

Latvijas Universitāte



Signe Bāliņa

**LATVIJAS MĀJSAIMNIECĪBU
BUDŽETA PĒTĪJUMA DATU
REPREZENTATIVITĀTES NOVĒRTĒŠANA
UN PAAUGSTINĀŠANA**

Promocijas darbs



Disertācija izstrādāta

ekonomikas doktora (Dr. oec) grāda iegūšanai

ekonomikas zinātņu nozarē

Apakšnozare: ekonometrija

Zinātniskais vadītājs Dr. habil. oec., prof. Oļģerts Krastiņš

Rīga, 2001

SATURS

Ievads	12
1.nodaļa. Mājsaimniecību budžetu pētījumu attīstības vēsture	17
1.1. Pirmie ģimeņu budžetu pētījumi	17
1.2. Ģimeņu budžetu pētījumi laika periodā līdz Pirmajam Pasaules karam.....	18
1.3. Mājsaimniecību budžeta pētījumi laika posmā starp Pirmo un Otrā Pasaules karu	20
1.4. Mājsaimniecību budžeta pētījumi Latvijā līdz Otrajam Pasaules karam.....	23
1.5. Izlases apsekojumu teorijas attīstība.....	26
1.6. Mājsaimniecību budžeta pētījumi pēc Otrā Pasaules kara	28
1.7. Mājsaimniecību budžeta pētījumi Latvijā padomju varas gados	36
2.nodaļa. Latvijas mājsaimniecību budžetu pētījums	38
2.1. Pētījuma mērķi	38
2.2. Pētījuma organizācija	39
2.3. Pētījuma izlase	43
2.3.1. Izlases rāmis	43
2.3.2. Izlases apjoms	44
2.3.3. Izlases izveides procedūra.....	45
2.3.4. Mājsaimniecību izlasē iekļaušanas varbūtība, dizaina svari	57
2.4. Novērtējumu iegūšanas procedūras.....	62
3.nodaļa. Nerespondence un tās ietekmes dzēšana.....	66
3.1. Nerespondences problēma.....	66
3.2. Nerespondences līmenis Latvijas mājsaimniecību budžetu pētījumā.....	70
3.3. Respondences varbūtība.....	74

3.4.	Respondences modeļi.....	76
3.5.	Respondences homogenitātes grupu metode	77
3.6.	Respondences homogenitātes grupu modeļa pielietojums Latvijas mājsaimniecību budžetu pētījumā laukos.....	79
3.6.1.	Respondences homogenitātes grupu noteikšana pēc mājsaimniecības lieluma	79
3.6.2.	Respondences homogenitātes grupu noteikšana pēc mājsaimniecības lieluma un demogrāfiskās informācijas.....	83
3.7.	Respondences homogenitātes grupu modeļa pielietojums Latvijas mājsaimniecību budžetu pētījumā pilsētās	90
3.8.	Kalibrēšanas metode	95
3.9.	Kalibrēšanas metodes pielietošana Latvijas mājsaimniecību budžeta pētījumā	98
3.9.1.	Ārējās informācijas mainīgo izvēle Rīgā	102
3.9.2.	Ārējās informācijas mainīgo izvēle pārējās pilsētās	108
3.9.3.	Sākotnējo un kalibrēto novērtējumu salīdzinājums.....	111
4.nodaļa.	Rādītāju reprezentativitātes novērtēšana	117
4.1.	Problēmas apraksts.....	117
4.2.	Ģenerālpopas absolūtā lieluma vērtējuma dispersijas novērtēšana	121
4.2.1.	Vispārējais novērtējums	121
4.2.2.	Novērtējums stratificētai izlasei.....	123
4.2.3.	Novērtējums divpakāpju izlasei.....	124
4.3.	Ģenerālpopas absolūtā lieluma vērtējuma dispersijas novērtēšana Latvijas mājsaimniecību budžeta pētījumā.....	125
4.3.1.	Novērtējums Rīgā un 6 lielajās pilsētās	126
4.3.2.	Novērtējums laukos.....	126
4.3.3.	Novērtējums vidēja lieluma un mazajām pilsētām.....	127
4.4.	Absolūto lieluma attiecības vērtējuma dispersijas novērtējums.....	128
4.4.1.	Replicētās izlases metode	128
4.4.2.	Jackknife atkārtoto repliku metode.....	130
4.4.3.	Teiloras linearizācijas metode	132

4.5. Absolūto lieluma attiecības vērtējuma dispersijas novērtēšana Latvijas mājsaimniecību budžeta pētījumā	134
4.5.1. Replicētās izlases metodes pielietošana	134
4.5.2. Jackknife metodes pielietošana	138
4.5.3. Teilora linearizācijas metodes pielietošana	139
4.5.4. Ar dažādām metodēm iegūto novērtējumu salīdzinājums	141
4.5.5. Absolūto lielumu attiecības vērtējuma izlases kļūdas novērtējums visas Latvijas mājsaimniecībām	144
5.nodaļa. Rezultāti	150
5.1. Vērtējumu reprezentativitāte administratīvi teritoriālajām grupām	150
5.2. Vērtējumu reprezentativitāte sociālekonomiskajām grupām	161
5.3. Vērtējumu reprezentativitāte demogrāfiskajās grupās	169
5.4. Vērtējumu reprezentativitāte labklājības grupām	175
Galvenie secinājumi un rekomendācijas	184
Literatūra	186

TABULU RĀDĪTĀJS

2.1.	Izsoles izvietojums Rīgā un 6 lielajās pilsētās	47
2.2.	Vidēja lieluma un mazo pilsētu skaits ģenerālkopā un izlasē	49
2.3.	Rīgas reģiona vidēja lieluma pilsētu iedzīvotāju skaits	50
2.4.	Izlasē iekļauto Rīgas reģiona vidēja lieluma pilsētu pāru izlasē iekļaušanas varbūtības	53
2.5.	Latvijas mājsaimniecību budžeta pētījuma gada izsoles izvietojums vidēja lieluma un mazajās pilsētās	53
2.6.	Pagastu skaits izlasē un ģenerālkopā, 1995.gada dati	54
2.7.	Latvijas mājsaimniecību budžeta pētījuma gada izsoles izvietojums lauku pagastos.	56
3.1.	Vidējais respondences līmenis Latvijas mājsaimniecību budžetu pētījumā, procentos.	71
3.2.	Respondences līmenis patēriņa izdevumu pētījumos, procentos	74
3.3.	Dažādu rādītāju novērtējumi lauku mājsaimniecībām, respondences līmenis 83%, 1996.gada dati	81
3.4.	Lauku iedzīvotāju sadalījums vecuma un dzimuma grupās, 1998.gada dati	84
3.5.	Lauku mājsaimniecību sadalījums pēc mājsaimniecības lieluma	85
3.6.	Lauku mājsaimniecību sadalījums pēc mājsaimniecības lieluma un mājsaimniecības locekļu dzimuma un vecuma, 1998.gada dati.	86
3.7.	Lauku iedzīvotāju sadalījums vecuma un dzimuma grupās, 1998.gada dati	87
3.8.	Mājsaimniecību grupu rīcībā esošo ienākumu vērtējumi un to izsoles relatīvās kļūdas, 1998.gada dati	89

3.9.	Mājsaimniecību grupu patēriņa izdevumu vērtējumi un to izlases relatīvās kļūdas, 1998.gada dati	89
3.10.	Dažādu rādītāju novērtējumi pilsētās dzīvojošajām mājsaimniecībām, respondences līmenis 67%, 1996.gada dati	90
3.11.	Pilsētu mājsaimniecību sadalījums pēc mājsaimniecības lieluma, 1997.gada dati	92
3.12.	Svaru ietekme uz pilsētās dzīvojošo mājsaimniecību dažādu rādītāju novērtējumiem, 1997.gada dati	93
3.13.	Pilsētu iedzīvotāju vecuma grupu sadalījuma novērtējums procentos, 1997.gada dati	93
3.14.	Pilsētu iedzīvotāju procentuālais sadalījums vecuma un dzimuma grupās, 1998.gada dati	99
3.15.	Rīgas un pārējo Latvijas pilsētu iedzīvotāju vecuma un dzimuma sadalījums un tā novērtējums, 1998.gada dati	100
3.16.	Dažādu sociāli ekonomisko grupu mājsaimniecību rīcībā esošie ienākumi un patēriņa izdevumi Rīgā, 1998.gada dati	101
3.17.	Mājsaimniecību sadalījums Rīgā, 1998.gada dati	112
3.18.	Rīgas mājsaimniecību rīcībā esošo ienākumu un patēriņa izdevumu novērtējumi un to izlases relatīvās kļūdas, 1998.gada dati.	113
3.19.	Rīgas mājsaimniecību patēriņa izdevumu struktūra, 1998.gada dati	115
4.1.	Dispersijas novērtēšana sarežģītība atkarībā no rādītāja veida un izlases dizaina	120
4.2.	Izlasē iekļauto mājsaimniecību skaits, 1997.gada dati	134
4.3.	Rīgas un 6 lielo pilsētu mājsaimniecību patēriņa izdevumu vērtējums un tā izlases absolūtās kļūdas novērtējumi ar replicētās izlases metodi, 1997.gada dati	135
4.4.	Rīgas un 6 lielo pilsētu mājsaimniecību dažādu rādītāju novērtējumi un to izlases absolūtās kļūdas novērtējumi ar replicētās izlases metodi, 1997.gada dati	137

4.5.	Primāro izlases vienību proporcija ģenerālkopā	138
4.6.	Parametru vērtējumi un to izlases absolūtās kļūdas novērtējumi ar Jacknife metodi, 1997.gada dati	139
4.7.	Rīcībā esošo ienākumu un patēriņa izdevumu vērtējumi un to izlases absolūto kļūdu vērtējumi ar Teilora linearizācijas metodi, 1997.gada dati	140
4.8.	Parametru vērtējumi un ar dažādām metodēm iegūtie to izlases absolūto kļūdu novērtējumi, Rīga un 6 lielās pilsētas, 1997.gada dati	142
4.9.	Parametru vērtējumi un ar dažādām metodēm iegūtie to izlases absolūto kļūdu novērtējumi, 1997.gada dati	143
4.10.	Parametra vērtējumi un to izlases absolūtās un relatīvās kļūdas novērtējumi vidēja lieluma pilsētām Vidzemes un Kurzemes reģionā, 1997.gada dati	146
4.11.	Parametru vērtējumi un to i izlases absolūtās un relatīvās kļūdas novērtējumi vidēja lieluma pilsētām, 1997.gada dati	146
4.12.	Parametra vērtējumi un to izlases absolūtās un relatīvās kļūdas novērtējumi vidēja lieluma un mazajām pilsētām, 1997.gada dati	147
4.13.	Parametra vērtējumi un to izlases absolūtās un relatīvās kļūdas novērtējumi, 1997.gada dati	147
4.14.	Parametru vērtējumi un dažādi to izlases absolūto kļūdu vērtējumi, 1997.gada dati.	148
5.1.	Pilsētu un lauku mājsaimniecību rīcībā esošā ienākuma un patēriņa izdevumu vērtējumi un to izlases absolūtās kļūdas, 1999.gada dati	151
5.2.	Pilsētu un lauku mājsaimniecību rīcībā esošā ienākuma un patēriņa izdevumu vērtējumi un to izlases relatīvās kļūdas, 1999.gada dati	152
5.3.	Pilsētu un lauku mājsaimniecību patēriņa izdevumu grupu vērtējumi un to izlases relatīvās kļūdas, 1999.gada dati	156
5.4.	Pilsētu mājsaimniecību rīcībā esošā ienākuma un patēriņa izdevumu vērtējumi un to izlases relatīvās kļūdas, 1999.gada dati	159

5.5.	Dažādu sociālekonomisko grupu mājsaimniecību rīcībā esošā ienākuma un patēriņa izdevumu vērtējumi un to izlases relatīvās kļūdas, 1999.gada dati	162
5.6.	Algotu darbu strādājošo un pensionāru mājsaimniecību rīcībā esošā ienākuma un patēriņa izdevumu vērtējumi un to izlases relatīvās kļūdas, 1999.gada dati	166
5.7.	Rīgas mājsaimniecību rīcībā esošā ienākuma un patēriņa izdevumu vērtējumi un to izlases relatīvās kļūdas, 1999.gada dati	167
5.8.	Dažādu demogrāfisko grupu mājsaimniecību rīcībā esošā ienākuma un patēriņa izdevumu vērtējumi un to izlases relatīvās kļūdas, 1999.gada dati	171
5.9.	Vienas personas mājsaimniecību izdevumi transportam, atpūtai un izglītībai, 1999.gada dati	174
5.10.	Rīcībā esošā ienākuma un patēriņa izdevumu vērtējumi un to izlases relatīvās kļūdas mājsaimniecību decīļu grupām, 1999.gada dati	176

ATTĒLU RĀDĪTĀJS

2.1.	Rīgas seši administratīvie rajoni un sešas lielās pilsētas	46
2.2.	Mājsaimniecību budžeta pētījuma izlasē iekļauto vidēja lieluma un mazo pilsētu izvietojums	49
2.3.	Mājsaimniecību budžeta pētījuma izlasē iekļauto pagastu shematisks izvietojums	55
3.1.	Nerespondences komponentes mājsaimniecību budžetu pētījumos	67
3.2.	Latvijas mājsaimniecību budžetu pētījuma respondences un nerespondences rādītāji, 1996. – 1999.gada dati	71
3.3.	Latvijas mājsaimniecību budžetu pētījuma nerespondences līmenis Rīgā, pārējās pilsētās un laukos, 1996. – 1999.gada dati	72
3.4.	Latvijas mājsaimniecību budžeta pētījuma mēnešu vidējie nerespondences rādītāji, 1996. – 1999.gada dati	73
3.5.	Ģenerālkopa, izlase un respondējošās izlases vienības	75
3.6.	Mājsaimniecību sadalījums pēc lieluma, 1996.gada dati	80
3.7.	Lauku iedzīvotāju procentuālais sadalījums dzimuma un vecuma grupās ģenerālkopā un šī sadalījuma novērtējums ar modeli RHG15, 1998.gada dati	83
3.8.	Lauku iedzīvotāju procentuālais sadalījums dzimuma un vecuma grupās ģenerālkopā un šī sadalījuma novērtējums ar modeli RHG11, 1998.gada dati	88
3.9.	Rīgas iedzīvotāju procentuālais sadalījums vecuma grupās, 1998.gada dati	102
3.10.	Vīriešu procentuālais sadalījums vecuma grupās Rīgā, 1998.gada dati	103

3.11.	Sieviešu procentuālais sadalījums vecuma grupās Rīgā, 1998.gada dati ..	104
3.12.	Rīgas iedzīvotāju procentuālais sadalījums vecuma grupās pēc svaru kalibrēšanas, 1998.gada dati.....	108
3.13.	Pārējo Latvijas pilsētu iedzīvotāju procentuālais sadalījums vecuma grupās, 1998.gada dati.	108
3.14.	Pārējās Latvijas pilsētās dzīvojošo vīriešu procentuālais sadalījums vecuma grupās, 1998.gada dati.	109
3.15.	Pārējās Latvijas pilsētās dzīvojošo sieviešu procentuālais sadalījums vecuma grupās, 1998.gada dati.	110
3.16.	Pārējo Latvijas pilsētu iedzīvotāju procentuālais sadalījums vecuma grupās pēc kalibrēšanas, 1998.gada dati.	111
4.1.	Rīcībā esošo ienākumu un patēriņa izdevumu uz vienu mājsaimniecības locekli vērtējumi un to izlases absolūtās kļūdas novērtējums, pielietojot replicētās izlases metodi, 1997.gada dati	136
4.2.	Patēriņa izdevumu grupu vērtējumi uz vienu mājsaimniecības locekli un to izlases absolūtās kļūdas novērtējums, pielietojot replicētās izlases metodi, 1997.gada dati	136
5.1.	Mājsaimniecību sadalījums dažāda tipa apdzīvotās vietās, 1999.gada dati	151
5.2.	Patēriņa izdevumu vērtējumi izlasē iekļautajos pagastos, 1999.gada dati	153
5.3.	Mājsaimniecību patēriņa izdevumu struktūra vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli 1999.gadā	154
5.4.	Mājsaimniecību rīcībā esošo ienākumu vērtējumi vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī un šo vērtējumu izlases absolūtās kļūdas dažādu administratīvo teritoriju mājsaimniecībām, 1999.gada dati	158
5.5.	Mājsaimniecību sadalījums pēc to galvenā pelnītāja sociālekonomiskās piederības 1999.gadā	161

5.6.	Mājsaimniecību sociālekonomisko grupu rīcībā esošie ienākumi vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī un šo vērtējumu izlases absolūtās kļūdas, 1999.gada dati	163
5.7.	Rīgas mājsaimniecību sociālekonomisko grupu patēriņa izdevumi vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī un šo vērtējumu izlases absolūtās kļūdas, 1999.gada dati	168
5.8.	Mājsaimniecību sadalījums demogrāfiskajās grupās 1999.gadā	170
5.9.	Mājsaimniecību demogrāfisko grupu patēriņa izdevumi vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī un šo rādītāju 68% ticamības intervāli, 1999.gada dati	172
5.10.	Mājsaimniecību labklājības grupu patēriņa izdevumu vērtējumi un to izlases absolūtās kļūdas, 1999.gada dati	177
5.11.	Mājsaimniecību labklājības grupu pārtikas, alkohola un tabakas izdevumu vērtējumi un to izlases absolūtās kļūdas, 1999.gada dati	178
5.12.	Mājsaimniecību labklājības grupu mājokļa uzturēšanas izdevumu vērtējumi un to izlases absolūtās kļūdas, 1999.gada dati	179
5.13.	Mājsaimniecību labklājības grupu transporta izdevumu vērtējumi un to izlases absolūtās kļūdas, 1999.gada dati	180
5.14.	Mājsaimniecību labklājības grupu izglītības izdevumu vērtējumi, to izlases absolūtās kļūdas un katras deciles mājsaimniecību īpatsvars izlasē, kurām ir fiksēti izdevumi izglītībai, 1999.gada dati	181
5.15.	Mājsaimniecību labklājības grupu mājokļa iekārtošanas izdevumu vērtējumi un to izlases absolūtās kļūdas, 1999.gada dati	182

IEVADS

Cilvēku interese par savas ģimenes budžetu ir sena. Jau no viduslaikiem atrodamas rakstiskas liecības par ģimenes ienākumu un izdevumu pierakstiem. Sākotnēji šī informācija lietota tikai privātām vajadzībām un nav rādīta ārpus ģimenes. Vēlākos laikos ģimeņu budžeti apzināti, iegūtā informācija apkopota un rezultāti darīti zināmi plašākam lokam.

Latvijā pirmie ģimeņu budžetu pētījumi bijuši pirmās brīvvalsts laikā. Pēckara periodā ģimeņu budžetu pētījumi uzsākti 1952.gadā bijušās PSRS Centrālās statistikas pārvaldes sistēmas ietvaros.

Kopš 1995.gada rudens Latvijas Republikas Centrālā statistikas pārvalde uzsāka jaunu mājsaimniecību budžetu pētījumu, kas tika sagatavots sadarbībā ar Pasaules bankas ekspertiem. Pētījuma organizācija un metodoloģija atbilst starptautisko statistisko organizāciju prasībām.

Latvijas mājsaimniecību budžeta pētījuma galvenais mērķis ir novērtēt visu Latvijā esošo mājsaimniecību (kā arī to administratīvi teritoriālo un sociālo grupu) ienākumu, izdevumu un patēriņa līmeni un struktūru (Mājsaimniecību budžetu pētījuma individuālo datu failu lietotāja rokasgrāmata, 1997).

Mājsaimniecību budžeta pētījums ir veidots kā izlases pētījums, kur katra izlasē iekļautā mājsaimniecība tiek aptaujāta vienu mēnesi. Pētījuma izlase ir veidota tā, lai tā reprezentētu kā visu valsti kopumā, tā arī galvenās iedzīvotāju grupas.

Izlases apsekojumu mērķis ir, izmantojot izlases datus, novērtēt atbilstošos ģenerālkopas rādītājus. Atšķirību starp kāda rādītāja īsto ģenerālkopas vērtību un šī rādītāja novērtējumu no izlases datiem raksturo pētījuma kļūda, kas sastāv no divām komponentēm:

- izlases kļūdas,
- kļūdas, kas nav saistīta ar izlasi (Lessler J., 1992).

Izlasses kļūda rodas no tā, ka apsekota ir tikai kāda daļa nevis visa ģenerālkopa. Izlasses kļūda ir atkarīga no tādiem faktoriem kā izvēlētais izlasses dizains, izlasses apjoms un pētāmā rādītāja izkliede ģenerālkopā.

Kļūdas, kas nav saistītas ar izlasi, pastāv gan izlasses pētījumos, gan visas ģenerālkopas apsekojumos. Kā galvenās šīs kļūdas komponentes var minēt izlasses rāmja un novērojuma jeb mērījuma kļūdas, kā arī novirzes, kas rodas nerespondences ietekmē: ne vienmēr ir iespējams iegūt informāciju par visiem pētījumā iekļautajiem objektiem. Šo kļūdu rezultātā mēs varam iegūt novirzītus ģenerālkopas rādītāju novērtējumus. Publicējot izlasses pētījuma rezultātus, ir svarīgi apzināt iespējamās šo kļūdu avotus un iespēju robežās minimizēt novērtējumu novirzes.

Tā kā parasti ir novērota tikai viena izlase, pēc kuras datiem ir novērtēti interesējošie ģenerālkopas parametri, tad ir svarīgi zināt, cik reprezentatīvi ir šie vērtējumi jeb citiem vārdiem sakot, kāda ir šo novērtējumu izlasses kļūda. Vērtējuma reprezentativitāti parasti raksturo ar vērtējuma standartkļūdu jeb izlasses absolūto kļūdu un variācijas koeficientu jeb izlasses relatīvo kļūdu.

Šī zinātniskā darba galvenais mērķis ir novērtēt Latvijas mājsaimniecību budžeta pētījuma datu reprezentativitāti un izstrādāt rekomendācijas pētījuma datu reprezentativitātes uzlabošanai. Līdz šim Latvijas mājsaimniecību budžeta pētījuma datu reprezentativitāte netika novērtēta un pētīta.

Izvirzītā mērķa sasniegšanai bija nepieciešams izpētīt un atrisināt šādus galvenos uzdevumus:

- Novērtēt mājsaimniecību budžetu pētījuma rezultātu sistemātiskās izlasses kļūdas, kas saistītas ar izlasē iekļauto mājsaimniecību nevienmērīgu izvietojumu teritorijā, izlozes un novērojamās vienības neatbilstību (personas, mājsaimniecības), nerespondenci.
- Izpētīt ārzemēs lietotās metodes un datorprogrammas specifisko izlasses gadījumkļūdu aprēķināšanai sarežģīta dizaina pētījumiem. Piemērot šīs metodes un datorprogrammas specifiskai mājsaimniecību budžetu izlasei Latvijas apstākļos.

- Uzsākt praktisku izlases kļūdu un vērtējumu intervālu aprēķināšanu, pētījuma galveno daļu veicot pēc 1999.gada datiem. Novērtēt pētījuma gaitā iegūtos rezultātus, noskaidrojot, cik reprezentatīvs ir mājsaimniecību budžetu pētījums valstī kopumā, atsevišķās teritorijās, sociālekonomiskās grupās, demogrāfiskās grupās.
- Novērtēt, cik reprezentatīvi ir dažādi rādītāji. Tai skaitā sistemātiskie, apkopjošie rādītāji, kā piemēram, rīcībā esošais ienākums, rēķinot vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli, un analītiskie rādītāji, piemēram, izdevumi par transportu vai izglītību.
- Pilnveidot statistisko svaru sistēmu, kas atspoguļo katras pētītās mājsaimniecības varbūtību nonākt izlasē, tādējādi ar šo varbūtību (jeb statistisko svaru) palīdzību uzlabot aprēķināmos ģenerālkopas vērtējumus, panākot, lai tie nav sistemātiski nobīdīti
- Izstrādāt speciālu kalibrēšanas metodi, kas kompensē nerespondences radītās kļūdas, panākot mājsaimniecību budžetu pētījuma labāku atbilstību iedzīvotāju statistikas datiem un citai informācijai, kas iegūta, izmantojot visas ģenerālkopas datus.
- Pētījumu veikt tiešā sadarbībā ar Latvijas Centrālo Statistikas pārvaldi, visus starprezultātus un galīgos rezultātus izmantojot mājsaimniecību budžetu pētījuma kvalitātes uzlabošanai.

Šī darba 1.nodaļā aplūkota mājsaimniecību budžetu pētījumu un izlases apsekojumu teorijas attīstības vēsture. Aplūkoti ģimeņu budžetu pētījumi Latvijā pirmās brīvvalsts laikā un padomju varas gados. Tāpat liela uzmanība pievērsta dažādās pasaules valstīs organizētajiem mājsaimniecību budžetu un patēriņa izdevumu pētījumiem, to metodoloģijai un izlases dizainiem.

Kopš 1995.gada Latvijā uzsāka jaunu mājsaimniecību budžetu pētījumu. Par šī pētījuma mērķiem, organizāciju, izlases veidošanu un mājsaimniecību izlasē iekļaušanas varbūtību noteikšanu rakstīts 2.nodaļā. Šeit ir arī parādīts, kā no izlases datiem iegūt ģenerālkopas rādītāju novērtējumus.

Ja mēs zinām, kā ir veidota izlase, tad mums ir zināma arī mājsaimniecību izlasē iekļaušanas varbūtība un mēs varam iegūt ģenerālkopas rādītāju

novērtējumus. Tomēr ne vienmēr mums ir iespējams iegūt informāciju no visām izlasē iekļautajām mājsaimniecībām. Piemēram, dažos gadījumos nav iespējams identificēt izlases sarakstos iekļauto mājsaimniecību, nav iespējams satikt nevienu mājsaimniecības locekli, mājsaimniecība kategoriski atsakās piedalīties pētījumā. Šo iztrūkstošo informāciju izlases pētījumos sauc par nerespondenci.

3.nodaļa ir veltīta nerespondences problēmai un tam, kādu iespaidu nerespondence atstāj uz pētījuma rezultātiem. Darbā aplūkotas metodes, ar kurām iespējams minimizēt nerespondences ietekmi: respondences homogenitātes grupu un kalibrēšanas metode.

Gan respondences homogenitātes grupu metode, gan kalibrēšanas metode ir pielietotas Latvijas mājsaimniecību budžetu pētījuma datu analizē. Tā kopš 1998.gada datu analizē ir iekļauta kalibrēšanas metode, kas ir mazinājusi nerespondences radītās parametru novērtējumu novirzes.

Lielākā daļa izlases apsekojumu teorijas uzmanību velta rādītāju reprezentativitātes novērtējumiem vienkāršiem dizainiem un lineāriem vērtējumiem. Vienkāršas gadījumizlases absolūto summāro lielumu un vidējo lielumu reprezentativitātes novērtēšana ir iekļauta tādās statistisko datu apstrādes paketēs kā SPSS un SAS. Taču praksē bieži nākas saskarties ar sarežģīta dizaina pētījumiem un nelineāriem vērtējumiem. Šādiem gadījumiem tradicionālās statistikas paketes pielietot nav iespējams.

Latvijas mājsaimniecību budžetu pētījums ir sarežģīta dizaina pētījums un galvenā interese šajā pētījumā ir par attiecības tipa rādītājiem, tādiem kā rīcībā esošais ienākums uz vienu mājsaimniecības locekli, patēriņa izdevumi uz vienu mājsaimniecības locekli un citiem. Tādēļ Latvijas mājsaimniecību budžeta pētījuma interesējošo rādītāju reprezentativitātes novērtēšana nav vienkārša.

4.nodaļā analizētas dažādas rādītāju reprezentativitātes novērtēšanas metodes un šo metožu pielietojums. Šajā nodaļā ir parādīts, kā novērtēt ģenerālkopas absolūtā lieluma vērtējuma dispersiju dažādiem izlases dizainiem, kā arī Latvijas mājsaimniecību budžeta pētījuma absolūtajiem rādītājiem. Tā kā mājsaimniecību budžetu pētījumā galvenā interese ir par attiecības tipa rādītājiem, tad ir aplūkotas metodes, ar kurām var iegūt šo rādītāju dispersijas novērtējumu:

replicētās izlases metode, *Jackknife* atkārtoto repliku metode un Teilora linearizācijas metode.

Darbā parādīts, kā šīs metodes var izmantot Latvijas mājsaimniecību budžeta pētījuma vērtējumu reprezentativitātes novērtēšanai. Veikta ar dažādām metodēm iegūto rezultātu salīdzināšana un izstrādāta optimāla reprezentativitātes novērtēšanas iegūšanas programma.

5.nodaļā apkopoti un analizēti Latvijas mājsaimniecību budžeta pētījuma 1999.gada datu vērtējumu reprezentativitāti raksturojoši lielumi. Analīze veikta visām valsts mājsaimniecībām, kā arī galvenajām to grupām: administratīvi teritoriālajām, sociālekonomiskajām, demogrāfiskajām un labklājības grupām. Reprezentativitātes raksturošanai izmantoti izlases absolūtās un relatīvās kļūdas 68% ticamības intervāli.



1.NODAĻA

MĀJSAIMNIECĪBU BUDŽETU PĒTĪJUMU ATTĪSTĪBAS VĒSTURE

1.1. PIRMIE ĢIMENŪ BUDŽETU PĒTĪJUMI

Cilvēku interese par savas ģimenes budžetu ir sena. Jau no viduslaikiem atrodamas rakstiskas liecības par ģimenes ienākumu un izdevumu pierakstiem. Sākotnēji šī informācija lietota tikai privātām vajadzībām un nav rādīta ārpus ģimenes. Vēlākos laikos ģimeņu budžeti apzināti, iegūtā informācija apkopota un rezultāti darīti zināmi plašākam lokam.

Kā vienu no pirmajiem publicētajiem materiāliem par ģimeņu ienākumiem un izdevumiem var minēt G.Kinga (*Gregory King*) darbu "Naturālie un politiskie novērojumi par stāvokli Anglijā. Nācījas ikgadējie ienākumi un izdevumi 1688.gadā" ("*Natural and political observation upon the state and conditions of England. The annual income and expense of the nation as it stood in anno 1688*"), kas datēts ar 1699.gadu un kurā apskatīti dažādu sociālo grupu vidējie ienākumi un izdevumi. Darba mērķis ir bijis noskaidrot, kādas kārtas un šķiras ienākumu un izdevumu izmaiņas visvairāk iespaidotu visas tautas labklājības pieaugumu (Dāvidsons, 1939).

Arī citi agrīnie darbi bijuši sociāli politiski. Tā 1748.gadā J.Masī (*Joseph Massie*) savā darbā "1756.gada nodokļu aprēķins visu šķiru un kārtu ģimenēm" ("*Calculation of taxes for a family of each Rank, Degree or Class for one year 1756*"), analizējot 30 ģimeņu budžetus, centies atspēkot viedokli, ka netiešie nodokļi ir pārlietu lieli. Savukārt A.Jongs (*Arthur Jounq*) 1767.gadā darbā "Lauksaimnieku vēstules" ("*Farmers letters*") izvirza un cenšas pierādīt domu, ka ar savu atalgojumu strādnieki nespēj izdzīvot nevis tādēļ, ka atalgojums ir par zemu, bet gan tādēļ, ka

tie nepareizi tērē nopelnīto naudu. Doma tika pamatota uz četrū, tā saucamo, paraugbudžetu pamata.

Šos agrīnos darbus nevar uztvert kā mājsaimniecību budžeta pētījumu pirmsākumus, jo, no mūsdienu viedokļa raugoties, tie vairāk bija kā ilustratīvs materiāls, mazāk kā reprezentatīvi masu dati. Tomēr nenoliedzama ir to vēsturiskā vērtība.

Par pirmajiem, kas uzsākuši ģimeņu budžetu pētījumus, statistikas vēsturnieki uzskata angļus D.Devisu (*Reverend David Davies*) un F.M.Īdenu (*Sir Frederick Morton Eden*), kurus uz to "stimulēja tā laika strādnieku šķiras posts" (Stigler, 1954). 1797.gadā F.M.Īdens savā darbā "Nabadzīgo valsts jeb Anglijas strādnieku šķiras vēsture" (*"The State of the Poor or a History of the Labouring Classes in England"*) publicēja 73 strādnieku ģimeņu budžetu analīzi. Savukārt D.Devis izmantoja 138 lauku strādnieku mājsaimniecību budžetu pētījumu rezultātus, lai pievērstu uzmanību nabadzīgo dzīves līmenim un argumentētu minimālās algas noteikšanas nepieciešamību (Deaton, 1997).

XVIII gadsimta beigās un XIX gadsimta sākums iezīmējas ar daudziem mājsaimniecību budžeta pētījumiem dažādās pasaules valstīs. Šo pētījumu galvenais mērķis bija strādnieku dzīves līmeņa analīze. Vēlāk pētījumu datus izmantoja arī patēriņa cenu (jeb dzīves dārdzības) indeksa noteikšanai.

1.2. ĢIMEŅU BUDŽETU PĒTĪJUMI LAIKA PERIODĀ LĪDZ PIRMAJAM PASAULES KARAM

XIX gadsimta beigās un laika periodā līdz Pirmajam Pasaules karam plašāki vai mazāk plaši ģimeņu budžetu pētījumi notika daudzās pasaules valstīs.

1855.gadā E.Dikpetio (*Edouard Ducoetiaux*) Beļģijā aptaujāja 200 mājsaimniecības. Divus gadus vēlāk E.Engels (*Ernst Engel*) izmantoja šos datus ne tikai lai pierādītu, ka nabadzīgo ģimenēm pārtikas izdevumu daļa patēriņa izdevumu struktūrā ir lielāka, bet arī lai novērtētu summāro patēriņu Saksijā. Nākamā strādnieku mājsaimniecību aptauja Beļģijā notika 1910.gadā. Izmantojot 1'065 budžetus, tika pētīti strādnieku dzīves apstākļi un noteikts dzīves dārdzības indekss.

Dānijā 1897.gadā iegūtas un apkopotas ziņas par 368 ģimeņu budžetiem laukos un pilsētās, informāciju no ģimenēm vācot vesela gada garumā. Nākamais pētījums notika 1909.gadā, kad ar mājsaimniecību grāmatu palīdzību ieguva un apkopoja informāciju par 536 strādnieku, ierēdņu un sīko lauksaimnieku mājsaimniecībām.

Amerikas Savienotajās valstīs 1888.gadā Federācijas Darba departaments ar likumu noteica pētīt strādnieku dzīves apstākļus. 1891. un 1892.gadā novēroja un apkopoja 8'544 dzelzs, ogļu, rūdas, tekstila un stikla rūpniecībā nodarbināto strādnieku ģimeņu budžetus. Šo var pamatoti uzskatīt par vienu no plašākajiem pētījumiem XIX gadsimta beigās.

1901. un 1902.gadā plašāka aptauja veikta ASV galvenajos rūpniecības centros, kopumā aptaujājot 25'440 ģimenes. Aptaujā iekļautās ģimenes izvēlējās brīvi, taču tika cerēts, ka lielais novērojumā iekļauto ģimeņu skaits garantēs pētījuma reprezentativitāti.

Anglijā strādnieku mājsaimniecību novērojums notika 1903./1904.gadā. Analizējot 2'283 ģimeņu budžetus, aprēķināja patēriņa izdevumus, kas raksturīgi dažādos Anglijas apgabalos un dažādās nozarēs strādājošo mājsaimniecībām.

Zviedrijā Stokholmas pilsētas statistikas birojs 1907./1908.gadā apkopoja 150 strādnieku un vidusšķiras ģimeņu budžetus. Plašāku pētījumu 1913./1914.gadā organizēja Zviedrijas Darba ministrija, kas 2'325 pilsētu mazuļģimeņu iedzīvotāju ģimenēm izplatīja mājsaimniecības grāmatas, kurās atzīmēt gada ienākumus un patēriņa izdevumus. Pēc gada savāca 1'619 mājsaimniecību grāmatas, no kurām 264 izrādījās nederīgas. Publicējot datus, patēriņa izdevumus rēķināja uz vienu patērētāja vienību (Dāvidsons, 1939).

Krievijā zemnieku ģimeņu pētījumi datēti jau ar 1897.gadu, šos pētījumus veica zemstes, kas radās pēc dzimtbūšanas atcelšanas valstī 1861.gadā. Dažādi avoti sniedz dažādu informāciju par šajos pētījumos iekļauto ģimeņu skaitu: P.Dāvidsons savā diplomdarbā norāda, ka aptaujātas 176'821 ģimenes (Dāvidsons, 1939), Padomju laikā iznākušā biļetenā norādīts, ka novērojumā iegūti dati par 223 tūkstoši ģimenēm (Ģimeņu budžeti, 1962).

Strādnieku dzīves apstākļu pētījums 1908.gadā noticis Pēterburgā. Izplatīja 6'000 jautājumu lapas, kurās bija jautājumi par pēdējā mēneša izdevumiem. Atpakaļ saņemtas tikai 1'016 lapas (jeb 17% no izplatītajām), no kurām savukārt derīgas bijušas tikai 632 lapas (jeb 11%). Kā labi izdevušos pirmsrevolūcijas laika strādnieku dzīves apstākļu pētījumu I.J.Matjuha atzīmē 1910.gadā Baku naftas rūpniecībā nodarbināto 3'000 strādnieku budžetu pētījumu (Ģimeņu budžeti, 1962). Pētījuma organizēšanas mērķis bija parādīt strādnieku sliktos darba un dzīves apstākļus.

XIX gadsimta sākumā Eiropā novērojumi bijuši arī Francijā (1907. un 1913./1914.), Norvēģijā (1906./1907. un 1912./1913.), Somijā (1908./1909.), Vācijā (1901., 1902. un 1907.), Austrijā (1912. – 1914.), Holandē (1911) un Šveicē (1912.).

1.3. MĀJSAIMNIECĪBU BUDŽETA PĒTĪJUMI LAIKA POSMĀ STARP PIRMO UN OTRO PASAULES KARU

1926.gadā Ženēvā 3.Starptautiskajā darba statistiķu konferencē ģimeņu budžetu statistika tika novērtēta kā līdzeklis, ar kuru iegūt informāciju par patieso dzīves līmeni (Dāvidsons, 1939). Tika uzsvērts, ka ģimeņu budžetu pētījumi ir svarīgs informācijas avots ne tikai valsts mērogā, bet arī starptautiskā skatījumā.

Metodiskā ziņā ģimeņu budžetu pētījumus šajā laika periodā var iedalīt trīs lielās grupās, atkarībā no tā, vai informāciju no mājsaimniecībām iegūta ar:

- aptaujas lapu palīdzību (Anglijā, ASV),
- mājsaimniecību grāmatām, kur dažādām izdevumu grupām ir izdalītas atsevišķas ailes (Dānijā, Norvēģijā, Zviedrijā, Somijā),
- hronoloģiskajām mājsaimniecību grāmatām jeb dienasgrāmatām (Vācijā, arī Latvijā).

Šajā laikā kā reklāmas veids tiek izmantots radio un laikraksti, aicinot cilvēkus brīvprātīgi pietiekties novērojumos.

Amerikā Darba Departamenta statistiskais birojs 1918./1919. gadā veica novērojumos visos ASV rūpniecības centros. Ar anketu palīdzību tika apkopota informācija par pēdējā gada izdevumiem 12'096 mājsaimniecībās. Dati tika

publicēti, aprēķinot patēriņu gan uz vienu cilvēku, gan uz vienu patērētāja vienību. 1934.gadā veica atkārtotu pētījumu, lai pārreķinātu dzīves dārdzības indeksu.

Sākot no 1925.gada Austrijā notika ikgadējs ģimeņu budžetu novērojums. Mājsaimniecību bija nedaudz, taču ziņas tās sniedza par veselu gadu. 1933.gadā Tiroles un Forarlbergas strādnieku kameras ar 1'534 anketu palīdzību vāca informāciju par bezdarbnieku dzīves apstākļiem.

Zviedrijā laika posmā no 1916. līdz 1918.gadam katru gadu vāca un apkopoja datus par 400 mājsaimniecību budžetiem. Šo pētījumu mērķis bija analizēt izmaiņas, kas radušās sakarā ar pēckara gados esošo inflāciju. Plašāks pilsētu iedzīvotāju ģimeņu budžetu pētījums notika 1923.gadā un 1933.gadā.

Beļģijā 1921.gadā Rūpniecības un darba ministrija uzsāka jauna veida ģimeņu budžeta pētījumu. Novērojumam paredzēja ņemt strādnieku, zemāko ierēdņu, sīktirgotāju un mazo rūpnieku mājsaimniecības tādā proporcijā, kā tas ir karaļvalstī. Nākošais pētījums notika 1928./1929. gadā. Pārtikas izdevumi reģistrēti par 2 nedēļu periodu, pārējie izdevumi – par gadu.

Interesanti atzīmēt, ka problēmas, ar kurām sastapās statistiķi XIX gadsimta pirmajā pusē, ir gandrīz vai tādas pašas kā mums šodien. P.Dāvidsons savā diplomdarbā citē Beļģu statistiķa A.Zulena (*A.Julin*) 1934.gadā rakstīto par Beļģijas 1928./1929.gada pētījumu:

“Novērojumi par veselu gadu atdūrās uz lielām grūtībām. Neskatoties uz aģentu uzmuninājumiem, ļoti daudz mājturībām pietrūka izturības ziņas regulāri atzīmēt; daži ziņu devējiem, neskatoties uz veidlapu anonimitāti, nepatika atklāt savus ģimenes noslēpumus; citi atkal baidījās, ka valdības izdarīto novērojumu sekas varētu būt algas samazināšana vai nodokļu uzlikšana. Visu šo iemeslu dēļ ziņu devēju skaits saruka ...” (Dāvidsons, 1939).

Anglijā 1937./1938.gadā Darba ministrija organizēja plašu mājsaimniecību budžeta pētījumu, kura mērķis bija noteikt dzīves dārdzības indeksu. Novērojumu bija paredzēts izvērst visā Lielbritānijā strādnieku, kalpotāju un zemāko ierēdņu mājsaimniecībās. Sākotnēji izplatīja 30'000 veidlapas, kurās bez vispārējām ziņām bija jāsniedz arī dati par pārtikas un patēriņa izdevumiem vienas nedēļas laikā.

Novērojumu veica divos periodos. Par pirmo periodu ievāca 13'600, bet par otro – 12'800 anketas.

Vācijā Valsts Statistikas birojs 1927./1928.gadā novēroja strādnieku, kalpotāju un ierēdņu mājsaimniecības 60 Vācijas pilsētās. Ziņas ievāca ar visa gada mājsaimniecību grāmatu palīdzību. Pētījumu uzsāka 2'400 mājsaimniecības, bet pabeidz 2'036.

1937./1938.gadā Vācijā Valsts Statistikas birojs organizēja pētījumu, kura mērķis bija iegūt ziņas par mazāk turīgo strādnieku mājsaimniecībām. Tika veidota 3'000 mājsaimniecību tipoloģiska izlase: valsti iedalīja pēc cenu līmeņa 265 raksturīgos iecirkņos. Tika skatīts, lai nodrošinātu vienādu proporciju visiem šiem iecirkņiem.

Pirmie nopietnākie pētījumi Polijā veikti pēc 1918.gada, kad valsts atguva neatkarību. No 1927. līdz 1929.gadam novērotas fiziskā darba strādājošo mājsaimniecības, 1937. – 1939.gadā novērotas 172 fiziskā un garīgā darba strādājošo mājsaimniecības (Kordos, 1996).

Čehoslovākijā pirmais pētījums noticis 1913./1914.gadā, šajā pētījumā aptaujātas 65 skolotāju ģimenes. Līdzīgs pētījums noticis arī 1920.gadā. Piecus gadus vēlāk organizēts mājsaimniecību budžetu pētījums, kurā, lai samazinātu nerešpondences līmeni, par piedalīšanos maksāta noteikta naudas summa (Statistical Sources and Methods, 1992).

Reizē ar padomju varas nodibināšanu Krievijā radās nepieciešamība pēc statistikas datiem, kas raksturotu jaunās valsts varas pozitīvās iezīmes. 1927./1928.gadā notika rūpniecības uzņēmumos strādājošo budžetu novērojums.

Laika periodā no 1933. līdz 1937.gadam PSRS Centrālā Statistikas pārvalde organizēja nepārtrauktu rūpnīcu strādnieku, kalpotāju, inženiertehniskā personāla un lauku algotā darba strādājošo novērojumus. No 1936.gada novērojumā iekļāva arī kolhozniekus. Dalība šajos novērojumos bija brīvprātīga. Pētījuma rezultāti neapmierināja valsts varu. Valdība uzskats, ka materiāls nav labs, jo strādnieki uzrāda sagrozītu ainu, neuzrādot blakus ienākumus, kas gūti natūrā, piemēram, bezmaksas kino apmeklējumus (Dāvidsons, 1939). 1938.gadā pieņēma lēmumu, ka materiāls nav pietiekošs strādnieku un kalpotāju materiālā stāvokļa raksturošanai.

Jāsaka, ka vēlākos padomju autoru darbos ziņas par šajā laika periodā organizētajiem novērojumiem neparādās.

Igaunijā nelieli novērojumi veikti 1925. un 1926.gadā, kad atsevišķi aptaujātas strādnieku un lauksaimniecībā nodarbināto mājsaimniecības. 1937./38.gadā iegūti gada dati par 661 mājsaimniecību. Informācija no mājsaimniecībām iegūta ar dienasgrāmatu palīdzību. Derīgas dienasgrāmatas savāktas vidēji no 79% respondentu. Pilnīga šī pētījuma datu analīze nav atrodama, ir tikai neliels raksts, ko 1939.gadā žurnālā *Eesti Statistika* publicējis H.Reimans (Kutsar, 1999).

Dānijā novērojumi veikti 1922. un 1931.gadā, Norvēģijā 1918./1919.gadā un 1927./1928.gadā, Somijā 1928.gadā, Lietuvā 1936./37.gadā, Šveicē 1936./1937.gadā, Argentīnā 1924. un 1933.gadā. Turcijā informācija par Ankārā un Stambulā strādājošo ģimeņu budžetiem vākta 1933., 1935. un 1938.gadā (Statistical Sources and Methods, 1992).

1.4. MĀJSAIMNIECĪBU BUDŽETA PĒTĪJUMI LATVIJĀ LĪDZ OTRAJAM PASAULES KARAM

Pirmais mājsaimniecību budžetu pētījums Latvijā bija 1926./27.gadā un to organizēja Valsts Statistiskās pārvaldes Iekšējās tirdzniecības un darba statistikas nodaļa. Pētījuma mērķis bija iegūt informāciju par strādnieku un ierēdņu ģimeņu ienākumu un patēriņa izdevumu līmeni, kā arī nodrošināt reālu bāzi dzīves dārdzības indeksa aprēķināšanai – nosakot preces un to svarus (Dāvidsons, 1939). Sākotnēji tika plānots, ka veselu gadu katru mēnesi no mājsaimniecībām tiks saņemtas burtnīcas, kurās ir šāda informācija:

- vispārējas ziņas (ģimenes sastāvs, dzīvokļa labiekārtojums, nodarbošanās),
- ienākumi naudā un natūrā,
- izdevumi naudā un natūrā, katras dienas izdevumiem paredzot atsevišķu lapu,
- pārtikas produktu atlikumi uz nākamā mēneša pirmo datumu.

Ģimeņu pietiekšanās novērojumam bija brīvprātīga. Pēc pirmā novērojuma mēneša 1926.gada aprīlī izdevās savākt 170 tā sauktās ieņēmumu–izdevumu burtnīcas.

“... Nākošajos mēnešos ziņu sniedzēju skaits pakāpeniski samazinājās un decembrī bija vairs tikai 114 korespondenti...” (Ģimeņu Budžeti 1936/37, 1940).

Valsts Statistikas pārvalde pieņēma lēmumu aicināt jaunas mājsaimniecības pieteikties novērojumā. Bija vērojama iedzīvotāju atsauce un tā 1927.gada janvārī izdevās saņemt 202 burtnīcas, bet martā novērojumu pabeidza 180 mājsaimniecības (no tām par visu gadu ziņas bija sniegušas tikai 52 mājsaimniecības jeb 31%). Tomēr tikai viena trešdaļa no visām mājsaimniecībām bija iesniegušas pilnvērtīgas ziņas. Tādējādi radās problēmas datu apstrādē. Tika pieņemts lēmums iegūto informāciju apstrādāt atsevišķi pa mēnešiem.

Novērojumu rezultāti publicēti Valsts Statistikas pārvaldes izdevumā “Darba statistika 1928.gads”, kur apkopota informācija par šādām mājsaimniecību grupām: intelektuālo un fizisko darbu strādājošie, Rīgā un ārpus tās dzīvojošie.

Starptautiskā darba biroja trešā darba statistiķu konference bija ieteikusi kā maksimālo starplaiku ģimeņu budžetu pētījumiem 10 gadus. Priekšdarbi pie nākamā pētījuma, kas bija plānots 1936./1937.gadā, uzsākti jau 1934.gadā Latvijas un Igaunijas statistiķu konferences IX sesijā, kas notika Tallinā un kurā apsprieda novērojuma programmu, organizāciju un datu apstrādi.

Novērojumā bija paredzēts iekļaut tirdzniecības un rūpniecības strādniekus, ierēdņus, valsts un pašvaldību iestāžu kalpotājus, privātos uzņēmējus un laukstrādniekus. Bija noteikts, kāds skaits katras grupas mājsaimniecību jāiesaista pētījumā Rīgā, pilsētās un citos saimnieciskajos centros.

“Tām jābūt tipiskām priekš savas grupas attiecībā uz:

- a) darba nozari un sociālo stāvokli;
- b) algām;
- c) ģimenes locekļu skaitu;
- d) teritoriālo sadalījumu” (Latvijas un Igaunijas statistiķu konferences IX sesijas rezolūcija, 1934).

Pieteikšanās apsekojumam bija brīvprātīga. Sākotnēji līdz 1935.gada 1.aprīlim pieteicās 517 mājsaimniecības. No šīm mājsaimniecībām daļa izrādījās nepiemērotas programmas prasībām, daļa atteicās no piedalīšanās, uzzinot sniedzamo zinu apjomu, jo arī šis pētījums paredzēja iegūt ziņas no mājsaimniecībām gada garumā. Visa tā rezultātā novērojumu uzsāka 335 ģimenes un pirmā mēneša laikā pieteicās vēl 48 ģimenes. Tomēr jau par pirmo mēnesi ziņas iesniedza tikai 350 respondenti.

Katrā mājsaimniecības grāmatā bija instrukcijas, kā to pildīt. Iesūtītās burtnīcas tika uzreiz pārbaudītas un nepieciešamības gadījumā uzreiz koriģētas, sazinoties ar mājsaimniecībām. Tāpat tika veikti darbi, lai korespondentu skaits nesamazinātos gada laikā. Valsts Statistikas pārvaldes 1940.gada ziņojumā “Ģimeņu budžeti” dota šāda informācija:

“Pārskatu par ziņu sniedzējiem rāda šādi skaitļi:

	Rīgā	Provincē	Kopā
Ziņu sniegšanu uzsāka	111	239	350
No tiem iesūtīja:			
mazāk kā 6 mēnešus	28	51	79
6–11 mēnešus	7	23	30
visu gadu – 12 mēnešus	76	165	241“

Visa gada dati bija iegūti no 69% korespondentu, pie kam šis procents bija tāds pats gan Rīgā, gan provincē.

Datus statistiski apstrādāja un 1940.gadā publicēja 208 lapaspušu lielu pētījuma aprakstu kopā ar plašu analīzi un tabulām. Tā laika Valsts Statistikas pārvaldes direktors M.Skujenieks izdevuma priekšvārdā 1940.gada janvārī raksta:

““Ģimeņu budžeti 1936./37.g.” ir Valsts statistiskās pārvaldes pirmais atsevišķais publicējums, kurā sakopoti statistiskie dati par algoto darbinieku izdevumiem un pārtikas patēriņu ...”.

Tā kā pētījums bija brīvprātīgs un neizdevās saglabāt sākotnēji noteiktās proporcijas mājsaimniecību sadalījumā, tad visi statistiskie rādītāji bija aprēķināti atsevišķi fizisko un garīgo darbu strādājošajiem un netika aprēķināti vidējie rādītāji par valsti kopumā.

1.5. IZLASES APSEKOJUMU TEORIJAS ATTĪSTĪBA

Mājsaimniecību budžetu pētījumu attīstība ir cieši saistīta ar izlases apsekojumu teorijas izveidošanos un attīstību.

Agrīnajos ģimeņu budžetu pētījumos informācija tika vākta no tām ģimenēm, kuras bija ar mieru šo informāciju sniegt. Līdz ar to šos datus nevarēja izmantot, lai izdarītu secinājumus par kādas valsts vai valsts reģiona iedzīvotāju dzīves līmeni.

XIX gadsimtā, attīstoties statistikai, zinātnieki sāka pievērst uzmanību arī tam, kā atlasīt objektus, no kuriem ievākt analīzei nepieciešamos datus.

Par izlases apsekojumu dzimšanas dienu L.Kišs (*L.Kish*) uzskata 1820.gadu, kad, balstoties uz ģenerālkopas (*population*) koncepciju, Kvatelets (*Quetelet*) attīstīja statistikas teoriju (Kish, 1999). Porters (*T.M.Porter*) atzīmē, ka jau toreiz Kvatelets savos darbos ir parādījis, kā varbūtību teorijas likumus var pielietot reālām ģenerālkopām (Porter, 1986).

Tomēr izplatītāks ir viedoklis, ka izlases apsekojumu teorija sākusies 1895.gadā ar Kiaera (*A.N.Kiaer*) darbu "*Observations et experiences concernant les denombrements representatifs*", kas publicēts Starptautiskā Statistikas institūta biļetenā. Kiaers savu teoriju balstīja uz 4 pamatprincipiem:

- izlases reprezentativitāte,
- sistemātiska vienību izvēle,
- novērtējumu ticamības novērtēšana (izmantojot atkārtojumus),
- adekvāts izlasē iekļaušanas procesa apraksts.

Nākamie ievērojamākie darbi parādījās XX gadsimta 20-to gadu otrajā pusē. Izlases apsekojumu teoriju savos darbos attīstīja A.A.Ščuprovs un A.G.Kovaļevskis Ukrainā, J.Neimanis (*J.Neyman*) Polijā, kā arī A.L.Bovlejs (*A.L.Bowley*) un R.A.Fišers (*R.A.Fisher*) Anglijā.

A.L.Bovlejs aprakstīja un praksē pielietoja mājsaimniecību stratificētu izlasi, kā arī aprakstīja reprezentativitātes novērtēšanu. Rezultātu ieguvē tika izmantotas vienkāršākās statistikas formulas (Bowley, 1913).

40-to gadu sākumā Amerikā izlases teoriju tālāk attīstīja L.R.Frankels (*L.R.Frankel*), F.F.Stefans (*F.F.Stephan*) un J.S.Stoks (*J.S.Stock*), strādājot pie bezdarba apsekojuma, kas vēlāk izauga par Tautas skaitīšanas biroja (*Census Bureau*) Darba spēka apsekojumu.

Tomēr būtisks pavērsiens izlases apsekojumu teorijā un praksē notika tikai pēc Otrā pasaules kara. Šajā laikā gandrīz vienlaicīgi angļu valodā iznāca 5 fundamentālas mācību grāmatas, kas savu vērtību nav zaudējušas arī šodien. Tās bija:

- 1949.gadā izdotā Jētes (*Yates*) grāmata “Skaitīšanu un apsekojumu izlases metodes” (*“Sampling Methods for Censuses and Surveys”*); 4.redakcija 1981.gadā;
- V.G.Kohrana (*W.G.Cochran*) “Izlases tehnika” (*“Sampling Techniques”*) 1953.gadā; 3.redakcija 1977.gadā;
- M.H.Hansena (*M.H.Hansen*), V.N.Hurvitca (*W.N.Hurwitz*) un V.G.Madova (*W.G.Madow*) “Izlases novērojumu metodes un teorija” (*“Sample Survey Methods and Theory”*) 1953.gadā; atkārtotais izdevums 1993.gadā;
- V.E.Deminga (*W.E.Deming*) “Ievads izlases novērojumu teorijā” (*“Some Theory of Sampling”*) 1950.gadā; atkārtotais izdevums 1984.gadā;
- P.V.Sukhatme (*P.V.Sukhatme*) “Izlases novērojumu teorija piemēros” (*“Sampling theory of Surveys with Applications”*) 1954.gadā; 3.izdevums 1984.gadā.

Pēc šo darbu publicēšanas Amerikā, Lielbritānijā, Indijā un arī citās valstīs izlases apsekojumu kursu apguva un praksē pielietoja daudzi statistiķi. Balstoties uz praksi, tika izstrādātas jaunas metodes un novērtējumu ieguves tehnikas.

80-tie un 90-tie gadi iezīmējas ar aizvien lielākas vērības pievēršanu rādītāju reprezentativitātes novērtēšanai un novērojumu rezultātu kvalitātes uzlabošanai: tiek izstrādātas un praksē pielietotas metodes, kā uzlabot apsekojumu kvalitāti.

Kā divus fundamentālus darbus, kas raksturo šo periodu gribētos minēt:

- K.E.Serntāls, B.Svensons, J.Vretmans (*Särndal C.E., Swensson B., Wretman J.*) “Modeļa bāzētā izlases apsekojumu teorija” (“*Model Assisted Survey Sampling*”). Springer–Verlag, New York, 1992.
- K.M.Voltērs (*Wolter K.M.*) “Ievads dispersiju novērtēšanā” (“*Introduction to Variance Estimation*”). Springer–Verlag, New York, 1985.

Jauna ēra mājsaimniecību budžeta pētījumos sākās ar informācijas tehnoloģiju attīstību. Personālie datori šobrīd plaši tiek izmantoti ne tikai datu apstrādē un analīzē, dažās valstīs (kā piemēram, Zviedrijā) datori tiek izmantoti arī pašā novērojumu iegūšanas posmā.

Attīstoties datortehnikai un programmnodrošinājumam, aizvien ātrāka kļūst datu sākotnējā apstrāde, ir iespējama aizvien plašāka datu analīze, notiek starptautiska datu apmaiņa.

Daudzās pasaules valstīs tiek publicēti ne tikai mājsaimniecību dzīves līmeni raksturojoši absolūtie un relatīvie rādītāji, bet arī šo rādītāju reprezentativitāti raksturojoši lielumi. Tā piemēram, Grieķijā, Nīderlandē un Spānijā novērtē standartnovirzi galvenajām izdevumu kategorijām, Īrijā aprēķina standartklūdu ienākumiem un izdevumiem, Itālijā novērtē relatīvo standartklūdu galvenajām izdevumu grupām. Luksemburgā novērtē standartklūdu sākotnējiem (nesvērtiem) datiem. Rādītāju standartklūdas tiek uzrādītas arī Zviedrijas, Somijas un Norvēģijas mājsaimniecību budžetu statistikas publikācijās.

1.6. MĀJSAIMNIECĪBU BUDŽETA PĒTĪJUMI PĒC OTRĀ PASAULES KARA

Mūsdienās mājsaimniecību budžeta pētījumus veic, lai noteiktu visu valsts iedzīvotāju, kā arī dažādu to sociālo grupu ienākumu, izdevumu un patēriņa līmeni. Šie pētījumi sniedz informāciju par tautas dzīves līmeni, nodrošina datus patēriņa cenu indeksa un nacionālo kontu iekšzemes kopprodukta aprēķināšanai (Mājsaimniecību budžeta pētījumu individuālo datu lietotāja rokasgrāmata, 1997).

Pēc Otrā Pasaules kara notika būtisks pavērsiens mājsaimniecību budžetu pētījumu attīstības vēsturē. Līdz tam pētnieki “vāca datus tur, kur tos varēja

atrast” (Deaton, 1997): netika veikta ģimeņu atlase, informācijas ieguvē izmantoja brīvprātības principu.

Jau XX gadsimta sākumā tika attīstīta gadījumizlases teorija un atklātas likumsakarības, kā korekti iegūt absolūto summāro lielumu novērtējumus, tomēr tikai pēc Otrā Pasaules kara mājsaimniecību budžetu pētījumos sāka izmantot izlases apsekojumu teoriju, iegūstot reprezentatīvus datus.

JAPĀNA

Mājsaimniecību budžetu pētījumi atšķirīgi attīstījās dažādās pasaules valstīs. Tā piemēram, Japānā jau 1946.gada jūlijā uzsāka Patēriņa cenu pētījumu (*Consumer Price Survey*), kurā ik mēnesi fiksēja patēriņa preču apjomu un cenas. 1948.gadā papildus notika Ģimeņu ienākumu novērojums (*Family Income Survey*). 1950.gada septembrī abi iepriekšminētie novērojumi saplūda vienā Ģimeņu ienākumu un izdevumu novērojumā (*Family Income and Expenditure Survey*), kas turpinās joprojām (<http://www.stat.go.jp>).

