



## СТРАТИФИКАЦИЯ ПРИ ПРИЛАГАНЕ НА ОДИТНИТЕ ИЗВАДКИ

*гл. ас. д-р Али Вейсел*

*Висше училище по застраховане и финанси – гр. София*

*Дипломиран експерт-счетоводител,*

*Регистриран одитор*

### **Ключови думи:**

*Одит*

*Одитни извадки*

*Стратификация*

### **Резюме**

*Статията е посветена на стратифицирания подбор при прилагане на одитните извадки. В нея се анализират определенията за стратификация, ползите от подхода и възможностите за измерване увеличаването на ефикасността. Специално внимание се отделя на методиката на вариационна извадка. Технологията по провеждането на извадковото изучаване се сравнява с изискванията на Международен одиторски стандарт (МОС) 530 Одиторски извадки, които са свързани със стратификацията и извадката на тестовете на детайлите. В това отношение се дават практически насоки за прилагане на стратификацията. Изследва се и възможността за стратификация при нестатистическите извадки.*

В Международните одиторски стандарти (МОС) се посочва, че ефикасността на одита може да се подобри, когато се стратифицира популацията чрез разделянето ѝ на отделни суб-популации.<sup>1</sup> Според стандартите това става чрез намаляване размера на извадката без пропорционално увеличаване на риска. Прегледът на МОС 530 *Одиторски извадки* обаче не позволява да се разбере как трябва да се прилага този подход. Интерес представлява неговото изследване, както и измерването на ползите от него. Това е важно за одитора, за да оцени подобряването на ефикасността. Също така е необходимо да се анализира дали стратификацията е възможна само при статистическите извадки, или се използва и при нестатистическите, които са по-разпространени в българската практика.

<sup>1</sup> МОС 530 *Одиторски извадки* (в сила за одити на финансови отчети за периоди, започващи на или след 15 декември 2009 г.), Приложение 1.

**Дефиниция за стратификация** има в параграф 5(з) от МОС 530 *Одиторски извадки*:<sup>2</sup> „процес на разпределяне на популацията (генералната съвкупност – А.В.) на части (страти – А.В.), всяка от които представлява група от извадкови единици, които имат подобни характеристики (често парична стойност)”.

В това определение трябва да се акцентира върху **разпределянето на популацията на части**. Това не означава, че ако одиторът проверява вземанията и придобиването на дълготрайните активи, те са две страти от една генерална съвкупност. Според МОС популацията представлява „пълният комплект от данни, от който е избрана проба и за който одиторът желае да направи заключения”.<sup>3</sup> Одитните процедури за проверка на вземанията и покупките на активи са различни. Затова одиторът ги проучва самостоятелно. Заключенията му по отношение на тях също са отделни. Следователно те представляват две популации, които могат да се проверяват чрез използване подхода на одитната извадка.

Разпределяне на генералната съвкупност означава групиране на това, което е вече идентифицирано като популация. Например вземанията могат да се разделят на определен брой групи, както следва:<sup>4</sup>

Таблица № 1

#### Примерно стратифициране на вземанията

Страти	Брой на елементите	Определяне на стратите
1	22	Всички суми над 5000 долара
2	121	Всички суми между 1000 и 5000 долара
3	85	Всички суми под 1000 долара
4	14	Всички суми с кредитни салда

От посочената дефиниция става ясно, че често стратификацията се прави въз основа на парична стойност. Допускат се обаче и **други възможности**. Това е в съответствие с теорията на статистиката, според която групирането трябва да се извършва на основата на признак, който се намира в корелационна зависимост със стойностите.<sup>5</sup> Така се определя стратификация и в научната

<sup>2</sup> МОС 530 *Одиторски извадки* (в сила за одити на финансови отчети за периоди, започващи на или след 15 декември 2009 г.).

<sup>3</sup> МОС 530 *Одиторски извадки* (в сила за одити на финансови отчети за периоди, започващи на или след 15 декември 2009 г.), § 5(б).

<sup>4</sup> Guy, D., D. Garmichael and R. Wittington. *Audit Sampling*. John Wiley&Sons, INC. 2002, p. 32.

