

ОДИТНА ИЗВАДКА ЗА ТЕСТОВЕТЕ НА КОНТРОЛИТЕ

Доц. д-р Али Вейсел, д.е.с., рег. одитор
Висше училище по застраховане и финанси – София

Резюме: Статията е посветена на научно обоснования избор на подходящ подход за прилагане на одитната извадка за тестовете на контролите. Практическото значение на изследването се представя чрез разглеждане на същността и приложението на тестовете на контролите и чрез анализиране на избора на обекти за тестване. Специално внимание се обръща на различните статистически разпределения и формули, които се предлагат в научната литература и се използват от българските одитори при прилагане на одитните извадки. Те се сравняват с базисните постановки в Международните одиторски стандарти.

По този начин се предлага обоснован подход за прилагане на извадката за тестовете на контролите. Дават се практически насоки за определяне на обема на извадката и оценката на резултатите, чрез използване на функции в Excel и таблици, разработени от Американския институт на дипломираните експерт-счетоводители. Те трябва да се прилагат, за да може одиторът да формира правилни заключения относно финансовата информация въз основа на одиторските стандарти.

Ключови думи: одитна извадка, тестове на контролите, биномно разпределение, хипергеометрично разпределение, Поасоново разпределение.

JEL: M42

AUDIT SAMPLING FOR TESTS OF CONTROLS

Assoc. Prof. Ali Veysel, PhD, CPA, Registered Auditor
VUZF University – Sofia

Abstract:

The article is dedicated to scientifically grounded choice of the most appropriate approach for implementation of the audit sample for tests of controls. The practical significance of the study is represented by considering the nature and application of the tests of controls and by analyzing the selection of items for testing. Special attention is paid to various statistical distributions and formulas that are available in the scientific literature and used by Bulgarian auditors in applying audit sampling. They are compared with the basic settings in the International Auditing Standards.

Thus, an approach for applying audit sampling for tests of controls is offered. Practical guidelines on the determination of sample size and results evaluation are given, using functions in Excel and tables developed by the American Institute of Certified Public Accountants. They should be implemented by the auditors to form correct conclusions on the financial information based on the audit standards.

Key words: Audit sampling, Tests of controls, Binomial distribution, Hypergeometric distribution, Poisson Distribution.

JEL: M42

ОДИТНА ИЗВАДКА ЗА ТЕСТОВЕТЕ НА КОНТРОЛИТЕ

Доц. д-р Али Вейсел, д.е.с., рег. одитор
Висше училище по застраховане и финанси – София

Въведение

Почти няма изследване по одит, в което не се обръща внимание на извадковия подход. Въпреки това, най-често се изследват само някои негови аспекти. В повечето български публикации се представят формули без достатъчно теоретично обосноваване. Някои от тях са приближения на по-точни методи и могат да се използват само при определени ограничителни условия. Често се представят Международните одиторски стандарти, но без да се сравняват техните изисквания с теорията на репрезентативното изследване. Основно се разглеждат определянето на обема на извадката и вариантите за избор на обекти. Те обаче не са от решаващо значение за формирането на одиторското мнение. Много от авторите представят и таблици, но техният анализ показва, че за едни и същи цели се предлагат различни варианти, които не дават еднакви резултати.

Поради тези причини съществува необходимост от теоретично обосноваване на извадките в одита, включително оценката на резултатите, съгласно одиторските стандарти.

Обект на настоящото изследване е одитната извадка за тестове на контролите. Извън обхвата на разработката остава извадката за тестове на детайлите, която има различни теоретични характеристики и трябва да се изследва самостоятелно.

Целта на изследването е да се установи какъв подход трябва да се прилага при изпълнението на извадката за тестове на контролите, за да се формират правилни заключения и да се спазват изискванията на стандартите.

За реализация на целта се решават следните **задачи**:

- представяне на същността и приложението на тестове на контролите – за да се разбере тяхното място в одита;
- изследване на избора на обектите за тестване в одита – за да се установят подходите за тестване на контролите и значението на извадките;
- изследване на теоретичните характеристики на одитната извадка за тестове на контролите – за да се определи кое статистическо разпределение е най-подходящо при прилагане на извадките;
- изследване на прилагането на одитната извадка за тестове на контролите – за да се анализират стъпките, които трябва да се следват при прилагане на извадката.

Основната **теза** на автора е, че за ефективното прилагане на извадката за тестове на контролите, съгласно Международните одиторски стандарти, е необходимо да се определи най-подходящото статистическо разпределение и да се следват необходимите стъпки.

1. Същност и приложение на тестове на контролите

Според Международните одиторски стандарти се извършват два вида **процедури в отговор на оценени рискове**, т.е. в същинския етап на одита –

процедури по същество и тестове на контролите.¹

Процедурите по същество се изпълняват за установяване на съществени отклонения на ниво твърдения за вярност. **Тестовете на контролите** имат за цел оценяването на оперативната ефективност на контролите при предотвратяването, или разкриването и коригирането, на съществени отклонения на ниво твърдение за вярност.²

Във всеки един одит трябва да се изпълняват процедури по същество. Основателно е също така да се твърди, че почти винаги трябва да се извършват тестове на контролите, защото само в по-малките предприятия процедурите по същество могат самостоятелно да осигуряват достатъчни и уместни доказателства. Това показва изключително голямото значение на тестовете на контролите за одитния процес.

2. Избор на обекти за тестване в одита

При изпълнение на одитните процедури, включително при тестовете на контролите, може да се избира един подход от следните три: тестване на всички обекти, избиране специфични обекти, или излъчване на извадки.

В Международните одиторски стандарти са посочени съображенията, които трябва да се имат предвид при избора на обекти за тестване.³ Техният анализ показва, че в повечето случаи трябва да се прилагат **одитни извадки**, защото при избора на специфични обекти не могат да се формират заключения за цялата популация, а изследването на всички обекти не е ефикасно.

Когато одиторът реши да използва извадковия подход, той трябва да се ръководи от *Международен одиторски стандарт (МОС) 530 Одиторски извадки*.⁴ Неговото правилно прилагане позволява да се направят заключения за цялата популация.

