

3.18. ТЕОРЕТИЧЕСКИЕ ОСНОВЫ ПРОЦЕССОВ МОДЕЛИРОВАНИЯ И АВТОМАТИЗАЦИИ АУДИТА

Кочинев Ю.Ю., д.э.н., профессор

Санкт-Петербургский политехнический университет
(Продолжение, начало в №5 за 2011 г.)

3.5. Оценка компонентов аудиторского риска на уровне групп однотипных операций и сальдо счетов при применении выборочных процедур, основанных на вероятностно – статистических методах

При применении выборочных процедур, основанных на вероятностно-статистических методах, оценка рисков на уровне групп однотипных операций (оборотов) и сальдо по счетам бухгалтерского учета требует совершенно иного подхода, чем тот, который предусмотрен в международных и федеральных стандартах аудита. Как нами было указано ранее, компоненты аудиторского риска (неотъемлемый риск, контрольный риск, риск необнаружения) – суть субъективные вероятности, количественная или качественная оценка которых осуществляется хоть и путем анализа объективно действующих факторов, но на основе субъективного суждения эксперта (аудитора). В силу этого методика, основанная на оценке указанных компонентов с последующей оценкой аудиторского риска с помощью зависимости (3.1), применима только для рассмотренных выше случаев оценки рисков:

- на уровне бухгалтерской отчетности в целом;
- на уровне групп однотипных операций и сальдо по счетам бухгалтерского учета при применении процедур сплошной проверки;
- на уровне групп однотипных операций и сальдо по счетам бухгалтерского учета при применении выборочных процедур, основанных на содержательных (нестатистических) методах.

При применении же выборочных процедур, основанных на вероятностно-статистических методах, мы имеем дело уже не с субъективной, а со статистической вероятностью, и в этом случае аудиторский риск может быть определен количественно, исходя из известных законов распределения случайных величин (размера ошибок либо количества ошибок в выборке).

Как известно из статистики, при экстраполивании результатов исследования репрезентативной выборки на генеральную совокупность вероятность определяется объемом выборки.

Упомянутая статистическая вероятность при репрезентативной выборке зависит только от объема выборки, вследствие чего согласно федеральному стандарту аудита №16 «Аудиторская выборка» ее следует дефинировать, как риск выборки (риск, связанный с объемом выборки – будем обозначать его R_B). Следует отметить, что наряду со статистической вероятностью R_B при применении выборочных процедур, основанных на вероятностно-статистических методах, присутствует и субъективная вероятность, которую стандарт №16 определяет, как риск, не связанный с объемом выборки

(обозначим его R_{NB}). Этот риск зависит от прочих факторов, не связанных с объемом выборки (опытом и квалификацией аудитора, его добросовестностью и пр.), и проявляет себя в рассматриваемом случае, как вероятность того, что аудитор может обнаружить в выборке не все имеющиеся в ней ошибки.

Таким образом, аудиторский риск R_A на уровне сальдо и оборотов по счетам бухгалтерского учета при применении выборочных процедур, основанных на вероятностно-статистических методах, является функцией двух компонентов – риска выборки R_B и риска, не связанного с выборкой R_{NB} :

$$R_A = f(R_B, R_{NB}).$$

Получим выражения для аудиторского риска применительно к известным вероятностно-статистическим методам. Из них наиболее часто используются следующие:

- статистический метод, основанный на нормальном распределении вероятностей случайной величины – размера ошибок;
- статистический метод, основанный на биномиальном распределении вероятностей случайной величины – количества ошибок в объеме выборки.

Рассмотрим статистический метод, основанный на нормальном распределении размера ошибок. Идея этого метода заключается в следующем.

Из теории вероятности известно, что если случайная величина порождена суммой большого количества независимых причин, влияние каждой из которых на случайную величину сравнительно мало, то эта случайная величина распределена по нормальному закону, описываемому формулой Лапласа.

Пусть случайной величиной будет размер ошибки в элементе генеральной совокупности (первичном документе, операции и т.д.). Тогда в силу упомянутых выше причин можно полагать эту случайную величину распределенной по нормальному закону. Это подтверждается и результатами статистических исследований.

Введем следующие обозначения:

- N – объем генеральной совокупности, натуральные единицы;
- n – объем выборки, натуральные единицы;
- q_i – размер ошибки в i -м элементе выборки (случайная величина), руб.

Тогда:

- ошибка в выборке (суммарная);

$$q = \sum_{i=1}^n q_i ;$$

- средняя ошибка в выборке (выборочная средняя)

$$\bar{q} = \frac{q}{n} = \frac{\sum_{i=1}^n q_i}{n}.$$

В математической статистике показано, что если случайная величина (q_i в нашем случае) распределена по нормальному закону, то наиболее вероятным значением генеральной средней является значение выборочной средней. Обозначим генеральную среднюю (среднюю ошибку в генеральной совокупности) через \bar{K} . Тогда ожидаемая ошибка K генеральной совокупности (под ожидаемой ошибкой генеральной совокупности будем понимать ее наиболее вероятную ошибку) будет равна:

$$K = \bar{K} * N = \bar{q} * N.$$

Пример

Объем генеральной совокупности $N = 850$ авансовых отчетов. Объем выборки $n = 50$ авансовых отчетов. Ошибки в трех авансовых отчетах, попавших в выборку: $q_1 = 208$ руб., $q_2 = 564$ руб., $q_3 = 930$ руб.

Средняя ошибка в выборке (выборочная средняя):

$$\bar{q} = \frac{\sum_{i=1}^n q_i}{n} = \frac{208 + 564 + 930}{50} = 34 \text{ руб.}$$

Поскольку наиболее вероятным значением генеральной средней является значение $\bar{K} = 34$ руб., то ожидаемая ошибка генеральной совокупности составит:

$$K = \bar{K} * N = 34 * 850 = 28\,900 \text{ руб.}$$

Однако действительная ошибка в генеральной совокупности (обозначим ее Q) может оказаться больше ожидаемой ошибки K .

