3.7. НОВЫЙ МЕТОД ОЦЕНКИ ОЖИДАЕМОЙ ОШИБКИ И РИСКА ВЫБОРКИ ПРИ СТАТИСТИЧЕСКОЙ ВЫБОРОЧНОЙ ПРОВЕРКЕ

Кочинев Ю.Ю., д.э.н., профессор, доцент, с.н.с.,
Санкт-петербургский государственный политехнический университет;
Логиненков А.В., соискатель, ассистент аудитора,
филиал ЗАО «БДО» в Санкт-Петербурге

Предложен новый метод оценки ожидаемой ошибки в генеральной совокупности и риска выборки при использовании статистического подхода к формированию выборки. Разработанный метод учитывает дисперсию стоимости элементов генеральной совокупности, что позволяет избежать необходимости ее стратификации.

Международный стандарт аудита (МСА) 530 «Аудиторская выборка» (ISA 530. Audit Sampling) [7] и федеральный стандарт аудиторской деятельности №16 «Аудиторская выборка» [1] устанавливают возможность двух подходов к выборочной проверке: статистического и нестатистического.

Статистический подход к выборочной проверке согласно вышеуказанным стандартам означает:

- формирование выборки с помощью случайного (либо систематического со случайным выбором начальной точки) отбора элементов из генеральной совокупности;
- применение теории вероятности (математической статистики) для оценки результатов проверки выборки (оценки ожидаемой ошибки в генеральной совокупности и оценки риска выборки).

На практике при применении статистического подхода к выборочной проверке в качестве процедуры «по существу» часто используют «монетарный» метод (выборку по денежной единице). Практическое применение указанного метода подробно рассмотрено, например, в [2, с. 263].

Известно, что использование «монетарного» метода возможно лишь при однородной стоимости элементов генеральной совокупности. В [4], например, показано, что при значениях коэффициента вариации стоимости элементов генеральной совокупности, превышающих $0{,}2 \div 0{,}3$, погрешность «монетарного» метода может быть весьма существенной. В подобном случае все без исключения литературные источники, в которых рассматриваются вопросы статистических выборочных проверок, указывают, что генеральную совокупность следует стратифицировать по стоимости элементов, в результате чего может быть достигнута однородность каждой страты.

Следует отметить, что подобная рекомендация далеко не всегда бывает эффективной, поскольку, как показывает практика, в большинстве случаев для достижения однородности элементов генеральную совокупность приходится стратифицировать несколько раз, что усложняет и формирование выборок и оценку результатов. Покажем это на наглядном примере. Пусть некая генеральная совокупность состоит из 10 элементов, значения которых составляют 10; 20; 30; 40; 50; 60; 70; 80; 90; 100. Простейшие вычисления показывают, что для данной генеральной совокупности генеральная средняя равна 55, генеральная дисперсия – 825, среднеквадратическое отклонение – 28,7. Коэффициент вариации, таким образом, составит 28,7 / 55 = 0,52 (52%). Поскольку это значение превосходит рекомендуемое, то разбиваем генеральную совокупность на две страты (со значениями элементов в первой страте 10; …50 и во второй – 60; …100). Для этих страт получаем значения коэффициентов вариации, равные 0,47 (47%), что заставляет нас продолжить процесс стратификации.

Альтернативой может быть метод, который позволяет оценить ожидаемую ошибку в генеральной совокупности и оценить риск выборки с учетом дисперсии стоимости элементов генеральной совокупности, что позволяет избежать необходимости ее стратификации.

Рассмотрим подобный метод. Исходные данные: имеется генеральная совокупность неких элементов. Элементами могут быть либо отраженные в регистре бухгалтерского учета операции, относящиеся к обороту какого-либо счета (например, расходы, отраженные проводками Д-т 20 – К-т 60); либо первичные документы, подлежащие отражению на каком-либо счете (например, полученные от поставщиков товаров, работ, услуг счета-фактуры, подлежащие отражению проводками Д-т 68 – К-т 19). В генеральной совокупности может находиться какое-то количество «отмеченных» элементов (элементов, содержащих искажения). Будем исходить из того, что при наличии в элементе искажения ошибочной будет являться вся сумма, отраженная в учете в соответствии с данным элементом. Подобные случаи, когда ошибочной является вся учетная сумма, проведенная по первичному документу, обычно имеют место при формальных ошибках (например, в счетах-фактурах), неправильном или безосновательном отражении операций, отражении незаконных операций и др.