Patreiz pētījumā ik gadus piedalās 8'000 mājsaimniecību no 31 miljona mājsaimniecībām, kas dzīvo Japānā. Pētījums aptver visu Japānas teritoriju, taču novērojumā netiek iekļautas vienas personas, ārvalstu pilsoņu, mežkopībā, zvejniecībā, lauksaimniecībā (ja zeme lielāka par 10 āriem) un citās nozarēs pašnodarbinātās mājsaimniecības, kā arī mājsaimniecības, kurās dzīvo 4 vai vairāk nodarbinātas personas. Izlase veidota kā trīs pakāpju stratificēta gadījumizlase. Informāciju no mājsaimniecībām iegūst, izmantojot 3 dažādas formas: mājsaimniecības anketu, ģimenes dienasgrāmatu un gada ienākumu lapu. Veselu pusgadu mājsaimniecības dienasgrāmatā fiksē visus ienākumus un patēriņa izdevumus.

Jāatzīmē liela operativitāte datu publicēšanā, jo jau nākamajā mēnesī tiek publicēta iepriekšējā mēnesī apkopotā informācija. Gada analīze tiek publicēta nākamā gada jūnijā. Lai iegūtu informāciju par vienas personas mājsaimniecībām, 1998.gadā tika organizēts vienas personas mājsaimniecību ienākumu un izdevumu apsekojums (*Income and Expenditure Survey for One-person Household*).

EIROPAS SAVIENĪBAS DALĪBVALSTIS

Ja mēs aplūkojam Eiropas Savienības (ES) dalībvalstis, tad mūsdienās visās šajās valstīs mājsaimniecību budžeta pētījumus organizē nacionālās statistikas pārvaldes. Izlases apjoms variē no 2'000 mājsaimniecībām Holandē līdz pat 34'000 mājsaimniecību Itālijā un 50'000 – Vācijā. Ja aprēķina izlasē iekļauto mājsaimniecību proporciju uz 1'000 mājsaimniecībām, tad šī attiecība ir mazāka par vienu Apvienotajā Karalistē, Holandē, Francijā un Beļģijā, bet ir 6 Īrijā un 19,8 Luksemburgā (Household Budget Survey in EU, 1997).

Visās ES valstīs, izņemot Vāciju (līdz 1998.gadam), pētījumā iekļautās mājsaimniecības tiek atlasītas ar gadījumizlasi. Zviedrijā un Luksemburgā izmanto vienkāršu gadījumizlasi, Somijā – divu pakāpju gadījumizlasi, parējās valstīs: Beļģijā, Dānijā, Grieķijā, Spānijā, Francijā, Īrijā, Islandē, Nīderlandē, Austrijā, Portugālē un Lielbritānijā – daudzpakāpju stratificētu gadījumizlasi.

Vācijas Federatīvajā Republikā pirmais vispārīgais mājsaimniecību ienākumu un izdevumu pētījums notika 1962./63.gadā (Statistical Sources and Methods, 1992). Pēc tam pētījumi notika ik piecus gadus. Vācijā, līdzīgi kā vairumā pasaules valstu, piedalīšanas pētījumā bija brīvprātīga.

Jau 60.gados, organizējot izmēģinājuma apsekojumu, nācās saskarties ar ļoti augstu nerespondences līmeni: tikai ceturtdaļa no pētījuma programmā iekļautajām mājsaimniecībām neatteica piedalīšanos. Tādēļ Vācijā atteicās no gadījumizlases mehānisma un nolēma iegūt informāciju no tām mājsaimniecībām, kas pētījumam pieteiktos brīvprātīgi. Lai nodrošinātu pētījumā iekļauto mājsaimniecību struktūras atbilstību generālkopas struktūrai, izmantoja modificēto kvotu izlasi (Budgets aushewahlter privater Haushalte im fruheren Bundesgebiet 1991, 1992):

- balstoties uz iepriekšējās Tautas skaitīšanas datiem (ik gadus aptaujā apmēram 1% iedzīvotāju), nosaka mājsaimniecības, kuras neatteiktu piedalīšanos ģimeņu budžeta pētījumā;
- pēc Tautas skaitīšanas rezultātiem nosaka mājsaimniecību grupas un mājsaimniecību skaitu katrā no tām; grupas nosaka pēc reģiona (*Bundesland*), mājsaimniecības mēneša neto ienākuma,

mājsaimniecības galvas sociāli-ekonomiskās piederības un mājsaimniecības lieluma; balstoties uz šiem datiem katrai grupai nosaka tā saukto kvotu, t.i., cik šīs grupas mājsaimniecības piedalīsies pētījumā;

- atbilstoši noteiktajām kvotām intervētāji no saraksta izvēlas mājsaimniecības, kas tautas skaitīšanā izteikušas ieinteresētību piedalīties pētījumā.

Ar šādu pētījuma organizāciju ievērojami tika samazināts atteikumu skaits. Tā piemēram, 1993.gadā Vācijā pētījumu uzsāka 70'000 mājsaimniecības, pēc pirmās intervijas pētījumam atlasīja 56'456 mājsaimniecības, pēc gada noslēguma interviju sniedza 50'404 mājsaimniecības (jeb 89%).

Paralēli šiem pētījumiem kopš 1949.gada Vācijas Federatīvajā Republikā notika arī nepārtraukts ģimeņu budžeta pētījums, taču tajā informācija iegūta tikai no:

- divu personu mājsaimniecībām ar zemiem ienākumiem,
- četru personu algotu darbu strādājošo mājsaimniecībām ar vidējiem ienākumiem,
- četru personu ierēdņu un algotu darbu strādājošo mājsaimniecībām ar augstiem ienākumiem.

Šajos pētījumos ik gadus iekļautas 950 mājsaimniecības.

Dažādās Eiropas valstīs ir ļoti dažāds respondences līmenis: zems tas ir Holandē (22%), Beļģijā (27%), Austrijā un Luksemburgā (41%), savukārt augsts Grieķijā (79%) un Itālijā (89%).

Jāatzīmē, ka atšķirīgs ir arī mājsaimniecību budžetu pētījumu biežums. Lielākajā daļā valstu pētījumi ir ikgadēji un nepārtraukti, tajā pat laikā Vācijā, Francijā un Luksemburgā pētījumi notiek katru piekto gadu, Īrijā – katru septīto, bet Austrijā – tikai katru 10 gadu (Household Budget Survey in EU, 1997).

POLIJA

Otrais Pasaules karš sadalīja pasauli sociālisma un kapitālisma nometnēs. Šajās zemēs atšķirīgi attīstījās mājsaimniecību budžetu pētījumu metodika. Sociālisma zemēs populāras bija kvotu izlases, kurās sākotnēji tiek noteikti mājsaimniecību tipi un novērtēts attiecīgā tipa mājsaimniecību skaits ģenerālkopā. Rezultātā izlasē iekļauj mājsaimniecības atbilstoši šim sadalījumam. Dažādās valstīs pētījumi attīstījās atšķirīgi.

Polijā strādājošo mājsaimniecības Centrālā Statistikas pārvalde novēroja jau 1945.gadā. Uz laiku pētījums tika pārtraukts, taču 1957.gadā uzsāka pētījumu, kas organizēts līdzīgi kā PSRS: pēc speciālas shēmas no visu nozaru uzņēmumiem atlasa mājsaimniecības, kas katru dienu vairāku gadu laikā atzīmē ienākumus un izdevumus (no 1957. līdz 1962.gadam novēroja 2'000 mājsaimniecības, no 1963. līdz 1971.gadam – 4'200 mājsaimniecības). Pirmajos gados bija 20% nerespondence, vēlākos gados – 60% (Kordos, 1996).

Laika periodā no 1973. līdz 1981.gadam Polijā organizēta 2 pakāpju stratificēta gadījumizlase, kur stratifikācija veikta pēc teritoriālā principa. Izlases apjoms bija 10'000 mājsaimniecības un respondences līmenis – 50%. Kopš 1982.gada ievērojami palielināja izlases apjomu (1982.–1985.gadā novērojumā piedalījās 21'600 mājsaimniecības, 1986.–1991.gadā – 32'400) un izmantoja rotācijas metodi. Mājsaimniecības ienākumus un izdevumus fiksēja 3 mēnešus un gada beigās sniedza gala interviju par visa gada ienākumiem.

No 1992.gada sadarbībā ar EUROSTAT Polijā organizēts jauns pētījums, kurā ar divpakāpju stratificētu gadījumizlase atlasa 32'400 mājsaimniecības (puse no mājsaimniecībām iekļautas izlasē arī 3 turpmākos gadus). Mājsaimniecības sniedz datus par viena mēneša ienākumiem un izdevumiem. Nerespondences līmenis 1992. – 1995.gadam bija 22,6 – 29,1% apmērā. Publicē ceturkšņa un gada datus (Kordos, 1996).

VĀCIJAS DEMOKRĀTISKĀ REPUBLIKA

Vācijas Demokrātiskajā Republikā (VDR) nepārtraukts mājsaimniecību budžetu pētījums noticis kopš 1960.gada. Sākotnēji pētījumā iekļautas tikai

strādājošo un lauksaimniecībā nodarbināto mājsaimniecības, bet no 1970.gada iekļautas arī pensionāru mājsaimniecības. Katras administratīvās teritorijas ietvaros mājsaimniecības atlasītas atbilstoši kvotām. Šī pētījuma galvenais mērķis ir bijis iegūt informāciju par patēriņu dažāda ienākuma līmeņa mājsaimniecību grupām. Balstoties uz šiem datiem veidota valsts ģimeņu un sociālā politika (Statistical Sources and Methods, 1992).

ČEHOSLOVĀKIJA

Čehoslovākijā nepārtraukts mājsaimniecību budžetu pētījums noticis kopš 1956.gada. Šī pētījuma mērķis ir bijis noteikt mājsaimniecību dzīves standartus. Katru gadu pētījumā piedalījušās 5'500 mājsaimniecības. Līdzīgi kā VDR, arī šeit izmantota kvotu metode.

Pamatojoties uz tautas skaitīšanas datiem, izveidotas kvotas atkarībā no:

- mājsaimniecības sociālās piederības,
- rīcībā esošā ienākuma uz vienu mājsaimniecības locekli,
- bērnu skaita,
- mājsaimniecības lieluma,
- pensionāru skaita mājsaimniecībā.

Pētījumā netika iekļautas mājsaimniecības, ja mājsaimniecības galva ir pašnodarbināta persona vai arī strādājošs pensionārs (Statistical Sources and Methods, 1992).

UNGĀRIJA

Ungārijā mājsaimniecību budžeta pētījumos izlases metode pielietota jau 40.gadu beigās, bet gadījumizlase – kopš 1960.gada. Līdz 1975.gadam notika vairāki dzīves līmeņa pētījumi, bet kopš 1975.gada uzsākta mājsaimniecību apsekojumu unificētā sistēma (Élteltő, 1997).

Līdz 1991.gadam mājsaimniecību budžeta pētījumi notika katru otro gadu, bet kopš 1993.gada – katru gadu. Gada izlasē iekļautas 9'696 mājsaimniecības. Tā kā bija ļoti augsts nerespondences līmenis – laukos 40%, galvaspilsētā 69% (1996),

pētījumā izmanto rezerves sarakstus. Lai daļēji kompensētu nerespondences sekas, izmanto poststratifikāciju, mājsaimniecības iedalot grupās pēc:

- mājsaimniecības galvas vecuma un nodarbinātības statusa,
- mājsaimniecības lieluma.

Poststratifikācija ir iespējama, jo tai nepieciešamā informācija ir pieejama no tautas skaitīšanas datiem.

LIETUVA

Visās PSRS republikās padomju varas gados mājsaimniecību pētījums notika pēc vienotas metodikas, šī pieeja aprakstīta nākamajā nodaļā, aplūkojot Latviju padomju varas laikā.

Atgūstot neatkarību, Lietuvā, līdzīgi kā Latvijā, padomju varas gados uzsāktais pētījums nespēja izsekot līdzī straujajām izmaiņām valstī, nesniedzot datus par kategorijām, kas raksturīgas tirgus ekonomikai (Šniukstiné, 1996).

Tādējādi 1992.gadā uzsāka pētījumu, kuram bija jāreprezentē visas Lietuvā dzīvojošās mājsaimniecības. Tomēr šo pētījumu Pasaules Bankas eksperti uzskatīja par neatbilstošu līmenim. Tam bija tikai 60% response, novecojis izlases saraksts, kas balstījās uz padomju laika tautas skaitīšanas datiem, slikta intervētāju kontrole un neatbilstošs aplūkoto jautājumu loks. Tādēļ 1996.gadā uzsāka jaunu mājsaimniecību budžeta pētījumu (Krapavickaite, 1997), kas dizaina un organizācijas ziņā ir līdzīgs esošajam Latvijas mājsaimniecību budžeta pētījumam.

IGAUNIJA

Pēc neatkarības atgūšanas 1991.gadā, Igaunijā mājsaimniecību budžeta pētījumu uzsāka privāta kompānija EMOR, kas specializējusies tirgus pētniecībā un sabiedriskās domas aptaujās. Pētījuma izstrādes procesā piedalījās arī Tartu Universitātes speciālisti (Kutsar, 1999).

Izlases rāmis šim pētījumam bija 1989.gada tautas skaitīšanas rezultāti. Tika veidota stratificēta izlase, kur stratas noteica pēc valsts reģiona un dzimtās valodas. Sākotnēji izvēlējās 3 reizes lielāku izlasi un atlasītajām mājsaimniecībām

uzdeva jautājumu, vai tās vēlas piedalīties pētījumā. Pēc tam izlasi veidoja tikai no tām mājsaimniecībām, kas atbildēja pozitīvi. Līdz ar to faktiski bija neiespējami precīzi noteikt katras mājsaimniecības izlasē iekļaušanas varbūtību. Katra izlasē iekļautā mājsaimniecība sniedza informāciju katru trešo mēnesi. Mēneša izlases apjoms bija no 300 līdz 900 mājsaimniecībām.

Igaunijas Statistikas pārvalde 1994.gadā nolēma organizēt savu mājsaimniecību budžeta pētījumu, jo esošais pētījums neapmierināja – pieejami bija tikai rezultāti, bet ne izejas dati, metodika nebija pieejama, līdz ar to nevarēja spriest par pētījuma norises korektumu. Tāpat esošajam pētījumam nekorekti tika aprēķinātas mājsaimniecību izlasē iekļaušanas varbūtības.

1994.gadā jaunu pētījumu izstrādāja Tartu Universitātes speciālisti. Par izlases rāmi tika izvēlēta Igaunijas iedzīvotāju datu bāze (kas nav oficiālais iedzīvotāju reģistrs). Sākotnēji katra izlasē iekļautā mājsaimniecība piedalījās pētījumā katru trešo mēnesi, pēc tam puse mājsaimniecību tika nomainītas ar jaunām. Tā kā bija augsta nerespondence, no šīs idejas atteicās. Ar sistemātisku vienkāršu gadījumizlasi no iedzīvotāju datu bāzes atlasīja personas un pētījumā iekļāva mājsaimniecību, kurā dzīvo izlasē iekļautā persona. Šim pētījumam bija vērojams ļoti zems respondences līmenis – 52% (1996.), 55,2% (1997.). Šī pētījuma kvalitāte un organizācija nebija apmierinoša un tādēļ 1998.-1999.gadā izstrādāja jaunu pētījuma metodiku (Traat, 2000). Pēc jaunās metodikas pētījums noris kopš 2000.gada 1.ceturkšņa.

BALTKRIEVIJA

Baltkrievijā izlases metodi mājsaimniecību budžeta pētījumos sāka pielietot kopš 1995.gada. Pilsētās izlases veidošanai izmanto vēlēšanu iecirkņus un pieraksta sarakstus katra iecirkņa ietvaros, savukārt lauku teritorijās izmanto ciema padomju mājsaimniecību sarakstus (Martini, 1996).

Ar daudzpakāpju stratificētu gadījumizlasi gada izlasē iekļauj 6'000 mājsaimniecības no 3,5 miljoniem mājsaimniecību, kas dzīvo Baltkrievijā. Katra izlasē iekļautā mājsaimniecība sniedz ceturkšņa interviju un laika posmā starp intervijām raksta dienasgrāmatu par visiem izdevumiem 2 nedēļu periodā.

Neskatoties uz lielo mājsaimniecību noslodzi, pētījumu raksturo augsts respondences līmenis: vidēji 80 – 85% gadā. Tam par iemeslu varētu būt pētījuma organizācija un politiskā situācija valstī.

1.7. MĀJSAIMNIECĪBU BUDŽETA PĒTĪJUMI LATVIJĀ PADOMJU VARAS GADOS

Otrā Pasaules kara rezultātā Latvija tika iekļauta Padomju Sociālistisko Republiku Savienībā. Informācija par mājsaimniecību budžeta pētījumiem pirmajos pēckara gados nav atrodama. Pilnīgi pieļaujams, ka šajā laikā pētījumi arī nav bijuši (Krastiņš, 1999).

Stacionāru mājsaimniecību budžetu pētījumu Latvijas PSR Centrālā Statistikas pārvalde uzsāka 1952.gadā. Atšķirībā no visā pasaulē plaši izmantojamās teritoriālās izlases veidošanas metodes, šajā aptaujā tika pielietots tā saucamais “nozaru” izlases princips (Mājsaimniecību budžeta pētījuma individuālo datu failu lietotāja rokasgrāmata, 1997).

Strādnieku, kalpotāju un kolhoznieku ģimeņu budžetu pētījums bija organizēts, izmantojot tipoloģiskās izlases metodi, kurai “jānodrošina visu galveno ģimeņu tipu pārstāvniecība budžetu uzskaitē atlasīto ģimeņu skaitā tādās proporcijās, kādās tie pārstāvēti kādā atsevišķā iedzīvotāju grupā” (Ģimeņu budžeti, 1962). Ģimeņu tipi tika noteikti pēc tautsaimniecības nozarēm. Katrā nozarē no visu uzņēmumu un organizāciju saraksta izlases veidā vispirms atlasīja uzņēmumus, kuros pēc tam atlasīja patstāvīgi strādājošo ģimenes.

Lai nodrošinātu stabilus vidējos lielumus, visā PSRS izlasi veidoja pietiekami lielu gan pa grupām, gan kopumā. Izlasē iekļautās mājsaimniecības nepārtraukti vairāku gadu un pat gadu desmitu laikā pierakstīja savus ģimeņu ienākumus, izdevumus un citus datus. Datu iegūšana un pareizība tika stingri pārbaudīta un kontrolēta (Указания по проверке работи и оказания практической помощи по статистике бюджетов семей рабочих, служащих и колхозников, 1978). Pētījuma mērķis bija parādīt tautas labklājības līmeņa celšanos.

1962.gadā izlasē bija iekļautas 800 Latvijas PSR dzīvojošās ģimenes, 1970.gadā – 1'027 ģimenes. Astoņdesmito gadu beigās Latvijā informāciju sniedza 1'300 ģimenes.

Ģimeņu budžetu dati galvenokārt tika izmantoti, lai raksturotu mājsaimniecību ienākumus un patēriņa izdevumus visā PSRS. Mazāk publicēti bija dati par Latvijas PSR. Oficiālo datu mērķis padomju varas gados vienmēr ir bijis parādīt un pierādīt sociālistiskās iekārtas priekšrocības un pārākumu. Šajā pētījumā tika sekmēta katras ģimenes maksimāli ilga aptauja.

Latvijai atgūstot neatkarību, līdz pat 1995.gada rudenim tika turpināts padomju varas gados iesāktais pētījums. Nedaudz tika paplašināts izlases apjoms, izmainīta mājsaimniecību anketu un dienasgrāmatu forma un saturs, tomēr pēc būtības netika mainīts mājsaimniecību atlases mehānisms. Šis pētījums nespēja atspoguļot izmaiņas, kas norisinājās sabiedrībā: bezdarba pieaugums, privātās uzņēmējdarbības attīstība, iedzīvotāju noslāņošanās. Pētījuma rezultātus nevarēja uzskatīt par reprezentatīviem.

Pētījums neatbilda arī starptautisko organizāciju prasībām, tādējādi ar Pasaules Bankas un Apvienoto Nāciju Organizācijas Attīstības Programmas līdzdalību uzsāka sagatavošanās darbus pie jauna veida mājsaimniecību budžeta pētījuma (Kordos, Lagodzinski, 1996). Jaunais pētījumam bija jāveido atbilstoši starptautisko statistisko organizāciju prasībām un pēc pilnīgi jaunas datu apstrādes tehnoloģijas.

1995.gadā darbs pie pētījuma izstrādes bija pabeigts un 1995.gada 4.ceturksnī uzsāka pilotpētījumu, kas bija pēdējais sagatavošanās posms pirms regulāra pētījuma uzsākšanas.

Jauno mājsaimniecību budžeta pētījumu Latvijā uzsāka 1996.gada 1.janvārī (Lapiņš, 1996).

2.NODAĻA

LATVIJAS MĀJSAIMNIECĪBU BUDŽETU PĒTĪJUMS: MĒRĶI, ORGANIZĀCIJA, IZLASE

2.1. PĒTĪJUMA MĒRĶI

Latvijas Republikas Centrālā Statistikas pārvalde (LR CSP) 1995.gada septembrī uzsāka esošo mājsaimniecību budžetu pētījumu (MBP). Šī pētījuma galvenais mērķis ir novērtēt visu Latvijā esošo mājsaimniecību (kā arī to administratīvi teritoriālo un sociālo grupu) ienākumu, izdevumu un patēriņa līmeni un struktūru.

"Mājsaimniecība ... ir persona vai personu grupa, ko saista radniecība vai citas personiskās attiecības un kam ir kopēji izdevumi uzturam un kas mitinās vienā dzīvojamā vienībā (mājā, dzīvoklī u.tml.), kuras uzturēšanu sedz kopīgi." (Mājsaimniecību budžetu pētījuma individuālo datu failu lietotāja rokasgrāmata, 1997).

Pētījumā vāc un apkopo informāciju par mājsaimniecību sastāvu, ienākumiem, izdevumiem, mājokļa un sadzīves materiālajiem apstākļiem, veselības, kultūras, izglītības un citu sabiedrisko iestāžu apmeklējumu un pieejamību, kā arī par mājsaimniecību materiālās labklājības līmeņa pašnovērtējumu.

Mājsaimniecību budžetu pētījums ir informācijas avots, lai analizētu dažādu iedzīvotāju grupu (piemēram, sociālo, demogrāfisko, tautību) ienākumu un patēriņa līmeni un struktūru, kā arī dzīves apstākļus.

Pētījuma datus izmanto arī:

- patēriņa cenu indeksa aprēķināšanai;
- valsts sabiedriskā kopprodukta aprēķināšanai nacionālo kontu statistikā;
- uztura produktu patēriņa līmeņa, kā arī barības vielu sastāva un kaloritātes noteikšanai.

Pētījums ir daudzfunkcionāls un tas aptver plašu jautājumu loku. Nepieciešamības gadījumā šo jautājumu loku var paplašināt vai izmainīt. Tā, piemēram, kopš 1996.gada 3.ceturkšņa pēc Statistikas institūta un personīgi prof. O.Krastiņa ierosinājuma ieviesa jautājumu par mājsaimniecības locekļu tautību.

LR CSP regulāri publicē pētījuma datus ziņojumu veidā, kā arī sagatavo analītiskus gada biļetenus (gadagrāmatas).

2.2. PĒTĪJUMA ORGANIZĀCIJA

Mājsaimniecību budžetu pētījums ir izlases apsekojums, kurš noris nepārtraukti un kurā informāciju no mājsaimniecībām iegūst visu gadu. Pētījums ir plašs un sarežģīts un tas aptver visu Latviju.

Pētījuma norisi koordinē Latvijas Republikas Centrālās Statistikas pārvaldes Sociālās statistikas departamenta (LR CSP SSD) Dzīves līmeņa un mājsaimniecību budžeta statistikas daļa. Lai nodrošinātu pētījuma kvalitatīvu norisi, LR CSP SSD izmanto profesionāli apmācītu darbinieku tīklu. Šajā tīklā ietilps pārraugi, intervētāji un datu ievades operatori.

Pārraugi administratīvajās teritorijās organizē un koordinē darbus, veic intervētāju pārraudzību, kā arī atbild par pētījumā iegūto datu pareizību. Intervētājs atbild par pētījumam nepieciešamās informācijas iegūvi no izlasē iekļautajām mājsaimniecībām. Datu ievada operators ievada informāciju datorā un pārbauda sākotnējo datu pareizību.

Katra izlasē iekļautā mājsaimniecība informāciju sniedz par vienu kalendāro mēnesi. Ir vairākas metodes, kā iegūt informāciju no respondentiem:

tiešā intervija, vēstuļu aptauja, telefonaptauja, anketa, dienasgrāmatu metode u.c. Praksē ir pierādījies – jo ciešāks ir kontakts ar respondentu, jo lielāka ir varbūtība saņemt nepieciešamo informāciju (Scheaffer, 1990).

Latvijā mājsaimniecību budžetu pētījumā izmanto divas informācijas iegūšanas metodes – tiešo interviju un dienasgrāmatu metodi. Katra mēneša beigās intervētāji dodas pie nākamajā mēnesī izlasē iekļautajām mājsaimniecībām, lai ar tām nodibinātu kontaktu. Pirmo reizi tiekoties ar kādu no mājsaimniecības locekļiem, intervētājs izskaidro viņam pētījuma mērķus un cenšas pārliecināt piedalīties.

Ja kontakts ar mājsaimniecību izveidojas, intervētājs veic *Ievadaptauju*, kuras laikā iegūst informāciju par:

- mājsaimniecības sastāvu;
- mājokli un tā labiekārtības līmeni;
- mājsaimniecības izmantojamās zemes platību;
- 15 gadus un vecāku mājsaimniecības locekļu nodarbinātību.

Pēc *Ievadaptaujas* intervētājs iedod mājsaimniecībai pirmo *Mājsaimniecības dienasgrāmatu* un paskaidro, kā to aizpildīt. Mēneša pirmo 15 dienu laikā mājsaimniecības locekļi dienasgrāmatā pieraksta:

- pašu un viesu kopīgās ēdienreizes;
- izdevumus par precēm un pakalpojumiem (katra nosaukuma precei atsevišķi norādot daudzumu un izmaksas), izņemot tos, kas saistīti ar lauksaimnieciskās produkcijas ražošanu;
- nodokļus, citus obligātos un brīvprātīgos maksājumus un pārskaitījumus;
- preces un pakalpojumus, kas mājsaimniecības patēriņa vajadzībām iegūti no piemājas saimniecības, pašu sagādāti un bez maksas saņemti no citiem avotiem;
- ieņēmumus un izmaksas naudā un natūrā, kas saistītas ar lauksaimnieciskās produkcijas ražošanu.

Mēneša vidū intervētājs ierodas atkārtoti, apskata, kā ir veikti pieraksti, nepieciešamības gadījumā veic dažas korekcijas un iedod mājsaimniecībai aizpildīšanai otro *Mājsaimniecības dienasgrāmatu*.

Līdz 1998.gada aprīlim *Mājsaimniecības dienasgrāmata* mēneša otrajai pusei bija tādi pati kā pirmajai. Ja analizē mājsaimniecību izdevumu struktūru, tad ir vērojama tendence, ka vislielāko daļu sastāda izdevumi pārtikai, alkoholam un tabakai. Valstī kopumā šī izdevumu grupa 1996.gadā sastādīja 54,7% no mājsaimniecību patēriņa izdevumiem, bet 1997.gadā – 50,5%. Lai mazinātu mājsaimniecību noslodzi, rakstot izdevumu pozīcijas dienasgrāmatā, un arī samazinātu mērījumu kļūdas, sākot ar 1998.gada 2.ceturksni katra izlasē iekļautā mājsaimniecība sniedz informāciju tikai par pusmēneša pārtikas izdevumiem, rakstot tos attiecīgi par pirmo vai otro mēneša daļu (Balina, 1998).

Mēneša beigās intervētājs ierodas atkārtoti, pārbauda ierakstus dienasgrāmatā un veic *Noslēguma aptauju*, kuras laikā iegūst informāciju par:

- mājsaimniecības sastāvu (papildina sākotnējo informāciju, kas iegūta *Ievadaptaujas* laikā);
- atsevišķu mājsaimniecības locekļu naudas ienākumiem;
- mājsaimniecības locekļu kopīgajiem ienākumiem;
- naudas pārvedumiem;
- mājsaimniecības kultūras un sadzīves priekšmetiem;
- sabiedrisko iestāžu apmeklējumu;
- dzīves apstākļu pašnovērtējumu.

Nereti cilvēki, kas dzīvo izlasē iekļautajās mājsaimniecībās, piedalīšanos mājsaimniecību budžetu pētījumā uztver kā lielu apgrūtinājumu, jo tas prasa laiku un piepūli (piedalīšanās pētījumā ir brīvprātīga un kā kompensācija tiek izmaksāta zināma neliela naudas summa: Ls 3,00 līdz 1998.gada 2.ceturksnim un Ls 2,00 pēc tam).

Līdz ar to pētījuma norises gaitā gadās neveiksmes, jo izlasē iekļauto mājsaimniecību locekļi atsakās piedalīties apsekojumā vai pārtrauc sadarbību apsekojuma laikā. Tāpat nākas saskarties ar to, ka izlasē iekļauto mājsaimniecību nav iespējams identificēt un mājsaimniecības locekļus nav iespējams satikt mājās. Lai visās pētījuma stadijās zinātu iemeslus, kādēļ mājsaimniecības locekļi atsakās

pedalīties pētījumā, kā arī lai apzinātu izlases saraksta neprecizitātes, nepiedalīšanās gadījumā intervētājs aizpilda *Ziņojuma anketu par mājsaimniecības nepiedalīšanos pētījumā*. Šīs anketas dati ir svarīgs avots nerespondences analizē.

Visu pētījuma gaitā iegūto informāciju vispirms ievada datoros un sākotnēji pārbauda rajonu līmenī, *DOS* vidē izmantojot programmu "*ARIEL-DE*". Primāri pārbaudītos datus ik mēnesi nosūta LR CSP SSD Datu apstrādes sektoram, izmantojot elektronisko pastu.

Datu apstrādes sektors apvieno republikas datus vienā datu failā un veic datu tālāku loģisko pārbaudi un nepieciešamības gadījumā arī kļūdu labošanu. Tikai pēc tam datus pārveido par statistiskās paketes *SPSS for Windows* datu failiem. Tālākās darbības ar datiem – agregācija, tabulācija un analīze – notiek *SPSS for Windows* vidē.

Lai nepiedalīšanās rezultātā būtiski netiktu samazināts pētījumā iekļauto mājsaimniecību skaits, izmanto mājsaimniecību aizvietošanas mehānismu. Neatbildējušo mājsaimniecību aizvieto ar citu mājsaimniecību no rezerves saraksta un turpmāk aptaujā to. Rezerves saraksts ir veidots tādā pašā veidā kā apsekojuma pamatsaraksts un mājsaimniecību nomaina notiek stingrā kārtībā un kontrolē.

Tāpat kā daudzās citās pasaules valstīs, arī Latvijā mājsaimniecību budžetu pētījumā netiek pārstāvētas mājsaimniecības ar ļoti augstiem ienākumiem – augšējais slānis Latvijā ir neliels, līdz ar to šīm mājsaimniecībām ir maza varbūtība tikt iekļautām izlasē. Ja arī šīs mājsaimniecības iekļūst izlasē, tās parasti atsakās piedalīties pētījumā. Zināmā mērā to var izskaidrot ar neticību tam, ka apsekojums ir anonīms un informācija netiks izmantota pret konkrēto mājsaimniecību. Daudzās valstīs notiek speciāli pētījumi, lai noskaidrotu iedzīvotāju grupas, kuru ienākumi ir ļoti augsti, izdevumu un ienākumu līmeni un struktūru. Šajos gadījumos pētījuma izlasi veido, pamatojoties uz Ienākumu reģistra datiem.

Mājsaimniecību budžetu pētījumos parasti netiek iegūta informācija arī par pašām trūcīgākajām mājsaimniecībām. Lai iegūtu šo informāciju, organizē speciālus nabadzības pētījumus.

2.3. PĒTĪJUMA IZLASE

2.3.1. IZLASES RĀMIS

Mājsaimniecību budžeta pētījumā generālkopa, par kuru mēs vēlamies iegūt informāciju, ir visas Latvijā dzīvojošās mājsaimniecības. Pētījuma vienība ir mājsaimniecība.

Lai varētu veidot izlasi, nepieciešams visu pētījuma vienību saraksts jeb izlases rāmis. Laikā, kad uzsāka apsekojumu, nebija pieejams Latvijas mājsaimniecību saraksts, tādēļ nolēma par izlases rāmi izmantot deviņdesmito gadu pirmajā pusē izveidoto Iedzīvotāju reģistru. Šajā gadījumā izlases vienība ir nevis mājsaimniecība, bet gan persona un apsekota tiek mājsaimniecība, ja izlasē iekļauts kāds no šīs mājsaimniecības locekļiem.

Ideālā gadījumā izlases rāmis sevī ietver tās un tikai tās generālkopas vienības, par kurām mēs vēlamies iegūt informāciju. Diemžēl praksē visiem izlases rāmjiem parasti piemīt nepilnības: tajos nav iekļautas visas generālkopas vienības, atsevišķas vienības izlases rāmī iekļautas vairākas reizes, rāmī iekļautas vienības, kas nepieder mūs interesējošajai generālkopai. Tomēr parasti cer, ka atšķirības starp rāmi un atbilstošo generālkopu ir nelielas un tās var neņemt vērā, izdarot vispārinājumus (Scheaffer, 1990).

1995.gada janvārī veicot izmēģinājuma aptauju, konstatēja ievērojamas kļūdas un neprecizitātes Iedzīvotāju reģistrā (Mājsaimniecību budžetu pētījuma individuālo datu failu lietotāja rokasgrāmata, 1997):

- daudzas mājsaimniecības netika atrastas reģistrā norādītajās adresēs;
- daži respondenti izrādījās miruši;
- reģistrā atrodamas personas, kas dzīvo sabiedriska tipa mītnēs;
- reģistrā atrodamas personas, kas dzīvo laukos, lai arī reģistrētas pilsētās;
- daudzām personām faktiskā dzīvesvietas adrese atšķiras no Iedzīvotāju reģistrā uzrādītās;
- neprecizitātes uzrādītajās adresēs un fiziski neeksistējošas adreses.

Šīs nepilnības bija ņemamas vērā. Izmantojot Iedzīvotāju reģistru kā apsekojuma izlases rāmi, varēja rēķināties ar visai augstu neidentificējamo mājsaimniecību skaitu, kas savukārt varēja nopietni ietekmēt pētījuma kvalitāti. Tāpēc tika meklētas izlases rāmja alternatīvas.

Laukos šādu alternatīvu atrada un tā bija pašvaldību – pagastu mājsaimniecību pilnie saraksti. Šie saraksti nebija visiem pagastiem un tie nebija arī pilnīgi, tomēr bija iespējams pilnveidot un atjaunot šos sarakstus visiem pētījumā iekļautajiem pagastiem. Tādēļ lauku pagastos par izlases rāmi nolēma izmantot pagastu mājsaimniecību sarakstus. Līdz ar to izlases vienība pagastos ir mājsaimniecība, kas ir arī pētījuma vienība.

Pilsētās šādu alternatīvu atrast neizdevās un tādēļ izmantoja Iedzīvotāju reģistru. Pēc tam, kad būs apkopoti 2000.gada Tautas skaitīšanas rezultāti, būs iespējams izveidot arī pilsētu mājsaimniecību sarakstus, un šie saraksti vēlāk varētu tikt izmantoti kā izlases rāmja alternatīva pilsētās.

2.3.2. IZLASES APJOMS

Sākotnēji ikgadējais mājsaimniecību budžetu pētījuma apjoms bija 7992 mājsaimniecības un katru mēnesi apsekoja 666 mājsaimniecības. Nosakot izlases apjomu, tika ņemta vērā citu valstu analoģu pētījumu pieredze. Sākot ar 1998.gada 4.ceturksni, finansiālu apsvērumu dēļ izlases apjomu samazināja līdz 342 mājsaimniecībām vidēji mēnesī jeb 4104 mājsaimniecībām gadā.

Uzsākot pētījumu 1995.gadā, sākotnējā iecere bija daļu no izlasē iekļautajām mājsaimniecībām aptaujāt atkārtoti 3 gadus pēc kārtas. Tā pusi no 1996.gada katrā mēnesī apsekotajām mājsaimniecībām ietvēra atkārtotās aptaujas panelī un bija paredzēts aptaujāt šīs mājsaimniecības atbilstošajā mēnesī arī turpmākos trīs gadus. Diemžēl nereti panelī iekļautās mājsaimniecības nevēlējās atkārtoti sniegt informāciju. Radās nopietnas nerespondences problēmas un līdz ar to varēja rasties novirzīti rādītāju novērtējumi. Analizējot radušos situāciju un novērtējot visus par un pret, 1998.gadā no atkārtotās aptaujas panelļa atteicās (Bāliņa, 1998).

Ja mēs aplūkojam iedzīvotāju skaitu, kāds dzīvo pilsētās un laukos (Latvijas demogrāfijas gadagrāmata 1998, 1999), tad Latvijā pēdējos gadu desmitos ir

raksturīga tendence, ka aptuveni viena trešā daļa iedzīvotāju dzīvo Rīgā, viena trešā daļa – pārējās pilsētās un viena trešā daļa – laukos. Tādā pat proporcijā sadalīta arī ir mājsaimniecību budžetu pētījuma izlase.

Bez tam izlase ir sadalīta arī proporcionāli iedzīvotāju skaitam dažādās apsekojuma teritorijās starp pilsētām un laukiem, kā arī starp pieciem Latvijas reģioniem: Kurzemi, Zemgali, Vidzemi, Latgali un Rīgas reģionu.

Veidojot izlasi, viens no mērķiem bija sadalīt visas Latvijas (t.i., ģenerālkopas) mājsaimniecības pēc iespējas homogēnākās grupās, lai palielinātu iegūstamo rādītāju reprezentativitāti. Tādēļ izveidoja šādas galvenās grupas jeb stratas: Rīga, 6 lielās pilsētas, vidēja lieluma un mazās pilsētas un lauki. Tas tika darīts tādēļ, ka galvenie interesējošie rādītāji, kurus vēlas novērtēt ar pētījuma datiem, šīm grupām ir atšķirīgi. Otrs iemesls, kādēļ ģenerālkopas mājsaimniecības nepieciešams dalīt stratās, ir tas, ka dažādās stratās ir iespējams lietot dažādas izlases izveides procedūras (Scheaffer, 1990).

Ikmēneša izlases izvietojums galvenajās stratās ir šāds (iekavās norādīts izlases izvietojums pēc apjoma samazināšanas 1998.gadā):

- 222 (100) mājsaimniecības Rīgā;
- 116 (58) – sešās lielajās pilsētās (Liepājā, Rēzeknē, Daugavpilī, Jūrmalā, Ventspilī, Jelgavā);
- 123 (70 vai 64) – vidēja lieluma pilsētās (ar iedzīvotāju skaitu virs 7000) un mazajās pilsētās (ar iedzīvotāju skaitu zem 7000);
- 205 (120 vai 112) – laukos.

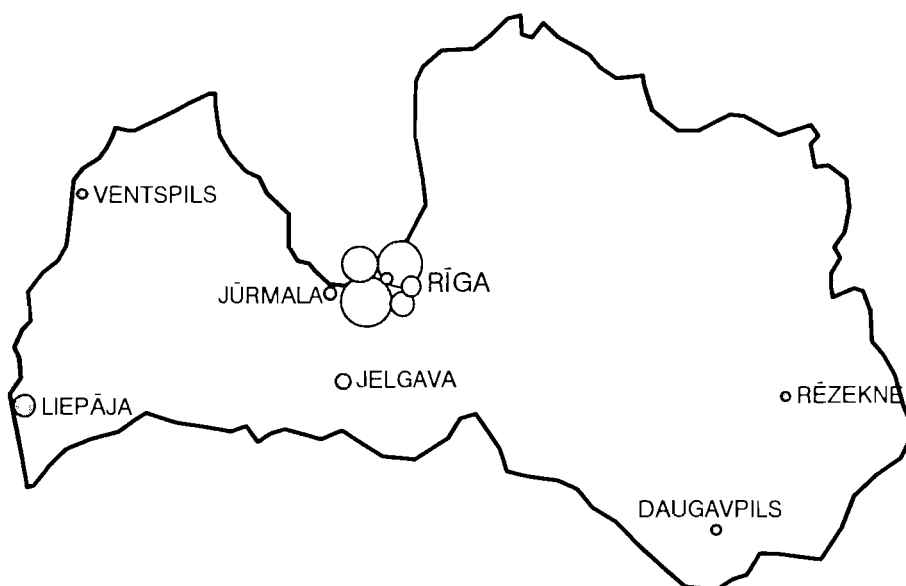
2.3.3. IZLASES IZVEIDES PROCEDŪRA

Dažādās stratās izlase ir veidota atšķirīga. Nepieciešamība izmantot dažādas izlases izveides procedūras vispirms rodas jau tādēļ, ka tiek izmantoti divu veidu izlases rāmji: pilsētās tas ir 15 gadus un vecāku personu saraksts, bet laukos – pagastu mājsaimniecību saraksti. Bez tam pilsētās atšķirīgas izlases izveides procedūras ir Rīgā un 6 lielajās pilsētās un vidēja lieluma un mazajās pilsētās.

RĪGA UN SEŠAS LIELĀS PILSĒTAS

Katrs no sešiem Rīgas administratīvi teritoriālajiem rajoniem: Centra, Kurzemes, Latgales, Vidzemes, Zemgales un Ziemeļu, un katra no sešām lielajām pilsētām: Liepāja, Rēzekne, Daugavpils, Jūrmala, Ventspils, Jelgava, veido atsevišķu stratu. Tas nozīmē, ka izlasē vienmēr būs iekļautas mājsaimniecības no visiem Rīgas administratīvajiem rajoniem, kā arī no visām 6 lielajām pilsētām.

Izlasses izvietojums starp šīm 12 stratām ir proporcionāls stratas kopējam iedzīvotāju skaitam. Šajās stratās veic atbilstošā apjoma 15 gadus un vecāku personu vienkāršu gadījumizlasi. Pētījuma izlasē iekļauj mājsaimniecību, kurā dzīvo ar gadījumizlasi izvēlētā persona.



2.1.attēls. Rīgas seši administratīvie rajoni un sešas lielās pilsētas

2.1.attēlā ar proporcionālu apli parādīts iedzīvotāju kopējais skaits katrā no stratām: Rīgas 6 administratīvajos rajonos un 6 lielajās pilsētās. 2.1.tabulā apkopota informācija par katras stratas lielumu un gada izlases apjomu.

2.1.tabula. Izlases izvietojums Rīgā un 6 lielajās pilsētās

	15 gadus un vecāku personu skaits ģenerālkopā (1995.g.)	Gada izlases lielums	
		līdz 1998.gada 4.ceturksnim	kopš 1998.gada 4.ceturkšņa
Rīga			
Centra rajons	40 796	168	84
Kurzemes rajons	125 184	492	216
Latgales	179 569	708	312
Vidzemes	163 692	636	288
Zemgales	87 260	360	168
Ziemeļu	75 573	300	132
6 lielās pilsētas			
Liepāja	99 418	384	180
Rēzekne	56 312	228	120
Daugavpils	46 173	180	96
Jūrmala	79 111	324	180
Ventspils	34 842	132	60
Jelgava	36 741	144	60

Avots: Mājsaimniecību budžetu pētījuma individuālo datu failu lietotāja rokasgrāmata, 1997; CSP Sociālās statistikas departamenta iekšējie dokumenti, 1998.

No 2.1.tabulas redzams, ka līdz 1998.gada 4.ceturksnim Rīgā gada izlasē vidēji bija iekļauta katra 250 piecpadsmit gadus un vecākā persona (jeb 0,4%), pēc izlases apjoma samazināšanas 1998.gada 4.ceturksnī Rīgā gada izlasē vidēji iekļauta katra 550 atbilstošā vecuma persona (jeb 0,18%). Arī 6 lielajās Latvijas pilsētās sākotnēji izlasē bija iekļauta vidēji katra 250 piecpadsmit gadus un vecākā persona, bet pēc izlases apjoma samazināšanas – katra 520 persona jeb 0,19%.

Lai izveidotu izlases sarakstus, vispirms nepieciešams visu to 15 gadus un vecāku personu saraksts, kuras dzīvo katrā no stratām – 6 Rīgas administratīvajos rajonos un 6 lielajās pilsētās. Šos sarakstus LR Centrālā Statistikas pārvalde pēc pieprasījuma saņem no Iedzīvotāju reģistra.

Lai nodrošinātu stratificētu vienkāršu gadījumizlasi, katras stratas ietvaros veic vienkāršu gadījumizlasi: katrai Iedzīvotāju reģistra sarakstā iekļautajai personai piekārto gadījuma skaitli intervālā no 0 līdz 1. Pēc tam sarakstu sakārto gadījumskaitļa augošā secībā un izlasē iekļauj noteikto skaitu personu no šī saraksta augšdaļas. Pēc tam, kad ir izveidots pamata saraksts, līdzīgi veido arī papildsarakstu.

VIDĒJA LIELUMA UN MAZĀS PILSĒTAS

Mājsaimniecību budžeta pētījumā pilsēta tiek uzskatīta par vidēja lieluma pilsētu, ja tās kopējais iedzīvotāju skaits ir lielāks par 7000 cilvēkiem, bet par maza lieluma – ja iedzīvotāju skaits ir zem 7000. Visas vidēja lieluma pilsētas iedala piecās stratās atbilstoši 5 Latvijas reģioniem un arī visas mazās pilsētas iedala 5 stratās atbilstoši šiem reģioniem.

Nosakot reģionus, par pamatu ņēma Latvijas iedalījumu novados pirmās brīvvalsts laikā. Jāatzīmē, ka atsevišķi tika izdalīts Rīgas reģions un šis dalījums atšķiras no oficiāli pieņemtā, ko vēlāk apstiprinājusi Vides aizsardzības un reģionālās attīstības ministrija.

Izlases iegūšanai tiek izmantota divpakāpju gadījumizlase. Par primārajām izlases vienībām (PIV) izmanto attiecīgās stratas pilsētas, bet par sekundāro izlases vienību (SIV) – 15 gadus un vecāku personu.

Izlasi veic 2 pakāpēs:

- 1.pakāpē pilsētas iekļauj izlasē ar varbūtībām, proporcionālām iedzīvotāju skaitam šajā pilsētā,
- 2.pakāpē katras izlasē iekļautās pilsētas ietvaros veido atbilstošā apjoma 15 gadus un vecāku personu vienkāršu gadījumizlasi.

Pētījuma izlasē iekļauj mājsaimniecības, kurās dzīvo ar gadījumizlasi izvēlētās personas.

Izlases izveides pirmajā pakāpē katras stratas ietvaros pilsētas izlasē iekļauj ar varbūtībām, proporcionālām iedzīvotāju skaitam šajās pilsētās. Tas nozīmē, ka pilsētai ar lielāku iedzīvotāju skaitu ir lielāka varbūtība iekļūt izlasē kā pilsētai ar mazāku iedzīvotāju skaitu. Jāatzīmē, ka mājsaimniecību budžeta pētījumā pilsētu iekļaušana izlasē notika tikai vienu reizi. Uzsākot pētījumu, 1995.gadā tika veikta pilsētu iekļaušana izlasē un visus turpmākos gadus vidēja lieluma un mazo pilsētu stratās mājsaimniecības atlasīja tikai no šīm pilsētām.

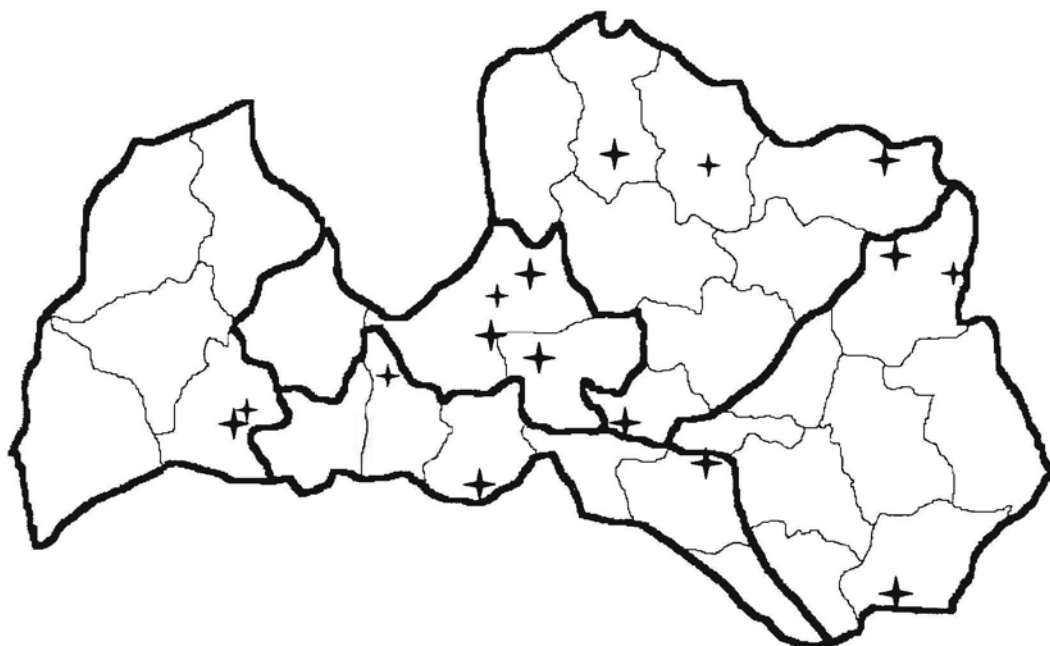
2.2.tabulā apkopota informācija par kopējo maza un vidēja lieluma pilsētu skaitu katrā no Latvijas reģioniem un par izlasē iekļauto pilsētu skaitu.

2.2.tabula. Vidēja lieluma un mazo pilsētu skaits ģenerālkopā un izlasē

Reģions	Vidēja lieluma pilsētas (virs 7000 iedzīvotājiem)		Mazās pilsētas (līdz 7000 iedzīvotājiem)	
	ģenerālkopā	Izlasē	ģenerālkopā	Izlasē
Kurzeme	3	1	10	1
Zemgale	3	2	7	1
Vidzeme	8	3	14	1
Latgale	5	2	6	1
Rīgas reģions	5	3	8	1
Kopā	24	11	45	5

Avots: Mājsaimniecību budžetu pētījuma individuālo datu failu lietotāja rokasgrāmata, 1997.

2.2.attēlā shematiski parādīts Latvijas iedalījums reģionos un izlasē iekļauto vidēja lieluma un mazo pilsētu izvietojums.



2.2.attēls. Mājsaimniecību budžeta pētījuma izlasē iekļauto vidēja lieluma (+) un mazo (+) pilsētu izvietojums

Ir vairākas metodes, kā izveidot izlasi proporcionālu kādam lielumam. Viena no praksē biežāk lietotajām ir Suntera (*Sunter*) shēma (Sunter, 1977), kas katrai izlases vienībai ļauj aprēķināt gan izlasē iekļaušanas varbūtību, gan izlases vienību pāru izlasē iekļaušanas varbūtību. Mājsaimniecību budžetu pētījumā šo algoritmu izmantoja veicot pilsētu atlasī.

Lai parādītu, kā praksē nodrošina šādu izlasi, aplūkosim vienu no stratām – Rīgas reģiona vidēja lieluma pilsētu stratu, jo pārējās stratās izlase tika veidota analogi.

Rīgas reģionā pavisam ir 5 vidēja lieluma pilsētas. Atbilstoši Suntera shēmai vispirms visas stratās pilsētas sakārto iedzīvotāju skaita dilstošā secībā. Tādējādi šajā sarakstā ar kārtas numuru 1 ir pilsēta ar lielāko iedzīvotāju skaitu, skat. 2.3.tabulu.

2.3.tabula. Rīgas reģiona vidēja lieluma pilsētu iedzīvotāju skaits

N.p.k.	Pilsēta	Iedzīvotāju skaits
1.	Ogre	28449
2.	Tukums	20345
3.	Salaspils	18749
4.	Olaine	13417
5.	Sigulda	10956
	Kopā:	91916

Avots: Mājsaimniecību budžetu pētījuma individuālo datu failu lietotāja rokasgrāmata, 1997.

Lai aprakstītu Suntera algoritmu, ievēdīsim šādus apzīmējumus:

N – pilsētu skaits ģenerālkopā (mūsu gadījumā $N = 5$),

n – pilsētu skaits izlasē (mūsu gadījumā $n = 3$),

n_p – līdz šim izlasē iekļauto pilsētu skaits,

x_p – iedzīvotāju skaits pilsētā p ($p = 1, \dots, N$),

$T_N = \sum_{p=1}^N x_p$ – kopējais iedzīvotāju skaits visās stratās pilsētās.

Atbilstoši Suntera algoritmam pilsētai ar kārtas numuru $p = 1$ (mūsu gadījumā tā ir Ogre) ģenerē gadījuma skaitli ε_1 intervālā $(0; 1)$. Ja šis gadījuma skaitlis ε_1 ir mazāks par pilsētas izlasē iekļaušanas varbūtību $\pi_1 = \frac{nx_1}{T_N}$, tad pilsētu izlasē iekļauj – pretējā gadījumā pilsētu izlasē neiekļauj.

Veidojot izlasi, gadījuma skaitlis ε_1 bija mazāks par pilsētas izlasē iekļaušanas varbūtību $\pi_1 = 3 \cdot \frac{28449}{91916} = 0,92853$ un līdz ar to Ogre tika iekļauta izlasē.

Katrai nākamai pilsētai ar kārtas numuru sarakstā $p = 2, 3, 4, 5$ tāpat tiek ģenerēts gadījuma skaitlis ε_p , taču gadījuma skaitļa vērtība tiek salīdzināta nevis ar pilsētas izlasē iekļaušanas varbūtību, bet gan ar lielumu $\pi'_p = \frac{(n-n_p)x_p}{t_p}$, kur $t_p = \sum_{j=p}^N x_j$ ir kopējais iedzīvotāju skaits atlikušajās $N-p$ pilsētās. Ja gadījuma skaitlis ε_p ir mazāks par lielumu π'_p , tad pilsēta izlasē tiek iekļauta, pretējā gadījumā – nē.

Jāatzīmē, ka, atlasot pilsētas izlasē pēc Suntera shēmas, mazākajām stratas pilsētām tiek nodrošināta viena un tā pati izlasē iekļaušanas varbūtība. Ja pilsētai p izpildās sakarība:

$$\frac{nx_p}{t_p} \geq 1, \quad (1)$$

un līdz šim (t.i., līdz kārtas numuram p) izlasē nav iekļauts nepieciešamais pilsētu skaits, tad trūkstošās pilsētas izvēlas ar vienkāršu gadījumizlasi no atlikušajām ģenerālkopas pilsētām.

Rīgas reģiona vidējo pilsētu stratā sakarība (1) izpildās trim mazākajām pilsētām: Salaspilij, Olainei un Siguldai. Veicot pilsētu atlasu, saraksta otrā pilsēta Tukums izlasē iekļauta netika. Līdz ar to no šīm trim mazākajām pilsētām izlasē bija jāiekļauj divas. Ar vienkāršu gadījumizlasi tika atlasīta Salaspils un Sigulda.

Ja ar p^* apzīmē kārtas numuru pirmajai pilsētai, kurai izpildās sakarība (1), tad, atlasot pilsētas pēc Suntera shēmas, saraksta pirmajām $p^* - 1$ pilsētām izlasē iekļaušanas varbūtība ir proporcionāla iedzīvotāju skaitam šajās pilsētās:

$$\pi_p = \frac{nx_p}{T_N} \quad (p=1, \dots, p^* - 1), \quad (2)$$

bet pārējām pilsētām izlasē iekļaušanas varbūtība ir proporcionāla vidējam iedzīvotāju skaitam šajās pilsētās:

$$\pi_p = \frac{n\bar{x}_{p^*}}{T_N} \quad (p=p^*, \dots, N), \quad (3)$$

kur $\bar{x}_{p^*} = \frac{t_{p^*}}{N - p^* + 1}$ ir vidējas iedzīvotāju skaits šajās pilsētās.

Rīgas reģiona vidēja lieluma pilsētu stratā $p^* = 3$, tādējādi visām trim mazākajām šīs stratas pilsētām izlasē iekļaušanas varbūtība ir:

$$\pi_3 = \pi_4 = \pi_5 = 3 \cdot \frac{(18749 + 13417 + 10956)/3}{91916} = 0,46915.$$

Suntera algoritms ne tikai ļauj atlasīt izlases vienības, bet arī aprēķināt izlases vienību pāru izlasē iekļaušanas varbūtības π_{pk} , kuras ir nepieciešams zināt, lai varētu novērtēt dispersijas:

$$\pi_{pk} = \begin{cases} \frac{n(n-1)}{T_N} g_p x_p x_k, & \text{ja } 1 \leq p < l < p^*, \\ \frac{n(n-1)}{T_N} g_p x_p \bar{x}_{p^*}, & \text{ja } 1 \leq p < p^* \leq l \leq N, \\ \frac{n(n-1)}{T_N} g_{p^*-1} \frac{t_{p^*} - x_{p^*-1}}{t_{p^*} - \bar{x}_{p^*}} (\bar{x}_{p^*})^2, & \text{ja } p^* \leq p < l \leq N, \end{cases}$$

kur

$$g_p = \begin{cases} \frac{1}{t_2}, & \text{ja } p = 1, \\ g_{p-1} \frac{t_p - x_{p-1}}{t_{p+1}}, & \text{ja } p = 2, \dots, p^* - 1. \end{cases}$$

2.4.tabulā ir parādītas pēc Suntera algoritma aprēķinātās Rīgas reģiona vidēja lieluma pilsētu pāru izlasē iekļaušanas varbūtības.

2.4.tabula. *Izlasē iekļauto Rīgas reģiona vidēja lieluma pilsētu pāru izlasē iekļaušanas varbūtības*

Izlasses vienība	Ogre	Salaspils	Sigulda
Ogre	0,928533	0,420588	0,420588
Salaspils	0,420588	0,469146	0,136725
Sigulda	0,420588	0,136725	0,469146

Autores aprēķini.

Izlasses izveides otrajā pakāpē katras pilsētas ietvaros veic atbilstošā apjoma 15 gadus un vecāku personu vienkāršu gadījumizlasi analogi kā Rīgas 6 rajonos un 6 lielajās pilsētās. Izlasses izvietojums starp pilsētām parādīts 5.tabulā.

2.5.tabula. *Latvijas mājsaimniecību budžeta pētījuma gada izlases izvietojums vidēja lieluma un mazajās pilsētās*

	15 gadus un vecāku personu skaits generālkopā (1995.g.)	Gada izlases lielums	
		līdz 1998.gada 4.ceturksnim	no 1998.gada 4.ceturkšņa
Vidēja lieluma pilsētas			
Saldus	10 075	120	60
Bauska	9 137	84	48
Jēkabpils	24 055	84	48
Aizkraukle	7 832	108	60
Alūksne	8 041	108	60
Valmiera	23 276	120	60
Balvi	7 593	84	48
Krāslava	10 009	84	48
Ogre	23 139	96	48
Salaspils	16 455	96	60
Sigulda	8 771	96	48
Mazās pilsētas			
Brocēni	3 127	84	48
Kalneciems	2 244	48	36
Smiltene	5 141	108	54
Viļaka	1 719	60	36
Vangaži	3 317	96	54

Avots: Mājsaimniecību budžetu pētījuma individuālo datu failu lietotāja rokasgrāmata, 1997; CSP Sociālās statistikas departamenta iekšējie dokumenti, 1998.

LAUKI

Visi lauku pagasti ir sadalīti 5 stratās atbilstoši Latvijas reģioniem. Katras stratas ietvaros izlase tiek veidota kā divpakāpju gadījumizlase. Par primārajām izlases vienībām (PIV) izmanto attiecīgās stratas pagastus. Mazākie pagasti ir apvienoti grupās pa diviem vai trim pagastiem katrā. Par sekundārajām izlases vienībām izmanto mājsaimniecības.

Izlasi veic divās pakāpēs:

- 1.pakāpē pagasti (vai to grupas) tiek iekļauti izlasē ar varbūtībām, proporcionālām mājsaimniecību skaitam attiecīgajā pagastā,
- 2.pakāpē katra izlasē iekļautā pagasta ietvaros tiek veidota atbilstošā apjoma mājsaimniecību vienkārša gadījumizlase.

Divpakāpju gadījumizlasei katrā pakāpē ir nepieciešams savs izlases rāmis. Pirmajā pakāpē izlases rāmis ir visas primārās izlases vienības, mūsu gadījumā tas ir reģiona pagastu saraksts. Šo rāmi nav grūti konstruēt un tas neprasa lielus līdzekļus un laiku. Otrajā pakāpē izlases rāmis ir attiecīgā pagasta mājsaimniecību saraksts. Otrās pakāpes izlases rāmja izveidošana vienmēr prasa daudz vairāk laika un resursus. Tomēr arī tajā gadījumā, ja šī otrās pakāpes izlases rāmja nav vai arī, ja tas nav pilnīgs, tad izlietotie resursi ir daudzkārt mazāki nekā, ja būtu nepieciešams izveidot no jauna visu pagastu mājsaimniecību sarakstu. Tas ir viens no iemesliem, kādēļ praksē bieži izmanto divu (un vairāku) pakāpju gadījumizlasi.

2.6.tabulā parādīts pagastu skaits katrā no Latvijas reģioniem un izlasē iekļauto pagastu (vai to grupu) skaits.