Вероятность того, что действительная ошибка в генеральной совокупности окажется больше уровня существенности S , в то время как полученная аудитором ожидаемая ошибка менее уровня существенности ($Q > S$ при $K < S$), является, как было отмечено выше, риском выборки R_B , поскольку при репрезентативности выборки зависит только от ее объема n . Заметим, что неравенство $K < S$ может быть приведено к виду $\bar{K} < \bar{S}$, где $\bar{S} = \frac{S}{N}$ – средний уровень существенности.

Получим выражение для риска выборки R_B . Для этого вспомним, что при нормальном распределении может быть определена верхняя граница доверительного интервала $a = \bar{q} + t\sigma$, которую генеральная средняя \bar{K} не должна превысить ($\bar{K} < \bar{q} + t\sigma$). Вероятность R превышения генеральной средней \bar{K} верхней границы доверительного интервала a будет являться риском выборки R_B в том случае, когда верхняя граница доверительного интервала будет равна среднему уровню существенности ($a = \bar{S}$).

Получаем следующее выражение:

$$\bar{S} = \bar{q} + t\sigma, \quad (3.14)$$

где

σ – среднее квадратичное отклонение выборочной средней;

t – предел интеграла Лапласа.

Среднее квадратичное отклонение выборочной средней в выражении для доверительного интервала поддается по известной зависимости:

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (q_i - \bar{q})^2}{n(n-1)}}. \quad (3.15)$$

Тогда риск выборки R_B может быть найден из статистических таблиц по значению предела интеграла Лапласа, полученному из выражения для доверительного интервала:

$$t = \frac{\bar{S} - \bar{q}}{\sigma}. \quad (3.16)$$

Таким образом, для выборочной процедуры, основанной на нормальном распределении размера ошибки, риск выборки может быть найден из зависимости $R_B = f(t)$, где значение предела интеграла Лапласа t

определяется с помощью выражения (3.16). Рассмотрим возможность применения полученных зависимостей на примере.

Пример

Воспользуемся исходными данными предыдущего примера:

- объем генеральной совокупности $N = 850$ авансовых отчетов общей стоимостью $J = 1\,800\,000$ руб.;
- объем выборки $n = 50$ авансовых отчетов;
- ошибки в авансовых отчетах, попавших в выборку:
 - $q_1 = 208$ руб.,
 - $q_2 = 564$ руб.,
 - $q_3 = 930$ руб.

Уровень существенности установлен аудитором в размере $s = 5\%$ ($S = 90\,000$ руб.). Определим ожидаемую ошибку в генеральной совокупности K и риск выборки R_B .

Средняя ошибка в выборке:

$$\bar{q} = \frac{\sum_{i=1}^n q_i}{n} = \frac{208 + 564 + 930}{50} = 34 \text{ руб.}$$

Ожидаемая ошибка генеральной совокупности:

$$K = \bar{K} * N = 34 * 850 = 28\,900 \text{ руб.}$$

Среднеквадратичное отклонение выборочной средней:

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (q_i - \bar{q})^2}{n(n-1)}} = \sqrt{\frac{1168324}{50(50-1)}} = 22 \text{ руб.}$$

Средний уровень существенности:

$$\bar{S} = \frac{S}{N} = \frac{90000}{850} = 106 \text{ руб.}$$

Расчетное значение предела интеграла Лапласа:

$$t = \frac{\bar{S} - \bar{q}}{\sigma} = \frac{106 - 34}{22} = 3,3.$$

Из статистических таблиц [2] получаем, что при $n = 50$ и $t = 3,3$ вероятность превышения генеральной средней верхней границы доверительного интервала равна 0,001. Таким образом, риск выборки $R_B = 0,1\%$. Из этого следует, что с вероятностью 99,9% ожидаемая ошибка генеральной совокупности (наиболее вероятное значение которой составляет 28 900 руб.) не превысит уровень существенности, равный 90 000 руб.

Приведенные выше рассуждения основаны на предположении о том, что аудитор обнаружит в выборке все ошибки q_i , то есть на предположении о том, что риск R_{NB} , определяемый опытом аудитора, его информированностью о клиенте и т.д., равен нулю.

На практике, конечно риск $R_{NB} > 0$, поскольку аудитор в силу различных причин (недостаток опыта, квалификации, усталость, небрежность и т.д.) может обнаружить не все ошибки в выборке.

Введем понятие ошибки в выборке, обнаруженной аудитором – k , руб. Вероятность обнаружения аудитором всех ошибок в выборке составит в таком случае:

$$P = \frac{k}{q} \text{ или } \frac{\bar{k}}{q},$$

где $\bar{k} = \frac{k}{n}$ – средняя ошибка в выборке, обнаруженная аудитором.

Поскольку эта вероятность определяется всеми прочими факторами (опыт и квалификация аудитора, его добросовестность, знакомство с проверяемой организацией и т.д.), то вероятность противоположного события – это риск R_{NB} . Тогда:

$$R_{HB} = 1 - p = 1 - \frac{\bar{k}}{q} \quad (3.17)$$

Из выражения (4.5) получаем:

$$\bar{q} = \frac{\bar{k}}{1 - R_{HB}} \quad (3.18)$$

Риск R_{HB} может быть численно оценен путем анализа определяющих его указанных выше факторов.

Тогда аудиторский риск R_A может быть определен из статистических таблиц, как функция $R_A = f(t)$, где значение предела интеграла Лапласа:

$$t = \frac{\bar{S} - \frac{\bar{k}}{1 - R_{HB}}}{\sigma} \quad (3.19)$$

Пример

Используя исходные данные предыдущего примера, определим аудиторский риск, если значение $R_{HB} = 35\%$.

Расчетное значение предела интеграла Лапласа:

$$t = \frac{\bar{S} - \frac{\bar{k}}{1 - R_{HB}}}{\sigma} = \frac{106 - \frac{34}{1 - 0.35}}{22} = 2.44$$

Из таблиц [2] получаем, что при $n = 50$ и $t = 2,44$ риск $R_A = 0,005$ (0,5%).