Пусть N (в натуральных единицах) – объем генеральной совокупности элементов (операций либо первичных документов, относящихся к обороту счета бухгалтерского учета – накладных, счетов-фактур и т.п.). Пусть J (руб.) – суммарная стоимость элементов, составляющих генеральную совокупность, тогда

$$J = \sum_{i=1}^{N} j_i ,$$

где j_i – стоимость i-го элемента генеральной совокупности, руб.

Предлагаемый метод основан на том, что каждый элемент генеральной совокупности имеет два признака случайности (количественный и качественный):

- размер (стоимость, руб.);
- «отмеченность» (наличие искажений).

Известным образом определим наиболее вероятное количество «отмеченных» элементов (элементов, содержащих искажения) в генеральной совокупности. Для этого сформируем случайную выборку элементов объемом n и проверим ее. Пусть m – количество «отмеченных» элементов (элементов, содержащих искажения) в выборке. Тогда $w = \frac{m}{n}$ – относительная частота появления элементов, содержащих искажения, в выборке объемом n.

Наиболее вероятное количество элементов, содержащих искажения, в генеральной совокупности (обозначим его M), как известно, составит:

$$M = N * w.$$

Поскольку мы априорно исходим из случайности распределения «отмеченных» элементов (элементов, содержащих искажения) в генеральной совокупности, то совокупность объемом M элементов, содержащих искажения, применительно к количественному признаку можно рассматривать как случайную выборку. Обозначим выборочную среднюю выборки объемом M через $\bar{k}$ (руб.).

Тогда наиболее вероятное значение суммарной стоимости элементов, составляющих выборку объемом M, составит:

$$K = M * \bar{k}.$$

Очевидно, что K – искомая ожидаемая ошибка генеральной совокупности (руб.). Подобная формула оценки ожидаемой ошибки приведена в [3, с. 129], но с учетом применения исключительно в однородной генеральной совокупности.

Для того, чтобы найти значение $\bar{k}$, вспомним, что наиболее вероятным значением генеральной средней является значение выборочной средней. Справедливо и обратное утверждение: наиболее вероятным значением выборочной средней является значение генеральной средней. Тогда в качестве наиболее вероятного значения выборочной средней $\bar{k}$ может быть принято известное нам значение генеральной средней $\bar{j}$:

$$\bar{k} = \bar{j},$$

где

$$\bar{j} = \frac{J}{N} = \frac{\sum_{i=1}^{N} j_i}{N}.$$

Для определения риска выборки необходимо оценить дисперсию σ_K^2 случайной величины K, являющейся произведением двух случайных величин (M и $\bar{k}$). Для этого оценим дисперсии указанных сомножителей.

Из теории вероятности известно, что дисперсия σ_w^2 выборочных относительных частот может быть оценена из выражения:

$$\sigma_w^2 = \frac{w*(1-w)}{n}.$$

Поскольку N – величина постоянная, то оценка дисперсии случайной величины M составит:

$$\sigma_M^2 = N^2 * \sigma_w^2.$$

Дисперсия выборочной средней $\sigma_{\bar{k}}^2$ может быть оценена по выборочной дисперсии σ_k^2:

$$\sigma_{\bar{k}}^2 = \frac{\sigma_k^2}{M}.$$

Выборочная дисперсия σ_k^2 в свою очередь может быть оценена по генеральной дисперсии σ_j^2 (смещенностью оценки пренебрегаем):

$$\sigma_k^2 = \sigma_j^2.$$

Тогда для оценки дисперсии выборочной средней $\sigma_{\bar{k}}^2$ получаем выражение:

$$\sigma_{\bar{k}}^2 = \frac{\sigma_j^2}{M}.$$

Генеральная дисперсия σ_j^2 в полученном выражении может быть найдена известным образом:

$$\sigma_j^2 = \frac{\sum_{i=1}^{N}(j_i - \bar{j})^2}{N}.$$

Итак, случайная величина K является произведением двух независимых случайных величин (M и $\bar{k}$), оценки дисперсий которых нам известны. Получим выражение для дисперсии произведения двух независимых случайных величин. Как известно, дисперсию случайной величины можно найти по следующей формуле:

$$\sigma_K^2 = M_e(K^2) - M_e^2(K),$$

где $M_e(K^2)$ и $M_e(K)$ – математические ожидания случайных величин K^2 и K соответственно.

