

LIETUVOS GYVENTOJŲ PAJAMŲ NELYGYBĖS ĮVERTINIMAI

ALGIMANTAS MISIŪNAS, PETRAS MOŠČINSKAS*

1. Įvadas

Netolygų pajamų pasiskirstymą sąlygoja daug veiksnių. Tai – fizinės bei protinės kiekvieno žmogaus galimybės, darbo intensyvumas, darbo užmokesčio ir socialinių išmokų dydis, paveldėtas turtas, šeimyninė kilmė, sveikata ir paprasčiausia sėkmė. Koks turi būti idealus pajamų diferenciacijos (nelygybės) laipsnis mūsų dienomis, atsakyti sunku. Visiška pajamų lygybė rinkos sąlygomis ne tik neįmanoma, bet ir nepriimtina, nes slopina veiklos aktyvumą. Jei žmonės bus garantuoti, kad pastoviai gaus tam tikrą pajamų dydį, tai sumažės jų noras našiau ir geriau dirbti, kartu šalies gamybos apimtis. Be to, visiška lygybė ne visada reiškia teisingumą. Žmogus, dirbantis sunkiau ir daugiau, turėtų ir daugiau uždirbti.

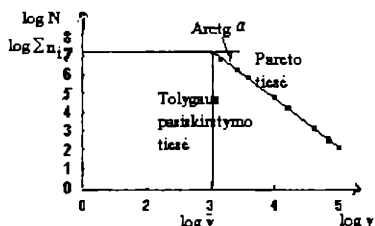
Darbo [2, p. 27] autorių teigimu, „sprendžiant visuomenės socialines problemas, ypač nestabilios ekonomikos sąlygomis, praktinę reikšmę turi reguliarūs gyventojų (namų ūkių) piniginių pajamų lygio, dinamikos, diferenciacijos ir koncentracijos rodiklių skaičiavimai ir jų kitimo tendencijų nustatymas. Lietuvoje, kaip ir daugelyje pasaulio šalių, pagrindinis duomenų apie pajamų lygį ir diferenciaciją bei jų koncentraciją šaltinis – atrankiniai namų ūkių tyrimai. Tik remiantis patikima, tinkamai sugrupuota ir apibendrinta tokių tyrimų medžiaga, galima teisingai interpretuoti vidutinių pajamų vienam namų ūkio nariui diferenciacijos dėsningumus, spręsti apie kritines konkrečius laikotarpio visuomenės apraiškas – skurdą, nelygybę, nustatyti žmonių, gyvenančių žemiau skurdo ribos, dalį, numatyti ir įgyvendinti priemones jiems socialiai paremti“**

Vienas iš pirmųjų pajamų statistinės aproksimacijos bandymų priklauso italų ekonomistui V. Pareto. Lygindamas skirtingų šalių gyventojų pajamų piramides jis nustatė, kad funkcija $N = Ky^{-\alpha}$ arba $\log N = \log K - \alpha \log y$, (y – pajamos; N – gyventojų, gaunančių pajamas y ir daugiau, skai-

* Autoriai dėkingi už finansinę paramą A.C.E. projektui: „Structural Change and Spillovers in the East European Reform Process“

** Mūsų žemiau pateikiami įvertinimai pratęsia ir papildo cituojamame darbe atliktus skaičiavimus.

čius; K , α – konstantos) gerai atspindi pajamų pasiskirstymą. Ši funkcija vadinama Pareto pasiskirstymo funkcija. α yra pajamų pasiskirstymo matas. Jei α mažas (Pareto tiesė šiuo atveju labai lėkšta), tai pajamos pasiskirsčiusios netolygiai.



