Ю. Ю. Кочинев

Генеральный директор аудиторской фирмы ООО «Акцепт-Аудит+»

ВОЗМОЖНОСТИ ПРИМЕНЕНИЯ ВЫБОРОЧНЫХ ПРОЦЕДУР АУДИТОРСКИХ ПРОВЕРОК

Примерно 10 лет назад в нашу жизнь вошел аудит и вместе с ним — идеи выборочных проверок. Теперь уже федеральный аудиторский стандарт № 5 «Аудиторские доказательства» устанавливает, что для получения аудиторских доказательств аудитор может использовать такие процедуры, как инспектирование документов (на бумажных или электронных носителях), инспектирование активов, пересчет, наблюдение, подтверждение, аналитические процедуры. Согласно федеральному аудиторскому стандарту № 1 «Цель и основные принципы аудита бухгалтерской отчетности» (п. 7) аудитор вправе инспектирование документов и активов осуществлять выборочно. Выборочные процедуры применяются в большинстве случаев, поскольку, как правило, объем бухгалтерской информации не позволяет проверить ее сплошным образом.

Всю совокупность методов выборочных проверок, применяемых в аудиторской практике можно разбить на две большие группы:

- методы, основанные на теории вероятностей и математической статистике (вероятностно — статистические методы),
- методы, основанные на содержании имеющейся у аудитора информации, позволяющей распространить результаты проверки выборки на генеральную совокупность (содержательные методы).

Вероятностно-статистические методы в свою очередь также можно разделить на две группы:

- методы, основанные на биномиальном распределении случайной величины — количества ошибочных элементов в выборке,
- методы, основанные на нормальном распределении случайной величины — размера ошибки.

Первая группа вероятностно-статистических методов основана на известном положении теории вероятности: если в генеральной совокупности объемом N содержится M отмеченных (в нашем случае — ошибочных) элементов, то количество m отмеченных (ошибочных) элементов в выборке объемом n является случайной величиной, распределенной по биномиальному закону. При определенных условиях ($N > 10n$, $M/N < 0{,}1$), вероятность R биномиального распределения может быть достаточно точно определена по формуле Пуассона:

$$R = (pn)^m \times e^{-pn} \times \frac{1}{m!}, \qquad (1)$$

где $p = \frac{M}{N}$, N — объем генеральной совокупности, M — число отмеченных (ошибочных) элементов в генеральной совокупности, n — объем выборки, m — число отмеченных (ошибочных) элементов в выборке объемом n.

Задавшись приемлемым значением доверительной вероятности R (R = 0,9 или R = 0,95), с помощью формулы Пуассона можно для конкретной величины

m (m = 0,1,2 ...) определить значение $p = \frac{M}{N}$ — предельно возможное (с надежностью $P = 1 - R$) относительное число ошибочных элементов в генеральной совокупности (предельное значение ожидаемой ошибки генеральной совокупности).

Аудиторы имеют возможность пользоваться таблицами зависимости p от m при различных n и R, построенных с помощью формулы Пуассона (табл. 1 и 2).

Таблица 1

Зависимость предельных значений ожидаемой ошибки генеральной совокупности от объема выборки и количества ошибок в выборке

Объем выборки n	При вероятности P = 0,9										
	Количество ошибок в выборке m										
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
20	10,9	18,1	*	*	*	*	*	*	*	*	*
25	8,8	14,7	19,9	*	*	*	*	*	*	*	*
30	7,4	12,4	16,8	*	*	*	*	*	*	*	*
35	6,4	10,7	14,5	18,1	*	*	*	*	*	*	*
40	5,6	9,4	12,8	15,9	19,0	*	*	*	*	*	*
.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
100	2,3	3,8	5,2	6,6	7,8	9,1	10,3	11,5	12,7	13,8	15,0
120	1,9	3,2	4,4	5,5	6,6	7,6	8,6	9,6	10,6	11,6	12,5
160	1,4	2,4	3,3	4,1	4,9	5,7	6,5	7,2	8,0	8,7	9,5
200	1,1	1,9	2,6	3,3	4,0	4,6	5,2	5,8	6,4	7,0	7,6
При вероятности P = 0,95											
25	11,3	17,6	*	*	*	*	*	*	*	*	*
30	9,5	14,9	19,5	*	*	*	*	*	*	*	*
35	8,2	12,9	16,9	*	*	*	*	*	*	*	*
40	7,2	11,3	14,9	18,3	*	*	*	*	*	*	*
45	6,4	10,1	13,3	16,3	19,2	*	*	*	*	*	*
.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
100	3,0	4,7	6,2	7,6	8,9	10,2	11,5	12,7	14,0	15,2	16,4
125	2,4	3,7	4,9	6,1	7,2	8,2	9,3	10,3	11,3	12,2	13,2
150	2,0	3,1	4,1	5,1	6,0	6,9	7,7	8,6	9,4	10,2	11,0
200	1,5	2,3	3,1	3,8	4,5	5,2	5,8	6,5	7,1	7,7	8,3

Предельные значения ожидаемой ошибки p, %

В приведенных источниках отмечено, что рассматриваемый метод может быть применен в процедурах «на соответствие», когда аудитор должен установить ожидаемое количество ошибок, нарушений в генеральной совокупности с тем, чтобы сравнить его с выбранным уровнем существенности.

