progresinio) kitimo:

$$\Delta \bar{v}_v$$

b) struktūrinių poslinkių:

$$\Delta \bar{v}_d = v_0 - \bar{v}_0.$$

Pagal nurodytas formules gauti tokie skaičiavimų rezultatai:

Iš pastovios sudėties indeksų galima spręsti, kad vidutinis mėnesinis vartojimo išlaidų lygis dėl jo grupinių vidurkių – regresinio ir progresinio kitimo 1999 metais, palyginti su 1998 metais, sumažėjo 0,8 proc., arba 3,24 lito, o palyginti su 1997 metais, padidėjo 10,4 proc.,

5 lentelė. Vidutinio mėnesinio vartojimo išlaidų lygio dinamikos įvertinimas indeksų metodu*

Rodikliai	1999 metai, palyginti su	
	1997 m.	1998 m.
Vidutinio mėnesinio vartojimo išlaidų lygio indeksai:		
Kintamos sudėties ($I_{\bar{v}}$)	1,112	0,996
Pastovios sudėties (I_v)	1,104	0,992
Struktūrinių poslinkių (I_d)	1,007	1,004
Vidutinio vartojimo išlaidų lygio absoliutus pokytis (Lt):		
bendras ($\Delta \bar{v}$)	42,71	-1,5
iš to skaičiaus dėl:		
a) grupinių vidurkių kitimo ($\Delta \bar{v}_v$)	40,04	-3,24
b) struktūrinių poslinkių ($\Delta \bar{v}_d$)	2,67	1,74

Apskaičiuota pagal atitinkamas formules remiantis 4 lentelės duomenimis.

arba 40,04 lito (esant pastoviai einamojo laikotarpio A ir B grupių struktūrai).

Iš struktūrinių poslinkių indeksų matyti, kad vidutinis mėnesinis vartojimo išlaidų lygis dėl A ir B grupių struktūros kitimo 1999 metais, palyginti su 1998 metais, padidėjo 0,8 proc., arba 1,74 lito, o palyginti su 1997 metais, padidėjo 0,7 proc., arba 2,67 lito. Tai rodo labai nežymią vartotojo „statuso“ pakeitimo įtaką vidutinio mėnesinio vartojimo išlaidų lygio dinamikai.

NŪBT rodo, kad vidutinio mėnesinio vartojimo išlaidų lygio kitimas priklauso ir nuo kitų požymių: namų ūkių tipo ir sudėties, namų ūkio galvos socialinės ir ekonominės grupės, amžiaus, išsilavinimo ir pan.

Progresinis vartojimo išlaidų lygis tiriamaisiais metais būdingas verslininkų namų ūkiams, vienišų asmenų bei namų ūkiams be vaikų, namų ūkiams, kurių galvos amžius iki 30 metų ir išsilavinimas aukštas. Regresinis vartojimo išlaidų lygis būdingas ūkininkų namų ūkiams, namų ūkiams, turintiems vaikų iki 18 metų, namų ūkiams, kurių galvos išsilavinimas pradinis arba neturi pradinio (pastarieji dažniau atsiduria bedarbių gretose). Nagrinėjama metais mėnesinis vartojimo išlaidų progresinis vidurkis buvo 2,5–2,6 karto didesnis negu regresinis, o pastarasis tik 27–28 procentais didesnis negu apskaičiuota santykinė skurdo riba (1/2 vidutinio mėnesinio vartojimo išlaidų lygio). Regresinio vartojimo išlaidų lygio ir jo kitimo tendencijų nustatymas galėtų padėti įvertinti Vyriausybės pastangas mažinti skurdą ir socialinę nelygybę, todėl turėtų būti skaičiuojamas iš pirminių NŪBT duomenų ir publikuojamas kas ketvirtį kartu su kitais socialiniais rodikliais.

3. Vartojimo išlaidų lygio dinamikos eilutės komponentių nustatymas ir ekstrapoliacija

Kiekvienos dinamikos eilutės lygių kitimą lemia įvairūs veiksniai, kurie dažniausiai vienienarūšiai savo įtaką, veikimo laiku ir kryptimi. Ekstrapolijuojant dinamikos eilutę, svarbu įvertinti pagrindines jos komponentes – trendą (T) ir sezoninę (S), kitas dvi – ciklinę ir atsitiktinę priskiriant likutinei komponentei (E_t).