Džini (Gini) pakeitė $\log N$ į logaritminę bendrų pajamų A , kurios viršija y , funkciją. Taigi Džini pasiūlė tokią funkcinę pajamų pasiskirstymo išraišką: $N = \log K + \delta \log A$ (K ir δ – konstantos). Šis pasiskirstymas duoda geresnį rezultatą už Pareto pasiskirstymą mažesnių pajamų srityje ir δ yra jautresnis pajamų pasikeitimui už Pareto α . Dažniausiai pajamų pasiskirstymas vaizduojamas Lorencio kreive. Lorencio pasiskirstymo funkcija turi tokį pavidalą: $A^* = f(N^*)$, (N^* – gyventojų, kurių pajamos neviršija y , skaičius; A^* – bendrosios pajamos y ir žemesnės). Išreiškę A^* ir N^* kaip visų pajamų $\sum \bar{y}n$ ir visų gyventojų $\sum n$ atinkamai procentus, gauname kreivės funkciją:

$$\frac{A^*}{\sum \bar{y}n} 100 = f\left(\frac{N^*}{\sum n} 100\right)$$

Gibratas (Gibrat) empirinių tyrimų pagrindu, vadovaudamasis prielaida, kad pajamų pasiskirstymas turi iškreiptą normalinį pasiskirstymą, pasiūlė pajamoms aprašyti naudoti log – normalinį pasiskirstymą.

Šio darbo tikslas – išnagrinėti pagrindinius gyventojų pajamų diferenciacijos ir koncentracijos rodiklius, taip pat funkcinius gyventojų pasiskirstymo pagal pajamas modelius. Panaudojant atrankinius namų ūkių tyrimo duomenis, patikrinti, ar Lietuvos gyventojų pasiskirstymas pagal pajamas atitinka log – normalinį pasiskirstymo dėsnį ir apskaičiuoti šio pasiskirstymo dažnius.

2. Vidutiniai namų ūkio pajamų lygio pokyčiai

Statistikos departamente atliekami atrankiniai namų ūkio tyrimai, kas mėnesį gaunama duomenų apie visas pinigines pajamas (darbo užmokestį, korporuotų įmonių narių pajamas, verslo pajamas, pajamas iš privataus žemės ūkio, procentus, dividendus, socialinio draudimo ir socialines pašalpas, pensijas, stipendijas ir kt.) bei disponuojamas pajamas (išskaičiuojami tiesioginiai mokesčiai ir socialinio draudimo fondo įmokos). Pagal šiuos duomenis nustatomas vidutinis pajamų lygis, t. y. vidutinės pajamos vienam namų ūkio nariui.

Palyginti grupinį pajamų lygį ir jų pasikeitimą galima įvairiais aspektais. Sugrupuotų duomenų pagrindu visada galima apskaičiuoti bendrąjį ir grupinį pajamų vienam ūkio nariui vidurkius.

Tiriant vidutinių pajamų lygio kitimą, tikslinga nustatyti, kokią įtaką tam turi:

- a) atskirų namų ūkių grupių pajamų lygio pokyčiai,
- b) namų ūkio narių tose grupėse lyginamojo svorio pokyčiai.

Tam apskaičiuojami vidutinio pajamų lygio indeksai: kintamos sudėties, pastovios sudėties ir struktūrinių poslinkių.

Remdamiesi namų ūkių grupavimu pagal piniginių pajamų dydį vienam namų ūkio nariui ir minėtais indeksais nustatėme, kad vidutinis piniginių pajamų lygis 1994 m. sausio mėn., palyginti su 1993 m. rugpjūčio mėn., padidėjo 1,63 karto. Tai nulėmė du veiksniai, kurių įtaką galima įvertinti pastovios sudėties ir struktūrinių poslinkių indeksais: $I_x=1,37$; $I_{str.post.}=1,19$. Tai reiškia, kad dėl piniginių pajamų lygio atskirose grupėse pokyčio vidutinis pajamų lygis padidėjo 37%, o dėl namų ūkių narių tose grupėse lyginamojo svorio pokyčio – 19%. Bendras absoliutus vidutinio pajamų lygio padidėjimas per šį laikotarpį sudarė 67,20 Lt. Didžiausią šio prieaugio dalį (70,13%) nulėmė piniginių pajamų lygio atskirose grupėse pokytis.