Теперь рассмотрим статистический метод, основанный на биномиальном распределении случайной величины – количества ошибок в выборке. Введем следующие обозначения:

- N – объем генеральной совокупности, натуральные единицы;
- n – объем выборки, натуральные единицы;
- m – количество ошибок в выборке (случайная величина), натуральные единицы;
- M – ожидаемое количество ошибок в генеральной совокупности, натуральные единицы.

Из теории вероятности известно, что случайная величина m при определенных условиях распределена по биномиальному закону, который может быть описан формулой Пуассона:

$$R = (pn)^m * e^{-p*n} * 1/m! \quad (3.20)$$

где

$p = M / N$;

R – вероятность появления случайной величины m ;

$e = 2,718$ – основание натурального логарифма.

Практическое использование формулы Пуассона для определения ожидаемой ошибки и риска выборки довольно затруднительно (надо считать «накопленную» вероятность). Поэтому в литературе по аудиту приведены таблицы зависимости отношения $p = M/N$ от количества ошибок в выборке m для различных значений объема выборки n и вероятности R (5% и 10%). С помощью указанных таблиц можно, задавшись вероятностью R (например, 5%), для полученного значения m определить границу доверительного интервала – предельное количество ошибок в генеральной совокупности, которое действительное количество ошибок с вероятностью 95% не превысит.

Следует отметить, что использование указанных таблиц не позволяет определить риск выборки R_B . Поэтому для практического использования более предпочтителен другой путь.

В математической статистике [2] показано следующее. Если в качестве случайной величины выбрать относительное количество ошибок в выборке m / n , то наиболее вероятным значением относительного количества ошибок в генеральной совокупности (M / N) будет являться отношение m / n . Таким образом, для биномиального распределения ожидаемая ошибка генеральной совокупности $M / N = m / n$ или $M = m * N / n$.

В [2] показано также, что для отношения M / N может быть определена верхняя граница доверительного интервала a , которую величина M / N с вероятностью $P = 1 - R$ не должна превысить:

$$a = \bar{m} + t \sqrt{\frac{\bar{m}(1 - \bar{m})}{n}} \quad (3.21)$$

где

t – предел интеграла Лапласа;

$\bar{m} = \frac{m}{n}$ – относительное количество ошибок в вы-

борке.

В [2] указано, что формула (3.21) является приближенной, но достаточной для практических расчетов при значениях n порядка сотен. Приравняв верхнюю границу доверительного интервала среднему уровню существенности:

$$\bar{S} = \bar{m} + t \sqrt{\frac{\bar{m}(1 - \bar{m})}{n}} \quad (3.22)$$

получаем значение предела интеграла Лапласа, определяющее риск выборки R_B :

$$t = \frac{\bar{S} - \bar{m}}{\sqrt{\frac{\bar{m}(1 - \bar{m})}{n}}} \quad (3.23)$$

где $\bar{S} = S/N$ – средний уровень существенности.

Используя тот же прием, что и при рассмотрении выборочной процедуры, основанной на нормальном распределении, получаем выражение для предела интеграла Лапласа, определяющего аудиторский риск:

$$t = \frac{\bar{S} - \frac{\bar{m}}{1 - R_{HB}}}{\sqrt{\frac{\bar{m}/1 - R_{HB} (1 - \bar{m}/1 - R_{HB})}{n}}} \quad (3.24)$$

Пример

Объем генеральной совокупности $N = 2\,500$ счетов-фактур. Объем выборки $n = 100$ счетов-фактур. Количество ошибок (неправильно заполненных счетов-фактур) в выборке $m = 2$. Уровень существенности $S = 125$ счетов-фактур (5%). Риск R_{HB} по оценке аудитора составляет $R_{HB} = 20\%$. Определим ожидаемую ошибку генеральной совокупности M , риск выборки R_B и аудиторский риск R_A .

Относительное количество ошибок в выборке:

$$\bar{m} = \frac{m}{n} = \frac{2}{100} = 0.02$$

Ожидаемая ошибка генеральной совокупности:

$$M = m * N / n = 2 * 2\,500 / 100 = 50 \text{ счетов-фактур.}$$

Средний уровень существенности:

$$\bar{S} = \frac{S}{N} = \frac{125}{2\,500} = 0.05$$

Значение предела интеграла Лапласа, определяющее риск выборки:

$$t = \frac{\bar{S} - \bar{m}}{\sqrt{\frac{m(1-m)}{n}}} = \frac{0.05 - 0.02}{\sqrt{\frac{0.02(1-0.02)}{100}}} = 2.14.$$

При $t = 2,14$ риск выборки составляет $R_B = 0,02$ (2%).

Значение интеграла Лапласа, определяющее аудиторский риск:

$$t = \frac{\bar{S} - \frac{m}{1-R_{HB}}}{\sqrt{\frac{m/1-R_{HB} (1-m/1-R_{HB})}{n}}} = \frac{0.05 - \frac{0.02}{1-0.1}}{\sqrt{\frac{0.02}{1-0.1} \frac{(1-0.02)}{1-0.1}}} = 1.6.$$

При $t = 1,6$ аудиторский риск составляет $R_A = 5,5\%$.

Итак, мы получили выражения, с помощью которых можно количественно оценить компоненту аудиторского риска (риск выборки) как статистическую вероятность при выборочных проверках, основанных на нормальном либо биномиальном законах распределения случайных величин.

Но количественная оценка риска выборки возможна еще в одном случае: при использовании процедуры «основного массива». Покажем это.