Dinamikos eilutės komponentės gali būti pavaizduotos atitinkamu modeliu – multiplikatyviuoju (remiamu daugyba):

$$Y = T \cdot S \cdot E_t$$

arba adityviuoju (remiamu sudėtimi):

$$Y = T + S + E_t.$$

Kada geriau taikyti vieną ar kitą modelį dinamikos eilutės komponentėms nustatyti, galima atsakyti vienu iš būdų, atlikus tokius išankstinius skaičiavimus.

Kiekvieniems metams iš ketvirtinių arba mėnesinių duomenų skaičiuojamas aritmetinis vidurkis (\bar{Y}) ir standartinis nuokrypis (σ_y) Sprendžiant pagal Boilio–Bolioto lentelę, jeigu \bar{Y} kasmet didėja, o σ_y lieka = const, dinamikos eilutės komponentės galima nustatyti pagal adityvųjį modelį, o jeigu σ_y labai skiriasi – reikėtų taikyti multiplikatyvųjį modelį [1]. Analizuojant Lietuvos NŪBT ketvirtinių duomenų 1997–1999 metais dinamikos eilutę, gauti tokie vidutinio mėnesinio vartojimo išlaidų lygio rodikliai:

6 lentelė. Boilio–Bolijoto lentelė

Metai	Y	σ^2
1997	381,8	$(23,788)^2$
1998	423,5	$(29,250)^2$
1999	426,0	$(7,562)^2$

Kadangi vidutinis mėnesinis vartojimo išlaidų lygis kasmet didėja (nors ir nedaug), o standartinis nuokrypis nėra pastovus, šios dinamikos eilutės komponentėms nustatyti pirmenybė teikiama multiplikatyviajam modeliui.

Pirmiausia paprastai skaičiuojami sezoniško indeksai. Tam tikslui vartojimo išlaidų lygio dinamikos eilutė išlyginama slenkamųjų vidurkių metodu, taikant keturių narių išlyginamąjį žingsnį, atitinkantį keturių ketvirčių, t. y. metų, sezoniško ciklą. Kadangi slenkamasis vidurkis apskaičiuotas iš lyginio narių skaičiaus ir išlygintų reikšmių negalima priskirti konkrečioms laikotarpiams, tenka nustatyti slenkamąsias sumas ir apskaičiuoti centruotą vidurkį. Kiekvieno ketvirčio faktinį vartojimo lygį palyginus su išlyginta jo reikšme, iš gautų santykių pagal paprastą aritmetinį vidurkį nustatyti viso tiriamojo laikotarpio vienavardžių ketvirčių sezoniško indeksai (z_i). Jų suma nelygi 4, todėl apskaičiuotas koregavimo koeficientas (0,995) ir nustatyti patikslinti sezoniško indeksai (z_i):

- I ketvirčio – 0,972
- II ketvirčio – 0,996
- III ketvirčio – 1,004
- IV ketvirčio – 1,024

Kaip ir reikėjo tikėtis, maksimalus vartojimo išlaidų lygio sezoniško indeksas – IV ketvirčio (galima metinių švenčių įtaka vartojimo augimui), minimalus – I ketvirčio.

Šių sezoniško indeksų svyravimų amplitudė (sklaidos plotis) $z_{\max} - z_{\min} = 10,24 - 0,972 = 5,6$ punkto.

Santykinis vartojimo išlaidų lygio sezoniško indeksų sklaidos rodiklis – variacijos

$$\text{koeficientas } \left(v = \sqrt{\frac{\sum (z_i - 100)^2}{4}} \right) \text{ lygus } 2 \%$$

Nustačius sezoniško komponentę ($S = z_i$), ją tenka eliminuoti, t. y. desezonizuoti, empirinius šios dinamikos eilutės lygius ($Y_t^* = Y_t / S$) ir iš jų nustatyti pagrindinę raidos tendenciją (trendą).

Gauta tokia neatsižvelgiant į sezoniskumą vartojimo išlaidų lygio tiesinio trendo lygtis:

$$\hat{Y}_t^* = 374,974 + 5,445 \cdot t.$$

čia parametras prie t rodo, kad desezonizuotas vidutinis mėnesinis vartojimo išlaidų lygis kas ketvirtį turėtų padidėti apie 5,45 lito (pagal desezonizuotus empirinius duomenis – 6,16 Lt – žr. B).