Vidutinių piniginių pajamų lygis 1994 m. spalio mėn., palyginti su 1994 m. sausio mėn., padidėjo 24%. Šį padidėjimą nulėmė pajamų lygio atskirose namų ūkių grupėse pokytis. Bendras absoliutus pajamų lygio padidėjimas per pirmus dešimt šių metų mėnesių buvo 41,4 Lt ir iš jų dėl piniginių pajamų lygio atskirose grupėse pokyčio – 97,02%, o dėl namų ūkių narių tose grupėse lyginamojo svorio pokyčio – tik 2,98%.

3. Struktūriniai pajamų lygio pokyčiai

Pajamų analizei tiriamus namų ūkius pagal vidutines pinigines pajamas vienam namų ūkio nariui tikslinga grupuoti tolygiai didėjančiu intervalu. 1993 metų atskirų mėnesių intervalinių duomenų analizė parodė, kad didėjant pajamų lygiui ir jų pasiskirstymo nelygybei, netenka prasmės

pirmųjų intervalų ribos, o paskutinį intervalą tikslinga keisti didesniu. Šiuo atveju atliekant lyginamąją analizę svarbu apskaičiuoti labiausiai pakitusį pajamų lygio rodiklį (modą). Kadangi iki 1993 metų pabaigos grupuojamų duomenų variacinės eilutės intervalai buvo nelygūs, modai skaičiuoti dažniausiai naudojama papildoma procedūra: surandami namų ūkio narių pasiskirstymo pagal pajamų lygį tankio rodikliai (visumos vienetų skaičius kiekvienoje grupėje, tenkantis intervalo dydžio vienetui) ir tik pagal didžiausią iš jų sprendžiama apie modalinį intervalą. Įprastinėje modos formulėje vietoj absoliutinių dažnių f_i reikšmių, reikia imti $\frac{f_i}{d_i}$

(čia d_i – konkrečios grupės intervalo dydis). Taip skaičiuojama moda ir tuo atveju, kai namų ūkiai pagal pajamų lygį vienam namų ūkio nariui skirstomi į vienodo dydžio grupes, pavyzdžiui, decilėmis. Nuo 1994 metų pradžios namų ūkiai pagal pajamų lygį vienam namų ūkio nariui Statistikos departamente pradėti skirstyti decilėmis. Apdorojus duomenis iki 1994 metų pradžios, kur namų ūkio narių pasiskirstymas pagal pajamų lygį buvo fiksuojamas nelygiomis grupėmis, tenka spręsti problemą apskaičiuojant struktūrinius vidurkius: deciles (D_1, D_2, \dots, D_9), kvartiles (Q_1 ir Q_3 , medianą (M_e)). Šiems rodikliams nustatyti buvo nuosekliai kaupiami dažniai ir pagal gautos šių dažnių sumos dalį: $\frac{1}{10}, \dots, \frac{9}{10}, \frac{1}{4}$ ar $\frac{3}{4}, \frac{1}{2}$ randami atitinkami deciliniai, kvartiliniai ir medianiniai intervalai ir apskaičiuojami jau minėti struktūriniai vidurkiai. Kadangi rodiklių formulės labai panašios, darbe [2] pasiūlyta tokia išraiška:

$$L = x_0 + d \frac{\frac{1}{L} \sum f - S_{L-1}}{f_L},$$

- čia L – atitinkamas struktūrinis rodiklis ($D_1, \dots, D_9, Q_1, Q_3, M_1$);
 x_0 – atitinkamo (decilinio, kvartilinio, medianinio) intervalo žemutinė riba;
 d – atitinkamo intervalo dydis;
 f_L – atitinkamo intervalo dažnis;
 $\sum f$ – bendra visų dažnių suma;
 S_{L-1} – dažnių suma iki atitinkamo (decilinio, kvartilinio, medianinio) intervalo dažnio.

1 lentelėje pateikti apskaičiuoti struktūriniai piniginių pajamų lygio rodikliai.