3.6. Оценка компонентов аудиторского риска на уровне групп однотипных операций и сальдо счетов при применении выборочной процедуры «основного массива»

Выборочную процедуру «основного массива» применяют в тех случаях, когда генеральная совокупность неоднородна по стоимости составляющих ее элементов: в совокупности есть элементы, стоимость которых на порядок (порядки) превышает стоимость большей части элементов. Метод состоит в формировании выборки путем отбора элементов, входящих в «основной массив», т.е. элементов, стоимость которых настолько велика, что превышает уровень существенности, установленный аудитором. В этом случае ошибка даже в одном элементе, попавшем в выборку («основной массив»), может быть существенной. Действия аудитора, применяющего рассматриваемый метод, состоят, как известно, в следующем: сформировав выборку («основной массив»), аудитор подвергает ее проверке и принимает в качестве ожидаемой ошибки генеральной совокупности обнаруженную им ошибку в выборке (ошибку в «основном массиве»). При этом аудитор предполагает, что непроверяемые им элементы небольшой стоимости (элементы «неосновного массива») существенной ошибки не содержат.

Попытаемся получить выражение для риска необнаружения $R_{но}$ применительно к данному методу. Для этого проанализируем событие (назовем его событием A), вероятностью наступления которого является риск необнаружения $R_{но}$. Как нами было указано выше, событие A в нашем случае заключается в том, что аудитор не выявит существенную ошибку, содержащуюся в генеральной совокупности. Очевидно, что событие A

будет являться результатом наступления одного из двух событий (назовем их событиями B и B):

- событие B – аудитор в ходе проверки «основного массива» не выявил (просмотрел) содержащуюся в нем существенную ошибку;
- событие B – аудитор не выявил существенную ошибку, поскольку она оказалась в «неосновном массиве», который аудитор счел возможным не проверять.

Вероятность события B определяется объемом выборки (объемом «основного массива») – чем она больше, тем вероятность события B меньше. Поэтому в соответствии с определениями, которые введены федеральным стандартом аудита №16 «Аудиторская выборка», вероятность события B – это риск, связанный с объемом аудиторской выборки (риск выборки R_B).

Получим выражение для риска выборки R_B в нашем случае. Для этого введем следующие обозначения.

- Пусть N – объем генеральной совокупности (количество документов); N_1 – объем «основного массива»; N_2 – объем «неосновного массива». Тогда $N = N_1 + N_2$.
- Пусть J – стоимость документов генеральной совокупности (в рублях); J_1 – стоимость документов «основного массива»; J_2 – стоимость документов «неосновного массива». Тогда $J = J_1 + J_2$.
- Пусть S – уровень существенности (в рублях), установленный для рассматриваемой генеральной совокупности; $s = S / J * 100\%$ – уровень существенности (в процентах).

Допустим, что аудитор сформировал выборку объемом N_1 и стоимостью J_1 («основной массив») и проверил ее. Существенных ошибок в выборке при этом не обнаружено.

Как мы указали выше, риск выборки R_B – это вероятность того, что в документах объема N_2 может оказаться существенная ошибка, т.е. ошибка, превышающая уровень существенности S .

Если стоимость документов «неосновного массива» однородна и вариация ее незначительна (коэффициент вариации не превышает 30%), то можно оперировать средней стоимостью документа «неосновного массива» \bar{j}_2 , где $\bar{j}_2 = J_2 / N_2$. При $\bar{j}_2 < S$ «неосновной массив» будет содержать существенную ошибку, если ошибочной будет сумма по крайней мере в M документах, где $M = S / \bar{j}_2$.

Тогда риск выборки R_B может быть определен, как вероятность следующего события: по крайней мере, M документов, принадлежащих генеральной совокупности N , будут полностью входить в объем N_2 генеральной совокупности. Эта вероятность известным образом может быть определена по формуле Пуассона:

$$R = (pn)^m * e^{-pn} * 1/m!, \quad (3.25)$$

где

$$p = M / N;$$

N – объем генеральной совокупности;

M – количество ошибок в генеральной совокупности;

m – количество ошибок в выборке;

n – объем выборки;

R – вероятность появления случайной величины m ,

$e = 2,718$ – основание натурального логарифма.

В нашем случае объем выборки $n = N_1$, количество ошибок в выборке $m = 0$, отношение количества ошибок в генеральной совокупности к объему генеральной совокупности:

$$p = \frac{M}{N} = \frac{S}{\bar{j}_2 N}.$$

Тогда формула Пуассона (3.24) преобразуется к виду:

$$R_B = e^{-\frac{N_1 S}{N j_2}} \quad (3.26)$$

Отношение N_1 / N обозначим n_1 ($n_1 = N_1 / N$) – относительный объем «основного массива». Тогда

$$R_B = e^{-n_1 \frac{S}{j_2}} \quad (3.27)$$

Графическая зависимость R_B от n_1 для различных значений отношения $\frac{S}{j_2}$ приведена на рис. 3.3.

Как видим, риск выборки R_B снижается с ростом объема выборки. При увеличении объема выборки (относительного объема «основного массива» n_1) в два раза (с $n_1 = 0,1$ до $n_1 = 0,2$) риск выборки R_B от 15% (для $\frac{S}{j_2} = 50$) снижается до $1,5 \div 2\%$.

Проиллюстрируем практическое применение формулы (3.27) на конкретном примере.