Според МОС 530 „одитни извадки” (*Audit sampling*) или „извадки” означава прилагането на одитни процедури върху по-малко от 100% от обектите в дадена популация, които са от одиторско значение, при което всички извадкови единици имат шанс да бъдат избрани, за да се осигури разумна база за одитора за оформяне на заключения за цялата популация.⁵

Тук трябва да се поясни, че само резултатите от представителните извадки позволяват заключенията да се обобщят за цялата популация. Това означава, че под одитна извадка не трябва да се разбира всяко частично изследване. Понятието

¹ МОС 330 Одиторски процедури в отговор на оценените рискове, параграф 6-23, Ръководство по Международни стандарти за контрол върху качеството, одит, преглед, други ангажменти за изразяване на сигурност и свързани по съдържание услуги на Съвета по международни одиторски стандарти и стандарти за изразяване на сигурност, публикувано от Международната федерация на счетоводителите (МФС) през юли 2012 г. на английски език и преведено на български език от Института на дипломираните експерт-счетоводители в България през май 2013 г.

² За приложението на тестовете на контролите вж. МОС 330 Одиторски процедури в отговор на оценените рискове, параграф 8, цит. Ръководство по Международни стандарти за контрол върху качеството, одит, преглед, други ангажменти за изразяване на сигурност и свързани по съдържание услуги.

³ За съображенията при избор на обекти за тестване вж. МОС 500 Одиторски доказателства, параграф А53-А55, цит. Ръководство по Международни стандарти за контрол върху качеството, одит, преглед, други ангажменти за изразяване на сигурност и свързани по съдържание услуги.

⁴ Цит. Ръководство по Международни стандарти за контрол върху качеството, одит, преглед, други ангажменти за изразяване на сигурност и свързани по съдържание услуги.

⁵ МОС 530 Одиторски извадки, параграф 5, буква „а”, цит. Ръководство по Международни стандарти за контрол върху качеството, одит, преглед, други ангажменти за изразяване на сигурност и свързани по съдържание услуги.

sampling, което се съдържа в оригиналното наименование на стандарта (*IAS 530 Audit Sampling*), се превежда на български език като репрезентативно изучаване или представителна извадка.⁶ Затова не са правилни твърденията на някои автори, че одитната извадка може да бъде представителна и непредставителна.

Според МОС 530 **извадките могат да се прилагат за:**

- тестовите на контролите – при тях се проверяват физически обекти (напр. касови ордери и фактури) за съответствие с вътрешния контрол; и
- тестове на детайлите – при тях се проверя достоверността на счетоводно отчетените парични единици (напр. сумите на записванията по касови ордери и фактури).

В стандарта са представени два вида извадки:⁷

- „**статистическа извадка**” (*Statistical sampling*) – подход към формиране на извадките, който притежава характеристиките случаен избор на обектите в извадката; и използване на теорията на вероятностите за оценка на резултатите, включително за оценка на риска.
- „**нестатистическа извадка**” (*Non-statistical sampling*) – подходът към формиране на извадки, който не притежава характеристиките на статистическата извадка, се счита за нестатистическа.

Стандартът изисква одиторът да избере дали да прилага статистически или нестатистически извадки.⁸ В научната литература по одит нестатистическите извадки се разграничават на формални (използващи структуриран, т.е. точно определен подход) и неформални (основаващи се напълно на качествени оценки).

МОС 530 не налага използването на определен вид, но анализът на неговите изисквания показва, че трябва да се прилагат основно статистическите и формалните нестатистически извадки. Те се основават на теорията на вероятностите. Затова е необходимо да се изследват статистическите разпределения, които се използват при прилагането им. Интерес в случая представлява само извадката за тестовите на контролите, защото извадките за тестовите на детайлите са извън обхвата на изследването.

3. Теоретична характеристика на одитната извадка за тестовите на контролите

В научната литература извадката за тестовите на контролите се нарича атрибутивна извадка. Тя най-често се прилага чрез **дискретните разпределения** – биномно и хипергеометрично разпределение.⁹ Някои автори предлагат и формули, които се основават на **Пواسоновото разпределение**.

В зависимост от избрания подход се получават различни резултати. Причините за тях обичайно не се изследват, тъй като всеки автор разглежда само единия подход. Интересно е да се установи кое разпределение трябва да се използва, за да бъде одиторското мнение в съответствие с Международните одиторски стандарти.

⁶ Значението на думата „sampling”: the process of selecting a random sample – <http://www.thefreedictionary.com>.

⁷ МОС 530 Одиторски извадки, параграф 5, буква „ж”, цит. Ръководство по Международни стандарти за контрол върху качеството, одит, преглед, други ангажименти за изразяване на сигурност и свързани по съдържание услуги.

⁸ За сравнението на статистическите и нестатистическите извадки вж. **Johnstone, K., A. Gramling, and L. Rittenberg**. Auditing: A Risk Based-Approach to Conducting a Quality Audit, Tenth Edition, Cengage Learning, 2014, p. 347.

⁹ Дискретните разпределения са изследвани за първи път през XVIII век, вж. **Hald, A.** History of Probability and Statistics and Their Application before 1750. Wiley, 2003, p. 5.

3.1. Биномно разпределение

Биномното разпределение е прекъсната (дискретна) случайна величина. При него се разглежда популация от N елемента (например брой фактури), която съдържа L грешки (фактури, които са осчетоводени, без да са спазени изискванията на системата за вътрешен контрол). Вероятността за грешки при изтегляне на една единица се определя като $p = \frac{L}{N}$, а вероятността за липса на грешки е $(1 - p) = 1 - \frac{L}{N}$.