1 lentelė Struktūriniai piniginių pajamų lygio rodikliai, Lt

Data	Žemutinė decilė	Žemutinė kvartilė	Aukštesnė kvartilė	Aukštesnė decilė	Decilinis diapazonas	Kvartilinis diapazonas
1993 02	21,46	32,26	64,50	93,35	71,88	32,24
1993 05	36,48	50,98	104,36	159,67	123,19	53,37
1993 08	35,63	58,25	133,33	192,05	156,43	75,07
1993 11	54,93	80,73	175,10	244,90	189,97	94,37
1994 03	56,69	92,62	212,11	308,94	252,25	119,49
1994 06	74,95	110,86	254,61	468,51	393,56	143,75
1994 09	70,91	109,75	251,31	425,75	354,84	141,56
1994 10	75,92	118,36	265,88	454,42	378,50	147,52

Žemutinė decilė rodo, kad vienas dešimtadalis skurdžiausiai gyvenančių Lietuvos gyventojų gavo vidutines pajamas vienam namų ūkio nariui 1993 m. vasario mėn. iki 21,46 Lt, o lapkričio mėn. iki 54,93 Lt; ši riba padidėjo 33,47 Lt, o iki 1994 m. spalio mėn. padidėjo 38% (iki 75,92 Lt). Pagal aukštesnę decilę, galima teigti, kad vieno dešimtadalio pasiturinčiai gyvenančių piniginių pajamų lygis 1993 m. vasario mėn. didesnis nei 93,35 Lt, lapkričio mėn. – nei 244,90 Lt (ši riba padidėjo 2,62 karto), o 1994 m. spalio mėn. – didesnis nei 454,42 Lt (t. y. nuo 1993 m. lapkričio mėn. padidėjo 91%). Decilinis diapazonas nuo 1993 m. vasario mėn. iki lapkričio mėn. padidėjo 2,64 kartus, o iki 1994 m. spalio mėn. (per vienuolika mėnesių) 99%.

Žemutinė kvartilė rodo, jog vieno ketvirtadalio neturtingųjų piniginių pajamų lygis buvo iki 32,26 Lt 1993 m. vasario mėn. ir iki 80,73 Lt lapkričio mėn. (ši riba padidėjo 2,5 karto), 1994 m. spalio mėn. iki 118,36 Lt (padidėjo 46,6%). Trys ketvirtadaliai namų ūkių gavo didesnes pajamas už šias ribas. Aukštesnė kvartilė rodo ribą (64,50 Lt 1993 m. vasario mėn. ir 265,88 Lt 1994 m. spalio mėn.), virš kurios turėjo pajamas vienas ketvirtadalis pasiturinčiai gyvenančių namų ūkių narių. Trys ketvirtadaliai namų ūkių narių turėjo mažesnes už šią ribą pinigines pajamas (per tiriamą laikotarpį ji padidėjo 4,12 karto). Kvartilinis diapazonas padidėjo 4,6 karto.

Iš 1 lentelės matyti, kad 50% vidutiniškai gyvenančių namų ūkių narių piniginių pajamų lygis svyravo: 1993 m. vasario mėn. nuo 32,26 Lt iki 64,50 Lt lapkričio mėn. – nuo 80,73 Lt iki 175,10 Lt, 1994 m.

kovo mėn. – nuo 92,62 Lt iki 212,11 Lt, o 1994 m. spalio mėn. – 118,36 iki 265,88 Lt.

Struktūrinių rodiklių santykiai $\frac{D_9}{D_1}$ ir $\frac{Q_3}{Q_1}$ rodo didėjančią pajamų

diferenciaciją: decilinis santykis 1993 m. vasario mėn. buvo lygus 4,35, 1994 m. kovo mėn. – 5,45, o 1994 m. spalio mėn. – 5,98; kvartilų santykis 1993 m. vasario mėn. buvo lygus 1,99, 1994 m. kovo mėn. – 2,29, o 1994 m. spalio mėn. – 2,24.