<sup>5</sup> Цонев, В. *Основи на репрезентативното изучаване*. София, ВИИ Карл Маркс, 1970, стр. 149.

литературата по одитинг: „извадка техника, прилагана чрез групиране на извадковите единици с подобни характеристики в отделни страти, за да се намали променливостта между единиците”.<sup>6</sup> Тези определения се отнасят за стратификацията във всички области. Много пъти в социално-икономическите изследвания стойностите не са известни. Затова често възможност за намаляване на променливостта е разделянето по близки качества. Но при одитните извадки сумите са зададени, защото са отчетени въз основа на счетоводните документи. Поради това разграничаването може да бъде по тях. В одита обаче има и непарична стратификация. Пример в това отношение е посочен в Приложение 1 към МОС 530 *Одиторски извадки*. Той се отнася за тестване на трудносъбираемите вземания. Те могат да бъдат групирани по възраст.<sup>7</sup>

Стратификацията намира приложение заради **ползите** от нея. В това отношение се твърди, че при прилагането на този подбор се насочват усилия към **обекти с най-голям риск** от отклонение и се използват различни одиторски техники за всяка страта.<sup>8</sup> Това предимство трябва да се свързва с групирането по непаричен признак. Разделянето на вземанията на нови и стари позволява да се вложат повече ресурси за проверка на старите. Например възможно е да се изследват 100% от тях чрез по-силни одитни процедури. За останалите може да се направи извадка и да се прилагат процедури, които изискват по-малко разходи. Трудно е обаче да се измерват тези предимства. Те зависят от професионалната преценка на одитора и от конкретната ситуация.

По-голямо внимание заслужава възможността за **увеличаване на ефикасността** от използването на стратифицирания подбор, т.е. постигането на същите цели при по-малко усилия и разходи.<sup>9</sup> Интересно е да се изследва как се постига това.

Авторите, които работят в областта на одита, посочват, че стратификацията се използва повече при **вариационната извадка**.<sup>10</sup> Затова е уместно ползата от нея да се представи чрез разглеждане методиката на този подход.

Известно е, че вариационната одитна извадка, която измерва абсолютните суми, се прилага при извършване на детайлни тестове. При нея се използва възвратен или безвъзвратен подбор. Първата разновидност означава един елемент от популацията, избран веднъж, да може да се включва в извадката повече от един път. При втората всеки елемент може да се избере само един път.

<sup>6</sup> Guy, D., D. Garmichael and R. Wittington. Audit Sampling. John Wiley&Sons, INC. 2002, p. 34.

<sup>7</sup> МОС 530 *Одиторски извадки* (в сила за одити на финансови отчети за периоди, започващи на или след 15 декември 2009 г.), Приложение 1.

<sup>8</sup> Guy, D., D. Garmichael and R. Wittington. Audit Sampling. John Wiley&Sons, INC. 2002, p. 32.

<sup>9</sup> Guy, D., D. Garmichael and R. Wittington. Audit Sampling. John Wiley&Sons, INC. 2002, p. 32; Цонев, В. Основи на репрезентативното изучаване. София, ВИИ Карл Маркс, 1970, стр. 146; Калоянов, Т. Приложение на статистическото извадково изучаване в одита. София, Стопанство, 2010, стр. 144; и МОС 530 *Одиторски извадки* (в сила за одити на финансови отчети за периоди, започващи на или след 15 декември 2009 г.), Приложение 1.

<sup>10</sup> Guy, D., D. Garmichael and R. Wittington. Audit Sampling. John Wiley&Sons, INC. 2002, p. 32.

При възвратния подбор изчисленията са по-лесни. Затова той намира по-голямо приложение. Но прегледът на литературата показва, че при стратификацията се прилага винаги безвъзвратния подбор. Това се налага поради необходимостта проектираните отклонения от всяка част да се комбинират за определяне на общия ефект. За целта се вземат под внимание обемите на стратите. Не е възможно това да се направи при безвъзвратния подбор, където популацията е безкрайна.