Това разпределение допуска, че след всяко изтегляне елементът се връща и има възможност отново да попадне в извадката (възвратен подбор на единиците). Затова вероятностите при следващите изтегляния не се променят. Например, ако се изтеглят 2 елемента вероятностите се разпределят по следния начин:

Таблица 1

Разпределение на вероятностите според оценката на елементите при изтегляне на две фактури с връщане

Оценки на елементите	Вероятност
Грешен, грешен	$p(1-p)$
Грешен, верен	$p(1-p)$
Верен, грешен	$(1-p)p$
Верен, верен	$(1-p)(1-p)$

Източник: собствени изчисления.

Изразите, с които се дават съответните вероятности са членове в развитието на $(p + (1 - p))^2 = p^2 + 2p(1 - p) + (1 - p)^2$.¹⁰ Затова вероятността от изтеглени n елемента k на брой да са грешни се представя с формулата на Бернули:¹¹

$$b(k, n, p) = C_n^k p^k (1 - p)^{n-k}, \quad (1)$$

където: k е броят на грешните елементи в извадката; n – размерът на извадката; p – вероятността за грешки при изтегляне на един елемент.

Посоченият израз може да се изчислява, в Excel, с функцията BINOMDIST (number_s; trials; probability_s; cumulative), където „number_s” е броят на грешките (k), „trials” – размера на извадката (n), „probability_s” – вероятността за грешки при изтегляне на една единица (p), „cumulative” – задава се „false”, т.к. не

¹⁰ Сугарев, З., С. Каменаров. Теория на вероятностите. София, Наука и изкуство, 1974, с. 48.

¹¹ C_n^k (комбинации n елемента k -ти клас) представлява наредени k -орки от n елемента. Изчислява се чрез формулата $C_n^k = \frac{n(n-1)\dots(n-k+1)}{k!}$. Формулата се извежда чрез V_n^k (вариации от n елемента k -ти клас) и P_k (пермутации от k елемента). Вариациите се използват за изчисляване на броя на начините, по които n елемента могат да се подредят в k кутии, като редът на избиране на елементите е от значение. В първата кутия може да се постави всеки елемент, във втората кутия – всеки от следващите $(n - 1)$, за последната кутия се избира елемент от множеството $(n - k + 1)$). Така се получава формулата $V_n^k = n(n - 1) \dots (n - k + 1)$. Пермутацията показва броя на начините, по които k елемента могат да се подредят в k кутии. Тя се получава и като по формула за вариации n се замести с k , т.е. $V_k^k = P_k$. Пресмятането му става чрез формулата $P_k = n(n - 1) \dots 2.1$. Всяка комбинация може да се нареди по P_k начина. Следователно $C_n^k P_k = V_n^k$ и $C_n^k = \frac{V_n^k}{P_k}$. Вж. Тодоров, Д., К. Николов. Математика II. София, 2002, с. 92-93.

е кумулативна вероятност, а за точно k броя грешки.

Изчисляването на вероятностите може да се илюстрира чрез допускане за популация от определен брой фактури, от които половината отговарят на нормите – верни, а другата половина не отговарят – грешни. Вероятността да се избере грешна фактура при случаен избор е 50% (или 0.5). Това е и вероятността да се избере вярна фактура. Ако се предположи, че са избрани 5 случайни фактури, като след всеки опит се връща избраната (възвратен подбор), възможностите за грешки са от 0 до 5. Резултатите могат да се представят в следната таблица:

Таблица 2

Вероятности за избирането на определен брой грешни фактури при изтегляне на пет фактури с връщане

k	N	p	$BINOMDIST(k; n; p; false)$
0	5	0,5	0,03125
1	5	0,5	0,15625
2	5	0,5	0,31250
3	5	0,5	0,31250
4	5	0,5	0,15625
5	5	0,5	0,03125

Източник: собствени изчисления.

В последната колона се съдържат вероятностите за определен брой грешки. Например вероятността да има 3 грешки е 0.31250.

По-голям интерес за одита представлява кумулативната вероятност. Тя се определя като вероятността от изтеглени n елементи k или по-малко на брой да са грешни. Това се представя със следната формула:¹²

$$Cb(k, n, p) = \sum_{i=0}^k C_n^i p^i (1-p)^{n-i}, \quad (2)$$

Изчисляването на кумулативната вероятност, при биномното разпределение, в Excel, става с функцията BINOMDIST (number_s; trials; probability_s; cumulative), където за „cumulative” се задава „true”, т.к. се изчислява кумулативната вероятност от 0 до „number_s” (k) броя грешки.

Кумулативните вероятности за посочения горе пример се изчисляват както следва:

¹² Тодоров, Д., К. Николов. Математика II. София, 2002, с. 146.

Таблица 3

Кумулативни вероятности за избирането на грешни фактури при изтеглени пет единици с връщане

k	N	p	$BINOMDIST$ ($k; n; p; true$)
0	5	0,5	0,03125
1	5	0,5	0,18750
2	5	0,5	0,50000
3	5	0,5	0,81250
4	5	0,5	0,96875
5	5	0,5	1,00000

Източник: собствени изчисления.

От таблицата се установява, че при 50% грешки в популацията и 5 случайно избрани фактури, вероятността да има от 0 до 5 грешки е 100%, вероятността да има 0 или 1 грешки е 18,75%.

Изводите по-горе, които се правят въз основа на популацията, се отнасят за извадката. **Целта при одитните извадки обаче е да се направи заключение за популацията (генералната съвкупност), чрез изследване на извадката.** Това също става чрез кумулативната вероятност на биномното разпределение. В този случай тя се тълкува като вероятността в генералната съвкупност да има повече от определен дял грешки. Например, за разгледания пример може да се твърди, че при установена една грешка, от 5 изтеглени фактури, вероятността да има повече от 50% грешни фактури в популацията е 18,75%. Това се нарича риск от прекомерно доверие при атрибутивната одитна извадка (грешка от втори род или β грешка).¹³ Най-често одиторите работят с β грешка в размер на 5%.

Изследваните характеристики на биномното разпределение позволяват да се обобщат, че при него заключенията се основават на броя на установените отклонения (грешки) в извадката, размера на извадката и β грешката. Така се формира заключение за вероятността за отклонения в популацията. Интересно е, че в случая обемът на изследваната популация няма значение. Това е така заради възвратния подбор на единиците.