Учитывая то, что математическое ожидание произведения случайных величин равно произведению математических ожиданий этих величин, получаем:

$$\sigma_K^2 = M_e(\bar{k}^2 * M^2) - M_e^2(\bar{k} * M) =$$
$$= M_e(\bar{k}^2) * M_e(M^2) - M_e^2(\bar{k}) * M_e^2(M).$$

По определению дисперсии:

$$M_e(\bar{k}^2) = \sigma_{\bar{k}}^2 + M_e^2(\bar{k})$$

и

$$M_e(M^2) = \sigma_M^2 + M_e^2(M).$$

Теперь, подставляя данные выражения в выражение для σ_K^2, получаем:

$$\sigma_K^2 = \left(\sigma_{\bar{k}}^2 + M_e^2(\bar{k})\right) * \left(\sigma_M^2 + M_e^2(M)\right) - M_e^2(\bar{k}) * M_e^2(M).$$

Раскрывая скобки, получаем следующее выражение:

$$\sigma_K^2 = \sigma_{\bar{k}}^2 * \sigma_M^2 + \sigma_{\bar{k}}^2 * M_e^2(M) + M_e^2(\bar{k}) * \sigma_M^2 +$$
$$+ M_e^2(\bar{k}) * M_e^2(M) - M_e^2(\bar{k}) * M_e^2(M) =$$
$$= \sigma_M^2 * \sigma_{\bar{k}}^2 + \sigma_M^2 * M_e^2(\bar{k}) + \sigma_{\bar{k}}^2 * M_e^2(M).$$

Так как $\bar{k}$ представляет собой среднее арифметическое генеральной совокупности, то

$$M_e(\bar{k}) = \bar{k}.$$

Величина M является лишь наиболее вероятным количеством ошибочных элементов в генеральной совокупности, и поэтому мы можем получить только приближенную оценку ее математического ожидания:

$$M_e(M) \cong M.$$

Таким образом, оценка дисперсии случайной величины K может быть получена из зависимости:

$$\sigma_K^2 = \sigma_M^2 * \sigma_{\bar{k}}^2 + \sigma_M^2 * \bar{k}^2 + \sigma_{\bar{k}}^2 * M^2.$$

Среднеквадратическое отклонение случайной величины K:

$$\sigma_K = \sqrt{\sigma_K^2}.$$

Оценку риска выборки произведем из следующих соображений. Риск выборки – это вероятность того, что ожидаемая ошибка (случайная величина K) превысит уровень существенности S, «применяемый» для данной генеральной совокупности (о «применяемом» уровне существенности см. в [5]). Приравняем верхнюю границу доверительного интервала для случайной величины K «применяемому» уровню существенности S:

$$S = K + t * \sigma_K,$$

откуда получаем:

$$t = \frac{S - K}{\sigma_K},$$

где t – предел интеграла Лапласа.

По полученному значению t из таблиц нормального распределения находим значение риска выборки. Риск выборки R_s рассчитывается по следующей формуле:

$$R_s = 1 - \frac{1}{\sqrt{2 \times \pi}} * \int_{-\infty}^{t} e^{-\frac{x^2}{2}} dx.$$

Рассмотрим применение предложенного метода на примере.

Пример 1

Аудитор проверяет правомерность предъявления налога на добавленную стоимость (НДС) к вычету. Объем генеральной совокупности N = 1 000 счетов-фактур. Дебетовый оборот счета 68 в корреспонденции со счетом 19 – J = 3 000 тыс. руб. «Применяемый» уровень существенности s = 5% (тогда в рублях S = 150 тыс. руб.). Объем выборки n = 100 счетов-фактур. В выборке обнаружены два недостоверных счета-фактуры (m = 2).