Планираният обем на вариационната извадка се определя по следната формула:<sup>11</sup>

$$(1) \quad n' = \left( \frac{Nsz}{A} \right)^2,$$

където  $n'$  е планираният обем на извадката при възвратен подбор,  $z$  – коефициент, който се определя според нивото на надеждност,  $s$  – предварително оцененото стандартното отклонение,  $N$  – броят на елементите в популацията,  $A$  – планираната максимална грешка на извадката.

При безвъзвратен подбор се прави корекция със следния коефициент:<sup>12</sup>

$$(2) \quad n = \frac{n'}{1 + \frac{n'}{N}}$$

където  $n$  е планираният обем на извадката при безвъзвратен подбор,  $n'$  – планираният обем на извадката при възвратен подбор,  $N$  – броят на елементите в популацията.

Стандартното (средноквадратичното) отклонение ( $s$ ) е най-често използваният измерител за разсейване в статистиката. То се включва в числителя на формулата, посочена горе. Затова при неговото намаляване се съкращава обемът на извадката. Това се постига при стратификацията, защото при нея средната сума на стандартните отклонения на стратите е по-малка от средната сума на стандартното отклонение на цялата популация. За обяснението на тази връзка е подходящо да се разгледа следният **пример**:<sup>13</sup>

В популацията има седем елемента. Техните стойности са, както следва:

*Таблица № 2*

#### Примерна популация от седем елемента и стойности

Елементи	Първи елемент	Втори елемент	Трети елемент	Четвърти елемент	Пети елемент	Шести елемент	Седми елемент
Стойности	1	1	1	1	1	3	3

<sup>11</sup> За прилагане на вариационна извадка вж. Вейсел, А. Теоретични и приложни аспекти на одитните извадки, студия, Годишник на ВУЗФ – том VII, Издателство на ВУЗФ „Св. Григорий Богослов”, София, 2011, стр. 237 – 291, стр. 271 – 281.

<sup>12</sup> Guy, D., D. Garmichael and R. Wittington. Audit Sampling. John Wiley&Sons, INC. 2002, p. 102.

<sup>13</sup> Вж. Guy, D., D. Garmichael and R. Wittington. Audit Sampling. John Wiley&Sons, INC. 2002, p. 105.

Необходимо е да се изчисли стандартното отклонение за популацията, както и за двете страти, ако се приеме, че в първата се включат елементите, които имат стойност 1 (от 1-ви до 5-и), а във втората – тези, които имат стойност 3 (6-и и 7-и).

Първо трябва да се посочи, че за изчисляване на стандартното отклонение се използва следната формула:

$$(3) \quad s = \sqrt{\frac{\sum(x_i - \bar{x})^2}{n-1}},$$

където  $s$  е стандартно отклонение,  $x_i$  – сумата на отделните документи,  $\bar{x}$  – средната сума на елементите от извадката и  $n$  – обемът на извадката.

Стандартното отклонение може да се изчислява и чрез функцията STDEV( $x_1, x_2, \dots$ ) в Excel.

С помощта на функцията STDEV( $x_1, x_2, \dots$ ) се получава, че  $s$  за популацията е  $0,9759 \approx 1$ . Стандартното отклонение на двете страти е 0.

Въз основа на разгледания пример може да се твърди, че стратификацията трябва да се прилага, когато популацията има голямо стандартно отклонение. Групирането на еднородните по стойност обекти позволява намаляване на средната сума на стандартното отклонение. По този начин се съкращава и изисквания обем. Това доказва ползата от стратификацията. Необходимо е обаче да се разгледат и възможностите за неговото прилагане **при статистически и нестатистически извадки**.

Възможностите за **стратифициране при статистическите извадки** са безспорни. Но е важно да се установи предложената методика в МОС. Освен това тяхното разглеждане има значение за изследване на нестатистическите извадки.

Прилагането на стратификацията при статистическата вариационна извадка се разглежда от D. Guy, D. Garmichael and R. Wittington в Audit Sampling.<sup>14</sup> Интерес представлява методиката на авторите. Те разграничават следните стъпки:

1. Определяне нивото на надеждност (reliability level).