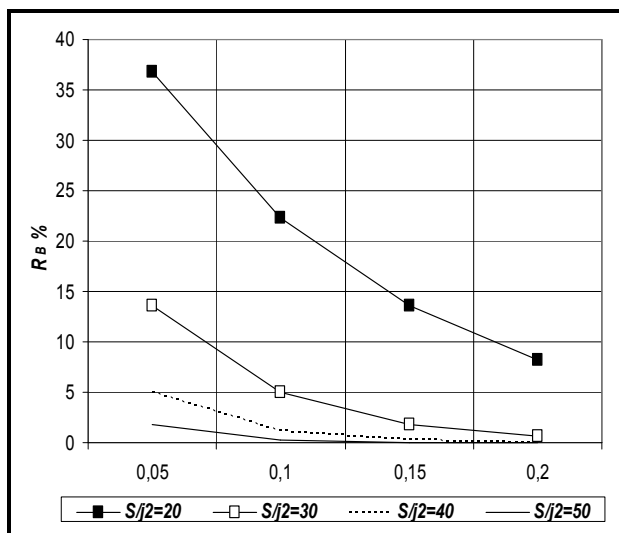


Рис. 3.3. Зависимость риска выборки от относительного объема «основного массива»

Пример

Пусть аудитор проверяет состав дебиторской задолженности организации. Напомним, что несписанная дебиторская задолженность с истекшим сроком исковой давности или невозможная ко взысканию искажает как saldo расчетов с дебиторами, так и прибыль от обычной деятельности. Дебетовое saldo 62 счета составляет 5 000 тыс. руб. Допустимая ошибка $S = 100$ тыс. руб. ($s = \%$). Данные аналитического учета:

- доля 10 дебиторов – 4 700 тыс. руб.;
- доля 100 дебиторов – 300 тыс. руб.

Аудитор отбирает 10 дебиторов, задолженность которых составляет «основной массив», и подвергает их сплошной проверке. Существенных ошибок при этом не выявлено. Далее аудитор определяет количественную долю документов «основного массива» в генеральной совокупности $n_1 = N_1 / N = 10 / 110 = 0,09$ (9%) и среднюю стоимость документа «неосновного массива» $\bar{j}_2 = J_2 / N_2 = 300\ 000 / 100 = 3\ 000$ руб.

По формуле (5.3) для данных параметров генеральной совокупности риск выборки будет равен:

$$R_B = \exp(-n_1 * S / \bar{j}_2) = \exp(-0,09 * 100000 / 3000) = 0,05 \text{ (5\%)}$$

Из полученного результата аудитор может сделать обоснованный вывод, что вероятность появления существенной ошибки в документах «неосновного массива» мала, и их можно не проверять.

В другом случае (например, при $n_1 = 9\%$, $S = 100\ 000$ руб. и $\bar{j}_2 = 6\ 000$ руб.) риск выборки R_B составит:

$$R_B = \exp(-n_1 * S / \bar{j}_2) = \exp(-0,09 * 100\ 000 / 6\ 000) = 0,22 \text{ (22\%)}$$

Вероятность появления существенной ошибки в «неосновном массиве» значительна, и аудитору следует подвергнуть его проверке.

Теперь получим выражение для риска необнаружения R_{HO} .

Выше мы определили, что применительно к процедуре «основного массива» риск необнаружения R_{HO} – это вероятность наступления одного из двух событий (события B и события B'). Событие B : аудитор не обнаружил существенную ошибку, поскольку все документы, содержащие ошибку, сосредоточены в «неосновном массиве», который аудитор не проверяет. Вероятность этого события обозначим через R_{HO}' . Событие B' : аудитор не обнаружил существенную ошибку в «основном массиве», поскольку хотя бы один документ, содержащий ошибку находится в «основном массиве». Вероятность этого события обозначим R_{HO}'' .

Поскольку события B и B' – несовместны, то в силу теоремы сложения вероятностей несовместных событий:

$$R_{HO} = R_{HO}' + R_{HO}'' \quad (3.27)$$

В силу определений, данных выше, вероятность события B (R_{HO}') равна риску выборки:

$$R_{HO}' = R_B \quad (3.28)$$

Рассмотрим событие B' .

- Событие B' является результатом совместного появления двух событий (назовем их событиями $B1$ и $B2$).
- Событие $B1$ – хотя бы один документ, содержащий ошибку, находится в «основном массиве».
- Событие $B2$ – аудитор не обнаружил (просмотрел) находящийся в «основном массиве» документ, содержащий ошибку.

Вероятность события $B1$ обозначим P_B . Поскольку вероятность R_B – это вероятность противоположного события, то:

$$P_B = 1 - R_B \quad (3.29)$$

Вероятность события $B2$ согласно данному выше определению – это риск R_{HB} .

Поскольку R_{HB} является условной вероятностью события $B2$, предполагающей, что событие $B1$ наступило, то в силу теоремы умножения вероятностей величина R_{HO}'' (вероятность совместного появления событий $B1$ и $B2$) составит:

$$R_{HO}'' = P_B * R_{HB} \quad (3.30)$$

Получаем выражение для риска необнаружения:

$$R_{HO} = R_{HO}' + R_{HO}'' = R_B + P_B * R_{HB} = R_B + (1 - R_B) * R_{HB} = R_B + R_{HB} - R_B * R_{HB} \quad (3.31)$$

Рассмотрим практическое применение полученного выражения на примере.

Пример

Аудитор проверяет обоснованность предъявления налога на добавленную стоимость (НДС) к вычету из бюджета. Объем генеральной совокупности составляет $N = 500$ счетов-фактур. Объем «основного массива» $N_1 = 20$ счетов-фактур. Соответственно, объем «неосновного массива» $N_2 = 480$ счетов-фактур. Сумма НДС, предъявления к вычету по всем счетам-фактурам, составляющим генеральную совокупность, $j = 6\,000\,000$ руб. Сумма НДС по счетам-фактурам «неосновного массива» $j_2 = 768\,000$ руб. Уровень существенности установлен аудитором в размере $S = 120\,000$ руб. (2%). Риск R_{HB} по оценке аудитора составляет $R_{HB} = 10\%$.

Средний НДС, приходящийся на один счет-фактуру из «неосновного массива»:

$$\bar{j}_2 = \frac{j_2}{N_2} = \frac{768\,000}{480} = 1\,600 \text{ руб.}$$

Риск выборки:

$$R_B = e^{-\frac{N_1 S}{N \bar{j}_2}} = e^{-\frac{20 \cdot 120\,000}{500 \cdot 1600}} = 0.05. \quad (5\%)$$

Риск необнаружения:

$$R_H = R_B + R_{HB} - R_B \cdot R_{HB} = 0.05 + 0.1 - 0.05 \cdot 0.1 = 0.145 (14.5\%).$$

Что же касается прочих выборочных процедур, использующих содержательные (нестатистические) методы (например, метод «блочного отбора», метод «специфических (ключевых) элементов»), то применительно к ним отсутствуют данные, на основании которых можно было бы определить риски R_B и R_{HB} . Очевидно, для указанных процедур следует известным образом оценивать риск необнаружения R_{HO} без выделения его компонентов R_B и R_{HB} . Как указано выше, подобная оценка может быть осуществлена путем анализа влияющих на риск необнаружения факторов (объема выборки, квалификации и опыта аудитора, его знакомства с проверяемой организацией, его добросовестности и т.д.).