Iš neatsižvelgiant į sezoniskumą vartojimo išlaidų lygio dinamikos eilutės eliminavus trendą (Y_t^* / \hat{Y}_t^*), gauta likutinė komponentė (ϵ_t).

Vartojimo išlaidų lygio dinamikos eilutei ekstrapoliuoti panaudotos trendo ir sezoniško komponentės.

Šalies namų ūkių vidutinio mėnesinio vartojimo išlaidų lygio taškinė prognozė 2000-ųjų atskiriems ketvirčiams atlikta pagal tiesinio trendo lygtis trimis variantais:

A. Iš desezonizuotų duomenų:

a) pagal multiplikatyvųjį modelį:

$$\hat{Y}_{n+L}^* = [374,974 + 5,445(n+L)] \times z_i$$

0,972
0,996
1,004
1,028

7 lentelė. Vartojimo išlaidų lygio dinamikos cilutės komponentės (pagal multiplikatyvųjį modelį)

Laikas t	Y_t	Sezoninė (S)	Trendas ($T = \hat{Y}_t^*$)	Likutinė ($\epsilon_t = Y_t / S T$)
'97				
I 1	359,3	0,972	380,42	0,972
II 2	360,2	0,996	385,86	0,937
III 3	391,1	1,004	391,31	0,995
IV 4	416,5	1,028	396,75	1,021
'98				
I 5	400,0	0,972	402,20	1,023
II 6	424,8	0,996	407,64	1,046
III 7	429,5	1,004	413,09	1,036
IV 8	439,8	1,028	418,53	1,022
'99				
I 9	422,2	0,972	423,98	1,024
II 10	424,4	0,996	429,43	0,992
III 11	432,3	1,004	434,87	0,990
IV...12	425,3	1,028	440,32	0,940
N = 12	4925,4	4,0	4925,4	$\bar{\epsilon}_t = 1$

8 lentelė. Šalies namų ūkių mėnesinio vartojimo išlaidų lygio taškinė prognozė (Lt)

	a) \hat{Y}_{n+L}^*	b) \hat{Y}_{n+L}^*	c) \hat{Y}_{n+L}^*
2000 m.			
I ketvirtis	433,28	433,53	450,46
II ketvirtis	449,40	449,24	456,62
III ketvirtis	458,48	457,98	462,78
IV ketvirtis	475,03	473,26	468,93

b) pagal adityvųjį modelį:

$$\hat{Y}_{n+L}^* = [375,474 + 5,381(n+L)] + z_i \begin{cases} -11,9 \\ -1,57 \\ +1,79 \\ +11,69 \end{cases}$$

B. Iš empirinių duomenų, neatsižvelgiant į sezoniskumą:

$$\hat{Y}_{n+L} = 370,436 + 6,156(n+L)$$

Kaip rodo skaičiavimo rezultatai pagal a) ir b) variantus, kuo trumpesnis prognozės horizontas (L), tuo skirtumai tarp jų mažesni, o tai galima paaiškinti mažu sezoniskumo indeksų skaidos laipsniu (tik 2 proc.). Vartojimo išlaidų lygio dinamikos cilutės ekstrapoliacija, neatsižvelgiant į sezoniskumą, rodo priešingą prognozuojamų reiškiinių kitimo ir jų nuokrypio pagal a) ir b) variantus tendenciją. Kuris variantas labiau atitiks tikrovę, bus galima įvertinti tik prognozuojamam laikotarpiui praėjus. Tam

tiksliui galima taikyti pertvarkytą Teilo sutapimo koeficientą:

$$U = \sqrt{\frac{\sum_{T=1}^n (Y_T^P - Y_T)^2}{\sum_{T=1}^n Y_T^2}}$$

čia Y_T^P – prognozuojamo rodiklio reikšmės T laikotarpiui;

Y_T – faktinės jo reikšmės praėjus prognozuojamam T laikotarpiui.

Kuo šis koeficientas artimesnis 0, tuo anksnesnis prognozuojamų skaičių tikslumas didesnis.

