

UOT 63:330.115

Sadələşdirilmiş vergi ödəyicilərinin paylanma qanunu və vergidən yayınma riski

**Ağayev Səyyad İsaq oğlu***

AMEA-nın Kibernetika İnstitutunun elmi işçisi

Xülasə

Tədqiqatın məqsədi - sadələşdirilmiş vergi ödəyicilərinin fəaliyyətini əks etdirən göstəricilərinin normal və ya asimtotik normal paylanmaya malik olub-olmamağını test etməklə onların vergidən yayınma risklərinin qiymətləndirilməsindən ibarətdir.

Tədqiqatın metodologiyası - statistik paylanma və ekonometrik metodlar.

Tədqiqatın nəticələri - sadələşdirilmiş vergi ödəyicilərinin əsas göstəricilərinin paylanması χ^2 -xi kvadratı ilə test edilərək onların normal və ya asimtotik normal paylanmaya malik olmadığı müəyyən edilmiş və sonra təklif edilmiş üsulla sadələşdirilmiş vergi ödəyicilərinin vergidən yayınma riskləri qiymətləndirilmişdir.

Tədqiqatın məhdudiyyətləri - tədqiqat ancaq sadələşdirilmiş vergi ödəyicilərinin bir sıra göstəriciləri (*mal dövriyyəsi, vergi hesablanması, ödənilməsi*) ilə məhdudlaşmışdır. Digər göstəricilərin (*borc, artıqödəmə və s.*) statistik məlumatlarının əldə olunmaması səbəbindən tədqiqata, o cümlədən risk faktorlarına daxil edilməməsi çətinliyini yaratmışdır.

Tədqiqatın praktiki əhəmiyyəti - alınmış nəticələr göstərmişdir ki, sadələşdirilmiş vergi ödəyicilərinin fəaliyyəti normal və ya asimtotik normal paylanmaya malik deyil və onların vergidən yayınma risklərinin fərqli yanaşma ilə, daha doğrusu, təklif edilmiş üsulla qiymətləndirilməsi daha effektiv nəticələr verə bilər.

Tədqiqatın orijinallığı və elmi yeniliyi - sadələşdirilmiş vergi ödəyicilərinin göstəricilərinin normal və ya asimtotik normal paylanmaya malik olmadığını müəyyən edilmiş və onların vergidən yayınma risklərinin qiymətləndirilməsi üçün tətbiq edilən yanaşma orijinal və yenidir.

* Bakı şəhəri, AZ1141. B. Vahabzadə küç., 9.
sayadagayev@mail.ru

Açar sözlər: *sadələşdirilmiş vergi ödəyiciləri, normal paylanma, üstlü paylanma, χ^2 -xi kvadratı paylanması, vergidən yayınma riski.*

1. Giriş

Sadələşdirilmiş vergi Azərbaycan Respublikasının dövlət büdcəsinə tədiyyə növlərindən biridir. 1 yanvar 2011-ci il tarixə Azərbaycan Respublikası üzrə (*Naxçıvan MR nəzərə alınmadan*) cəmi hesabat dövründə 218 857 vergi ödəyicisi fəaliyyət göstərmiş. Onlardan təxminən 12 min 9DV 218857 vergi ödəyicisindən 147940-ı, yəni 67,6 faizi sadələşdirilmiş verginin ödəyicisidir. 2010-cu il ərzində Vergilər Nazirliyi tərəfindən dövlət büdcəsinə 4 mlrd. 294 mln. manat vəsaitin ödənilməsi təmin olunmuşdur ki, bunun da 65525,0 min manatı (*1,5%-i*) sadələşdirilmiş vergi ödəyicilərinin payına düşmüşdür [1].

Sadələşdirilmiş vergi ödəyicilərinin fəaliyyətini xarakterizə edən göstəricilərin (*dövriyyələri, ödəmələri, hesablamaları, vergi borcları, artıqödəmələri və s.*) paylanmalarının müəyyən edilməsi onların fəaliyyətinə vergi nəzarətinin gücləndirilməsinə və vergidən yayınma risklərinin qiymətləndirilməsinə xeyli dərəcədə kömək etmiş olur.

Məqsədimiz sadələşdirilmiş vergi ödəyicilərinin fəaliyyətini əks etdirən göstəricilərin normal və ya asimtotik normal paylanmaya malik olub-olmamağını test etməklə onların vergidən yayınma risklərinin qiymətləndirilməsindən ibarətdir. Daha doğrusu, sadələşdirilmiş vergi ödəyicilərinin hesablamaları və ödəmələri kimi göstəricilərinin seçmə əsasında empirik paylanmalarının parametrlərinin qiymətləndirilməsi və χ^2 razılıq meyarı ilə seçilmiş paylanmanın əhəmiyyətliliyinin müəyyən edilməsindən ibarətdir.

Əgər sadələşdirilmiş vergi ödəyicilərinin fəaliyyətlərini xarakterizə edən göstəricilər normal və ya asimtotik normal paylanmaya tabe olarlarsa, onda onların fəaliyyətində vergidən yayınma risklərinin qiymətləndirilməsində asimtotik normal və ya normal paylanma (*məsələn, Studentin t-paylanması, Fişerin F-paylanması, Normal paylanma*) qanunlarına əsaslanan statistik üsulların tətbiq edilməsi əsaslandırılmış olar.

Vergi inzibatçılığında vergidən yayınma hallarının aşkarlanması və büdcədən yayındırılmış vəsaitlərin büdcəyə köçürülməsinin təmin edilməsində vergi ödəyicilərinin auditi xüsusi əhəmiyyətə malikdir.

Lakin heç də bütün vergi ödəyicilərinin vergi auditinə məruz qalması səmərəli deyil. Əvvəla, bu proses müəyyən maliyyə və insan resursları tələb etməklə xeyli vaxt itkisi yaradır.

Təbii ki, bütün vergi ödəyicilərinin səyyar vergi yoxlamaları ilə auditin aparılması külli miqdarda vəsait tələb edir. Digər tərəfdən audit yoxlamaları prosesində vergi ödəyicilərinin normal fəaliyyətinə maneələr yarana bilər.

2. Sadələşdirilmiş vergi ödəyicilərinin fəaliyyətlərinin statistik göstəricilərinin paylanmalarının statistik qiymətləndirilməsi

Araşdırma üçün təsadüfi seçmə ilə 2000 sadələşdirilmiş vergi ödəyicisinin fəaliyyətini əks etdirən əsas göstəricilərdən ikisi (*hesablama və ödəmə*) götürülmüşdür. Bu göstəricilərin paylanmaları ayrı-ayrılıqda qiymətləndiriləcəkdir.

İlkin olaraq sadələşdirilmiş vergi ödəyicilərinin hesablamasının paylanmasını qiymətləndirək. Seçməyə cəlb olunmuş vergi ödəyicilərinin illik hesablaması 0 manatdan 5500 manata qədər dəyişir. Qeyd edək ki, sadələşdirilmiş vergi ödəyicilərinin dövryyələrinin böyük rəqəmlə olmaması Vergi Məcəlləsi ilə sadələşdirilmiş vergi ödəyicilərinin dövryyələri üzərinə məhdudiyət qoyulması ilə əlaqədardır. Sadələşdirilmiş vergi ödəyicilərinin hesablaması vergi dərəcələrindən asılıdır. Belə ki, sadələşdirilmiş vergi ödəyiciləri üçün Bakı şəhəri üzrə 4 faiz, digər şəhər və rayonlar, Naxçıvan Muxtar Respublikası üzrə isə 2 faiz vergi dərəcəsi ilə hesablanır [4, s. 250]. İllik hesablamaların məbləğinə görə vergi ödəyicilərini 11 qrupa bölürük (*Cədvəl 1*). Qeyd edək ki, göstəricilərin qiymətlərinə görə qruplara bölünməsi χ^2 -*xi* kvadratı razılıq meyarı ilə test edilməsinin prinsiplərinə müvafiq həyata keçirilib. Bu zaman hər bir qrup intervalı bərabər ölçülərlə və hər qrupa ən azı 5 vergi ödəyicisi düşməklə ayrılmışdır [3, s. 88].