3.2. Хипергеометрично разпределение

Логиката на одитните процедури предполага използването на безвъзвратния подбор при избора на единиците на извадката. Това е така, защото няма основание проверен елемент да се проверява отново. При безвъзвратния подбор се използва хипергеометричното разпределение. В някои книги се обръща внимание основно на него.

С хипергеометричното разпределение се определя вероятността за грешки при случаен избор на единици от популация с N елемента и L грешки. Безвъзвратният подбор води до промяна на вероятността при всяко следващо изтегляне и затова формулата има следния вид:¹⁴

$$h(k, n, L, N) = \frac{C_L^k C_{N-L}^{n-k}}{C_N^n}, \quad (3)$$

¹³ Steward, T. Technical Notes on the AICPA Audit Guide Audit Sampling. AICPA, 2008, p. 11.

¹⁴ Тодоров, Д., К. Николов. Математика II. София, 2002, с. 149.

където: k е броят на грешните елементи в извадката; n – размерът на извадката; L – броят на грешните елементи в популацията; N – броят на елементите в популацията; $h(k, n, L, N)$ – вероятността за k грешки при случаен избор на n единици (извадка) от популация от N елемента и L грешки.

Пресмятането на вероятности, основаващи се на хипергеометричното разпределение, може да се извършва в Excel с функцията HYPGEOMDIST (sample_s; number_sample; population_s; numler_pop), където „number_s” е броят на грешките (k), „number_sample” – размера на извадката (n), „population_s” – броят на грешните елементи в популацията (L), „numler_pop” – броят на елементите в популацията (N).

Формулата за изчисляване на кумулативните вероятности при хипергеометричното разпределение е следната:

$$Ch(k, n, L, N) = \sum_{i=0}^k \frac{C_L^i C_{N-L}^{n-i}}{C_N^n}. \quad (4)$$

Представените формули за хипергеометричното разпределение показват, че при него заключенията се основават на броя на установените отклонения (грешки) в извадката, размера на извадката, размера на популацията и β грешката.

3.3. Поасоново разпределение

В българската литература по одит, при представяне на извадката за тестовете на контролите, най-често се посочва следната формула за обема на извадката:¹⁵

$$n = \frac{F}{p_T}, \quad (5)$$

където: F е факторът на увереност и p_T – нормата на толерирана грешка (приемливата горна граница на точност).

Някои автори разглеждат тази формула като алтернатива на формулите при биномното разпределение.¹⁶

Посочената формула за обема се основава на Поасоновото разпределение,¹⁷ което се представя чрез следната формула:¹⁸

$$p(k, F) = \frac{F^k e^{-F}}{k!}, \quad (6)$$

където: k е броят на грешките в извадката; $F = np$ (произведението от обема на извадката и вероятността за грешки при избор на една единица), e е Неперово число ($e \approx 2.718$).

¹⁵ Вж. **Димов**, А. Определяне на одиторската извадка. София, списание ИДЕС, бр. 2/1997 г.; **Радева**, К. Модел на одиторския риск и одиторски извадки – елементи, взаимовръзки и практически аспекти на приложение. София, списание ИДЕС, бр. 6/2010 г.; **Божков**. В. Международни стандарти за одит на финансови отчети. В. Търново, Абагар, 2003, с. 114; Теория на одитните извадки – Анекс 2 към Наръчника за вътрешен одит на Министерството на финансите на Република България. София, 2006 г.

¹⁶ **Герхаурд**, Н. Международни одиторски стандарти. Системи за вътрешен контрол. София, Икономика-прес, 2009, с. 85.

¹⁷ **Guy**, D., D. **Garmichael**, and R. **Wittington**. Audit Sampling. John Wiley&Sons, INC. 2002, p. 197.

¹⁸ **Тодоров**, Д., К. **Николов**. Математика II. София, 2002, с. 152.

Функцията в Excel, която се използва за изчисляване на вероятностите е POISSON (x ; mean; cumulative), където „ x ” е броят на грешките (k), „mean” – F , т.е. np , „cumulative” – задава се „false”, защото не е кумулативна вероятност, а за точно k броя грешки.

Кумулативната вероятност на Поасоновото разпределение, която има по-голямо значение за одитните извадки, се изчислява по формулата

$$Cp(k, F) = \sum_{i=0}^k \frac{F^i e^{-F}}{i!}. \quad (7)$$

Тя се пресмята в Excel с функцията POISSON (x ; mean; cumulative), където на cumulative се задава “true”. Подобно на биномното разпределение тя се приема за грешка от втори род (β грешка).

Когато Поасоновото разпределение се използва за определяне обема на извадката, то се прилага и при формирането на заключенията. Изводите се основават на броя на установените отклонения (грешки) в извадката, размера на извадката и β грешката. Тук, подобно на биномното разпределение, обемът на популацията не оказва влияние.

3.4. Определяне на разпределението, което трябва да се прилага, за да се спазват Международните одиторски стандарти

В Международните одиторски стандарти не е посочено кое разпределение трябва да се прилага при използване на извадковия подход. Но според Приложение 2 – Примери за фактори, оказващи влияние върху размера на извадката за тестовете на контролите към МОС 530 Одиторски извадки увеличението на броя на единиците в популацията има *несъществен ефект* върху размера на извадката.¹⁹ Това означава, че според стандарта не трябва да се прилага хипергеометричното разпределение, при което безвъзвратният подбор предполага да се вземе под внимание обемът на популацията.

Логично е МОС 530 да изключва от обхвата си това разпределение, защото изчисляването на кумулативната вероятност при него е твърде сложно, например в Excel няма формула за това.

Хипергеометричното разпределение се препоръчва основно при малки популации, което за одита означава $n \geq 0.1N^{20}$ (n е обем на извадката, а N – обемът на популацията). Въпреки това в литературата могат да се видят и таблици, които са разработени въз основа на него. Например Робърт Милър представя такава таблица за целите на вътрешния одит.²¹ Но трябва да се има предвид, че при прилагането на подобни таблици не се спазват Международните одиторски стандарти.