3.7. Агрегирование аудиторского риска и его компонентов

Под агрегированием в литературе по аудиту понимают вопрос соотношения оценок рисков, полученных для сальдо и оборотов по счетам учета, с оценкой риска, полученной для отчетности в целом. Очевидно, что эти оценки должны соответствовать друг другу.

Для решения задачи агрегирования, таким образом, необходимо получить:

- зависимости, связывающие оценки рисков, полученные при проверке оборотов по счетам учета (генеральных совокупностей), с оценкой риска для статьи отчетности, включающей проверенные обороты;
- зависимости, связывающие оценки риска, полученные для статей отчетности, с оценкой риска для отчетности в целом.

Подобные зависимости достаточно легко могут быть получены при использовании для выборочных проверок вероятно – статистических методов.

В этом случае ожидаемую ошибку в статье бухгалтерской отчетности можно рассматривать как случайную величину, являющуюся суммой случайных величин – ожидаемых ошибок генеральных совокупностей, составляющих рассматриваемую статью отчетности. Тогда риск выборки R_B на уровне статьи отчетности (как статистическая вероятность) известным образом

может быть определен из суммы средних значений и суммы дисперсий слагаемых случайных величин.

Рассмотрим подобную задачу.

Пусть некая статья бухгалтерской отчетности состоит из суммы нескольких оборотов по счетам учета – генеральных совокупностей (L – число генеральных совокупностей).

Пусть N_i , J_i – объем и сумма i -й генеральной совокупности, руб.;

S_i – уровень существенности для i -й генеральной совокупности, руб.

Тогда сумма статьи бухгалтерской отчетности составит:

$$J = \sum_{i=1}^L J_i, \text{ руб.}$$

Уровень существенности статьи бухгалтерской отчетности:

$$S = \sum_{i=1}^L S_i, \text{ руб.}$$

При использовании выборочной процедуры, основанной на нормальном распределении размера ошибок для i -й генеральной совокупности могут быть определены:

\bar{q}_i – средняя ошибка в выборке (выборочная средняя), руб.;

δ_i^2 и δ_i – дисперсия и среднеквадратичное отклонение, руб.;

K_i – ожидаемая ошибка, руб.;

R_{Bi} – риск выборки, %.

Из статистики известно: если случайная величина распределена по нормальному закону, то ее выборочная средняя (\bar{q}) – также случайная величина, распределенная по нормальному закону. Поскольку ожидаемая ошибка генеральной совокупности $K_i = N_i \cdot \bar{q}_i$ (где N_i – постоянная величина), то она также является случайной величиной, распределенной по нормальному закону с дисперсией $N_i^2 \cdot \delta_i^2$.

Очевидно, что ожидаемая ошибка статьи бухгалтерской отчетности K будет равна сумме ожидаемых ошибок генеральных совокупностей:

$$K = \sum_{i=1}^L K_i = \sum_{i=1}^L N_i \cdot \bar{q}_i, \text{ (руб.)}, \quad (3.32)$$

а дисперсия ее составит:

$$\delta^2 = \sum_{i=1}^L N_i^2 \cdot \delta_i^2. \quad (3.33)$$

Тогда с помощью зависимости (3.16) может быть определен риск выборки R_B для статьи бухгалтерской отчетности.

Рассмотрим применение предлагаемой методики на примере.

Пример

Проверяемая статья бухгалтерской отчетности – строка 020 ф. №2 (себестоимость продукции).

Себестоимость складывается из следующих оборотов (незавершенное производство отсутствует):

Выборочные проверки четырех генеральных совокупностей, осуществленные с использованием метода, основанного на нормальном распределении размера ошибок, принесли следующие результаты, представленные в табл. 3.12.

Таблица 3.11

ПАРАМЕТРЫ СОВОКУПНОСТЕЙ, СОСТАВЛЯЮЩИХ СЕБЕСТОИМОСТЬ ПРОДУКЦИИ

№	Содержание операции	Проводка	Объем генеральной совокупности N_i , (количество операций)	Сумма, J_i тыс. руб.	Уровень существенности S_i тыс. руб.
1	Списание материалов	Д20 К10	5 000	4 800	240 (5%)
2	Оплата работ, выполненных подрядчиками	Д20 К60	1 400	70 000	3 500 (5%)
3	Начисление заработной платы	Д20 К70	2 000	20 000	1 000 (5%)
4	Начисление ЕСН и взносов в ПФ	Д20 К69	2 000	5 200	260 (5%)
Всего по статье бухгалтерской отчетности				100 000	5 000 (5%)

Таблица 3.12

РИСКИ ВЫБОРКИ, ОПРЕДЕЛЕННЫЕ ПО РЕЗУЛЬТАТАМ ПРОВЕРКИ ВЫБОРОК

№	Объем выборки n_i	Средняя ошибка выборки \bar{q}_i , руб.	Дисперсия δ_i^2	Среднеквадратическое отклонение δ_i , руб.	Ожидаемая ошибка генеральной совокупности K_i , тыс. руб.	Средний уровень существенности \bar{S}_i , руб.	Расчетное значение предела интеграла Лапласа t_i	Риск выборки R_{B_i}
1	100	20	256	16	100	48	1,75	0,04 (4%)
2	100	2 000	148 225	385	2 800	2 500	1,3	0,10 (10%)
3	100	20	14 400	120	40	500	4,0	0,0001 (0,01%)
4	100	5,2	1 521	39	10,4	130	3,2	0,001 (0,1%)