2.6.tabula. *Pagastu skaits izlasē un ģenerālkopā, 1995.gada dati*

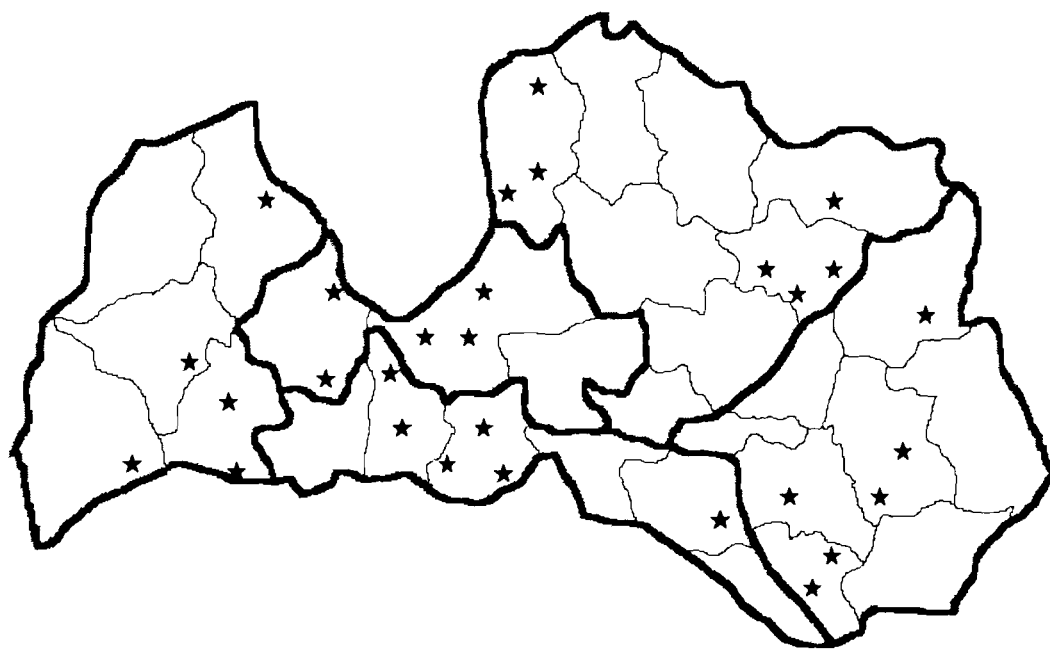
Reģions	Pagastu skaits ģenerālkopā	Pagastu (vai to grupu) skaits izlasē
Kurzeme	81	5
Zemgale	88	6
Vidzeme	121	7
Latgale	122	6
Rīgas reģions	54	5
Kopā	466	29

Avots: Mājsaimniecību budžetu pētījuma individuālo datu failu lietotāja rokasgrāmata, 1997.

Uzsākot pētījumu, vispirms tika noteikti izlasē iekļaujамie lauku pagasti (vai to grupas). Lauku pagastu iekļaušana izlasē notika pēc Suntera shēmas analogi kā vidēja lieluma un mazo pilsētu iekļaušana izlasē. Vienīgā atšķirība ir tā, ka lauku pagasti izlasē tikai iekļauti ar varbūtībām proporcionālām mājsaimniecību skaitam šajos pagastos nevis kopējam iedzīvotāju skaitam pagastā (kā tas bija pilsētās). Visus turpmākos gadus pētījums norisinājās tikai šajos pagastos.

Sākotnēji, uzsākot apsekojumu, nebija visu pagastu mājsaimniecību saraksti. Pēc tam, kad izlases izveides pirmajā solī tika iegūta pagastu izlase, šiem pagastiem izveidoja pilnos mājsaimniecību sarakstus, kurus savukārt izmantoja mājsaimniecību izlases ieguvei otrajā solī.

Latvijas iedalījums reģionos un izlasē iekļauto pagastu izvietojums shematiski parādīts 2.3.attēlā.



2.3.attēls. *Mājsaimniecību budžeta pētījuma izlasē iekļauto pagastu shematisks izvietojums*

Izlases izveides otrajā pakāpē katra pagasta ietvaros veido atbilstošā apjoma mājsaimniecību vienkāršu gadījumizlasi. Izlases izvietojums starp lauku pagastiem parādīts 2.7.tabulā, kur konfidencialitātes apsvērumu dēļ minēts tikai atbilstošā reģiona rajons nevis pats pagasts.

2.7.tabula. Latvijas mājsaimniecību budžeta pētījuma gada izlases izvietojums lauku pagastos

	Mājsaimniecību skaits pagastā (1995.g.)	Gada izlases lielums	
		līdz 1998.gada 4.ceturksnim	līdz 1998.gada 4.ceturksnim
Kurzemes reģionā			
Talsu raj.	846	84	48
Saldus raj.	575	84	48
Saldus raj.	297	84	48
Liepājas raj.	1 292	84	48
Kuldīgas raj.	442	84	48
Zemgales reģionā			
Bauskas raj.	802	84	48
Bauskas raj.	3 615	84	48
Jelgavas raj.	1 065	84	48
Jēkabpils raj.	408	72	48
Bauskas raj.	535	84	48
Jelgavas raj.	1 164	84	48
Vidzemes reģionā			
Limbažu raj.	594	84	48
Gulbenes raj.	267	84	48
Limbažu raj.	1 005	84	48
Gulbenes raj.	1 010	84	48
Alūksnes raj.	490	84	48
Gulbenes raj.	787	84	48
Limbažu raj.	635	84	48
Latgales reģionā			
Preiļu raj.	494	84	48
Daugavpils raj.	2 602	84	48
Rēzeknes raj.	653	84	48
Rēzeknes raj.	1 404	84	48
Balvu raj.	696	84	48
Daugavpils raj.	1 068	84	48
Rīgas reģionā			
Tukuma raj.	1 101	96	48
Tukuma raj.	1 066	84	48
Rīgas raj.	4 290	96	48
Rīgas raj.	550	84	48
Rīgas raj.	1 402	96	48

Avots: Mājsaimniecību budžetu pētījuma individuālo datu failu lietotāja rokasgrāmata, 1997; CSP Sociālās statistikas departamenta iekšējie dokumenti, 1998.

2.3.4. MĀJSAIMNIECĪBU IZLASĒ IEKĻAUŠANAS VARBŪTĪBA, DIZAINA SVARI

Ja mēs vēlamies no izlases datiem izdarīt secinājumus par ģenerālkopu, tad izlases izveidei ir būtiska loma. Vienkāršas gadījumizlases gadījumā visām izlases vienībām ir viena un tā pati izlasē iekļaušanas varbūtība:

$$\pi_k = \frac{n}{N} \quad (k = 1, \dots, n),$$

kur N – mājsaimniecību skaitu ģenerālkopā,
 n – izlases apjomu.

Taču tas tā nebūt nav sarežģīta dizaina pētījumos, kāds ir arī Latvijas mājsaimniecību budžetu pētījums. Ja dažādām izlases vienībām nav viena un tā pati izlasē iekļaušanas varbūtība, tad dažādu novērtējumu iegūšanas procesā tas ir jāņem vērā. Dažādās izlasē iekļaušanas varbūtības kompensē izlases svāri.

Izlases svaru noteikšana nav viennozīmīgs process un tajā var izdalīt vairākus soļus, taču pirmais solis vienmēr ir pētījuma vienības izlasē iekļaušanas varbūtības π_k ($k = 1, \dots, n$) noteikšana. Dizaina svarus d_k definē kā izlasē iekļaušanas varbūtībai π_k apgrieztu lielumu:

$$d_k = \frac{1}{\pi_k}. \quad (4)$$

Tā kā mājsaimniecību budžetu pētījumā dažādās stratās pielietoto dažādas izlases izveides procedūras, tad līdz ar to dažādi ir aprēķināmas arī mājsaimniecību izlasē iekļaušanas varbūtības.

RĪGA UN SEŠAS LIELĀS PILSĒTAS

Rīgas 6 administratīvie rajoni un 6 lielās pilsētas veido 12 stratas. Tā kā no Iedzīvotāju reģistra tiek atlasītas 15 gadus un vecākas personas, tad mājsaimniecībām ar lielāku šādu personu skaitu ir lielākas iespējas iekļūt izlasē.

Lai noteiktu mājsaimniecības izlasē iekļaušanas varbūtību, būtu jāzina Iedzīvotāju reģistrā reģistrēto 15 gadus un vecāko mājsaimniecības locekļu skaits. Diemžēl šo informāciju nav iespējams iegūt. Apsekojuma gaitā ir pieejama informācija, cik 15 gadus un vecāku personu dzīvo mājsaimniecībā. Faktisko 15

gadus un vecāku personu skaitu var uzlūkot kā nepieciešamā rādītāja novērtējumu. Ne vienmēr šī informācija sakrīt, tomēr tiek pieņemts, ka vidēji Latvijā šie skaitļi daudz neatšķiras.

Rīgas 6 administratīvie rajoni un 6 lielās pilsētas veido 12 stratas. Stratas numuru apzīmēsim ar h ($h = 1, \dots, 12$), bet katras stratas izlases apjomu apzīmēsim ar n_h . Lai noteiktu stratas h ($h = 1, \dots, 12$) k -tās mājsaimniecības ($k=1, \dots, n_h$) izlasē iekļaušanas varbūtību π_{hk} , izmantojam sekojošos apzīmējumus:

N_h – 15 gadus un vecāku personu skaits stratā h ,

n_h – mājsaimniecību skaits izlasē stratā h ,

m_{hk} – k -tās mājsaimniecības 15 gadus un vecāku personu skaits stratā h .

Tādā gadījumā stratas h k -tās mājsaimniecības ($k = 1, \dots, n_h$) izlasē iekļaušanas varbūtība ir:

$$\pi_{hk} = m_{hk} \cdot \frac{n_h}{N_h} \quad (5)$$

Mājsaimniecību budžetu pētījumā kā pirmā strata ir Rīgas pilsētas Centra rajons ($h = 1$). Centra rajonā Iedzīvotāju reģistrā bija reģistrētas 40 796 piecpadsmit gadus un vecākas personas ($N_1 = 40\,796$), gada izlases apjoms šai stratai ir 168 mājsaimniecības ($n_1 = 168$). Ja izlasē iekļautā persona dzīvo mājsaimniecībā, kurā pavisam ir divas 15 gadus un vecākas personas ($m_{1k} = 2$), tad šīs mājsaimniecības izlasē iekļaušanas varbūtība ir:

$$\pi_{1k} = m_{1k} \cdot \frac{n_1}{N_1} = 2 \cdot \frac{168}{40796} = 0,0082361,$$

bet šīs mājsaimniecības dizaina svars ir:

$$d_{1k} = \frac{1}{\pi_{1k}} = \frac{1}{0,0082361} = 121,42.$$

Dizaina svaru var interpretēt šādi: vispārinot datus uz ģenerālkopu, izlasē iekļautā mājsaimniecība pārstāv sevi un vēl $d_{1k} - 1$ tādu pašu mājsaimniecību, piemērā sevi un vēl aptuveni 120 mājsaimniecības.

VIDĒJA LIELUMA UN MAZĀS PILSĒTAS

Vidēja lieluma un mazo pilsētu mājsaimniecību izlasē iekļaušana notiek ar divpakāpju gadījumizlasi.

Pirmajā pakāpē izlasē tiek iekļautas pilsētas, ar varbūtībām proporcionālām iedzīvotāju skaitam pilsētā. Izlases veidošanas otrajā pakāpē katras pilsētas ietvaros notiek 15 gadus un vecāku personu vienkārša gadījumizlase.

Mājsaimniecību izlasē iekļaušanas varbūtību nosaka abu pakāpju izlasē iekļaušanas varbūtību reizinājums:

$$\pi_{hpk} = \pi_{hp}^1 \cdot \pi_{hpk}^2, \quad (6)$$

kur (augšējais indekss nozīmē izlases pakāpes numuru)

π_{hp}^1 – stratas h ($h = 1, \dots, 10$) pilsētas p izlasē iekļaušanas varbūtība,

π_{hpk}^2 – stratas h pilsētas p k -tās mājsaimniecības ($k = 1, \dots, n_{hp}$) izlasē iekļaušanas varbūtība,

n_{hp} – izlasē iekļauto mājsaimniecību skaits stratas h pilsētā p .

Pirmajā pakāpē pilsētas izlasē tiek iekļautas pēc Suntera shēmas ar varbūtībām proporcionālām iedzīvotāju skaitam šajās pilsētās, kas parādītas ar likumsakarībām (2) un (3). Tā, piemēram, Rīgas reģiona vidēja lieluma pilsētu stratā Ogres pilsētas izlasē iekļaušanas varbūtība ir 0,92853, bet Salaspils un Siguldas izlasē iekļaušanas varbūtības ir 0,46915.

Izlases veidošanas otrajā pakāpē katras pilsētas ietvaros notiek 15 gadus un vecāku personu vienkārša gadījumizlase, līdz ar to stratas h pilsētas p k -tās mājsaimniecības ($k = 1, \dots, n_{hp}$) izlasē iekļaušanas varbūtību otrajā pakāpē ir:

$$\pi_{hpk}^2 = m_{hpk} \cdot \frac{n_{hp}}{N_{hp}}, \quad (7)$$

kur:

N_{hp} – 15 gadus un vecāku personu skaits stratas h pilsētā p ,

n_{hp} – mājsaimniecību skaits izlasē stratas h pilsētā p ,

m_{hpk} – stratas h pilsētas p k -tās mājsaimniecības 15 gadus un vecāku personu skaits.

Tā, piemēram, ja Rīgas reģiona vidēja lieluma pilsētu stratā ($h=5$) Ogres pilsētā izlasē iekļautā persona dzīvo mājsaimniecībā, kurā pavisam ir trīs 15 gadus un vecākas personas ($m_{5pk} = 3$), tad šīs mājsaimniecības gada izlasē iekļaušanas varbūtība ir:

$$\pi_{5pk}^2 = m_{5pk} \cdot \frac{n_{5p}}{N_{5p}} = 3 \cdot \frac{96}{23139} = 0,0124465,$$

jo gada izlasē pavisam ir 96 mājsaimniecības no Ogres ($n_{5p} = 96$) un Ogrē dzīvo 23 139 piecpadsmit gadus un vecākas personas ($N_{5p} = 23\ 139$).

Šīs mājsaimniecības gada izlasē iekļaušanas varbūtība ir:

$$\pi_{5pk} = \pi_{5p}^1 \cdot \pi_{5pk}^2 = 0,92853 \cdot 0,0124465 = 0,011557,$$

bet šī mājsaimniecības dizaina svars ir:

$$d_{5pk} = \frac{1}{\pi_{5pk}} = \frac{1}{0,011557} = 86,5,$$

šī mājsaimniecība izlasē pārstāv sevi un vēl aptuveni 85 līdzīgas mājsaimniecības.

Savukārt, ja mājsaimniecība, kurā dzīvo trīs 15 gadus un vecākas personas, ir iekļauta izlasē no Salaspils (kur gada izlasē kopumā iekļautas $n_{5p} = 96$ mājsaimniecības un kopējais 15 gadus un vecāku personu skaits pilsētā ir $N_{5p} = 16\ 455$), tad šīs mājsaimniecības izlasē iekļaušanas varbūtība ir:

$$\pi_{5pk} = \pi_{5p}^1 \cdot \pi_{5pk}^2 = 0,46915 \cdot 3 \cdot \frac{96}{16455} = 0,008211,$$

šīs mājsaimniecības dizaina svars ir:

$$d_{5pk} = \frac{1}{\pi_{5pk}} = \frac{1}{0,008211} = 121,8$$

un tā izlasē pārstāv sevi un vēl aptuveni 121 līdzīgu mājsaimniecību.

LAUKI

Laukos tiek veidota mājsaimniecību divpakāpju gadījumizlase un līdzīgi kā vidēja lieluma un mazajās pilsētās, mājsaimniecību izlasē iekļaušanas varbūtību nosaka abu pakāpju izlasē iekļaušanas varbūtību reizinājums:

$$\pi_{hp} = \pi_{hp}^1 \cdot \pi_{hp}^2, \quad (8)$$

kur (augšējais indekss nozīmē izlases pakāpes numuru)

π_{hp}^1 – stratas h ($h = 1, \dots, 5$) pagasta p izlasē iekļaušanas varbūtība,

π_{hp}^2 – mājsaimniecības izlasē iekļaušanas varbūtība stratas h pagastā p .

Pirmajā pakāpē lauku pagasti (vai to grupas) izlasē tiek iekļauti pēc Suntera shēmas ar varbūtībām proporcionālām mājsaimniecību skaitam pagastos, kas parādītas ar likumsakarībām (2) un (3). Šeit tikai jāatzīmē, ka lauku pagastu gadījumā likumsakarībās (2) un (3) lielums x_p apzīmē nevis iedzīvotāju skaitu pagastā p , bet gan mājsaimniecību skaitu šajā pagastā.

Ja mēs aplūkojam Kurzemes reģiona lauku pagastus ($h=1$), kuros kopumā dzīvo $T_N = 53\,387$ mājsaimniecības un izlasē ir iekļauti $n = 5$ pagasti, tad kāda pagasta p , kurā dzīvo $x_p = 575$ mājsaimniecības, izlasē iekļaušanas varbūtība ir:

$$\pi_{hp}^1 = \frac{n x_p}{T_N} = 5 \cdot \frac{575}{53387} = 0,0538521,$$

ja saskaņā ar Suntera shēmu šī pagasta izlasē iekļaušanas varbūtība ir jāaprēķina pēc likumsakarības (2).

Otrajā pakāpē katra pagasta ietvaros tiek veikta mājsaimniecību vienkārša gadījumizlase un līdz ar to visām attiecīgā pagasta mājsaimniecībām ir viena un tā pati izlasē iekļaušanas varbūtība otrajā pakāpē:

$$\pi_{hp}^2 = \frac{n_{hp}}{N_{hp}}, \quad (9)$$

kur:

N_{hp} – mājsaimniecību skaits stratas h pagastā p ,

n_{hp} – mājsaimniecību skaits izlasē stratas h pagastā p .

Ja mēs ar n apzīmējam izlasē iekļauto mājsaimniecību skaitu, tad ģenerālkopas summārā absolūtā lieluma novērtējums, izmantojot izlases datus (Sārndal, 1992), ir:

$$\hat{Y} = \sum_{k=1}^n \frac{y_k}{\pi_k} = \sum_{k=1}^n d_k y_k = \sum_s d_k y_k ,$$

kur

π_k – k -tās mājsaimniecības izlasē iekļaušanas varbūtība;

$d_k = \frac{1}{\pi_k}$ – k -tās mājsaimniecības dizaina svars.

Šo novērtējumu sauc par Horvitca–Tomsona novērtējumu.

Ja mūs interesē nevis visas ģenerālkopas summārais absolūtais lielums Y , bet kādas noteiktas mājsaimniecību kopas G summārais absolūtais lielums Y_G , piemēram, visu algotu darbu strādājošo mājsaimniecību summārie mēneša izdevumi pārtikai, tad mums ir jāsummē atbilstošais rādītājs tikai šīs kopas mājsaimniecībām:

$$Y_G = \sum_{k=1}^{N_G} y_k = \sum_G y_k ,$$

kur

N_G – kopas G mājsaimniecību skaits ģenerālkopā.

Izmantojot izlases datus, mēs varam iegūt lieluma Y_G novērtējumu \hat{Y}_G :

$$\hat{Y}_G = \sum_{k=1}^{n_G} d_k y_k = \sum_{s_G} d_k y_k ,$$

kur

$s_G = s \cap G$ – izlasē iekļautās kopas G mājsaimniecības,

n_G – kopas s_G mājsaimniecību skaits, t.i., kopas G mājsaimniecību skaits izlasē.

Ja ar x_k apzīmēsim mājsaimniecībā k ($k = 1, \dots, N$) dzīvojošo cilvēku skaitu (jeb tā saucamo mājsaimniecības lielumu), tad ģenerālkopas vidējais mājsaimniecības lielums ir:

$$\bar{X} = \frac{\sum_{k=1}^N x_k}{N} = \frac{\sum_U x_k}{N}.$$

Izmantojot izlases datus, mēs varam iegūt vidējā mājsaimniecības lieluma novērtējumu:

$$\hat{\bar{X}} = \frac{\sum_{k=1}^n d_k x_k}{d_k} = \frac{\sum_s d_k x_k}{d_k}.$$

Mājsaimniecību budžeta pētījumā galvenā interese ir nevis par summārajiem absolūtajiem lielumiem, bet gan par attiecības tipa rādītājiem, piemēram, pārtikas izdevumi uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī. Šādu rādītāju R mēs varam iegūt, ja visu mājsaimniecību mēneša pārtikas izdevumus Y izdala ar kopējo cilvēku skaitu X , kas dzīvo šajās mājsaimniecībās:

$$R = \frac{Y}{X} = \frac{\sum_U y_k}{\sum_U x_k}.$$

Izmantojot izlases datus, mēs varam iegūt šī rādītāja novērtējumu:

$$\hat{R} = \frac{\hat{Y}}{\hat{X}} = \frac{\sum_s d_k y_k}{\sum_s d_k x_k}.$$

Ja mēs vēlamies novērtēt kādas mājsaimniecību kopas izdevumus pārtikai uz vienu mājsaimniecības locekli, piemēram, algotu darbu strādājošo mājsaimniecību mēneša pārtikas izdevumus uz vienu mājsaimniecības locekli, tad mums ir jāapkopo informācija nevis par visām ģenerālkopas U mājsaimniecībām, bet gan tikai par šīs kopas G mājsaimniecībām:

$$R_G = \frac{Y_G}{X_G} = \frac{\sum_G y_k}{\sum_G x_k},$$

izmantojot izlases datus, mēs varam iegūt šī rādītāja novērtējumu:

$$\hat{R}_G = \frac{\hat{Y}_G}{\hat{X}_G} = \frac{\sum_{s_G} d_k y_k}{\sum_{s_G} d_k x_k}.$$

Tādējādi, lai iegūtu kāda ģenerālkopas lieluma novērtējumu, vienmēr ir jāizmanto svāri, kas kompensē atšķirīgās varbūtības, ar kurām izlases vienības ir iekļautas izlasē. Svāru izmantošanu nereti mēdz saukt par datu svēršanu.

Mūsdienās datu statistiskā apstrāde nav iedomājāma bez datoru un atbilstošas programmatūras izmantošanas. Visas populārākās datu statistiskās apstrādes paketes, tādās kā SPSS, SAS, STATA, ir paredzētas izlases datu apstrādei un tajās ir iekļauta datu svēršanas operācija – veicot aprēķinus tiek izmantoti norādītie un iepriekš aprēķinātie svāra koeficienti.

3. NODAĻA

NERESPONDENCE UN TĀS IETEKMES DZĒŠANA

3.1. NERESPONDENCES PROBLĒMA

Izsoles apsekojumu mērķis ir, izmantojot izsoles datus, novērtēt atbilstošos ģenerālkopas rādītājus. Ja izsole ir veidota kā gadījumizsole, tad katrai izsoles vienībai ir zināma izsolē iekļaušanas varbūtība un mēs varam iegūt ģenerālkopas rādītāju novērtējumus. Bet ko darīt tādā gadījumā, ja ne visas izsolē iekļautās vienības sniedz mums nepieciešamo informāciju? Izsoles apsekojumu teorijā šo iztrūkstošo informāciju, kuru mums neizdodas iegūt no izsoles vienībām, definē kā nerespondenci.

Nerespondence un ar to saistītās problēmas ir tik pat sens fenomens, kā paši izsoles apsekojumi (Wim de Heer, 1999). Potenciālie nerespondences iemesli ir atkarīgi no:

- pētījuma satura,
- datu ieguves metodes,
- paša respondenta (Hox, 1994).

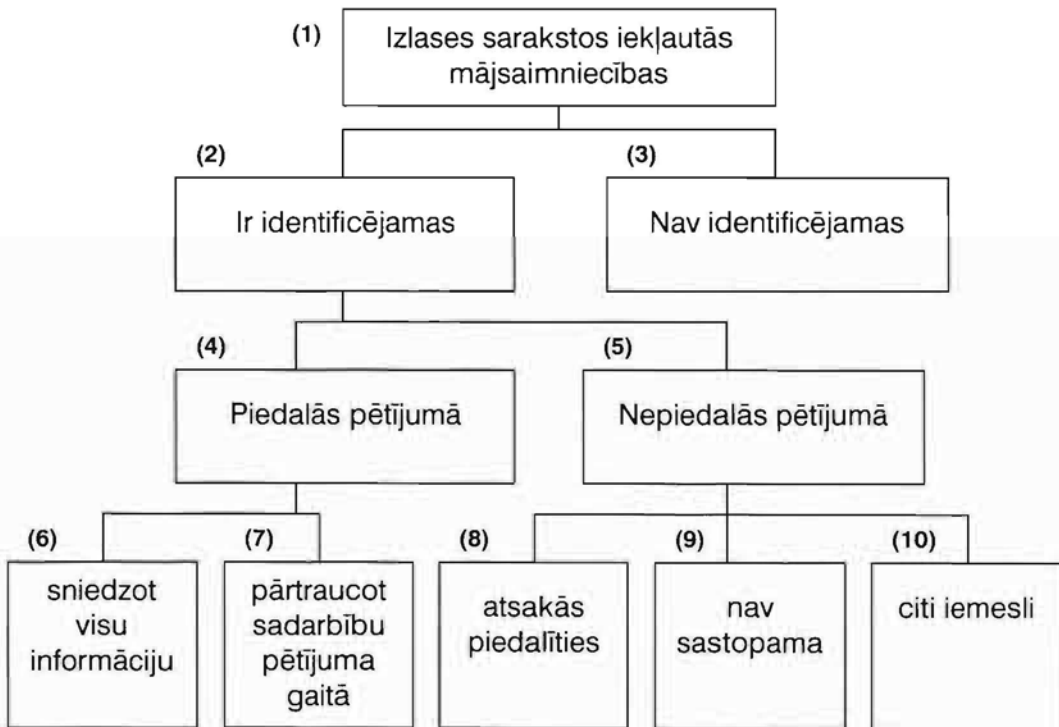
Ikdienas dzīvē mēs atbildam uz jautājumiem, kurus mums kāds uzdod. Tādējādi rodas jautājums, kāpēc apsekojumos šī motivācija zūd. Kā galvenos šeit varētu minēt šādus faktoros (Platek, 1977):

- iesaistīšana pētījumā ir iejaukšanās indivīda privātajā dzīvē,
- piedalīšanās pētījumā ir papildu slogs indivīdam,
- iespējamais vispārīgs sabiedrības naidīgums vai neuzticība pētījuma organizatoriem.

Jo komplicētāks, sarežģītāks un laikietilpīgāks ir pētījums, jo zemāks ir respondences līmenis. Mājsaimniecību budžetu pētījumus pamatoti var uzskatīt par vieniem no smagākajiem pētījumiem attiecībā pret respondentu un līdz ar to vienmēr nākas saskarties ar nerespondences problēmu (Groves, 1998).

Iemesli, kuru dēļ nav iespējams iegūt informāciju no visām izlases sarakstos iekļautajām mājsaimniecībām, ir dažādi. Kā galvenos šeit varētu minēt atteikumu piedalīties pētījumā, mājsaimniecības neidentificēšanu, mājsaimniecības locekļu nesastapšanu mājās un sadarbības pārtraukšanu pētījuma gaitā.

Mājsaimniecību budžetu pētījumu nerespondences analīzes galvenās komponentes parādītas 3.1.attēlā. Veidojot šo shēmu kā pamats izmantota vispārīgā nerespondences komponentu shēma (Hidroglou, 1993).



3.1.attēls. Nerespondences komponentes mājsaimniecību budžetu pētījumos

Pamatojoties uz 3.1.attēlā redzamajām komponentēm, nerespondences analīzē mēdz apskatīt sekojošus rādītājus:

- respondences līmenis = $\frac{(6)}{(2)}$,
- nerespondences līmenis = $\frac{(5) + (7)}{(2)}$,
- atteikumu procents = $\frac{(8)}{(2)}$,
- mājās nesastapto mājsaimniecību procents = $\frac{(9)}{(2)}$.

Tā kā nerespondences problēma pastāvēs vienmēr, tad ir jāapzinās, kādas negatīvas sekas nerespondence atstāj uz pētījuma kvalitāti. Galvenā problēma ir tā, ka nav zināms, vai mājsaimniecības, kas piedalās pētījumā, ir tādas pašas kā tās, kas nepiedalās. Jeb citiem vārdiem sakot, vai mēs varam uzskatīt, ka respondējošās mājsaimniecības ir tādas pašas kā nerespondējošās: vai mēs varam izdarīt secinājumus par ģenerālkopu, izmantojot mūsu rīcībā esošo informāciju.

Ja pastāv nerespondence, tad iegūtie novērtējumi var būt novirzīti. Pieņemsim, ka ģenerālkopa ir sadalīta 2 grupās jeb stratās – respondentos un nerespondentos. Respondenti ir tā ģenerālkopas daļa, kas piedalīsies apsekojumā, ja tiks iekļauti izlasē. Nerespondenti ir tā ģenerālkopas daļa, kas apsekojumā nepiedalīsies. Ja mēs respondentu skaitu ģenerālkopā apzīmējam ar N_R un nerespondentu skaitu ģenerālkopā ar N_N , tad ģenerālkopas vidējo

$$\bar{Y} = \frac{\sum U Y_k}{N}$$

mēs varam aprēķināt šādi (Lohr, 1998):

$$\bar{Y} = \frac{N_R}{N} \bar{Y}_R + \frac{N_N}{N} \bar{Y}_N$$

kur

$$N = N_R + N_N,$$

\bar{Y}_R – rādītāja vidējā vērtība respondentiem,

\bar{Y}_N – rādītāja vidējā vērtība nerespondentiem.

Izmantojot izlases datus, mēs varam iegūt šī rādītāja vidējās vērtības novērtējumu respondentiem \hat{Y}_R . Tomēr arī tādā gadījumā, ja esam ieguvuši nenovirzītu ģenerālkopas respondentu vidējā novērtējumu, mēs nevaram būt pārliecināti, ka esam ieguvuši nenovirzītu visas ģenerālkopas vidējā novērtējumu, jo pastāv novirze

$$E(\bar{Y}_R) - \bar{Y} \approx \frac{N_N}{N} (\bar{Y}_R - \bar{Y}_N),$$

kuru nosaka nerespondence. Šī novirze būs maza ja:

- rādītāja vidējā vērtība respondentiem minimāli atšķiras no rādītāja vidējās vērtības nerespondentiem;
- nerespondences līmenis $\frac{N_N}{N}$ ir zems.

Ja nerespondences līmenis ir augsts – nav iespējams iegūt labus novērtējumus. Tādēļ visur pasaulē tiek tērēti lieli resursi, lai novērstu nerespondenci. Tajā pat laikā nav tāda skaitļa, kas vispārējā gadījumā noteiktu, vai respondences līmenis ir pieņemams vai nē. Dažreiz pat visai neliels nerespondences līmenis var izraisīt visai ievērojamas novirzes (Thompson, 1983).

Indivīda lēmums par piedalīšanos pētījumā vai atteikums piedalīties tajā ir sociālās uzvedības fenomens (Groves, 1995). Izprast atteikumu iemeslus nav statistikas, bet gan socioloģijas un psiholoģijas uzdevums, taču šos procesus var modelēt un aprakstīt ar statistikas metodēm.

Izlases apsekojumu teorijā parasti aplūko divu veidu nerespondenci – izlases vienības nerespondenci (angl. *unit nonresponse*) un informācijas vienības (angl. *item nonresponse*) nerespondenci. Pirmajā gadījumā mums trūkst informācija par izlasē iekļauto izlases vienību, otrajā gadījumā – mums iztrūkst tikai atsevišķi informācijas elementi – izlases vienība ir apsekojumā piedalījusies, bet nav sniegusi pilnu informāciju (Särndal, 1992).

Lai novērstu abu veidu nerespondences negatīvās sekas, tiek pielietotas divas pamatmetodes (Kalton, 1986):

- imputācija – iztrūkstošie informācijas elementi tiek “aizpildīti”, pamatojoties uz modeļa pieņēmumiem;

- svaru koriģēšana – dizaina svaru korekcija ar mērķi minimizēt nerespondences ietekmi.

Abas šīs metodes iespējams pielietot gan izlases vienību, gan informācijas vienību nerespondences gadījumā.

Latvijas MBP informācijas vienību nerespondence netiek aplūkota: ja kāda mājsaimniecība ir sniegusi nepilnu informāciju un šo informāciju nav iespējams iegūt, tad mājsaimniecība netiek iekļauta respondējošo mājsaimniecību sarakstā.

3.2. NERESPONDENCES LĪMENIS LATVIJAS MĀJSAIMNIECĪBU BUDŽETU PĒTĪJUMĀ

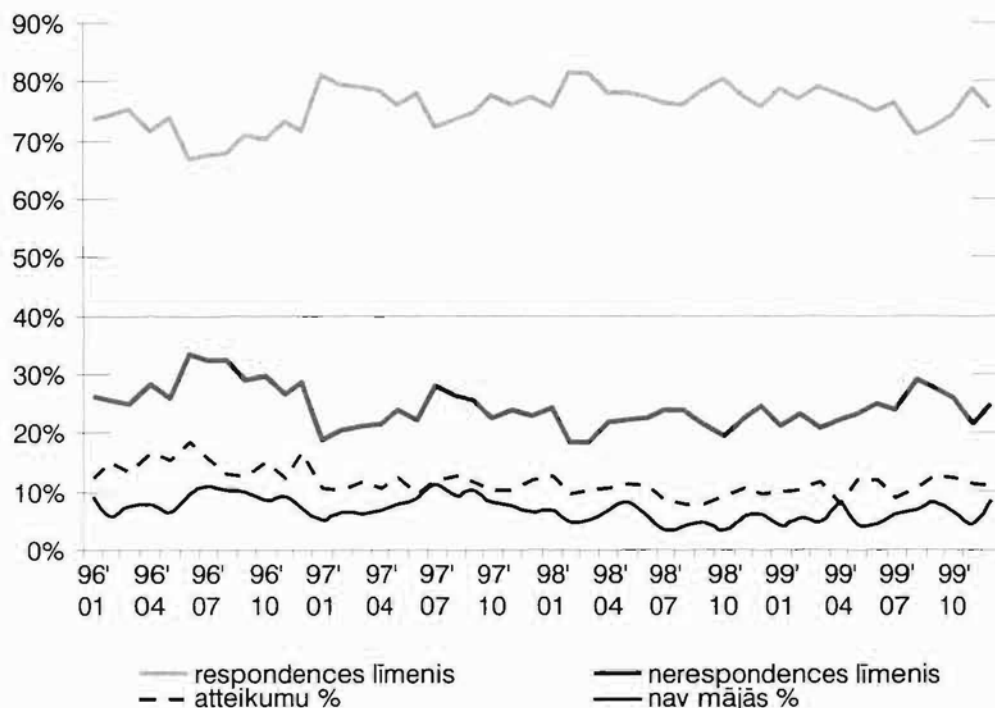
Pēdējos gados pasaulē aizvien lielāku uzmanību pievērš nerespondences analīzei. Ja mēs esam veidojuši izlasi, tad vienmēr ir iespējams novērtēt izlases kļūdu, tas ir, kļūdu, kas rodas no tā, ka aptaujāta tiek nevis visa generālkopa, bet tikai kāda tās daļa. Tajā pat laikā ne vienmēr ir iespējams novērtēt nerespondences rezultātā radītās novirzes.

Publicējot mājsaimniecību budžetu pētījumu datus, bieži tiek publicēti arī tādi nerespondenci raksturojoši lielumi kā nerespondences līmenis, atteikumu procents un mājās nesastapto mājsaimniecību procents.

Analizējot Latvijas mājsaimniecības budžetu pētījuma nerespondenci raksturojošos lielumus laika periodā no 1996.gada līdz 1999.gadam, vērojama tendence, ka 1996.gadā vidējais nerespondences līmenis bija augstāks kā pēdējos 3 gadus. Gan valstī kopumā, gan dažādām administratīvajām teritorijām nerespondences līmenis 1996.gadā bija daudz zemāks nekā 1997., 1998. un 1999.gadā (skat. 3.2.attēlu).

Tas daļēji ir izskaidrojams ar to, ka sākot ar 1996.gada martu “... intervētājiem tika dots norādījums iekļaut pētījumā tās mājsaimniecības, kuras tika atrastas izlases sarakstos norādītajās adresēs, ja persona, kas iekļauta izlases sarakstā, norādītajā adresē vairs nedzīvo un tās faktisko adresi noskaidrot nav iespējams, vai arī faktiskā dzīves vietas adrese atrodas ārpus apsekojamās teritorijas robežām ...” (Mājsaimniecību budžeta pētījuma individuālo datu failu lietotāja rokasgrāmata, 1997). Tas paaugstināja nerespondences līmeni. Tajā pat laikā pieauga

arī intervētāju profesionalitāte un procentuāli samazinājās mājās nesastapto mājsaimniecību, kā arī atteikumu skaits.



3.2.attēls. Latvijas mājsaimniecību budžetu pētījuma respondences un nerespondences rādītāji, 1996. – 1999.gada dati.

Pēdējo trīs gadu laikā vidējais respondences līmenis ir bijis 76 – 78%, tajā pašā laikā vidēji 12% no visām izlasē iekļautajām mājsaimniecībām ir atteikušās piedalīties pētījumā un 6% gadījumu nav izdevies sastapt mājās nevienu no mājsaimniecības locekļiem.

3.1.tabula. Vidējais respondences līmenis Latvijas mājsaimniecību budžetu pētījumā, procentos

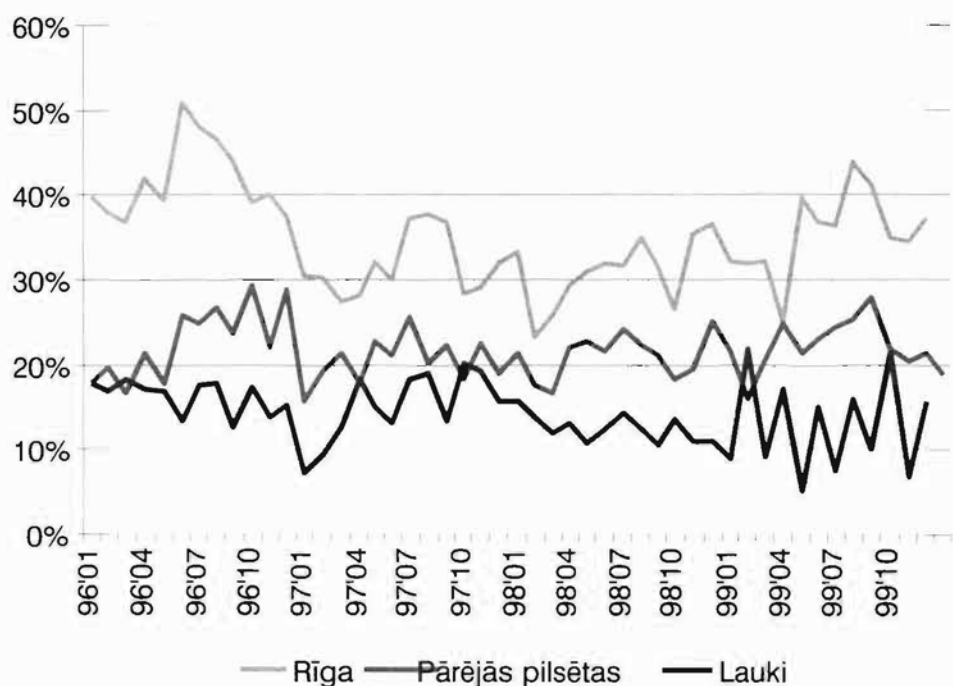
	1996	1997	1998	1999
Rīga	57,9	68,3	69,3	64,3
Pārējās pilsētas	77,0	79,5	78,9	77,5
Lauki	83,7	84,7	87,3	86,6
Latvijā	71,3	76,9	78,1	75,9

Avots: MBP 1996. – 1999.gada dati, autores aprēķini.

Ja mēs aplūkojam respondences līmeni atsevišķi Rīgai, pārējām pilsētām un laukiem (skat. 3.1.tabulu un 3.3.attēlu), tad redzam, ka viszemākais respondences

līmenis ir Rīgā, bet visaugstākais lauku pagastos. Laika posmā no 1996. līdz 1999.gadam vidējais respondences līmenis Rīgā bija 65%, pārējās pilsētās 78% un laukos – 86%.

Rīgā 1999.gada laikā respondences līmenis ir samazinājies: 1997.gadā tas bija 68,3%, 1998.gadā 69,3% un 1999.gadā 64,3%. Pārējās Latvijas pilsētās un laukos vidējais gada respondences līmenis nav strauji mainījies. Tā 1997.gadā laukos respondēja 85% mājsaimniecību, bet 1998. un 1999.gadā – 87%. Pārējās pilsētās vidējais respondences līmenis 1997.gadā un 1998.gadā bija 79%, bet 1999.gadā – 78%.

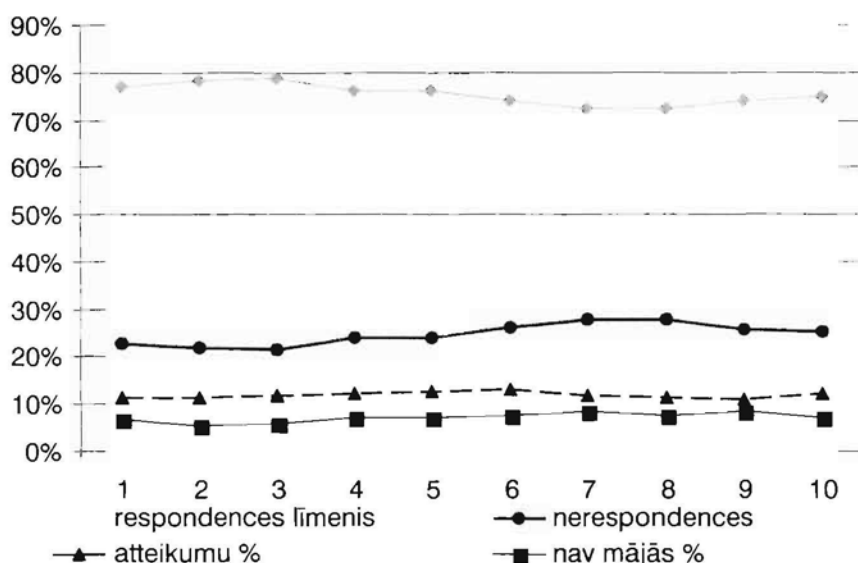


3.3.attēls. Latvijas mājsaimniecību budžetu pētījuma nerespondences līmenis Rīgā, pārējās pilsētās un laukos, 1996. – 1999.gada dati

Ja 3.3.attēlā aplūko lauku mājsaimniecību nerespondences likni, tad redzams, ka 1999.gadā izteikti zemāks nerespondences līmenis ir bijis visos nepāra mēnešos un izteikti augstāks – visos pāra mēnešos. Šis svārstības varētu izsaukt tas, ka 1999.gadā tika gandrīz uz pusi samazināta pētījuma izlase un, lai samazinātu transporta izmaksas, katrā izlases vienībā pētījums norisēja katru otro mēnesi. Mazajos lauku pagastos 1999.gadā nereti bija situācijas, kad izlasē iekļautā

mājsaimniecība pētījumā jau bija piedalījusies iepriekšējos gados un tādēļ atteicās piedalīties.

Mājsaimniecības budžeta pētījuma 1996. – 1999.gada mēnešu vidējie respondences un nerespondences rādītāji parādīti 3.4.attēlā.



3.4.attēls. *Latvijas mājsaimniecību budžeta pētījuma mēnešu vidējie nerespondences rādītāji, 1996. – 1999.gada dati*

Ja mēs aplūkojam 3.4.attēlu, tad ir vērojama sezonālā ietekme uz respondences un nerespondences rādītājiem: response vidēji ir zemāka vasaras mēnešos. Tas ir izskaidrojams ar to, ka vasaras mēnešos daļa mājsaimniecību dzīvo vasaras mītnēs vai laukos, daļai ir atvaļinājumu vai mājokļa remonta laiks un līdz ar to šīs mājsaimniecības pētījumā nepiedalās. Mājās nesastapto mājsaimniecību procents ir gandrīz nemainīgs visa gada laikā un vidēji tas ir 6%. Mājās nesastapto mājsaimniecību procents nedaudz mazāks ir tikai gada pirmajos trīs mēnešos.

Tāpat faktiski nemainīgs ir atteikumu procents – 12%, kas norāda, ka katra astotā no izlases sarakstos iekļautajām un identificētajām mājsaimniecībām atsakās piedalīties pētījumā.

3.2.tabulā ir apkopoti dažādu valstu mājsaimniecību budžeta pētījumu nerespondences dati (daudzās valstīs šos pētījumus sauc par patēriņa izdevumu pētījumiem un tajos pārsvarā iegūst informāciju par patēriņa izdevumiem). No

tabulas redzams, ka dažādām valstī respondences līmeņi ir atšķirīgi. Tā 1996.gadā respondences līmenis Nīderlandē bija 25%, 1997.gadā Beļģijā – 23%. Tajā pat laikā ASV respondences līmenis 1997.gadā bija 75%. Lielās atšķirības respondences līmeņos ir skaidrojamas ar atšķirīgu pētījuma organizāciju un dažādo iedzīvotāju attieksmi pret piedalīšanos pētījumos (Wim de Heer, 1999). Tajā pat laikā ir vērojama vispārēja tendence respondences līmenim samazināties.

3.2.tabula. *Respondences līmenis patēriņa izdevumu pētījumos, procentos*

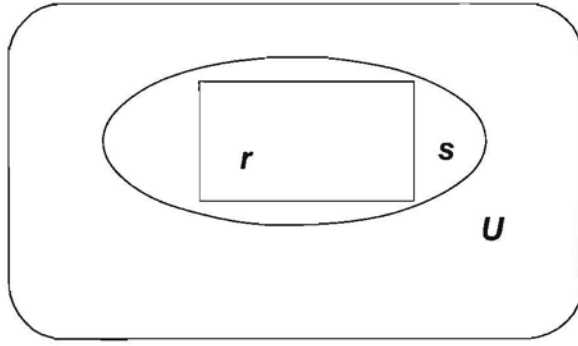
Gads	Austrija	Beļģija	Dānija	Somija	Ungārija	Nīderlande	Polija	Slovākija	Spānija	Zviedrija	Anglija	ASV
1983		22			80,8	25	71,0		75			
1984					81,0		66,4				68	
1985				69,6	80,5		63,9			73	68	87,5
1986							68,5				69	
1987			50,0		76,2		69,0				72	84,7
1988		12					61,7			63	72	87,0
1989					82,2		58,4				73	87,0
1990				70,2			63,3		63		69	87,0
1991					82,2		65,1				70	87,4
1992					54,1		61,6			63	72	85,4
1993					60,9		72,4	75,4			69	86,0
1994	57		67,4	62,9	57,1		74,7	82,0			67	82,8
1995		30	71,3	67,0	64,9		70,9	72,0		64	66	69,6
1996		24	67,8	65,4	55,0	25	68,6	65,4		54	62	74,6
1997		23	65,1		57,9							74,7

Avots: Wim de Heer. 1999. International Response Trends: Results of an International Survey. *Journal of Official Statistics*, 15, pp. 129-142.

Ja salīdzina Latvijas mājsaimniecību budžeta pētījuma respondences līmeni ar 2.tabulā apkopotajiem citu zemju atbilstošo pētījumu respondences līmeņiem, tad redzam, ka Latvijā respondences līmenis ir augstāks kā lielākajā daļā valstu, kuru dati ir apkopoti tabulā.

3.3. RESPONDENCES VARBŪTĪBA

Saistība starp ģenerālkopu, izlasi un apsekojumā piedalījušos jeb respondējošo izlases vienību kopu shematiski attēlota Venna diagrammā 3.5.attēlā.



3.5.attēls. Ģenerālkopa (U), izlase (s) un respondējušās izlases vienības (r)

Ja mēs aplūkojam, kāda ir saistība starp 3.5.attēlā attēlotajām kopām, tad:

- mums ir zināms mehānisms, kā no ģenerālkopas U tiek ģenerēta izlase s : katrai izlasē s iekļautajai vienībai ir zināma izlasē iekļaušanas varbūtība;
- mums nav zināms, kā ir ģenerēta kopa r . Acīmredzot, kopa r ir kopas s apakškopa, bet nav zināms mehānisms, kā šī kopa ir ģenerēta.

Ja pieņem, ka respondencei ir gadījuma raksturs, tad ir noteikta varbūtība, ar kādu elementi no kopas s tiek iekļauti kopā r . Lai mēs varētu izdarīt korektus secinājumus par ģenerālkopu, mums būtu nepieciešams zināt šo varbūtību sadalījumu.

Mēs varam uzskatīt, ka izlases veidošanas procedūra notiek divās fāzēs: pirmajā fāzē tiek atlasītas mājsaimniecības kopai s , bet otrajā – no kopas s mājsaimniecībām tiek ģenerēta kopa r . Ja mēs pieņemam, ka ir zināma katras mājsaimniecības respondences varbūtība θ_k , tad ir iespējams iegūt mūs interesējošo rādītāju nenovirzītus novērtējumus.

Nenovirzīts ģenerālkopas summāra rādītāja novērtējums tādā gadījumā būtu:

$$\hat{Y} = \sum_r \frac{y_k}{\pi_k \theta_k}, \quad (1)$$

kur

π_k – k -tās izlases vienības izlasē iekļaušanas varbūtība,

\sum_r – norāda, ka summēti tiek kopas r elementi.

Ja mēs aplūkojam mājsaimniecību pētījumus, tad mums būtu svarīgi saprast, piemēram, vai mājsaimniecības lēmumu piedalīties pētījumā pieņem neatkarīgi viena no otras. Tāpat būtu svarīgi saprast, vai ir kāds ārējs faktors, kas iespaido visu mājsaimniecību respondences līmeni un vai vairākām viena veida mājsaimniecībām ir viena un tā pati respondences varbūtība. Tā piemēram, vai visām Rīgā dzīvojošajām mājsaimniecībām ir vienāda respondences varbūtība un vai tā ir atšķirīga no lauku mājsaimniecību respondences varbūtības.

Mēs nevaram pārbaudīt savu pieņēmumu pareizību. Līdz ar to mūsu secinājumi par ģenerālkopas rādītājiem ir atkarīgi no šiem nepārbaudāmajiem pieņēmumiem (Särndal, 1992).

Izmantojot datus par respondējušajām mājsaimniecībām, dažāda veida ārējo informāciju, kā arī speciālus pieņēmumus par respondences sadalījumu, var iegūt mājsaimniecības respondences varbūtības novērtējumu $\hat{\theta}_k$.

Līdz ar to mēs varam iegūt ģenerālkopas summārā rādītāja novērtējumu:

$$\hat{Y} = \sum_r \frac{y_k}{\pi_k \hat{\theta}_k}, \quad (2)$$

kas nav nenovirzīts, bet kura novirze ir neliela, ja ir izdevies iegūt labus respondences varbūtību novērtējumus $\hat{\theta}_k$. Līdz ar to galvenais uzdevums ir iegūt respondences varbūtību novērtējumus.

3.4. RESPONDENCES MODEĻI

Lai noteiktu respondences varbūtības, tiek veidots respondences modelis – pieņēmumu kopums, kas balstīts uz pētījuma datiem, ārējo informāciju un pētnieka pieredzi.

Pirms vairākiem gadu desmitiem populārs bija tā saucamais dihotomais modelis, kurā ģenerālkopu iedalīja divās stratās: respondentos un nerespondentos. Šajā modelī objekts no respondentu stratas respondē ar varbūtību 1, bet objekts no nerespondentu stratas – ar varbūtību 0.

Šī gadsimta 60-os un 70-os gados daudzu valstu Statistikas pārvalžu metodologi veidoja un ieviesa dzīvē modeļus, kas balstījās uz šo pieņēmumu (Särndal, 1992). Tajā pat laikā šīs idejas autors Kohrans (*Cochran W. G.*) uzsvēra šī modeļa vienkāršību un ierobežotību (Cochran, 1977).

Vēlākos gados vairāki zinātnieki attīstīja ideju par to, ka response ir nevis noteikts, bet gan stohastisks process. Tika pieņemts, ka responsei eksistē sadalījums un ka galvenais pētnieku uzdevums ir noteikt šo sadalījumu.

Pēdējo gadu desmitu laikā ir izstrādātas vairākas metodes, ar kurām novērtē response varbūtības. Kā populārākās šeit varētu minēt:

- response homogenitātes grupu noteikšanu;
- kalibrēšanas metodi.

3.5. RESPONSES HOMOGENITĀTES GRUPOU METODE

Response homogenitātes grupu modelī tiek pieņemts (Särndal, 1992), ka:

- izlase s ir sadalīta H grupās s_1, s_2, \dots, s_H , kur $s = \bigcup_{h=1}^H s_h$,
- visiem vienas grupas s_h elementiem ir viena un tā pati response varbūtība,
- dažādām grupām response varbūtības ir dažādas,
- dažādi elementi respondē neatkarīgi viens no otra.

Līdzīgi kā izlasi s arī respondentu kopu r var sadalīt H grupās r_1, r_2, \dots, r_H , kur $r = \bigcup_{h=1}^H r_h$. Ja ar m_h apzīmē respondējušo elementu skaitu grupā r_h un ar n_h

apzīmē izlases vienību skaitu grupā s_h , tad response homogenitātes grupu modelī visām vienas grupas vienībām response varbūtību nosaka likumsakarība:

$$\hat{\theta}_k = \frac{m_h}{n_h}, \text{ visiem } k \in r_h. \quad (3)$$

Nav vispārēju un universālu priekšrakstu par to, kā noteikt respondences homogenitātes grupas. Šeit noteicošā ir izpratne par attiecīgo pētījumu, izpratne par objektīvajiem iemesliem, kas varētu iespaidot respondenci, kā arī ārējās informācijas pieejamība.

Respondences homogenitātes grupu modelis tiek plaši pielietots praksē. Nevieni gan netic, ka patiesi visiem vienas grupas objektiem ir viena un tā pati respondences varbūtība, bet tiek cerēts, ka, lietojot šo modeli, rādītāju novērtējumu novirzes samazinās. Daudzās specializētās statistikas programmpaketēs (piemēram, CLAN, SUDAAN) respondences homogenitātes grupas ir ietvertas kā parametrs novērtējumu iegūšanas procedūrās.

Paralēli šim respondences homogenitātes grupu modelim literatūrā un praksē bieži lieto šī modeļa modifikācija (Kalton, 1986) – ģenerālkopas homogenitātes grupu modeli. Šajā modeli par pamatu ņem nevis izlases s dalījumu respondences homogenitātes grupās, bet gan ģenerālkopas U dalījumu šajās grupās. Nepieciešamība izmantot šo modeli rodas tad, ja mums nav zināma pietiekami detalizēta informācija par visām izlasē iekļautajām vienībām un līdz ar to nav iespējams noteikt grupu s_h lielumu, bet no kādiem ārējiem avotiem ir pieejama informācija par ģenerālkopas sadalījumu. Šo metodi sauc arī par post-stratifikāciju.

Ģenerālkopas homogenitātes grupu modeli ģenerālkopa U tiek sadalīta H grupās U_1, \dots, U_H pēc vienas vai vairākām pazīmēm. Mums ir zināms ģenerālkopas elementu skaits katrā no šīm grupām N_1, \dots, N_H , kur $\sum_{h=1}^H N_h = N$.

Respondences varbūtību nosaka līdzīgi kā izlases respondences homogenitātes grupu modeli – katras grupas elementiem pielietojot savu respondences varbūtību; tikai šajā modeli mērķis ir panākt nevis saskaņotību ar izlases informāciju, bet gan ar ģenerālkopas informāciju.

Respondences varbūtības visiem vienas grupas elementiem nosaka sakarība:

$$\hat{\theta}_k = \frac{\sum_{r_n} 1}{N_h} = \frac{\sum_{r_n} d_k}{N_h}, \text{ visiem } k \in r_n. \quad (4)$$

3.6. RESPONDENCES HOMOGENITĀTES GRUPU MODEĻA PIELIETOJUMS LATVIJAS MĀJSAIMNIECĪBU BUDŽETU PĒTĪJUMĀ LAUKOS

Latvijas mājsaimniecību budžeta pētījuma sākumposmā tika pieņemts, ka visām vienas apdzīvotās vietas mājsaimniecībām respondences varbūtība ir viena un tā pati. Tas nozīmē, ka atšķirīga respondences varbūtība ir mājsaimniecībām katrā no Rīgas 6 administratīvajiem rajoniem, katrā no 6 lielajām pilsētām, katrā no izlasē iekļautajām vidēja lieluma un mazajām pilsētām, kā arī katrā lauku pagastā.

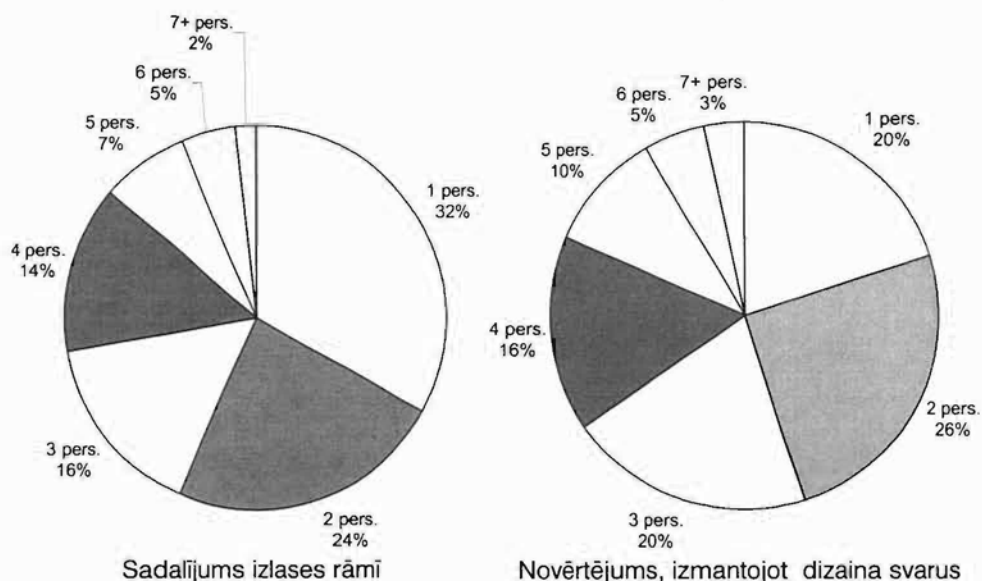
Nosakot mājsaimniecību izlases svarus, tie tika rēķināti kā apgrieztais lielums izlasē iekļaušanas varbūtībai, vienīgi katras izlases vienības ietvaros plānotais izlases apjoms tika aizstāts ar respondējošo mājsaimniecību skaitu atbilstošajā izlases vienībā (Mājsaimniecību budžetu pētījuma individuālo datu failu lietotāja rokasgrāmata, 1997).

Uzkrājot informāciju un pieredzi, tika veikti respondences varbūtību novērtējumi dažādām mājsaimniecību grupām.

3.6.1. RESPONDENCES HOMOGENITĀTES GRUPU NOTEIKŠANA PĒC MĀJSAIMNIECĪBAS LIELUMA

Jau pirmajā pētījuma gadā, veicot nerespondences analīzi, tika ievērots, ka laukos nerespondējušo mājsaimniecību vidū 48% ir vienas personas mājsaimniecības, bet respondējušo mājsaimniecību vidū – tikai 18%. Tas norādīja uz nepietiekami pārstāvētu vienas personas mājsaimniecību skaitu izlasē. Laukos informāciju par nerespondējušo mājsaimniecību sadalījumu pēc lieluma bija iespējams iegūt, jo par izlases rāmi laukos tiek izmantots pagastu mājsaimniecību saraksts, kurā kā viens no rādītājiem ir arī mājsaimniecības lielums. Vienas personas mājsaimniecību īpatsvars izlases rāmī bija 33% (Mājsaimniecību budžetu pētījuma individuālo datu failu lietotāja rokasgrāmata, 1997).

3.6.attēlā parādīts mājsaimniecību sadalījums pēc lieluma izlases rāmi un ar dizaina svāriem svērtais mājsaimniecību sadalījums 1996.gadā.



3.6.attēls. Mājsaimniecību sadalījums pēc lieluma, 1996.gada dati

Vērojama tendence, ka nepietiekami ir novērtēts vienas personas mājsaimniecību skaits un pārvērtēts pārējo mājsaimniecību skaits. Tādēļ tika nolemts pielietot respondences homogenitātes grupu modeli, kurā grupas nosaka pēc mājsaimniecības lieluma. Lai atvieglotu turpmākos aprēķinus, nolēma respondences grupu varbūtību sadalījumu noteikt nevis pēc izlases, bet gan pēc ģenerālkopas informācijas. 1996.gadā nebija pieejama informācija par visas Latvijas lauku mājsaimniecību sadalījuma pēc lieluma, tādēļ izdarīja modeļa pieņēmumu par to, ka mājsaimniecību sadalījums ģenerālkopā ir tāds pats kā izlasē iekļautajos pagastos.

Lai noteiktu respondences varbūtības:

- izmantojot informāciju izlases rāmī, aprēķināja visos izlasē iekļautajos pagastos dzīvojošo mājsaimniecību sadalījumu pēc lieluma;
- aprēķināja dizaina svarus un aprēķināja respondējušo mājsaimniecību svērto sadalījumu pēc lieluma;
- visām viena lieluma mājsaimniecībām pielietoja vienu un to pašu korigējošo reizinātāju, lai iegūtu mājsaimniecību sadalījuma pēc lieluma tādu, kāds tas ir izlases rāmī.