Analizuojant piniginių pajamų pasiskirstymą ir jo dinamiką, tikslinga tarpusavyje susieti vidutinį piniginių pajamų lygį (aritmetinį vidurkį), modą ir medianą. Šie rodikliai pateikti 2 lentelėje.

2 lentelė Pagrindiniai piniginių pajamų rodikliai

Rodikliai	1993 02	1993 05	1993 08	1993 11	1994 03	1994 06	1994 09	1994 10	Padidėjimas	
									Lt	Kartais
Aritmetinis vidurkis \bar{X}	53,38	85,55	107,06	141,23	163,70	212,93	203,93	214,67	110,32	3,07
Mediana M_e	44,45	69,31	85,17	115,30	130,36	163,07	160,92	172,46	85,91	2,93
Moda M_o	37,18	60,70	69,71	86,90	113,15	115,89	122,86	128,42	75,97	3,04
MGL	19,20	26,80	31,00	40,00	50,00	50,00	50,00	50,00	30,80	2,6

Mediana rodo, kad pusė visų tiriamų namų ūkio narių gavo pajamas 1993 m. vasario mėn. iki 44,45 Lt, 1994 m. kovo mėn. iki 130,36 Lt, o 1994 m. spalio mėn. – 172,46 Lt, kiti – didesnę sumą. Medianinių pajamų lygis per tiriamą laikotarpį padidėjo 3,88 karto.

Modalinės pajamos (dažniausiai paplitęs piniginių pajamų lygis) per tiriamą laikotarpį padidėjo 3,45 karto. Daugiausia per šį laikotarpį (4,02 karto) padidėjo aritmetinis piniginių pajamų vidurkis.

Šių trijų rodiklių palyginimas leidžia spręsti apie piniginių pajamų pasiskirstymo asimetriškumą [2], [6]. Visais 2 lentelėje analizuojamais mėnesiais – $\bar{X} > M_e > M_o$ ir tai patvirtina piniginių pajamų lygio pasiskirstymo dešiniašonę asimetriją.

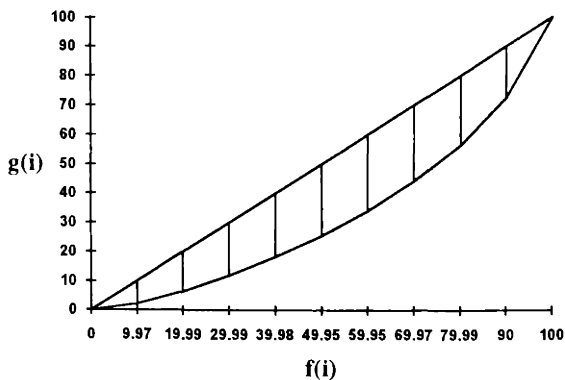
Šių trijų rodiklių pagrindu apskaičiuotas asimetrijos koeficientas 1993 m. vasario mėn. buvo lygus 1,81, 1994 m. kovo mėn. – 1,52, o spalio mėn. – 1,93, vadinasi, galima daryti išvadą, kad asimetrija nesminė, nes $A_S < 3$

Apskaičiavę kvartilinį variacijos koeficientą nustatėme, kad didžiausia piniginių pajamų lygio variacija (45,83%) buvo 1994 m. kovo mėn.

4. Pajamų nelygybės įvertinimai

Pajamų nelygybei iliustruoti Lorencio kreivę naudojami sukaupti dydžiai: namų ūkių narių (arba namų ūkių) lyginamieji svoriai (f_i) ir piniginių pajamų pagal atitinkamas namų ūkių grupes lyginamieji svoriai $\varphi_i(g_i)$

Lorencio kreivė



1 pav. Namų ūkių narių pasiskirstymo pagal piniginių pajamų lygį koncentracija 1994 m. kovo mėn.