Пример

В ходе планирования аудитор оценивает неотъемлемый риск организации. В процессе оценки аудитор хочет определить ожидаемое число счетов-фактур, которое может быть выписано с нарушением обязательных реквизитов. Объем генеральной совокупности N = 2500 счетов-фактур. Объем выборки n = 100 счетов-фактур. В выборке не обнаружено ни одного счета-фактуры, выписанного с нарушением реквизитов (m = 0). Тогда для 10 % риска (R = 0,1) при n = 100 и m = 0 по таблице 1 находим значение ожидаемой ошибки p = 2,3 %. Таким образом, в генеральной совокупности не более 2,3 % счетов-фактур с 90%-ной вероятностью могут содержать нарушения установленных реквизитов.

Таково применение выборочного метода в процедурах «на соответствие».

Для выборочных процедур «по существу» применяется так называемый «монетарный» способ, являющийся по сути дела разновидностью рассматриваемого метода, основанного на биномиальном распределении количества ошибок в выборке. Особенность «монетарного» способа заключается в том, что элементом генеральной совокупности в нем является не натуральный объект (документ), а денежная единица — рубль.

Рассмотрим применение «монетарного» метода на следующем примере.

Пример

Пусть генеральная совокупность состоит из 1 000 тыс. руб. ($N = 1\,000\,000$). Объем выборки $n = 100$ руб. (на самом деле выборка состоит из 100 документов, но мы считаем, что единицей выборки является рубль, входящий в стоимость каждого документа, попавшего в выборку). В результате проверки выборочной совокупности установлено, что она содержит одну ошибку ($m = 1$). Учетная стоимость документа, в котором обнаружена ошибка, $y = 500$ руб., ошибочная сумма $k = 50$ руб. Относительная ошибка $x = k/y = 50/500 = 0{,}1$. Иными словами, являющейся единицей выборки рубль, входящий в стоимость документа, содержащего ошибку, «ошибочен» в размере 10 коп. (одной десятой). С помощью таблиц биномиального распределения (табл. 2) находим, что для 5% риска выборки предельное значение ожидаемой ошибки в генеральной совокупности $p_{пр}$ при $m = 1$ и $n = 100$ составляет $p_{пр} = 0{,}047$ (4,7%). Тогда ожидаемая ошибка (точнее, ее предельное значение) для генеральной совокупности в рублях составит:

$$M_{пр} = p_{пр} \cdot N \cdot x = 0{,}047 \cdot 1\,000\,000 \cdot 0{,}1 = 4700 \text{ руб.}$$

Ряд авторов отмечают то обстоятельство, что при формировании «монетарной» выборки документы с бóльшей стоимостью имеют больше шансов попасть в выборку, а значит, они наверняка будут проверены аудитором (Аренс, Лоббек, 1995; Робертсон, 1993).

Безусловно, отмеченное обстоятельство следует отнести к достоинствам «монетарного» метода, и в первую очередь это достоинство реализуется при проверках документов, в которых размер ошибки связан со «стоимостью» документа. Такое возможно, например, при проверке счетов-фактур, полученных от поставщиков. При наличии формальной ошибки в обязательных реквизитах, ошибочно предъявленной к вычету из бюджета, будет вся сумма НДС, проведенная по такому счету-фактуре. В подобном случае вероятность существенной ошибки более высока в документах бóльшей стоимости, поэтому проверка их аудитором в составе выборочной совокупности уменьшает риск необнаружения.

Но в других случаях достоинство «монетарного» метода оборачивается его недостатком. Как показывает практика, в ряде случаев размер ошибки не связан со «стоимостью» документа (например, при проверке авансовых отчетов), а изменяется случайным образом, подчиняясь нормальному закону распределения. В этом случае при неоднородной стоимости документов, составляющих генеральную совокупность, в «монетарной» выборке также окажутся документы с бóльшей стоимостью. Вследствие этого относительная ошибка выборки ($x = k/y$) может оказаться заниженной по сравнению с относительной ошибкой генеральной совокупности, что приведет к занижению ожидаемой ошибки.