Cədvəl 1. Sadələşdirilmiş vergi ödəyiciləri üçün illik hesablamalarının qruplar üzrə bölgüsü və tezliyi

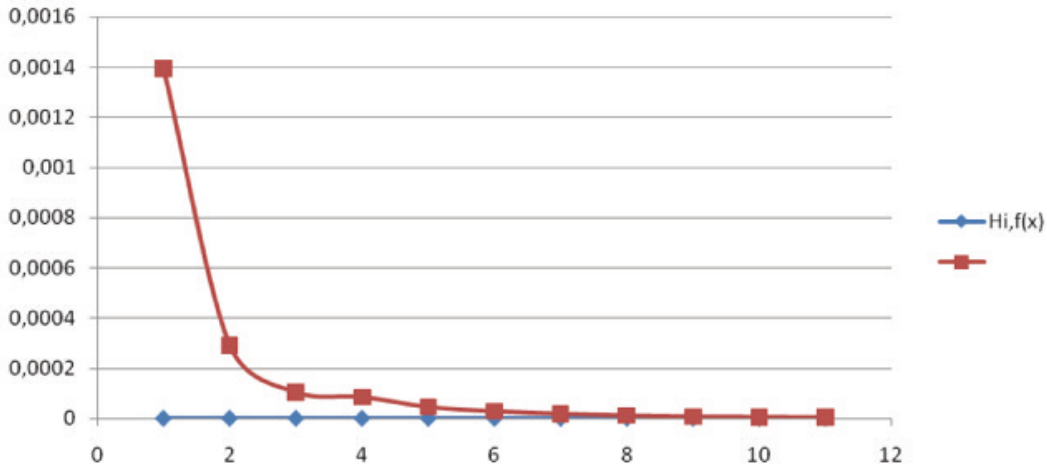
Qrupların sıra sayı	1	2	3	4	5	6
$[x_{i-1}; x_i]$ -qrupların intervalı	[0-500]	[500-1000]	[1000-1500]	[1500-2000]	[2000-2500]	[2500-3000]
n_i – tezliyi	1392	291	105	86	46	29
Qrupların sıra sayı	7	8	9	10	11	
$[x_{i-1}; x_i]$ -qrupların intervalı	[3000-3500]	[3500-4000]	[4000-4500]	[4500-5000]	[5000-5500]	
n_i – tezliyi	19	12	8	7	5	

Vergi ödəyicilərinin hesablamalarını x_i ilə işarə edək. Onda, $x_1=0$; $x_2=500$; $x_3=1000$; $x_4=1500$; $x_5=2000$; $x_6=2500$; $x_7=3000$; $x_8=3500$; $x_9=4000$; $x_{10}=4500$; $x_{11}=5000$; $x_{12}=5500$ olar.

Hesablamaları $[x_{i-1}; x_i]$ aralığına düşən vergi ödəyicilərinin sayını n_i ilə işarə edək: $n_1=1392$; $n_2=291$; $n_3=105$; $n_4=86$; $n_5=46$; $n_6=29$; $n_7=19$; $n_8=12$; $n_9=8$; $n_{10}=7$; $n_{11}=5$.

$$\sum_{i=1}^{11} n_i = 2000.$$

Əvvəlcə belə bir qrafik qururuq (*şəkil 1*). Şəkil 1-dəki qrafikdə absiz oxu hesablamalar üzrə intervalları $[x_{i-1}; x_i]$, ordinat oxu isə həmin intervallara müvafiq vergi ödəyicilərinin sıxlığını (h_i) xarakterizə edir.



Şəkil 1. Sadələşdirilmiş vergi ödəyicilərinin hesablamalarının qruplar üzrə sıxlığı.

$$h_1 = \frac{n_1}{n \cdot h} = \frac{1392}{2000 \cdot 500} = 0,001392; h_2 = \frac{n_2}{n \cdot h} = \frac{291}{2000 \cdot 500} = 0,000291$$

$$h_3 = 0,000105; h_4 = 0,000086; h_5 = 0,000046$$

$$h_6 = 0,000029; h_7 = 0,000019; h_8 = 0,000012;$$

$$h_9 = 0,000008; h_{10} = 0,000007; h_{11} = 0,000005.$$

Şəkil 1-dəki qrafikə nəzər yetirsək bu histqram ehtimalın sıxlıq funksiyasının qrafikinə oxşayır. Qeyd edək ki, çoxlu seçmə ana kütlənin cəmini yaxşı göstərir [2, s. 279]. Əgər histqram eksponensialın qrafikinə oxşayırsa, onda belə çıxır ki, seçim ana kütlədən alınır və ehtimalın paylanma funksiyası üstlü funksiya ola bilər:

$$f(x) = \lambda e^{-\lambda x}$$

Baxılan qanun bir parametrdən - λ ədədindən asılıdır və qanunu təsvir etmək üçün λ -nı tapmaq lazımdır. λ -nın qiymətini seçmədən sadə qiymətləndirmə apararaq götürək. Məlum olduğu kimi, üstlü paylanmada təsadüfi X kəmiyyətinin riyazi gözləməsi $M(X)=1/\lambda$. Əgər apardığımız seçim ana kütləni yaxşı təqdim edirsə, onda fərz edirik ki, orta seçimin qiyməti \bar{x} riyazi gözləməsi $M(X)$ -dən çox da fərqlənmir. Ona görə x -i tapıb yerinə yazsaq, $\lambda=1/\bar{x}$ alarıq.

$$\bar{x} = (1/2000) * (1392 * 250 + 291 * 750 + 105 * 1250 + 86 * 1750 + 46 * 2250 + 29 * 2750 + 19 * 3250 + 12 * 3750 + 8 * 4250 + 7 * 4750 + 5 * 5250) = 617,75.$$

Onda, $\lambda = 1/\bar{x} = 0,001624$,

$$f(x) = 0,001624e^{-0,001624x}, \quad x \geq 0 \quad (1)$$

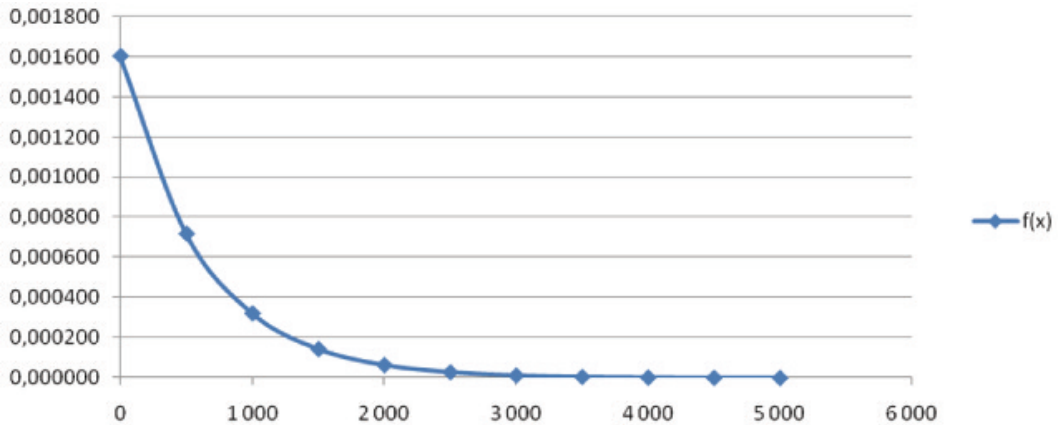
$f(x)$ funksiyasının intervallardakı qiymətini (Cədvəl 2) hesablayırıq və ehtimalın sıxlıq funksiyasının qrafiki histoqram alınır (Şəkil 2).