4. Koreliacijos įvertinimas vartojimo išlaidų lygio ir išlaidų maistui dalies dinamikos eilutėse

Kaip žinoma, klasikinės koreliacijos teorijos metodų taikymas dinamikos eilutėms susijęs su tam tikrais sunkumais, visų pirma su dinamikos eilučių lygių raidos tendencija (trendu). Tuo tarpu viena iš koreliacijos teorijos taikymo prielaidų – stebėjimų nepriklausomumas. Dinamikos eilutėse koreliacinis susijusių reiškinų ryšys priklauso ne tik nuo nuolatinių ir atsitiktinių veiksnių, bet ir nuo pirmesnio lygio įtakos paskesniai, t. y. nuo autokoreliacijos. Neatsiž-

velgiant į šį faktą, išvada apie tarpusavyje susijusių reiškinų dinamikos eilučių lygių koreliaciją gali būti gerokai iškreipta (padidinta). Tai akivaizdžiai patvirtina autorės atliktų skaičiavimų nagrinėjama tema rezultatai.

Remiantis empiriniais Lietuvos namų ūkių biudžetų tyrimo duomenimis, įvertinta nagrinėjamų dinamikos eilučių lygių koreliacija, autokoreliacija ir koreliacija, eliminuojant autokoreliaciją.

Analizei reikalingi duomenys pateikiami 9 lentelėje.

Pirmiausia tiesinės koreliacijos koeficientas apskaičiuotas pagal įprastą jo formulę:

$$r_{y_t \cdot x_t} = \frac{\sum (x_t - \bar{x}_t) \cdot (y_t - \bar{y}_t)}{\sqrt{\sum (x_t - \bar{x}_t)^2 \sum (y_t - \bar{y}_t)^2}}; \quad (1)$$

Nuosekliai atlikę aritmetinius veiksmus gavome:

$$\bar{x}_t = 410,45; \quad \bar{y}_t = 48,86.$$

$$\sum (x_t - \bar{x}_t)(y_t - \bar{y}_t) = -823,595.$$

$$\sum (x_t - \bar{x}_t)^2 = 8122,476;$$

$$\sum (y_t - \bar{y}_t)^2 = 107,134.$$

Taigi tiesinės koreliacijos koeficientas lygus:

$$\begin{aligned} r_{y_t \cdot x_t} &= \frac{-823,595}{\sqrt{8122,476 \cdot 107,134}} = \\ &= \frac{-823,595}{932,842} = -0,883. \end{aligned}$$

9 lentelė. Vidutinis mėnesinis vartojimo išlaidų lygis (X_t) ir išlaidų maistui dalis (y_t) 1997–1999 metų atskirais ketvirčiais*

Metai	1997				1998				1999			
	I	II	III	IV	I	II	III	IV	I	II	III	IV
X _{t, Lt}	359,3	360,2	391,1	416,5	400,0	424,8	429,5	439,8	422,2	424,4	432,3	425,3
Y _{t, %}	54,1	53,4	51,6	50,3	50,0	49,4	48,5	46,0	45,7	45,2	46,5	45,6

* Šaltinis: Statistikos departamentas. Namų ūkių pajamos ir išlaidos 1997 m.

Tas pats. 1998 ir 1999 metais.

Tai rodo atvirkštinį labai stiprų tiesinį ryšį tarp vartojimo išlaidų lygio ir išlaidų maistui dalies tose dinamikos eilutėse. Tačiau dar reikia įsitikinti, ar tokiai sąsajai neturi įtakos kiekvienos dinamikos eilutės autokoreliacija. Jai įvertinti apskaičiuoti atitinkami autokoreliacijos koeficientai. Autokoreliacijos koeficientas rezultatinio požymio (y_t) dinamikos eilutėse nustatytas tokia formule:

$$r_{y_t, y_{t-1}} = \frac{\sum (y_t - \bar{y}_t)(y_{t-1} - \bar{y}_{t-1})}{\sqrt{\sum (y_t - \bar{y}_t)^2 \sum (y_{t-1} - \bar{y}_{t-1})^2}}, \quad (2)$$

čia $\sum (y_t - \bar{y}_t)(y_{t-1} - \bar{y}_{t-1}) = 101,381$;

$$\sum (y_t - \bar{y}_t)^2 = 107,134;$$

$$\sum (y_{t-1} - \bar{y}_{t-1})^2 = 108,408.$$

Gautas autokoreliacijos koeficientas $r_{y_t, y_{t-1}} = 0,941$, kuris patvirtina labai stiprią autokoreliaciją išlaidų maistui dalies dinamikos eilutėje. Analogiškai įvertinta autokoreliacija ir faktorinio požymio (x_t) – vartojimo išlaidų lygio dinamikos eilutėje, kurioje autokoreliacijos koeficientas $r_{x_t, x_{t-1}} = 0,820$. Tai patvirtina stiprią autokoreliaciją toje dinamikos eilutėje. Dėl šios priežasties įprastu būdu apskaičiuotas

tiesinės koreliacijos koeficientas negali realiai įvertinti nagrinėjamų dinamikos eilučių lygių koreliacijos.