Нивото на надеждност се определя според изисквания риск на разкритията и други професионални преценки.<sup>15</sup>

2. Определяне на коефициента  $z$ .

Коефициентът се определя чрез нормираното разпределение. На практика се използват и готови таблици. При 95% ниво на надеждност  $z = 1,96$ .<sup>16</sup>

---

<sup>14</sup> Guy, D., D. Garmichael and R. Wittington. Audit Sampling. John Wiley&Sons, INC. 2002, pp. 107 – 109.

<sup>15</sup> В българската литература по статистика се използва понятието гаранционна вероятност.

3. Определяне на планираната максимална грешка (приемлива точност – acceptable precision) (A).
4. Определяне на стратите.

Тук одиторът трябва да се съобрази със следните изисквания:

- Всеки елемент на популацията трябва да попадне само в една страта;
- Трябва да се определят границите на стратите;
- Трябва да е известен броят на елементите във всяка страта;
- Препоръчва се всяка страта да съдържа приблизително равна обща сума;
- На популацията, която включва елементи с най-големи стойности, обичайно се прави 100% проверка.

5. Определяне обема на извадката ( $n$ ).

За определяне обема на извадката се използва следната формула за безвъзвратен подбор<sup>17</sup>:

$$(4) \quad n_i = \frac{N_i s_i \sum N_i s_i}{\left(\frac{A}{z}\right)^2 + \sum N_i s_i^2},$$

където  $n$  е обемът на извадката,  $N_i$  – броят на елементите в  $i$ -тата страта;  $s_i$  – предварително определеното стандартно отклонение в  $i$ -тата страта;  $z$  – коефициент, определен в стъпка 2.

Стандартното отклонение се изчислява чрез пилотна извадка за всяка страта, която включва обичайно 30 единици. Често затова се прилага следната формула:

$$(5) \quad s_i = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^m x_j - m\bar{x}^2}{m-1}},$$

<sup>16</sup> Функцията на нормираното разпределение е  $f(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{z^2}{2}} dz$ . За изчислението в Excel може да се използва функцията NORMSDIST( $z$ ). Стойността, която се получава за  $z = 1,96$ , е 0,975002 (NORMSDIST(1,96)). От получената стойност се изважда площта до  $z = -1,96$  (NORMSDIST(-1,96)), при което се получава 0,024998. Изчислява се разликата между NORMSDIST(1,96) – NORMSDIST(-1,96), при което се получава 0,950004.

<sup>17</sup> Формулата се извежда от  $A = z \frac{s}{\sqrt{n}} N \sqrt{1 - \frac{n}{N}}$ , което означава, че се предполага възвратен подбор. Изразът се преобразува, както следва:  $An = z s \sqrt{N(N-n)} \Leftrightarrow An^2 = z^2 (Ns)^2 - z^2 Ns^2 n \Leftrightarrow n = \frac{(Ns)^2}{\left(\frac{A}{z}\right)^2 + Ns^2}$ . При т. нар. оптимално определяне на размерите на стратите се използва формулата  $n_i = n \frac{N_i s_i}{\sum N_i s_i}$ . При представяне на  $Ns$  и  $Ns^2$  за популацията чрез стратите ( $Ns = \sum N_i s_i$  и  $Ns^2 = \sum N_i s_i^2$ ) се получава  $n = \frac{(\sum N_i s_i)^2}{\left(\frac{A}{z}\right)^2 + \sum N_i s_i^2}$ . Тогава  $n_i = \frac{(\sum N_i s_i)^2}{\left(\frac{A}{z}\right)^2 + \sum N_i s_i^2} \cdot \frac{N_i s_i}{\sum N_i s_i} = \frac{N_i s_i \sum N_i s_i}{\left(\frac{A}{z}\right)^2 + \sum N_i s_i^2}$ . Коефициентът  $z$  в българската литература по статистика се нарича гаранционен множител.

където  $s_i$  е стандартното отклонение за  $i$ -тата страта,  $x_j$  – стойност на  $j$ -тия елемент в стратата,  $\bar{x}$  – средна стойност на елементите в стратата,  $m$  – брой на елементите в стратата.