Анализът на МОС 530 не позволява да се определи дали е по-приемливо прилагането на биномното или Поасоновото разпределение. Тук обаче има значение, че Поасоновото разпределение е открито като приближение на биномното от Poisson (1781–1840 г.).²² Двете разпределения дават близки резултати, когато за обема на извадката и за грешката са спазени условията $n \geq$

¹⁹ МОС 530 Одиторски извадки, Приложение 2 – Примери за фактори, оказващи влияние върху размера на извадката за тестовете на контролите, цит. Ръководство по Международни стандарти за контрол върху качеството, одит, преглед, други ангажименти за изразяване на сигурност и свързани по съдържание услуги.

²⁰ Ibid., p. 12.

²¹ Милър, Р. Съвременен вътрешен одит. Теория и практика. София, Аспро ЕООД, 2007, с. 473.

²² Тодоров, Д., К. Николов. Математика II. София, 2002, с. 232.

20 и $p \leq 0,05$.

Поасоновото разпределение има смисъл за улесняване на изчисленията на вероятностите. Но когато одиторите имат възможност да използват Excel и готови таблици, това не е необходимо. Затова в специализирани изследвания, които се отнасят само за статистически одитни извадки, Поасоновото разпределение не се предлага като алтернатива при атрибутивните извадки.²³

Тези анализи показват, че при прилагането на одитната извадка за тестовете на контролите трябва да се използва биномното разпределение. Затова по-нататък се обръща внимание само на него.

4. Прилагане на одитната извадка за тестовете на контролите

Прилагането на одитната извадка може да се разграничи на три основни етапа – планиране, избор на единиците на извадката и оценка на резултатите.

На етап *планиране* се идентифицира популацията. Тя трябва да съдържа еднородни обекти, например фактури за покупки за цялата финансова година. Необходимо е да се оценява и нормата, на която трябва да отговарят проверяваните единици и полето на погрешност. Най-важното за този етап е определяне на обема на извадката. Той се намалява до размер, който е достатъчен за постигане на поставените цели. Така се подобрява ефикасността на одиторската работа.

Изборът на единиците на извадката се осъществява по начин, който осигурява представителност на извадката. Основните техники за тази цел са случайният и систематичният подбор. Случайният подбор осигурява еднаква вероятност за избирането на всеки елемент от популацията. При неговото прилагане се използва таблица на случайните числа. Тяхното генериране в Excel става чрез RANDBETWEEN (bottom; top). При систематичния подбор се избират елементите чрез прилагането на определена стъпка. При популация, която включва N единици, а извадката е с размер n , стъпката е съотношението N/n . Първата единица се определя случайно между първия и N/n -тия елемент.

Необходимо е да се отбележи, че изборът на единици на извадката е много важен за прилагането на одитни извадки. Без осигуряването на представителност на този етап, независимо дали се прилагат статистически или представителни нестатистически извадки, не може да се проектират резултатите за цялата популация.

След формиране на извадката се извършват одитни процедури по отношение на избраните елементи и се установяват отклоненията от нормите. Това позволява да се *оценяват резултатите от извадката* и те да се проектират по отношение на цялата популация. На този етап одиторът има възможност да изразява мнение за съответствието на проверяваните елементи с действащото законодателство и приложимите стандарти.

За целите на настоящото изследване не е необходимо да се разглеждат подробно всички стъпки за прилагане на одитните извадки. Те са еднакви за всички разновидности на репрезентативното изследване. Достатъчно е да се обръща внимание само на определяне на обема на извадката, на етап планиране, и на оценката на резултатите.

²³ Guy, D., D. Garmichael, and R. Wittington. Audit Sampling. John Wiley&Sons, INC. 2002.

4.1. Определяне на обема на одитната извадка за тестовете на контролите

Основните фактори за изчисляване на обема на атрибутивната одитна извадка се установяват чрез формулата на биномното разпределение. Те са следните:

- рискът от прекомерно доверие (риск от втори род или β грешка) – вероятността одиторът да достигне до заключение, че контролите са по-ефективни, отколкото са в действителност;
- нормата на толерирано отклонение (p_T) – максимално допустимият относителен дял на отклоненията във вътрешния контрол, при който се приема, че той функционира ефективно;
- нормата на очаквана грешка (p_E) – представлява отклоненията в относителни стойности, които според прогнозите на одитора присъстват в относителни стойности.

Тук е необходимо да се обърне внимание на нормата на очакваната грешка. Тя се определя при придобиване на разбиране за предприятието и неговата среда. Тогава се проучват компонентите на вътрешния контрол, които според COSO²⁴ са контролна среда, процедури за оценка на риска, информационна система, контролни дейности и текущо наблюдение на контролите. Въз основа на това се прави оценка на риска от съществени слабости във вътрешните контроли.

При зададени риск от прекомерно доверие (β), норма на толерирано отклонение (p_T) и норма на очакваната грешка (p_E) обемът на извадката е минимумът, при който

$$Cb(k_E, n, p_T) \leq \beta,^{25} \quad (8)$$

където: k_E е очакваната грешка, която се определя като произведение от нормата на очакваната грешка (p_E) и обема на извадката (n). Тя се закръглява винаги към по-голямото число, като пресмятането в Excel става с функцията ROUNDUP (number; num_digits), където “number” е np_E , “num_digits” е 0.

Пример:

Трябва да се определи обемът на извадката при $\beta = 5\%$, $p_T = 7\%$ и $p_E = 2\%$, като се има предвид, че той е минималната стойност, за която са изпълнени тези условия.

Изчислението е показано в следващата таблица.

Таблица 4

Определяне на обема на извадката

p_E	$k_E = \text{ROUNDUP}(np_E; 0)$	n^*	p_T	$\beta = \text{BINOMDIST}(k; n; p; \text{true})$
0,02	2	87	0,07	0,05206
0,02	2	88	0,07	0,04938
0,02	2	89	0,07	0,04682

*Променливата е обемът на извадката.