Ожидаемая ошибка статьи бухгалтерской отчетности:

$$K = \sum_{i=1}^4 K_i = \sum_{i=1}^4 N_i * \bar{q}_i = 100 + 2800 + 40 + 10,4 = 2\ 950,4 \text{ тыс. руб.}$$

Дисперсия ожидаемой ошибки:

$$\delta^2 = \sum_{i=1}^4 N_i^2 * \delta_i^2 = 5\ 000^2 * 256 + 1\ 400^2 * 148\ 225 + 2\ 000^2 * 14\ 400 + 2\ 000^2 * 1\ 521 = 360\ 605\ 000\ 000.$$

Среднеквадратическое отклонение:

$$\delta = \sqrt{\delta^2} = \sqrt{360\ 605\ 000\ 000} = 600\ 504 \text{ руб.}$$

Расчетное значение предела интеграла Лапласа:

$$t = \frac{S - K}{\delta} = \frac{5\ 000\ 000 - 2\ 950\ 400}{600\ 504} = 3,4$$

Риск выборки R_B при $t = 3,4$ составляет 0,0004 (0,04%).

Оценив численное значение субъективной составляющей – риска, не связанного с выборкой R_{NB} , известным образом получаем значение аудиторского риска для данной статьи отчетности. Допустим, что риск R_{NB} оценен аудитором на уровне $R_{NB} = 25\%$. Тогда расчетное значение предела интеграла Лапласа:

$$t = \frac{S - \frac{K}{1 - R_{NB}}}{\delta} = \frac{5\ 000\ 000 - \frac{2\ 950\ 400}{1 - 0,25}}{600\ 504} = 1,77$$

В этом случае аудиторский риск для рассматриваемой статьи отчетности равен $R_A = 0,04 (4\%)$.

Получив указанным выше образом значения аудиторского риска R_{Aj} для каждой статьи отчетности (здесь j – номер статьи), можно получить значение аудиторского риска R_A для отчетности в целом. Поскольку отчетность в целом будет содержать существенную ошибку, если существенная ошибка будет содержаться хотя бы в одной статье отчетности, то аудиторский риск будет равен:

$$R_A = 1 - \prod_{j=1}^L (1 - R_{Aj}), \tag{3.33}$$

где L – число статей отчетности.

Пример

Пусть форма отчетности состоит из пяти статей. Для статей получены значения аудиторского риска $R_{A1} = 4\%$; $R_{A2} = 2,2\%$; $R_{A3} = 3,5\%$; $R_{A4} = 0,1\%$; $R_{A5} = 0,01\%$.

Аудиторский риск для отчетности в целом:

$$R_A = 1 - (1 - R_{A1}) * (1 - R_{A2}) * (1 - R_{A3}) * (1 - R_{A4}) * (1 - R_{A5}) = 1 - (1 - 0,04) * (1 - 0,022) * (1 - 0,035) * (1 - 0,001) * (1 - 0,0001) = 0,095 (9,5\%).$$

Как видим, при использовании выборочных процедур, основанных на вероятностно – статистических методах, задача агрегирования может быть решена с помощью известных из статистики зависимостей.

Если же в ходе аудита использованы выборочные содержательные процедуры, либо процедуры сплошной проверки, то риск на уровне оборотов по счетам, как было указано ранее, представляют собой субъективные вероятности, оцениваемые аудитором, исходя из своего профессионального суждения. В этом случае задача агрегирования сводится к субъективной оценке рисков на уровне статей отчетности и отчетности в целом, исходя из полученных субъективных оценок рисков на уровне оборотов по счетам. Некоторые рекомендации при этом могут быть сформулированы на основе обобщения опыта аудиторских проверок.

Пример

Вспользуемся исходными данными предыдущего примера. Проверяемая статья бухгалтерской отчетности – строка 020 ф. №2 (себестоимость продукции). Сумма, отраженная по строке 020 – $J = 100\ 000 \text{ тыс. руб.}$ Данная сумма складывается из четырех оборотов:

$$J = J_1 + J_2 + J_3 + J_4,$$

где

- $J_1 = 4\ 800$ тыс. руб.;
 $J_2 = 70\ 000$ тыс. руб.;
 $J_3 = 20\ 000$ тыс. руб.;
 $J_4 = 5\ 200$ тыс. руб.

Численный анализ показывает, что в этом случае риск на уровне статьи отчетности определяется значением риска, полученного для оборота J_2 (наиболее существенного в составе статьи). Если для оборота J_2 риск оценен аудитором, как низкий, то аналогичная оценка может быть принята и для статьи отчетности.

Агрегирование оценок риска, полученных для статей отчетности, в риск для отчетности в целом в этом случае может быть осуществлено следующим образом. Выше мы указали, что отчетность в целом будет содержать существенную ошибку, если существенная ошибка будет содержаться хотя бы в одной статье отчетности. Исходя из этого, риск для отчетности в целом будет высоким (средним), если он будет высоким (средним) хотя бы для одной статьи отчетности.

Пример

Баланс проверяемой организации содержит восемь существенных статей. Для пяти статей риск оценен низким, для двух средним, для одной – высоким. В этом случае риск для отчетности в целом высокий.

В другом случае для шести статей риск оценен низким, для двух – средним. Риск для отчетности в целом – средний.

3.8. Возможный алгоритм комплексной оценки аудиторского риска

Из рассмотренных выше теоретических предпосылок оценки компонентов аудиторского риска на уровне оборотов по счетам бухгалтерского учета очевидно, что подобные оценки возможны лишь в ходе осуществления аудита, по результатам применения конкретных аудиторских процедур. Из этого следует, что оценка рисков в аудите – это процесс, который не заканчивается составлением плана и программы аудита (документов, завершающих этап планирования), а продолжается в ходе дальнейшего его осуществления.