Sākotnēji izveidoja 15 respondences homogenitātes grupas (RHG15), kuras noteica pēc mājsaimniecības lieluma: vienas personas mājsaimniecības, divu personu mājsaimniecības, ..., 15 un vairāk personu mājsaimniecības.

Pēc tam, kad mājsaimniecību sadalījums pēc lieluma bija iegūts atbilstoši izlases rāmim, veica personu skaita korekciju atbilstoši iedzīvotāju kopējam skaitam lauku teritorijās pēc Iedzīvotāju statistikas datiem.

Tā kā no izlases datiem mēs izdarām secinājumus par ģenerālkopu, tad labāk būtu veidot homogenitātes grupas nevis no izlases rāmja informācijas, bet gan no ģenerālkopas informācijas. Pētījuma sākumposmā šāda informācija nebija pieejama un tādēļ par pamatu tika ņemts sadalījums rāmī.

Izmaiņas, ko svaru aprēķināšanas metodes atstāj uz dažādu rādītāju novērtējumiem, parādītas 3.3.tabulā.

3.3.tabula. *Dažādu rādītāju novērtējumi lauku mājsaimniecībām, respondences līmenis 83%, 1996.gada dati*

	Nesvērti dati	Svērti dati, dizaina svāri	Svērti dati, RHG15*
Vidējais mājsaimniecības lielums	3,02	3,02	2,55
Vienas personas mājsaimniecību īpatsvars	20,0%	20,0%	33,7%
Rīcībā esošais ienākums uz vienu klātesošo	Ls 46,64	Ls 46,50	Ls 47,70
Patēriņa izdevumu uz vienu klātesošo	Ls 40,13	Ls 40,17	Ls 41,90
Pārtikas izdevumi uz vienu klātesošo	Ls 26,92	Ls 26,96	Ls 28,14
Lauku iedzīvotāju kopskaits	-	923 536	776 000
Mīnīmālais mājsaimniecības svārs	-	93	11
Maksimālais mājsaimniecības svārs	-	137	283

Avots: MBP 1996.gada dati, autores aprēķini

- * pielietots respondences homogenitātes grupu modelis, kur grupu nosaka mājsaimniecības lielums

No 3.3.tabulas redzams, ka atšķirības novērtējumos, kas iegūti, apstrādājot nesvērtus datus, un datus, kas svērti ar dizaina svāriem, ir mīnīmālas. Tas zināmā mērā ir izskaidrojams ar to, ka izlase ir veidota tā, ka visu izlasē iekļauto pagastu mājsaimniecībām izlasē iekļaušanas varbūtības daudz neatšķiras un līdz ar to maz atšķiras arī svāra koeficienti. Ja izlase būtu pašsvāroša, t.i., visām izlasē iekļautajām mājsaimniecībām būtu vienāda izlasē iekļaušanas varbūtība, tad atšķirības starp nesvērtiem un svērtiem novērtējumiem, nebūtu vispār.

Sverot datus ar dizaina svāriem, lauku iedzīvotāju skaits Latvijā ir pārvērtēts vairāk nekā par 16% – novērtējums ir novīrzijs. Tādējādi nav pamata

domāt, ka arī citi novērtējumi varētu būt nenovirzīti. Tajā pat laikā respondences līmenis laukos ir 83% un to nevar uzskatīt par zemu. Ar ko šīs novirzes varētu būt izskaidrojamas?

Laukos katra izlasē iekļautā pagasta ietvaros tiek veikta mājsaimniecību vienkārša gadījumizlase un līdz ar to visām viena pagasta mājsaimniecībām ir viena un tā pati izlasē iekļaušanas varbūtība.

Vienas personas mājsaimniecību ir ievērojami grūtāk sastapt mājās kā lielās mājsaimniecības. Līdz ar to starp vienas personas mājsaimniecības netiek pietiekami pārstāvētas izlases respondējušajā daļā un rezultātā tiek pārvērtēts lauku iedzīvotāju kopskaits. Pētījuma dati parāda, ka vienas personas mājsaimniecībām ir vidēji augstāki ienākumi un patēriņa izdevumi, līdz ar to zemāk tiek novērtēti visu lauku mājsaimniecību vidējie rīcībā esošie ienākumi un patēriņa izdevumi uz vienu klātesošo. Zemāk tiek novērtēti arī visi citi rādītāji, kas ir saistīti ar mājsaimniecības lielumu.

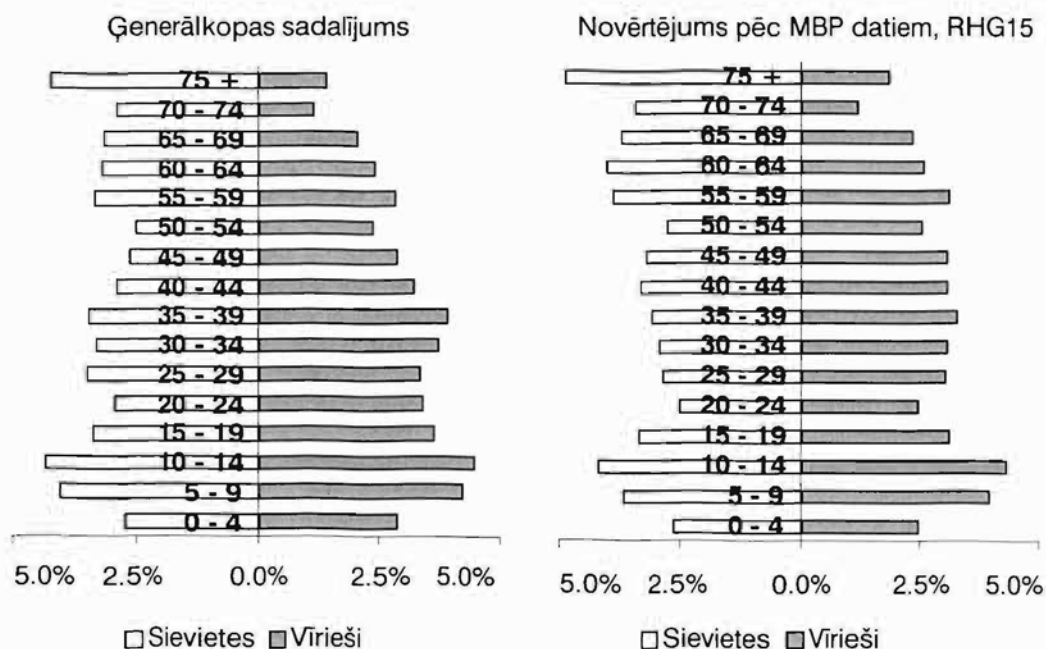
Ja tiek pielietots respondences homogenitātes grupu modelis, tad redzams, ka mājsaimniecības vidējais lielums samazinās vairāk kā par 15% un paralēli rīcībā esošie ienākumi un patēriņa izdevumi pieaug attiecīgi par Ls 1,20 (jeb 2,6%) un Ls 1,73 (jeb 4,3%).

Kā blakus efekts respondences homogenitātes grupu modeļa lietošanai ir svara koeficientu izkliede. Ja dizaina svariem maksimālais svara koeficients bija 1,5 reizes lielāks par minimālo, tad pēc pārsvarošanas tas jau ir 25 reizes lielāks. Varam redzēt, ka pieņēmums par to, ka visām lauku pagastu mājsaimniecībām ir vienāda respondences varbūtība, ir kļūdain.

3.6.2. RESPONDENCES HOMOGENITĀTES GRUPU NOTEIKŠANA PĒC MĀJSAIMNIECĪBAS LIELUMA UN DEMOGRĀFISKĀS INFORMĀCIJAS

Uzkrātā pieredze rādīja, ka ne tikai mājsaimniecības lielums ir parametrs, kas varētu noteikt respondences varbūtību. Vienas personas mājsaimniecībām respondences varbūtība varētu būt atšķirīga darba spējas vecuma cilvēkiem un pensionāriem: kaut vai tikai tādēļ, ka pēdējos ir vieglāk sastapt mājās un līdz ar to arī pārliecināt piedalīties apsekojumā.

Mājsaimniecību budžetu pētījumā iegūst informāciju arī par visu mājsaimniecības locekļu dzimumu un vecumu. 3.7.attēlā parādīts lauku iedzīvotāju procentuālais sadalījums dzimuma un vecuma grupās ģenerālkopā un šī sadalījuma novērtējums no MBP datiem. Informācija par vecuma un dzimuma sadalījumu ģenerālkopā ņemta no Iedzīvotāju statistikas datiem uz 1998.gada 1.janvāri (Latvijas demogrāfijas gadagrāmata 1998, 1999).



3.7.attēls. Lauku iedzīvotāju procentuālais sadalījums dzimuma un vecuma grupās ģenerālkopā un šī sadalījuma novērtējums ar modeli RHG15, 1998.gada dati

3.4.tabula. Lauku iedzīvotāju sadalījums vecuma un dzimuma grupās, 1998.gads

Vecuma grupa	Kopā			Vīrieši			Sievietes		
	Demo*	MBP**	Novirze	Demo	MBP	Novirze	Demo	MBP	Novirze
Līdz 14 gadiem	22.64%	21.22%	-1.41%	11.56%	10.67%	-0.89%	11.08%	10.55%	-0.53%
No 15 līdz 54	50.81%	47.64%	-3.17%	26.31%	23.66%	-2.65%	24.50%	23.98%	-0.52%
Virš 55	26.55%	31.14%	4.58%	9.84%	11.09%	1.25%	16.71%	20.04%	3.33%
KOPĀ				47.71%	45.43%	-2.29%	52.29%	54.57%	2.29%

* Iedzīvotāju statistikas dati par lauku iedzīvotāju skaitu 1998.gada 1.janvārī. Avots: Latvijas demogrāfijas gadagrāmata 1998, 1999.

** Novērtējums pēc MBP, izmantojot respondences homogenitātes grupas pēc mājsaimniecības lieluma (RHG15), 1998.gada dati. Avots: MBP 1998.gada dati, autores aprēķins.

Aplūkojot demogrāfiskos datus (skat. 3.7.attēlu un 3.4.tabulu), vērojama tendence, ka mājsaimniecību budžetu pētījumā ir par zemu novērtēts ekonomiski aktīvo vīriešu īpatsvars, savukārt pārvērtēts ir 55 gadus un vecāku sieviešu īpatsvars. Nedaudz novirzīta ir arī vīriešu un sieviešu proporcija.

Šīs novirzes iedzīvotāju vecuma un dzimuma struktūrā varētu izsaukt novirzes arī galvenajos rādītājos, tādos kā rīcībā esošais ienākums un patēriņa izdevumi uz vienu mājsaimniecības locekli.

1998.gadā Centrālajā Statistikas pārvaldē tika pabeigts darbs pie Latvijas lauku mājsaimniecību reģistra sakārtošanas: kļuva pieejama visu Latvijas lauku pagastus aptveroša datu bāze par mājsaimniecību skaitu un to sastāvu laukos. Šo datu bāzi varēja izmantot kā ārējās informācijas avotu arī mājsaimniecību budžetu pētījumā.

Ja salīdzina sākotnējo mājsaimniecību sadalījumu pēc lieluma, kas iegūts no izlases rāmja, un mājsaimniecību sadalījumu pēc lieluma no šī jaunizveidotā reģistra, tad vērojams, ka atšķirības ir nelielas (skat. 3.5.tabulu): līdz šim par zemu ir ticis novērtēts vienas personas mājsaimniecību īpatsvars.

3.5.tabula. Lauku mājsaimniecību sadalījums pēc mājsaimniecības lieluma

Personu skaits mājsaimniecībā	Informācija no pagastu mājsaimniecību reģistra		Informācija no izlases rāmja	
	Procenti	Kumulatīvie procenti	Procenti	Kumulatīvie procenti
1	35,64%	35,64%	33,09%	33,09%
2	23,21%	58,85%	23,70%	56,79%
3	15,49%	74,34%	15,54%	72,33%
4	13,96%	88,30%	14,12%	86,45%
5	7,09%	95,39%	7,23%	93,68%
6	2,67%	98,05%	4,53%	98,21%
7	1,11%	99,17%	0,99%	99,20%
8	0,45%	99,62%	0,46%	99,66%
9	0,20%	99,82%	0,20%	99,86%
10	0,09%	99,91%	0,09%	99,96%
11	0,04%	99,95%	0,03%	99,98%
12	0,02%	99,97%	0,01%	99,99%
13	0,01%	99,98%	0,01%	100,00%
14	0,01%	99,99%	0,00%	100,00%
15	0,01%	100,00%	0,00%	100,00%

Kritiski pavērojot iepriekšējo mājsaimniecību sadalījumu respondences homogenitātes grupās, ne visai labi izprotams ir dalījums 15 grupās, jo mājsaimniecības, kurās dzīvo 7 vai vairāk cilvēki nesastāda pat 2 procentus no visām mājsaimniecībām.

Ņemot vērā reģistra informāciju, kļuva iespējams veidot arī nedaudz savādākas respondences homogenitātes grupas, kurās ņemts vērā ne tikai mājsaimniecības lielums, bet arī demogrāfiskā informācija.

Kā viens no alternatīviem respondences homogenitātes grupu modeļiem bija veidot 6 grupas līdzšinējo 15 vietā: apvienojot mājsaimniecības, kurās dzīvo 6 un vairāk personas, vienā grupā. Šis modelis, līdzīgi kā sākotnēji izmantotais, izmaina vidējo mājsaimniecību lielumu, tomēr neatstāj iespaidu uz vecuma un dzimuma struktūru.

Analizējot pieejamo informāciju pagastu mājsaimniecību reģistrā, piedāvāju izmantot modeli, kurā, papildu dalījumam pēc mājsaimniecības lieluma, vienas un divu personu mājsaimniecības tiek dalītas apakšgrupās.

Šī modeļa ietvaros vienas personas mājsaimniecības tika sadalītas četrās apakšgrupās, atkarībā no mājsaimniecības locekļa dzimuma un vecuma, vienā apakšgrupā iekļaujot mājsaimniecības, kurās dzīvo:

- vīrietis vecumā no 15 līdz 54 gadiem,
- vīrietis vecumā virs 55 gadiem,
- sieviete vecumā no 15 līdz 54 gadiem,
- sieviete vecumā virs 55 gadiem.

Divu personu mājsaimniecības tika sadalītas trīs apakšgrupās, atkarībā no abu mājsaimniecības locekļu vecuma:

- abi vecumā no 15 līdz 54 gadiem,
- viens vecumā no 15 līdz 54 gadiem,
- abi vecumā virs 55 gadiem.

Līdz ar to izveidojās 11 grupas (modelis RHG11), kuru procentuālais sadalījums ģenerālkopā un šī sadalījuma novērtējums, izmantojot MBP datus un esošo svaru sistēmu, parādīts 3.6.tabulā.

3.6.tabula. Lauku mājsaimniecību sadalījums pēc mājsaimniecības lieluma un mājsaimniecības locekļu dzimuma un vecuma, 1998.gada dati

	Sadalījums ģenerālkopā	Svērtais sadalījums izlasē
1 personas mājsaimniecība	35,6%	35,6%
vīrietis vecumā no 15 līdz 54 gadiem,	9,8%	4,8%
vīrietis vecumā virs 55 gadiem	6,2%	6,1%
Sieviete vecumā no 15 līdz 54 gadiem	3,6%	4,0%
Sieviete vecumā virs 55 gadiem	16,0%	20,7%
2 personu mājsaimniecība	23,2%	23,2%
abi vecumā no 15 līdz 54 gadiem,	7,0%	6,3%
viens vecumā no 15 līdz 54 gadiem,	6,5%	5,2%
abi vecumā virs 55 gadiem;	9,7%	11,7%
3 personu mājsaimniecība	15,5%	15,5%
4 personu mājsaimniecība	14,0%	14,0%
5 personu mājsaimniecība	7,1%	7,1%
6 un vairāk personu mājsaimniecība	4,6%	4,6%

Avots: MBP 1998.gada dati, autores aprēķins.

Redzams, ka vienas personas mājsaimniecību skaits, kurās dzīvo vīrieši vecumā no 15 līdz 54 gadiem, ir novērtēts uz pusi mazāk. Tas liecina, ka šim

mājsaimniecībām respondences varbūtība ir divas reizes mazāka nekā vidēji visām vienas personas mājsaimniecībām. Savukārt vienas personas mājsaimniecību skaits, kurās dzīvo sievietes vecumā virs 55 gadiem, ir novērtēts par 29% vairāk – šīm mājsaimniecībām respondences varbūtība ir augstāka kā vidēji vienas personas mājsaimniecībām.

Ja aplūko 2 personu mājsaimniecības, tad vērojama tendence, ka ir pārvērtēts to mājsaimniecību skaits, kurās dzīvo divi cilvēki vecumā virs 55 gadiem.

Ja mēs aplūkojam dzimuma un vecuma sadalījuma novērtējumu pēc tam, kad respondences homogenitātes grupas ir veidotas pēc mājsaimniecības lieluma un mājsaimniecības locekļu dzimuma un vecuma (skat. 3.8.attēlu un 3.7.tabulu), tad vērojama ievērojami labāka atbilstība Iedzīvotāju statistikas datiem. Ir panākta ievērojami labāka proporcija starp vīriešu un sieviešu skaitu, kā arī ir samazinājusies disproporcija starp cilvēkiem vecuma grupā no 15 līdz 54 gadiem un tiem, kam ir virs 55 gadiem. Sakritība nav ideāla, bet ar respondences homogenitātes grupu modeļa palīdzību šo sakritību parasti nav iespējams nodrošināt un tas arī nav mūsu mērķis.

3.7.tabula. Lauku iedzīvotāju sadalījums vecuma un dzimuma grupās, 1998.gads

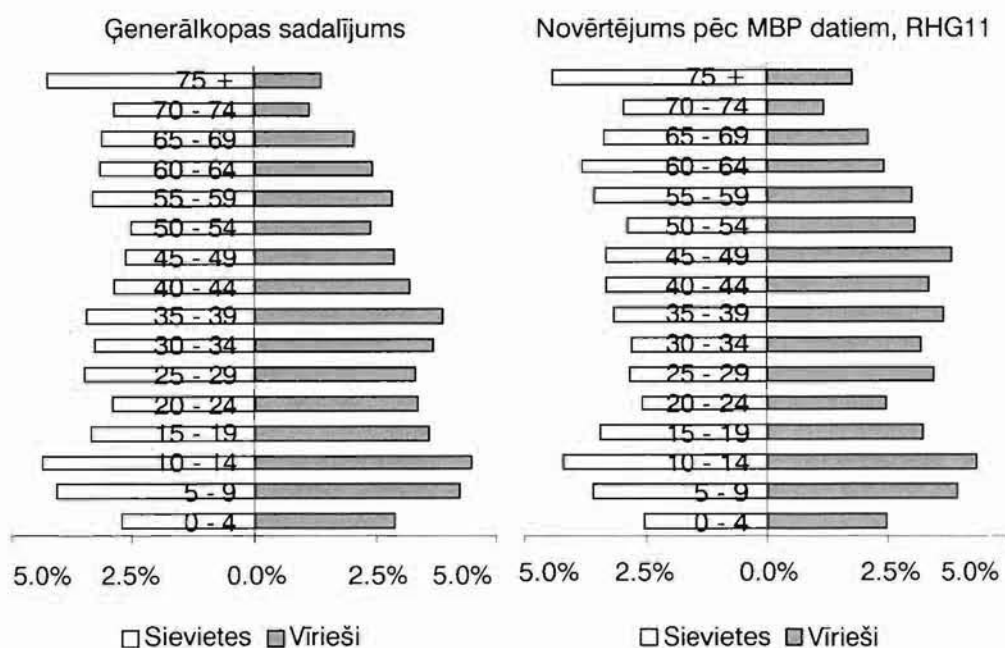
Vecuma grupa	Kopā			Vīrieši			Sievietes		
	Demo*	MBP**	Novirze	Demo	MBP	Novirze	Demo	MBP	Novirze
Līdz 14 gadiem	22.64%	21.03%	-1.60%	11.56%	10.74%	-0.81%	11.08%	10.29%	-0.79%
No 15 līdz 54	50.81%	50.37%	-0.44%	26.31%	26.15%	-0.16%	24.50%	24.22%	-0.28%
Virs 55	26.55%	28.59%	2.04%	9.84%	10.52%	0.68%	16.71%	18.07%	1.36%
KOPĀ				47.71%	47.42%	-0.30%	52.29%	52.58%	0.30%

* Iedzīvotāju statistikas dati par lauku iedzīvotāju skaitu 1998.gada 1.janvārī.

Avots: Latvijas demogrāfijas gadagrāmata 1998, 1999.

** Novērtējums pēc MBP, izmantojot respondences homogenitātes grupas pēc mājsaimniecības lieluma un mājsaimniecību locekļu dzimuma un vecuma (RHG11), 1998.gada dati.

Avots: MBP 1998.gada dati, autores aprēķins.



3.8.attēls. Lauku iedzīvotāju procentuālais sadalījums dzimuma un vecuma grupās ģenerālkopā un šī sadalījuma novērtējums ar modeli RHG11, 1998.gada dati

Ja aplūko, kā šis respondences modelis iespaido pētījuma pamata rādītāju izmaiņas, tad redzams, ka tas neatstāj gandrīz nekādu iespaidu uz vidējo rīcībā esošo ienākumu (skat. 3.8.tabulu) un patēriņa izdevumiem (skat. 3.9.tabulu) uz vienu klātesošo mājsaimniecības locekli. Nemainās arī patēriņa izdevumu struktūra.

Tas varētu būt izskaidrojams ar to, ka laukos nav vērojama liela iedzīvotāju noslāņošanās. Ja neņem vērā visai nelielo uzņēmēju un amatnieku slāni, tad tieši pensionāri ir vieni no turīgākajiem lauku iedzīvotājiem – vidējie ienākumi uz vienu klātesošo mājsaimniecības locekli mēnesī ir Ls 56,63 un šī summa ir lielāka par mēneša vidējo rīcībā esošo ienākumu uz vienu klātesošo mājsaimniecības locekli laukos, kas ir Ls 51,40.

3.8.tabula. *Mājsaimniecību grupu rīcībā esošo ienākumu vērtējumi un to izlases relatīvās kļūdas, 1998.gada dati*

	Novērtējumi, lietojot RHG15 modeli	Novērtējumi, lietojot RHG11 modeli
Rīcībā esošie ienākumi uz vienu klātesošo, tai skaitā	Ls 51,40 (3,6%)	Ls 51,40 (3,9%)
vienas personas mājsaimniecībās	Ls 65,62 (4,5%)	Ls 66,27 (5,7%)
divu personu mājsaimniecībās	Ls 63,88 (5,6%)	Ls 63,42 (6,1%)
pensionāru mājsaimniecībās	Ls 57,65 (3,0%)	Ls 56,63 (3,4%)
algotu darbu strādājošo mājsaimniecībās	Ls 54,52 (3,2%)	Ls 54,97 (3,3%)
zemnieku mājsaimniecībās	Ls 46,13 (8,4%)	Ls 46,23 (9,3%)

Avots: MBP 1998.gada dati, autores aprēķins.

3.9.tabula. *Mājsaimniecību grupu patēriņa izdevumu vērtējumi un to izlases relatīvās kļūdas, 1998.gada dati*

	Novērtējumi, lietojot RHG15 modeli	Novērtējumi, lietojot RHG11 modeli
Patēriņa izdevumi uz vienu klātesošo, tai skaitā	Ls 47,43 (2,7%)	Ls 47,42 (2,7%)
vienas personas mājsaimniecībās	Ls 63,03 (4,6%)	Ls 63,86 (4,7%)
divu personu mājsaimniecībās	Ls 59,90 (4,3%)	Ls 59,18 (4,0%)
pensionāru mājsaimniecībās	Ls 53,11 (4,4%)	Ls 52,16 (4,6%)
algotu darbu strādājošo mājsaimniecībās	Ls 48,93 (3,6%)	Ls 49,40 (3,6%)
zemnieku mājsaimniecībās	Ls 44,31 (3,6%)	Ls 44,14 (3,8%)

Avots: MBP 1998.gada dati, autores aprēķins.

Novērtējuma izmaiņas visās grupās iekļaujas izlases kļūdas vērtējuma intervālos. Tas tomēr nenozīmē, ka precizējumiem nav nozīmes. Lietojot respondences homogenitātes grupu modeli, mēs mēģinām samazināt iespējamās novērtējuma novirzes, kuras izraisa nerespondence. Ja izmantotais modelis ir

vērtējams kā labs un iegūtās rādītāju novērtējumu izmaiņas ir nelielas, tad mēs varam cerēt, ka kopējās nerespondences radītās novirzes nav lielas.

Tā kā šis modelis neradīja nekādas neizskaidrojamas novirzes un demogrāfiskais sadalījums kļuva tuvāks generālkopā esošajam, tad modelis tika atdzīts par pielietojamu un tas tika izmantots 1998., 1999. un 2000.gada datu analizē.

3.7. RESPONDENCES HOMOGENITĀTES GRUPU MODEĻA PIELIETOJUMS LATVIJAS MĀJSAIMNIECĪBU BUDŽETU PĒTĪJUMĀ PILSĒTĀS

Ja laukos jau pētījuma pirmsākumos mājsaimniecību svara koeficienti tika koriģēti, lai novērstu nerespondences radītās novirzes, tad pilsētu mājsaimniecību svāri mainīti netika, jo nebija atbilstošas informācijas par pilsētu mājsaimniecību sadalījumu. Salīdzinoša informācija par svērtiem un nesvērtiem rādītāju novērtējumiem pilsētās 1996.gadā apkopota 3.10.tabulā.

3.10.tabula. *Dažādu rādītāju novērtējumi pilsētās dzīvojošajām mājsaimniecībām, respondences līmenis 67%, 1996.gada dati*

	Nesvērti dati	Svērti dati, dizaina svāri
Vidējais mājsaimniecības lielums	2,83	2,39
Vienas personas mājsaimniecību īpatsvars	16,4%	30,2%
Rīcībā esošais ienākums uz vienu klātesošo	Ls 52,04	Ls 53,14
Patēriņa izdevumi uz vienu klātesošo	Ls 47,22	Ls 49,04
Pārtikas izdevumi uz vienu klātesošo	Ls 24,00	Ls 24,67

Avots: MBP 1998.gada dati, autores aprēķins.

Ja salīdzina pilsētās nesvērtos un svērtos datus (skat. 3.10.tabulu), tad ir redzamas izmaiņas mājsaimniecības vidējā lieluma, rīcībā esošo ienākumu, kā arī patēriņa un pārtikas izdevumu novērtējumos.

Dizaina svāriem maksimālais kādas mājsaimniecības svara koeficients ir 385 un tas ir vairāk kā 10 reizes lielāks par minimālo, kas ir 36. Pilsētās izlases

dizains dažādām mājsaimniecībām nosaka atšķirīgas izlasē iekļaušanas varbūtības. Tas ir izskaidrojams ar to, ka pilsētās par izlases rāmi tiek izmantota Iedzīvotāju reģistra informācija un tādēļ dažāda lieluma mājsaimniecībām ir atšķirīgas varbūtības tikt iekļautām izlasē: lielākajām mājsaimniecībām šī varbūtība ir augstāka kā vienas vai divu personu mājsaimniecībām.

Tajā pat laikā pilsētu iedzīvotāju kopskaits pēc Iedzīvotāju statistikas datiem 1996.gadā bija 1 725 707 iedzīvotāju, bet MBP šī rādītāja novērtējums ir 1 829 094 mājsaimniecības. Pilsētās iedzīvotāju kopskaits tiek pārvērtēts gandrīz par 6%, tomēr šis rādītājs ir mazāk novirzīts kā lauku iedzīvotāju novērtējums (kas, izmantojot dizaina svarus, 1996.gadā tika pārvērtēts par 16%).

Respondences līmenis pilsētās ir daudz zemāks nekā laukos. Tā 1996.gadā kopējais respondences līmenis pilsētās bija 67%, tai skaitā Rīgā tikai 58%. Tāpat nekas nevarētu liecināt arī par to, ka pilsētās vienas personas mājsaimniecībām respondences varbūtība būtu lielāka nekā laukos, taču pilsētās izlases rāmis ir personu saraksts, līdz ar to vienas personas mājsaimniecībām ir daudz mazāka varbūtība tikt iekļautām izlasē.

Tā kā nebija pieejama ārējā informācija par pilsētu mājsaimniecību sadalījumu, tad respondences homogenitātes grupu metode pilsētās sākotnēji netika pielietota.

Ārējo informāciju iespējams iegūt ne tikai no dažādiem reģistriem, to ir iespējams ņemt arī no citiem pētījumiem. Katru ceturksni LR CSP veic darbaspēka apsekojumu, kurš aptver visu Latviju un kuram ir pietiekami liela izlase un samērā augsts respondences līmenis. Tā kā nebija pieejama precīza ārējā informācija par pilsētu mājsaimniecību sadalījumu, bet nepieciešamība pēc šādas informācijas bija, tad viena no iespējām bija izmantot darbaspēka apsekojumu kā ārējās informācijas avotu.

3.11.tabulā apkopota informācija par mājsaimniecību sadalījumu pēc lieluma novērtējumu Rīgā un pārējās pilsētās, ja tiek izmantoti 1997.gada darbaspēka apsekojuma un mājsaimniecību budžetu pētījuma dati.

3.11.tabula. Pilsētu mājsaimniecību sadalījums pēc mājsaimniecības lieluma, 1997.gada dati

	Darba spēka apsekojums		Mājsaimniecību budžetu pētījums	
	Rīga	Pārējās pilsētas	Rīga	Pārējās pilsētas
1 personas mājsaimniecības	29,3%	30,1%	30,7%	30,6%
2 personu mājsaimniecības	27,3%	27,5%	29,6%	28,7%
3 personu mājsaimniecības	21,8%	20,8%	20,4%	20,7%
4 personu mājsaimniecības	14,6%	14,6%	13,3%	14,6%
5 un vairāk personu mājsaimniecības	7,0%	7,0%	6,0%	5,4%
Vidējais mājsaimniecības lielums	2,47	2,43	2,37	2,38

Avots: Darbaspēka apsekojuma un MBP 1997.gada dati, autores aprēķini.

No 3.11.tabulas redzams, ka atšķirības novērtējumos nav lielas, tajā pat laikā mājsaimniecību budžetu pētījums uzrāda augstāku mazo mājsaimniecību īpatsvaru pilsētās, līdz ar to arī mazāku vidējo mājsaimniecības lielumu. Tika pārrēķināti svāri, kas ņem vērā mājsaimniecību sadalījumu pēc lieluma piecās grupās (RHG5) atbilstoši darba spēka apsekojuma novērtējumam un iedzīvotāju kopskaitu pilsētās atbilstoši Iedzīvotāju statistikas datiem.

3.12.tabulā apkopoti dažādu pamatrādītāju novērtējumi, izmantojot dizaina svarus un respondences homogenitātes grupu modeli, kas ņem vērā mājsaimniecību sadalījumu pēc lieluma piecās grupās.

No 3.12.tabulas redzams, ka galvenie pamatrādītāji, tādi kā rīcībā esošais ienākums un patēriņa izdevumi uz vienu klātesošo mājsaimniecības locekli, ir cieši saistīti ar mājsaimniecības lielumu. Ja svāri tiek rēķināti, pamatojoties uz 5 respondences homogenitātes grupām, kur respondences varbūtību novērtējums ņemts no darbaspēka apsekojuma datiem, tad vidējie patēriņa izdevumi un rīcībā esošie ienākumi samazinās gan visām mājsaimniecībām kopumā, gan arī atsevišķām sociāli – ekonomiskajām grupām. Tajā pat laikā palielinās algotu darbu strādājošo mājsaimniecību īpatsvars un samazinās pensionāru mājsaimniecību īpatsvars pilsētās.

3.12.tabula. Svaru ietekme uz pilsētās dzīvojošo mājsaimniecību dažādu rādītāju novērtējumiem, 1997.gada dati

	Dizaina svari			Svari, izmantojot RGH5**		
	Rīga	Pārējās pilsētas	Kopā	Rīga	Pārējās pilsētas	Kopā
Rīcībā esošais ienākumi*, Ls	62,23	53,91	57,76	61,65	53,31	57,27
Patēriņa izdevumi*, Ls	57,45	48,28	52,52	56,74	47,71	52,00
Algotu darbu strādājošo mājsaimniecības, %	56,0	55,0	55,0	57,0	56,0	56,0
Algotu darbu strādājošo mājsaimniecību patēriņa izdevumi*, Ls	61,80	50,44	55,73	60,75	49,71	55,02
Pensionāru mājsaimniecības, %	37,8	36,0	36,8	36,3	35,3	35,8
Pensionāru mājsaimniecību patēriņa izdevumi*, Ls	48,16	45,64	46,85	47,62	45,32	46,44
Vidējais mājsaimniecības lielums	2,37	2,38	2,37	2,46	2,44	2,45

* vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī.

** respondences homogenitātes grupas nosaka mājsaimniecību sadalījuma pēc lieluma 5 grupās novērtējums no darbaspēka apsekojuma datiem.

Avots: MBP 1997.gada dati, autore aprēķini.

3.13.tabulā apkopots iedzīvotāju vecuma grupu sadalījuma novērtējums, ja tiek izmantoti mājsaimniecību budžeta dati un divas dažādas svaru sistēmas, kā arī atbilstošie Iedzīvotāju statistikas dati.

3.13.tabula. Pilsētu iedzīvotāju vecuma grupu sadalījuma novērtējums procentos, 1997.gada dati

		Bērni līdz 15 gadu vecumam	Iedzīvotāji vecumā no 15 līdz 54 gadiem	Iedzīvotāji vecumā virs 55 gadiem
Rīga	Dizaina svari	17,5	50,8	31,7
	RHG5	18,5	51,5	30,0
	Iedzīvotāju statistikas dati	16,8	56,3	26,9
Pārējās pilsētas	Dizaina svari	21,2	51,0	27,8
	RHG5	22,0	51,2	26,8
	Iedzīvotāju statistikas dati	19,2	55,5	25,3

Avoti: Latvijas demogrāfijas gadagrāmata 1997, 1998; MBP 1997.gada dati, autore aprēķini.

Vērojama tendence, ka, izmantojot respondences homogenitātes grupu modeli RHG5, kurā grupas nosaka mājsaimniecību sadalījuma pēc lieluma novērtējums no darbaspēka apsekojuma datiem, mēs palielinām bērnu īpatsvaru gan Rīgā, gan pārējās pilsētās. Šim rādītājam mēs iegūstam vēl vairāk novirzītu novērtējumu nekā lietojot dizaina svarus. Tas zināmā mērā varētu izskaidrot ienākuma un patēriņa izdevumu līmeņa pazemināšanos, novērtējumiem izmantojot šos svarus.

Tāpat ir vērojams, ka it sevišķi Rīgā ir ievērojami pārvērtēti 55 gadus un vecāku iedzīvotāju skaits un nepietiekami pārstāvēti ir ekonomiski aktīvo iedzīvotāju daļa: ar dizaina svāriem Rīgā šī iedzīvotāju grupa ir pārstāvēta par 5,5% mazāk. Lietotais respondences homogenitātes grupu modelis šīs novirzes samazina, taču ne pietiekami.

Analīze rāda, ka novērtējumu iegūšanai nebūtu ieteicams izmantot šādā veidā organizētas respondences homogenitātes grupas, jo mēs varam iegūt vēl vairāk novirzītus novērtējumus. Daudzi pamatrādītāji, kā rīcībā esošais ienākums un patēriņa izdevumi, ir cieši saistīti ar mājsaimniecības vidējo lielumu un reaģē uz mājsaimniecības vidējā lieluma izmaiņām. Tāpat mums nav pārlicības par to, vai mājsaimniecību sadalījums pēc lieluma, kuru mēs ieguvām no darbaspēka apsekojuma datiem, ir nenovirzīts ģenerālkopas sadalījuma novērtējums, jo arī šajā pētījumā ir nerespondence.

Dzīves līmenis, ienākumu un izdevumu līmenis un struktūra ir cieši saistīti ar iedzīvotāju dzimuma un vecuma struktūru: šīs atšķirības ir sevišķi spēcīgas lielajās pilsētās un it īpaši Rīgā. Ja mājsaimniecību budžetu pētījumā ir pārvērtēti iedzīvotāju pēc 55 gadiem un bērnu īpatsvars, tas norāda, ka izlasē vairāk ir iekļautas mājsaimniecības ar bērniem un pensionāru mājsaimniecības. Šis fakts pats par sevi nav nekas pārsteidzošs, jo tās ir cilvēku grupas, kas visbiežāk ir mājās: līdz ar to arī daudz vieglāk sastopamas un pārlicināmas piedalīties apsekojumā.

Lai mazinātu novirzes vecuma struktūrā un līdz ar to mazinātu nerespondences radītās novirzes parametru novērtējumos, respondences homogenitātes grupas būtu jānosaka, balstoties arī uz šo informāciju, bet šāda informācija nebija pieejama. Tādēļ respondences homogenitātes grupu modelis pilsētās netika pielietots.

3.8. KALIBRĒŠANAS METODE

Kalibrēšanas metode ir viens no veidiem, kā izmantot ārējo informāciju, lai izlases apsekojumos uzlabotu novērtējumu kvalitāti (Deville, 1992). Ārējās informācijas avoti var būt dažādi, piemēram, tautas skaitīšanas dati, administratīvie datu faili, dažādu reģistru informācija (Sautory, 1992).

Ja mums par kādu izlases mainīgo (jeb pazīmi) no ārējiem avotiem ir zināmi ģenerālkopas summārie lielumi, tad kalibrēšanas metodē šo informāciju izmanto izlases vienību svaru noteikšanā (Lundström, 1999).

Lietojot kalibrēšanas metodi, tiek meklēti tādi izlases vienību svara koeficienti w_k , kas:

- no vienas puses ir maksimāli tuvi dizaina svāriem d_k (kādas noteiktas metrikas ietvaros);
- no otras puses apmierina tā sauktos kalibrēšanas vienādojumus: katram ārējās informācijas mainīgajam summārais novērtējums, kas iegūts pielietojot kalibrētos svarus, sakrīt ar ģenerālkopas summāro lielumu (Särndal, 1992).

Kalibrēšanas metode ir piemērojama gan tad, ja ārējā informācija ir pieejama par izlases vienībām (mājsaimniecību budžeta pētījumā – pieejama ārēja informācija par mājsaimniecībām), gan tad, ja ārējā informācija ir par izlases vienībā iekļautiem elementiem (mājsaimniecību budžeta pētījumā – pieejama ārējā informācija par personām) (Chowdhury, 1997).

Pieņemsim, ka no ģenerālkopas $U = \{1, 2, \dots, k, \dots, N\}$ ir izveidota izlase s . Katrai izlasē iekļautajai vienībai k ($k = 1, \dots, n$) ir zināma izlasē iekļaušanas varbūtība π_k un tai atbilstošie dizaina svāri $d_k = \frac{1}{\pi_k}$. Tā kā pastāv nerespondence, tad respondējušās izlases vienības veido respondentu kopu r , kuras apjoms ir m . Pie kam $r \subseteq s$ un $m \leq n$.

Mūsu mērķis ir novērtēt pazīmi y , tādēļ pētījuma laikā katrai izlasē iekļautajai mājsaimniecībai tiek noskaidrota šīs pazīmes vērtība y_k . Pētījuma laikā katrai izlasē iekļautajai vienībai mēs uzzinām arī mainīgo x_1, x_2, \dots, x_j , vērtības: x_{1k} ,

$x_{2k}, \dots, x_{jk}, (k = 1, \dots, n)$. Ja mums ir zināmi šo mainīgo ģenerālkopas summārie lielumi:

$$X_j = \sum_U x_{jk}, \quad (5)$$

tad šādā situācijā mainīgos x_1, x_2, \dots, x_j sauc par ārējās informācijas mainīgajiem (Lundström, 1997).

Izmantojot Horvitca–Tomsona novērtējumu, mēs varam iegūt ģenerālkopas summārā lieluma $Y = \sum_U y_k$ novērtējumu:

$$\hat{Y} = \sum_r \frac{y_k}{\pi_k} = \sum_r d_k y_k. \quad (6)$$

Tajā pat laikā mēs varam izmantot mūsu rīcībā esošo ārējo informāciju, lai iegūtu ģenerālkopas summārā lielumu Y kalibrēto novērtējumu:

$$\hat{Y}_w = \sum_r w_k y_k,$$

kur w_k , ir tā sauktie kalibrētie svāri, kas ir pēc iespējas tuvi sākotnējiem dizaina svāriem d_k un tajā pat laikā visiem ārējās informācijas mainīgajiem nodrošina summārā novērtējuma sakrišanu ar ģenerālkopas summāro lielumu:

$$\sum_r w_k x_{jk} = X_j = \sum_U x_{jk}. \quad (7)$$

Dažādās valstīs zinātnieku grupas ir izstrādājušas programmu paketes, kas ļauj noteikt šos kalibrējošos svārus. Šeit var minēt franču pētnieku izstrādāto paketi CALMAR (Sautory, 1992) un zviedru pētnieku izstrādāto paketi CLAN (Andersson, 1998). Katra no šīm paketēm izmanto nedaudz savādāku metodi svāru koeficientu noteikšanai, taču ir pierādīts, ka visi šie novērtējumi ir asimptotiski vienādi.

LR CSP ir pieejama pakete CLAN, kura tika izmantota kalibrējošo svāru noteikšanai. Šo paketi ir izstrādājuši zviedru pētnieki K.Andersons (*Claes Andersson*) un L.Nordbergs (*Lennart Nordberg*) un tā darbojas SAS vidē.

Serntāls, Svensons un Vretmans (*Särndal, Swensson, Wretman*) kalibrētā novērtējuma iegūšanai iesaka izmantot vispārināto regresijas novērtējumu (Särnda, 1992). Šāda kalibrētā novērtējuma iegūšanas metode ir izmantota arī paketē CLAN.

Lai izmantotu vispārināto regresijas novērtējumu, tiek pieņemts, ka ārējās informācijas mainīgie x_1, x_2, \dots, x_J ir korelēti ar mērķa mainīgajiem, t.i., rādītājiem, kurus mēs vēlamies novērtēt, izmantojot izlasi (Deville, 1992).

Katrai izlases vienībai un arī katrai ģenerālkopas vienībai mēs varam izveidot vektoru, kura komponentes ir ārējās informācijas mainīgo x_1, x_2, \dots, x_J vērtības:

$$\mathbf{x}_k = (x_{k1}, x_{k2}, \dots, x_{kJ})'.$$

Lai katrai izlases vienībai k noteiktu kalibrētos svāra koeficientus w_k , ir jāatrisina nosacījumu sistēmu:

$$\begin{cases} \sum_r (w_k - d_k)^2 / 2d_k q_k \rightarrow \min \\ \sum_r w_k \mathbf{x}_k = \mathbf{X} \end{cases}, \quad (8)$$

kur

$\sum_r (w_k - d_k)^2 / 2d_k q_k$ – paketes CLAN izstrādātāju izvēlētā metrika.

Jāatzīmē, ka šī ir tikai viena no iespējamām metriķām, kas tiek lietota regresijas modeļa ietvaros. Iespējamas arī daudzas citas metriķas, taču ir pierādīts, ka ar citām metriķām iegūtie kalibrētie novērtējumi ir asimptotiski tuvi regresijas novērtējumam (Deville, 1990);

q_k – katrai izlases vienībai piekārtots individuāls svārs, kas nav saistīts ar dizaina svāru; šis koeficients var būt atšķirīgs katrai izlases vienībai, tomēr nereti visām izlases vienībā šo koeficientu ņem vienādu ar 1.

Nosacījumu sistēmas (8) atrisināšana ir nosacītā ekstrēma uzdevums ar m nezināmajiem w_1, w_2, \dots, w_m un to var atrisināt ar Lagranža metodi.

Atrisinot nosacījumu sistēmu (8), iegūstam svāru koeficientus:

$$w_k = g_k d_k,$$

kur

$g_k = (1 + q_k \mathbf{x}'_k \lambda)$ – ir dizaina svāra koriģējošais reizinātājs,

λ – Lagranža reizinātājs, kuru nosaka vienādība:

$$\lambda = \left(\sum_r d_k q_k \mathbf{x}_k \mathbf{x}'_k \right)^{-1} (\mathbf{x} - \hat{\mathbf{x}}).$$

Ir pierādīts, ka šādi iegūtie svara koeficienti apmierina kalibrēšanas vienādojumus (7) (Särndal, 1992).

Regresijas modelis (8) negarantē, ka visi izlases vienību svāri w_k būs nenegatīvi. Ja atsevišķi svāri iegūst negatīvas vērtības, tad rodas problēmas rezultātu interpretācijā, jo svāra koeficientam būtu jābūt vismaz vienādam ar 1 – katra respondējusī izlases vienība pārstāv vismaz pati sevi.

Šī modeļa ietvaros, pastāv iespēja norādīt koeficientu vēlamo apakšējo robežu L un augšējo robežu U :

$$L < g_k < U \text{ jeb } Lr_k < w_k < Ur_k.$$

Ja norāda $L > 0$, tad tiek izslēgti negatīvie svāri.

Ja šīs robežas tiek norādītas, tad iterāciju procesā tiek meklēti koeficienti g_k , kas atbilst dotajiem nosacījumiem. Ne vienmēr dotie ierobežojumi ir iespējami un līdz ar to var būt situācija, kad iterāciju process nekonverģē. Tādā gadījumā jāuzdod citas koeficientu robežas. Jo tuvākas robežas L un U ir skaitlim 1, jo mazāk kalibrētie svāri atšķiras no sākotnējiem dizaina svāriem.

3.9. KALIBRĒŠANAS METODES PIELIETOŠANA LATVIJAS MĀJSAIMNIECĪBU BUDŽETA PĒTĪJUMĀ

Kalibrēšanas metodi (jeb kalibrēšanu) pēdējo gadu laikā plaši pielieto daudzu valstu izlases apsekojumos (Chowdhur, 1997). Līdz šim Latvijas mājsaimniecību budžetu pētījuma datu analizē šī metode netika pielietota. Lai varētu pielietot kalibrēšanu, ir nepieciešama ārējā informācija. MBP mūs galvenokārt interesē rādītāju novērtējumi dažādām mājsaimniecību grupām un līdz ar to būtu svarīgi, lai svērtais mājsaimniecību sadalījums izlasē būtu maksimāli līdzīgs mājsaimniecību sadalījumam ģenerālkopā. Ja par lauku mājsaimniecībām mums šādu informāciju ir iespējams iegūt no pagastu mājsaimniecību reģistra, tad pilsētās informācijas par mājsaimniecību sadalījumu nav.

Jau publicējot 1996.gada datus, laukos nerespondences ietekmes dzēšanai pielietoja respondences homogenitātes grupu modeli, kurā grupas nosaka mājsaimniecības lielums, bet sākot ar 1998.gadu – respondences homogenitātes grupu modeli, kurā grupas nosaka mājsaimniecības lielums un demogrāfiskā informācija. Tajā pat laikā pilsētās nerespondences ietekmes dzēšana līdz šim netika veikta – respondences homogenitātes grupu modeli nevarēju pielietot, jo nebija atbilstošas ārējās informācijas.

Pilsētās par ārējās informācijas avotu varēja izmantot tikai Iedzīvotāju statistikas datus, jo cita ticama ārējā informācija, kas būtu piemērojama nerespondences ietekmes dzēšanai Rīgā un citās pilsētās, nebija.

Jau analizējot 1996.gada datus, bija vērojamas novirzes iedzīvotāju vecuma un dzimuma sadalījumā, kas iegūts no MBP un iedzīvotāju statistikas datiem. Bija vērojamas tendences, ka MBP tiek pārvērtēts to personu skaits, kam ir 55 un vairāk gadi; it sevišķi tiek pārvērtēts 55 gadus un vecāku sieviešu skaits. 3.14.tabulā ir apkopota informācija par pilsētnieku vecuma un dzimuma sadalījumu pēc iedzīvotāju statistikas datiem un atbilstošie MBP datu novērtējumi 1996., 1997. un 1998.gadā.

3.14.tabula. *Pilsētu iedzīvotāju procentuālais sadalījums vecuma un dzimuma grupās*

	MBP			Iedzīvotāju statistikas dati			Novirzes		
	Kopā	Vīrieši	Sievietes	Kopā	Vīrieši	Sievietes	Kopā	Vīrieši	Sievietes
1996.gads									
0 - 14	20,3	10,6	9,8	18,9	9,7	9,2	1,4	0,9	0,5
15 - 54	50,9	21,7	29,2	55,6	26,8	28,9	-4,7	-5,0	0,3
55 +	28,7	9,5	19,2	25,5	9,3	16,1	3,3	0,2	3,1
1997.gads									
0 - 14	19,5	9,9	9,5	18,1	9,2	8,8	1,4	0,7	0,7
15 - 54	50,9	21,6	29,3	55,9	26,9	28,9	-4,9	-5,3	0,4
55 +	29,6	9,5	20,1	26,1	9,5	16,6	3,5	0,0	3,5
1998.gads									
0 - 14	18,1	9,2	8,9	17,7	9,1	8,7	0,3	0,1	0,2
15 - 54	50,9	22,3	28,6	56,0	27,0	29,0	-5,1	-4,7	-0,4
55 +	31,0	10,4	20,6	26,2	9,6	16,7	4,8	0,8	4,0

Avoti: Latvijas demogrāfijas gadagrāmata 1998, 1999; MBP 1996. – 1999.gada dati, autores aprēķini.

Vērojama tendence, ka MBP novērtējumā aizvien lielāks kļūst 55 gadus un vecāku personu īpatsvars. Ja par pamatu ņem iedzīvotāju statistikas datus, tad 1996.gadā 55 gadus un vecāku personu skaits tika pārvērtēts par 13%, bet 1998.gadā jau par 18%. Tajā pat laikā ekonomiski aktīvo personu skaits attiecīgi ir novērtēts par 8% mazāks 1996.gadā un par 9% mazāks 1998.gadā.

Ja iepriekšējos gados tika pārvērtēts bērnu skaits, tad 1998.gadā šis novērtējums gandrīz sakrīt ar Iedzīvotāju statistikas informāciju. Tas varētu norādīt uz to, ka 1998.gadā netiek pārvērtēts mājsaimniecības vidējais lielums.

Ja iedzīvotāju vecuma un dzimuma struktūru un tās novērtējumu 1998.gadā aplūko atsevišķi Rīgai un pārējām pilsētām (skat. 3.15.tabulu), tad redzams, ka vislielākās novirzes ir tieši Rīgā: 1998.gadā MBP iedzīvotāju vecuma struktūrā par 6,6% ir pārvērtēts 55 gadus un vecāku personu skaits. Vērojama šāda tendence: jo zemāks ir respondences līmenis, jo lielākas ir novirzes vecuma un dzimuma struktūrā, jo pārējās pilsētās, kur respondences līmenis ir par 10% augstāks, novirzes vecuma un dzimuma struktūrā ir daudz mazākas.

3.15.tabula. Rīgas un pārējo Latvijas pilsētu iedzīvotāju vecuma un dzimuma sadalījums un tā novērtējums, 1998.gada dati

(procentos)

Vecuma grupa	Kopā			Vīrieši			Sievietes		
	Demo*	MBP	Novirzes	Demo	MBP	Novirzes	Demo	MBP	Novirzes
Rīga									
līdz 14 gadiem	16,43	16,10	-0,34	8,42	8,54	0,12	8,01	7,56	-0,45
no 15 līdz 54	56,45	50,15	-6,30	27,10	21,83	-5,28	29,35	28,33	-1,02
virš 55	27,12	33,75	6,63	9,71	11,34	1,63	17,40	22,41	5,01
Pārējās pilsētas									
līdz 14 gadiem	18,92	20,27	1,35	9,68	10,15	0,47	9,24	10,12	0,88
no 15 līdz 54	55,63	51,15	-4,48	26,93	22,38	-4,55	28,69	28,77	0,08
virš 55	25,45	28,57	3,12	9,47	9,70	0,23	15,98	18,87	2,89

* Iedzīvotāju statistikas dati.

Avoti: Latvijas demogrāfijas gadagrāmata 1998, 1999; MBP 1998.gada dati, autore aprēķini.

MBP analīzes un pētījuma objekts ir mājsaimniecības, taču tajās dzīvojošo indivīdu vecums un dzimums nosaka visas mājsaimniecības ienākumu un izdevumu līmeni un struktūru. Līdz ar to, ja mums ir vērojamas novirzes iedzīvotāju demogrāfiskās struktūras novērtējumā, tad šīs novirzes varētu izsaukt arī ienākumu un patēriņa izdevumu līmeņa un struktūras novirzes (Alexander, 1987). Jo sevišķi

būtiski tas varētu būt Rīgā, kur iedzīvotāju noslāņošanās un labi apmaksāta darba iespējas ir vislielākās.

3.16.tabulā ir apkopti 1998.gada dati par dažādu Rīgā dzīvojošo mājsaimniecību sociāli ekonomisko grupu rīcībā esošo ienākumu un patēriņa izdevumu novērtējumu. Redzams, ka pensionāru mājsaimniecībām šie rādītāji ir zemāki kā algotu darbu strādājošiem un uzņēmējiem. Atšķirība starp vienas personas algotu darbu strādājošā mājsaimniecību un pensionāra mājsaimniecību ir gandrīz divas reizes: Ls 125,07 algotu darbu strādājošajam un Ls 68,00 pensionāram.

3.16.tabula. *Dažādu sociāli ekonomisko grupu mājsaimniecību rīcībā esošie ienākumi un patēriņa izdevumi Rīgā, 1998.gada dati*

(vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī, Ls)

	Īpat-svars (%)	Rīcībā esošie ienākumi	Patēriņa izdevumi	Tai skaitā vienas personas mājsaimniecībās	
				rīcībā esošie ienākumi	patēriņa izdevumi
Algotu darbu strādājošie	55,5	80,83	75,35	125,07	123,48
Uzņēmēji, amatnieki	2,7	108,83	105,22	84,96	141,30
Zemnieki	0,5	53,62	79,81	66,71	88,96
Pensionāri	37,3	59,00	60,50	68,00	74,18
Citi	4,0	48,73	58,38	91,68	78,35
Kopā vai vidēji Rīgā	100,0	74,74	71,85	86,43	91,28

Avots: MBP 1998.gada dati, autores aprēķini.

Ja mums ir pārvērtēts 55 gadus un vecāku personu skaits, tad mums pārvērtēts ir arī pensionāru mājsaimniecību īpatsvars, jo liela daļa šo iedzīvotāju pieder šai mājsaimniecību grupai. Ja izdotos līdzsvarot vecuma un dzimuma struktūru, tad izmainītos arī mājsaimniecību sociāli ekonomisko grupu sadalījums un līdz ar to izmainītos ienākuma un patēriņa līmenis gan Rīgai, gan Latvijai kopumā. To ir iespējams veikt, pielietojot kalibrēšanas metodi.

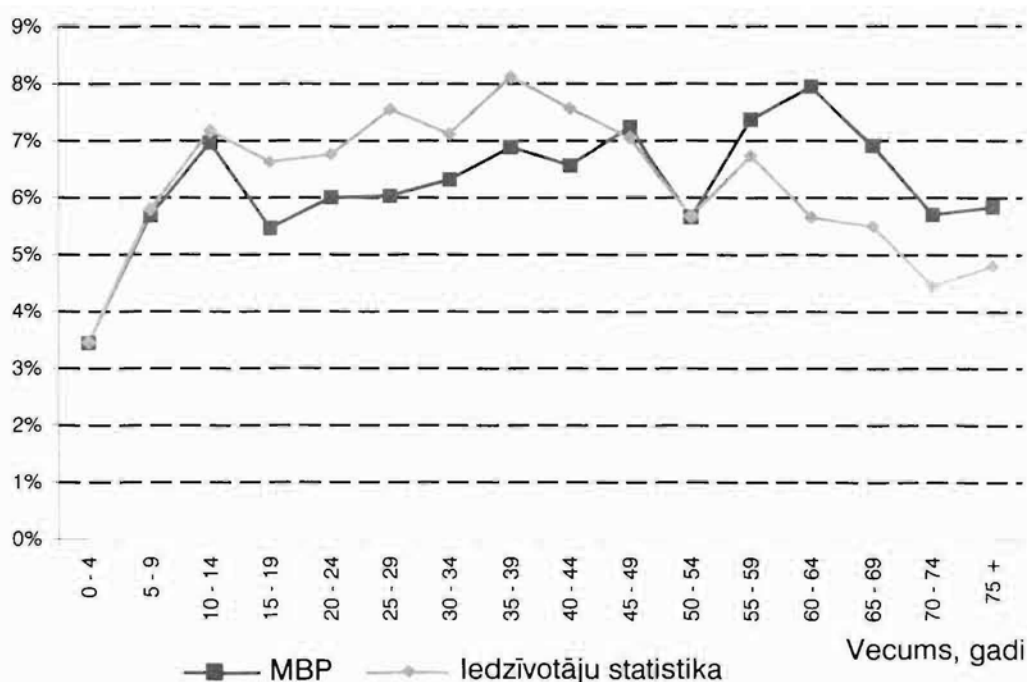
Lai varētu pielietot kalibrēšanas metodi, vispirms ir jāizvēlas, kāda veida ārējā informācija tiks izmantota nerespondences ietekmes dzēšanai. Tā kā Latvijā dzīves līmenis ir atšķirīgs Rīgas un pārējo Latvijas pilsētu mājsaimniecībām, tad šī

pažime tika izvēlēta kā pirmā. Tālāk apskatīsim atsevišķi kalibrēšanas metodes pielietošanu Rīgai un pārējām Latvijas pilsētām.

3.9.1. ĀRĒJĀS INFORMĀCIJAS MAINĪGO IZVĒLE RĪGĀ

Tiek uzsvērts (Lundström, 1997), ka ir labi lietot pēc iespējas daudzveidīgāku ārējo informāciju, bet tajā pat laikā šai ārējai informācijai ir jābūt ticamai un precīzai (Särndal, 1992). Kā jau tika minēts iepriekš, vienīgais derīgais ārējās informācijas avots sākotnēji bija Iedzīvotāju statistikas dati. Tajā pat laikā mūsu mērķis nav sasniegt pilnīgu sakritību ar šiem datiem: būtiski ir panākt saskaņotību tādās grupās, kas iespaido mājsaimniecību struktūru un līdz ar to arī ienākumu un patēriņa izdevumu līmeni un struktūru.

Demogrāfijas dati mums sniedz informāciju par diviem mainīgajiem: dzimumu un vecumu. Nebūtu lietderīgi aplūkot atsevišķi katra gada gājuma cilvēkus, tādēļ tika izveidotas vecuma grupas. Lai noteiktu vecuma grupas, visi iedzīvotāji vispirms tika iedalīti vecuma grupās pa pieciem gadiem, apvienojot 75 gadus un vecākus vienā grupā.