Посочената формула се различава от тази, която се предлага в литературата по статистика, а именно формула (3). Те обаче дават едни и същи резултати, защото (5) е изведена от (3).<sup>18</sup>

Ако някой от обемите на извадките ( $n_i$ ) е по-голям от размера на стратата, в извадката се включват всички единици. След това се преизчисляват обемите на извадките за останалите групи.

6. Случаен подбор на допълнителните елементи на всяка извадка, т.е. над 30, които са определени в пилотната извадка.
7. Избиране на допълнителните единици на извадките.
8. Определяне на получената максимална грешка (коригираната точност – achieved precision) ( $A'$ )

Коригираната точност се определя по следната формула:<sup>19</sup>

$$(6) \quad A' = z \sqrt{\sum \frac{N_i s_i^2 (N_i - n_i)}{n_i}}$$

9. Сравнение на  $A'$  с  $A$ .

Ако  $A' \leq A$ , се преминава към стъпка 11. Ако  $A' > A$ , се преминава към стъпка 10.

10. Повторно изчисляване обемите на извадките.

Отново се изчисляват обемите на извадките. За целта се използва стандартното отклонение на всяка страта, което се основава на реалната извадка. При определяне на по-голям обем се преминава към стъпка 6.

11. Изчисляване извадковите средни на всяка страта.

Изчисляват се средните стойности на всяка извадка.

12. Изчисляване оценената стойност на сумата в популацията.

Тук се използва формулата

$$(7) \quad EV = \sum \bar{x}_i N_i,$$

<sup>18</sup> Извеждането на формулата се извършва по следния начин:  $s = \sqrt{\frac{\sum (x_j - \bar{x})^2}{m-1}} = \sqrt{\frac{(x_1^2 - 2x_1\bar{x} + \bar{x}^2) + (x_2^2 - 2x_2\bar{x} + \bar{x}^2) + \dots + (x_m^2 - 2x_m\bar{x} + \bar{x}^2)}{m-1}} = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^m x_j^2 - 2\bar{x}(x_1 + x_2 + \dots + x_m) + m\bar{x}^2}{m-1}} = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^m x_j^2 - 2\bar{x}(m\bar{x}) + m\bar{x}^2}{m-1}} = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^m x_j^2 - m\bar{x}^2}{m-1}}$ .

<sup>19</sup> Формулата се извежда, както следва:  $A = z \frac{s}{\sqrt{n}} N \sqrt{1 - \frac{n}{N}} = z \sqrt{\frac{N^2 s^2 (N-n)}{Nn}} = z \sqrt{\frac{Ns^2(N-n)}{n}}$ . При представяне на  $N$  и  $s$  по страти се получава  $A = z \sqrt{\sum \frac{N_i s_i^2 (N_i - n_i)}{n_i}}$ .

където  $EV$  е оценената стойност на сумата в популацията,  $\bar{x}_i$  – средна стойност в  $i$ -тата страта;  $N_i$  – брой на елементите в  $i$ -тата страта.

### 13. Заключение.

Достига се до заключението, че при ниво на надеждност, посочено в стъпка 1, реалната стойност на популацията е в интервала  $EV \pm A$ .

### 14. Проверка дали отчетената сума се включва в доверителния интервал.

Ако отчетената стойност се включва в доверителния интервал, одиторът я приема за вярна. В противен случай я отхвърля.

Авторите на методиката не обръщат внимание на нейното практическо прилагане. Това обаче се налага, за да се разбере по-добре същността и логическа последователност на процедурите. За целта може да се разгледа следният **пример**:

Счетоводно отчетената сума за популация, която включва 12 000 документа ( $N$ ), е 36 180 000 лв. За да се провери дали сумата е вярна, се провежда вариационно извадково изследване със стратифициран подбор. За целта се следват посочените по-горе стъпки:

#### 1. Определяне нивото на надеждност (reliability level).

Тук може да се приеме, че одиторът е стигнал до заключението, че нивото на надеждност трябва да бъде 95%.

#### 2. Определяне на коефициента $z$ .

Горе е посочено, че за ниво на надеждност 95%,  $z = 1,96$ .