Cədvəl 2. $f(x)$ - ehtimal paylanma sıxlıq funksiyasının intervallardakı hesablanmış qiyməti

x_i	0	5000	10000	15000	20000	25000
$f(x_i)$	0,001604	0,000721	0,000320	0,000142	0,000063	0,000028
x_i	30000	35000	40000	45000	50000	55000
$f(x_i)$	0,000012	0,000006	0,000002	0,000001	0,000000	0,000000

$f(x)$ funksiyasının intervallardakı qiymətinin (1) ilə hesablanmasında çoxlu sayda əməliyyatların aparılması və hesablamalar rəqəmlərin dəqiqliyini heç də kifayət qədər aşağı salmır. Ona görə də alınan nəticələri təxmini olaraq da qəbul etmək olar.

$f(x)$



Şəkil 2. Üstlü paylanmada ehtimalın sıxlıq funksiyasının əyrisi.

Ehtimalın $f(x)$ sıxlıq funksiyasının əyrisi histoqramla oxşardır. Lakin bu hələ təsadüfi kəmiyyətin ana kütlədəki paylanma qanunun düzgün seçildiyini (*bizim nümunədə üstlü funksiyanın seçilməsini*) göstərmir. Başqa sözlə, sadələşdirilmiş vergi ödəyicilərinin seçmə əsasında dövriyyələrinin üstlü funksiya şəklində paylanmasını yoxlamalıyıq. Bu tip məsələlər adətən daha çox χ^2 -xi kvadratı razılıq meyarı əsasında həll edilir [3, s. 87]. Biz aşağıda bu test vasitəsi ilə prosesi həyata keçirəcəyik.

İndi isə təcrübi verilənlərlə ədədi qiymətləndirmənin nəzəriyyəyə görə necə ayrıldığını yoxlayaq.

Bu cür paylanmış X təsadüfi kəmiyyətinin nəzəri ehtimalını p_i -ni sıxlıq funksiyasının köməyi ilə $[x_{i-1}; x_i]$ intervalında hesablaya bilərik:

$$f(x) = 0,001624e^{-0,001624x}, \quad x \geq 0.$$

$$p(x_{i-1} < X < x_i) = e^{-\lambda x_{i-1}} - e^{-\lambda x_i} = e^{-0,001624x_{i-1}} - e^{-0,001624x_i}.$$

p_i ehtimalını bilərək, n asılı olmayan sınaqların aparılması nəticəsində X təsadüfi kəmiyyətinin $[x_{i-1}; x_i]$ intervalına düşməsinin riyazi gözləməsini hesablaya bilərik. Bu kəmiyyət $M(X) np_i$ -yə bərabərdir. İndi isə $n_i - np_i$ fərqi, daha doğrusu, seçmədə olan variantların (*sınaqların*) $[x_{i-1}; x_i]$ intervalına düşənlərinin sayı ilə gözlənilən düşmələrin sayı arasındakı fərqi hesablayaq. Nəzəri və təcrübi məlumatlar arasında yekun kənarlaşmanı qiymətləndirmək üçün bütün fərqləri cəmləmək lazımdır. Müsbət və mənfi kənarlaşmalar bir-birini yox etməməsi üçün fərqləri kvadrata yüksəldək. Bundan başqa fərqlərin $(n_i - np_i)$ mütləq qiymətini deyil, $(n_i - np_i)/np_i$ nisbi qiyməti lazımdır. Həqiqətən, əgər $n_i=0$, $np_i=1$ olarsa, bu $n_i=10$, $n_i=11$ olması halı ilə eyni deyil. Birinci halda nisbi kənarlaşma 1-ə, ikinci ifadə isə 1/11-ə bərabər olur.

İndi isə p_i ehtimalını hesablayaq:

$$p(x_{i-1} < X < x_i) = e^{-\lambda x_{i-1}} - e^{-\lambda x_i} = e^{-0,001624x_{i-1}} - e^{-0,001624x_i};$$

$$p_1 = P(0 < X < 500) = e^{-\lambda \cdot 0} - e^{-\lambda \cdot 500} = 0,5560;$$

$$p_2 = P(500 < X < 1000) = e^{-\lambda \cdot 500} - e^{-\lambda \cdot 1000} = 0,2469;$$

$$p_3 = P(1000 < X < 1500) = e^{-\lambda \cdot 1000} - e^{-\lambda \cdot 1500} = 0,1096;$$

$$p_4 = P(1500 < X < 2000) = e^{-\lambda \cdot 1500} - e^{-\lambda \cdot 2000} = 0,0487;$$

$$p_5 = 0,0216; p_6 = 0,0096; p_7 = 0,0043; p_8 = 0,0019;$$

$$p_9 = 0,0008; p_{10} = 0,0004; p_{11} = 0,0002.$$

$\chi^2 - x_i$ kvadratının hesablanması qaydası cədvəl 3-də göstərilib.

Yuxarıda apardığımız hesablamalardan məlumdur ki, ehtimalın cəmi 0,9999-a bərabərdir. Bu o deməkdir ki, $[0; 5500]$ intervalında bizim seçdiyimiz nəzəri qanunun bütün mümkün qiymətləri əhatə olunub (*vahidə çox yaxın olduğu üçün*). Cədvəl 3-ün axırıncı sütununda $\chi^2 x_i$ -kvadratı hesablanıb.

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^{11} \frac{(n_i - np_i)^2}{np_i} = 326,803$$

Cədvəl 3. χ^2 -xi kvadratının hesablanması qaydası

$[x_{i-1}; x_i]$	p_i	np_i	n_i	$n_i - np_i$	$(n_i - np_i)^2 / np_i$
[0;500]	0,5560	1112,08	1392	280	70,460
[500;1000]	0,2469	493,72	291	-203	83,236
[1000;1500]	0,1096	219,19	105	-114	59,491
[1500;2000]	0,0487	97,31	86	-11	1,315
[2000;2500]	0,0216	43,20	46	3	0,181
[2500;3000]	0,0096	19,18	29	10	5,027
[3000;3500]	0,0043	8,52	19	10	12,909
[3500;4000]	0,0019	3,78	12	8	17,871
[4000;4500]	0,0008	1,68	8	6	23,810
[4500;5000]	0,0004	0,75	7	6	52,504
[5000;5500]	0,0002	0,33	5	5	65,902
CƏMİ	$\sum p_i = 0,9999$	$\sum np_i = 1999,74$	$\sum n_i = 2000$		$\chi^2 = 326,803$

χ^2 üçün alınmış bu rəqəm böyükdür yoxsa kiçik? Bu suala cavab vermək üçün χ^2 testi haqqında qısa məlumat verib, bizim misal üzərində onun yoxlanılmasını həyata keçirək.

χ^2 razılıq kriteriyası 1900-cu ildə Karl Pirson tərəfindən təklif olunub. Eksperimental nəticələrin nəzəri paylanmalara uyğun olub-olmamasının müəyyən edilməsində geniş istifadə edilir.

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(n_i - np_i)^2}{np_i} \quad (2)$$

Burada:

k – intervalların sayı;

n_i – i -ci intervalın tezliyi;

p_i – X (Ana kütlə) təsadüfi kəmiyyətinin i -ci intervala nəzəri düşmə ehtimalı;

n – asılı olmayan sınaqların sayı (seçmənin həcmi);

np_i – X təsadüfi kəmiyyətinin i -ci intervalda riyazi gözləməsidir.