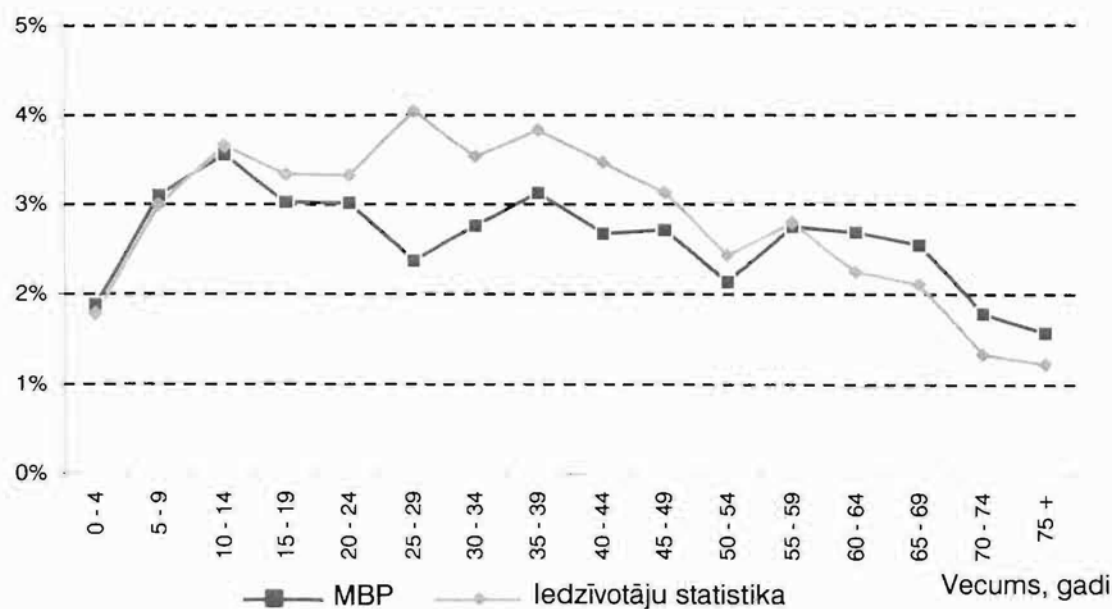


3.9.attēls. Rīgas iedzīvotāju procentuālais sadalījums vecuma grupās, 1998.gada dati

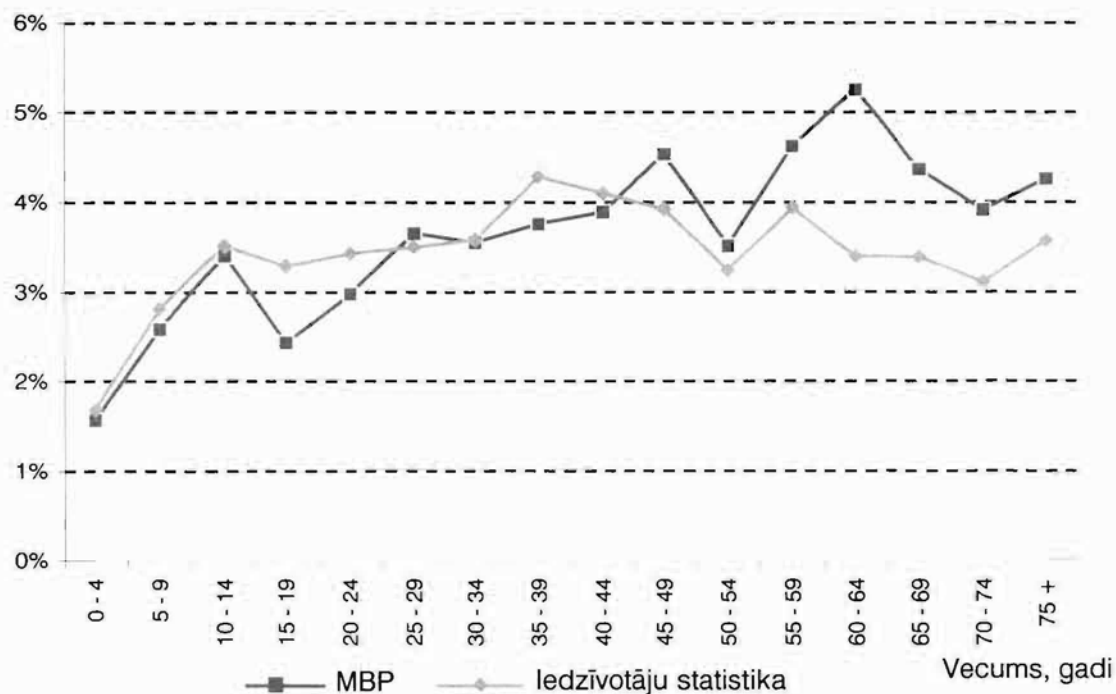
Ja aplūko kopējo Rīgas iedzīvotāju sadalījumu vecuma grupās (skat. 3.9.attēlu), tad redzams, ka mājsaimniecību budžetu pētījums:

- gandrīz precīzi novērtēto bērnu īpatsvaru (vecumā līdz 14 gadiem);
- par zemu novērtē iedzīvotāju skaitu vecumā no 15 līdz 44 gadiem;
- pareizi novērtē iedzīvotāju skaitu vecumā no 45 līdz 54 gadiem;
- pārvērtē 55 gadus un vecāku iedzīvotāju skaitu.

Kopumā MBP par zemu ir novērtēts ekonomiski aktīvo cilvēku īpatsvars. Tas ir izskaidrojams ar to, ka šie cilvēki ir ne tikai ekonomiski, bet arī sociāli aktīvi – retāk sastopami mājās (ja mājsaimniecībā nav mazi bērni), grūtāk pārliecināmi piedalīties pētījumā (cilvēkiem negribas veltīt savu brīvo laiku izdevumu un ienākumu pierakstīšanai). 3.10. un 3.11.attēlā ir parādīts sieviešu un vīriešu sadalījums vecuma grupās pēc Iedzīvotāju statistikas datiem un šī sadalījuma novērtējums pēc mājsaimniecību budžetu pētījuma datiem.



3.10.attēls. Vīriešu procentuālais sadalījums vecuma grupās Rīgā, 1998.gada dati



3.11.attēls. Sieviešu procentuālais sadalījums vecuma grupās Rīgā,
1998.gada dati

Ja aplūko atsevišķi sieviešu un vīriešu sadalījumu vecuma grupās un šī sadalījuma novērtējumu (skat. 3.10. un 3.11.attēlu), tad vērojamas šādas tendences:

- gan zēnu, gan meiteņu skaita (vecumā līdz 14 gadiem) novērtējums pēc MBP datiem sakrīt ar Iedzīvotāju statistikas datiem;
- MBP par zemu novērtē vīriešu skaitu ekonomiski aktīvajā vecumā, t.i., no 15 gadiem līdz 59 gadiem, savukārt 60 gadus un vecāku vīriešu skaits MBP tiek pārvērtēts;
- sieviešu skaits vecumā no 15 līdz 24 gadiem MBP tiek novērtēts par zemu, bet sieviešu skaits vecumā no 25 līdz 34 gadiem tiek novērtēts atbilstoši Iedzīvotāju statistikas datiem;
- par zemu tiek novērtēts sieviešu skaits vecumā no 35 līdz 44 gadiem, kas sievietēm varētu būt aktīvākie darba gadi;
- sākot no 45 gadiem sieviešu īpatsvars MBP tiek pārvērtēts salīdzinājumā ar Iedzīvotāju statistikas datiem.

Šāda veida novirzes MBP novērtējumiem, salīdzinot ar Iedzīvotāju statistikas datiem, ir izskaidrojamas ar atšķirīgo respondences līmeni dažādām mājsaimniecību grupām. Biežāk sastopami mājās un līdz ar to arī pārliecināmi piedalīties pētījumā ir to mājsaimniecību locekļi, kurās ir bērni un pusaudži. Tas pats ir sakāms arī par gados vecāko cilvēku mājsaimniecībām – šo mājsaimniecību locekļi nav tik mobili un tāpat ir vieglāk pārliecināmi piedalīties pētījumā.

Lai minimizētu nerespondences ietekmi, jāatrod tāds ārējo mainīgo kopums, kas kalibrācijas procesā minimizētu vecuma un dzimuma struktūras novirzes un tajā pat laikā jaunie kalibrētie svāri pēc iespējas maz atšķirtos no sākotnējiem dizaina svāriem.

Jo vairāk mēs izvēlamies ārējās informācijas mainīgos, jo labāku vecuma un dzimuma struktūras novērtējumu mēs iegūstam. Tā, piemēram, ja mēs pieprasītu, lai sakristu katra vecuma vīriešu un sieviešu skaits, mēs panāktu, ka liknes 3.9., 3.10. un 3.11.attēlos sakristu, bet tajā pat laikā tas mums negarantētu, ka mēs esam dzēsuši visas nerespondences radītās sekas. Varētu gadīties, ka mēs šādi varam iegūt vēl vairāk novirzītus novērtējumus: varētu stipri pieaugt svaru izkliede un kalibrācijas process varētu vispār nekonverģēt (kaut vai tikai tādēļ, ka varētu gadīties, ka mums izlasē, piemēram, nav neviena 27 gadus veca sieviete).

Kā būtiskākās vecuma grupas varētu izdalīt sekojošās – bērni (vecumā līdz 14 gadiem), cilvēki darba spējas vecumā un pensionāri. Lai atrasto labāko, tika izmēģināti vairāki varianti:

Pirmajā variantā tika uzlikti divu veidu nosacījumi: iedzīvotāju skaits pa dzimumiem (jāsakrīt vīriešu un sieviešu kopējam skaitam Rīgā), iedzīvotāju skaits 3 vecuma grupās – līdz 14 gadiem, no 15 līdz 54 gadiem un virs 55 gadiem. Šajā gadījumā ir 5 pazīmes, kurām ir zināms generālkopas summārais lielums. Izmantojot šo variantu, novirzes tika dzēstas minimāli.

Otrajā variantā tika uzlikti nosacījumi vīriešu un sieviešu skaitam katrā no trim vecuma grupām – līdz 14 gadiem, no 15 līdz 54 gadiem un virs 55 gadiem. Šinī gadījumā ir 6 pazīmes, kurām ir zināms generālkopas summārais lielums. Šis variants deva labus rezultātus vīriešu vecuma

struktūras sakārtošanai, bet rezultāts nebija apmierinošs attiecībā uz sieviešu vecuma struktūru.

Trešajā variantā tika uzlikti nosacījumi vīriešu skaitam 3 vecuma grupās – līdz 14 gadiem, no 15 līdz 54 gadiem un virs 55 gadiem, un sieviešu skaitam arī 3 (bet nedaudz atšķirīgās) vecuma grupās – līdz 14 gadiem, no 15 līdz 44 gadiem un virs 45 gadiem. Šajā variantā (tāpat kā otrajā) ir 6 pazīmes, kurām ir zināms ģenerālkopas summārais lielums. Šis variants deva labus rezultātus gan vīriešu, gan sieviešu vecuma struktūras sakārtošanā, taču kā negatīvais ir jāmin tas, ka koeficientu g_k vērtības bija visai plašā intervālā – no 0,6 līdz 1,4. No MBP galveno interesējošo rādītāju viedokļa nav lielas atšķirības, vai ģimenē aug zēns vai meitene, līdz ar to kā optimālais tika pieņemts ceturtais variants.

Ceturtajā variantā ir 5 pazīmes (pieci ārējie mainīgie), kurām ir zināms ģenerālkopas summārais lielums:

- bērnu skaits vecumā līdz 14 gadiem;
- sieviešu skaits vecumā no 15 līdz 44 gadiem;
- sieviešu skaits vecumā virs 45 gadiem;
- vīriešu skaits vecumā no 15 līdz 54 gadiem;
- vīriešu skaits vecumā virs 55 gadiem.

Par katru no šīm grupām ir zināms ģenerālkopas summārais lielums, t.i., attiecīgās grupas iedzīvotāju kopskaits Rīgā.

Lai varētu aprēķināt kalibrētos svarus, sākotnējais datu fails, kurā glabājas informācija par katru respondējušo mājsaimniecību, tika papildināts ar 5 mainīgajiem, kas atbilst katrai no iepriekšminētajām grupām un kas satur informāciju, cik cilvēku no attiecīgās grupas dzīvo šajā mājsaimniecībā. Ja mainīgos mēs apzīmējam ar x_1 , x_2 , x_3 , x_4 , un x_5 , tad, piemēram, mājsaimniecībai, kurā dzīvo tēvs (39 gadi), māte (37 gadi), 2 bērni (13 un 12 gadi) un vecmāmiņa (61 gads) mainīgo vērtības ir:

$$x_1=2, x_2=1, x_3=1, x_4=1, x_5=0.$$

Pētījuma datu apstrāde notiek ar programmu paketi SPSS, kalibrēšanu varēja veikt ar programmas CLAN palīdzību, kas strādā citā vidē – SAS vidē, līdz ar

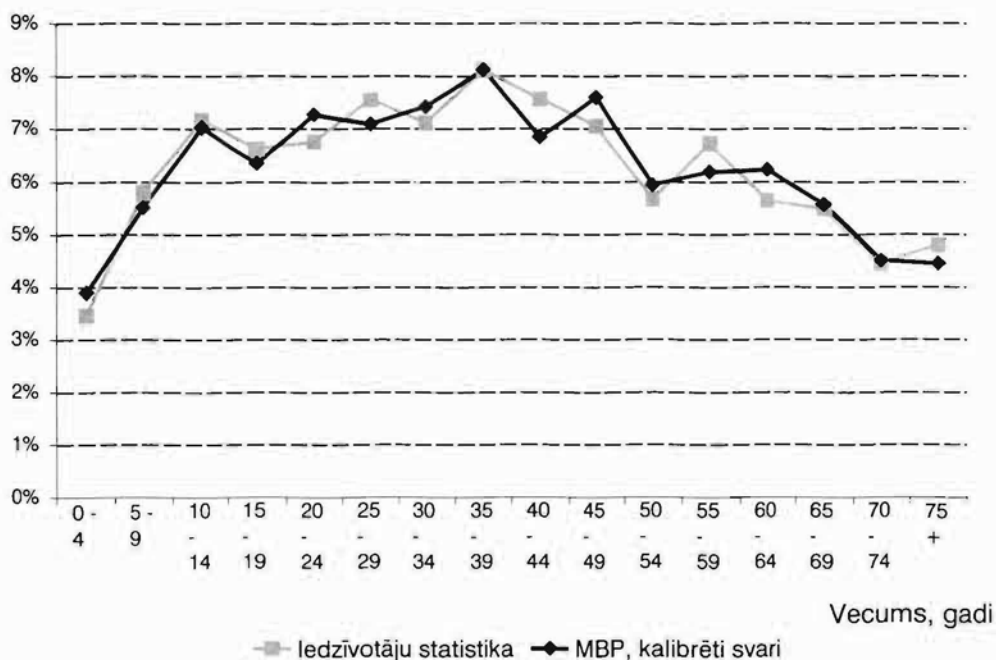
to pirmkārt bija jāsigatavo dati, atbilstoši SAS prasībām. Lai veiktu kalibrēšanu, nepieciešami divi datu faili – apsekojuma dati un ārējās informācijas rādītāji. Rīgai izlase ir veidota kā stratificēta personu gadījumizlases, tas ir dizains, kuru paketes izstrādātāji ir iekļāvuši kā procedūras parametru. Pēc tam tika uzrakstīta programma, ar kuru tiek dotas atbilstošās komandas SAS un CLAN.

Ja mēs aplūkojam 1998.gada datus un ārējās informācijas mainīgo vērtības, tad programmas darbības rezultātā tika atrasti kalibrējošie svāri w_k katrai no 2027 Rīgas mājsaimniecībām, kuras bija piedalījušās pētījumā. Iegūtie kalibrētie svāri apmierināja sekojošos 5 kalibrēšanas nosacījumus:

- bērnu skaits vecumā līdz 14 gadiem – $\sum_{k=1}^{2027} w_k x_1 = 130'697$, pirms kalibrēšanas šī rādītāja novērtējums bija 124'565;
- sieviešu skaits vecumā no 15 līdz 44 gadiem – $\sum_{k=1}^{2027} w_k x_2 = 176'469$, pirms kalibrēšanas – 160'326;
- sieviešu skaits vecumā virs 45 gadiem – $\sum_{k=1}^{2027} w_k x_3 = 195'410$, pirms kalibrēšanas – 244'444;
- vīriešu skaits vecumā no 15 līdz 54 gadiem – $\sum_{k=1}^{2027} w_k x_4 = 215'567$, pirms kalibrēšanas – 176'260;
- vīriešu skaits vecumā virs 55 gadiem – $\sum_{k=1}^{2027} w_k x_5 = 77'271$, pirms kalibrēšanas – 89'819.

Minimālās iespējamās koeficientu g_k vērtības, pie kurām uzdevumam ir atrisinājums, bija intervālā [0,65; 1,35]. Tas nozīmē, ka maksimālā atšķirība starp dizaina svāriem un jaunajiem kalibrētajiem svāriem ir 35%.

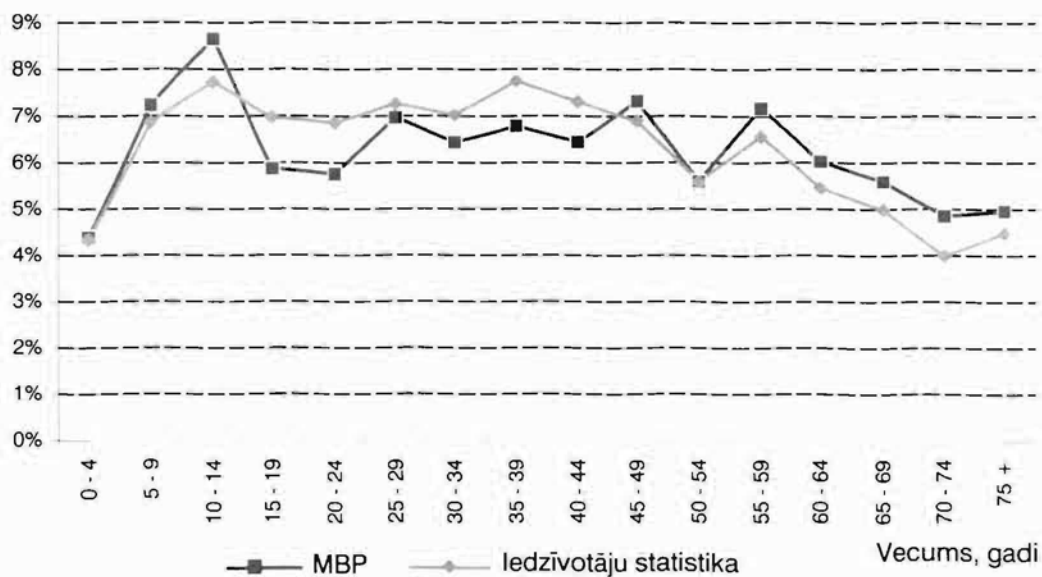
3.12.attēlā ir parādīts visu Rīgas iedzīvotāju sadalījums vecumā grupās pēc kalibrēšanas procedūras veikšanas: redzams, ka kalibrēšanās rezultātā ir likvidētas galvenās novirzes. Atbilstība nav perfekta, bet tāds arī nebija mūsu mērķis.



3.12.attēls. Rīgas iedzīvotāju procentuālais sadalījums vecuma grupās pēc svāru kalibrēšanas, 1998.gada dati

3.9.2. ĀRĒJĀS INFORMĀCIJAS MAINĪGO IZVĒLE PĀRĒJĀS PILSĒTĀS

Ja mēs aplūkojam pārējo Latvijas pilsētu iedzīvotāju sadalījumu vecuma grupās (skat. 3.13.attēlu), tad vērojamas līdzīgas tendences kā aplūkojot atbilstošos datus par Rīgu.

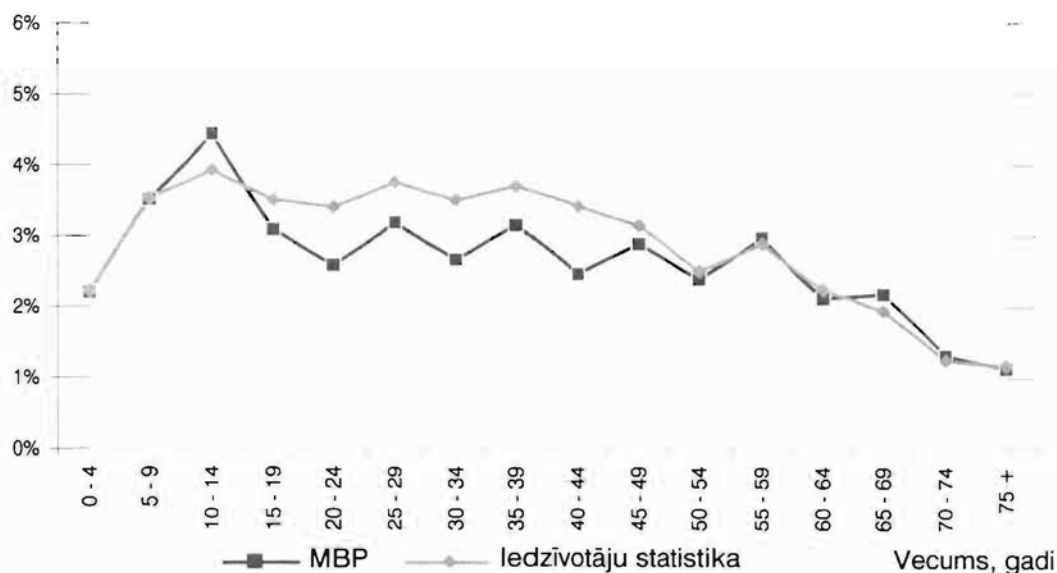


3.13.attēls. Pārējo Latvijas pilsētu iedzīvotāju procentuālais sadalījums vecuma grupās, 1998.gada dati, 1998.gada dati

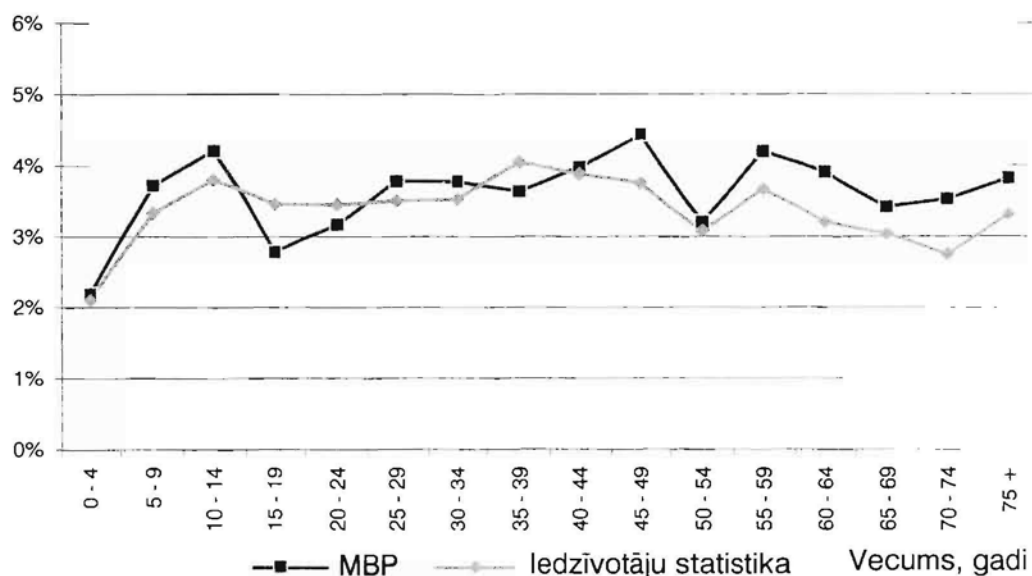
Pārējo Latvijas pilsētu iedzīvotāju vecumu struktūras novērtējumā vērojamas šādas tendences:

- sakritība starp no mājsaimniecība budžetu pētījuma datiem novērtēto bērnu īpatsvaru (vecumā līdz 9 gadiem) un Iedzīvotāju statistikas datu attiecīgajiem rādītājiem ir gandrīz perfekta, bet pārvērtēts ir bērnu skaits vecumā no 10 līdz 14 gadiem;
- mājsaimniecību budžetu pētījums par zemu novērtē iedzīvotāju skaitu vecumā no 15 līdz 44 gadiem;
- iedzīvotāju skaitu vecumā no 45 līdz 54 gadiem mājsaimniecību budžetu pētījums novērtē pareizi;
- mājsaimniecību budžetu pētījums pārvērtē 55 gadus un vecāku iedzīvotāju skaitu.

3.14. un 3.15.attēlā ir parādīts sieviešu un vīriešu sadalījums vecuma grupās pēc Iedzīvotāju statistikas datiem un šī sadalījuma novērtējums pēc mājsaimniecību budžetu pētījuma datiem.



3.14.attēls. Pārējās Latvijas pilsētās dzīvojošo vīriešu procentuālais sadalījums vecuma grupās, 1998.gada dati



3.15.attēls. Pārējās Latvijas pilsētās dzīvojošo sieviešu procentuālais sadalījums vecuma grupās, 1998.gada dati

Aplūkojot sieviešu un vīriešu vecuma grupu sadalījumu (skat. 3.14. un 3.15.attēlu), vērojamas šādas atšķirības:

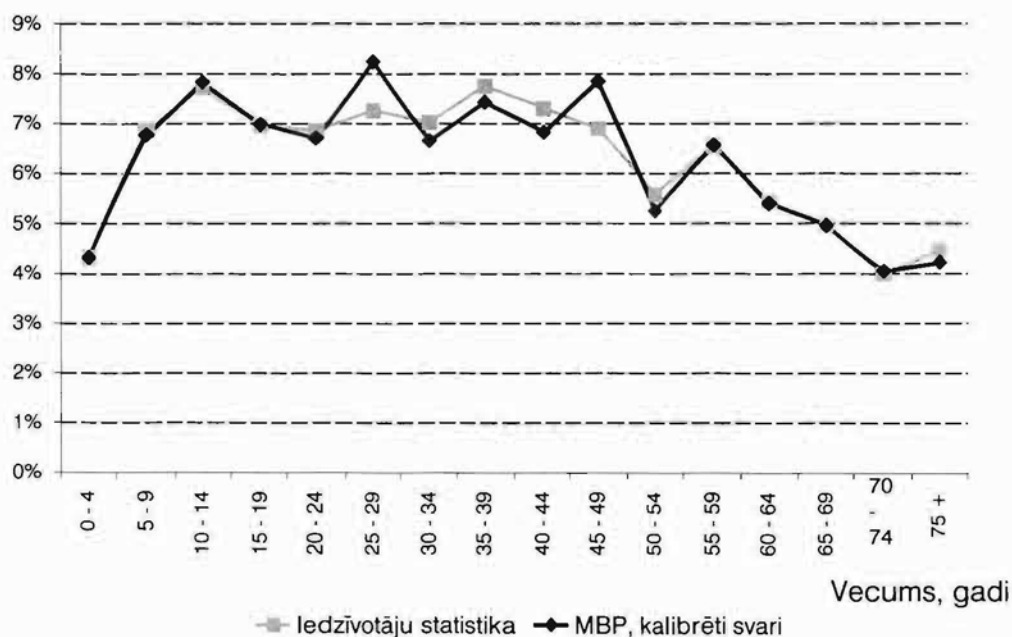
- MBP pārvērtē kopējo bērnu skaitu, it sevišķi vecuma grupā no 10 līdz 14 gadiem;
- MBP par zemu novērtē vīriešu skaitu ekonomiski aktīvajā vecumā, t.i., no 15 gadiem līdz 49 gadiem;
- gandrīz sakrīt 50 gadus un vecāku vīriešu skaita novērtējums;
- par zemu tiek novērtēts sieviešu skaits vecumā no 15 līdz 24 gadiem un no 35 līdz 39 gadiem;
- gandrīz sakrīt sieviešu skaits vecumā no 40 līdz 44 un no 40 līdz 54 gadiem;
- sākot no 55 gadiem sieviešu īpatsvars MBP tiek pārvērtēts salīdzinājumā ar Iedzīvotāju statistikas datiem.

Jāatzīmē, ka reizē ar sieviešu vecumā no 25 līdz 34 gadiem skaita pārvērtēšanu, pārvērtēts tiek arī kopējais bērnu skaits. Tas varētu norādīt uz to, ka pārvērtēts ir arī mājsaimniecības vidējais lielums.

Līdzīgi kā Rīgā, arī pārējās Latvijas pilsētās kalibrācijai kā optimāls tika atzīts variants, kurā ir 5 pazīmes (pieci ārējie mainīgie), kurām ir zināms ģenerālkopas summārais lielums:

- bērnu skaits vecumā līdz 14 gadiem;
- sieviešu skaits vecumā no 15 līdz 39 gadiem;
- sieviešu skaits vecumā virs 40 gadiem;
- vīriešu skaits vecumā no 15 līdz 49 gadiem;
- vīriešu skaits vecumā virs 50 gadiem.

3.16.attēlā ir parādīts visu pārējo Latvijas iedzīvotāju sadalījums vecumā grupās pēc kalibrēšanas procedūras veikšanas: redzams, ka kalibrēšanās rezultātā ir likvidētas galvenās novirzes.



3.16.attēls. Pārējo Latvijas pilsētu iedzīvotāju procentuālais sadalījums vecuma grupās pēc kalibrēšanas, 1998.gada dati

3.9.3. SĀKOTNĒJO UN KALIBRĒTO NOVĒRTĒJUMU SALĪDZINĀJUMS

Ja salīdzina dažādus Rīgas mājsaimniecību sadalījumu raksturojošus rādītājus, kas iegūti ar dizaina svāriem d_k un kalibrētajiem svāriem w_k , tad kalibrēšanas rezultātā rodas sekojošas izmaiņas (skat. 3.17.tabulu):

- pēc kalibrēšanas samazinājies vienas personas mājsaimniecību īpatsvars; tas ir izskaidrojams ar to, ka gan nesvērtos datos, gan ar dizaina svariem iegūtajos novērtējumos, gandrīz 70% no vienas personas mājsaimniecībām dzīvo cilvēki vecumā pēc 55 gadiem – kalibrēšanas rezultātā samazinās šīs vecuma grupas iedzīvotāju skaits, līdz ar to samazinās arī vienas personas mājsaimniecību īpatsvars;
- pēc kalibrēšanas nedaudz samazinājies ir arī 2 personu mājsaimniecību skaits, šeit iemesli varētu būt tie paši, kas vienas personas mājsaimniecību gadījumā: vairāk kā 45% no apsekotajām divu personu mājsaimniecībām dzīvo cilvēki, vecāki par 55 gadiem;
- nedaudz palielinājies ir to mājsaimniecību skaits, kurās dzīvo 3 vai vairāk personu, kā rezultātā vidējais mājsaimniecības lielums Rīgā ir pieaudzis no 2,21 uz 2,35 (1997.gadā vidējais mājsaimniecības lielums Rīgā tika novērtēts ar 2,37);
- pēc kalibrēšanas pieaudzis ir algotu darbu strādājošo un uzņēmēju mājsaimniecību īpatsvars attiecīgi par 6,6% un 0,7%, tajā pat laikā pensionāru mājsaimniecību īpatsvars ir samazinājies par 7,2%.

3.17.tabula. Mājsaimniecību sadalījums Rīgā, 1998.gada dati

Mājsaimniecību sadalījums pēc lieluma	Dizaina svari	Kalibrētie svari	Mājsaimniecību dalījums sociāli ekonomiskajās grupās	Dizaina svari	Kalibrētie svari
1 personas mājsaimniecības	35,0%	30,3%	Algotu darbu strādājošie	55,5%	62,1%
2 personu mājsaimniecības	30,1%	28,9%	Uzņēmēji/amatnieki	2,7%	3,4%
3 personu mājsaimniecības	19,5%	22,7%	Pensionāri	37,4%	30,2%
4 personu mājsaimniecības	11,3%	13,5%	Citi	4,5%	4,3%
5 un vairāk personu mājsaimniecības	4,2%	4,7%			
Vidējais mājsaimniecības lielums	2,21	2,35			

Avots: MBP 1998.gada dati, autores aprēķini.

Ja aplūko vienas personas un divu personu mājsaimniecību sadalījumu pēc vecuma, tad vērojama šādas tendences:

- pieaug to vienas personas mājsaimniecību īpatsvars, kurās dzīvo cilvēki līdz 55 gadiem (no 32% uz 40%), un līdz ar to samazinās to cilvēku īpatsvars, kas ir vecumā virs 55 gadiem un dzīvo vieni;
- to divu personu mājsaimniecību īpatsvars, kurās abi locekļi ir jaunāki par 55 gadiem, ir pieaudzis no 35,6% uz 42,3% un paralēli ir samazinājies 55 gadus un vecāku divu personu mājsaimniecību īpatsvars – no 41,3% uz 33,8%.

Diemžēl mums nav ārējas informācijas, kur varētu pārliecināties par šo datu pareizību, tomēr nav pamata domāt, ka šīs izmaiņas būtu nelogiskas. Galvenais mūs interesējošais jautājums ir, kā kalibrēšana iespaido tādus rādītājus kā rīcībā esošais ienākums un patēriņa izdevumi.

3.18.tabula. Rīgas mājsaimniecību rīcībā esošo ienākumu un patēriņa izdevumu novērtējumi un to izlases relatīvās kļūdas, 1998.gada dati

(vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī, Ls)

Mājsaimniecības veids	Rīcībā esošais ienākums			Patēriņa izdevumi		
	Dizaina svāri	Kalibrētie svāri	Novirze	Dizaina svāri	Kalibrētie svāri	Novirze
1 personas	86,43 (3,5%)	91,48 (4,1%)	5,05	91,28 (4,4%)	96,55 (4,5%)	5,27
2 personu	78,50 (3,1%)	81,27 (3,7%)	2,77	77,23 (3,4%)	79,60 (4,1%)	2,36
3 personu	76,82 (3,9%)	79,39 (4,1%)	2,57	70,50 (4,0%)	72,52 (4,3%)	2,02
4 personu	67,16 (4,1%)	68,05 (4,1%)	0,89	63,46 (3,4%)	64,35 (3,4%)	0,90
5 un vairāk personu	56,13 (4,6%)	56,76 (4,8%)	0,63	47,23 (6,1%)	47,45 (5,9%)	0,22
Algotu darbu strādājošo	80,83 (2,1%)	81,28 (2,2%)	0,45	75,35 (2,1%)	75,34 (2,3%)	-0,01
Uzņēmēju / amatnieku	108,88 (13,8%)	112,07 (14,2%)	3,19	105,22 (14,2%)	108,40 (14,8%)	3,18
Pensionāru	59,00 (2,2%)	58,01 (2,2%)	-0,99	60,50 (2,6%)	59,77 (2,7%)	-0,73
Visas Rīgas mājsaimniecības	74,74 (1,8%)	76,39 (1,9%)	1,65	71,85 (1,9%)	72,81 (2,0%)	0,96

Avots: MBP1998.gada dati, autores aprēķini.

Informācija par šiem rādītājiem un to relatīvās izlases kļūdas apkopotas 3.18.tabulā. No tabulas redzams, ka kalibrētais novērtējums Rīgā vidēji uzrāda par Ls 1,65 augstākus rīcībā esošos ienākumus uz vienu klātesošo mājsaimniecības locekli, nekā ar dizaina svariem iegūtais novērtējums. Tāpat par Ls 0,96 pieaug arī vidējie patēriņa izdevumi.

Ja aplūko dažādas mājsaimniecību grupas, tad vērojama tendence, ka kalibrētais novērtējums uzrāda augstāku novērtējumu visām mājsaimniecību grupām, ja grupēšanas pazīme ir mājsaimniecības lielums. Ja aplūko mājsaimniecību sociāli ekonomiskās grupas, tad šeit vērojama tendence, ka ienākumi pieaug algotu darbu strādājošiem un uzņēmējiem, bet šie rādītāji samazinās pensionāriem. Tajā pat laikā kalibrēšana neatstāj faktiski nekādu iespaidu uz algotu darbu strādājošo patēriņu izdevumu lielumu,

Pensionāru mājsaimniecībām rīcībā esošā ienākuma un patēriņa izdevumu samazināšanos kalibrēšanas rezultātā varētu izsaukt atšķirīgs sadalījums pēc mājsaimniecības lieluma: kalibrēšanas rezultātā palielinās vidējais pensionāru mājsaimniecības lielums (no 1,55 uz 1,61). Patēriņa izdevumu novērtējumi, ja izmanto dizaina svarus, pensionāru mājsaimniecībās atkarībā no tās lieluma mainās robežās no Ls 74,18 (vienas personas mājsaimniecībai) līdz Ls 27,41 (5 un vairāku personu mājsaimniecībā); kalibrētais novērtējums attiecīgi ir robežās no Ls 75,58 līdz Ls 27,51. Šeit ir vērojama visai liela amplitūda, kas ir daudz krasāka nekā vidēji visām Rīgas mājsaimniecībām. Tas varētu būt galvenais iemesls, kāpēc samazinās šie rādītāji, palielinoties pensionāru mājsaimniecību vidējam lielumam.

Ja mēs salīdzinām izlases relatīvo kļūdu dažādiem novērtējumiem kalibrētiem un nekalibrētiem novērtējumiem, tad no 3.18.tabulas redzams, ka kalibrēšanas rezultātā izlases relatīvā kļūda minimāli pieaug: visām Rīgas mājsaimniecībām izlases relatīvā kļūda pieaug par 0,1%. Atsevišķām pozīcijām izlases kļūda palielinās vairāk, bet pārsvarā šis pieaugums nav lielāks par 0,5%.

Jāatzīmē, ka atsevišķiem rādītājiem kalibrētais novērtējums ir sākotnējā novērtējuma izlases kļūdas intervālā, bet atsevišķiem rādītājiem ārpus tā. Tā, piemēram, visu Rīgas mājsaimniecību rīcībā esošā ienākuma uz vienu klātesošo mājsaimniecības locekli sākotnējais izlases kļūdas intervāls bija no Ls 73,39 līdz Ls

76,09. Kalibrētais novērtējums Ls 76,39 ir ārpus šī intervāla. Kalibrētā novērtējuma izlases kļūdas intervāls ir no Ls 74,94 līdz Ls 77,84.

Tajā pat laikā visu Rīgas mājsaimniecību patēriņa izdevumu uz vienu klātesošo mājsaimniecības locekli sākotnējā novērtējuma izlases kļūdas intervāls ir no Ls 70,49 līdz Ls 73,21.

Šī rādītāja kalibrētais novērtējums ir Ls 72,81, un tas atrodas izlases kļūdas intervāla robežās. Kalibrētā novērtējuma izlases kļūdas intervāls ir no Ls 71,37 līdz Ls 74,25.

Kalibrētais novērtējums izmaina arī patēriņa izdevumu struktūru: patēriņa struktūrā pieaug apģērba, mājas iekārtošanas un transporta izdevumi, bet samazinās pārtikas, mājas uzturēšanas un veselības izdevumi. Patēriņa izdevumu struktūras novērtējums parādīts 3.19.tabulā.

3.19.tabula. Rīgas mājsaimniecību patēriņa izdevumu struktūra, 1998.gada dati

(vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī, Ls)

	Patēriņa izdevumi		Patēriņa izdevumu grupu struktūra	
	Dizaina svāri	Kalibrētie svāri	Dizaina svāri	Kalibrētie svāri
Patēriņa izdevumi tai skaitā, izdevumi	71,85 Ls	72,81 Ls	100,0%	100,0%
pārtikai, alkoholam, tabakai	26,46 Ls	26,60 Ls	36,8%	36,5%
apģērbam, apaviem	5,49 Ls	5,94 Ls	7,6%	8,2%
mājokļa uzturēšanai	14,93 Ls	14,45 Ls	20,8%	19,9%
mājokļa iekārtošanai	2,73 Ls	2,98 Ls	3,8%	4,1%
veselībai	2,78 Ls	2,53 Ls	3,9%	3,5%
transportam un sakariem	6,02 Ls	6,30 Ls	8,4%	8,7%
atpūtai	4,65 Ls	4,77 Ls	6,5%	6,5%
izglītībai	0,71 Ls	0,79 Ls	1,0%	1,1%
viesnīcām un sabiedriskajai ēdināšanai	2,18 Ls	2,38 Ls	3,0%	3,3%
par pārējām precēm un pakalpojumiem	5,91 Ls	6,07 Ls	8,2%	8,3%

Avots: MBP1998.gada dati, autores aprēķini.

Analizējot iegūtos rezultātus, vērojama tendence, ka kalibrētajam novērtējumam ir salīdzinoši lielāks izlases kļūdas intervāls nekā novērtējumam, kas

iegūts ar dizaina svariem. Tajā pat laikā tiek cerēts, ka kalibrēšanas rezultātā ir izdevies mazināt nerespondences radītās novirzes.

Kalibrēšanas metode tika pielietota 1998., 1999. un 2000.gada datu analīze (Bāliņa, 1999).

4.NODAĻA

RĀDĪTĀJU REPREZENTATIVITĀTES NOVĒRTĒŠANA

4.1. PROBLĒMAS APRAKTS

Izlasses apsekojumu mērķis ir, izmantojot izlasses datus, iegūt ģenerālkopas parametru vērtējumus. Tā kā parasti ir novērota tikai viena izlase, pēc kuras datiem ir aprēķināti interesējošā parametra vērtējumi, tad svarīgi ir saprast, cik reprezentatīvi šie vērtējumi raksturo atbilstošos ģenerālkopas parametrus; citiem vārdiem, kāda ir viņu izlasses kļūda (Krastiņš, 1998).

Izlasses kļūda rodas no tā, ka apsekota ir nevis visa ģenerālkopa, bet gan tikai neliela tās daļa – izlase. Ja mums ir zināms atbilstošais ģenerālkopas parametrs θ , tad izlasses absolūto kļūdu definē kā absolūto vērtību starpībai starp ģenerālkopas parametru θ un šī parametra vērtējumu $\hat{\theta}$, kas aprēķināts no izlasses datiem (Satin, 1993):

$$|\theta - \hat{\theta}|.$$

Tā kā praksē gandrīz nekad nav zināms ģenerālkopas parametrs θ , tad līdz ar to nav iespējams šādā veidā novērtēt izlasses kļūdu. Šeit θ ir vispārējs ģenerālkopas parametrs, piemēram, absolūtais lielums, vidējais lielums, divu absolūto lielumu attiecība.

Ja mūs interesē ģenerālkopas parametrs θ , tad, izmantojot izlasses datus, mēs varam iegūt šī parametra vērtējumu $\hat{\theta}$.

Vērtējuma $\hat{\theta}$ reprezentativitāti var raksturot ar vērtējuma:

- dispersiju $V(\hat{\theta})$,
- standartkļūdu jeb izlases absolūto kļūdu $SE(\hat{\theta}) = \sqrt{V(\hat{\theta})}$.
- variācijas koeficientu jeb izlases relatīvo kļūdu $CV(\hat{\theta}) = \frac{\sqrt{V(\hat{\theta})}}{\hat{\theta}}$.

Literatūrā izmanto arī citus reprezentativitāti raksturojošo lielumu apzīmējumus:

- dispersija $s_{\hat{\theta}}^2$;
- izlases absolūtā kļūda $s_{\hat{\theta}}$;
- izlases relatīvā kļūda $v_{\hat{\theta}}$.

Dispersiju $V(\hat{\theta})$ šajā gadījumā definē, izmantojot starpības starp atbilstošā rādītāja novērtējumiem visās iespējamajās izlasēs, kas ģenerētas no ģenerālkopas ar doto lielumu un izlases dizainu. Praksē nav iespējams ģenerēt un iegūt informāciju no visām iespējamajām izlasēm, lai šādā veidā iegūtu dispersijas un standartkļūdas novērtējumu. Ja izlase veidota kā gadījumizlase, tad parametru vērtējumus un atbilstošo dispersiju var aprēķināt, izmantojot tikai vienas izlases datus.

Rādītāja izlases kļūdu var izteikt gan absolūtās, gan relatīvās (jeb procentuālās) vienībās.

Absolūto rādītāja izlases kļūdu izsaka tajās pašās vienībās kā pašu rādītāju un tā raksturošanai izmanto rādītāja standartkļūdu $SE(\hat{\theta})$. Pareizinošā standartkļūdu ar varbūtības koeficientu t_p (kuru atbilstoši izvēlētajai varbūtībai p nosaka no normālā sadalījuma tabulām), iegūst izvēlētajai varbūtībai p atbilstošo rādītāja ticamības intervālu jeb rādītāja novērtējumu ar intervālu (Krastiņš, 1998):

$$\hat{\theta} - t_p \cdot SE(\hat{\theta}) < \theta < \hat{\theta} + t_p \cdot SE(\hat{\theta}).$$

Ja varbūtība $p = 0,95$ jeb 95%, tad varbūtības koeficients $t_{0,95} = 1,96$ un 95% ticamības intervāls ir:

$$\hat{\theta} - 1,96 \cdot SE(\hat{\theta}) < \theta < \hat{\theta} + 1,96 \cdot SE(\hat{\theta}).$$

Šo intervālu var interpretēt sekojoši: ja izlases tiktu veidotas bezgalīgi un katrai no tām noteiktu ticamības intervālu, tad 95% izlašu ticamības intervālā atrastos patiesais ģenerālkopas parametrs θ (Snedecor, 1967).

Ekonomikā un sociālajās zinātnēs aplūko arī mazākas varbūtības ticamības intervālus. Literatūrā bieži izmanto 68% ticamības intervālus, kuriem varbūtības koeficients $t_{0,68} = 0,96 \approx 1$. Tādējādi 68% ticamības intervāls ir:

$$\hat{\theta} - SE(\hat{\theta}) < \theta < \hat{\theta} + SE(\hat{\theta}).$$

Nereti izmanto arī šādu novērtējuma ar intervālu pierakstu:

$$\hat{\theta} \pm SE(\hat{\theta}).$$

Izlases relatīvās kļūdas mērvienība ir procents un to izmanto relatīvā jeb procentuālā ticamības intervāla noteikšanai:

$$\hat{\theta} \pm t_p \cdot CV(\hat{\theta}) \%.$$

Tādējādi relatīvās izlases kļūdas 68% ticamības intervāls ir:

$$\hat{\theta} \pm CV(\hat{\theta}) \%.$$

Ja, piemēram, mēs esam novērtējuši, ka mājsaimniecību vidējie pārtikas izdevumi uz vienu klātesošo mēnesī ir $\hat{R} = \text{Ls } 25,37$, izlases absolūtā kļūda ir Ls 0,26 un izlases relatīvā kļūda ir 1,04%, tad 68% ticamības intervāls ir:

$$\text{Ls } 25,37 \pm 0,26 \text{ (Ls } 25,11 < R < \text{Ls } 25,63) \text{ jeb } \text{Ls } 25,37 \pm 1,04\%.$$

Tādējādi, lai iegūtu absolūto vai relatīvo izlases kļūdu, vispirms ir jāaprēķina atbilstošā rādītāja dispersija $V(\hat{\theta})$ vai arī jāiegūst tās novērtējums $v(\hat{\theta})$.

Jāatzīmē, ka izlases kļūda ir atkarīga no tādiem faktoriem kā:

- izlases apjoms,
- izlases dizains,
- vērtējamā rādītāja izkliede ģenerālkopā (Satin, 1993).

Parasti izlases kļūda palielinās, ja samazina izlases apjomu. Savukārt lielāka izlases kļūda būs tam rādītājam, kuram lielāka ir arī izkliede ģenerālkopā.

Ne visiem izlases dizainiem ir zināmas tiešas formulas dispersijas aprēķināšanai. Tādēļ nereti izmanto dažādas metodes, ar kurām var iegūt dispersijas, izlases absolūtās kļūdas un izlases relatīvās kļūdas novērtējumu. Dispersijas $V(\hat{\theta})$ novērtējumu apzīmēsim ar $v(\hat{\theta})$, izlases absolūtās kļūdas $SE(\hat{\theta})$ novērtējumu – ar $se(\hat{\theta})$, bet izlases relatīvās kļūdas $CV(\hat{\theta})$ novērtējumu – ar $cv(\hat{\theta})$.

Ģenerālkopas parametra vērtējuma $\hat{\theta}$ dispersijas novērtēšanas iespējas atkarība no parametra un izlases veida parādīta 4.1.tabulā (Wolter, 1985).

4.1.tabula. *Dispersijas novērtēšana sarežģītība atkarībā no rādītāja veida un izlases dizaina*

	Vienkārši veidota izlase	Sarežģīti veidota izlase
Lineārs parametrs	A	B
Nelineārs parametrs	C	D

Lielākā daļa izlases apsekojumu teorijas uzmanību velta rādītāju dispersijas novērtējumiem vienkāršiem dizainiem un lineāriem vērtējumiem (gadījums A). Piemēram, absolūtā lieluma vērtējuma dispersijas novērtējums vienkāršai gadījumizlasei.

Savukārt praksē bieži nākas saskarties ar sarežģīta dizaina apsekojumiem, kuros izmantota, piemēram, stratifikācija, izlases veidošana vairākās pakāpēs, nerespondences ietekmes dzēšana (gadījums B un D) (Kalton, 1983). Tāpat daudzos gadījumos interesējošie parametri nav lineāri, kā piemēram, divu summāro ielumu vērtējumu attiecība, kas sarežģī to dispersijas novērtēšanu (gadījums C un D). Bez tam dispersijas novērtēšanu var sarežģīt arī tādi faktori kā interesējošo rādītāju skaits un izlases apjoms.

Vienkāršai gadījumizlasei parametru vērtējumu dispersijas novērtēšana iekļauta tādās tradicionālās statistisko datu apstrādes paketēs kā SPSS un SAS, taču šos programmu produktus nevar izmantot sarežģītu dizainu pētījumu datu reprezentativitātes novērtēšanai (Lee, 1989).

Novērtējot izlases kļūdu, jāmēģina rast kompromiss starp tādiem faktoriem kā precizitāte, laiks un cena. Bieži vien labākais risinājums ir atrast cenas ziņā pieņemamu datorprogrammu, kas var nodrošināt dispersijas novērtēšanu atbilstošajam dizainam un rādītājiem.

Latvijas MBP ir sarežģīta dizaina izlases apsekojums un galvenā interese šajā pētījumā ir par attiecības tipa rādītājiem, tādiem kā rīcībā esošais ienākums uz vienu mājsaimniecības locekli, patēriņa izdevumi uz vienu mājsaimniecības locekli un citiem. Līdz šim pētījuma rādītāju reprezentativitāte netika novērtēta.

4.2. ĢENERĀLKOPAS ABSOLŪTĀ LIELUMA VĒRTĒJUMA DISPERSIJAS NOVĒRTĒŠANA

Dispersijas novērtējums ir atkarīgs no diviem apstākļiem: izlases dizaina un rādītāja veida. Vispirms aplūkosim, kā iegūt dispersijas novērtējumu ģenerālkopas absolūtā lieluma vērtējumam.

4.2.1. VISPĀRĒJAIS NOVĒRTĒJUMS

Serntāls, Svensons un Vretmans (*Särndal, Swensson, Wretman*) aplūko sekojošu pieeju dispersiju novērtējumu iegūšanā (*Särndal, 1992*).

Pieņemsim, ka no ģenerālkopas U ir ģenerēta izlase s . Ģenerālkopas apjoms ir N , izlases apjoms ir n . Izlase ir ģenerēta tā, ka katrai izlasē iekļautajai vienībai ir zināma izlasē iekļaušanas varbūtība π_i ($i = 1, \dots, n$) un tāpat ir zināma ikkatru divu vienību izlasē iekļaušanas varbūtība π_{ij} ($i = 1, \dots, n; j = 1, \dots, n$). Šo varbūtību sauc par pāru izlasē iekļaušanas varbūtību.

Tādā gadījumā ģenerālkopas absolūtā lieluma vērtējumam:

$$\hat{Y} = \sum_s \frac{y_i}{\pi_i} = \sum_s \tilde{y}_i,$$

dispersiju nosaka sakarība:

$$V(\hat{Y}) = \sum \sum_U \Delta_{ij} \tilde{y}_i \tilde{y}_j,$$

kur $\tilde{y}_i = y_i / \pi_i$ un $\Delta_{ij} = \pi_{ij} - \pi_i \pi_j$.

Ja izlase ir ģenerēta tā, ka visām izlases vienībām pāru izlasē iekļaušanas varbūtības ir pozitīvas ($\pi_{ij} > 0$), tad dispersijas $V(\hat{Y})$ nenovirzīts novērtējums ir:

$$v(\hat{Y}) = \sum \sum_s \bar{\Delta}_{ij} \tilde{y}_i \tilde{y}_j, \quad (1)$$

kur $\bar{\Delta}_{ij} = \Delta_{ij} / \pi_{ij}$.

Ja izlases apjoms ir galīgs un visu izlases vienību pāru izlasē iekļaušanas varbūtības ir pozitīvas ($\pi_{ij} > 0$ katram $i \neq j$), tad novērtējumiem var izmantot arī šādu nenovirzītu ģenerālkopas absolūtā lieluma vērtējuma dispersijas novērtējumu:

$$v(\hat{Y}) = \frac{1}{2} \sum \sum_s \left(\frac{\pi_i \pi_j}{\pi_{ij}} - 1 \right) (\tilde{y}_i - \tilde{y}_j)^2. \quad (2)$$

Šī formula ir vispārīga un patiesa ikvienam izlases dizainam, taču to nav ērti lietot skaitliskos aprēķinos. Katra dizaina ietvaros tiek mēģināts rast šai formulai vienkāršotu pierakstu.

Tā piemēram, var pierādīt, ka vienkāršai gadījumizlasei (VGI) novērtējums (2) sakrīt ar tradicionālo formulu:

$$v_{VGI}(\hat{Y}) = N^2 \frac{1-f}{n} s^2, \quad (3)$$

kur

n – izlases apjoms,

N – ģenerālkopas apjoms,

$f = \frac{n}{N}$ – izlases daļa ģenerālkopā,

$s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_s (y_i - \bar{y}_s)^2$,

$\bar{y}_s = \sum_s y_i / n$ – rādītāja vidējās vērtības vērtējums, aprēķināts no izlases s datiem.

4.2.2. NOVĒRTĒJUMS STRATIFICĒTAI IZLASEI

Pieņemsim, ka ģenerālkopa ir sadalīta H stratās un katrā no tām izlase ir veidota neatkarīgi. Stratificētai izlasei (SI) ģenerālkopas absolūtā lieluma vērtējuma

$$\hat{Y} = \sum_{h=1}^H \hat{Y}_h = \sum_{h=1}^H \sum_{s_h} \frac{y_i}{\pi_i}$$

dispersijas novērtējums ir:

$$v_{SI}(\hat{Y}) = \sum_{h=1}^H v_h(\hat{Y}_h), \quad (4)$$

kur \hat{Y}_h ir absolūtā lieluma vērtējums, kas aprēķināts no izlases s h -tās stratā vienībām, un $v_h(\hat{Y}_h)$ ir attiecīgais dispersijas novērtējums.

Ja ir stratificēta vienkārša gadījumizlase, tad katras stratā ietvaros elementa izlasē iekļaušanas varbūtība ir:

$$\pi_{hi} = n_h / N_h$$

un pāru izlasē iekļaušanas varbūtība ir:

$$\pi_{hij} = \frac{n_h(n_h - 1)}{N_h(N_h - 1)},$$

kur N_h ir stratā lielums un n_h ir izlases apjoms h -tajā stratā.

Katras stratā ietvaros dispersijas novērtējums tādā gadījumā ir:

$$v_h(\hat{Y}_h) = N_h^2 \frac{1 - f_h}{n_h} s_{s_h}^2, \quad (5)$$

kur $f_h = \frac{n_h}{N_h}$,

$$s_{s_h}^2 = \frac{1}{n_h - 1} \sum_{s_h} (y_i - \bar{y}_{s_h})^2,$$

$\bar{y}_{s_h} = \sum_{s_h} y_i / n_h$ – rādītāja vidējā vērtība izlases stratā h .

Tādējādi stratificētai vienkāršai gadījumizlasei (SVGI) ģenerālkopas absolūtā lieluma vērtējuma dispersijas novērtējums ir:

$$v_{SVGI}(\hat{Y}_h) = \sum_{h=1}^H N_h^2 \frac{1-f_h}{n_h} s_{sh}^2 .$$

4.2.3. NOVĒRTĒJUMS DIVPAKĀPJU IZLASEI

Pieņemsim, ka ģenerālkopa $U=\{1, \dots, N\}$ ir sadalīta N_i primārās izlases vienībās (PIV) U_1, U_2, \dots, U_{N_i} .

Pirmajā pakāpē izlasē s_i tiek iekļautas n_i primārās izlases vienībās. Otrajā pakāpē katrā izlasē iekļautajā primārās izlases vienībā veic sekundāro izlases vienību (SIV) atlasī.

Divpakāpju izlases (2PI) ģenerālkopas absolūtā lieluma vērtējuma dispersija sastāv no divām komponentēm:

$$V_{2PI}(\hat{Y}) = V_{PIV} + V_{SIV} . \quad (6)$$

Komponente V_{PIV} raksturo izlases kļūdas kvadrātu, ko rada izlases pirmā pakāpe (primāro izlases vienību atlase), savukārt komponente V_{SIV} raksturo izlases kļūdas kvadrātu, ko rada izlases otrās pakāpe (izlases vienību atlase no jau atlasītajām PIV).

Ja i -tās primārās izlases vienības izlasē iekļaušanas varbūtību apzīmē ar π_i^1 ($i = 1, \dots, n_i$), ģenerālkopas absolūto lielumu i -tajā PIV – ar Y_i un PIV pāru izlasē iekļaušanas varbūtību – ar π_{ij}^1 , tad:

$$V_{PIV} = \sum \sum_{U_i} \Delta_{ij}^1 \check{Y}_i \check{Y}_j ,$$

$$V_{SIV} = \sum_{U_i} V(Y_i) / \pi_i^1 ,$$

kur $\Delta_{ij}^1 = \pi_{ij}^1 - \pi_i^1 \pi_j^1$ un $\check{Y}_i = Y_i / \pi_i^1$.

Ģenerālkopas summārā lieluma vērtējuma \hat{Y} nenovirzīts dispersijas novērtējums divpakāpju izlasei ir:

$$v_{2PI}(\hat{Y}) = v_{PIV} + v_{SIV} = \sum \sum_{s_1} \tilde{\Delta}_{ij}^1 \frac{\hat{Y}_i}{\pi_j^1} \frac{\hat{Y}_j}{\pi_j^1} + \sum_{s_1} \frac{v(\hat{Y}_i)}{\pi_j^1},$$

kur $\tilde{\Delta}_{ij}^1 = \Delta_{ij}^1 / \pi_{ij}^1$.

Lai iegūtu šo novērtējumu, nepieciešams zināt visu PIV izlasē iekļaušanas varbūtības π_j^1 un PIV pāru izlasē iekļaušanas varbūtības π_{ij}^1 , kā arī ģenerālkopas absolūtā lieluma vērtējuma dispersijas novērtējumu katrā PIV.

4.3. ĢENERĀLKOPAS ABSOLŪTĀ LIELUMA VĒRTĒJUMA DISPERSIJAS NOVĒRTĒŠANA LATVIJAS MĀJSAIMNIECĪBU BUDŽETA PĒTĪJUMĀ

Mājsaimniecību budžeta pētījuma izlase ir dažādi veidota trim lielām grupām (jeb stratām) – Rīgai un 6 lielajām pilsētām ($R,6LP$), vidēja lieluma un mazajām pilsētām (CP) un lauku teritorijām (LK). Ģenerālkopas absolūtā lieluma vērtējumu Latvijai (LV) var iegūt, summējot šo trīs grupu absolūto lielumu vērtējumus:

$$\hat{Y}_{LV} = \hat{Y}_{R,6LP} + \hat{Y}_{CP} + \hat{Y}_{LK}.$$

Tā kā katrā no šīm trim grupām izlase veidota neatkarīgi, tad ģenerālkopas absolūtā lieluma novērtējuma dispersija ir:

$$v(\hat{Y}_{LV}) = v(\hat{Y}_{R,6LP}) + v(\hat{Y}_{LK}) + v(\hat{Y}_{CP})$$

un šī dispersijas novērtējums ir:

$$v(\hat{Y}_{LV}) = v(\hat{Y}_{R,6LP}) + v(\hat{Y}_{LK}) + v(\hat{Y}_{CP}).$$

Katrā no šīm trim lielajām grupām izlase ir veidota atšķirīgi, tādējādi dažādas analītiskas izteiksmes raksturos arī dispersijas novērtējumus.

4.3.1. NOVĒRTĒJUMS RĪGĀ UN 6 LIELAJĀS PILSĒTĀS

Latvijas MBP Rīgā un 6 lielajās pilsētās ir stratificēta 15 gadus un vecāku personu vienkārša gadījumizlase. Tā kā katras stratas ietvaros ir nevis izlases vienību, bet gan personu izlase (šādu izlasi mēdz saukt par tīkla (*network*) izlasi), tad izlases vienību un izlases vienību pāru izlasē iekļaušanas varbūtības ir:

$$\pi_{hi} = \frac{n_h}{N_n} \cdot m_{hi} \quad \text{un} \quad \pi_{hij} = \frac{n_h(n_h - 1)}{N_h(N_h - 1)} \cdot m_{hi}m_{hj},$$

kur m_{hi} un m_{hj} ir attiecīgi h -tās stratas i -tās un j -tās mājsaimniecības 15 gadus un vecāku personu skaits.

Katrai no stratām vispārējo ģenerālkopas absolūtā lieluma vērtējuma dispersijas novērtēšanas formulu (2) var pierakstīt šādi:

$$v_h(\hat{Y}_h) = \frac{1}{2} \left(\frac{n_h(n_h - 1)}{N_h(N_h - 1)} - 1 \right) \frac{N_h^2}{n_h^2} \sum \sum_{s_h} \left(\frac{y_i}{m_i} - \frac{y_j}{m_j} \right)^2. \quad (7)$$

Tādējādi ģenerālkopas absolūtā lieluma vērtējuma dispersijas novērtējums Rīgai un 6 lielajām pilsētām ir:

$$v_{R,6LP}(\hat{Y}) = \sum_{h=1}^{12} v_h(\hat{Y}_h) = \sum_{h=1}^{12} \frac{1}{2} \left(\frac{n_h(n_h - 1)}{N_h(N_h - 1)} - 1 \right) \frac{N_h^2}{n_h^2} \sum \sum_{s_h} \left(\frac{y_i}{m_i} - \frac{y_j}{m_j} \right)^2. \quad (8)$$

4.3.2. NOVĒRTĒJUMS LAUKOS

MBP lauku teritorijās ir stratificēta divpakāpju izlase. Ir izveidotas 5 stratas, kas atbilst 5 Latvijas reģioniem – Kurzemei, Vidzemei, Zemgalei, Latgalei un Rīgas reģionam. Katras stratas ietvaros tiek veikta divpakāpju izlase.

Pirmajā pakāpē katras stratas ietvaros tiek veikta pagastu (vai to grupu) izlase. Pagasti izlasē tiek iekļauti ar varbūtībām proporcionālām mājsaimniecību skaitam tajos. Izlases otrajā pakāpē katra pagasta ietvaros notiek mājsaimniecību vienkārša gadījumizlase, līdz ar to katra pagasta ietvaros dispersijas novērtējumu $v(\hat{Y}_{hi})$ var iegūt pēc formulas (3), kur lielumi N un n šajā gadījumā ir attiecīgā pagasta mājsaimniecību skaits un no šī pagasta izlasē iekļauto mājsaimniecību skaits.