Генеральная средняя (руб.):

$$\bar{j} = \frac{J}{N} = \frac{3\,000\,000}{1\,000} = 3\,000.$$

Генеральная дисперсия:

$$\sigma_j^2 = \frac{\sum_{i=1}^{N} (j_i - \bar{j})^2}{N} = 2\,500\,000.$$

Относительная частота:

$$w = \frac{m}{n} = \frac{2}{100} = 0{,}02.$$

Наиболее вероятное количество ошибок в генеральной совокупности:

$$M = N * w = 1\,000 * 0{,}02 = 20.$$

Дисперсия величины M:

$$\sigma_M^2 = N^2 * \frac{w * (1 - w)}{n} =$$

$$= 1000^2 * \frac{0{,}02 * (1 - 0{,}02)}{100} = 196.$$

Дисперсия выборочной средней:

$$\sigma_{\bar{k}}^2 = \frac{\sigma_j^2}{M} = \frac{2\,500\,000}{20} = 125\,000.$$

Ожидаемая ошибка (руб.):

$$K = M * \bar{k} = 20 * 3\,000 = 60\,000.$$

Дисперсия ожидаемой ошибки K:

$$\sigma_K^2 = \sigma_M^2 * \sigma_{\bar{k}}^2 + \sigma_M^2 * \bar{k}^2 + \sigma_{\bar{k}}^2 * M^2 =$$

$$= 196 * 125\,000 + 196 * 3\,000^2 +$$

$$+ 125\,000 * 20^2 = 1\,838\,500\,000.$$

Среднеквадратическое отклонение (руб.):

$$\sigma_K = \sqrt{\sigma_K^2} = \sqrt{1\,838\,500\,000} = 42\,878.$$

Предел интеграла Лапласа:

$$t = \frac{S - K}{\sigma_K} = \frac{150\,000 - 60\,000}{42\,878} = 2{,}1.$$

По таблицам нормального распределения [6] получаем: для t = 2,1 риск выборки составляет 1,8%.

В случае если риск выборки с точки зрения аудитора окажется чрезмерно высоким, может быть принято решение о расширении объема выборки или компенсации высокого риска за счет снижения риска, не связанного с выборкой, например, посредством привлечения более опытных аудиторов и т.п. (напомним, что аудиторский риск на уровне сальдо и оборотов по счетам состоит из риска выборки и риска, не связанного с выборкой). Рассмотрим на примере подобный случай.

Пример 2

Возьмем исходные данные примера 1, но предположим, что «применяемый» уровень существенности s = 4% (в рублях S = 120 тыс. руб.). Тогда предел интеграла Лапласа:

$$t = \frac{S - K}{\sigma_K} = \frac{120\,000 - 60\,000}{42\,878} = 1{,}4.$$

При таком значении t риск выборки составит 8,1%, что, по мнению аудитора, может оказаться неприемлемым. Он принимает решение вдвое снизить риск посредством увеличения объема выборки.

Получим выражение для оценки требуемого объема выборки, полагая что любая выборочная дисперсия приблизительно равна генеральной дисперсии и поэтому изменение объема выборки не оказывает существенного влияния на ее оценку. Таким образом, требуется выразить n, которое содержится в знаменателе σ_M^2. В качестве исходной зависимости возьмем верхнюю границу доверительного интервала

$$S = K + t * \sigma_K,$$

выразим среднеквадратическое отклонение

$$\sigma_K = \frac{S - K}{t},$$

возведем обе части выражения в квадрат, чтобы получить дисперсию, и подставим в левую часть выражение, полученное выше для дисперсии произведения двух независимых случайных величин:

$$\sigma_M^2 * \sigma_{\bar{k}}^2 + \sigma_M^2 * \bar{k}^2 + \sigma_{\bar{k}}^2 * M^2 = \frac{(S - K)^2}{t^2}.$$

Вынесем за скобки величину σ_M^2, в знаменателе которой содержится требуемый параметр n, а оставшееся слагаемое перенесем в правую часть:

$$\sigma_M^2 * (\sigma_{\bar{k}}^2 + \bar{k}^2) = \frac{(S - K)^2}{t^2} - \sigma_{\bar{k}}^2 * M^2.$$

Раскроем дисперсию величины M в левой части и оставшейся множитель перенесем в правую часть:

$$N^2 * \frac{w * (1 - w)}{n} = \frac{(S - K)^2}{t^2 * (\sigma_{\bar{k}}^2 + \bar{k}^2)} - \frac{\sigma_{\bar{k}}^2 * M^2}{\sigma_{\bar{k}}^2 + \bar{k}^2},$$