Кроме того, при неоднородной стоимости документов, составляющих генеральную совокупность, применение «монетарного» способа требует отдельного анализа и обоснования, поскольку при этом нарушается равновозможность появления случайной величины (количества ошибок в выборке) — в документах бóльшей стоимости эта возможность больше. В известной нам литературе по аудиту подобный анализ не проводился.

Необходимо также отметить тот факт, что метод, основанный на биномиальном распределении, в том виде, в котором он рекомендован в литературе, неприменим при больших значениях ожидаемой ошибки генеральной совокупности (Аренс, Лоббек, 1995; Робертсон, 1993). При $p_{пр} > s$, где s уровень существенности, аудитор с приемлемой вероятностью может утверждать лишь то, что ожидаемая ошибка генеральной совокупности менее предельного значения ($p < p_{пр}$), но ничего не сможет сказать о том размере, который ожидаемая ошибка скорей всего превысит.

В этом случае более удобно определять ожидаемую ошибку иным образом.

Рассмотрим случайную величину

$$\omega = \frac{m}{n},$$

где n — объем выборки, m — число ошибочных элементов в выборке объемом n.

При определенных условиях (объем генеральной совокупности N достаточно велик, $N > 1000$, объем выборки n не превышает $0{,}1N$, но вместе с тем достаточно велик — порядка десятков) случайную величину ω можно полагать распределенной нормально. Следовательно, известным образом, через функцию Лапласа могут быть определены границы доверительного интервала случайной величины ω.

Границы доверительного интервала, определенные подобным образом, составляют:

$$\rho_{1,2} = \frac{n}{t^2 + n}\left(\omega + \frac{t^2}{2n} \pm t\sqrt{\left(\frac{\omega(1-\omega)}{n} + \left(\frac{t}{2n}\right)^2\right)}\right), \quad (2)$$

где t — предел интеграла Лапласа, определяемый из таблиц (см. табл. 2), исходя из риска R (в данном случае — риска выборки R_B).

Таблица 2

Предел интеграла Лапласа

Риск выборки	0,1	0,05	0,01
Предел интеграла Лапласа t	1,64	1,96	2,58

Таким образом, с риском R_B можно утверждать, что величина относительной ожидаемой ошибки p находится в интервале $p_1 < p < p_2$. Поскольку $p = \frac{M}{N}$, где M — ожидаемая ошибка генеральной совокупности, N — объем генеральной совокупности, то $p_1 N < M < p_2 N$.

Следует отметить, что применение формулы (2) обладает тем преимуществом по сравнению с использованием табличных значений, построенных по формуле Пуассона (табл. 1), что позволяет получить результат и при больших значениях ожидаемой ошибки генеральной совокупности. Поясним последнее обстоятельство на примере.

Пример

Пусть объем генеральной совокупности $N = 2000$ элементов, объем выборки $n = 100$. Уровень существенности, установленный аудитором $s = 3\%$. Количество ошибочных элементов в выборке $m = 2$. Риск выборки принят аудитором в размере $R_B = 5\%$. Тогда по таблице $pnp = 4{,}7\%$. Таким образом, ожидаемая относительная ошибка генеральной совокупности составит $p < 4{,}7\%$. Полученный результат не позволяет судить о том, с какой вероятностью величина p превысит s. Применение формулы (2) дает следующее:

$$p_1 = \frac{n}{t^2 + n}\left(\omega + \frac{t^2}{2n} - t\sqrt{\left(\frac{\omega(1-\omega)}{n} + \left(\frac{t}{2n}\right)^2\right)}\right) = 0{,}055 \text{ или } 5{,}5\%,$$

$$p_2 = \frac{n}{t^2 + n}\left(\omega + \frac{t^2}{2n} + t\sqrt{\left(\frac{\omega(1-\omega)}{n} + \left(\frac{t}{2n}\right)^2\right)}\right) = 0{,}070 \text{ или } 7\%,$$

при $t = 1{,}96$, $\omega = \frac{m}{n} = \frac{2}{100} = 0{,}02$.

Таким образом, ожидаемая ошибка генеральной совокупности находится в пределах $5{,}5\% < p < 7\%$. Поскольку нижняя граница доверительного интервала $p_1 > s$, то с вероятностью 95% аудитор может утверждать, что генеральная совокупность содержит существенную ошибку.

Теперь рассмотрим возможность применения «монетарного» метода при проверках «по существу».

Выше были рассмотрены особенности указанного метода и отмечено, что в известной нам литературе не рассматривался случай применения «монетарного» метода при неоднородной стоимости документов, составляющих генеральную совокупность. Остановимся на этом вопросе подробнее.