#### 3. Определяне на планираната максимална грешка (приемлива точност – acceptable precision) ( $A$ ).

Може да се допусне, че планираната приемлива точност ( $A$ ), определена от одитора, е 100 000 лв.

#### 4. Определяне на стратите.

При определяне на стратите одиторът следва да се съобрази с изискванията на стъпка 4, посочени по-горе. Това може да стане само чрез анализ на елементите на реална популация. За илюстрацията на методиката обаче това не е необходимо. Например в случая може да се посочи, че след изследванията одиторът е стигнал до следните резултати:

- популацията трябва да се разграничи на три страти;
- няма да се извършва 100% проверка на нито една страта;
- броят на елементите във всяка страта трябва да бъде, както следва: първа страта –  $N_1 = 7\ 000$  бр.; втора страта –  $N_2 = 4\ 000$  бр.; трета страта –  $N_3 = 1\ 000$  бр.



5. Определяне обема на извадката ( $n$ ).

За целта трябва да се направят три пилотни извадки, които включват по 30 единици. Аналогично може да се предположи, че са получени следните извадкови средни:  $\bar{x}_1 = 1\ 800$  лв.;  $\bar{x}_2 = 3\ 000$  лв.;  $\bar{x}_3 = 12\ 800$  лв.

На тази стъпка се изчисляват и стандартните отклонения. Нека получените резултати да са следните:  $s_1 = 95$  лв.;  $s_2 = 120$  лв.;  $s_3 = 150$  лв.

Тогава чрез формула (4) се изчисляват обемите на извадките от всяка страта. При горните допускания се получават следните резултати:  $n_1 = 314$ ;  $n_2 = 226$ ;  $n_3 = 71$ .

6. Случаен подбор на допълнителни елементи.

Случайно трябва да се избират още 284 елемента (314 от стъпка 5 – 30 от пилотната извадка) от първа страта, 196 (226 – 30) от втората страта и 41 (71 – 30) от третата страта.

7. Избиране на допълнителните единици на извадките.

Избират се допълнителните единици за проверка.

8. Определяне на получената максимална грешка (коригираната точност – achieved precision) ( $A'$ )

Тук се използва формулата (6). За целта се определят стандартните отклонения въз основа на новите извадки. Ако се приеме, че са получени  $s_1 = 104$  лв.,  $s_2 = 117$  лв. и  $s_3 = 45$  лв.,  $A' = 99\ 033,51$  лв.

9. Сравнение на  $A'$  с  $A$ .

$A' = 99\ 033,51 \leq A = 100\ 000$ . Следователно трябва да се преминава към стъпка 11.

10. Повторно изчисляване обемите на извадките.

Не се прилага, защото  $A' \leq A$ .

11. Изчисляване извадковите средни на всяка страта.

Извадковите средни зависят от елементите, които попадат в извадката. За целите на настоящия пример може да се допусне, че са получени  $\bar{x}_1 = 1\ 750$  лв.;  $\bar{x}_2 = 3\ 050$  лв.;  $\bar{x}_3 = 11\ 650$  лв.

12. Изчисляване оценената стойност на сумата в популацията.

Това става чрез формула (7). За  $EV$  се получава 36 100 000 лв.

13. Заключение.

При ниво на надеждност 95% реалната стойност на популацията е в интервала от (36 100 000 – 99 033,51; 36 100 000 + 99 033,51), т.е. (36 000 966,49 ; 36 199 033,51).

14. Проверка дали отчетената сума се включва в доверителния интервал

Отчетената сума е 36 180 000 лв. Тя попада в доверителния интервал. Следователно сумата може да се приеме за вярна.

Прегледът на МОС 530 *Одиторски извадки* показва, че част от разгледаната методика е описана в Приложение 1 към Стандарта например:<sup>20</sup>

- Резултатите от одиторските процедури, приложени по отношение на единиците на извадката в рамките на частта (стратата), могат единствено да бъдат проектирани по отношение на обектите, които изграждат тази част.
- Ако клас от сделки или салда по сметки са били разделени на части (страти), отклонението се проектира спрямо всяка част поотделно. Проектираните отклонения за всяка част след това се комбинират при разглеждането на възможния ефект на отклоненията върху общия клас от сделки или салда по сметки.