откуда получаем:

$$n = \frac{N^2 \times (\sigma_{\bar{k}}^2 + \bar{k}^2) * (w - w^2)}{\frac{(S - K)^2}{t^2} - \sigma_{\bar{k}}^2 * M^2}.$$

Теперь подставим уже известные из первого примера значения параметров в вышеприведенную формулу, принимая t, исходя из требуемого риска выборки (t = 1,75 при риске выборки в 4%):

$$n = \frac{1\,000^2 * (125\,000 + 3\,000^2) * (0{,}02 - 0{,}02^2)}{\frac{(120\,000 - 60\,000)^2}{1{,}75^2} - 125\,000 * 20^2} \approx 160.$$

Таким образом, аудитору понадобится произвести добор:

$$\Delta_n = 160 - 100 = 60.$$

Из всего вышесказанного следует, что в данном примере для снижения риска выборки с 8,1% до минимально приемлемого в 4%, аудитору необходимо сделать дополнительную выборку 60 счетов-фактур из генеральной совокупности.

Литература

1. Федеральные правила (стандарты) аудиторской деятельности [Электронный ресурс] : утв. постановлением Правительства РФ от 23 сент. 2002 г. №696 (с изм. и .доп. на 4 июля 2003 г., 7 окт. 2004 г., 16 апр. 2005 г., 25 авг. 2006 г., 22 июля 2008 г., 19 нояб. 2008 г., 2 авг. 2010 г., 27 янв. 2011 г.). Доступ из справ.-правовой системы «КонсультантПлюс».
2. Дефлиз Ф.Л. и др. Аудит Монтгомери [Текст] / Ф.Л. Дефлиз, Г.Р. Дженик, В.М. О'Рейли. – М. : Аудит-ЮНИТИ, 1997. – 542 с.
3. Кочинев Ю.Ю. Аудит. Теория и практика [Текст] / Ю.Ю. Кочинев. – СПб. : Питер, 2010. – 448 с.
4. Кочинев Ю.Ю. Выборочная проверка с помощью «монетарного» метода: возможная погрешность и границы применения [Текст] / Ю.Ю. Кочинев // Аудиторские ведомости. – 2009. – №4. – С. 60-66.
5. Кочинев Ю.Ю. Международные стандарты аудита: оценка существенности [Текст] / Ю.Ю. Кочинев // Аудиторские ведомости. – 2010. – №12. – С. 3-7.
6. Таблица нормального распределения [Электронный ресурс]. Режим доступа: http://risktheory.ru/distr_tab_normal.htm
7. IFAC. International standard on auditing 530. Audit sampling. [Электронный ресурс]. Режим доступа: http://www.ifac.org/sites/default/files/downloads/a027-2010-iaasb-handbook-isa-530.pdf

Ключевые слова

Аудиторская выборка; произведение дисперсий; риск выборки; стратификация; доверительный интервал; качественный признак; ожидаемая ошибка; коэффициент вариации; относительная частота; выборочная средняя; нормальное распределение; генеральная совокупность.

Кочинев Юрий Юрьевич

Логиненков Алексей Владимирович

РЕЦЕНЗИЯ

В настоящее время в практике аудита известно применение статистических методов выборочных проверок. Известно также, что применение статистических методов выборочных проверок ограничено однородностью элементов проверяемых генеральных совокупностей. Неоднородность элементов (например, разброс стоимостной оценки проверяемых операций), как показано в ряде источников, может привести к существенному искажению результатов при использовании известных статистических методов. Рекомендации стратифицировать генеральную совокупность в подобных случаях, как показано в рецензируемой статье, далеко не всегда бывают эффективными.

В рецензируемой статье предложен новый метод оценки ожидаемой ошибки в генеральной совокупности и риска выборки при использовании статистического подхода к формированию выборки. Разработанный метод учитывает дисперсию стоимости элементов генеральной совокупности, что позволяет избежать необходимости ее стратификации.

Материал, представленный в работе, обладает научной новизной и практической ценностью, поскольку является законченным исследованием, на основе которого возможно создание программ автоматизации некоторых операций аудитора в ходе обработки результатов выборочных проверок при использовании предложенного метода.

Полагаю, что работа может быть рекомендована к опубликованию в журнале «Аудит и финансовый анализ».

Дуболазов В.А., д.э.н., профессор, зав. кафедрой предпринимательства и коммерции Санкт-Петербургского государственного политехнического университета