Източник: собствени изчисления.

²⁴ COSO (Committee of Sponsoring Organization) е най-разпространената система за вътрешен контрол в света. Официалното заглавие на системата е „Интегриран контрол - интегрирана рамка” (Integrated control – Integrated Framework), вж. Милър, Р. Съвременен вътрешен одит. Теория и практика. София, Аспро ЕООД, 2007.

²⁵ Steward, T. Technical Notes on the AICPA Audit Guide Audit Sampling. AICPA, 2008, p. 11.

От таблицата се установява, че при обем на извадката от 87 единици $\beta > 0,05$, т.е. рискът от прекомерно доверие е по-голям от допустимия. Затова е необходимо да се увеличи размерът на извадката. При обем от 89 единици $\beta = 0,04682 < 0,05$. Изискването за риска е изпълнено. Но при обем от 88 единици също $\beta = 0,04938 < 0,05$. Условието се изпълнява при по-малък обем на извадката, затова елементите, които трябва да се включват в извадката са 88 (минималната стойност, за която $\beta \leq 5\%$ е 88). Така се постига по-голяма ефикасност на работата на одитора.

В *МОС 530 Одиторски извадки* са посочени факторите, които имат ефект върху размера на извадката за тестовите на контролите.²⁶ Въпреки че не е отбелязано в стандарта, може да се твърди, че те се основават на биномното разпределение. В следващата таблица са представени тези фактори и примерни вероятности, изчислени въз основа на биномното разпределение.

Таблица 5

Фактори, които влияят върху размера на атрибутивната извадка

Фактор	Ефект върху размера на извадката	Примерна количествена оценка в Excel
Нарастване на степента, до която оценката на риска от одитора взема под внимание съответните контроли	Увеличение	Този фактор не се основава на биномното разпределение. При него се допуска, че когато одиторът разчита на оперативната ефективност на контролите за повече твърдения за вярност, се увеличава обхватът, т.е. извършват се повече тестове.
Увеличаване на допустимия процент на несъответствие (нормата на толерирано отклонение – А.В.)	Намаление	$\text{BINOMDIST}(2;88;0,07;\text{TRUE}) \approx 0,05$
		$\text{BINOMDIST}(2;77;0,08;\text{TRUE}) \approx 0,05$
Увеличаване на очаквания процент на несъответствие на тестваната популация (норма на очаквана грешка – А.В.)	Увеличение	$\text{BINOMDIST}(2;88;0,07;\text{TRUE}) \approx 0,05$
		$\text{BINOMDIST}(3;109;0,07;\text{TRUE}) \approx 0,05$
Повишаване на желаното ниво на сигурност на одитора, че допустимият процент на	Увеличение	$\text{BINOMDIST}(2;88;0,07;\text{TRUE}) \approx 0,05$

²⁶ МОС 530 Одиторски извадки, Приложение 2. Примери за фактори, оказващи влияние върху размера на извадката за тестовите на контролите, цит. Ръководство по Международни стандарти за контрол върху качеството, одит, преглед, други ангажименти за изразяване на сигурност и свързани по съдържание услуги.

несъответствие не е бил превишен от действителния процент на несъответствие в популацията (риска от прекомерно доверие – А.В.)		BINOMDIST(2;117;0,07;TRUE) ≈ 0,01
Увеличение на броя на единиците в популацията	Несъществен ефект	Факторът не влияе върху изчисляването на вероятности с биномното разпределение, т.к. то предполага възвратен подбор.

Източник: МОС 530 Одиторски извадки, Приложение 2 – Примери за фактори, оказващи влияние върху размера на извадката за тестове на контролите, Ръководство по Международни стандарти за контрол върху качеството, одит, преглед, други ангажименти за изразяване на сигурност и свързани по съдържание услуги на Съвета по международни одиторски стандарти и стандарти за изразяване на сигурност, публикувано от Международната федерация на счетоводителите (МФС) през юли 2012 г. на английски език и преведено на български език от Института на дипломираните експерт-счетоводители в България през май 2013 г.; и собствени изчисления (трета колона от таблицата).

От втория ред на таблицата се установява, че при очаквана грешка от 2 единици, обем на извадката от 88 единици и норма на толерирана грешка в размер на 0,07, рискът от прекомерно доверие (β) е 0,05. Когато нормата на толерираната грешка се увеличава от 0,07 на 0,08, същата грешка от $\beta = 0,05$, се получава при обем от 77 единици и равни други условия. Това означава, че увеличението на толерираната грешка води до намаляване обема на извадката.

Между нормата на очакваната грешка и обема на извадката съществува обратна зависимост. При увеличаването на очакваните грешки от 2 на 3, за да се запазят нормата на толерираната грешка и рискът от прекомерното доверие (β грешка), обемът на извадката трябва да се увеличи от 88 на 109 единици. Нормата на очакваната грешка при обем от 88 единици е 0,0227 (2/88), а при 109 единици е 0,0275 (3/109). Следователно увеличаването на нормата на очакваната, при равни други условия, води до нарастване на обема на извадката.

Тълкуването на зависимостта между риска от прекомерното доверие и обема на извадката е аналогично на тълкуването при останалите фактори. За намаляването на β грешката от 5% на 1% е необходимо обемът на извадката да се увеличи от 88 на 117 единици при равни други условия.

При определяне обема на атрибутивната одитна извадка най-често се използват **готови таблици**. Това става чрез избор на обема на извадката (n) в зависимост от:

- риска от прекомерно доверие (β) – използват се най-често таблици с 5% риск;
- норма на толерирано отклонение (p_T) – в таблицата долу приема стойности от 2% до 20% и определя колоната, в която се намира необходимият обем на извадката;
- норма на очаквана грешка (p_E) – в таблицата долу са посочени стойности от 0% до 7% и определя реда, в който се намира необходимият обем на извадката.