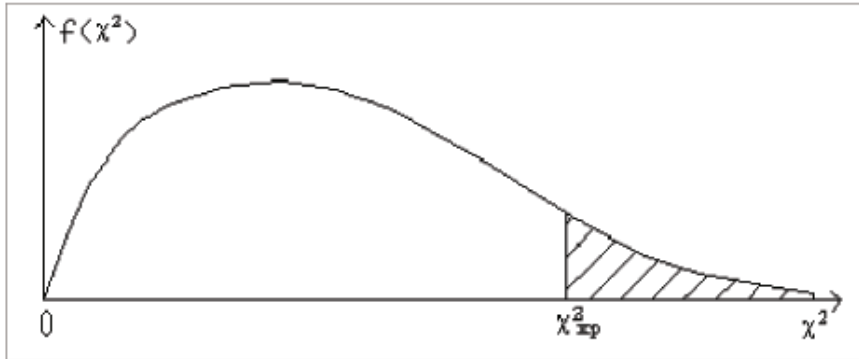
χ^2 təsadüfi kəmiyyətin razılıq kriteriyası adlanır.

(2) düsturuna başqa cür də baxmaq olar. n_i ədədinin yerinə n_i təsadüfi kəmiyyəti baxa bilərik (riyazi statistikada bəzən təsadüfi kəmiyyət və onun qiyməti eyni kiçik hərflə işarə olunur). n_i təsadüfi kəmiyyəti n asılı olmayan sınaq nəticəsində əldə olunan uğurların sayıdır. Burada “uğur” dedikdə, X təsadüfi kəmiyyətinin i -ci intervala düşməsi başa düşülür. Beləliklə, “uğur”un baş verməsi ehtimalı p_i və n_i təsadüfi kəmiyyəti n və p_i parametrləri ilə binomial paylanmaya malikdirlər. $M(n_i) = np_i$. İndi isə n_1, n_2, \dots, n_i təsadüfi kəmiyyətlərindən asılı olan χ^2 təsadüfi kəmiyyətinin funksiyasına baxaq. χ^2 funksiyası (2) düsturu ilə təyin olunur.

Qeyd edək ki, bu düsturda n və p_i ədədlər, n_i isə təsadüfi kəmiyyətdir. n sayda sınaq aparmaqla n_i təsadüfi kəmiyyətinin qiymətini tapıb, sonra χ^2 təsadüfi kəmiyyətinin $\chi_{experimental}^2$ – eksperimental qiymətini hesablaya bilərik. Göstərmək olar ki, X -in ana kütlədəki paylanma qanunu düzgün seçilibsə, onda sınaqların sayı n artdıqca χ^2 təsadüfi kəmiyyətini χ^2 paylanma qanunu üzrə paylandığını qəbul etmək olar. Bu kəsilməz paylanmadır. Bu paylanma sərbəstlik dərəcəsi adlanan bir cə r parametridən asılıdır. Bizim misalda $r = k - l - S$; burada k – intervalların sayı, S – paylanma qanununun seçmə üzrə hesablanan parametrlərinin sayıdır.

Təbii olaraq belə bir sual meydana çıxır: n -nin qiyməti, daha doğrusu, sınaqların sayı nə qədər olmalıdır ki, onu “kifayət qədər böyük” hesab etmək olsun və χ^2 paylanması üçün istifadə etmək mümkün olsun? Adətən, bir qayda olaraq, ədəbiyyatlarda hesab edilir ki, n -nin qiyməti elə olmalıdır ki, bütün np_i hasiləri 5-dən kiçik olmasın. Təcrübə göstərir ki, $np_i \geq 1$, $n \geq 50$ bərabərsizliklərinin ödənilməsi kifayət edir [3, s. 88]. Cədvəl 3-ün 3-cü və 4-cü sütunlarına nəzər salsaq, bizim məsələdə bu şərtlərin ödənildiyini aydın görürük.

χ^2 təsadüfi kəmiyyətinin ehtimalının sıxlıq funksiyasının təxmini qrafiki Şəkil 3-də göstərilmişdir.



Şəkil 3. χ^2 təsadüfi kəmiyyətinin ehtimalının sıxlıq funksiyasının qrafiki

Əgər X anakütlədəki paylanma qanunu düzgün seçilibsə, seçmə əsasında hesablanan eksperimental $\chi_{experimental}^2$ – qiyməti çox da böyük olmamalıdır. Kifayət qədər böyük ehtimal β -ni ($\beta = 0,9; 0,95; 0,99$) verməklə götürürük ki, hadisənin $\alpha = 1 - \beta$ ehtimalla baş verməsini praktiki olaraq qeyri-mümkün hesab etmək olar. α ehtimalı əhəmiyyətlik dərəcəsi adlanır.

χ^2 təsadüfi kəmiyyətinin böyük qiymətində bizim X ana kütlədəki paylanma qanunu haqqında irəli sürdüyümüz hipotezin praktiki olaraq mümkün olmadığı hesab olunur. Hesab edilir ki, χ^2 təsadüfi kəmiyyətinin $(\chi_{kritik}^2, \infty)$ intervalındakı qiymətləri praktiki olaraq mümkün deyil. Burada, χ_{kritik}^2 ədədi

$$p(\chi^2 > \chi_{kr}^2) = \alpha \quad (3)$$

şərtindən tapılır (bax: şəkil 3).

χ^2 paylanması üçün xüsusi tərtib olunmuş cədvəl var. Əgər α və r sərbəstlik dərəcəsi məlumdursa, onda cədvəlin köməyi ilə χ^2_{kritic} ədədi tapılır [3, s.172]. χ^2_{kritic} ədədi $\chi^2_{eksperimental}$ ədədi ilə müqayisə olunur. Əgər $\chi^2_{kritic} > \chi^2_{eksperimental}$ olarsa, onda irəli sürülmüş hipotez, yəni X -in ana kütlədəki fərz etdiyimiz paylanma qanunu β ehtimalı ilə doğru qəbul olunur. Əks halda $\chi^2_{kritic} < \chi^2_{eksperimental}$ olarsa, onda irəli sürülmüş hipotez β ehtimalı ilə rədd edilir.

Baxdığımız məsələdə 1-ci halda $k=11, r=11-1-1=9$ (seçmə aparanda bir λ parametri təyin olunub, yəni $S=1$). Əgər $\beta=0,95$ ($\alpha=0,05$ – əhəmiyyətlik səviyyəsinin ən çox istifadə olunan qiyməti), onda χ^2 paylanmasının cədvəldən tapılmış qiyməti $\chi^2_{kritic}=16,9$ olar. $\chi^2_{eksperimental}=326,803$.

Seçmə əsasında hesablanmış eksperimental qiymət isə $\chi^2_{eksperimental}=326,803$. Buradan çıxır ki, $\chi^2_{eksperimental} > \chi^2_{kritic}$. Beləliklə, hesab edilir ki, X təsadüfi kəmiyyəti $\lambda=0,001624$ parametri ilə üstlü paylanmaya malik deyil. Əgər axırıncı üç intervalı bir yerdə birləşdirsək, onda $r=9-1-1=7$; $\chi^2_{kritic}=14,41$; $\chi^2_{eksperimental}=274,299 > \chi^2_{kritic}$. Yenə də irəli sürdüyümüz hipotez, yəni sadələşdirilmiş vergi ödəyicilərinin hesablamalarının üstlü qanunla paylanması (asimtotik normal paylanma) haqqında hipotez rədd edilir. Qeyd edək ki, sadələşdirilmiş vergi ödəyicilərinin dövryyəsi üzrə aparılmış analoji hesablamalar da bu göstəricinin normal və ya asimtotik normal paylanmaya malik olmadığını bir daha göstərmişdir.