1 paveiksle nubraižyta Lorencio kreivė remiantis 1994 m. kovo mėn. duomenimis. Šalia Lorencio kreivės, pajamų pasiskirstymo netolygumui įvertinti naudojamas Džini koeficientas [2], [5], [6], kuris skaičiuojamas šitaip:

$$K_{D\text{žini}} = \frac{10000 - \sum f_i(\Phi_i + \Phi_{i-1})}{10000},$$

$$\text{čia } \Phi_i = \sum_{j=1}^i g_j, \quad \Phi_{i-1} = \sum_{j=1}^{i-1} g_j, \quad g_j = \frac{n_j x_j}{\sum (n_i x_i)} \cdot 100,$$

$n_j x_j$ – j-tosios namų ūkių grupės piniginių pajamų suma;

$\sum n_i x_i$ – bendra (visų namų ūkių) piniginių pajamų suma;

g_j – j-osios namų ūkių grupės piniginių pajamų lyginamasis svoris (procentais).

Džini koeficientas svyruoja nuo 0 iki 1; kuo didesnė jo reikšmė, tuo pajamų pasiskirstymas netolygesnis. Šis koeficientas Lietuvoje pradėtas skaičiuoti tik 1993 m.

3 lentelėje, be Džini koeficiento, pateikiamas ir pajamų diferenciacijos koeficientas K_{dif} , skaičiuojamas pagal formulę:

$$K_{\text{dif}} = \frac{\sum (f'_i - g'_i)}{\sum f'_i}$$

čia f'_i ir g'_i sukaupti lyginamieji svoriai. [1], [2], [3].

3 l e n t e l ė Pajamų diferenciacijos rodikliai (1993 m. ir 1994 m. namų ūkio tyrimo duomenimis)

Koeficientai	1993 02	1993 05	1993 08	1993 11	1994 01	1994 02	1994 03	1994 06	1994 09
Diferenciacijos	0,2153	0,2912	0,2857	0,2806	0,3329	0,3499	0,3257	0,3358	0,3211
Džini	0,3159	0,3224	0,3600	0,3281	0,3662	0,3843	0,3577	0,3695	0,3533

Abu koeficientai rodo tą pačią pajamų pasiskirstymo nelygbę. Didžiausia piniginių pajamų koncentracija fiksuojama 1994 m. vasario mėnesį, Džini koeficientas lygus 0,3843. 1993 m. jis buvo mažesnis, padidėjo tik vasaros mėnesiais. 1994 m. kitais mėnesiais, palyginti su vasario mėn., šis koeficientas šiek tiek sumažėjo. Tą pačią tendenciją patvirtina ir diferenciacijos koeficientas, kuris 1994 m. vasario mėnesį daug didesnis nei 1993 metais.

Ar atitinka namų ūkio narių pasiskirstymas pagal pinigines pajamas logaritminį normalinį pasiskirstymą? Į šį klausimą bandysime atsakyti

remdamiesi 1993 m. rugpjūčio ir lapkričio mėnesių duomenis. Pasiskirstymo charakteristikos pateikiamos 4 lentelėje.

4 lentelė. Absolutinio ir normalio nukrypimo asimetrijos koeficientai ir jų procentiniai taškai

Data	Charakteristikos					
	d	d _{1%}	d _{5%}	g ₃	g _{3.1%}	g _{3.5%}
199308	0,8031	0,8056	0,8034	0,0089	0,0892	0,0629
199311	0,7859	0,8056	0,8034	-0,0579	0,0893	0,0629

Iš lentelės matome, kad $d < d_{5\%}$, $g_3 < g_{3.5\%}$, taip pat $d < d_{1\%}$, $g_3 < g_{3.1\%}$. Vadinas, galime daryti išvadą, kad namų ūkio narių pasiskirstymas pagal pajamas atitinka logaritminį normalinį pasiskirstymą. Todėl pasiskirstymo dažnius skaičiuosime pagal logaritminę normalinę kreivę.

Logaritminio normalinio pasiskirstymo dažnio skaičiavimas nėra sudėtingas, kadangi funkcijos pasiskirstymo reikšmės, atitinkančios skirtingus parametrų dydžius, tabuluotos, t. y. apskaičiuotos lentelėse. Šis pasiskirstymas priklauso nuo dviejų parametrų vidurkio $\ln \bar{x}$ ir dispersijos $S_{\ln x}^2$. Pasiskirstymo dažnius skaičiuojame pagal 5 lentelę.