На стъпка 8 се определя получената максимална грешка (коригираната точност) чрез отделни изчисления за всяка страта. След това те се комбинират (сумират), за да се проектират върху популацията.

Затова може да се твърди, че всичко, което е разгледано по-горе по отношение същността на стратификацията и ползите от нея, е в съответствие с Приложение 1 на МОС 530 *Одиторски извадки*. Следователно това приложение се отнася за **стратифицирана вариационна извадка с безвъзвратен подбор**.

Заслужават обаче внимание и факторите, които влияят върху размера на извадката при тестовете на детайлите. Те са представени в Приложение 3 към МОС 530 *Одиторски извадки*<sup>21</sup> и могат да се посочат, както следва:<sup>22</sup>

- Оценка на риска от съществени отклонения;
- Използване на други процедури по същество, насочени към същото твърдение за вярност;
- Риск от неправилно приемане;
- Толерирано отклонение;
- Размер на отклонението, което одиторът очаква да открие в популацията;

---

<sup>20</sup> МОС 530 *Одиторски извадки* (в сила за одити на финансови отчети за периоди, започващи на или след 15 декември 2009 г.), Приложение 1.

<sup>21</sup> МОС 530 *Одиторски извадки* (в сила за одити на финансови отчети за периоди, започващи на или след 15 декември 2009 г.), Приложение 3.

<sup>22</sup> Българският превод не съответства напълно на статистическата теория. Затова понятията са представени, така както са преведени в Вейсел, А. Теоретични и приложни аспекти на одитните извадки, студия, Годишник на ВУЗФ – том VII, Издателство на ВУЗФ „Св. Григорий Богослов“, София, 2011, стр. 237 – 291, стр. 285.

- Стратификация на популацията, където е уместно;
- Размер на популацията.

Първите два фактора се отнасят за всички видове извадки. Повишаване на оценката на одитора за риска от съществени отклонения води до приемането на по-малък риск на разкритията, а от там и увеличава обема на извадката. Когато се използват други одитни процедури по същество, които не са част от извадковото изучаване, се намалява рискът. Така са увеличава допустимият риск от неправилно приемане, което води до намаляване обема на извадката.

Останалите фактори се основават на **монетарната извадка**, т.е. на Поасоновото разпределение.<sup>23</sup> Това е така, защото обемът на тази извадка се определя от риска от неправилно приемане, толерираното отклонение и очакваните грешки. Обемът на вариационната извадка зависи от предварително оцененото стандартно отклонение, планираната максимална грешка и коефициента, който се определя според нивото на надеждност ( $z$ ).

При монетарната извадка се прилага вероятностно-пропорционалния подбор, който осигурява **автоматична стратификация на популацията**. Освен това при нейното планиране не се определя стандартното отклонение, което се използва, за да се оцени дали трябва да се разграничава генералната съвкупност. Затова при нея не може да има стратификация, така както тя се описва в Приложение 1 към МОС 530 *Одиторски извадки*.

В случая е важно да се отбележи, че анализиранията несъответствия не означават отхвърляне на възможностите за прилагане на стратифицирания подбор. Трябва само да се има предвид, че стратификацията, описана в Приложение 1 към МОС 530 *Одиторски извадки*, се отнася за вариационна одитна извадка с безвъзвратен подбор, докато Приложение 3 към същия стандарт се отнася за монетарната извадка, където стратификацията е автоматична.

Интересно е също така да се установи дали стратификацията може да намери **приложение при нестатистическите извадки**, които се прилагат по-често от българските одитори.

В тази връзка е необходимо първо да се представят характеристиките на нестатистическите извадки. Внимание заслужава формалната нестатистическа извадка, при която се „използва структуриран (систематичен, точно определен – А. В.) подход за изчисляване на размера на извадката и оценката на резултатите”.<sup>24</sup> Неформалните извадки се основават само на качествена оценка от страна на одитора и поради това не са обективни.