За установяването на обема на извадката, за различните стойности на

факторите, може да се използва следната таблица на Американския институт на дипломираните експерт-счетоводители:

Таблица 6

Определяне на обема на атрибутивната одитна извадка при риск от прекомерно доверие (β) 5%²⁷

Норма на очаквана грешка (p_E)	Норма на толерираното отклонение (p_T)										
	2%	3%	4%	5%	6%	7%	8%	9%	10%	15%	20%
0,00%	149	99	74	59	49	42	36	32	29	19	14
0,25%	236	157	117	93	78	66	58	51	46	30	22
0,50%	*	157	117	93	78	66	58	51	46	30	22
0,75%	*	208	117	93	78	66	58	51	46	30	22
1,00%	*	*	156	93	78	66	58	51	46	30	22
1,25%	*	*	156	124	78	66	58	51	46	30	22
1,50%	*	*	192	124	103	66	58	51	46	30	22
1,75%	*	*	227	153	103	88	77	51	46	30	22
2,00%	*	*	*	181	127	88	77	68	46	30	22
2,25%	*	*	*	208	127	88	77	68	61	30	22
2,50%	*	*	*	*	150	109	77	68	61	30	22
2,75%	*	*	*	*	173	109	95	68	61	30	22
3,00%	*	*	*	*	195	129	95	84	61	30	22
3,25%	*	*	*	*	*	148	112	84	61	30	22
3,50%	*	*	*	*	*	167	112	84	76	40	22
3,75%	*	*	*	*	*	185	129	100	76	40	22
4,00%	*	*	*	*	*	*	146	100	89	40	22
5,00%	*	*	*	*	*	*	*	158	116	40	30
6,00%	*	*	*	*	*	*	*	*	179	50	30
7,00%	*	*	*	*	*	*	*	*	*	68	37

* Обемът на извадката е прекалено голям, за да е ефективен.

Източник: Guy, D., D. Garmichael and R. Wittington. Audit Sampling. John Wiley&Sons, INC. 2002, p.58, цит. от AICPA Audit and Accounting Guide, Audit Sampling, New York, 2001.

Обемът на извадката е числото, съдържащо се в клетката, получена от пресичането на съответните колони и редове. Например при $p_T = 7\%$ и $p_E = 2\%$ обемът на извадката (n) е 88.

4.2. Оценка на резултатите от одитната извадка за тестовете на контролите

При планирането на обема на извадката се използва нормата на толерираното отклонение (p_T). Тя е максимално допустимият относителен дял на отклоненията във вътрешния контрол, при който се приема, че той функционира ефективно.

²⁷ При представянето на обема на извадката често се посочва и допустимият брой отклонения в обема, при който се спазва определеният риск от прекомерно доверие.

Тази норма се нарича още „приемлива горна граница на точност (acceptable upper precision limit)”²⁸

При оценка на резултатите се използва същият показател, но вече се нарича „достигната горна граница на точност (achieved upper precision limit)”²⁹. Тя представлява максимално възможният относителен дял на отклоненията в популацията при определено ниво на риска от прекомерно доверие и определен брой установени грешки в извадката. Достигната горна граница на точност (p_U) зависи от следните фактори:

- рискът от прекомерно доверие (риск от втори род или β грешка) – вероятността одиторът да достигне до заключение, че контролите са по-ефективни, отколкото са в действителност;
- обемът на извадката (n);
- броят на установените отклонения в извадката (k).

Изчисляване на достигнатата горна граница на точност (p_U) се извършва след установени фактически отклонения. При зададени обем на извадката (n), риск от неправилното приемане (β) и брой установените грешни елементи (k), тя е стойността за

$$Cb(k, n, p_U) = \beta.^{30} \quad (9)$$

Пример:

Трябва да се определи достигнатата горна граница на точност (p_U) при риск от прекомерно доверие (β) 5%, установени 3 фактури, които не отговорят на нормите (k) от извадка от 88 единици (n).

Достигнатата горна граница на точност (p_U) е стойността, за която при $k = 3$ и $n = 88$, $\beta \approx 5\%$. Изчислението е показано в следната таблица:

Таблица 7

Изчисление на горната граница на точност

k	n	p_U^*	BINOMDIST (k; n; p; true)
3	88	0,085	0,05243
3	88	0,086	0,04923
3	88	0,087	0,04621

*Променливата е достигнатата горна граница на точност.

Източник: собствени изчисления.

От таблицата се установява, че при $p_U = 0,086$, $\beta \approx 0,05$, следователно достигнатата горна граница на точност е 8,6%.

Оценката на резултатите от атрибутивна извадка става чрез сравняване на приемливата горна граница на точност (нормата на толерираното отклонение) и достигнатата горна граница на точност. Когато първият показател е по-висок от втория, се прави изводът, че контролите функционират съгласно очакванията на одитора. В обратния случай контролите не отговарят на предварителната оценка на одитора. Затова е необходимо да се коригира оценката за риска от вътрешния контрол и да се планират допълнителни одитни процедури.

²⁸ Guy, D., D. Garmichael, and R. Wittington. Audit Sampling. John Wiley&Sons, INC. 2002, p. 58.

²⁹ Ibid., p. 55.

³⁰ Steward, T. Technical Notes on the AICPA Audit Guide Audit Sampling. AICPA, 2008, p. 14.

В разглеждания пример приемливата горна граница на точност (нормата на толерираната грешка) беше определена на 7%. Достигнатата горна граница на точност е 8,6%. Следователно може да се направи изводът, че рискът на контрола е по-висок от предварително определения и затова трябва да се коригира.

За оценка на резултатите от извадката също могат се прилагат таблици. Това става чрез избор на достигнатата горна граница на точност (p_U) в зависимост от:

- риска от прекомерно доверие (риск от втори род или β грешка) – използват се най-често таблици с 5% риск;
- обема на извадката (n) – с посочените в таблицата стойности от 25 до 200 се определя колоната, в която се намира достигнатата горна граница на точност;
- броя на откритите отклонения в извадката (k) – в таблицата са посочени стойности от 0 до 10, с които се определя реда, в който се съдържа достигнатата горна граница на точност.