Tādējādi ģenerālkopas absolūtā lieluma vērtējuma dispersijas novērtējums laukos ir:

$$v_{LK}(\hat{Y}) = \sum_{h=1}^5 \left(\sum_{s_{hi}} \bar{\Delta}_{lij} \frac{\hat{Y}_{hi}}{\pi_{hi}^1} \frac{\hat{Y}_{hj}}{\pi_{hj}^1} + \sum_{s_{hi}} \frac{v(\hat{Y}_{hi})}{\pi_{hi}^1} \right) \quad (9)$$

kur $v(\hat{Y}_{hi}) = \frac{N_{hi}^2(1-f_{hi})}{n_{hi}(n_{hi}-1)} \sum_{s_{hi}} (y_k - \bar{y}_{s_{hi}})^2$ un $f_{hi} = \frac{n_{hi}}{N_{hi}}$.

4.3.3. NOVĒRTĒJUMS VIDĒJA LIELUMA UN MAZAJĀM PILSĒTĀM

Līdzīgi kā lauku teritorijām, arī vidēja lieluma un mazajās pilsētās MBP ir veidota stratificēta divpakāpju izlase. Izveidotas 5 stratas mazajām pilsētām un 5 stratas vidēja lieluma pilsētām.

Pirmajā pakāpē pilsētas tiek iekļautas izlasē ar varbūtībām proporcionālām iedzīvotāju skaitam pilsētā (izmantojot Santera shēmu).

Kurzemes reģionā vidēja lieluma pilsētu stratā un visās mazo pilsētu stratās izlasē iekļauta tikai viena pilsēta no stratas. Līdz ar to šīm stratām nav iespējams novērtēt absolūtā lieluma vērtējuma dispersijas novērtējuma

$$v_{2P}(\hat{Y}) = v_{PIV} + v_{SIV}$$

pirmo komponenti v_{PIV} .

Lai iegūtu šīm stratām dispersijas novērtējumu iespējami divi risinājumi:

Pirmais – izdarīt modeļa pieņēmumus:

- ka absolūtā lieluma vērtējuma izlases relatīvā kļūda Kurzemes vidēja lieluma pilsētām ir aptuveni tāda pati kā atbilstošā izlases relatīvā kļūda Vidzemes vidēja lieluma pilsētām;
- ka absolūtā lieluma vērtējuma izlases relatīvā kļūda mazajām pilsētām nav lielāks kā atbilstošā izlases relatīvā kļūda vidēja lieluma pilsētām;

Otrais – divas vai vairākas stratas apvienot vienā un pēc tam aprēķināt absolūtā lieluma vērtējuma dispersijas novērtējumu šīm apvienotajām stratām.

Vidēja lieluma pilsētām 4 stratās (t.i., Vidzemes, Zemgales, Latgales un Rīgas reģionā) absolūtā lieluma vērtējuma dispersijas novērtējums ir:

$$v_{VP,4R}(\hat{Y}) = \sum_{h=1}^4 \left(\sum \sum_{s_{hl}} \tilde{\Delta}_{ij}^1 \frac{\hat{Y}_i}{\pi_i^1} \frac{\hat{Y}_j}{\pi_j^1} + \sum_{s_{hl}} \frac{v(\hat{Y}_i)}{\pi_i^1} \right), \quad (10)$$

$$\text{kur } v(\hat{Y}_i) = \frac{1}{2} \left(\frac{n_{hi}(n_{hi}-1)}{N_{hi}(N_{hi}-1)} - 1 \right) \frac{N_{hi}^2}{n_{hi}^2} \sum \sum_{s_{hi}} \left(\frac{y_{hj}}{m_{hj}} - \frac{y_{hk}}{m_{hk}} \right)^2.$$

4.4. ABSOLŪTO LIELUMA ATTIECĪBAS VĒRTĒJUMA DISPERSIJAS NOVĒRTĒJUMS

MBP galvenā interese ir nevis par ģenerālkopas absolūto lielumu vērtējumiem, bet gan par absolūto lielumu attiecības vērtējumiem:

$$\hat{R} = \frac{\hat{Y}}{\hat{X}} = \frac{\sum_s y_i / \pi_i}{\sum_s x_i / \pi_i}. \quad (11)$$

Absolūto lielumu attiecības vērtējuma dispersijas novērtēšana ir komplicēta, jo gan skaitītājā, gan saucējā ir gadījuma lielumi. Nav iespējams iegūt vispārīgu analītisku formulu absolūto lielumu attiecības vērtējuma dispersijas novērtējumam patvaļīgai gadījumizlasei, kā tas bija absolūtā lieluma vērtējuma dispersijas novērtējuma gadījumā. Lai novērtētu šī vērtējuma dispersiju, var izmantot tuvinātās dispersiju novērtēšanas metodes: replicētās izlases metodi (*Replicated Sampling*), *Jackknife* atkārtoto repliku metodi (*Jackknife Repeated Replication*), Teilora linearizācijas metodi.

4.4.1. REPLICĒTĀS IZLASES METODE

Replicētās izlases metode ļauj novērtēt dispersiju, un līdz ar to arī izlases kļūdu, jebkura ģenerālkopas parametra vērtējumam.

Lai aplūkotu šīs metode būtību, pieņemsim, ka apsekojuma izlase ir veidota no K neatkarīgām izlasēm jeb replikām. Neatkarīgi šeit nozīmē to, ka pēc katras replikas atlases izlases vienības tiek atgrieztas atpakaļ ģenerālkopā un katrai izlases vienībai ir vienāda varbūtība tikt iekļautai jebkurā no K replikām. Tādā gadījumā mums ir iespējams iegūt K neatkarīgus mūs interesējošā parametra θ

vērtējumus. Šo vērtējumu variāciju var izmantot parametra vērtējuma $\hat{\theta}$ dispersijas novērtējumam. Pirmais šo metode 1946.gadā aprakstīja indiešu zinātnieks Mahalanobis (Mahalanobis, 1946).

Ievedīsim sekojošus apzīmējumus:

$\hat{\theta}_k$ – ģenerālkopas parametra θ vērtējums, izmantojot k -tās replikas datus,

$$\tilde{\theta} = \sum_{k=1}^K \frac{\hat{\theta}_k}{K} - \text{parametra } \theta \text{ vērtējums.}$$

Ja $\hat{\theta}_k$ ir nenovirzīts parametra θ vērtējums, tad:

$$v(\tilde{\theta}) = \frac{1}{K} \frac{\sum_{k=1}^K (\hat{\theta}_k - \tilde{\theta})^2}{K - 1} \quad (12)$$

ir nenovirzīts dispersijas $V(\tilde{\theta})$ novērtējums.

Ja dispersija novērtēta, izmantojot šo metodi, tad izlases kļūdas ticamības intervālu nosaka, izmantojot Stjūdenta sadalījumu (brīvības pakāpju skaits ir $K - 1$).

Dažādi autori iesaka dažādu repliku skaitu. Tā Demings iesaka izmantot vismaz 10 replikas (Deming, 1960), savukārt Sudmans apgalvo, ka stabiliem novērtējumiem pietiek jau ar 4 replikām (Sudman, 1976).

Praksē reti kad izlasi veido ar repliku palīdzību – izlasi parasti veido ar vienu procedūru. Lai varētu izmantot replicētās izlases metodi, izveidoto izlasi pēc tam sadala K mazās izlasēs jeb pseidoreplikās, kas katra ir izlases dizaina miniatūra kopija. Pēc tam šīs K izlases uzskata par K neatkarīgām replikām.

Ja izlases apjoms ir neliels attiecībā pret ģenerālkopas apjomu, tad var uzskatīt, ka pseidoreplikas ir nosacīti neatkarīgas.

Ja izlase ir vienkārša gadījumizlase, tad pseidoreplikas atlasa no izlasē iekļautajām vienībām ar vienkāršu gadījumizlasi vai sistemātisku vienkāršu gadījumizlasi. Ja izlase ir stratificēta vienkārša gadījumizlase, tad arī katra replika stratificēta vienkārša gadījumizlase. Ja izlase ir stratificēta divpakāpju izlase, tad replika tiek veidota uz primāro izlases vienību bāzes – katrā replikā ietilpst noteikts

skaitis katras stratas PIV, līdz ar to ne vienmēr ir iespējams izveidot pietiekami daudz repliku, ja kādā no stratām izlasē ir mazs PIV.

Lai iegūtu stabilāku rezultātu, Norlēns un Vallers iesaka atkārtot repliku veidošanas procedūru, t.i., sadalīt izlasi replikās nevis vienu, bet gan vairākas reizes, teiksim B reizes (Norlen, 1979). Tādā gadījumā mēs iegūstam nevis vienu, bet gan B dispersijas novērtējumus v_1, \dots, v_B , kur katrs no tiem ir aprēķināts, izmantojot replikas. Vidējo no šiem novērtējumiem ņem par dispersijas novērtējumu:

$$v = \frac{\sum_{b=1}^B v_b}{B}. \quad (13)$$

Metodes priekšrocība ir tā, ka to var izmantot jebkura ģenerālkopas parametra vērtējuma dispersijas novērtēšanai un šo metodi var realizēt arī bez speciāla programnodrošinājuma.

4.4.2. JACKKNIFE ATKĀRTOTO REPLIKU METODE

Arī Jackknife metode ir dispersijas tuvinātās novērtēšanas metode. Šo metodi sākotnēji pielietoja neparametrisku procedūru noviržu novērtēšanai (Quenouille, 1949). Tikai vēlāk tika izteikta doma par šīs metodes pielietošanu dispersiju novērtēšanā (Tukey, 1958). Pirmo reizi dispersiju novērtēšanā šo metodi praksē lietoja Durbins, iegūstot dispersijas novērtējumus absolūto lielumu attiecības vērtējumiem (Durbin, J. 1959).

Pieņemsim, ka mums ir nestratificēta izlase ar n izlases vienībām un mēs vēlamies novērtēt dispersiju ģenerālkopas parametra θ vērtējumam $\hat{\theta}$.

Lai pielietotu Jackknife metodi, sākotnējā izlase tiek sadalīta K vienāda lieluma grupās G_1, \dots, G_K (katras grupas lielums ir $m=n/K$, kur n – izlases apjoms), balstoties uz tiem pašiem principiem, pēc kuriem veidoja grupas replicētās izlases metodē. Katrai no grupām $k = 1, \dots, K$ tiek iegūts ģenerālkopas parametra θ vērtējums $\hat{\theta}_{(k)}$, kuru aprēķini tāpat kā ģenerālkopas parametru θ , bet vērtējuma iegūšanā tiek izmantoti dati no visām izlasē iekļautajām vienībām, izņemot no tām, kas pieder grupai G_k .

Jackknife dispersijas novērtējums tādā gadījumā ir:

$$v_{JK1} = \frac{K-1}{K} \sum_{k=1}^K (\hat{\theta}_{(k)} - \hat{\theta})^2. \quad (14)$$

Alternatīvs dispersijas novērtējums iegūstams, vispirms katrai no grupām $k = 1, \dots, K$ aprēķinot tā saukto pseidovērtību:

$$\hat{\theta}_k = K\hat{\theta} - (K-1)\hat{\theta}_{(k)},$$

kur $\hat{\theta} = \sum_S y_k / \pi_k$.

Jackknife dispersijas novērtējums tādā gadījumā ir:

$$v_{JK2} = \frac{1}{K(K-1)} \sum_{k=1}^K (\hat{\theta}_k - \hat{\theta}_{JK})^2, \quad (15)$$

kur $\hat{\theta}_{JK} = \frac{1}{K} \sum_{k=1}^K \hat{\theta}_k$.

Jackknife metodē svarīgi ir izvēlēties optimālu grupas lielumu: novērtējuma precizitāte būs lielāka, ja būs pēc iespējas vairāk grupu (galējā situācijā $m = 1$ un $K = n$), savukārt aprēķinu būs mazāk, ja būs tikai 2 grupas. Šeit būtiski ir atrast saprātīgu kompromisu (Särndal, 1992).

Ja Jackknife metodi pielieto stratificētai izlasei, tad dalīšana grupās un dispersijas novērtēšana vispirms jāveic katras stratas ietvaros. Stratificētas izlases parametra vērtējumam Jackknife dispersijas novērtējums ir (Rust, 1985):

$$v_{JK} = \sum_{h=1}^H \frac{K_h - 1}{K_h} \sum_{k=1}^{K_h} (\hat{\theta}_{(hk)} - \hat{\theta})^2. \quad (16)$$

Daudzpakāpju izlasēm Jackknife metodi parasti pielieto primārajām izlases vienībām. Šeit vienīgi jāatzīmē, ka Jackknife novērtējumu var izmatot izlasēm, kur primārās izlases vienības ir iekļautas izlasē ar atkārtojumiem. Ja izlase ir veidota bez atkārtojumiem, tad iegūtais dispersijas novērtējums ir pārvērtēts.

Ja izlasē iekļauto izlases vienību proporcija ģenerālkopā ir neliela, tad iegūto dispersijas novērtējumu var koriģēt, pareizināt ar tā saukto galīgās populācijas koeficientu:

$$1 - f = 1 - \frac{n}{N},$$

kur n ir izlasē iekļauto vienību skaits, N – vienību skaits ģenerālkopā.

Ja primāras izlases vienības izlasē ir iekļautas bez atkārtojumiem un izlasē iekļauto vienību proporcija ģenerālkopā ir liela, tad nav ieteicams izmantot Jackknife metodi: nav izpētīts, kā šādā situācijā darbojas Jackknife dispersijas novērtējums (Lohr, 1998). Jackknife metode iekļauta datu statistiskās analīzes paketē SUDAAN

4.4.3. TEILORA LINEARIZĀCIJAS METODE

Teilora linearizācijas metode jau sen tiek lietota statistikā, lai iegūtu dispersiju novērtējumus. Sarežģīta izlases dizaina pētījumiem šo metodi dispersiju novērtēšanai pirmo reizi izmantoja Vudrofs (*Woodroff R. S.*) (Woodroff, 1971).

Pieņemsim, ka mums ir jānovērtē ģenerālkopas parametrs, kas ir q ģenerālkopas absolūto lielumu Y_1, Y_2, \dots, Y_q funkcija:

$$\theta = f(Y_1, Y_2, \dots, Y_q),$$

kur $Y_j = \sum_U y_{jk} \ (j=1, \dots, q)$.

Izmantojot izlases datus, mēs varam iegūt šī parametra vērtējumu:

$$\hat{\theta} = f(\hat{Y}_1, \dots, \hat{Y}_q),$$

kur $\hat{Y}_j = \sum_s \frac{y_{jk}}{\pi_k}$.

Dispersiju ir vienkāršāk novērtēt lineārai funkcijai, tādēļ funkciju θ izsaka kā absolūto lielumu Y_1, Y_2, \dots, Y_q lineāru kombināciju:

$$\theta = a_0 + \sum_{j=1}^q a_j Y_j,$$

kur $a_j = \frac{\partial f(Y_1, Y_2, \dots, Y_q)}{\partial Y_j}$.

Izmantojot izlases datus mēs, varam iegūt šīs funkcijas vērtējumu:

$$\hat{\theta} = a_0 + \sum_{j=1}^q a_j \hat{Y}_j. \quad (17)$$

Tādā gadījumā parametra θ dispersijas novērtējums ir:

$$v(\theta) = \sum_{j=1}^q a_j^2 V(Y_j) + 2 \sum_{j=1}^q \sum_{i=j+1}^q \text{Cov}(Y_j; Y_i), \quad (18)$$

bet parametra vērtējuma $\hat{\theta}$ dispersijas novērtējums ir:

$$v(\hat{\theta}) = \sum_{j=1}^q a_j^2 v(\hat{Y}_j) + 2 \sum_{j=1}^q \sum_{i=j+1}^q \text{cov}(\hat{Y}_j; \hat{Y}_i). \quad (19)$$

Teilora linearizācijas metodi var izmantot divu absolūto lielumu attiecības

$$R = \frac{Y}{X} = f(Y, X),$$

dispersijas novērtējumam. Teilora linearizācijas koeficienti tādā gadījumā ir:

$$a_1 = \frac{\partial R}{\partial Y} = \frac{1}{X} \quad \text{un} \quad a_2 = \frac{\partial R}{\partial X} = -\frac{Y}{X^2} = -\frac{R}{X}$$

Tādējādi divu absolūto lielumu attiecības vērtējuma dispersijas novērtējums ir:

$$v(\hat{R}) = \hat{R}^2 \left(\frac{v(\hat{Y})}{\hat{Y}^2} + \frac{v(\hat{X})}{\hat{X}^2} - \frac{2\text{cov}(\hat{Y}, \hat{X})}{\hat{X}\hat{Y}} \right). \quad (20)$$

Līdz ar to, lai iegūtu divu absolūto lielumu X un Y attiecības vērtējuma dispersijas novērtējumu, ir nepieciešams aprēķināt abu absolūto lielumu vērtējumus \hat{X} un \hat{Y} , šo absolūto lielumu vērtējumu dispersiju novērtējumus $v(\hat{X})$ un $v(\hat{Y})$, kā arī lielumu X un Y vērtējumu kovariācijas novērtējumu $\text{cov}(\hat{Y}, \hat{X})$.

Jāatzīme, ka Teilora linearizācijas metodi var lietot tikai tad, ja ir zināms, kā novērtēt absolūto lielumu vērtējumu dispersijas. Teilora linearizācijas metode iekļauta datu statistiskās analīzes paketē SUDAAN un CLAN.

4.5. ABSOLŪTO LIELUMA ATTIECĪBAS VĒRTĒJUMA DISPERSIJAS NOVĒRTĒŠANA LATVIJAS MĀJSAIMNIECĪBU BUDŽETA PĒTĪJUMĀ

4.5.1. REPLICĒTĀS IZLASES METODES PIELIETOŠANA

Kā jau atzīmēts iepriekšējā nodaļā, replicētās izlases metodi iespējams izmantot arī tad, ja nav pieejams speciāls programnodrošinājums – metode pēc savas būtības ir vienkārša un tās algoritmu iespējams realizēt, izmantojot programmatūras SPSS iespējas.

Rīgā un 6 lielajās pilsētās ir stratificēta vienkārša gadījumizlase, kas ļauj izmantot replicētās izlases metodi. Repliku skaitu ierobežo tikai izlasē iekļauto mājsaimniecību skaits katrā no stratām. 4.2.tabulā apkopota informācija par 1997.gada izlasē iekļauto mājsaimniecību skaitu.

4.2.tabula. *Izlasē iekļauto mājsaimniecību skaits, 1997.gada dati*

Strata	Mājsaimniecību skaits izlasē	Strata	Mājsaimniecību skaits izlasē
Centra rajons, Rīga	161	Liepāja	360
Kurzemes rajons, Rīga	468	Rēzekne	236
Latgales rajons, Rīga	685	Daugavpils	180
Vidzemes rajons, Rīga	612	Jūrmala	353
Zemgales rajons, Rīga	328	Ventspils	112
Ziemeļu rajons, Rīga	289	Jelgava	120

Avots: MBP 1997.gada dati, autores aprēķini.

No 4.2.tabulas redzams, ka mazākais izlasē iekļauto mājsaimniecību skaits ir 112 mājsaimniecības Ventspilī. Lai iegūtu dispersijas novērtējumu, tika izveidotas 10 replikas ($K = 10$).

Lai nodrošinātu rezultāta stabilitāti, izlases dalīšana replikās tika atkārtota 30 reizes ($B = 30$). 4.3.tabulā parādīti izlases absolūtās kļūdas novērtējumi patēriņa izdevumu uz vienu klātesošo mājsaimniecības locekli vērtējumam katram no 30 atkārtojumiem un vidējais izlases absolūtās kļūdas novērtējums.

4.3.tabula. Rīgas un 6 lielo pilsētu mājsaimniecību patēriņa izdevumu vērtējums un tā izlases absolūtās kļūdas novērtējumi ar replicētās izlases metodi, 1997.gada dati, 1997.gada dati

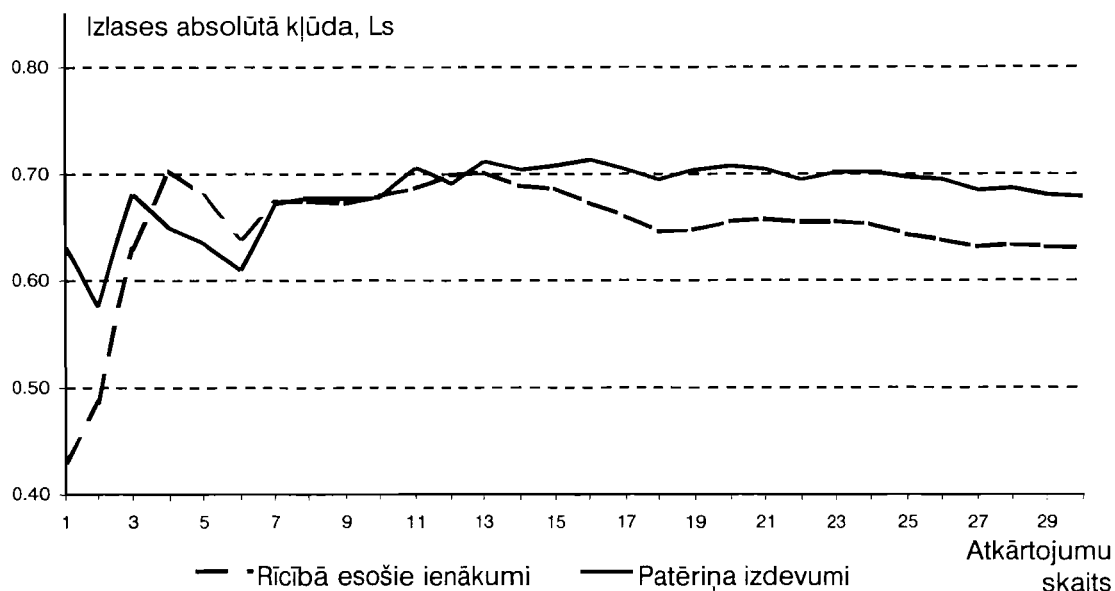
(vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī, Ls)

Atkārtojuma kārtas numurs b	Izlases kļūdas vērtējums se_b	Vidējais izlases kļūdas vērtējums se	Atkārtojuma kārtas numurs b	Izlases kļūdas vērtējums se_b	Vidējais izlases kļūdas vērtējums se
1	0,43	0,43	16	0,43	0,67
2	0,54	0,49	17	0,39	0,66
3	0,85	0,63	18	0,32	0,65
4	0,89	0,70	19	0,68	0,65
5	0,57	0,68	20	0,78	0,66
6	0,38	0,64	21	0,70	0,66
7	0,85	0,67	22	0,60	0,65
8	0,68	0,67	23	0,66	0,66
9	0,65	0,67	24	0,60	0,65
10	0,74	0,68	25	0,31	0,64
11	0,76	0,69	26	0,50	0,64
12	0,82	0,70	27	0,43	0,63
13	0,73	0,70	28	0,68	0,63
14	0,50	0,69	29	0,58	0,63
15	0,65	0,69	30	0,59	0,63

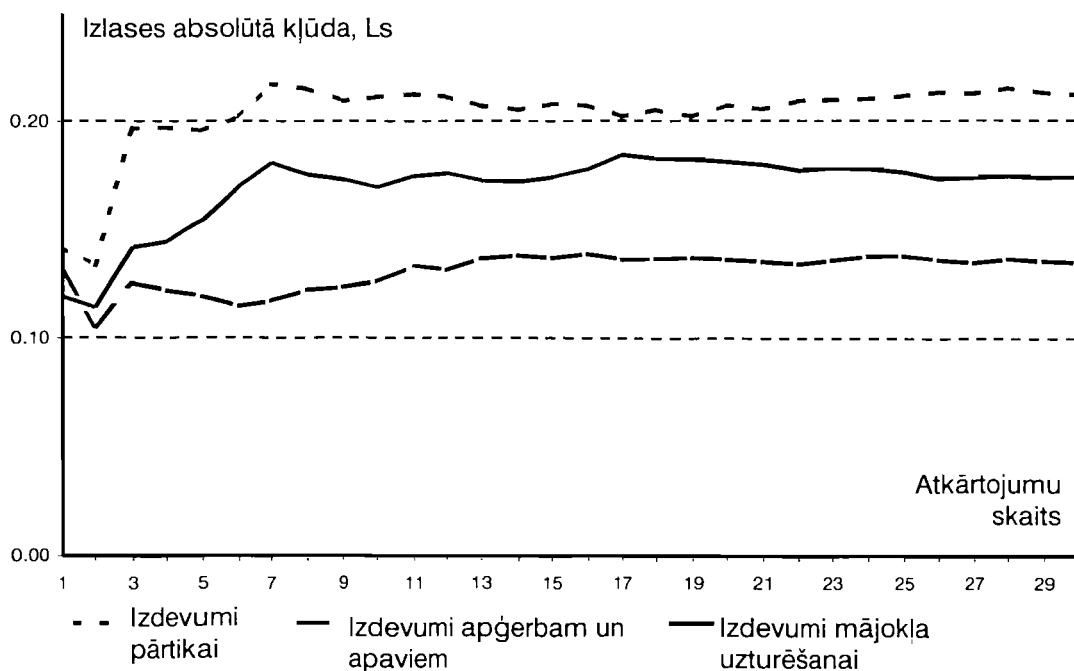
Avots: MBP 1997.gada dati, autores aprēķini.

No 4.3.tabulas redzams, ka izlases absolūtās kļūdas novērtējums se_b ir atkarīgs no izlases dalījuma replikās un būtu pārsteidzoši izdarīt secinājumus par dispersijas un izlases standartkļūdas novērtējumu pēc vienas reizes rezultātiem. Veicot izlases dalīšanu replikās atkārtoti un novērtējot dispersiju, izmantojot sakarību (13), mēs varam iegūt stabilāku novērtējumu. Nav stingri priekšrakstu par to, cik reizes būtu ieteicams atkārtot izlases dalīšanu replikās, tas ir atkarīgs no novērtētās dispersijas absolūtās vērtības un vēlamās precizitātes.

4.1. un 4.2.attēlā parādīts izlases absolūtās kļūdas novērtējums dažādiem parametru vērtējumiem un šī novērtējuma atkarība no tā, cik reizes veikta izlases dalīšana replikas.



4.1.attēls. Rīcībā esošo ienākumu un patēriņa izdevumu uz vienu mājsaimniecības locekli vērtējumi un to izlases absolūtās kļūdas novērtējums, pielietojot replicētās izlases metodi, 1997.gada dati



4.2.attēls. Patēriņa izdevumu grupu vērtējumi uz vienu mājsaimniecības locekli un to izlases absolūtās kļūdas novērtējums, pielietojot replicētās izlases metodi, 1997.gada dati

4.1. un 4.2.attēlā redzams, kā mainās izlases absolūtās kļūdas novērtējums atkarībā no atkārtojumu skaita. Vērojama tendence, ka parametra vērtējumam ar mazāku izlases absolūtās kļūdas novērtējumu šī novērtējuma stabilitāte iestājas ātrāk nekā parametra vērtējumam ar lielāku izlases absolūtās kļūdas novērtējumu. Tā piemēram, pārtikas izdevumu uz vienu mājsaimniecības locekli vērtējumam stabils izlases absolūtās kļūdas novērtējums ir jau pie 15 atkārtojumiem, savukārt patēriņa izdevumu un rīcībā esošajiem ienākuma uz vienu klātesošu vērtējuma izlases absolūtās kļūdas novērtējuma stabilitāte iestājas tikai pie 25 atkārtojumiem.

4.4.tabulā ir apkopoti izlases absolūtās kļūdas novērtējumi dažādiem parametru vērtējumiem, izmantojot atkārtoto replicētās izlases metodi ar 30 atkārtojumiem.

4.4.tabula. *Rīgas un 6 lielo pilsētu mājsaimniecību dažādu rādītāju novērtējumi un to izlases absolūtās kļūdas novērtējumi ar replicētās izlases metodi, 1997.gada dati*

(vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī)

	Vērtējums	Izlases absolūtās kļūdas novērtējums
Rīcībā esošie ienākumi	59,14	0,6300
Patēriņa izdevumi	54,50	0,6787
Izdevumi pārtikai	24,29	0,2117
Izdevumi apģērbam un apaviem	3,35	0,1345
Izdevumi mājokļa uzturēšanai	10,34	0,1744

Avots: MBP 1997.gada dati, autores aprēķini.

Izmantojot šo metodi var iegūt novērtējumus arī laukiem un vidēja lieluma pilsētām, taču šajās stratās repliku skaits ir neliels: laukos maksimāli var būt 5 replikas, jo Kurzemes reģionā izlasē iekļauti 5 pagasti, bet vidēja lieluma pilsētās tikai 2 – Zemgales un Latgales reģionos izlasē iekļautas divas pilsētas. Līdz ar to novērtējumi varētu būt nestabili. Otrs šīs metodes trūkums ir tas, ka tiek patērēts visai ilgs laiks, lai iegūtu novērtējumus un praksē šo metodi pielietot nav ērti.

4.5.2. JACKKNIFE METODES PIELIETOŠANA

Jackknife metode ir iekļauta paketē SUDAAN un to var izmantot gan stratificētai gadījumizlasei, gan daudzpakāpju izlasei, ja pirmajā pakāpē izlases vienības ir iekļautas ar atkārtojumiem (vai arī ja izlases vienību proporcija ģenerālkopā ir mazāka par 10%) (Shah, 1997).

Līdz ar to Jackknife metodi var izmantot dispersiju novērtēšanai Rīgā un 6 lielajās pilsētās, kā arī laukos, jo laukos ir divpakāpju izlase, un pirmajā pakāpē izlasē iekļauto vienību proporcija ģenerālkopā ir mazāka par 10%. Vidēja lieluma un mazajām pilsētām šo metodi nav ieteicams izmantot, jo pirmās pakāpes izlases vienību proporcija ģenerālkopā ir liela.

4.5.tabulā apkopota informācija par pirmajā pakāpē izlasē iekļauto vienību proporciju ģenerālkopā.

4.5.tabula. *Primāro izlases vienību proporcija ģenerālkopā*

Lauku pagasti	Izlasē iekļauto pagastu proporcija ģenerālkopā	Vidēja lieluma pilsētas	Izlasē iekļauto pilsētu proporcija ģenerālkopā
Kurzemes reģions	6,17%	Kurzemes reģions	33,33%
Zemgales reģions	6,82%	Zemgales reģions	66,67%
Vidzemes reģions	5,79%	Vidzemes reģions	37,50%
Latgales reģions	4,92%	Latgales reģions	40,00%
Rīgas reģions	9,26%	Rīgas reģions	60,00%

Avots: Avots: Mājsaimniecību budžetu pētījuma individuālo datu failu lietotāja rokasgrāmata, 1997.

Lai lauku pagastiem parametru vērtējumu dispersijas novērtējumam pielietotu Jackknife metodi, iegūtais rezultāts jāreizina ar koeficientu $(1 - n/N)$. Reizināšana ar koeficientu būtu jāveic katras stratas (t.i., reģiona) novērtējumam. Lai vienkāršotu aprēķinus, tika izmantots viens galīgās populācijas koeficients visām stratām: no visiem koeficientiem tika atrasts mazākais un ar šo koeficientu tika pareizināts iegūtais Jackknife novērtējums. Mūsu gadījumā mazākais koeficients ir Latgales reģionam un tā vērtība ir $1 - 0,0492 = 0,9508$. Iegūtie rezultāti apkopoti 4.6.tabulā.

4.6.tabula. Parametru vērtējumi un to izlases absolūtās kļūdas novērtējumi ar Jacknife metodi, 1997.gada dati

(vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī, Ls)

	Rīga	6 lielās pilsētas	Lauki
Rīcībā esošie ienākumi	62,27 ± 0,82	53,33 ± 0,99	49,86 ± 1,72
Patēriņa izdevumi	57,46 ± 0,90	48,93 ± 0,96	44,27 ± 1,18
Izdevumi pārtikai	24,47 ± 0,27	23,76 ± 0,33	27,55 ± 0,49
Izdevumi apģērbam un apaviem	3,44 ± 0,16	3,11 ± 0,21	2,12 ± 0,10
Izdevumi mājokļa uzturēšanai	11,28 ± 0,23	8,42 ± 0,26	3,56 ± 0,25

Avots: MBP 1997.gada dati, autores aprēķini.

4.5.3. TEILORA LINEARIZĀCIJAS METODES PIELIETOŠANA

Teilora linearizācijas metode ir iekļauta tādos programmproduktos kā CLAN (Andersson, 1998) un SUDDAN (Shah, 1997). Šīs abas paketes ir pieejamas LR CSP un tās tika izmantotas skaitliskajos aprēķinos.

Izmantojot programmu paketes, ir jābūt uzmanīgam, vai šīs paketes var izmantot konkrētā apsekojuma izlases dizainam. Zviedru statistiķu izveidotais SAS makromodulis CLAN tika rakstīts Zviedrijā veikto pētījumu izlases dizainiem. Programmu pakete SUDAAN piedāvā daudz plašāku dizainu klāstu.

Izmantojot CLAN, ar Teilora linearizācijas metodi var novērtēt dispersiju vienkāršai gadījumizlasei, stratificētai vienkāršai gadījumizlasei un klāsteru izlasēm. Izdarot modeļa pieņēmumus, paketi CLAN var izmantot arī tajā gadījumā, ja izlases vienības iekļautas izlasē ar varbūtībām proporcionālām kādam lielumam un izlasē iekļauto vienību proporcija ģenerālkopā ir maza.

Tādējādi programmu paketi var izmantot dispersiju novērtēšanai Rīgai un 6 lielajām pilsētām. Paketi var izmantot arī divpakāpju dizaina parametru vērtējumu dispersijas novērtējumiem, taču to neiesaka izmantot divu absolūto lielumu attiecības vērtējuma dispersijas novērtējumiem (Andersson, 1998).

Izmantojot programmu paketi SUDAAN, ar Teilora linearizācijas metodi var novērtēt dispersijas vienkāršai gadījumizlasei, stratificētai vienkāršai gadījumizlasei un izlasei ar varbūtībām proporcionālām kādam lielumam. Tāpat ir iespējams iegūt novērtējumus netikai vienas pakāpes izlasēm, bet arī daudzpakāpju izlasēm.

Lai varētu izmantot SUDAAN divu pakāpju izlases dizainam, kur pirmajā pakāpē izlases vienības iekļautas izlasē ar varbūtībām proporcionālām kāda lielumam, vispirms jāaprēķina un jānorāda visu primāro izlases vienību un primāro izlases vienību pāru izlasē iekļaušanas varbūtības.

Ja stratā ir iekļautas n primārās izlases vienības, tad ir jāaprēķina matrica $(\pi_{ij})_{n \times n}$, kurai jāapmierina sekojošas prasības:

- visi matricas elementi pieder intervālam $[0; 1]$: $0 \leq \pi_{ij} \leq 1$ ($i, j = 1, \dots, n$);
- visi matricas diagonāles elementi ir pozitīvi lielumu: $\pi_{ii} > 0$ ($i = 1, \dots, n$);
- matrica ir simetriska: $\pi_{ij} = \pi_{ji}$ ($i, j = 1, \dots, n$);
- visiem matricas diagonāles elementiem ir jābūt vismaz $(n - 1)$ reizes lielākiem par visu attiecīgajā rindā ne uz diagonāles atrodošos elementu summu: $(n - 1)\pi_{ii} \geq \sum_{\substack{i=1, \\ j \neq i}}^n \pi_{ij}$ ($i = 1, \dots, n$).

Ja izlase ir veidota, pielietojot Suntera algoritmu, tad pāru izlasē iekļaušanas varbūtības apmierina augstāk minētās prasības.

4.7.tabula. Rīcībā esošo ienākumu un patēriņa izdevumu vērtējumi un to izlases absolūto kļūdu vērtējumi ar Teilora linearizācijas metodi, 1997.gada dati

(vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī, Ls)

	Rīcībā esošais ienākums	Patēriņa izdevumi	Izdevumi pārtikai	Izdevumi apģērbam, apaviem	Mājokļa uzturēšanas izdevumi
CLAN					
Rīga	62,27±0,82	57,46±0,90	24,47±0,27	3,44±0,16	11,28±0,23
6 lielās pilsētas	53,42±0,99	49,07±0,96	23,76±0,33	3,11±0,21	8,42±0,26
SUDAAN					
Rīga	62,27±0,82	57,46±0,90	24,47±0,27	3,44±0,16	11,28±0,23
6 lielās pilsētas	53,42±0,99	49,07±0,96	23,76±0,33	3,11±0,21	8,42±0,26
Lauki	49,86±1,72	44,27±1,18	27,55±0,49	2,12±0,10	3,56±0,25
Vidēja lieluma pils. (Z, V, L, RR)	56,66±2,49	49,25±1,15	25,00±0,49	3,20±0,27	7,88±0,43

Avots: MBP 1997.gada dati, autores aprēķini.

Tādējādi var iegūt dispersijas novērtējumu ne tikai Rīgai un 6 lielajām pilsētām, bet arī laukiem un četru reģionu vidēja lieluma pilsētām. 4.7.tabulā apkopoti izlases absolūtās kļūdas novērtējumi dažādiem parametru vērtējumiem, izmantojot SAS makromoduli CLAN un programmatūru SUDAAN.

Jāatzīmē, ka izlases absolūtās kļūdas novērtējumi dažādu parametru vērtējumiem Rīgai un 6 lielajām pilsētām nav atkarīgi no tā, vai izmantota pakete CLAN vai SUDAAN.

Izmantojot SUDAAN, nevar novērtēt dispersiju vidēja lieluma pilsētu grupā Kurzemes reģionam, jo izlasē ir iekļauta tikai viena vidēja lieluma pilsēta. Tāpat nav iespējams iegūt dispersiju novērtējumus mazo pilsētu grupā, jo katrā no 5 stratām izlasē ir iekļauta tikai viena mazā pilsēta.

Pielietojot Teilora linearizācijas metodi un programmproduktu SUDAAN, var iegūt absolūto lielumu attiecības vērtējuma dispersijas novērtējumu Rīgā, 6 lielajās pilsētās un lauku pagastos dzīvojošajām māsaimniecībām. Tāpat iespējams iegūt arī šo parametru vērtējumu dispersijas novērtējumus Vidzemes, Latgales, Vidzemes un Rīgas reģionā vidēja lieluma pilsētās dzīvojošajām māsaimniecībām.

Izmantojot SUDAAN, nav iespējams bez papildus novērtējumiem iegūt parametru vērtējuma dispersijas novērtējumu visām Latvijas māsaimniecībām. Tomēr Teilora linearizācijas metode ir pietiekami universāla, lai, izmantojot novērtējumus dažādām stratām, varētu iegūt dispersijas un līdz ar to arī izlases absolūtās un relatīvās kļūdas novērtējumus arī visām Latvijas māsaimniecībām.

4.5.4. AR DAŽĀDĀM METODĒM IEGŪTO NOVĒRTĒJUMU SALĪDZINĀJUMS

4.8.tabulā apkopoti dažādu parametru vērtējumu izlases absolūtās kļūdas novērtējumi Rīgas un 6 lielo pilsētu māsaimniecību grupā, ja izmantota replicētās izlases metodi (ar 30 atkārtojumiem), Jacknife metodi un Teilora linearizācijas metodi).

4.8.tabula. Parametru vērtējumi un ar dažādām metodēm iegūtie to izlases absolūto kļūdu novērtējumi, Rīga un 6 lielās pilsētas, 1997.gada dati

(vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī, Ls)

	Vērtējums	Izlases absolūtās kļūdas novērtējums ar:		
		replicētās izlases metodi	Jacknife metodi	Teilora linearizācijas metodi
Rīcībā esošie ienākumi	59,19	0,6300	0,6316	0,6315
Patēriņa izdevumi	54,52	0,6787	0,6719	0,6718
Izdevumi pārtikai	24,29	0,2117	0,2107	0,2107
Izdevumi apģērbam un apaviem	3,36	0,1345	0,1255	0,1255
Izdevumi mājokļa uzturēšanai	10,30	0,1744	0,1769	0,1768

Avots: MBP 1997.gada dati, autores aprēķini.

No tabulas redzams, ka iegūtie izlases absolūtās kļūdas novērtējumi, kas iegūti ar Teilora linearizācijas metodi un Jacknife metodi atsevišķiem vērtējumiem atšķiras ceturtajā zīmē aiz komata, bet atsevišķiem vērtējumiem – neatšķiras nemaz. Replicētās izlases metodes iegūtie novērtējumi atšķiras no abām iepriekšējām metodēm, tomēr šīs atšķirības ir minimālas (otrā vai trešā zīmē aiz komata). Varam secināt, ka rādītāju izlases absolūtās kļūdas novērtējums nav atkarīgs no izvēlētās izlases kļūdas novērtēšanas metodes.

4.9.tabulā ir apkopoti parametru vērtējumu dispersiju novērtējumi, kas iegūti ar Jackknife metodi un Teilora linearizācijas Rīgas, 6 lielo pilsētu un lauku mājsaimniecībām. Rezultāti iegūti, izmantojot datu statistiskās apstrādes paketi SUDAAN.

4.9.tabula. Parametru vērtējumi un ar dažādām metodēm iegūtie to izlases absolūto kļūdu novērtējumi, 1997.gada dati

(vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī, Ls)

	Vērtējumi	Izlases absolūtās kļūdas novērtējums ar:	
		Jackknife metodi	Teilora metodi
Rīcībā esošie ienākumi			
Rīga	62,27	0,8138	0,8137
6 lielās pilsētas	53,33	0,9891	0,9892
Lauki	49,86	1,7184	1,7247
Patēriņa izdevumi			
Rīga	57,46	0,8975	0,8974
6 lielās pilsētas	48,93	0,9566	0,9566
Lauki	44,27	1,2001	1,1760
Izdevumi pārtikai			
Rīga	24,47	0,2715	0,2714
6 lielās pilsētas	23,76	0,3295	0,3295
Lauki	27,55	0,4767	0,4881
Izdevumi apģērbam un apaviem			
Rīga	3,44	0,1554	0,1554
6 lielās pilsētas	3,11	0,2129	0,2129
Lauki	2,12	0,0944	0,0964
Izdevumi mājokļa uzturēšanai			
Rīga	11,28	0,2348	0,2348
6 lielās pilsētas	8,42	0,2564	0,2564
Lauki	3,56	0,2619	0,2495

Avots: MBP 1997.gada dati, autores aprēķini.

No 4.9.tabulas redzams, ka Rīgai un 6 lielajām pilsētām izlases absolūtās kļūdas novērtējumi, kas iegūti ar Teilora linearizācijas metodi un Jackknife metodi, sakrīt. Novērtējumi nedaudz atšķiras laukiem, kur Jackknife metode vairumā gadījumu dod konservatīvāku novērtējumu. Šī atšķirība rodas no tā, ka rezultāts tika iegūts, visiem reģioniem izmantojot vienu un to pašu korigējošo koeficientu $(1-n/N)$.

Izmantojot visas trīs dispersijas tuvinātās novērtēšanas metodes var iegūt novērtējumus vērtējumiem Rīgas, 6 lielo pilsētu, lauku pagastu un vidēja lieluma pilsētās dzīvojošo mājsaimniecībām un to grupām. Tā kā interesējošo rādītāju ir daudz un mūs interesē iegūt tādus izlases kļūdas novērtējumus, kas ir maksimāli precīzi un minimāli laika ietilpīgi, tad par labāku risinājumu tika atzīst izlases

klūdas novērtējumiem izmantot programmatūru SUDAAN un izmantot Teilora linearizācijas metodi.

Izmantojot SUDAAN, var iegūt absolūto lielumu, vidējo lielumu un arī absolūto lielumu attiecības vērtējumu dispersijas novērtējumus dažāda dizaina izlasēm. Tajā pat laikā nav iespējams tiešā veidā, bez papildus aprēķiniem, iegūt šo vērtējumu dispersijas novērtējumus visām Latvijas mājsaimniecībām vai visām pilsētu mājsaimniecībām – paketes izstrādātāji nav paredzējuši tādu dizainu, kāds kopumā ir Latvijas mājsaimniecību budžeta pētījumam. Lai iegūtu šos novērtējumus, jāpielieto papildus aprēķini.

4.5.5. ABSOLŪTO LIELUMU ATTIECĪBAS VĒRTĒJUMA IZLASES KLŪDAS NOVĒRTĒJUMS VISAS LATVIJAS MĀJSAIMNIECĪBĀM

Lai iegūtu absolūto lielumu vērtējuma dispersijas novērtējumu visām Latvijas mājsaimniecībām, jāizmanto likumsakarības, kas ļauj iegūt absolūto lielumu vērtējuma dispersijas novērtējumu stratificētai izlasei, ja zināms šī vērtējuma dispersijas novērtējums katras stratas ietvaros. Šeit var izmantot divas pieejas.

Pirmkārt, var izmantot alternatīvu absolūtā lieluma vērtējumu stratificētai izlasei (Lohr, 1998):

$$\hat{R} = \sum_{h=1}^H \frac{N_h}{N} \frac{\hat{Y}_h}{\hat{X}_h}, \quad (21)$$

kuram dispersijas novērtējums ir:

$$v(\hat{R}) = \sum_{h=1}^H \left(\frac{N_h}{N} \right)^2 v \left(\frac{\hat{Y}_h}{\hat{X}_h} \right), \quad (22)$$

kur N_h – stratas lielums, N – ģenerālkopas lielums.

Lai izmantotu novērtējumu (21), būtu jāzina ģenerālkopas lielums – mūsu gadījumā – mājsaimniecību skaits Latvijā, un katras stratas mājsaimniecību skaits. Šādi dati Latvijā nav pieejami, līdz ar to mēs varam iegūt tikai šo lielumu novērtējumus \hat{N}_h un \hat{N} no mājsaimniecību budžeta pētījuma datiem, kas varētu ietekmēt reprezentativitātes novērtējuma precizitāti.

Labāks risinājums ir izmantot Teilora linearizācijas metodi arī kopējā novērtējuma iegūšanai. Absolūto lielumu attiecības vērtējuma dispersijas novērtēšanas formulā:

$$v(\hat{R}) = \hat{R}^2 \left(\frac{v(\hat{Y})}{\hat{Y}^2} + \frac{v(\hat{X})}{\hat{X}^2} - \frac{2cov(\hat{Y}, \hat{X})}{\hat{X}\hat{Y}} \right) \quad (23)$$

ieiet lielumu X , Y un R vērtējumi \hat{X} , \hat{Y} un \hat{R} , dispersiju novērtējumi $v(\hat{X})$ un $v(\hat{Y})$, kā arī kovariācijas novērtējums $cov(\hat{Y}, \hat{X})$. Ja izlase ir stratificēta un ir zināms absolūtā lieluma vērtējuma dispersijas novērtējums katrā stratā, tad generālkopas absolūtā lieluma vērtējuma dispersijas novērtējumu iegūst summējot atbilstošo stratu vērtējumu dispersijas novērtējumus:

$$v(\hat{Y}_{LV}) = v(\hat{Y}_{R,6LP}) + v(\hat{Y}_{LK}) + v(\hat{Y}_{CP}).$$

Tāpat var iegūt arī kovariācijas novērtējumu:

$$cov(\hat{X}_{LV}, \hat{Y}_{LV}) = cov(\hat{X}_{R,6LP}, \hat{Y}_{R,6LP}) + cov(\hat{X}_{LK}, \hat{Y}_{LK}) + cov(\hat{X}_{CP}, \hat{Y}_{CP}).$$

Izmantojot paketi SUDAAN, mēs varam novērtēt absolūtā lieluma vērtējuma dispersijas novērtējumu Rīgai un 6 lielajām pilsētām $v(\hat{Y}_{R,6LP})$ un šo novērtējumu laukiem $v(\hat{Y}_{LK})$. Nezināms ir vērtējums pārējām Latvijas pilsētām $v(\hat{Y}_{CP})$, jo sešās stratās izlasē ir iekļauta tikai viena pilsēta.

Kā jau tika atzīmēts iepriekš, mēs varam izdarīt modeļa pieņēmumus, ka attiecīgo vērtējumu variācijas un kovariācijas koeficients Kurzemes vidēja lieluma pilsētu stratā (kur izlasē ir iekļauta tikai viena pilsēta) ir tāds pats, kā Vidzemes vidēja lieluma pilsētu stratā (šo novērtējumu var iegūt, izmantojot SUDAAN). Tādējādi var iegūt absolūtā lieluma vērtējuma dispersijas novērtējumu visām vidēja lieluma pilsētām. Pēc tam var izdarīt modeļa pieņēmumu par to, ka vērtējumu variācijas un kovariācijas koeficients mazo pilsētu stratā ir tāds pats kā vidēja lieluma pilsētu stratā.

Lai novērtētu dispersiju Kurzemes reģiona vidēja lieluma pilsētām, tika izdarīts modeļa pieņēmums, ka attiecīgajiem parametru vērtējumiem izlases relatīvā

klūda nav lielāka kā Vidzemes reģiona vidēja lieluma pilsētu māsaimniecībām. Iegūtie novērtējumi parādīti 4.10.tabulā.

4.10.tabula. *Parametra vērtējumi un to izlases absolūtās un relatīvās kļūdas novērtējumi vidēja lieluma pilsētām Vidzemes un Kurzemes reģionā, 1997.gada dati*

(vidēji uz vienu māsaimniecības locekli mēnesī, Ls)

	Rīcībā esošais ienākums	Patēriņa izdevumi	Izdevumi pārtikai	Izdevumi apģērbam, apaviem	Mājokļa uzturēšanas izdevumi
Vidēja lieluma pils. Vidzemē	54,42	49,35	23,44	2,81	8,81
Izlases absolūtā kļūda	1,90	1,46	0,62	0,44	1,05
Izlases relatīvā kļūda (%)	3,48	2,96	2,65	15,72	11,92
Vidēja lieluma pils. Kurzēmē	49,78	45,31	21,89	3,3	7,56
Izlases absolūtā kļūda	1,73	1,34	0,58	0,52	0,90
Izlases relatīvā kļūda (%)	3,48	2,96	2,65	15,73	11,92

Avots: MBP 1997.gada dati, autores aprēķini.

Izmantojot likumsakarību (23), iespējams iegūt absolūto lielumu attiecības vērtējumu visām vidēja lieluma pilsētām. Rezultāti apkopoti 4.11.tabulā.

4.11.tabula. *Parametru vērtējumi un to i izlases absolūtās un relatīvās kļūdas novērtējumi vidēja lieluma pilsētām, 1997.gada dati*

(vidēji uz vienu māsaimniecības locekli mēnesī, Ls)

	Rīcībā esošais ienākums	Patēriņa izdevumi	Izdevumi pārtikai	Izdevumi apģērbam, apaviem	Mājokļa uzturēšanas izdevumi
Vidēja lieluma pils. (Z, V, L, RR)	56,66	49,25	25,00	3,20	7,88
Izlases absolūtā kļūda	2,49	1,15	0,49	0,27	0,43
Izlases relatīvā kļūda (%)	4,39	2,33	1,98	8,49	5,44
Vidēja lieluma pils. (K)	49,78	45,31	21,89	3,3	7,56
Izlases absolūtā kļūda	1,73	1,34	0,58	0,52	0,90
Izlases relatīvā kļūda (%)	3,48	2,96	2,65	15,73	11,92
Vidēja lieluma pils. Latvijā	55,85	48,79	24,64	3,22	7,85
Izlases absolūtā kļūda	2,23	1,02	0,45	0,25	0,39
Izlases relatīvā kļūda (%)	4,00	2,10	1,82	7,70	5,01

Avots: MBP 1997.gada dati, autores aprēķini.

Lai novērtētu vērtējumu izlases kļūdu mazajām pilsētām, tika pieņemts, ka mazajās pilsētās atbilstošo vērtējumu izlases relatīvā kļūda ir tādi pats kā vidēja lieluma pilsētās. Aprēķinu rezultāti parādīti 4.12.tabulā.

4.12.tabula. *Parametra vērtējumi un to izlases absolūtās un relatīvās kļūdas novērtējumi vidēja lieluma un mazajām pilsētām, 1997.gada dati*

(vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī, Ls)

	Rīcībā esošais ienākums	Patēriņa izdevumi	Izdevumi pārtikai	Izdevumi apģērbam, apaviem	Mājokļa uzturēšanas izdevumi
Vidēja lieluma pilsētas	55,85	48,79	24,64	3,22	7,85
Izlases absolūtā kļūda	2,23	1,02	0,45	0,25	0,39
Izlases relatīvā kļūda (%)	4,00	2,10	1,82	7,70	5,01
Mazās pilsētas	50,47	44,58	24,63	2,66	6,26
Izlases absolūtā kļūda	2,02	0,94	0,45	0,21	0,31
Izlases relatīvā kļūda (%)	4,00	2,10	1,82	7,70	5,01

Avots: MBP 1997.gada dati, autores aprēķini.

Izmantojot iegūtos novērtējumus un sakarību (23), iespējams iegūt izlases absolūtās un relatīvās kļūdas novērtējumu absolūto lielumu attiecības vērtējumiem Latvijā kopumā. Aprēķinu rezultāti apkopoti 4.13.tabulā:

4.13.tabula. *Parametra vērtējumi un to izlases absolūtās un relatīvās kļūdas novērtējumi, 1997.gada dati*

(vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī, Ls)

	Rīcībā esošais ienākums	Patēriņa izdevumi	Izdevumi pārtikai	Izdevumi apģērbam, apaviem	Mājokļa uzturēšanas izdevumi
Rīga	62,27	57,46	24,47	3,44	11,28
Izlases absolūtā kļūda	0,82	0,90	0,27	0,16	0,23
Izlases relatīvā kļūda (%)	1,32	1,57	1,11	4,65	2,04
Parējās pilsētas	53,91	48,28	24,31	3,12	7,95
Izlases absolūtā kļūda	1,03	0,62	0,24	0,14	0,20
Izlases relatīvā kļūda (%)	1,91	1,28	0,98	4,50	2,53
Lauki	49,86	44,27	27,55	2,12	3,56
Izlases absolūtā kļūda	1,72	1,18	0,49	0,10	0,25
Izlases relatīvā kļūda (%)	3,45	2,66	1,77	4,54	6,77
Kopā Latvijā	55,45	50,08	25,32	2,93	7,70
Izlases absolūtā kļūda	0,69	0,51	0,19	0,08	0,13
Izlases relatīvā kļūda (%)	1,24	1,02	0,75	2,73	1,69

Avots: MBP 1997.gada dati, autores aprēķini.

Pēc šī algoritma var iegūt vērtējumu izlases absolūtās un relatīvās kļūdas novērtējumu arī dažādām mājsaimniecību grupām, piemēram, sociālajām, labklājības, demogrāfiskajām grupām.

Latvijas mājsaimniecības budžeta pētījuma dažādu rādītāju izlases kļūdas novērtēšana ir darbietilpīgs process, jo pētījumam ir sarežģīts izlases dizains. Tādēļ dabīgi rodas jautājums, kādi būtu izlases kļūdas novērtējumi, ja mēs neņemtu vērā izlases dizainu, bet ņemtu vērā tikai to, ka dažādām izlases vienībām ir atšķirīgas izlasē iekļaušanas varbūtības. Tādā gadījumā mēs izlases absolūto kļūdu novērtētu kā vienkāršai gadījumizlasei un atšķirības svāra koeficientus tādā gadījumā varētu izskaidrot tikai ar atšķirīgām respondences varbūtībām. Aprēķinu rezultāti ir apkopoti 4.14.tabulā.

4.14.tabula. Parametru vērtējumi un dažādi to izlases absolūto kļūdu vērtējumi, 1997.gada dati

(vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī, Ls)

	Vērtējumi	Izlases absolūtās kļūdas novērtējums, ņemot vērā mājsaimniecību atšķirīgās izlasē iekļaušanas varbūtības un:	
		ņemot vērā izlases dizainu	neņemot vērā izlases dizainu
Rīcībā esošie ienākumi			
Rīga	62,27	0,82	0,81
Pārējās pilsētas	53,91	1,03	0,66
Lauki	49,86	1,72	1,46
Kopā Latvijā	55,45	0,69	0,57
Patēriņa izdevumi			
Rīga	57,46	0,90	0,90
Pārējās pilsētas	48,28	0,62	0,62
Lauki	44,27	1,18	0,75
Kopā Latvijā	50,08	0,51	0,44
Izdevumi pārtikai			
Rīga	24,47	0,27	0,27
Pārējās pilsētas	24,31	0,24	0,23
Lauki	27,55	0,49	0,30
Kopā Latvijā	25,32	0,19	0,16
Izdevumi mājokļa uzturēšanai			
Rīga	11,28	0,23	0,24
Pārējās pilsētas	7,95	0,20	0,16
Lauki	3,56	0,25	0,11
Kopā Latvijā	7,70	0,13	0,11

Avots: MBP 1997.gada dati, autores aprēķini.

No 4.14.tabulas redzams, ka Rīgas mājsaimniecībām tabulā iekļautajiem parametriem izlases absolūtās kļūdas vērtējums gandrīz nemaz nav atkarīgs no tā, vai izlases dizains ir vai nav ņemts vērā. Šāds rezultāts nav pārsteidzošs, jo Rīgā izlase ir veidota kā stratificēta vienkārša gadījumizlase. Stratas veido administratīvās teritorijas un izlases izvietojums starp stratām ir proporcionāls iedzīvotāju skaitam. Rezultāts varētu būt citāds, ja stratas būtu veidotas pēc kādas pazīmes, kas ir cieši saistīta ar interesējošo parametru vērtībām, piemēram ja stratas veidotu pēc mājsaimniecības ienākumu līmeņa vai mājsaimniecības sastāva.

Vislielākās atšķirības ir lauku mājsaimniecību izlase kļūdu vērtējumos. Ja izlases dizains netiek ņemts vērā, izlases absolūtās kļūda tiek novērtēta par zemu, līdz ar to mēs pārvērtētu iegūto novērtējumu reprezentativitāti. Tā, piemēram, ja mēs aplūkojam 68% ticamības intervālus, tad, ņemot vērā izlases dizainu, lauku mājsaimniecību patēriņa izdevumi ir robežās no Ls 43,09 līdz Ls 45,45 un izlases relatīvā kļūda ir 2,7%. Ja izlases dizainu vērā neņem, tad lauku mājsaimniecību patēriņa izdevumu 68% ticamības intervāls ir šaurāks – no Ls 43,52 līdz Ls 45,02 un izlases relatīvā kļūda ir 1,7%. Šāds rezultāts ir skaidrojams ar to, ka laukos izlase ir veidota kā divpakāpju stratificēta gadījumizlase un šī izlases procedūra ir krasi atšķirīga no vienkāršas gadījumizlases.

Ja neņem vērā izlases dizainu, tad arī visas valsts mājsaimniecību parametru izlases kļūdas ir novērtētas par zemu.

Līdz ar to, ja izlases kļūdas novērtējumos neņem vērā izlases dizainu, vispārīgā gadījumā neiegūst patiesu informāciju par interesējošo parametru reprezentativitāti. Atsevišķos gadījumos šie novērtējumi var sakrist ar reālajiem, taču nav nekādas garantijas par to, ka tas tā būs vienmēr.

5.NODAĻA

REZULTĀTI

Šajā nodaļā apkopoti un analizēti vērtējumu reprezentativitāti raksturojoši lielumi galvenajām mājsaimniecību grupām: administratīvi teritoriālajām, sociālekonomiskajām, demogrāfiskajām un labklājības grupām. Reprezentativitātes raksturošanai izmantoti izlases absolūtās un relatīvās kļūdas 68% ticamības intervāli.

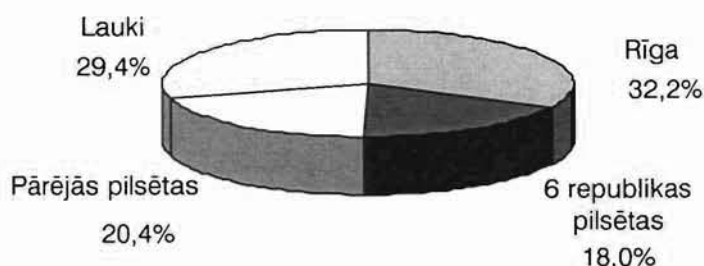
Analizēti Latvijas mājsaimniecību budžeta pētījuma 1999.gada dati.

5.1. VĒRTĒJUMU REPREZENTATIVITĀTE ADMINISTRATĪVI TERITORIĀLAJĀM GRUPĀM

Mājsaimniecību budžeta pētījums vispirms sniedz mums vērtējumus par visu Latvijā dzīvojušo mājsaimniecību dzīves līmeni. Tomēr paralēli tam tabulās atsevišķi tiek aplūkota informācija par mājsaimniecībām, kas dzīvo dažāda veida apdzīvotās vietās: laukos un pilsētās, tai skaitā, Rīgā, 6 republikas pilsētās un pārējās pilsētās. Tādējādi ir svarīgi saprast, cik reprezentatīvi ir šie dati.

5.1.attēlā parādīts mājsaimniecību skaita procentuālais sadalījums starp dažāda veida apdzīvotām vietām: Rīgu, 6 republikas pilsētām, pārējām pilsētām un laukiem. No diagrammas redzams, ka kopumā pilsētās dzīvo 70,6% mājsaimniecību,

bet laukos – 29,4%. Analizējot mājsaimniecību dzīves līmeni, šīs abas lielās mājsaimniecību grupas parasti aplūko atsevišķi.



5.1.attēls. Mājsaimniecību sadalījums dažāda tipa apdzīvotās vietās, 1999.gada dati

5.1.tabulā apkopoti rīcībā esošo ienākumu un patēriņa izdevumu vērtējumi un to izlases absolūtās kļūdas visām Latvijas mājsaimniecībām, kā arī pilsētu un lauku mājsaimniecībām. Izlases absolūtā kļūda ir izteikta tādās pat mērvienībās kā vērtējums.