---

<sup>23</sup> Вейсел, А. Теоретични и приложни аспекти на одитните извадки, студия, Годишник на ВУЗФ – том VII, Издателство на ВУЗФ „Св. Григорий Богослов”, София, 2011, стр. 237 – 291, стр. 285.

<sup>24</sup> Guy, D., D. Garmichael and R. Wittington. Audit Sampling. John Wiley&Sons, INC. 2002, p. 222.

За формалната нестатистическа извадка на тестовете на детайлите са известни следните нейни характеристики:<sup>25</sup>

- планирането на обема на извадката е подобно на монетарната извадка, въпреки че оценката на риска е субективна;
- изборът на единиците на извадката може да се основава на същия подход, който се прилага при монетарната извадка – вероятностно-пропорционален подбор или могат да се използват по-малко прецизни подходи, като се увеличи обемът на извадката от 20 до 100%;
- оценката на резултатите от извадката се извършва чрез математически изчисления. За разлика от монетарната извадка обаче, тя не се основава на теорията на вероятностите.

Въз основа на тези характеристики може да се обобщи, че при формалната нестатистическа извадка също не може да се прилага стратификация по стойности. Тя се осигурява автоматично, ако се прилага вероятностно-пропорционалния подход.

Направеното изследване за стратификацията при прилагането на одитните извадки позволява да се обобщи, че този подход води до две основни ползи: насочване усилията към обекти с най-голям риск от отклонение и увеличаване на ефикасността. Първата се свързва с групирането по непаричен признак. Втората се основава на разпределяне по парична стойност. Увеличаването на ефикасността се измерва чрез съкращаване обема на планираната извадка, което се постига с намаляване на стандартното отклонение. Стратификацията се прилага при вариационната извадка с безвъзвратен подбор на тестовете на детайлите. Насоки в това отношение са посочени в Приложение 1 към МОС 530 *Одиторски извадки*. Въпреки това обаче факторите, които влияят върху размера на извадката на тестовете на детайлите, които са представени в Приложение 3 към същия стандарт, се основават на монетарната извадка. Подобни са и нестатистическите извадки. При тях стратификацията е автоматична, когато се използва вероятностно-пропорционалния подбор. Затова допълнително разграничаване на генералната съвкупност по парична стойност не може да се прилага.

---

<sup>25</sup> Вейсел, А. Нестатистически извадки в одита, студия, Годишник на ИДЕС 2013, София.

**Библиографска справка:**

1. Вейсел, А. *Нестатистически извадки в одита, студия, Годишник на ИДЕС 2013, София.*
2. Вейсел, А. *Теоретични и приложни аспекти на одитните извадки, студия, Годишник на ВУЗФ – том VII, Издателство на ВУЗФ „Св. Григорий Богослов”, София, 2011, стр. 237 – 291.*
3. *Калянов, Т. Приложение на статистическото извадково изучаване в одита. София, Стопанство, 2010.*
4. *МОС 530 Одиторски извадки (В сила за одити на финансови отчети за периоди, започващи на или след 15 декември 2009 г.).*
5. *Цонев, В. Основи на репрезентативното изучаване. София, ВИИ Карл Маркс, 1970.*
6. *Guy, D., D. Garmichael and R. Wittington. Audit Sampling. John Wiley&Sons, INC. 2002.*

**STRATIFICATION IN THE APPLICATION OF THE AUDIT SAMPLING**

**Chief Ass. Prof. Ali Veisel, PhD**

*VUZF University, Sofia*

*Certified Public Accountant, Registered Auditor*

**Key words:**

*Audit  
Audit  
sampling  
Stratification*

**Summary**

*The article is dedicated to the stratification approach in the audit sampling. It analyzes the definitions of stratification, the benefits of the approach and the possibility to measure increasing efficiency. Special attention is paid to variable sampling. The technology for sampling is compared with the requirements of International Standard on Auditing (ISA) 530 Audit Sampling which are associated with stratification and sample for tests of details. In this respect, practical guidelines for implementation of the stratification are provided. Also the possibility of stratification in non-statistical sampling is examined.*