5 lentelė Pasiskirstymo dažnių skaičiavimas

Pajamų intervalai (x)	$\ln x_i$	$\ln x_{i-1}$	$\ln x_i - \ln \bar{x}$	$\ln x_{i-1} - \ln \bar{x}$	t_{1i}	t_{2i}	$\Phi(t_{1i})$
1	2	3	4	5	6	7	8

$\Phi(t_{2i})$	$\Phi(t_{2i}) - \Phi(t_{1i})$	$[\Phi(t_{2i}) - \Phi(t_{1i})]$ su išlygintomis kraštinėmis reikšmėmis	$[\Phi(t_{2i}) - \Phi(t_{1i})] \cdot N$
9	10	11	12

5 lentelėje $\ln x_i$ – natūrinis intervalo pradžios logaritmas;

$\ln x_{i+1}$ – natūrinis intervalo pabaigos logaritmas;

$\left. \begin{array}{l} \ln x_i - \ln \bar{x} \\ \ln x_{i+1} - \ln \bar{x} \end{array} \right\}$ – grupinių intervalų kraštinių reikšmių nuokrypis nuo pajamų logaritmų aritmetinio vidurkio;

$$t_{1i} = \frac{\ln x_i - \overline{\ln x}}{S_{\ln x}}, \quad t_{2i} = \frac{\ln x_{i+1} - \overline{\ln x}}{S_{\ln x}}.$$

$\Phi(t)$ – normalinio pasiskirstymo funkcija;

$$\Phi(t) = \frac{1}{\sqrt{\frac{\pi}{2}}} \int_0^t e^{-\frac{t^2}{2}} dx;$$

N – respublikos gyventojų skaičius.

$\Phi(t_i)$ reikšmės vienodos normaliniam ir logaritminiam normaliniam

pasiskirstymams, tik pirmu atveju $t_i = \frac{x_i - \bar{x}}{S_x}$, o antru atveju $t_i = \frac{\ln x_i - \overline{\ln x}}{S_{\ln x}}$.

Neigiamoms t_i reikšmėms $\Phi(t_i)$ apskaičiuojamos šitaip: $\Phi(-t_i) = 1 - \Phi(t_i)$.

6 lentelėje pateikiamos 1993 m. rugpjūčio ir lapkričio mėnesių apskaičiuotas namų ūkių narių skaičius kiekvienoje grupėje. Respublikos gyventojų skaičius $N=3736490$.

6 l e n t e l ė Gyventojų pasiskirstymas pagal vidutinės vieno asmens pinigines pajamas

Pajamų grupių intervalai	199308	199311
iki 40	438804	167628
40–50	262429	118416
50–60	248275	161154
60–70	287822	193188
70–80	274688	211975
80–100	487365	441052
100–150	824214	954285
150–200	429132	587529
200–300	344679	627495
300 ir daugiau	139082	273768

Toliau patikrinsime, ar gauti teoriniai dažniai labai skiriasi nuo atrankinių. Praktiniams skaičiavimams naudosime Pirsono kriterijų χ^2 ir Romanovskio taisyklę, t. y. patikrinsime atrankinių ir apskaičiuotų pasiskirstymo dažnių panašumą. Norint šį kriterijų pritaikyti reikia apskaičiuoti χ^2 ir τ – laisvės laipsnių skaičių. Gauti rezultatai pateikti 7 lentelėje.

7 lentelė Kriterijų reikšmės

Data	τ	χ^2
199308	7	-0,48
199311	7	-0,45

Gautos χ^2 abiem mėnesiais mažesnės už 3, t. y. galima padaryti švada, kad apskaičiuotos ir atrankinės kreivių ryšys yra teigiamas ir namų ūkių pasiskirstymui pagal pinigines pajamas skaičiuoti galima taikyti ogaritinį normalinį pasiskirstymo dėsnį.