Тук може да се използва следната таблица, която се предлага от Американския институт на дипломираните експерт-счетоводители:

Таблица 8

Определяне на достигнатата горна граница на точност при риск от прекомерно доверие (β) 5%

Обем на извадката (n)	Брой открити отклонения в извадката (k)										
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
25	11,3	17,6	*	*	*	*	*	*	*	*	*
30	9,5	14,9	19,6	*	*	*	*	*	*	*	*
35	8,3	12,9	17,0	*	*	*	*	*	*	*	*
40	7,3	11,4	15,0	18,3	*	*	*	*	*	*	*
45	6,5	10,5	13,4	16,4	19,2	*	*	*	*	*	*
50	5,9	9,2	12,1	14,8	17,4	19,9	*	*	*	*	*
55	5,4	8,4	11,1	13,5	15,9	18,2	*	*	*	*	*
60	4,9	7,7	10,2	12,5	14,7	16,8	18,8	*	*	*	*
65	4,6	7,1	9,4	11,5	13,6	15,5	17,4	19,3	*	*	*
70	4,2	6,6	8,8	10,8	12,6	14,5	16,3	18,0	19,7	*	*
75	4,0	6,2	8,2	10,1	11,8	13,6	15,2	16,9	18,5	20,0	*
80	3,7	5,8	7,7	9,5	11,1	12,7	14,3	15,9	17,4	18,9	*
90	3,3	5,2	6,9	8,4	9,9	11,4	12,8	14,2	15,5	16,8	18,2
100	3,0	4,7	6,2	7,6	9,0	10,3	11,5	12,8	14,0	15,2	16,4
125	2,4	3,8	5,0	6,1	7,2	8,3	9,3	10,3	11,3	12,3	13,2
150	2,0	3,2	4,2	5,1	6,0	6,9	7,8	8,6	9,5	10,3	11,1
200	1,5	2,4	3,2	3,9	5,2	5,2	5,9	6,5	7,2	7,8	8,4

* Обемът на извадката е прекалено голям, за да е ефективен.

Източник: Guy, D., D. Garmichael and R. Wittington. Audit Sampling. John Wiley&Sons, INC. 2002, p. 58, цит. от AICPA Audit and Accounting Guide, Audit Sampling, New York, 2001.

Достигнатата горна граница на точност е числото, съдържащо се в клетката, получена от пресичането на съответните колони и редове. Например, при $n = 88$

и $k = 3$ достигнатата горна граница на точност (p_U) е 9,5%. Тъй като в таблицата липсва числото 88, се гледа най-близкият по-малък обем – 80. Това е така, защото при нарастване на обема на извадката се намалява допустимата горна граница на точност, което от своя страна увеличава риска от прекомерно доверие.

Заклучение

Тестовите на контролите намират широко *приложение* в одита на предприятията с по-голям обем на дейността, тъй като при тях процедурите по същество самостоятелно не осигуряват достатъчни и уместни доказателства. Те могат да се извършват основно чрез *извадки*, защото другите подходи за избор на обекти са по-малко приложими.

Изследваните *теоретични характеристики на извадките* и *статистическите разпределения* позволяват да се твърди, че прилагането на извадката за тестовите на контролите, в съответствие с *Международните одиторски стандарти*, изисква да се използва биномното разпределение. Това е така, защото факторите, които влияят върху размера на извадката, посочени в *МОС 530 Одиторски извадки*, са оценени според това разпределение. Таблиците на Американския институт на дипломираните експерт-счетоводители, използвани от одиторите, също са разработени в съответствие с него. Формули, които се основават на хипергеометричното разпределение, нарушават постановката на стандарта, че увеличаването на броя на единиците в популацията има несъществен ефект върху размера на извадката. Прилагането на Поасоновото разпределение може да води до формирането на грешни заключения, ако не се вземат предвид съответните ограничения.

Анализираните стъпки при прилагането на одитните извадки показват, че не трябва да се набляга само на определянето на обема на извадката, така както се прави от някои автори. Съществено значение за одита има *оценката на резултатите*, защото тогава се формират заключенията за популацията.

Цитирана литература

1. Божков, В. Международни стандарти за одит на финансови отчети. В. Търново, Абагар, 2003.
2. Герхаурд, Н. Международни одиторски стандарти. Системи за вътрешен контрол. София, Икономика-прес, 2009.
3. Димов, А. Определяне на одиторската извадка. София, списание ИДЕС, бр. 2/1997 г.
4. Милър, Р. Съвременен вътрешен одит. Теория и практика. София, Аспро ЕООД, 2007.
5. Радева, К. Модел на одиторския риск и одиторски извадки – елементи, взаимовръзки и практически аспекти на приложение. София, списание ИДЕС, бр. 6/2010 г.
6. Ръководство по Международни стандарти за контрол върху качеството, одит, преглед, други ангажименти за изразяване на сигурност и свързани по съдържание услуги на Съвета по международни одиторски стандарти и стандарти за изразяване на сигурност, публикувано от Международната федерация на счетоводителите (МФС) през юли 2012 г. на английски език и преведено на български език от Института на дипломираните експерт-счетоводители в България през май 2013 г.
7. Сугарев, З., С. Каменаров. Теория на вероятностите. София, Наука и изкуство, 1974.
8. Теория на одитните извадки – Анекс 2 към Наръчника за вътрешен одит на Министерството на финансите на Република България. София, 2006 г.
9. Тодоров, Д., К. Николов. Математика II. София, 2002.
10. AICPA Audit and Accounting Guide, Audit Sampling, New York, 2001.
11. Guy, D., D. Garmichael, and R. Wittington. Audit Sampling. John Wiley&Sons, INC. 2002.
12. Hald, A. History of Probability and Statistics and Their Application before 1750. Wiley, 2003.
13. Johnstone, K., A. Gramling, and L. Rittenberg. Auditing: A Risk Based-Approach to Conducting a Quality Audit, Tenth Edition, Cengage Learning, 2014.
14. Steward, T. Technical Notes on the AICPA Audit Guide Audit Sampling. AICPA, 2008.
15. <http://www.thefreedictionary.com>.