Todėl koreliaciją vartojimo išlaidų lygio ir išlaidų maistui dalies dinamikos eilutėse tikslinga įvertinti koreliacijos koeficientu, eliminuojančiu autokoreliaciją. Tai pasiekama koreliuojant ne pačius tarpusavyje susijusių dinamikos eilučių lygius, o jų nuokrypius nuo išlygintų – teorinių reikšmių:

$$r_{dy, dx} = \frac{\sum dx \cdot dy}{\sqrt{\sum dx^2 \sum dy^2}}, \quad (3)$$

čia $dx = x_t - \hat{x}_t$ ir $dy = y_t - \hat{y}_t$.

Remiantis 9 lentelės duomenimis nustatytos tokios tiesinio trendo lygtys:

Vartojimo išlaidų lygio:

$$\hat{x}_t = 370,46 + 6,156 \cdot t;$$

Išlaidų maistui dalies:

$$\hat{y}_t = 54,227 - 0,826 \cdot t.$$

Pagal šias trendo lygtis nustatytos nagrinėjamų dinamikos eilučių teorinės reikšmės ir įvertintas jų atitikimas empirinėms. Vidutinė aproksimacijos paklaida nedidelė: 1,5 proc. – išlaidų maistui dalies ir 3,1 proc. – vartojimo išlaidų lygio dinamikos eilutėse (apskaičiuota pagal formulę:

10 lentelė. Vidutinio mėnesinio vartojimo išlaidų lygio (\hat{x}_t) ir išlaidų maistui dalies (\hat{y}_t) teorinės reikšmės 1997–1999 metų atskirais ketvirčiais

Metai	1997				1998				1999			
	I	II	III	IV	I	II	III	IV	I	II	III	IV
\hat{X}_t, Lt	376,6	382,7	388,9	395,1	401,2	407,4	413,5	419,7	425,8	432,0	438,2	444,3
$\hat{Y}_t, \%$	53,4	52,6	51,8	50,9	50,1	49,3	48,4	47,6	46,8	46,0	45,1	44,3

$$\mu = \frac{1}{n} \sum \frac{|y_t - \hat{y}_t|}{\hat{y}_t} 100.$$

Remiantis 9 ir 10 lentelių duomenimis gauti tokie rezultatai:

$$\sum dx \cdot dy = -59,01; \sum d^2x = 2699,08;$$

$$\sum d^2y = 9,62.$$

$$r_{dy, dx} = \frac{-59,01}{\sqrt{2699,08 \cdot 9,62}} = \frac{-59,01}{161,137} = -0,366 = -0,4.$$

Taip apskaičiuotas tiesinės koreliacijos koeficientas rodo, kad tarp išlaidų maistui dalies ir vartojimo išlaidų lygio svyravimų (ne jų tendencijų) yra atvirktinis, artimas vidutiniam stiprumo ryšys, kuris neeliminuoja šių dinamikos eilučių autokoreliacijos, būtų įvertintas kaip labai stiprus, nes $r_{y_t, x_t} = -0,883$.

Vartojimo išlaidų lygio ir išlaidų maistui dalies empirinių dinamikos eilučių koreliacinės priklausomybės tyrimas parodė, kad šių dinamikos eilučių koreliacija, eliminuojant autokoreliaciją, labiau akivaizdi ilgesnėje pagal narių skaičių eilutėje, kai $n = 12$, t. y. pagal 1997–1999 metų ketvirčių duomenis, negu ji įvertinta, kai $n = 8$, t. y. pagal 1998–1999 metų įvertintus duomenis. Pablogėjusi socialinė ir ekonominė padėtis mūsų šalyje pakoregavo šio laikotarpio ne tik vartojimo išlaidų lygio ir išlaidų maistui dalies kitimo tendencijas (sulėtėjo vidutinis vartojimo išlaidų lygio augimas ir išlaidų maistui dalies mažėjimas), bet ir šių rodiklių svyravimų dinamikos eilutėse sąsajos laipsnį ($r_{dy, dx} = -0,324$) – jis tapo silpnesnis, nors atvirktinė priklausomybė tarp vartojimo išlaidų lygio ir išlaidų maistui dalies išliko.