Пусть имеется генеральная совокупность, включающая N элементов. «Стоимость» i-го элемента генеральной совокупности обозначим через j_i. Тогда $J = \sum_{i=1}^{N} j_i$ — «стоимость» всех элементов, входящих в генеральную совокупность. Рассмотрим случай, когда ошибочной является вся «стоимость», показанная в документе. К подобному случаю относятся, например, формальные ошибки в обязательных реквизитах счетов-фактур, неотражение операций и пр. В этом случае при «монетарном» методе ожидаемая ошибка генеральной совокупности (в рублях) M_j определится из соотношения

$$M_j = p \cdot J, \tag{3}$$

где p — ожидаемая ошибка (относительная), определенная из табл. 1.

Перейдя известным образом к средней стоимости элемента (генеральной средней)

$$\bar{j}_N = \frac{\sum_{i=1}^{N} j_i}{N},$$

преобразуем соотношение (3) следующим образом:

$$M_J = p \cdot N \cdot \bar{j}_N. \tag{4}$$

Произведение pN есть не что иное, как ожидаемая ошибка генеральной совокупности в натуральных единицах (элементах). Обозначим его через M_N. Тогда $M_N = pN$. Очевидно, что погрешность «монетарного» метода (Q, руб.) определится как

$$Q = M_j - M_N \cdot \bar{j}_M, \tag{5}$$

где $\bar{j}_M$ — средняя стоимость элемента, входящего в объем M_N.

При равной стоимости всех элементов, составляющих генеральную совокупность, генеральная и выборочная средняя равны ($\bar{j}_N = \bar{j}_M$) и погрешность $Q = 0$. Проанализируем погрешность Q при различной стоимости элементов генеральной совокупности. Если предположить, что стоимость элементов j_i распределена по нормальному закону, то известным образом можно определить доверительный интервал, в котором с вероятностью P будет находиться выборочная средняя

$$\bar{j}_n = \bar{j}_N \pm t \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \tag{6}$$

где $\bar{j}_n$ — выборочная средняя, t — предел интеграла Лапласа, n — объем выборки, σ — генеральное среднеквадратическое отклонение, определяемое по формуле

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{N} (j_i - \bar{j}_N)^2}{N}}. \tag{7}$$

Примем объем выборки равным величине M_N. Тогда выражение (6) запишется в виде

$$\bar{j}_M = \bar{j}_N \pm t \frac{\sigma}{\sqrt{M_N}}. \tag{8}$$

В этом случае величина погрешности Q будет равна

$$Q = p \cdot N \cdot \bar{j}_N - p \cdot N \cdot \bar{j}_M = \pm p \cdot N \cdot t \frac{\sigma}{\sqrt{M_N}}. \tag{9}$$

Относительная величина погрешности q будет равна

$$q = \frac{Q}{M_J} = \pm \frac{p \cdot N \cdot t \cdot \sigma}{p \cdot N \cdot \bar{j}_N \cdot \sqrt{M_N}} = \pm t \cdot K \frac{1}{\sqrt{M_N}}, \tag{10}$$

где $K = \frac{\sigma}{\bar{j}_N}$ — коэффициент вариации «стоимости» элементов генеральной совокупности.

Как следует из численного анализа выражения (10) при значениях M_N, имеющих место на практике, погрешность «монетарного» метода q не будет превышать 20÷30% при значениях коэффициента вариации K, не превышающих 0,2÷0,3 ($K < 0{,}2 \div 0{,}3$). При больших значениях коэффициента вариации ($K > 0{,}3$) погрешность «монетарного» метода может быть существенной.

Отметим также, что при указанных значениях коэффициента вариации ($K < 0{,}2 \div 0{,}3$) наряду с «монетарным» методом для проверок «по существу» может быть применен и метод, основанный на формировании генеральной и выборочной совокупности из натуральных единиц (элементов) аналогично рассмотренному ранее методу, применяемому при проверках «на соответствие». При этом ожидаемая ошибка M_N определяется в натуральных единицах (элементах) с помощью зависимости

$$M_N = p \cdot N. \tag{11}$$

На этой основе можно перейти к ожидаемой ошибке в стоимостных единицах M_J

$$M_J = M_N \cdot \bar{j}_N, \text{ руб.} \tag{12}$$

Что касается случая, когда размер ошибки не связан со «стоимостью» документа (ошибки арифметические, расчетные и др.), то применение «монетарного» метода не имеет достаточного обоснования, поскольку отсутствуют какие-либо данные о характере распределения относительной ошибки $x_i = \frac{k_i}{j_i}$, где k_i, руб. — размер ошибки в i-м элементе, j_i, руб. — «стоимость» i-го элемента), которая используется в «монетарном» методе при определении ожидаемой ошибки M_J генеральной совокупности. Очевидно, в подобном случае более оправданным является применение метода, основанного на нормальном распределении размера ошибки.

Источники

Аренс А., Лоббек Дж. Аудит / Пер. с англ. М., 1995.
Робертсон Д. Аудит / Пер. с англ. М., 1993.