İndi isə baxdığımız məsələnin ikinci halını sadələşdirilmiş vergi ödəyiciləri üçün illik vergi ödəmələrini qiymətləndirək. Seçməyə cəlb olunmuş vergi ödəyicilərinin illik vergi ödəmələri 0 manatdan 5000 manata qədər dəyişir. İllik vergi ödəmələrinin məbləğinə görə vergi ödəyicilərini 10 qrupa bölürük (Cədvəl 4).

Cədvəl 4. Sadələşdirilmiş vergi ödəyiciləri üçün illik hesablamalarının qruplar üzrə bölgüsü və tezliyi

Qrupların sıra sayı	1	2	3	4	5
$[x_{i-1}; x_i]$ -qrupların intervalı	[0-500]	[500-1000]	[1000-1500]	[1500-2000]	[2000-2500]
n_i – tezliyi	1428	275	112	72	42
Qrupların sıra sayı	6	7	8	9	10
$[x_{i-1}; x_i]$ -qrupların intervalı	[2500-3000]	[3000-3500]	[3500-4000]	[4000-4500]	[4500-5000]
n_i – tezliyi	24	21	13	7	6

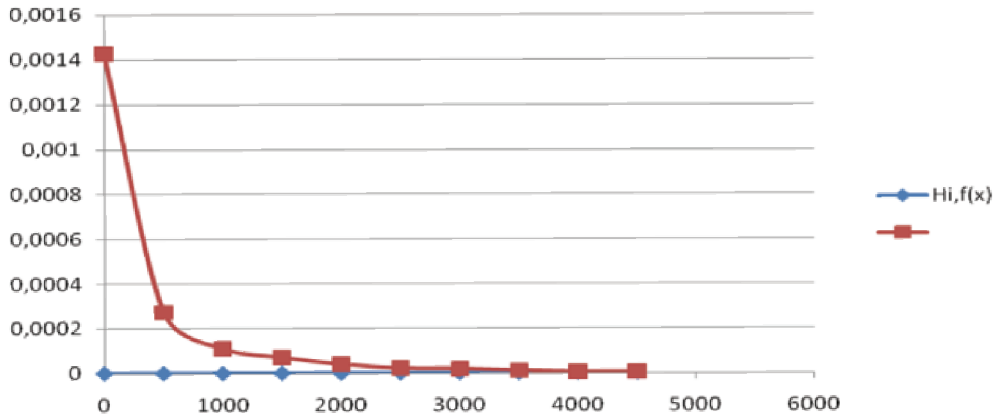
Vergi ödəyicilərinin ödəmələrini x_i ilə işarə edək:

$x_1=0; x_2=500; x_3=1000; x_4=1500; x_5=2000; x_6=2500; x_7=3000; x_8=3500; x_9=4000; x_{10}=4500; x_{11}=5000$.

Ödəmələri $[x_{i-1}; x_i]$ aralığına düşən vergi ödəyicilərinin sayını n_i ilə işarə edək: $n_1=1428; n_2=275; n_3=112; n_4=72; n_5=42; n_6=24; n_7=21; n_8=13; n_9=7; n_{10}=6$.

$$\sum_{i=1}^{10} n_i = 2000.$$

Belə bir histoqram qururuq (şəkil 4). Şəkil 4-dəki qrafikdə absiz oxu ödəmələr üzrə intervalları $[x_{i-1};x_i]$, ordinat oxu isə həmin intervallara müvafiq vergi ödəyicilərinin sıxlığını (h_i) xarakterizə edir.



Şəkil 4. Sadələşdirilmiş vergi ödəyicilərinin ödəmələrinin qruplar üzrə sıxlığı

$$h_1 = \frac{n_1}{n \cdot h} = \frac{1428}{2000 \cdot 500} = 0,001428; h_2 = \frac{n_2}{n \cdot h} = \frac{275}{2000 \cdot 500} = 0,000275$$

$$h_3 = 0,000112; h_4 = 0,000072; h_5 = 0,000042; h_6 = 0,000024;$$

$$h_7 = 0,000021; h_8 = 0,000013; h_9 = 0,000007; h_{10} = 0,000007.$$

$f(x) = \lambda e^{-\lambda x}$ funksiyasının hesablaması üçün $\lambda = 1/\bar{x}$ -i tapaq:
 $\bar{x} = (1/2000) \cdot (1428 \cdot 250 + 275 \cdot 750 + 112 \cdot 1250 + 72 \cdot 2250 + 24 \cdot 2750 + 21 \cdot 3250 + 13 \cdot 3750 + 7 \cdot 4250 + 6 \cdot 4750) = 582,5$

Onda, $\lambda = 1/\bar{x} = 0,001717$

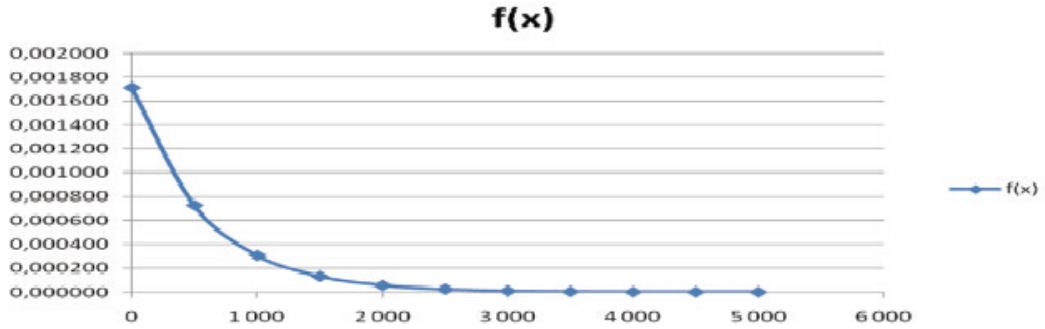
$$f(x) = 0,001717 e^{-0,001717x}, \quad x \geq 0 \quad (4)$$

$f(x)$ funksiyasının intervallardakı qiymətini (cədvəl 5) hesablayırıq və ehtimalın sıxlıq funksiyasının qrafiki histoqram alınır (şəkil 5).

Cədvəl 5. $f(x)$ - ehtimal paylanma sıxlıq funksiyasının intervallardakı hesablanmış qiyməti

x_i	0	500	1000	1500	2000	2500
$f(x_i)$	0,001717	0,000728	0,000308	0,000308	0,000055	0,000023
x_i	3000	3500	4000	4500	5000	
$f(x_i)$	0,000010	0,000004	0,000002	0,000001	0,000000	

$f(x)$ funksiyasının intervallardakı qiymətinin (4) ilə hesablanmasında çoxlu sayda əməliyyatların aparılması və hesablamalar rəqəmlərin dəqiqliyini heç də kifayət qədər aşağı salmır. Ona görə də alınan nəticələri təxmini olaraq da qəbul etmək olar.



Şəkil 5. Üstlü paylanmada ehtimalın sıxlıq funksiyasının əyrisi.

İndi isə p_i ehtimalını hesablayaq:

$$p(x_{i-1} < X < x_i) = e^{-\lambda x_{i-1}} - e^{-\lambda x_i} = e^{-0,001717x_{i-1}} - e^{-0,001717x_i};$$

$$p_1 = P(0 < X < 500) = e^{-\lambda \cdot 0} - e^{-\lambda \cdot 500} = 0,5761;$$

$$p_2 = P(500 < X < 1000) = e^{-\lambda \cdot 500} - e^{-\lambda \cdot 1000} = 0,2442;$$

$$p_3 = P(1000 < X < 1500) = e^{-\lambda \cdot 1000} - e^{-\lambda \cdot 1500} = 0,1035;$$

$$p_4 = P(1500 < X < 2000) = e^{-\lambda \cdot 1500} - e^{-\lambda \cdot 2000} = 0,0439;$$

$$p_5 = 0,0186; p_6 = 0,0079; p_7 = 0,0033;$$

$$p_8 = 0,0014; p_9 = 0,0006; p_{10} = 0,0003.$$

Burada ehtimalın cəmi 0,9998-ə bərabərdir.