Išvados

1. 1997–1999 metų pagrindinis duomenų apie visuomenės susisluoksniavimą šaltinis – atrankiniai NŪBT vartojimo išlaidų lygio rezultatai.

2. Vartojimo išlaidų, kaip ir pajamų, diferenciacijos ir koncentracijos analizei atlikti visiškai tinka Pareto–Lorenso–Gini metodologija. Be to, svarbios skirstinių pagal vartojimo išlaidų lygį padėties charakteristikos ir jų kitimo tendencijos.

3. Siūlomas tiriamųjų antrinis grupavimas pagal vartojimo išlaidų lygio pozityvumą (regresinis ir progresinis) ir vidutinio išlaidų lygio dinamikos tyrimas indeksų metodu, taikant kinamos sudėties, pastovios sudėties ir struktūrinių poslinkių indeksus. Pagal pastarąjį indeksą įvertinama vartotojo „statuso“ pakeitimo įtaka vidutinio vartojimo išlaidų lygio dinamikai.

4. Siūloma regresinį vartojimo išlaidų lygį skaičiuoti iš pirmųjų NŪBT duomenų ir publikuoti kartu su kitais socialiniais rodikliais, tai leistų įvertinti Vyriausybės pastangas mažinti skurdą ir socialinę nelygybę.

5. Vartojimo išlaidų lygio taškinę prognozę reikėtų atlikti ne tik iš faktinių, bet ir desezonizuotų duomenų, įvertinus sezoniskumo komponentę.

6. Pablogėjusi socialinė ir ekonominė padėtis Lietuvoje pakoregavo pastarųjų metų ne tik vartojimo išlaidų lygio ir svarbaus gyvenimo lygio indikatorius – išlaidų maistui dalies kitimo tendencijas, bet ir šių rodiklių svyravimų dinamikos eilutėse sąsajos laipsnį – nors jis ir liko atvirktinis, tapo silpnesnis.

LITERATŪRA

1. Jean, David Avenel. *Ellie Azoulay. Statistique descriptive*. Ediscience International. Paris, 1995.
2. Deveikytė R. Namų ūkių gyvenimo lygis pagal namų ūkių biudžetų tyrimo rezultatus // Lietuvos ekonomikos apžvalga 2000 m. gegužė. Vilnius, 2000.
3. Martišius S. Statistiniai ekonominio tyrimo metodai. Vilnius, 1986.
4. Martišius S., Molienė O. Namų ūkio statistika ir ekonometrija. Vilnius, 1996.
5. Molienė O. Miesto ir kaimo namų ūkių vartojimo išlaidų lygio statistinis tyrimas // Statistikos departamentas. Lietuvos statistikos darbai. 1998, Nr. 4.
6. Pranešimas apie žmogaus socialinę raidą Lietuvoje 1999. Vilnius, 1999.
7. United Nation. *Human Development Report*. New-York, Oxford University Press 1999.
8. Oktiabrskij P. J. *Statistika*. Sankt Peterburg, 1999.
9. Statistikos departamentas. Namų ūkių pajamos ir išlaidos 1997. Vilnius, 1998.
10. Statistikos departamentas. Namų ūkių pajamos ir išlaidos 1998. Vilnius, 1999.
11. Statistikos departamentas. Namų ūkių pajamos ir išlaidos 1999. Vilnius, 2000.

TRENDS AND METHODOLOGY OF STATISTICAL RESEARCH INTO CONSUMPTION EXPENDITURES

Ona Molienė

Summary

Differentiation and concentration analysis of a consumption expenditures level was performed according to Pareto-Lorenz-Gini methodology and referring to the data of separate quarters from the household budget surveys (*HBS*) conducted from 1997 to 1999. Having performed a secondary grouping according to regressive and progressive levels of consumption expenditures, the dynamics of an average consumption ex-

penditures level were estimated on the basis of an index method; the components of the given time series were defined, and point forecast of a consumption expenditures level was completed considering both factual and deseasonalised data; the strength of the relation between the time series of a consumption expenditures level and the part of food expenditure was estimated. The article also presents conclusions and proposals.

Įteikta 2000 m. rugsėjo mėn.