5.1.tabula. Pilsētu un lauku mājsaimniecību rīcībā esošā ienākuma un patēriņa izdevumu vērtējumi un to izlases absolūtās kļūdas, 1999.gada dati

(vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī, Ls)

	visas māj-saimniecībās	tai skaitā	
		pilsētās	laukos
Rīcībā esošie ienākumi	64,73 ± 1,00	70,93 ± 1,10	50,93 ± 1,99
Patēriņa izdevumi	61,10 ± 0,98	67,68 ± 1,08	46,49 ± 1,98

Avots: MBP 1999.gada dati, autores aprēķini.

Visām Latvijas mājsaimniecībām rīcībā esošie ienākumi un patēriņa izdevumi vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī ir Ls 64,73 un Ls 61,10. Šo vērtējumu izlases absolūtās kļūdas attiecīgi ir Ls 1,00 un Ls 0,98, kas abos gadījumos ir mazāk kā 2% no vērtējuma lieluma un norāda uz šo vērtējumu augsto reprezentativitāti. Atbilstošais rīcībā esošo ienākumu 68% ticamības intervāls ir no Ls 63,73 līdz Ls 65,73 vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī. Ja pētījumu veiktu atkārtoti, nemainot izlases lielumu un dizainu, tad 68% gadījumu rīcībā esošie ienākumi vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī būtu šajā intervālā.

Patēriņa izdevumu 68% ticamības intervāls ir no Ls 60,12 līdz Ls 65,08 vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī.

Pilsētu mājsaimniecībām rīcībā esošo ienākumu 68% ticamības intervāls ir no Ls 69,83 līdz Ls 72,13, bet lauku mājsaimniecībām – no Ls 48,94 līdz Ls 52,92 vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī. Savukārt patēriņa izdevumu 68% ticamības intervāls pilsētu mājsaimniecībām ir no Ls 66,60 līdz Ls 68,76, bet lauku mājsaimniecībām – no Ls 44,51 līdz Ls 48,47. Varam secināt, ka atšķirības starp pilsētu un lauku mājsaimniecību rīcībā esošo ienākumu un patēriņa izdevumiem vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī ir statistiski nozīmīgas, jo atbilstošie ticamības intervāli nepārklājas.

Ja ir jāsalīdzina rādītāji ar ievērojami atšķirīgām absolūtajām vērtībām, tad nereti uzskatāmākas un informatīvākas ir izlases relatīvās kļūdas. 5.2.tabulā apkopotī rīcībā esošo ienākumu un patēriņa izdevumu vērtējumi un to izlases relatīvās kļūdas visām Latvijas mājsaimniecībām, kā arī pilsētu un lauku mājsaimniecībām. Izlases relatīvā kļūda ir izteikta procentos.

5.2.tabula. *Pilsētu un lauku mājsaimniecību rīcībā esošā ienākuma un patēriņa izdevumu vērtējumi un to izlases relatīvās kļūdas, 1999.gada dati*

(vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī)

	visas mājsaimniecības	tai skaitā	
		pilsētās	laukos
Rīcībā esošie ienākumi	Ls 64,73 ± 1,6%	Ls 70,93 ± 1,6%	Ls 50,93 ± 3,9%
Patēriņa izdevumi	Ls 61,10 ± 1,6%	Ls 67,68 ± 1,6%	Ls 46,49 ± 4,3%

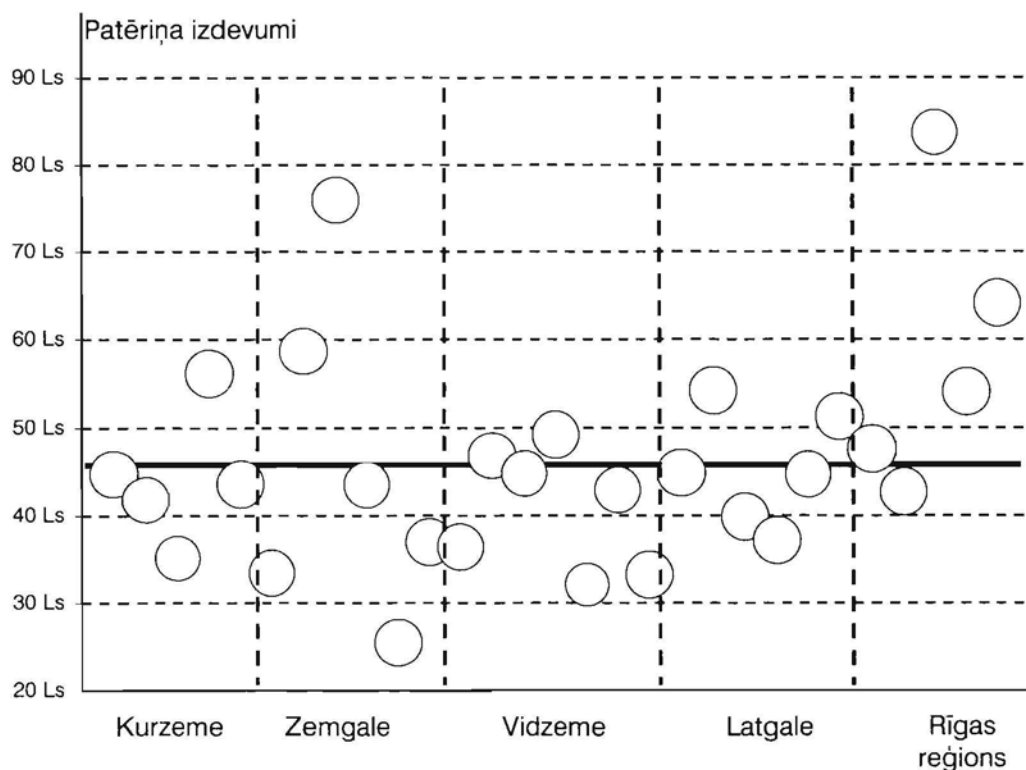
Avots: MBP 1999.gada dati, autores aprēķini.

Rīcībā esošo ienākumu un patēriņa izdevumu vērtējumi vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī pilsētu mājsaimniecībām ir Ls 70,93 un Ls 67,68, bet lauku mājsaimniecībām – Ls 50,93 un Ls 46,49. Šo vērtējumu izlases relatīvās kļūdas ir attiecīgi 1,6% un 1,6% pilsētās un 3,9% un 4,3% laukos.

Vērojama tendence, ka lauku mājsaimniecībām izlases relatīvā kļūda ir lielāka kā to pašu vērtējumu relatīvā izlases kļūda pilsētu mājsaimniecībām. Viens no iemesliem, kādēļ laukos izlases relatīvā kļūda ir lielāka nekā pilsētās, ir tas, ka izlase laukos ir gandrīz divas reizes mazāka kā pilsētās. Tā 1999.gadā pilsētās

apsekoja 2571 mājsaimniecību, bet laukos – 1358. Tomēr tas ir tikai viens no iemesliem. Otrs, ne mazāk būtisks iemesls, ir tas, ka laukos izlase tiek veidota kā stratificēta divpakāpju izlase, kur pirmajā pakāpē izlasē iekļauj pagastus, bet otrajā – šī pagasta mājsaimniecības. Divpakāpju izlasei dispersijas novērtējums sastāv no divām komponentēm, kur pirmās lielumu nosaka primāro izlases vienību (kas mūsu gadījumā ir pagasti) izkliede, bet otrās – atbilstošo rādītāju izkliede pagastos. Literatūrā ir pierādīts, ka divpakāpju izlasei dispersijas vērtējumā dominējošā parasti ir pirmā komponente (Sārndal, 1992).

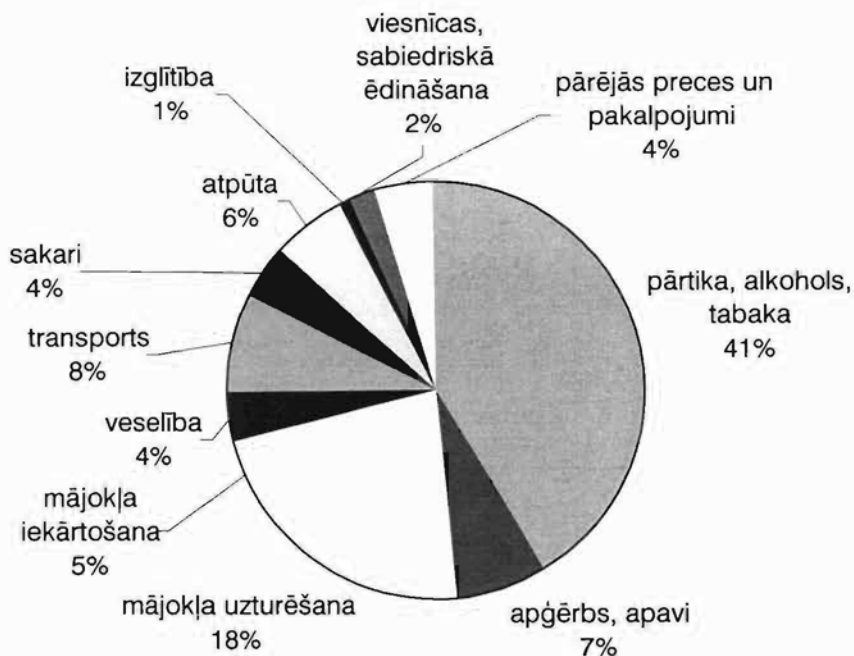
Ekonomiskā situācijā valstī ir tāda, ka ienākumu un izdevumu līmeņu izkliede viena pagasta mājsaimniecībām ir mazāka nekā šo rādītāju izkliede starp pagastiem. Mājsaimniecību budžeta pētījumā pagastu izlase tika veidota tikai vienreiz, uzsākot pētījumu, un visus turpmākos gadus tika apsekotas mājsaimniecības no šiem pagastiem. Pētījums notika 29 pagastos, kas ir 6,2% no visiem 466 Latvijas pagastiem (1995.gada dati). 5.2.attēlā ir parādīta izlasē iekļauto lauku pagastu izkliede pēc patēriņa izdevumiem vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī, 1999.gada dati. Attēlā ar trekninātu līniju ir parādīti visu lauku mājsaimniecību vidējie patēriņa izdevumi uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī, kas ir Ls 46,49. Katra izlasē iekļautā pagasta vidējie patēriņa izdevumi uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī ir parādīti ar atbilstoši izvietotiem apliem (apļa lielumu nosaka izlasē iekļauto mājsaimniecību skaits pagastā).



5.2.attēls. Patēriņa izdevumu vērtējumi izlasē iekļautajos pagastos, 1999.gada dati

No 5.2.attēla redzams, ka izlasē iekļautie pagasti atšķiras pēc patēriņa izdevumiem vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī. Šīs atšķirības ir vērojamas arī reģionos, kas mājsaimniecību budžetu pētījumā veido stratas. Pēc patēriņa izdevumiem vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī visatšķirīgākie pagasti ir Zemgalē: nabadzīgākajā pagastā patēriņa izdevumi ir tikai Ls 25,48, bet nosacīti turīgākajā – Ls 75,98. Latgalē un Vidzemē izlasē iekļautajiem pagastiem šis rādītājs ir mazāk atšķirīgs un ir tuvs vidējam līmenim valstī. Rīgas reģiona lauku pagastu vidēji augsto patēriņa izdevumu līmeni nosaka Rīgas tuvums: liela daļa no pagastos dzīvojošajiem cilvēkiem strādā Rīgā, kas nosaka ne tikai viņu ienākumu, bet arī izdevumu līmeni. Visturīgākā pagasta patēriņa izdevumi vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī ir Ls 83,69, kas ir arī augstākais rādītājs, ja aplūko visas valsts lauku pagastus, savukārt visnabadzīgākajā Rīgas reģiona pagastā šis rādītājs ir Ls 42,69, kas ir tikai nedaudz zemāks par valsts vidējo – Ls 46,49.

Lai uzlabotu vērtējumu reprezentativitāti, būtu nepieciešams izlasē iekļaut lielāku skaitu pagastu. Tādā gadījumā arī pie esošā izlases apjoma vērtējumu reprezentativitāte būtu augstāka.



5.3.attēls. Mājsaimniecību patēriņa izdevumu struktūra vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli 1999.gadā

Dažādos pārskatos parasti publicē ne tikai kopējos patēriņa izdevumus, bet arī to struktūru. 5.3.attēlā parādīta visas valsts mājsaimniecību patēriņa izdevumu struktūra vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli 1999.gadā.

Redzams, ka lielākā izdevumu pozīcija Latvijas mājsaimniecībām ir izdevumi pārtikai, alkoholam un tabakai – šī grupa sastāda 41% no visiem patēriņa izdevumiem. 5.3.tabulā apkopoti patēriņa izdevumu grupu vērtējumi un to izlases relatīvās kļūdas visām Latvijas mājsaimniecībām, kā arī pilsētu un lauku mājsaimniecībām.

5.3.tabula. Pilsētu un lauku mājsaimniecību patēriņa izdevumu grupu vērtējumi un to izlases relatīvās kļūdas, 1999.gada dati

(vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī)

	visas mājsaimniecības	tai skaitā	
		Pilsētās	laukos
Patēriņa izdevumi tai skaitā izdevumi	Ls 61,10 ± 1,6%	Ls 67,68 ± 1,6%	Ls 46,49 ± 4,3%
pārtikai, alkoholam, tabakai	Ls 25,37 ± 1,0%	Ls 25,60 ± 1,2%	Ls 24,86 ± 2,0%
apgērbam, apaviem	Ls 4,09 ± 3,8%	Ls 4,71 ± 4,0%	Ls 2,71 ± 9,8%
mājokļa uzturēšanai	Ls 10,83 ± 2,2%	Ls 13,40 ± 1,8%	Ls 5,11 ± 9,4%
mājokļa iekārtošanai	Ls 3,04 ± 7,59%	Ls 3,24 ± 8,8%	Ls 2,60 ± 15,1%
veselībai	Ls 2,33 ± 4,5%	Ls 2,58 ± 4,7%	Ls 1,77 ± 11,4%
transportam	Ls 4,67 ± 5,3%	Ls 5,29 ± 6,2%	Ls 3,30 ± 10,0%
sakariem	Ls 2,62 ± 3,2%	Ls 3,22 ± 3,3%	Ls 1,28 ± 9,5%
atpūtai	Ls 3,49 ± 4,7%	Ls 4,08 ± 5,2%	Ls 2,16 ± 11,0%
izglītībai	Ls 0,58 ± 11,4%	Ls 0,74 ± 12,5%	Ls 0,24 ± 26,0%
viesnīcās un sabiedriskajā ēdināšanai	Ls 1,39 ± 6,7%	Ls 1,64 ± 6,7%	Ls 0,85 ± 20,2%
par pārējām precēm un pakalpojumiem	Ls 2,69 ± 4,1%	Ls 3,18 ± 4,5%	Ls 1,61 ± 9,9%

Avots: MBP 1999.gada dati, autores aprēķini.

Valstī kopumā izdevumi pārtikai, alkoholam un tabakai vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī ir Ls 25,37, tai skaitā pilsētās – Ls 25,60, laukos – Ls 24,86. Vērtējumu izlases relatīvās kļūdas ir 1,0% visām valsts mājsaimniecībām, 1,2% – pilsētu mājsaimniecībām un 2,0% – lauku mājsaimniecībām. Šo vērtējumu reprezentativitāte ir augsta.

Nākošā lielākā patēriņa izdevumu grupa ir izdevumi mājokļa uzturēšanai – 18% no visiem patēriņa izdevumiem. Valstī kopumā šīs grupas izdevumi vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī ir Ls 10,83 ± 2,2% un to reprezentativitāte vērtējama kā augsta. Līdzīgi vērtējama arī šī patēriņa izdevumu grupa pilsētu mājsaimniecībām – mājokļa uzturēšanai pilsētās vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī tērē Ls 13,40 jeb 20% no patēriņa izdevumiem. Vērtējuma izlases relatīvā kļūda ir 1,8%. Atšķirīga situācija ir laukos, kur mājokļa uzturēšanai mēnesī vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli izdod Ls 5,11 jeb 11% no visiem patēriņa izdevumiem. Vērtējuma izlases kļūda ir liela – Ls 0,48 jeb 9,4%. Jāatzīmē, ka lauku mājsaimniecībām izdevumi mājokļa uzturēšanai ir atkarīgi no mājokļa veida –

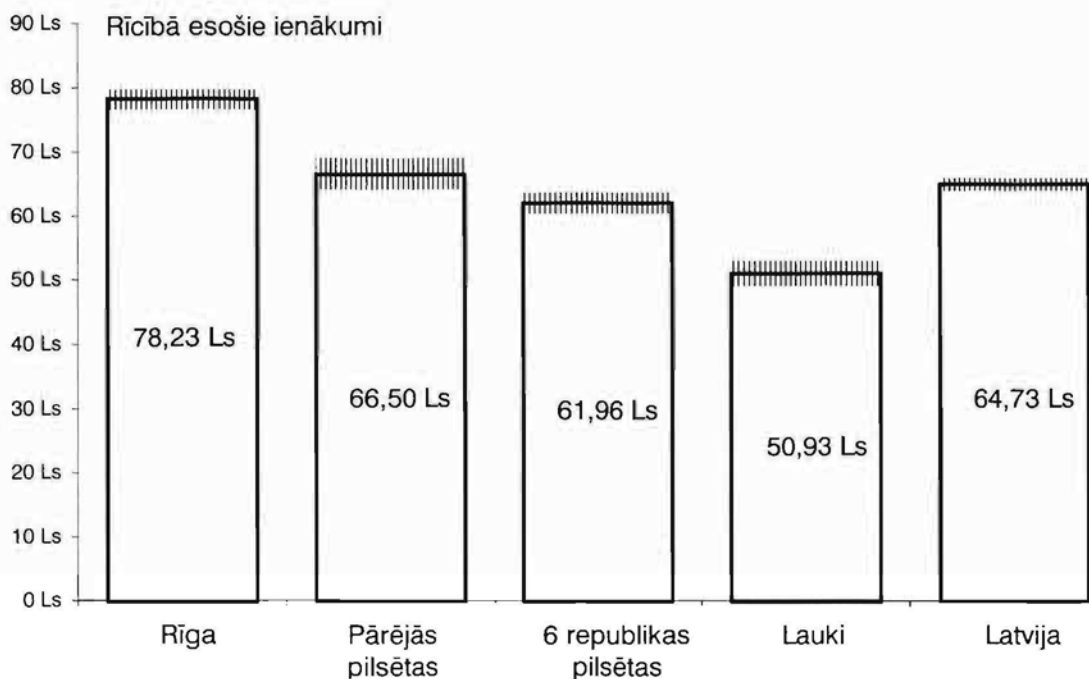
atšķirīgi tie ir lauku viensētās un daudzdzīvokļu namos. Mājokļa uzturēšanas izmaksām ir liela izkliede arī generālkopā, tādēļ liela ir arī izlases kļūda.

Pārējās patēriņa izdevumu pozīcijas pēc relatīvās vērtības ir mazākas par 10%. No šīm izdevumu grupām valstī kopumā izlases relatīvā kļūda ir mazāka par 5% tādiem vērtējumiem kā izdevumi par apģērbu un apaviem, veselību, sakariem, atpūtu, pārējām precēm un pakalpojumiem, bet robežās starp 5 un 10% tā ir mājokļa iekārtošanas, transporta, kā arī viesnīcu un sabiedriskās ēdināšanas izdevumiem. Vislielākā izlases relatīvā kļūda – 11,4% – ir izdevumiem izglītībai. Taču paralēli tam ir jāatzīmē, ka šī patēriņa izdevumu grupa sastāda tikai Ls 0,58 vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī jeb 1% no visiem mājsaimniecības izdevumiem. Izglītības izdevumu 68% ticamības intervāls ir no Ls 0,51 līdz Ls 0,65.

Ja mēs aplūkojam pilsētu mājsaimniecības, tad arī šeit vislielākā izlases relatīvā kļūda ir izdevumiem izglītībai – 12,5%. Pilsētu mājsaimniecībās izglītībai vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī tērē Ls 0,74, kas ir trīs reizes vairāk nekā izglītībai tērē lauku mājsaimniecības. Izglītības izdevumu relatīvi augsto izlases kļūdu nosaka šī rādītāja plašā izkliede ne tikai izlasē, bet arī generālkopā. Mājsaimniecībai, kurā dzīvo bērni vai studenti, šī izdevumu grupa ir daudzkārt lielāka nekā bezbērnu pāru vai pensionāru mājsaimniecībām. Otrs iemesls ir tas, ka tikai 240 mājsaimniecībām jeb 9% no izlasē iekļautajām pilsētu mājsaimniecībām ir bijuši izdevumi izglītībai. Lauku mājsaimniecībām izdevumi izglītībai sastāda Ls 0,24 vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī. Izdevumi izglītībai ir bijuši tikai 54 mājsaimniecībām jeb 4% no visām izlasē iekļautajām lauku mājsaimniecībām. Tādējādi nav pārsteidzoši, ka vērtējuma izlases relatīvā kļūda ir 26,0%, kas norāda, ka mums ir jābūt uzmanīgiem, izdarot secinājumus, kas ir balstīti uz šī rādītāja izmantošanu.

Viena no Latvijas īpatnībām ir tā, ka gandrīz trešā daļa iedzīvotāju ir koncentrēta galvaspilsētā un gandrīz viena piektā daļa – 6 citās republikas pilsētās. Tādēļ, aplūkojot pilsētu mājsaimniecību dzīves līmeni raksturojošos vērtējumus, parasti atsevišķi izdala Rīgas, 7 republikas pilsētu (ieskaitot Rīgu) un pārējo pilsētu (vidēja lieluma un mazo pilsētu) mājsaimniecības. Līdz ar to ir būtiski saprast, cik reprezentatīvi ir šie vērtējumi.

5.4.attēlā parādīti dažādās administratīvās teritorijās dzīvojošo mājsaimniecību rīcībā esošo ienākumi vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī un šo vērtējumu izlases absolūtās kļūdas. Rādītāja absolūtā vērtība parādīta katra stabiņa iekšienē un grafikā tā atbilst līnijai, kas sadala stabiņa augšējo pelēki iekrāsoto daļu. Stabiņa pelēki iekrāsotā daļa atbilst 68% ticamības intervālam.



5.4.attēls. Mājsaimniecību rīcībā esošo ienākumu vērtējumi vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī un šo vērtējumu izlases absolūtās kļūdas dažādu administratīvo teritoriju mājsaimniecībām, 1999.gada dati

No 5.4.attēla redzams, ka ar varbūtību 68% mēs varam apgalvot, ka rīcībā esošie ienākumi uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī ir atšķirīgi Rīgas, 6 republikas pilsētu, pārējo pilsētu un lauku mājsaimniecībām.

Rīcībā esošā ienākuma un patēriņa izdevumu vērtējumi Rīgai, 6 republikas pilsētām un pārējām pilsētām, kā arī šo vērtējumu izlases relatīvās kļūdas apkopotas 5.4.tabulā.

5.4.tabula. *Pilsētu mājsaimniecību rīcībā esošā ienākuma un patēriņa izdevumu vērtējumi un to izlases relatīvās kļūdas, 1999.gada dati*

(vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī)

	7 republikas pilsētas	tai skaitā		Pārējās pilsētas
		Rīga	6 lielās pilsētas	
Rīcībā esošie ienākumi	Ls 72,67±1,7%	Ls 78,23±2,1%	Ls 61,96±2,8%	Ls 66,50±3,7%
Patēriņa izdevumi tai skaitā izdevumi	Ls 70,38±1,8%	Ls 75,67±2,4%	Ls 60,19±2,5%	Ls 60,80±3,4%
pārtikai, alkoholam, tabakai	Ls 25,23±1,3%	Ls 25,72±1,7%	Ls 24,28±2,1%	Ls 26,53±2,5%
apgērbam, apaviem	Ls 5,05±5,0%	Ls 5,80±6,2%	Ls 3,59±6,8%	Ls 3,86±5,2%
mājokļa uzturēšanai	Ls 14,35±2,1%	Ls 15,17±2,6%	Ls 12,77±3,4%	Ls 11,00±4,1%
mājokļa iekārtošanai	Ls 3,11±10,3%	Ls 3,18±13,0%	Ls 2,97±16,8%	Ls 3,58±16,3%
veselībai	Ls 2,69±5,7%	Ls 2,91±7,4%	Ls 2,27±7,4%	Ls 2,31±8,2%
transportam	Ls 6,04±7,2%	Ls 7,33±9,2%	Ls 3,63±6,6%	Ls 3,36±6,3%
sakariem	Ls 3,56±3,6%	Ls 3,99±4,3%	Ls 2,72±6,5%	Ls 2,35±7,7%
atpūtai	Ls 4,36±6,3%	Ls 5,01±7,8%	Ls 3,10±9,0%	Ls 3,39±8,5%
izglītībai	Ls 0,80±15,5%	Ls 0,88±20,5%	Ls 0,66±16,8%	Ls 0,56±14,5%
viesnīcās un sabiedriskajā ēdināšanai	Ls 1,78±7,7%	Ls 1,91±8,7%	Ls 1,53±15,8%	Ls 1,27±13,5%
par pārējām precēm un pakalpojumiem	Ls 3,41±3,5%	Ls 3,80±6,3%	Ls 2,66±11,6%	Ls 2,59±6,4%

Avots: MBP 1999.gada dati, autores aprēķini.

No 5.4.tabulas redzams, ka dažādu pilsētu grupu rīcībā esošo ienākumu un patēriņa izdevumu vērtējumi vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī ir pietiekami reprezentatīvi – izlases relatīvā kļūda ir robežās no 1,7% līdz 3,7%. Arī lielāko patēriņa izdevumu grupu, tādu kā izdevumi pārtikai, apģērbam un apaviem, mājokļa uzturēšanai, veselībai, transportam, sakariem un atpūtai vērtējumu izlases relatīvās kļūdas ir zem 10% un vērtējumi ir reprezentatīvi. Relatīvā izlases kļūda liela ir izdevumiem izglītībai – Rīgā 20,5%, 6 republikas pilsētās 16,8% un pārējām pilsētām 14,5% – tajā pat laikā šīs izdevumu grupas absolūtā vērtība ir tikai attiecīgi Ls 0,88, Ls 0,66 un Ls 0,56 vidēji mēnesī.

Tāpat liela izlases relatīvā kļūda ir arī izdevumiem mājokļa iekārtošanai. Šai pozīcijai ir liela izkliede izlasē un tāda tā varētu būt arī ģenerālkopā. Mēbeles, sadzīves tehniku un citus mājokļa iekārtošanas priekšmetus neiegādājas tik bieži kā, piemēram, mājsaimniecības ikdienas aprūpes preces un pakalpojumus, kas arī ietilpst šajā patēriņa izdevumu grupā. Tā, piemēram, 1999.gadā Rīgas

mājsaimniecībām šīs patēriņu izdevumu grupas mazākā no nulles atšķirīgā novērotā vērtība vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī bija Ls 0,02, bet maksimālā – Ls 270,46; vidējā svērtā vērtība ir Ls 3,18. Nereti mājsaimniecību budžeta pētījumos informāciju par mēbeļu un sadzīves tehnikas iegādi vāc par veselu gadu, uzdodot jautājumu, kādas mēbeles un sadzīves tehnika ir iegādāta iepriekšējā gada laikā. Šādā veidā var iegūt vairāk informācijas, tomēr nākas saskarties ar novērošanas kļūdām – ne visi aptaujātie var precīzi uz šādu jautājumu atbildēt.

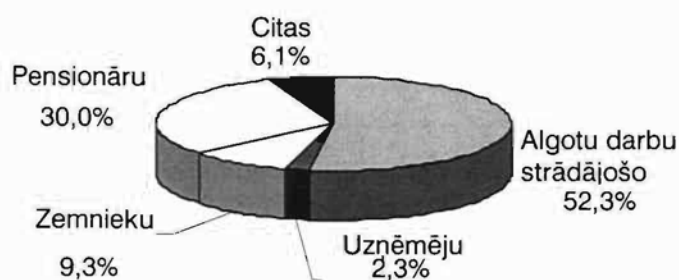
Varam secināt, ka Latvijas mājsaimniecību budžeta pētījuma 1999.gada dati par rīcībā esošo ienākumu un patēriņa izdevumiem ir reprezentatīvi gan valstij kopumā, gan galvenajām administratīvi teritoriālajām vienībām. Datu reprezentativitāte augstāka ir pilsētu vērtējumiem, bet zemāka – lauku mājsaimniecību vērtējumiem.

5.2. VĒRTĒJUMU REPREZENTATIVITĀTE SOCIĀLEKONOMISKAJĀM GRUPĀM

Mājsaimniecības materiālais stāvoklis lielā mērā ir atkarīgs no mājsaimniecības ekonomiskās aktivitātes līmeņa, tādēļ paralēli mājsaimniecību administratīvi teritoriālajam dalījumam bieži atsevišķi aplūko mājsaimniecību sociālekonomiskās grupas.

Piederību kādai no grupām nosaka pēc galvenā pelnītāja, t.i., personas, kura mājsaimniecības budžetā stabili (vairāku mēnešu laikā) dod lielāko ienākumu (Mājsaimniecības budžets 1999.gadā. Statistikas biļetens, 2000). Galvenās sociālekonomiskās grupas ir algotu darbu strādājošo, uzņēmēju un citu pašnodarbināto (turpmāk tekstā – uzņēmēju), zemnieku, pensionāru un citu mājsaimniecības. Šeit vienīgi jāatzīmē, ka daļa pensionāru mājsaimniecību laukos ir pieskaitītas pie zemnieku mājsaimniecībām. Tas notiek gadījumos, kad mājsaimniecībā ir darbaspējīgie mājsaimniecības locekļi un lietošanā ir piemājas zeme, lielāka par 1 ha.

5.5.attēlā parādīts visas valsts mājsaimniecību sadalījums sociālekonomiskajās grupās.



5.5.attēls. Mājsaimniecību sadalījums pēc to galvenā pelnītāja sociālekonomiskās piederības 1999.gadā

No 5.5.attēla redzams, ka valstī dominē algotu darbu strādājošo un pensionāru mājsaimniecības. Uzņēmēju mājsaimniecību īpatsvars ir pavisam neliels – tikai 2,3% – tomēr šīs grupas īpatsvars generālkopā varētu būt augstāks, jo tieši šīs grupas mājsaimniecības visvairāk cenšas izvairīties no piedalīšanās pētījumā.

5.5.tabulā apkopoti rīcībā esošo ienākumu un patēriņa izdevumu vērtējumi un to izlases relatīvās kļūdas mājsaimniecību sociālekonomiskajām grupām.

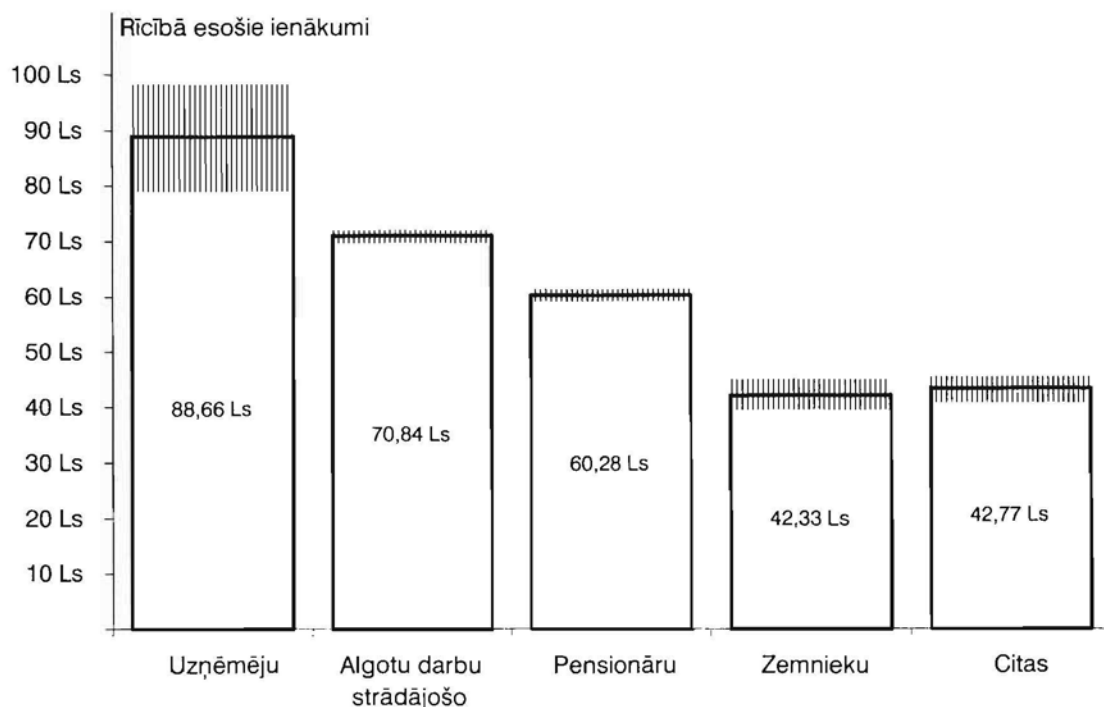
5.5.tabula. *Dažādu sociālekonomisko grupu mājsaimniecību rīcībā esošā ienākuma un patēriņa izdevumu vērtējumi un to izlases relatīvās kļūdas, 1999.gada dati*

(vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī)

	Algotu darbu strādājošo	Uzņēmēju	Zemnieku	Pensionāru	Citas
Rīcībā esošie ienākumi	Ls 70,84 ± 1,8%	Ls 88,66 ± 10,9%	Ls 42,33 ± 6,6%	Ls 60,28 ± 1,8%	Ls 42,77 ± 5,8%
Patēriņa izdevumi tai skaitā izdevumi	Ls 65,31 ± 2,0%	Ls 83,44 ± 8,6%	Ls 43,67 ± 5,4%	Ls 56,50 ± 1,9%	Ls 52,55 ± 6,9%
pārtikai, alkoholam, tabakai	Ls 24,98 ± 1,3%	Ls 28,35 ± 7,2%	Ls 27,32 ± 4,0%	Ls 26,50 ± 1,7%	Ls 20,92 ± 4,4%
apģērbam, apaviem	Ls 5,11 ± 4,1%	Ls 7,42 ± 23,2%	Ls 1,86 ± 15,5%	Ls 1,78 ± 6,4%	Ls 3,85 ± 13,8%
mājokļa uzturēšanai	Ls 10,88 ± 2,4%	Ls 12,72 ± 11,4%	Ls 3,85 ± 8,9%	Ls 13,82 ± 3,1%	Ls 10,42 ± 8,1%
mājokļa iekārtošanai	Ls 3,65 ± 9,2%	Ls 3,77 ± 26,2%	Ls 2,05 ± 26,9%	Ls 1,36 ± 7,2%	Ls 3,89 ± 43,9%
veselībai	Ls 1,82 ± 5,9%	Ls 2,63 ± 35,3%	Ls 1,76 ± 11,0%	Ls 4,35 ± 6,0%	Ls 1,40 ± 24,8%
transportam	Ls 5,79 ± 6,7%	Ls 9,74 ± 16,7%	Ls 2,36 ± 15,4%	Ls 2,28 ± 8,7%	Ls 3,03 ± 14,2%
sakariem	Ls 2,91 ± 3,7%	Ls 5,42 ± 22,0%	Ls 0,94 ± 12,1%	Ls 2,24 ± 4,2%	Ls 2,51 ± 14,7%
atpūtai	Ls 4,29 ± 5,6%	Ls 4,65 ± 17,8%	Ls 1,95 ± 19,5%	Ls 1,91 ± 10,8%	Ls 2,69 ± 19,7%
izglītībai	Ls 0,78 ± 13,3%	Ls 0,96 ± 44,8%	Ls 0,18 ± 42,1%	Ls 0,08 ± 39,1%	Ls 0,73 ± 32,2%
viesnīcās un sabied- riskajā ēdināšanai	Ls 1,90 ± 7,0%	Ls 2,92 ± 28,0%	Ls 0,32 ± 31,7%	Ls 0,38 ± 29,5%	Ls 0,79 ± 25,2%
par pārējām precēm un pakalpojumiem	Ls 3,20 ± 4,8%	Ls 4,89 ± 20,6%	Ls 1,08 ± 20,2%	Ls 1,80 ± 8,9%	Ls 2,32 ± 15,6%

Avots: MBP 1999.gada dati, autores aprēķini.

No 5.5.tabulas redzams, ka dažādām sociālekonomiskajām grupām rīcībā esošie ienākumi ir atšķirīgi. 5.6.attēlā ir parādīti šo grupu rīcībā esošie ienākumi vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī un šo novērtējumu 68% ticamības intervāli.



5.6.attēls. *Mājsaimniecību sociālekonomisko grupu rīcībā esošie ienākumi vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī un šo vērtējumu izlases absolūtās kļūdas, 1999.gada dati*

No 5.6.attēla redzams, ka ar varbūtību 68% šīs atšķirības ir statistiski nozīmīgas starp algotu darbu strādājošo, uzņēmēju un pensionāru mājsaimniecībām no vienas puses un visām pārējām sociālekonomisko grupu mājsaimniecībām no otras puses, jo šo grupu 68% ticamības intervāli nepārklājas. Atšķirība nav statistiski nozīmīga starp zemnieku mājsaimniecībām un citām mājsaimniecībām, jo ticamības intervāli gandrīz sakrīt: zemnieku mājsaimniecībām rīcībā esošie ienākumi vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī ir no Ls 39,55 līdz Ls 45,11, bet citām mājsaimniecībām – no Ls 40,28 līdz Ls 45,26. Šis secinājums nav visai iepriecinošs, ņemot vērā, ka citu mājsaimniecību grupā ir iekļautas mājsaimniecības, kurām nav pastāvīgu iztikas līdzekļu no algota darba, pensijas, ieņēmumu no privātās uzņēmējdarbības vai lauksaimnieciskās ražošanas.

Gan no 5.5.tabulas, gan no 5.6.attēla ir redzams, ka rīcībā esošo ienākumu vērtējumiem vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī augsta reprezentativitāte ir algotu darbu strādājošo un pensionāru mājsaimniecībām – abām grupām izlases absolūtā kļūda ir 1,8%. Mazāk reprezentatīvi šie rādītāji ir

zemnieku un citām mājsaimniecībām – izlases relatīvā kļūda ir attiecīgi 6,6% un 5,8%, bet viszemākā reprezentativitāte šim rādītājam ir uzņēmēju mājsaimniecībām – izlases relatīvā kļūda ir 10,9% un absolūtā kļūda – Ls 9,65. Tādas pat tendences vērojamas arī visu grupu patēriņa izdevumu vērtējumiem vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī. Atšķirības izlases relatīvajās kļūdas ir izskaidrojamas ar atšķirīgo šo grupu pārstāvniecību izlasē un ģenerālkopā. 1999.gada izlasē kopumā bija iekļautas 2002 algotu darbu strādājošo, 1086 pensionāru, 453 zemnieku, 194 citas un tikai 84 uzņēmēju mājsaimniecības.

Ja mēs aplūkojam algotu darbu strādājošos, tad šai grupai augsta reprezentativitāte ir arī lielākajām patēriņa izdevumu grupām – izlases relatīvā kļūda virs 10% ir tikai izdevumiem izglītībai.

Pensionāru mājsaimniecībām izlases kļūda liela ir izdevumiem izglītībai un viesnīcu un sabiedriskās ēdināšanas izdevumiem. Tomēr tajā pat laikā šo pozīciju absolūtās vērtības ir nelielas un līdz ar to neliela ir arī izlases kļūdas absolūtā vērtība. Pensionāru mājsaimniecībām izglītības izdevumu 68% ticamības intervāls ir no Ls 0,05 līdz Ls 0,11 vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī, bet izdevumi viesnīcām un sabiedriskajai ēdināšanai vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī ir attiecīgi no Ls 0,27 līdz Ls 0,49. Kā galvenais iemesls tam, ka šo novērtējumu izlases relatīvā kļūda ir liela, ir mazs to pensionāru mājsaimniecību skaits, kurām ir izdevumi izglītībai un viesnīcām un sabiedriskajai ēdināšanai. Tā 1999.gadā no 1086 izlasē iekļautajām pensionāru mājsaimniecībām izdevumus izglītībai ir uzrādījušas tikai 13 mājsaimniecības, bet izdevumus viesnīcām un sabiedriskajai ēdināšanai – 63 mājsaimniecības.

Zema reprezentativitāte ir arī zemnieku mājsaimniecību patēriņa izdevumu grupu vērtējumiem. Šeit izņēmumi ir tikai izdevumi pārtikai, kuru absolūtā vērtība ir Ls 27,32 un izlases relatīvā kļūda 4,0%, un izdevumus mājokļa uzturēšanai – izlases relatīvā kļūda ir 8,9%. Visām pārējām izdevumu grupām izlases relatīvā kļūda ir lielāka par 10%. Viens no iemesliem ir izlases dizains laukos. Izdevumiem izglītībai izlases relatīvā kļūda ir pat 41,12%, šī rādītāja 68% ticamības intervāls ir no Ls 0,11 līdz Ls 0,33. Kā galveno iemeslu var minēt to, ka tikai 8 mājsaimniecībām jeb 2% no visām zemnieku mājsaimniecībām šī izdevumu pozīcija ir atšķirīga no nulles.

Ja mēs analizējam vērtējumu reprezentativitāti uzņēmēju mājsaimniecībām, tad redzam, ka visiem rādītājiem ir augsta izlases relatīvā kļūda. Šāds rezultāts nav pārsteidzošs, ņemot vērā uzņēmēju mājsaimniecību mazo pārstāvniecību izlasē un šo mājsaimniecību atšķirīgo ienākumu un līdz ar to arī patēriņa izdevumu līmeni izlasē un, domājams, arī generālkopā. Ar 68% ticamību uzņēmēju mājsaimniecību patēriņu izdevumi vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī ir no Ls 76,27 līdz Ls 90,61. No patēriņa izdevumu grupām vismazākā izlases relatīvā kļūda 7,2% ir izdevumiem pārtikai, alkoholam un tabakai. Šīs izdevumu grupas 68% ticamības intervāls ir no Ls 26,32 līdz Ls 30,38. Savukārt vislielākā izlases relatīvā kļūda ir izdevumiem izglītībai – 46,8% un šīs izdevumu grupas 68% ticamības intervāls ir no Ls 0,51 līdz Ls 1,41.

5.6.tabulā apkopoti algotu darbu strādājošo un pensionāru mājsaimniecību rīcībā esošo ienākumu un patēriņa izdevumu vērtējumi un to izlases relatīvās kļūdas pilsētu un lauku mājsaimniecībām.

Algotu darbu strādājošo mājsaimniecībām rīcībā esošie ienākumi vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī pilsētās ir Ls 75,26, bet laukos Ls 57,96. Šo vērtējumu izlases relatīvās kļūdas ir attiecīgi 1,7% un 5,1%. Savukārt šīs grupas patēriņa izdevumi ir Ls 70,34 pilsētās un Ls 50,65 laukos (izlases relatīvā kļūda attiecīgi 2,0% un 5,9%). Varam secināt, ka ar varbūtību 68% atšķirība starp pilsētu un lauku algotu darbu strādājošo mājsaimniecību rīcībā esošo ienākumu vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī ir statistiski nozīmīga, jo atbilstošie ticamības intervāli nepārklājas: pilsētās tas ir no Ls 73,96 līdz Ls 76,56, bet laukos no Ls 55,0 līdz Ls 60,92.

Ja analizē patēriņa izdevumu grupu reprezentativitāti algotu darbu strādājošo mājsaimniecībām pilsētās, tad redzam, ka reprezentativitāte ir samērā augsta – izlases relatīvā kļūda virs 10% ir tikai izdevumiem izglītībai (14,6%). Lauku mājsaimniecībām izlases relatīvā kļūda ir lielāka nekā pilsētu mājsaimniecībām, līdz ar to rezultāti ir mazāk reprezentatīvi. Kā galvenos iemeslus šeit varētu minēt izlases lieluma atšķirības un izlases dizainu laukos. Tā 1999.gada izlasē bija iekļautas 1554 algotu darbu strādājošo mājsaimniecības pilsētās un 558 mājsaimniecības laukos.

5.6.tabula. *Algotu darbu strādājošo un pensionāru mājsaimniecību rīcībā esošā ienākuma un patēriņa izdevumu vērtējumi un to izlases relatīvās kļūdas, 1999.gada dati*

(vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī)

	Algotu darbu strādājošo		Pensionāru	
	Pilsētās	Laukos	Pilsētās	Laukos
Rīcībā esošie ienākumi	Ls 75,26 ± 1,7%	Ls 57,96 ± 5,1%	Ls 61,58 ± 2,1%	Ls 54,99 ± 2,5%
Patēriņa izdevumi	Ls 70,34 ± 2,0%	Ls 50,65 ± 5,9%	Ls 58,93 ± 2,1%	Ls 46,57 ± 4,1%
tai skaitā izdevumi pārtikai, alkoholam, tabakai	Ls 25,40 ± 1,4%	Ls 23,74 ± 2,7%	Ls 26,50 ± 1,9%	Ls 26,51 ± 3,9%
apgērbam, apaviem	Ls 5,60 ± 4,5%	Ls 3,68 ± 9,6%	Ls 1,82 ± 6,9%	Ls 1,62 ± 16,7%
mājokļa uzturēšanai	Ls 12,75 ± 2,3%	Ls 5,44 ± 9,8%	Ls 15,24 ± 3,1%	Ls 8,00 ± 11,7%
mājokļa iekārtošanai	Ls 3,70 ± 9,9%	Ls 3,52 ± 21,9%	Ls 1,43 ± 8,3%	Ls 1,11 ± 10,5%
veselībai	Ls 2,00 ± 6,4%	Ls 1,27 ± 15,3%	Ls 4,50 ± 6,6%	Ls 3,76 ± 13,7%
transportam	Ls 6,15 ± 7,7%	Ls 4,74 ± 12,5%	Ls 2,50 ± 9,8%	Ls 1,38 ± 11,9%
sakariem	Ls 3,35 ± 3,8%	Ls 1,63 ± 10,7%	Ls 2,47 ± 4,5%	Ls 1,33 ± 11,6%
atpūtai	Ls 4,83 ± 6,1%	Ls 2,71 ± 13,6%	Ls 2,05 ± 12,3%	Ls 1,32 ± 13,6%
izglītībai	Ls 0,91 ± 14,6%	Ls 0,41 ± 29,7%	Ls 0,09 ± 30,5%	Ls 0,05 ± 97,7%
viesnīcās un sabied- riskajā ēdināšanai	Ls 2,06 ± 7,1%	Ls 1,45 ± 20,7%	Ls 0,44 ± 30,9%	Ls 0,09 ± 44,0%
par pārējām precēm un pakalpojumiem	Ls 3,59 ± 5,4%	Ls 2,06 ± 9,4%	Ls 1,89 ± 10,2%	Ls 1,40 ± 12,3%

Avots: MBP 1999.gada dati, autores aprēķini.

Pensionāru mājsaimniecību rīcībā esošie ienākumi vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī pilsētās ir Ls 61,58, bet laukos – Ls 54,99. Šo vērtējumu izlases relatīvās kļūdas ir attiecīgi 2,1% un 2,5%. Savukārt šīs grupas patēriņa izdevumi ir Ls 58,93 pilsētās un Ls 46,57 laukos (izlases relatīvās kļūdas ir attiecīgi 2,1% un 4,1%). Varam secināt, ka ar 68% varbūtību atšķirība starp pilsētu un lauku pensionāru rīcībā esošiem ienākumiem, kā arī patēriņa izdevumiem, ir statistiski nozīmīgas.

Patēriņa izdevumu grupu vērtējumu izlases relatīvās kļūdas lauku pensionāru mājsaimniecībām ir lielākas nekā pilsētu pensionāru mājsaimniecībām.

Galvenais iemesls tam ir izlases apjoms pilsētās un laukos: 1999.gada izlasē bija iekļautas 798 pensionāru mājsaimniecības pilsētās un 288 laukos.

Tā kā gandrīz viena trešā daļa Latvijas iedzīvotāju dzīvo Rīgā, tad bieži ir interese par Rīgas mājsaimniecībām. 5.7.tabulā apkopoti rīcībā esošo ienākumu un patēriņa izdevumu vērtējumi un to izlases relatīvās kļūdas Rīgas mājsaimniecību sociālekonomiskajām grupām.

5.7.tabula. *Rīgas mājsaimniecību rīcībā esošā ienākuma un patēriņa izdevumu vērtējumi un to izlases relatīvās kļūdas, 1999.gada dati*

(vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī)

t	Algotu darbu strādājošo	Uzņēmēju	Pensionāru	Citas
Rīcībā esošie ienākumi	Ls 82,61 ± 2,4%	Ls 122,39 ± 15,8%	Ls 63,10 ± 3,4%	Ls 60,42 ± 9,0%
Patēriņa izdevumi tai skaitā izdevumi	Ls 78,49 ± 3,0%	Ls 115,23 ± 11,6%	Ls 60,94 ± 3,3%	Ls 77,71 ± 10,2%
pārtikai, alkoholam, tabakai	Ls 25,71 ± 2,1%	Ls 30,97 ± 10,1%	Ls 24,83 ± 3,0%	Ls 26,19 ± 7,7%
apģērbam, apaviem	Ls 6,69 ± 7,1%	Ls 12,73 ± 28,9%	Ls 1,91 ± 10,9%	Ls 6,41 ± 17,9%
mājokļa uzturēšanai	Ls 14,41 ± 3,4%	Ls 17,84 ± 16,5%	Ls 17,25 ± 4,1%	Ls 14,45 ± 11,4%
mājokļa iekārtošanai	Ls 3,40 ± 13,3%	Ls 4,48 ± 29,7%	Ls 1,36 ± 13,0%	Ls 7,15 ± 68,8%
veselībai	Ls 2,36 ± 10,0%	Ls 3,97 ± 51,0%	Ls 4,69 ± 11,2%	Ls 1,70 ± 27,8%
transportam	Ls 8,19 ± 11,6%	Ls 16,49 ± 19,7%	Ls 3,60 ± 14,1%	Ls 6,10 ± 15,6%
sakariem	Ls 4,11 ± 4,9%	Ls 7,99 ± 30,8%	Ls 2,93 ± 6,1%	Ls 4,52 ± 21,4%
atpūtai	Ls 5,88 ± 9,3%	Ls 7,79 ± 21,4%	Ls 2,00 ± 14,7%	Ls 4,97 ± 24,7%
Izglītībai	Ls 1,07 ± 23,8%	Ls 0,84 ± 53,5%	Ls 0,11 ± 56,1%	Ls 1,71 ± 39,6%
viesnīcās un sabied- riskajā ēdināšanai	Ls 2,32 ± 8,8%	Ls 4,32 ± 39,2%	Ls 0,61 ± 47,2%	Ls 0,87 ± 32,5%
par pārējām precēm un pakalpojumiem	Ls 4,34 ± 7,3%	Ls 7,83 ± 26,25%	Ls 1,67 ± 13,8%	Ls 3,64 ± 18,8%

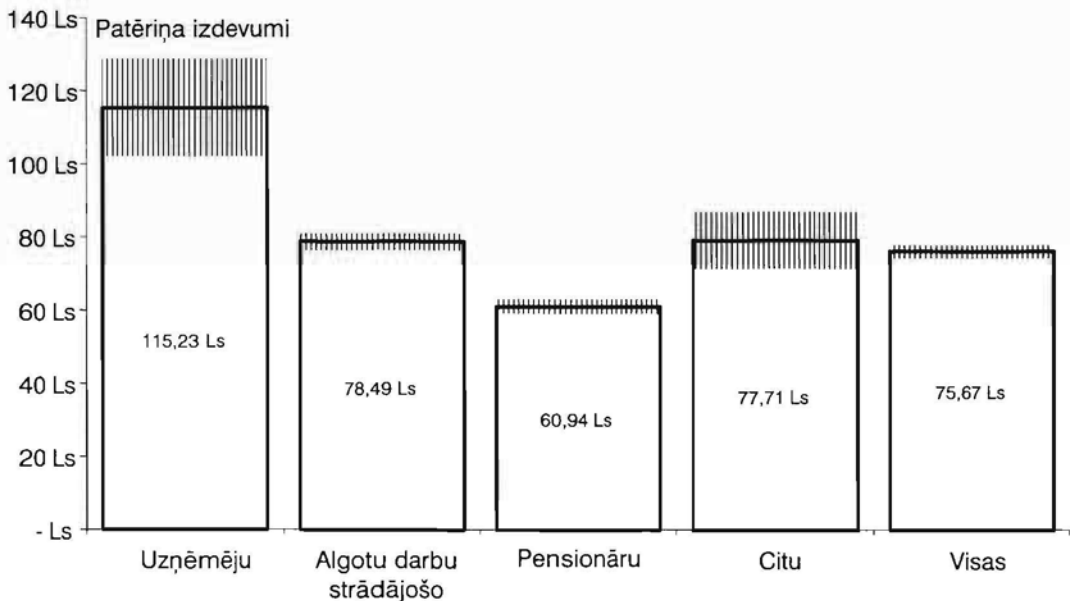
Avots: MBP 1999.gada dati, autores aprēķini.

No 5.7.tabulas redzams, ka Rīgā, līdzīgi kā valstī kopumā, reprezentativitāte augstāka ir algotu darbu strādājošo un pensionāru mājsaimniecībām, zemāka tā ir citām mājsaimniecībām, bet viszemākā tā ir Rīgas uzņēmējiem. Tas nav nekas pārsteidzošs, ņemot vērā, ka 1999.gada izlasē bija

iekļautas 669 algotu darbu strādājošo, 344 pensionāru, 29 uzņēmēju un 53 citas mājsaimniecības.

Rīgā algotu darbu strādājošo mājsaimniecībām patēriņa izdevumi vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli ir no Ls 76,11 līdz Ls 80,87, pensionāriem – no Ls 58,96 līdz Ls 62,91, citām mājsaimniecībām – no Ls 69,80 līdz 85,62. Uzņēmēju mājsaimniecībām ir novēroti visaugstākie patēriņa izdevumi, taču to ticamības intervāls ir ļoti plašs – no Ls 101,85 līdz Ls 128,61.

5.7.attēlā ir parādīti galveno Rīgas mājsaimniecību sociālekonomisko grupu patēriņa izdevumi vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī un šo vērtējumu izlases absolūtās kļūdas.



5.7.attēls. Rīgas mājsaimniecību sociālekonomisko grupu patēriņa izdevumi vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī un šo vērtējumu izlases absolūtās kļūdas, 1999.gada dati

No 5.7.attēla redzams, ka atšķirība starp uzņēmēju, algotu darbu strādājošo un pensionāru mājsaimniecību patēriņa izdevumiem ir statistiski nozīmīga. Visturīgākie ir uzņēmēji, tad seko algotu darbu strādājošie un visnabadzīgākie ir

pensionāri. Tajā pat laikā mēs nevaram apgalvot, ka atšķirības starp algotu darbu strādājošo un citu mājsaimniecību* patēriņa izdevumiem ir statistiski nozīmīgas.

Ja aplūkojam mājsaimniecību grupu, kurā ietilpst tās mājsaimniecības, kurām nav pastāvīgi ienākumi no darba, uzņēmējdarbības vai pensijas, tad redzams, ka šai grupai vidējie rīcībā esošie ienākumi (Ls 60,42) ir zemāki par vidējiem patēriņa izdevumiem (Ls 77,71). Pie kam šī atšķirība ir statistiski nozīmīga ar varbūtību 68%, jo vidējo rīcībā esošo ienākumu uz vienu mājsaimniecības locekli ticamības intervāls ir no Ls 54,96 līdz Ls 65,98, bet patēriņa izdevumiem – no Ls 69,80 līdz Ls 85,62. Tas varētu būt skaidrojams ar to, ka cilvēki, kuriem nav pastāvīgi ienākumi, dažādu iemeslu dēļ nesniedz informāciju par visiem ienākumiem, bet izdevumu daļā šie ienākumi netieši parādās. Kā vienu no iespējamiem motīviem varētu minēt to, ka nereti cilvēks skaitās bezdarbnieks, lai gan patiesībā strādā un informāciju par šiem ienākumiem nesniedz. Cits iemesls varētu būt tas, ka šie cilvēki saņem neregulārus ienākumus par gabaldarbu vai nostrādāto laiku un tādēļ neatceras visus ienākumus.

Varam secināt, ka Latvijas mājsaimniecību budžeta pētījuma 1999.gada dati par rīcībā esošo ienākumu un patēriņa izdevumiem ir reprezentatīvi algotu darbu strādājošo un pensionāru mājsaimniecībām gan valstī kopumā, gan galvenajām administratīvi teritoriālajām vienībām. Datu reprezentativitāte ir zemāka zemnieku un citām mājsaimniecībām, bet viszemākā reprezentativitāte ir uzņēmēju mājsaimniecībām.

5.3. VĒRTĒJUMU REPREZENTATIVITĀTE DEMOGRĀFISKAJĀS GRUPĀS

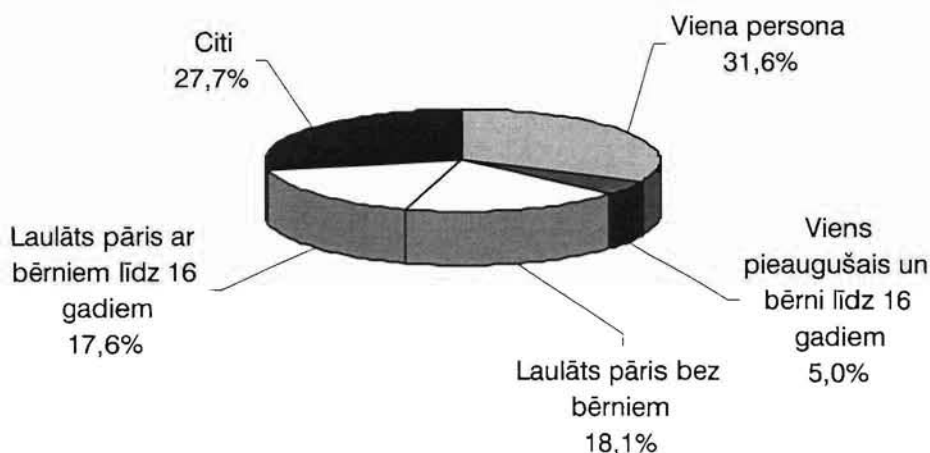
Mājsaimniecības ienākumu un izdevumu līmenis ir atkarīgs arī no ģimenes veida. To ietekmē kopējais cilvēku skaits mājsaimniecībā, kā arī darbspējīgo mājsaimniecības locekļu īpatsvars.

* grupa, kurā ietilpst mājsaimniecības, kuru galvenajam pelnītājam nav pastāvīgu iztikas līdzekļu no algota darba, pensijas, ieņēmumu no privātās uzņēmējdarbības vai lauksaimnieciskās ražošanas.

Mājsaimniecības budžeta pētījuma datu analīzei un publikācijām ir izveidotas šādas demogrāfiskās jeb ģimeņu grupas:

- vieninieks,
- viens pieaugušais un bērni līdz 16 gadiem (turpmāk tekstā – pieaugušais un bērni),
- laulāts pāris bez bērniem,
- laulāts pāris ar bērniem līdz 16 gadiem (turpmāk tekstā – laulāts pāris ar bērniem),
- citi.

Visas valsts mājsaimniecību sadalījums šajās grupās parādīts 5.8.attēlā.



5.8.attēls. Mājsaimniecību sadalījums demogrāfiskajās grupās 1999.gadā

No 5.8.attēla redzams, ka lielāko mājsaimniecību grupu veido vienas personas mājsaimniecības – 31,6% no kopējā mājsaimniecību skaita. Šī mājsaimniecību grupa ir izteikti neviendabīga: lielākā daļa vieninieku mājsaimniecību grupā ir vientuļi un gados veci cilvēki, tajā pat laikā šajā grupā ieieta arī jaunie un neprecētie cilvēki, kuru ienākumu un patēriņa izdevumu līmenis vidēji ir augstāks kā valstī kopumā. Šeit gan jāatzīmē, ka pēdējos ir grūti sastapt mājās un pārlicināt piedalīties pētījumā, kā rezultātā šo personu skaits varētu būt novērtēts par zemu. Nākošā lielākā mājsaimniecību grupa ir tās mājsaimniecības, kas sastāv no dažādu vecumu personām (paaudzēm), kurās ir bērni gan vecumā līdz 16 gadiem, gan vecāki par 16 gadiem, citi radnieki, kā arī citas mājsaimniecībai piederošas personas (Mājsaimniecības budžets 1999.gadā. Statistikas biļetens, 2000). Tad seko

laulāts pāris bez bērniem, laulāts pāris ar bērniem un mājsaimniecības, kurās dzīvo pieaugušais ar bērniem.

5.8.tabulā apkopoti rīcībā esošo ienākumu un patēriņa izdevumu vērtējumi un to izlases relatīvās kļūdas dažādu demogrāfisko grupu mājsaimniecībām.