χ^2 -x_i kvadratının hesablanması qaydası cədvəl 6-da göstərilib.

Cədvəl 6. χ^2 -x_i kvadratının hesablanması qaydası

$[x_{i-1}; x_i]$	p_i	np_i	n_i	$n_i - np_i$	$(n_i - np_i)^2 / np_i$
[0;500]	0,5761	1152,29	1428	276	65,4967
[500;1000]	0,2442	488,40	275	-213	93,245
[1000;1500]	0,1035	207,01	112	-95	43,607
[1500;2000]	0,0439	87,74	72	-16	2,824
[2000;2500]	0,0186	37,19	42	5	0,622
[2500;3000]	0,0079	15,76	24	8	4,304
[3000;3500]	0,0033	6,68	21	14	30,687
[3500;4000]	0,0014	2,83	13	10	36,510
[4000;4500]	0,0006	1,20	7	6	28,024
[4500;5000]	0,0003	0,51	6	5	59,271
CƏMİ	$\sum p_i = 0,9998$	$\sum np_i = 1999,63$	$\sum n_i = 2000$		$\chi^2 = 365,062$

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^{10} \frac{(n_i - np_i)^2}{np_i} = 365,062.$$

Baxdığımız məsələnin ikinci halında $k=10$, $r=10-1-1=8$ -dir. Əgər $\beta = 0,95$ olarsa, onda χ^2 paylanmasını cədvəldən tapırıq ki, $\chi^2_{kritik} = 15,5$, $\chi^2_{eksperimental} = 326,803$. Buradan alınır ki, $\chi^2_{eksperimental} > \chi^2_{kritik}$

Beləliklə, sadələşdirilmiş vergi ödəyicilərinin statistik göstəricilərinin müvafiq qrafikinə ən yaxın üstlü paylanma da χ^2 - razılıq meyarı ilə yoxlama nəticəsində rədd edildi. Qeyd edək ki, əksər təbii-iqtisadi proseslər normal və ya asimtotik normal (yəni *sınaqların sayı artdıqca normal paylanmaya yaxınlaşır*) paylanmaya malik olurlar. Üstlü və χ^2 paylanmaları da asimtotik normal paylanmalardır. Sadələşdirilmiş vergi ödəyicilərinin dövriyyələrinin normal və ya asimtotik normal qanunla paylanmaya malik olmaları məntiqlidir. Belə ki, məlumdur ki, Azərbaycan Respublikasının Vergi Məcəlləsinin 218.1 maddəsinə əsasən ƏDV məqsədləri üçün qeydiyyatda alınmamış və ardıcıl 12 aylıq dövr ərzində vergi tutulan əməliyyatların həcmi 150000 manat və ondan az olan hüquqi şəxslər, həmçinin 90000 manat və ondan az olan hüquqi şəxs yaratmadan sahibkarlıq fəaliyyətini həyata keçirən fiziki şəxslər sadələşdirilmiş vergi ödəyicisi olmaq hüququna malikdirlər [4, s. 248]. Bu məbləği keçdikdə vergi ödəyiciləri ƏDV ödəyicisi kimi qeydiyyatda düşməlidirlər. ƏDV ödəyicisi olmaq isə bir sıra vergi öhdəlikləri (mənfəət vergisi, əmlak vergisi, və s.) yaradır və əlavə olaraq digər xərcləri (*tədiyə növləri üzrə vergi bəyannamələri təqdim etmək və s.*) artırır. Ona görə də bir qayda olaraq vergi ödəyicilərinin bir qismi çalışırlar ki, dövriyyələri VM-də göstərilən həddən aşağı olsun. Bu isə onların dövriyyələrini normal və asimtotik normal paylanmadan kənarlaşdırır. Buradan belə nəticə çıxarmaq olar ki, sadələşdirilmiş vergi ödəyicilərinin dövriyyələri (*hesablamaları, ödəmələri*) daha çox qeyri-müəyyənliyə malik olur ki, bu da onların fəaliyyətinə və vergidən qaçma risklərinin artmasına gətirib çıxara bilər.

3. Sadələşdirilmiş vergi ödəyicilərinin audit məqsədi ilə vergidən yayınma risklərinin qiymətləndirilməsi

Vergidən yayınma halları və risklərin qiymətləndirilməsi modellərinin işlənməsi bütün ölkələrdə aktual bir məsələdir. Məlumdur ki, dövlət büdcəsinin gəlirlərinin böyük hissəsini vergilər təşkil edir.

Azərbaycan Respublikasının Vergi Məcəlləsinin 38.2.-ci maddəsinə əsasən vergi ödəyicilərinin səyyar vergi yoxlaması ildə bir dəfədən çox olmayaraq keçirilir və 30 gündən artıq davam edə bilməz. Müstəsna hallarda yuxarı vergi orqanının qərarına müvafiq olaraq səyyar vergi yoxlamasının keçirilməsi müddəti 90 günə qədər artırıla bilər [4, s. 64].

Sadə hesablamalar aparılsa belə buradan da görünür ki, əksər vergi ödəyicilərinin səyyar vergi yoxlamaları ilə vergi auditinin aparılması xeyli maliyyə, insan resursları və zaman tələb edir. Bu problemin aradan qaldırılmasında elmi əsaslarla işlənmiş vergi auditini məqsədi ilə vergidən yayınma hallarının və risklərinin

qiymətləndirilməsi modelinin yaradılması mühüm əhəmiyyətə malikdir. Belə modellər heç də bütün vergi ödəyicilərinin vergi yoxlamalarına məruz qalmasını tələb etmir. Ancaq vergidən yayınan böyük riskli vergi ödəyicilərinin aşkar edilərək həmin vergi ödəyicilərinin audit olunması təklif edilir. Belə ki, aşkar olunmuş vergidən yayınma riski böyük olan vergi ödəyicilərinin sonradan vergi auditinə cəlb edilməsi üçün mühüm informasiya vermiş olur. Bir qayda olaraq belə vergi ödəyicilərinin sayı ümumi vergi ödəyicilərinin sayının heç də böyük hissəsini təşkil etmir.

Ümumiyyətlə, xarici ölkələrdə, o cümlədən Türkiyə Respublikasının müvafiq dövlət orqanlarında vergi auditini məqsədi ilə vergidən yayınma risklərinin qiymətləndirilməsini həyata keçirən bir sıra modellər tətbiq olunur. Azərbaycan Respublikasında əlavə dəyər vergisi və sadələşdirilmiş vergi üzrə vergidən yayınma risklərinin qiymətləndirilməsinə dair bir sıra işlər görülmüşdür [5, 6, 7]. Bu işlərdə spesifik modellərlə yanaşı statistik üsullarla və paylanmalarla risklərin qiymətləndirilməsi məsələsinə baxılmışdır.