8 lentelėje pateiktos statistinės atrankinio ir apskaičiuoto pasiskirstymų charakteristikos.

8 lentelė Gyventojų pasiskirstymo pagal pajamas teorinių ir faktinių reikšmių palyginimas

Statistinės charakteristikos	199308			199311		
	Faktinės reikšmės Lt	Teorinės reikšmės Lt	Teorinių reikšmių nuokrypis nuo faktinių	Faktinės reikšmės Lt	Teorinės reikšmės Lt	Teorinių reikšmių nuokrypis nuo faktinių
Vidutinės pajamos	107,06	116,36	9,30	141,23	150,45	9,23
Moda	69,71	68,50	-1,21	86,90	94,00	-2,90
Mediana	85,17	87,31	2,14	115,30	130,11	14,81
Žemutinė decilė	35,63	27,04	-8,59	54,93	55,43	0,50
Žemutinė kvartilė	58,25	58,87	0,64	80,73	83,71	2,98
Aukštutinė kvartilė	133,33	148,71	15,38	175,10	105,15	-69,95
Aukštutinė decilė	192,05	232,00	39,94	244,90	284,10	39,20

5. Išvados

1. Namų ūkių pajamų 1993 ir 1994 metais analizė parodė, kad pajamų diferenciacija (nelygybė) didėja.

2. Medianos (M_e) skaičiavimas svarbus tuo atžvilgiu, kad į M_e dydį daugelyje šalių orientuojamasi nustatant skurdo ribą. Turtingesnėse Vakarų Europos šalyse (Prancūzijoje, Ispanijoje, Italijoje) oficiali skurdo riba yra $0,5 M_e$, o mažiau turtingose (Portugalijoje, Graikijoje) – $0,4 M_e$. Skaičiavimai Lietuvos duomenų pagrindu rodo, kad pagal turtingesnių ir mažiau turtingų Vakarų Europos šalių standartus MGL Lietuvoje yra žemiau skurdo ribos.

3. Pajamų diferenciacijos tyrimą tikslinga papildyti išlaidų ir vartojimo struktūrų tyrimais, kurie leistų atskleisti gilumines gyvenimo lygio aktualijas.

LITERATŪRA

1. Martišius S. Indeksiniai skaičiavimai: teorija ir algoritmai – V.: VU leidykla, 1990. – 70 p.

2. Moliienė O., Martišius S. Piniginių pajamų lygio, dinamikos, diferenciacijos ir koncentracijos statistinis tyrimas // Lietuvos statistikos departamento darbai. – 1993. – Nr. 4. – P. 27–42.

3. Moliienė O. Darbo ir darbo užmokesčio rodiklių analizė statistikos metodais. – V.: VU leidykla, 1990. – 70 p.

4. Wannacott P., Wannacott R. Mikroekonomika. – V.: Littera Universitati Vytautai magni, 1993. – 571 p.

5. Atkinson A. B., Micklewright J. Economic transformation in Eastern Europe and the distribution of income. – Cambridge, 1989. – 320 p.

6. Cowell F. C. Inequality Measurement. – Cambridge, 1993.

THE ASSESSMENT OF THE DISPROPORTION'S IN POPULATIONS INCOME DISTRIBUTION IN LITHUANIA

Algimantas Mislūnas, Petras Moščinskas

S u m m a r y

In Lithuania the main data source for the research in the field of incomes is sampling of household data. At this moment in Lithuania are examined 1500 families in which are 4100 members of the families. For a long period of time in Lithuania was used an interval method for grouping the research data, but recently the decile method came into use. In our researches we evaluated the conformity of interval distribution of one family' member's income rate with log-

normality law, and also the possibilities of forecasting based on possible mean numbers of incomes and the rate of dispersion in the long-term period.

The researches of income's distribution showed that asymmetry is not basic. Lorenz's curve Gini coefficient gave the possibility to evaluate the inequality of income's.