5.8.tabula. *Dažādu demogrāfisko grupu mājsaimniecību rīcībā esošā ienākuma un patēriņa izdevumu vērtējumi un to izlases relatīvās kļūdas, 1999.gada dati*

(vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī)

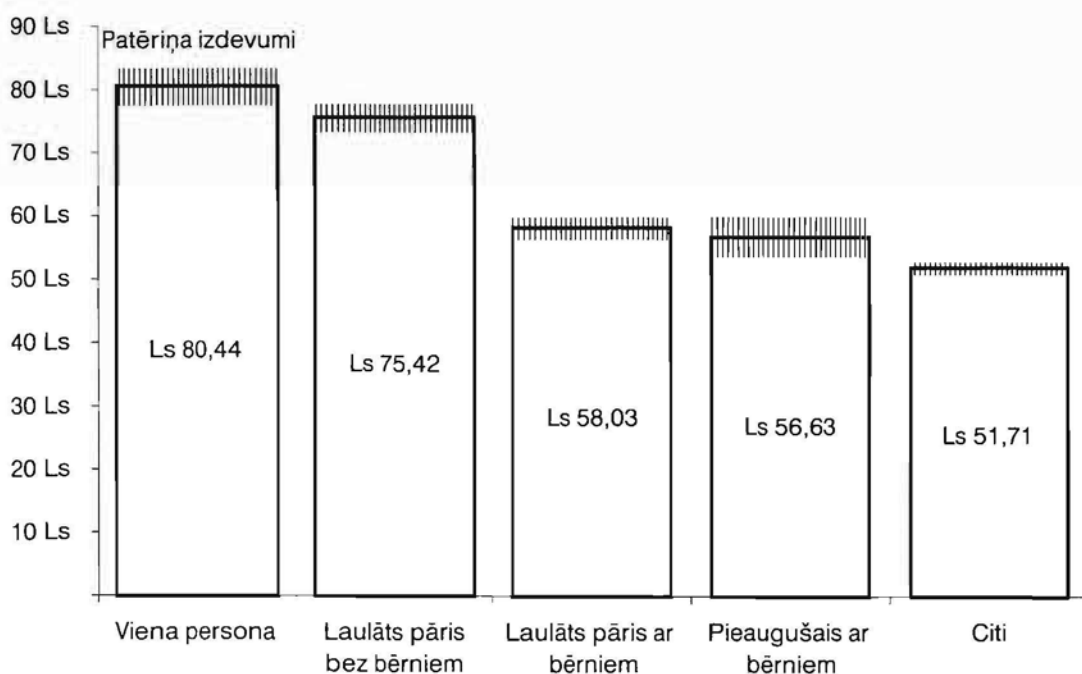
	Viena persona	Pieaugušais un bērni	Laulāts pāris bez bērniem	Laulāts pāris ar bērniem	Citi
Rīcībā esošie ienākumi	Ls 81,65 ±2,8%	Ls 53,36 ±5,7%	Ls 80,37 ±2,6%	Ls 60,49 ±3,1%	Ls 57,30 ±2,0%
Patēriņa izdevumi tai skaitā izdevumi	Ls 80,44 ±3,7%	Ls 56,63 ±5,6%	Ls 75,42 ±3,0%	Ls 58,03 ±3,0%	Ls 51,71 ±2,1%
pārtikai, alkoholam, tabakai	Ls 32,98 ±2,1%	Ls 21,64 ±4,2%	Ls 32,20 ±1,8%	Ls 22,05 ±1,9%	Ls 22,89 ±1,5%
apgērbam, apaviem	Ls 3,94 ±13,1%	Ls 4,56 ±14,1%	Ls 3,81 ±10,2%	Ls 5,07 ±6,3%	Ls 3,53 ±4,9%
mājokļa uzturēšanai	Ls 17,98 ±4,1%	Ls 11,36 ±9,6%	Ls 13,63 ±3,2%	Ls 8,78 ±4,3%	Ls 8,66 ±3,0%
mājokļa iekārtošanai	Ls 2,18 ±8,9%	Ls 3,39 ±35,3%	Ls 4,79 ±19,8%	Ls 3,83 ±13,4%	Ls 2,08 ±9,8%
veselībai	Ls 4,11 ±8,9%	Ls 1,52 ±27,2%	Ls 4,20 ±7,2%	Ls 1,42 ±8,9%	Ls 1,74 ±7,4%
transportam	Ls 5,82 ±21,6%	Ls 2,67 ±12,2%	Ls 5,16 ±7,3%	Ls 4,64 ±6,7%	Ls 4,36 ±8,3%
sakariem	Ls 3,62 ±6,8%	Ls 2,22 ±9,2%	Ls 3,13 ±6,0%	Ls 2,65 ±7,0%	Ls 2,11 ±4,3%
atpūtai	Ls 3,52 ±13,8%	Ls 3,77 ±17,0%	Ls 3,73 ±13,8%	Ls 4,29 ±7,6%	Ls 2,81 ±7,7%
izglītībai	Ls 0,61 ±58,3%	Ls 1,14 ±24,3%	Ls 0,17 ±78,8%	Ls 1,00 ±10,6%	Ls 0,37 ±20,0%
viesnīcās un sabied- riskajā ēdināšanai	Ls 2,43 ±15,2%	Ls 1,52 ±17,8%	Ls 1,26 ±18,6%	Ls 1,37 ±9,3%	Ls 1,09 ±9,8%
par pārējām precēm un pakalpojumiem	Ls 3,25 ±11,3%	Ls 2,83 ±12,7%	Ls 3,34 ±9,3%	Ls 2,93 ±8,3%	Ls 2,08 ±5,5%

Avots: MBP 1999.gada dati, autores aprēķini.

No 5.8.tabulas redzams, ka lielākie rīcībā esošie ienākumi un patēriņa izdevumi vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī ir vienas personas mājsaimniecībām. Šīs grupas rīcībā esošie ienākumi ir Ls 81,65, bet patēriņa izdevumi – Ls 80,44. Abu rādītāju reprezentativitāte vērtējama kā augsta, jo izlases

relatīvās kļūdas ir attiecīgi 2,8% un 3,7%. Arī pārējām demogrāfiskajām grupām izlases relatīvā kļūda rīcībā esošajiem ienākumiem un patēriņa izdevumiem vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī ir maza – robežās no 2% līdz 4%. Šeit izņēmums ir mājsaimniecības, kurās dzīvo pieaugušais ar bērniem, kam šo rādītāju relatīvās kļūdas ir 5,7% un 5,6%, kas signalizē par ne visai augstu reprezentativitāti. Tajā pat laikā iegūtais rezultāts nav pārsteidzošs, jo šīs grupas īpatsvars generālkopā ir tikai 5% un 1999.gada izlasē bija iekļautas 158 šīs grupas mājsaimniecības.

No 5.8.tabulas varam secināt, ka dažādu demogrāfisku grupu mājsaimniecībām vidējie rīcībā esošie ienākumi un patēriņa izdevumi uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī ir atšķirīgi. 5.9.attēlā ir parādīti šo grupu patēriņa izdevumi vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī, kā arī šo vērtējumu 68% ticamības intervāli.



5.9.attēls. *Mājsaimniecību demogrāfisko grupu patēriņa izdevumi vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī un šo rādītāju 68% ticamības intervāli, 1999.gada dati*

No 5.9.attēla redzams, ka ar 68% varbūtību atšķirības patēriņa izdevumos vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī ir statistiski nozīmīgas vienas

personas mājsaimniecībām, laulātiem pāriem bez bērniem, laulātiem pāriem ar bērniem un citām mājsaimniecībām, jo šo grupu 68% ticamības intervāli nepārklājas.

Demogrāfiskajā skatījumā nosacīti visturīgākie ir vieninieki, tad seko laulāts pāris bez bērniem. Mazāk turīgi ir laulāti pāri ar bērniem un pieaugušais ar bērniem, kā arī citas mājsaimniecības. Tā kā grupai pieaugušais ar bērniem 68% ticamības intervāls ir plašs: no Ls 53,48 līdz Ls 59,78, tad ar varbūtību 68% nevar apgalvot, ka statistiski nozīmīga ir atšķirība starp šīs grupas patēriņa izdevumiem un patēriņa izdevumiem pāriem ar bērniem.

Ja mēs analizējam atsevišķu patēriņa izdevumu grupu reprezentatīvātī, tad reprezentatīvāte augsta ir izdevumiem pārtikai, alkoholam un tabakai: visām grupām izlases relatīvā kļūda ir ap 2%, bet pieaugušajam ar bērniem – 4,2%. Šeit jāatzīmē, ka vislielākie izdevumi pārtikai, alkoholam un tabakai ir vienas personas mājsaimniecībām – Ls 32,98, un tas ir pusotras reizes vairāk nekā pieaugušajam ar bērniem (šī atšķirība ir statistiski nozīmīga ar 68% varbūtību).

Visām patēriņa izdevumu grupām reprezentatīvāte augstāka ir laulātiem pāriem ar bērniem, laulātiem pāriem bez bērniem un citām mājsaimniecībām. 10% robežās izlases relatīvā kļūda šīm mājsaimniecību grupām ir izdevumiem par apģērbu un apaviem, mājokļa uzturēšanu, veselību, transportu, sakariem, pārējām precēm un pakalpojumiem. Laulātam pārim ar bērniem un citām mājsaimniecībām izlases relatīvā kļūda mazāka par 10% ir arī izdevumiem atpūtai un viesnīcām un sabiedriskajai ēdināšanai. Ja šīm trim mājsaimniecību grupām aplūko izdevumus izglītībai, tad laulātam pārim ar bērniem šai izdevumu grupai izlases relatīvā kļūda ir tikai 10,2%, kas ir mazāk nekā šī rādītāja izlases relatīvā kļūda visām valsts mājsaimniecībām. Savukārt laulātam pārim bez bērniem izglītības izdevumu izlases relatīvā kļūda ir 78,8%, kas norāda uz izteiktu zemu šī rādītāja reprezentatīvātī un būtu labāk šos datus vispār nepublicēt. Galvenais faktors, kas nosaka šīs kļūdas lielumu, ir mazais to laulāto bezbērnu pāru skaits izlasē (un domājams arī ģenerālkopā), kuriem ir šī izdevumu pozīcija. Tā 1999.gada no izlasē iekļautajiem 764 pāriem bez bērniem izdevumi izglītībai bija tikai 4 pāriem.

Vislielākās izlases relatīvās kļūdas ir mājsaimniecību grupai pieaugušais ar bērniem, to nosaka šīs mājsaimniecību grupas mazā pārstāvniecība izlasē. Tā 1999.gadā izlasē bija iekļautas 158 šīs grupas mājsaimniecības. Tajā pat laikā lielas

izlases relatīvās kļūdas ir vienas personas mājsaimniecību patēriņa izdevumu grupu vērtējumiem, tajā pat laikā šīs grupas īpatsvars izlasē ir pietiekams – 810 mājsaimniecības. Tam varētu būt vairāki iemesli. Kā pirmo gribētos minēt vienas personas mājsaimniecību patēriņa izdevumu variāciju izlasē un ģenerālkopā: dažādu vecuma, kā arī dažādās apdzīvotās vietās atsevišķi dzīvojošiem cilvēkiem ir ļoti dažāds dzīves veids, ienākumu un arī izdevumu līmenis un struktūra. Patēriņa izdevumu grupas ar vislielāko izlases relatīvo kļūdu ir izdevumi transportam, atpūtai un izglītībai. 5.9.tabulā ir apkopoti šo grupu patēriņa izdevumi dažāda vecuma un dažādās apdzīvotās vietās atsevišķi dzīvojošajiem cilvēkiem.

5.9.tabula. Vienas personas mājsaimniecību izdevumi transportam, atpūtai un izglītībai, 1999.gada dati

(vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī)

	Rīgā	6 lielajās pilsētās	Pārējās pilsētās	Laukos	Latvijā
Transporta izdevumi					
viena persona	Ls 14,38	Ls 2,41	Ls 2,63	Ls 2,79	Ls 5,82
vecumā līdz 63 gadiem	Ls 21,26	Ls 2,86	Ls 3,76	Ls 4,56	Ls 8,52
vecumā pēc 63 gadiem	Ls 5,61	Ls 1,71	Ls 0,93	Ls 0,88	Ls 2,32
Atpūtas izdevumi					
viena persona	Ls 5,83	Ls 3,52	Ls 2,24	Ls 2,43	Ls 3,52
vecumā līdz 63 gadiem	Ls 8,89	Ls 4,24	Ls 2,57	Ls 3,37	Ls 4,85
vecumā pēc 63 gadiem	Ls 1,93	Ls 2,39	Ls 1,74	Ls 1,41	Ls 1,78
Izglītības izdevumi					
viena persona	Ls 1,74	Ls 0,07	Ls -	Ls 0,37	Ls 0,61
vecumā līdz 63 gadiem	Ls 3,10	Ls 0,12	Ls -	Ls 0,71	Ls 1,07
vecumā pēc 63 gadiem	Ls -	Ls -	Ls -	Ls -	Ls -

Avots: MBP 1999.gada dati, autores aprēķini.

No 5.9.tabulas redzams, ka atsevišķi dzīvojošs cilvēks vecumā līdz 63 gadiem vidēji transportam tērē gandrīz 4 reizes vairāk nekā Rīgā dzīvojošs cilvēks vecumā pēc 63 gadiem un 24 reizes vairāk nekā atsevišķi dzīvojošs lauku cilvēks vecumā pēc 63 gadiem. Līdzīga situācija ir arī izdevumiem atpūtai. Ja aplūko izdevumus izglītībai, tad redzam, ka neviens no izlasē iekļautajiem atsevišķi dzīvojošajiem cilvēkiem vecumā pēc 63 gadiem nav izdevis līdzekļus izglītībai. Tajā pat laikā Rīgā vienas personas mājsaimniecības vecumā līdz 63 gadiem vidēji mēnesī izglītībai tērē Ls 3,10, 6 lielajās pilsētās – Ls 0,12 un laukos – Ls 0,71. Datu failā 99% vienas personas mājsaimniecību nav izdevumu izglītībai – to vērtība ir Ls 0,00.

Atšķirīga no nulles šī pozīcija ir tikai 6 vienas personas mājsaimniecībām un tas ir galvenais iemesls lielajai izlases kļūdai. Šādā situācijā būtu ieteicams vienas personas mājsaimniecību izglītības izdevumus nublicēt.

Ja atsevišķi aplūko dažādu demogrāfisko grupu mājsaimniecību patēriņa izdevumus dažādās administratīvās teritorijās dzīvojošām mājsaimniecībām, tad vērojama tendence, ka datu reprezentativitāte augstāka ir laulātiem pāriem ar bērniem un citām mājsaimniecībām. Dati mazāk reprezentatīvi ir vienas personas mājsaimniecībām, kā arī pieaugušajam ar bērniem un laulātam pārim bez bērniem. Kā galveno iemeslu demogrāfisko grupu patēriņa izdevumu grupu zemajai reprezentativitātei gribētos minēt to apstākli, ka pašreizējos ekonomiskajos apstākļos pastāv lielas atšķirības vienas grupas mājsaimniecību dzīves līmenī, ienākumos un līdz ar to arī patēriņa izdevumu līmenī un struktūrā.

5.4. VĒRTĒJUMU REPREZENTATIVITĀTE LABKLĀJĪBAS GRUPĀM

Lai pētītu mājsaimniecību noslāņošanos, aplūko mājsaimniecību dalījumu labklājības grupās – deciļu un kvintiļu grupās. Decile ir viena desmitā daļa no mājsaimniecību skaita, kuras sagrupētas kāda rādītāja augošā secībā, kvintile – viena piektā daļa.

Veicot mājsaimniecību dalījumu decilēs, vienmēr aktuāls ir jautājums, pēc kādas pazīmes sakārtot mājsaimniecības. No vienas puses deciļu dalījums būtu jāveic pēc pazīmes, kas tiešā veidā ietekmē mūs interesējošo parametru vērtības. No otras puses – tam būtu jābūt rādītājam, kura vērtības ir pēc iespējas nenovirzītas, lai tādējādi nenovirzīts būtu arī deciļu dalījums. Ja mūsu galvenā interese ir par patēriņa izdevumu struktūru un līmeni dažādu deciļu mājsaimniecībām, tad deciles būtu jāveido pēc rīcībā esošā ienākuma, jo tieši ienākumu līmenis ir tas, kas nosaka mājsaimniecību patēriņa līmeni un dažādu izdevumu grupu īpatsvaru kopējā patēriņa izdevumu struktūrā. Tādēļ turpmāk analizēsīm dažādu rādītāju reprezentativitāti mājsaimniecību deciļu grupām pēc rīcībā esošā ienākumu uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī.

5.10.tabulā ir apkopoti mājsaimniecību deciļu grupu rīcībā esošie ienākumi un patēriņa izdevumi, kā arī šo vērtējumu izlases relatīvās kļūdas.

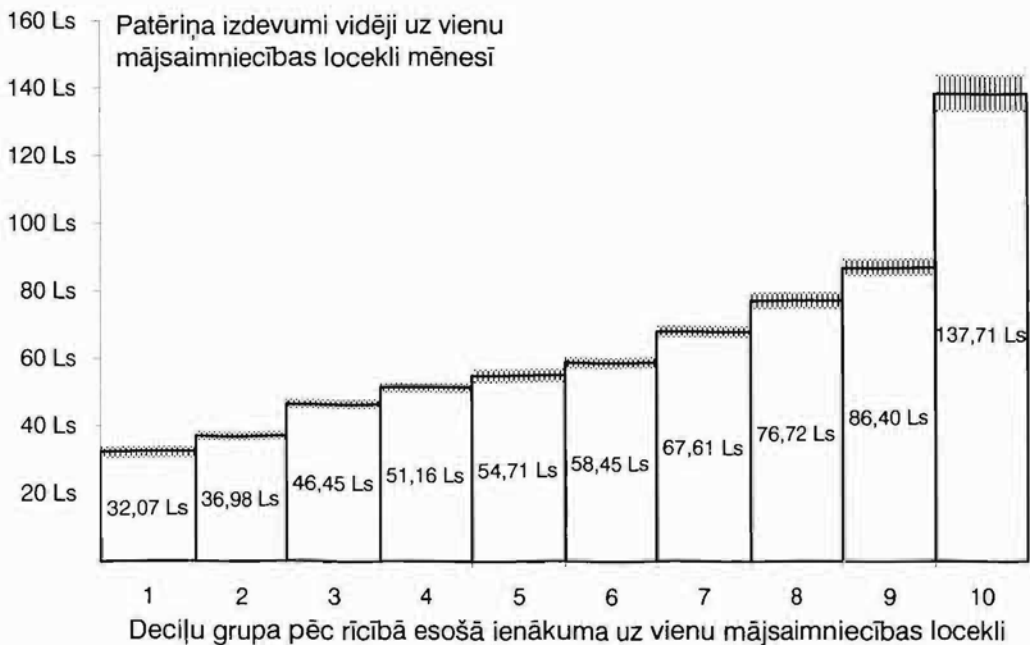
5.10.tabula. Rīcībā esošā ienākuma un patēriņa izdevumu vērtējumi un to izlases relatīvās kļūdas mājsaimniecību deciļu grupām, 1999.gada dati

	Mājsaimniecību deciļu grupa pēc rīcībā esošā ienākuma uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Rīcībā esošie ienākumi	Ls 16,81 ± 5,8%	Ls 33,49 ± 0,5%	Ls 43,70 ± 0,3%	Ls 52,01 ± 0,2%	Ls 57,69 ± 0,1%	Ls 63,40 ± 0,2%	Ls 71,27 ± 0,2%	Ls 83,56 ± 0,3%	Ls 104,85 ± 0,4%	Ls 175,59 ± 2,1%
Patēriņa izdevumi, tai skaitā izdevumi	Ls 32,07 ± 4,7%	Ls 36,98 ± 2,9%	Ls 46,45 ± 2,7%	Ls 51,16 ± 2,4%	Ls 54,71 ± 3,4%	Ls 58,45 ± 2,4%	Ls 67,61 ± 2,3%	Ls 76,72 ± 2,9%	Ls 86,40 ± 2,7%	Ls 137,71 ± 3,8%
pārtikai, alkoholam, tabakai	Ls 16,41 ± 2,7%	Ls 18,63 ± 2,3%	Ls 22,38 ± 1,9%	Ls 23,92 ± 2,5%	Ls 24,38 ± 2,4%	Ls 25,99 ± 2,4%	Ls 28,95 ± 2,3%	Ls 30,28 ± 2,3%	Ls 32,38 ± 2,4%	Ls 39,97 ± 2,9%
apgērbam, apaviem	Ls 1,69 ± 11,9%	Ls 2,26 ± 8,1%	Ls 2,91 ± 10,4%	Ls 3,16 ± 8,3%	Ls 2,64 ± 9,6%	Ls 3,06 ± 9,2%	Ls 3,87 ± 8,6%	Ls 5,69 ± 9,5%	Ls 6,11 ± 6,7%	Ls 12,71 ± 9,2%
mājokļa uzturēšanai	Ls 4,98 ± 7,3%	Ls 6,13 ± 5,4%	Ls 7,82 ± 5,0%	Ls 10,44 ± 5,0%	Ls 12,08 ± 4,2%	Ls 12,46 ± 4,7%	Ls 12,54 ± 4,7%	Ls 13,27 ± 4,8%	Ls 14,18 ± 3,8%	Ls 21,56 ± 5,7%
mājokļa iekārtošanai	Ls 1,62 ± 25,1%	Ls 1,26 ± 29,8%	Ls 1,93 ± 27,9%	Ls 1,51 ± 20,4%	Ls 1,92 ± 23,0%	Ls 1,82 ± 11,6%	Ls 2,88 ± 16,4%	Ls 3,79 ± 15,9%	Ls 6,35 ± 19,0%	Ls 9,72 ± 19,0%
veselībai	Ls 1,00 ± 17,1%	Ls 1,29 ± 9,8%	Ls 1,37 ± 8,4%	Ls 2,13 ± 12,2%	Ls 2,73 ± 9,3%	Ls 3,22 ± 8,9%	Ls 2,76 ± 9,8%	Ls 2,59 ± 12,0%	Ls 3,25 ± 14,6%	Ls 4,73 ± 12,6%
transportam	Ls 1,68 ± 12,1%	Ls 1,78 ± 8,0%	Ls 2,71 ± 7,7%	Ls 3,01 ± 10,9%	Ls 2,99 ± 8,9%	Ls 3,69 ± 16,1%	Ls 4,98 ± 9,3%	Ls 7,73 ± 17,9%	Ls 7,49 ± 6,7%	Ls 14,97 ± 14,5%
sakariem	Ls 1,15 ± 11,5%	Ls 1,41 ± 7,4%	Ls 1,80 ± 11,2%	Ls 1,86 ± 6,9%	Ls 2,01 ± 5,7%	Ls 2,55 ± 6,1%	Ls 2,95 ± 7,6%	Ls 3,46 ± 10,4%	Ls 3,71 ± 6,5%	Ls 7,31 ± 6,9%
atpūtai	Ls 1,45 ± 18,3%	Ls 1,64 ± 13,2%	Ls 2,45 ± 9,7%	Ls 2,29 ± 10,4%	Ls 3,21 ± 29,6%	Ls 2,55 ± 9,9%	Ls 4,19 ± 13,3%	Ls 4,41 ± 11,2%	Ls 5,69 ± 11,8%	Ls 9,76 ± 9,6%
izglītībai	Ls 0,34 ± 23,6%	Ls 0,69 ± 28,2%	Ls 0,33 ± 29,3%	Ls 0,43 ± 25,5%	Ls 0,41 ± 29,0%	Ls 0,34 ± 29,8%	Ls 0,67 ± 24,2%	Ls 0,68 ± 36,0%	Ls 0,62 ± 23,5%	Ls 1,52 ± 41,3%
viesnīcās un sabied- riskajā ēdināšanai	Ls 0,53 ± 17,5%	Ls 0,48 ± 13,9%	Ls 0,90 ± 15,3%	Ls 0,79 ± 14,5%	Ls 0,46 ± 18,5%	Ls 0,77 ± 15,0%	Ls 1,39 ± 18,5%	Ls 1,63 ± 13,4%	Ls 2,37 ± 16,7%	Ls 6,06 ± 10,8%
par pārējām precēm un pakalpojumiem	Ls 1,22 ± 15,9%	Ls 1,40 ± 7,9%	Ls 1,85 ± 10,2%	Ls 1,63 ± 6,8%	Ls 1,88 ± 9,9%	Ls 2,02 ± 11,6%	Ls 2,42 ± 7,1%	Ls 3,18 ± 10,2%	Ls 4,23 ± 7,5%	Ls 9,39 ± 10,4%

Avots: MBP 1999.gada dati, autores aprēķini.

Ja deciles veido pēc rīcībā esošā ienākuma uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī, tad visām grupām rīcībā esošo ienākumu vērtējumu reprezentativitāte ir augsta – izlases relatīvā kļūda lielāka par 0,5% ir tikai pirmās un desmitās deciles mājsaimniecībām (attiecīgi 5,8% un 2,1%).

Augsta reprezentativitāte ir arī decīļu grupu patēriņa izdevumiem – visām grupām izlases relatīvā kļūda ir mazāka par 5%. Mājsaimniecību decīļu grupu patēriņa izdevumi vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī un šo vērtējumu izlases absolūtās kļūdas parādītas 5.10.attēlā.



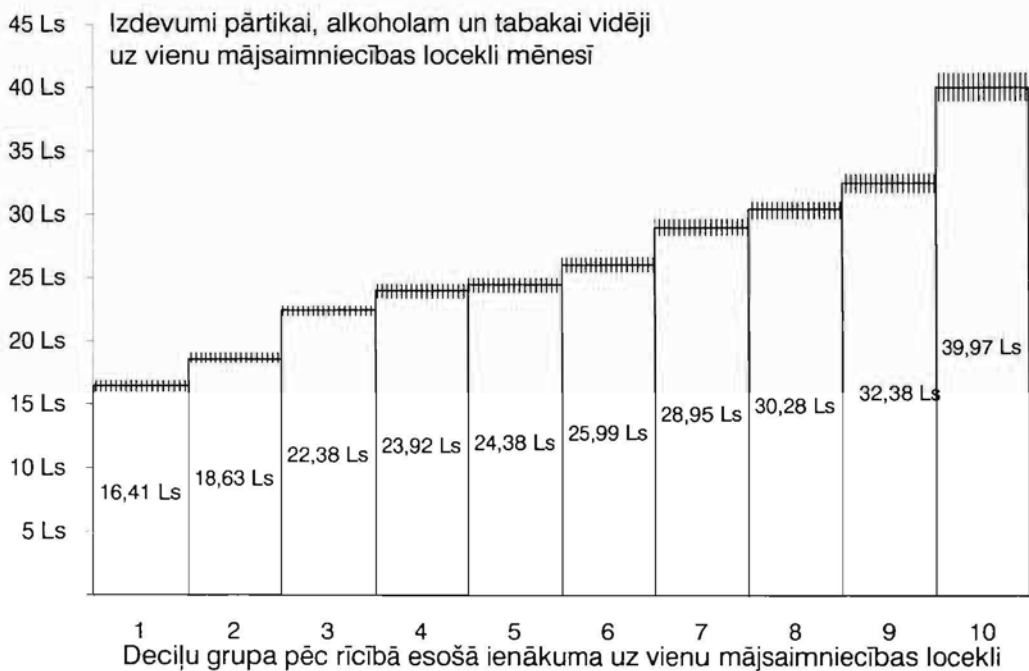
5.10.attēls. Mājsaimniecību labklājības grupu patēriņa izdevumu vērtējumi un to izlases absolūtās kļūdas, 1999.gada dati

No 5.10.attēla redzams, ka atšķirības starp visu decīļgrupu patēriņa izdevumiem vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī ir statistiski nozīmīgas ar 68% varbūtību, jo atbilstošie 68% ticamības intervāli nepārklājas.

Ja aplūko patēriņa izdevumu procentuālo pieaugumu, tad vislielākā atšķirība ir starp devītās un desmitās deciles mājsaimniecībām; desmitās deciles mājsaimniecībām vidējie patēriņa izdevumi uz vienu mājsaimniecības locekli ir par 59% lielāki nekā vidēji devītās deciles mājsaimniecībām.

Ja aplūko dažādu patēriņa izdevumu grupu reprezentativitāti, tad no 5.10.tabulas redzams, ka augstāka reprezentativitāte ir tām patēriņa izdevumu grupām, kuru īpatsvars kopējā patēriņa izdevumu struktūrā ir liels – izdevumiem pārtikai, alkoholam un tabakai un izdevumiem mājokļa uzturēšanai.

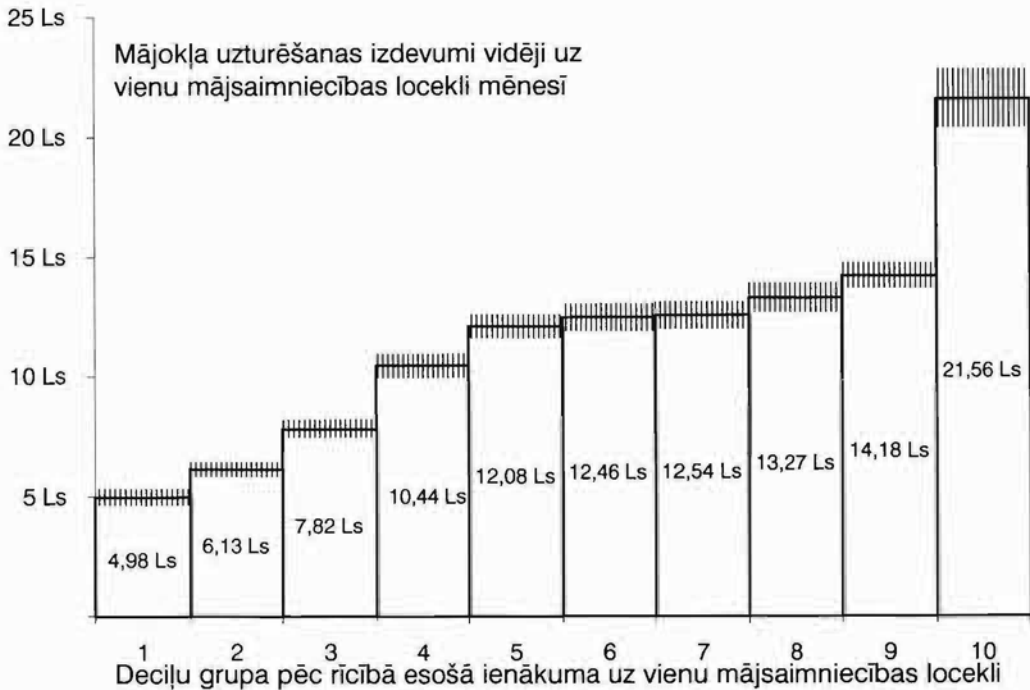
Visu deciļu grupu mājsaimniecībām izdevumiem pārtikai, alkoholam un tabakai izlases relatīvā kļūda ir mazāka par 3%, kas norāda uz augstu reprezentativitāti. Mājsaimniecību deciļu grupu izdevumi pārtikai, alkoholam un tabakai un šo vērtējumu absolūtās kļūdas parādītas 5.11.attēlā.



5.11.attēls. Mājsaimniecību labklājības grupu pārtikas, alkohola un tabakas izdevumu vērtējumi un to izlases absolūtās kļūdas, 1999.gada dati

No 5.11.attēla redzams, ka atšķirības starp visu deciļu grupu pārtikas izdevumiem ir statistiski nozīmīgas ar 68% varbūtību. Šeit vienīgais izņēmums ir ceturtais un piektās deciles mājsaimniecības, kuru pārtikas izdevumu 68% ticamības intervāli pārklājas un līdz ar to varam secināt, ka ar 68% varbūtību atšķirības starp šo grupu izdevumiem pārtikai nav būtiskas.

Nākamā lielākā izdevumu grupa ir izdevumi mājokļa uzturēšanai. Šīs izdevumu grupas vērtējumi un to izlases absolūtās kļūdas dažādām mājsaimniecību labklājības grupām parādītas 5.12.attēlā.



5.12.attēls. Mājsaimniecību labklājības grupu mājokļa uzturēšanas izdevumu vērtējumi un to izlases absolūtās kļūdas, 1999.gada dati

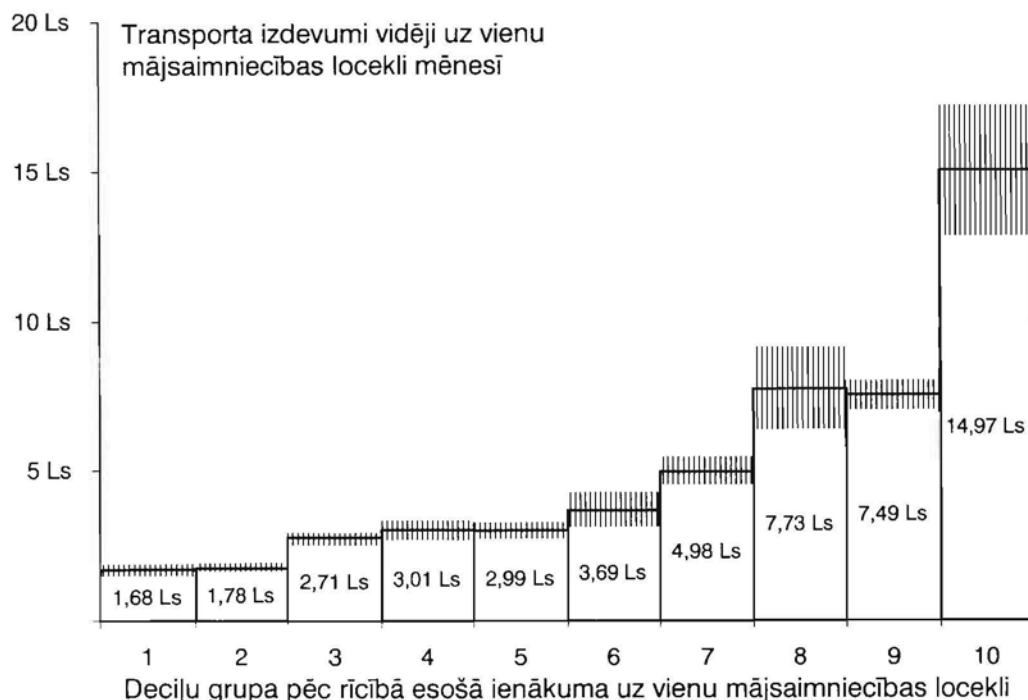
No 5.10.tabulas un 5.12.attēla redzams, ka mājsaimniecību deciļu grupu mājokļa uzturēšanas izdevumu vērtējumu reprezentativitāte ir augsta – izlases relatīvā kļūda lielāka par 5% ir tikai pirmās un desmitās deciles mājsaimniecībām.

Ja mēs aplūkojam dažādu deciļgrupu mājsaimniecību izdevumus mājokļa uzturēšanai, tad redzam, ka atšķirības starp šo izdevumu līmeņiem pirmo piecu deciļu mājsaimniecībām ir statistiski nozīmīgas ar 68% varbūtību. Tāpat ir redzams, ka ar 68% varbūtību mēs nevaram noraidīt hipotēzi par to, ka piektās, sestās un septītās deciles mājsaimniecībām ir atšķirīgs mājokļa uzturēšanas izdevumu līmenis.

Tāpat augsta reprezentativitāte ir mājsaimniecību deciļgrupu izdevumiem apģērbim un apaviem, sakariem, transportam, veselībai, viesnīcu un sabiedriskās ēdināšanas izdevumiem, kā arī izdevumiem par pārējām precēm un pakalpojumiem.

Apģērba un apavu izdevumi virs 10% ir tikai pirmās un trešās deciles mājsaimniecībām – attiecīgi 11,9% un 10,4%. Sakaru izdevumiem izlases relatīvā kļūda lielāka par 10% ir tikai pirmās un astotās deciles mājsaimniecībām – attiecīgi 11,5% un 10,4%. Savukārt transporta izdevumiem izlases relatīvā kļūda virs 15% ir

sestās un astotās deciles mājsaimniecībām – attiecīgi 16,1% un 17,9%. Transporta izdevumu vērtējumi un to izlases absolūtās kļūdas parādītas 5.13.attēlā.

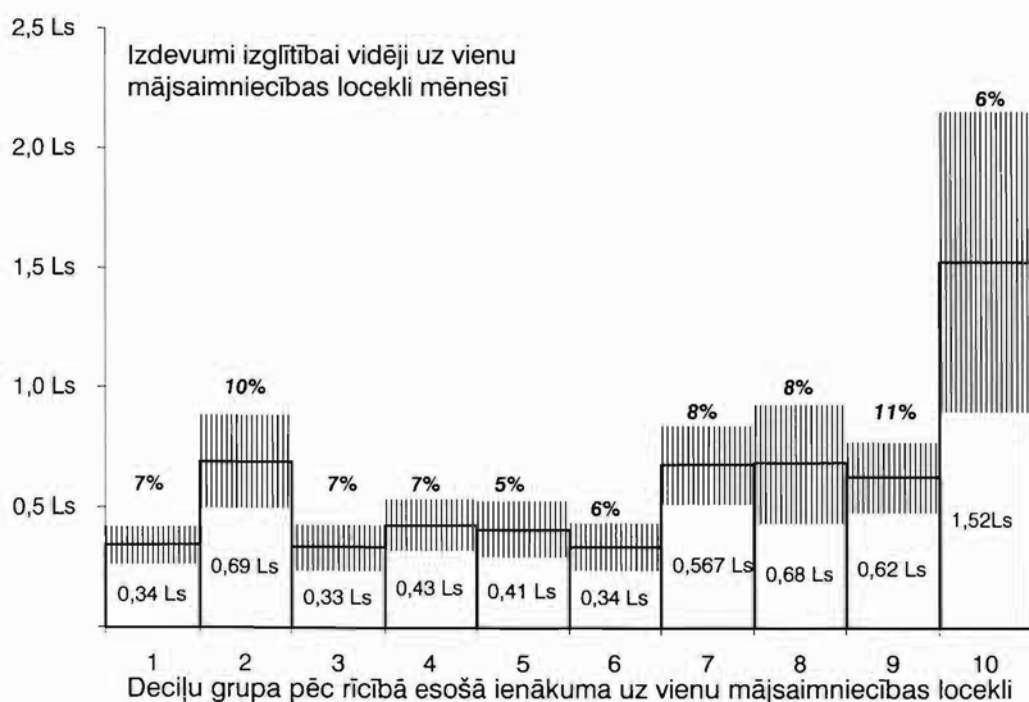


5.13.attēls. Mājsaimniecību labklājības grupu transporta izdevumu vērtējumi un to izlases absolūtās kļūdas, 1999.gada dati

Transporta izdevumu grupā ietilpst gan vietējā un tālsatiksmes transporta pakalpojumi, gan transporta līdzekļu aprīkojums un transporta līdzekļu iegāde. Līdz ar to šai patēriņa izdevumu grupai ir iespējama liela izkliede. Astotās deciles mājsaimniecībām transporta izdevumiem ir liela izlases relatīvā un absolūtā kļūda, jo kāda no izlasē iekļautajām šīs deciles mājsaimniecībām 1999.gadā uz kredīta bija iegādājusies lietotu automašīnu, kā rezultātā palielinājās astotās deciles transporta izmaksu vidējā vērtība un arī izlases kļūda.

Automašīnas vai cita transporta līdzekļa iegāde ir liels pirkums, ko mājsaimniecības parasti veic reti. Lai uzlabotu transporta izmaksu reprezentativitāti, būtu nepieciešams apkopot vairāk informācijas. Kā viens no risinājumiem ir retrospektīvā aptauja par lieliem pirkumiem – mājsaimniecība aptaujas laikā sniedz ziņas, piemēram, par transporta līdzekļu iegādi pēdējo 6 vai 12 mēnešu laikā. Tādā gadījumā pie esošā izlases lieluma būtu iespējams iegūt vairāk informācijas un līdz ar to mazāka būtu vērtējumu izlases kļūda.

Patēriņa izdevumu grupas ar vislielāko izlases relatīvo kļūdu ir izdevumi izglītībai, atpūtai un mājokļa iekārtošanai. Izglītības izdevumiem mazākā izlases relatīvā kļūda ir pirmās un devītās deciles mājsaimniecībām – attiecīgi 23,6% un 23,5%. Lielākā izlases relatīvā kļūda ir astotās un desmitās deciles mājsaimniecībām – attiecīgi 36,0% un 41,3%. Kā galveno iemeslu varētu minēt nelielo katras grupas mājsaimniecību skaitu, kurām izglītības izdevumi ir atšķirīgi no nulles. 5.14.attēlā ir parādīti mājsaimniecību decīļu grupu izglītības izdevumu vērtējumi un to izlases absolūtās kļūdas, tāpat attēlā ir parādīts arī to attiecīgās deciles mājsaimniecību īpatsvars, kurām ir šīs grupas izdevumi.

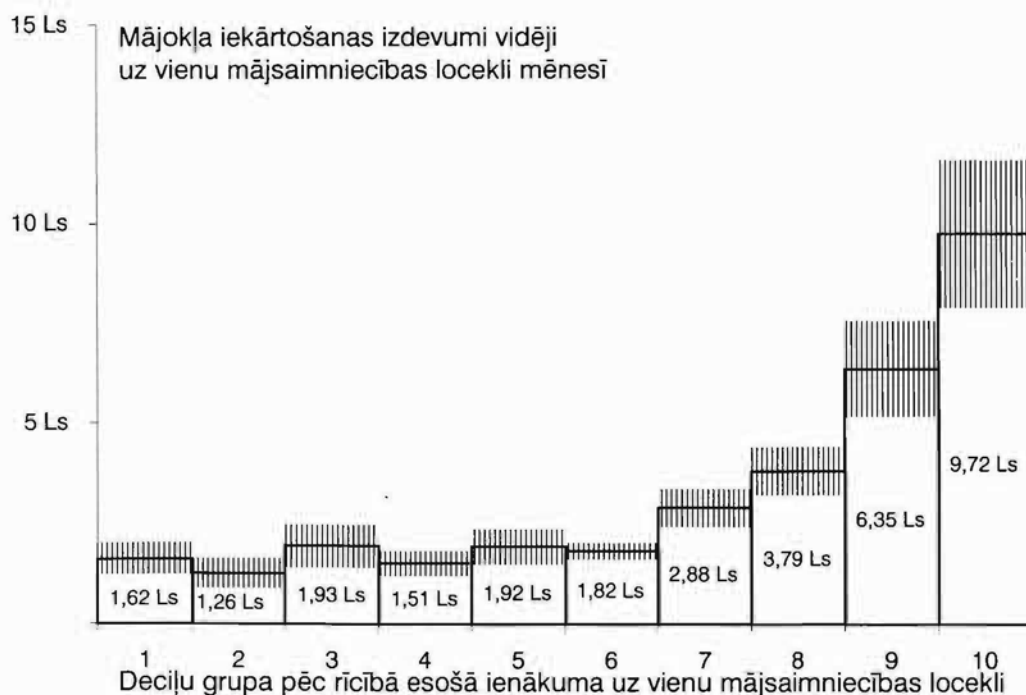


5.14.attēls. Mājsaimniecību labklājības grupu izglītības izdevumu vērtējumi, to izlases absolūtās kļūdas un katras deciles mājsaimniecību īpatsvars izlasē, kurām ir fiksēti izdevumi izglītībai, 1999.gada dati

No 5.14.attēla redzam, ka ar 68% varbūtību statistiski nozīmīga ir atšķirība starp pirmās un otrās deciles mājsaimniecību izdevumiem izglītībai. Tāpat ar 68% varbūtību mēs varam pieņemt hipotēzi, ka trešā līdz sestās deciles mājsaimniecībām izdevumi izglītībai neatšķiras. Nākošā mājsaimniecību grupa, kurām ir vienādi izdevumi izglītībai, ir septītās līdz devītās deciles mājsaimniecības. Tāpat statistiski nozīmīga ir atšķirība starp visu pārējo un desmitās deciles mājsaimniecībām. Tajā

pat laikā desmitās deciles mājsaimniecībām izglītības izdevumiem ir vislielākā izlases absolūtā un arī relatīvā kļūda: izglītības izdevumu 68% ticamības intervāls ir no Ls 0,89 līdz Ls 2,15 vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī. Izdevumi izglītībai ir tikai 6% no izlasē iekļautajām desmitās deciles mājsaimniecībām.

Ja aplūko mājokļa iekārtošanas izdevumus, tad arī šiem izdevumiem ir liela izlases relatīvā kļūda. 5.15.attēlā parādīti mājsaimniecību decīļu grupu mājokļa iekārtošanas izdevumu vērtējumi un to izlases absolūtās kļūdas.



5.15.attēls. Mājsaimniecību labklājības grupu mājokļa iekārtošanas izdevumu vērtējumi un to izlases absolūtās kļūdas, 1999.gada dati

No 5.15.attēla redzam, ka ar varbūtību 68% atšķirības starp pirmo sešu decīļu grupu mājsaimniecību izdevumiem mājokļa iekārtošanai nav statistiski nozīmīgas. Savukārt statistiski nozīmīgas ir atšķirības starp astotās, devītās un desmitās deciles mājsaimniecību izdevumiem mājokļa iekārtošanai.

Izdevumiem atpūtai izlases relatīvā kļūda dažādu decīļu mājsaimniecībām ir robežās no 9,6% līdz 29,6%, pie kam vislielākā izlases relatīvā kļūda ir piektās deciles mājsaimniecībām. Kā galveno iemeslu tam var minēt lielo atpūtas izdevumu amplitūdu. Tā, piemēram, tieši piektās deciles mājsaimniecībām ir novēroti

vislielākie izdevumi atpūtai uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī, kas arī noteica izlases relatīvās kļūdas lielumu.

Varam secināt, ka Latvijas mājsaimniecību budžeta pētījuma 1999.gada dati par rīcībā esošo ienākumu un patēriņa izdevumiem ir reprezentatīvi mājsaimniecību decīļu grupām pēc rīcībā esošā ienākuma vidēji uz vienu mājsaimniecības locekli mēnesī. Datu reprezentativitāte augstāka ir lielajām patēriņa izdevumu grupām tādām kā izdevumi pārtikai, alkoholam un tabakai un izdevumiem mājokļa uzturēšanai. Tāpat reprezentativitāte augsta ir apģērbiem un apavu, veselības, transporta, sakaru un viesnīcu un sabiedriskās ēdināšanas izdevumiem, kā arī izdevumiem par pārējām precēm un pakalpojumiem. Reprezentativitāte ir zemāka mājokļa iekārtošanas, atpūtas un izglītības izdevumiem. Ja aplūko dažādas deciles, tad vislielākās izlases relatīvās kļūdas ir pirmās deciles mājsaimniecību patēriņa izdevumu grupu vērtējumiem, bet vislielākās izlases absolūtās kļūdas – desmitās deciles mājsaimniecību patēriņa izdevumu grupu vērtējumiem.

GALVENIE SECINĀJUMI UN REKOMENDĀCIJAS

Pamatojoties uz darbā paveikto, var iegūt šādus secinājumus un rekomendācijas.

1. Mājsaimniecību budžeta pētījums, kuru 1995.gadā sadarbībā ar Pasaules bankas ekspertiem uzsāka Latvijas Republikas Centrālā statistikas pārvalde, ir izlases veida pētījums, kura metodoloģija atbilst starptautisko organizāciju prasībām, taču iegūto datu novērtēšana un analīze prasīja oriģinālus pētījumus.
2. Mājsaimniecību budžeta pētījuma izlase veidota, balstoties uz divu veidu sarakstiem: iedzīvotāju reģistra datiem pilsētās un pagastu mājsaimniecību sarakstiem laukos, kas sarežģī iegūto rezultātu aprēķināšanu un palielina izlases kļūdas.

Rekomendācijas: Arī pilsētās būtu ieteicams izlasi veidot no mājsaimniecību sarakstiem. Tādus sarakstus var iegūt 2000.gada Tautas skaitīšanas datu apkopošanas un datu bāzu izveidošanas rezultātā, izmantojot jauniegūtos mājsaimniecību sarakstus. Tādējādi tiktu nodrošināts vienots izlases rāmis visām valsts mājsaimniecībām un paaugstināta MBP datu reprezentativitāte.

3. 1997. – 1999.gadā vidējais respondences līmenis Latvijas MBP bija 77%, kas ir vērtējams kā samērā augsts salīdzinājumā ar citu valstu attiecīgo pētījumus respondences līmeņiem. Neskatoties uz to, nerespondences rezultātā rodas sistemātiskas izlases kļūdas, jo dažādām demogrāfiskām, sociālām un citām grupām ir atšķirīga respondences varbūtība.

Rekomendācijas: Lai mazinātu nerespondences radītās novirzes, jānovērtē mājsaimniecību respondences varbūtība, izmantojot respondences homogenitātes grupu vai kalibrēšanas metodi. Patreiz ir nodrošināta mājsaimniecību budžetu pētījuma rezultātu atbilstība iedzīvotāju statistikas

datiem. Ja būs pieejama kāda cita ārēja generālkopas informācija par mājsaimniecību sadalījumu, tad ir iespējams un būtu vēlams to izmantot kalibrēšanā.

4. MBP ir sarežģīta dizaina pētījums un galvenā interese ir par attiecības tipa rādītāju novērtējumiem, līdz ar to sarežģīta ir arī reprezentativitātes novērtēšana. Dispersiju novērtēšanai var izmantot tuvinātās metodes. Kā veiksmīgāko risinājumu piedāvāju izmantot Teilora linearizācijas metodi. *Rekomendācijas:* Ja kļūs pieejams vienots izlases vienību saraksts, izmantot vienotu izlases veidošanas procedūru visā valstī. Tādējādi būtu iespējams ātrāk un ērtāk novērtēt izlases kļūdas un pētījuma datu reprezentativitāti. Izlases kļūdas novērtēšanai var izmantot statistikas paketi SUDAAN, kuru Statistikas pārvalde ir iegādājusies.

5. Latvijas mājsaimniecību budžetu pētījuma 1999.gada dati par rīcībā esošo ienākumu un patēriņa izdevumiem ir reprezentatīvi valstij kopumā, galvenajām teritoriālajām vienībām. Datu reprezentativitāte ir augstāka pilsētu mājsaimniecību vērtējumiem, bet zemāka – lauku mājsaimniecību vērtējumiem.

Rekomendācijas: Lai uzlabotu vērtējumu reprezentativitāti laukos, būtu nepieciešams izlasē iekļaut lielāku lauku pagastu skaitu. Tādā gadījumā arī pie esošā izlases apjoma vērtējumu reprezentativitāte būtu augstāka.

6. Pētījums veikts tiešā sadarbībā ar Centrālo statistikas pārvaldi. Pēc metožu un datorprogrammu apgūšanas izlases kļūdu aprēķini vairs nav pārmērīgi sarežģīti, tāpat nostiprinās zināšanas par iegūto rezultātu loģiski-profesionālo interpretāciju.

Rekomendācija: Svarīgākos MBP rādītāju izlases kļūdu aprēķināšanu iekļaut CSP ikgadējo darbu sarakstā, bet iegūtos rezultātus – gada biļetenā.

7. Veicot šo pētījumu, tika apzināti arī citi sociālekonomiski pētījumi, kas veikti Latvijā, izmantojot izlases metodi. Vairumā no tiem iegūto datu reprezentativitāte nav vērtēta vai tas izdarīts ļoti tuvināti, neņemot vērā izlases dizainu, vai arī izmantoti vienīgi ekspertu vērtējumi.

Rekomendācija: Izstrādātās metodes un programnodrošinājumu ieteicams izmantot arī citos, praktiski – visos, sociālekonomiskos pētījumos.

LITERATŪRA

- Alexander Ch., A. (1987). A Class of methods for Using Person Controls in Households Weighting. *Survey Methodology*, 13, pp.183 – 198.
- Andersson C., Nordberg L. A User's Guide to CLAN 97. Statistics Sweden, Örebro, 1998, – 84 p.
- Hox J.J., De Leeuw E.D. (1994). A Comparison of Nonresponse in Mail, Telephone and Face-to-Face Surveys. Applying Multilevel Modeling to Meta-Analysis. *Quality and Quantity*, 28, 329 – 344.
- Groves R.M., Couper M.P. (1998). *Nonresponse in Household Interview Surveys*. New York: Wiley.
- Avots: <http://www.stat.go.jp>
- Balina S. Comparative analysis of Two Diaries of the Latvian Household Budget Survey. Workshop for the Baltic Countries on Survey Sampling Theory and Methodology, Riga, pp. 79 – 83, 1998.
- Bāliņa S. Mājsaimniecību ienākumu un patēriņa izdevumu pētījums, kā svarīgs informācijas avots informācijas ieguvei par patēriņa sektora ietekmi uz apkārtējo vidi. Presentation papers in 15th International Conference of WACRA-EUROPE e. V., Riga, part 3, pp. 33 – 37, Riga
- Bāliņa S. (1999). Kalibrēšanas metode (Calibration method). Mājsaimniecības budžets 1998. Statistikas biļetens. Rīga, LR Centrālā Statistikas pārvalde, 1999. 180.–184.lpp.
- Bowley, A.L. (1913) Working class households in Reading, *Journal of Royal Statistical Society*, 76, pp. 672-691.
- Budgets aushewahlter privater Haushalte im fruheren Bundesgebiet 1991 // *Wirtschaft und Statistik* 9/1992, s.668 – 676.
- Chowdhury S. Integrated Weighting for Estimation in Household Surveys. *Statistics in Transition*, Vol.3, No.2, 335–356,1997.
- Cochran W. G. *Sampling Techniques – 3rd edition*. John Wiley & Sons, New York, 1977, 432 p.

- Dāvidsons P. Ģimeņu budžetu statistika. LU Tautsaimniecības un tiesību zinātņu fakultātes diplomdarbs. – R: LU, 1939.
- Deaton A. The Analysis of Household Surveys. A Microeconomic approach to Development Policy. The Johns Hopkins University Press, 1997.
- Deming, W.E. 1960. Sample design in Business Research. New York: John Wiley, 517 p.
- Deville J.C., Särndal C.E. Calibration Estimators in survey Sampling, Journal of the American Statistical Association, Vol. 87, pp. 376—382, 1992.
- Deville J.C., Särndal C.E. Calibration Estimators and Generalized Raking Techniques in Survey Sampling. R&D Report, Statistics Sweden, Research-Methods_Development, 1990:1.
- Durbin, J. 1959. A Note on the Application of Quenouille's Method of Bias Reduction to the Estimation of Ratio. *Biometrika* 46, 477-480.
- Èlteltő O, Marton A, Mihályffy L, Telegdi L. Sampling Surveys in Hungary. //Warszawa: *Statistics in Transition*. Volume 3, Number 7, 1997, p.273
- Groves, R. M. , Couper, M. P. 1995. Theoretical Motivation for Post-survey Nonresponse Adjustment in Household Surveys. *Journal of Official Statistics*, 11, pp. 93-106.
- Ģimeņu Budžeti 1936/37. sastādījis P.Dāvidsons. – R: Valsts statistikas pārvalde, 1940. – 11.lpp.
- Ģimeņu budžeti. – R: Latvijas PSR Ministru padomes Centrālā statistikas pārvalde, 1962. – 4.lpp.
- Hidroglou M. A. , Drew J. D. , Gray G. B. 1993. A Framework for Measuring and reducing Nonresponse in Surveys. *Survey methodology*, 19, pp. 81-84.
- Household Budget Survey in EU. Methodology and recommendations for harmonization. – Luxemburg, European communities, 1997.
- Kalton G. , Kasprzyk D. The treatment of missing data. *Survey Methodology*, 12, pp. 1-16, 1986.
- Kalton G. Introduction to Survey Sampling. Sage Publications, Beverly Hills, 1983, – 98 p.
- Kish L. The Hundrer Years' Wars of Survey Sampling. // *Statistics in Transition*, 1995, Vol.2, No.5, pp 813–830.

- Kordos J., Lagodzinski W., Ochocki A., Żyra M. (1996): The World Bank Project. Redesigning of Household Survey. Final Report. Warsaw.
- Kordos J. Forty Years of the Household Budget survey in Poland. //Warszawa: *Statistics in Transition*. Volume 2, Number 7, 1996.
- Krapavickaite D. Sampling Surveys in Lithuania. //Warszawa: *Statistics in Transition*. Volume 3, Number 7, 1997, p.294
- Krastiņš O. Cik iztikuši esam dzīvojuši savā zemē. // R: Latvijas Vēstnesis 182/183, 4.06.1999.
- Krastiņš O. Statistika un ekonometrija. Rīga, LR Centrālā statistikas pārvalde, 1998. – 436 lpp.
- Kutsar D., Traat I., Kukk A, Titt E. Household Budget Survey in Estonia. // Manuscripts, 1999.
- Lapiņš J., Vaskis E. The new Household Budget Survey in Latvia //Warszawa: *Statistics in Transition*. Volume 2, Number 7, 1996, pp. 1085 – 1102.
- Latvijas demogrāfijas gadagrāmata 1998. LR Centrālās Statistikas pārvalde, Rīga, 1999.
- Latvijas un Igaunijas statistiķu konferences IX sesijas rezolūcija. - Tallina, 1934.
- Lee E.S., Forthofer R.N., Lorimer R.L. Analyzing complex survey data. Sage Publications, Newbury Park, 1989, 80 p.
- Lessler L., Kalsbeek W. 1992. Nonsampling Error in Surveys. John Wiley & Sons, New York, 412 p.
- Lohr, Sharon L. 1998. Sampling: Design and analysis. Duxbury Press, Pacific Grove, 494 p.
- Lundström S. (1997). Calibration as a Standard Method for Treatment of Nonresponse. Stockholm University, Stockholm, 186 p.
- Lundström S., Särndal C. E. (1999). Calibration as a Standard Method for Treatment of Nonresponse. *Journal of Official Statistics*, 15, pp. 305-328.
- Mahalanobis, P.C. 1946. Recent experiments in statistical sampling in the Indian Statistical Institute. *Journal of the Royal Statistical Society* 109: 325–370
- Mājsaimniecības budžets 1999.gadā. Statistikas biļetens. LR Centrālās statistikas pārvalde, Rīga, 2000. – 124.lpp.
- Mājsaimniecību budžeta pētījuma individuālo datu failu lietotāja rokasgrāmata. LR Valsts Statistikas komiteja, Rīga, 1997 – 20.lpp.

- Martini A., Ivanova A., Novosyolova S. The Income and Expenditure Survey of Belarus: Design and Implementation. // Warszawa: *Statistics in Transition*. Volume 23, Number 7, 1996. – p.1064
- Norlen, I., Wallwe, T. 1979. Estimation in a complex survey – experiences from a survey of buildings with regard to energy usage. *Statistik Tidskrift*, 17, 109 – 124.
- Platek A. 1977. Some factors Affecting Non-response. *Survey methodology*, 3, pp. 191-214.
- Porter T.M. The Rise of Statistical Thinking: 1820-1900. Princeton University Press, 1986, 333 p.
- Quenouille, M.H. 1949. Approximate tests of correlation in time series. *Journal of the Royal Statistical Society*, 11 (Series: B), 68-84.
- Rust, K. 1985. Variance estimation for complex estimators in sample surveys. *Journal of Official Statistics*, 1, 381-397.
- Särndal C. E. , Swensson B. , Wretman J. Model Assisted Survey Sampling. Springer-Verlag, New York, 1992, p. 696.
- Satin A., Shastry W. Survey Sampling: a Non-mathematical Guide. Statistics Canada, 1993, -97p.
- Sautory O. Calibration on known marginal counts for sample surveys. Practical experiences at I.N.S.E.E. *A Paper Presented in the Workshop on uses of Auxiliary Information in Surveys*, University of Örebro, 1992.
- Scheaffer R.L., Mendenhall W., Ott L. Elementary Survey Sampling – 4th edition. Duxbury Press, Belmont, California, 1990. – 390 p.
- Shah, B.V., Barnvwell, B.G., Bieler, GS. 1997. SUDAAN User's Manual, Release 7.5. Park. NC: Research Triangle Institute
- Snedecor G. W., Cochran W. G. Statistical Methods. Iowa University Press, 1967.
- Statistical Sources and Methods. Volume 6. Household Income and expenditures surveys. International Labour Office, 1992, p.76
- Stigler G. The early history of empirical studies of consumer behaviour // *Journal of Political Economy*, 42, 95–113, 1954. – 95 p.
- Sudman, S. 1976. Applied Sampling. New York: Academic Press, 249 pp.
- Sunter A. 1977. List sequential sampling with equal or unequal probabilities without replacement. *Applied Statistics*, 26, 261-268.

- Šniukstinė Z, Vanagaitė D, Bingauskienė G. Household Budget Surveys in Lithuania. //Warszawa: *Statistics in Transition*. Volume 2, Number 7, 1996, p.1104
- Thompsen I., Siring E. 1983. On the causes and effects of nonresponse: Norwegian experience. *Incomplete data in sample survey*, 3, pp. 25-29. New York: Academic Press.
- Traat I. Redesigned Sampling Scheme in Estonian HBS //Proceedings of Baltic-Nordic Workshop on Survey Sampling Theory and methodology, 18-22 June 2000, Parnu, Estonia, p.61 - 68
- Tukey, J.W. 1958. Bias and confidence in not quite large samples. *Annals of Mathematical Statistics*, 29, 614.
- Wim de Heer. 1999. International Response Trends: Results of an International Survey. *Journal of Official Statistics*, 15, pp. 129-142.
- Wolter K.M. Introduction to Variance Estimation. Springer-Verlag, New York, 1985, – 428 p.
- Woodroff R.S. 1971. A simple method for approximating the variance of a complicated estimate. *Journal of the American Statistical association* 66, 411-414.
- Матюха И. Я. Статистика жизненного уровня населения. Москва: Статистика, 1973.
- Указания по проверке работы и оказания практической помощи по статистике бюджетов семей рабочих, служащих и колхозников. – М: ЦСУ СССР, 1978.