Biz burada sadələşdirilmiş vergi ödəyicilərinin vergidən yayınma risklərinin qiymətləndirilməsini yuxarıda göstərilən illərdə verilmiş modellərdən fərqli spesifik cəhətlər nəzərə alınmaqla verəcəyik. Belə ki, seçmə müşahidə əsasında müəyyən edilmişdir ki, sadələşdirilmiş vergi ödəyicilərinin fəaliyyətini xarakterizə edən göstəricilər normal və ya asimtotik paylanmaya malik deyillər [8, s.53-60]. Bu iş onu göstərmişdir ki, sadələşdirilmiş vergi ödəyicilərinin fəaliyyətlərini əks etdirən əsas göstəricilər (*dövriyyə, ödəmə, hesablama*) normal və ya asimtotik normal paylanmalara malik deyil. Buradan belə nəticə çıxarmaq olar ki, Azərbaycan Respublikasında sadələşdirilmiş vergi ödəyicilərinin vergidən yayınma riskləri paylanma qanunları ilə (*normal paylanma, t-paylanması, χ^2 -xi kvadratı paylanması, üstlü paylanma, Puasson paylanması və s.*) qiymətləndirilməsi müəyyən yanlışlıqlar yarada bilər. Bu baxımdan sadələşdirilmiş vergi ödəyicilərinin vergidən yayınma riskləri digər üsullarla qiymətləndirilməsinə zərurət yaranır. Burada təklif edilən üsul Birləşmiş Millətlər Təşkilatının inkişaf proqramının ölkələrin inkişaf reytinginin hesablanması tətbiq edilən metodikaya əsaslanır [9].

Qeyd edək ki, bu metodikanın tətbiqi müvafiq göstəricilərin normal və ya asimtotik paylanmasını tələb etmir. Bu metodologiya əsasında insan inkişafı indeksi 1990-cı ildən başlayaraq dünya ölkələri üçün hesablanaraq inkişaf reytingi çıxarılır və BMT-nin inkişaf proqramının qlobal hesabatında dərc edilir.

Bu indeks inkişafın müxtəlif tərəflərini əks etdirən ən ümumi göstəricidir. Azərbaycan Respublikası üzrə insan inkişafı haqqında hesabat 1995-ci ildən başlayaraq hazırlanıb dərc edilir.

Tutaq ki, x_1, x_2, \dots, x_n sadələşdirilmiş vergi ödəyicilərinin fəaliyyətlərini əks etdirir. Məsələn, x_1 -mal dövriyyəsi, x_2 - vergi hesablanması və s.

$$VYRI_i^j = \frac{x_{ij} - x_i^{\min}}{x_i^{\max} - x_i^{\min}}, i = 1, 2, \dots, n \quad (5)$$

Burada:

j - vergi ödəyicilərinin sıra sayı;

x_i - vergi ödəyicisinin fəaliyyətini əks etdirən i -ci göstərici;

x_i^{min} - i -ci göstərici üzrə ən kiçik qiymət;

x_i^{max} - i -ci göstərici üzrə ən böyük qiymətdir.

$VYRI_i^j$ - indikatorunu j -ci vergi ödəyicisinin i -ci göstərici üzrə vergidən yayınma risk indeksi.

Aydındır ki, $VYRI_i^j$ indikatoru 0 və 1 parçasında qiymətlər alacaqdır. Bu indeksin sıfıra yaxın olması müvafiq göstərici üzrə riskin böyük olmasını, vahidə yaxın olması isə riskin az olmasını göstərir.

Əgər vergi ödəyicilərini xarakterizə edən göstəricilər həcm və ya miqdar vahidləri ilə verilərsə, onda həmin göstərici üzrə indeks aşağıdakı kimi hesablanır:

$$VYRI_i^j = \frac{\ln(x_{ij}) - \ln(x_i^{min})}{\ln(x_i^{max}) - \ln(x_i^{min})}, i = 1, 2, \dots, n \quad (6)$$

Hər bir vergi ödəyicisinin bütün göstəricilər üzrə vergidən yayınma risk indeksini (5) və ya (6) düsturları ilə hesabladıqdan sonra ümumiləşmiş vergidən yayınma risk indeksi aşağıdakı kimi hesablanır:

$$\bar{VYRI}_i^j = \frac{\sum_{i=1}^n VYRI_i^j}{n}$$

Əgər \bar{VYRI}_i^j indikatoru sıfıra yaxın olarsa, yuxarıda qeyd edildiyi kimi bu zaman j sayılı vergi ödəyicisinin vergidən yayınma riski ən böyük olur. Vahidə yaxın olduqda isə ən az olur.

Seçilmiş əhatə dairəsi üzrə vergi ödəyicilərinin $[0, 1]$ parçasında qiymət alan ümumiləşmiş vergidən yayınma risk indeksi (\bar{VYRI}) ümumiliyi pozmadan nisbi olaraq 5 ballıq şkala ilə qiymətləndirə bilərik:

İntervallar

Ballar

1-ci interval - ən böyük risk faktoru

(\bar{VYRI} - qiymətinin $[0; 0.2]$ aralığında,

yəni 0-dan 0.2-dək olduqda)

5 (ən böyük risk)

2-ci interval - böyük risk faktoru

(\bar{VYRI} - qiymətinin $[0.2; 0.4]$ aralığında olduqda)

4 (böyük risk)

3-cü interval - orta risk faktoru

(\bar{VYRI} - qiymətinin $[0.4; 0.5]$ aralığında olduqda)

3 (orta risk)

4-cü interval - kiçik risk faktoru

(\bar{VYRI} - qiymətinin $[0.5; 0.6]$ aralığında olduqda)

2 (kiçik risk)

5-ci interval - ən kiçik risk faktoru

(\bar{VYRI} - qiymətinin $[0.6; 0.8]$ aralığında olduqda)

1 (ən kiçik risk)

6-cı interval - sıfır risk faktoru

(\bar{VYRI} - qiymətinin $[0.8; 1]$ aralığında olduqda)

0 (risk yoxdur)

Eyni qayda ilə hər bir göstərici üzrə də risk balları verilə bilər. Əgər ÜVYRİ sıfır bal alarsa bu vergi ödəyicisi risksiz sayılır. Əgər konkret vergi ödəyicisi üçün bal 5 olarsa, yəni ÜVYRİ –nin hesablanmış qiyməti sıfır qiymətindən böyük və 0.2 qiymətindən kiçikdirsə, onda bu vergi ödəyicisi ən riskli sayılır və belə vergi ödəyicisi birinci növbədə vergi audit yoxlamasının aparılması üçün seçilməlidir.

Yuxarıda göstərilən metodologiya əsasında Azərbaycan Respublikasında fəaliyyət göstərən seçmə müşahidə əsasında 2000 sadələşdirilmiş vergi (SV) ödəyicisinin fəaliyyətlərini əks etdirən 3 göstərici - dövriyyə, hesablanmış və ödənilmiş vergilər üzrə VYRİ və onların ədədi ortası olan ÜVYRİ riskləri qiymətləndirilmişdir. Alınmış nəticələr cədvəl 7-də verilmişdir.

Cədvəl 7.Sadələşdirilmiş vergi ödəyicilərinin vergidən yayınma risk ballarının strukturu

Vergidən yayınma səviyyəsini xarakterizə edən intervallar	Vergidən yayınmanın səviyyəsi	Sadələşdirilmiş vergi ödəyicilərinin sayı	Risk balı	Vergi ödəyicilərinin ümumi sayda payı, faizlə
0-0.2	ən böyük risk	67	5	3,4%
0.2-0.4	böyük risk	383	4	19%
0.4-0.5	orta risk	356	3	17,8%
0.5-0.6	kiçik risk	449	2	22,5%
0.6-0.8	ən kiçik risk	580	1	29%
0.8-1	risk yoxdur	165	0	8,3%
Cəmi	-	2000	-	100%

Cədvəl 7-dən göründüyü kimi ən az risk balı olan vergi ödəyicilərinin sayı 165-dir. Onların bütün vergi ödəyicilərində ümumi payı 8,3 faizdir. Vergidən yayınmaya görə ən yüksək riskli vergi ödəyicilərinin sayı 67-yə bərabərdir. Ümumi vergi ödəyicilərində isə onların payı 3,4 faiz təşkil edir. Audit məqsədi ilə səyyar vergi yoxlamalarının aparılması ilk növbədə vergidən yayınma riskləri ən yüksək olan vergi ödəyicisində aparılması daha məqsədə uyğundur. Bu yuxarıda qeyd etdiyimiz kimi vergi ödəyicilərinin fəaliyyətinə lüzumsuz müdaxilələrin qarşısını almaqla yanaşı vergi inzibatçılığının səmərəliliyini artırılmış olar.

4. Nəticə

Sadələşdirilmiş vergi ödəyicilərinin fəaliyyətini əks etdirən əsas göstəriciləri (*mal dövriyyəsi, vergi hesablanması, ödənilməsi*) üzərində aparılmış test (χ^2 -xi kvadratı) göstərmişdir ki, onlar normal və ya asimtotik normal paylanmaya malik deyil. Ona

görə də sadələşdirilmiş vergi ödəyicilərinin vergidən yayınma risklərinin qiymətləndirilməsi statistik paylanma üsulları ilə deyil, digər üsullarla həyata keçirilməlidir. Fərqli yanaşma kimi sadələşdirilmiş vergi ödəyicilərinin fəaliyyətini əks etdirən göstəricilərin maksimum və minimum qiymətlərinə əsaslanan üsul təklif edilmişdir.

Müqayisəli təhlil üsuluna müvafiq üsul təklif edilərək seçmə müşahidə statistikasına əsasən sadələşdirilmiş vergi ödəyicilərinin vergidən yayınma riskləri qiymətləndirilmişdir. Məlum olmuşdur ki, seçmə müşahidə əsasında tədqiqata cəlb olunmuş sadələşdirilmiş vergi ödəyicilərinin yalnız 3.4 faizi ən yüksək vergidən yayınma riskə malikdir, 8.3 faizi isə vergidən yayınma riskinə malik deyil.

Bu modelin tətbiq edilməsi üçün göstəricilərin statistik təhlil üsullarında olduğu kimi normal paylanmaya malik olmaları tələb olunmur. Ona görə də sadələşdirilmiş vergi ödəyiciləri arasında audit məqsədləri üçün vergidən yayınma risklərinin qiymətləndirilməsində bu model effektiv şəkildə tətbiq edilə bilər.

Ədəbiyyat siyahısı

1. <http://www.taxes.gov.az/?name=faq&page=20110208>
2. Newbold Paul, Carlson William, Carlson William L., Thorne Betty, Thorne Betty M. (2010) *Statistics for Business and Economics. Seventh Edition*, New jersey, USA, pp.986.
3. Палий И.А. (2004) *Прикладная статистика*, Москва, Высшая школа, 176 стр.
4. Azərbaycan Respublikasının Vergi Məcəlləsi (2011) “Hüquq ədəbiyyatı nəşriyyatı”, Bakı, V(40) 2011, 288 səh.
5. Musayev A.F. və Qarayev F.F. (2006) “Əlavə dəyər vergisi ödəyicisinin vergidən yayınma indeksi”, Azərbaycan Milli Elmlər Akademiyasının Xəbərləri. Fizika-texnika və riyaziyyat elmləri seriyası. İnformatika və idarəetmə problemləri, №2, səh.114-119.
6. Həsənlı Y.H. (2008) Vergi auditi məqsədləri üçün risklərin qiymətləndirilməsinin modelləşdirilməsi. “Azərbaycanın vergi xəbərləri” jurnalı, №8, səh.16-37.
7. Гараев Ф.Ф. (2005) Методологические подходы к оцениванию неопределенностей и рисков при реализации налоговой политики, Труды Азербайджанского научно-исследовательского института экономики и организации сельского хозяйства, №3, стр. 214-221.
8. Həsənlı Y.H. və Ağayev S.İ. (2011) Sadələşdirilmiş vergi ödəyicilərinin fəaliyyətlərinin statistik göstəricilərinin paylanmalarının statistik qiymətləndirilməsi, “İpək yolu” beynəlxalq elmi jurnalı, №1, səh. 53-60.
9. Human development report (1999) UNDP, New York, Oxford University.2.

Агаев Саяд Исак оглы

научный сотрудник Института Кибернетики
Национальной Академии Наук Азербайджана

Закон распределения налогоплательщиков по упрощенной системе и риск уклонения от налогов

Аннотация

Цель исследования - состоит из оценки рисков уклонения от уплаты налогов на основе тестирования для определения, имеют ли показатели, отражающие деятельность налогоплательщиков по упрощенной системе налогообложения, нормальное или асимптотически-нормальное распределение.

Методология исследования - статистическое распределение, эконометрические методы.

Выводы исследования - тесты (χ^2), произведенные над основными показателями, отражающими деятельность налогоплательщиков по упрощенной системе налогообложения показали, что эти показатели не имеют нормального или асимптотически-нормального распределения. Риски уклонения налогоплательщиков по упрощенной системе от уплаты налогов были оценены с применением предложенного метода.

Ограничение исследования – исследование ограничивается только некоторыми показателями (*товарооборотом, расчетом и уплатой налога*), относящимися к налогоплательщикам по упрощенной системе налогообложения. Отсутствие статистической информации по другим показателям (*долг, переплата и т.д.*), в том числе отсутствие возможности включить их в список факторов риска, создает определенные сложности.

Практическая значимость исследования – полученные результаты показали, что деятельность налогоплательщиков по упрощенной системе налогообложения не имеет нормального или асимптотически-нормального распределения, и оценка рисков уклонения от уплаты налогов другим способом, точнее, предложенным методом, могла бы дать более эффективные результаты.

Оригинальность и научная новизна исследования – метод определения типа распределения (*нормальный или асимптотически-нормальный*) показателей налогоплательщиков по упрощенной системе налогообложения и подход, примененный для оценки рисков их уклонения от уплаты налогов, является оригинальным и новым.

Ключевые слова: *упрощенные налогоплательщики; нормальное распределение; распределение по показательному закону; закон распределения χ^2 ; риск уклонения от уплаты налогов.*

Agayev Sayyad Isak oğlu

Institute of Cybernetics of the National Academy of Sciences of Azerbaijan,
Research Associate

**Law of distribution of taxpayers on the simplified
system and risk of tax evasion**

Abstract

Purpose of the research is to estimate of risks of tax evasion on the basis of the testing of indicators reflecting activities of taxpayers of the simplified system that whether they have the normal or asymptotic normal distribution.

Design/methodology – the system approach, the comparative analysis.

Findings – the fact that the basic indicators of tax-payers of the simplified system have not normal or asymptotic normal distribution has been specified by application of (χ^2) testing to these indicators and then the assessment of risks of tax evasion of taxpayers of simplified system of taxation has been performed using proposed method.

Research limitations/implications – the research restricted only with some indicators (*turnover, tax accounting and payment*) of taxpayers of simplified system of taxation.

Practical implications – research results confirm that the activities of taxpayers of simplified taxation has not normal or asymptotically normal distribution and risk assessment of tax evasion using different approach, more precisely, the proposed method could provide more effective results.

Originality/value – method for specifying the kind of the distribution (*normal or asymptotically normal*) of indicators of taxpayers of simplified taxation and approach applied for assessing the risks of tax evasion is the original and new.

Keywords: *the simplified tax bearers; normal distributions; distributed under the indicative law; to the distribution law χ^2 ; the risk of tax evasion.*

JEL Classification Codes: C19

Məqalə redaksiyaya daxil olmuşdur: 01.02.2012.

Təkrar işləməyə göndərilmişdir: 02.03.2012.

Çapa qəbul olunmuşdur: 25.04.2012.