Таким образом, подводя итог изложенным выше в разделах 3.1-3.7 соображениям, можно предложить следующую последовательность действий, необходимых для комплексной оценки аудиторского риска и его компонентов (рис. 3.4). На рис. 3.4 представлен возможный алгоритм комплексной оценки аудиторского риска, основанный на изложенных выше теоретических предпосылках.

Алгоритм предусматривает качественную оценку компонентов аудиторского риска в ходе планирования аудита. Указанная оценка осуществляется в порядке, изложенном в разделах 3.3-3.4 настоящей работы. Полученная оценка документируется в плане и программе аудита.

При использовании выборочных статистических процедур осуществляется количественная оценка рисков выборки на уровне оборотов по счетам учета в порядке, изложенном в разделе 3.5-3.6 настоящей работы. Далее полученные оценки агрегируются в риски на уровне статей отчетности и риск на уровне отчетности в целом в порядке, изложенном в разделе 3.7 настоящей работы. Данная оценка сравнивается с оценкой аудиторского риска, полученной в ходе планирования. При необходимости оценка аудиторского риска, приведенная в плане и программе аудита, подвергается уточнению.

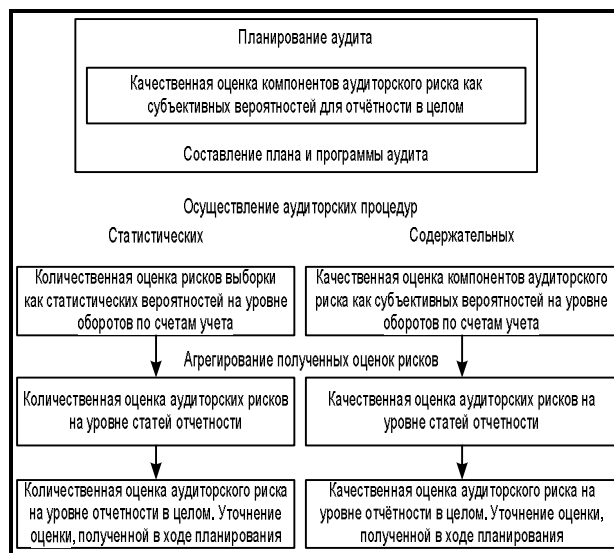


Рис. 3.4. Возможный алгоритм комплексной оценки аудиторского риска

При использовании выборочных содержательных процедур осуществляется качественная оценка компонентов аудиторского риска на уровне оборотов по счетам учета. Далее, как и в предыдущем случае, полученные оценки агрегируются в риски на уровне статей отчетности в целом, значение которого используется для уточнения оценки, полученной в ходе планирования.

4. ИССЛЕДОВАНИЕ ВЗАИМОСВЯЗИ УРОВНЯ СУЩЕСТВЕННОСТИ И КОМПОНЕНТОВ АУДИТОРСКОГО РИСКА

Выше (в разделе 3.1) мы определили аудиторский риск как вероятность события, заключающегося в том, что в бухгалтерской отчетности может оказаться существенная ошибка ($Q > S$), и при ее наличии аудитор составит заключение, исходящее из того, что ожидаемая ошибка незначительна ($K < S$).

Из определения следует, что уровень существенности S должен каким-то образом влиять на аудиторский риск (точнее, на его компоненты). Влияние уровня существенности на аудиторский риск отмечает и федеральный аудиторский стандарт №4 «Существенность в аудите», который указывает, что «аудитор ... обязан оценивать существенность в ее взаимосвязи с аудиторским риском», – п. 2 указанного стандарта. Вопросу взаимосвязи уровня существенности и аудиторского риска в стандарте далее посвящен специальный раздел, в котором, казалось бы, дано исчерпывающее определение указанной взаимосвязи, но при его внимательном прочтении обнаруживается своего рода противоречие.

С одной стороны федеральный стандарт №4 в пункте 9 констатирует, что «между существенностью и аудиторским риском существует обратная зависимость, то есть чем выше уровень существенности, тем ниже уровень аудиторского риска и наоборот. ... Если аудитор определяет, что приемлемый уровень существенности ниже, то аудиторский риск повышается». В другом же месте (в п. 10) стандарт утверждает, что аудитор может намеренно понижать уровень существенности «в целях

уменьшения вероятности необнаружения искажений» (т.е. в целях уменьшения риска необнаружения, являющегося составляющей аудиторского риска).

Таким образом, согласно указанному стандарту снижение уровня существенности с одной стороны повышает аудиторский риск, с другой стороны понижает его составляющую – риск необнаружения.

В федеральных аудиторских стандартах и в известной литературе по аудиту отсутствуют какие-либо сведения, позволяющие разрешить вываленную коллизию. Попытаемся проанализировать связь уровня существенности и аудиторского риска.

Проанализируем, как зависит от уровня существенности риск необнаружения R_{HO} . Вспомним, что риск необнаружения – это вероятность события, заключающегося в том, что аудитор не обнаружит существенные искажения (искажения, превышающие уровень существенности) в бухгалтерской отчетности. Пусть:

S – уровень существенности, установленный аудитором;

Q – действительная ошибка, содержащаяся в бухгалтерской отчетности ($Q > S$);

K – ожидаемая ошибка, определенная аудитором. Тогда риск необнаружения R_{HO} – вероятность того, что величина K будет удовлетворять неравенству $0 < K < S$ (при $Q > S$). Введем понятие ошибки аудитора X , где:

$$X = Q - K.$$

Тогда риск необнаружения R_{HO} будет являться вероятностью события, заключающегося в том, что случайная величина X будет удовлетворять неравенству:

$$Q - S < X < Q.$$

Предположим, что случайная величина X распределена равномерно, то есть имеет равную вероятность попасть в любую точку диапазона $Q - S \div Q$. Тогда вероятность выполнения неравенства $Q - S < X < Q$ будет равна отношению:

$$R_{HO} = \frac{S}{Q}$$

или

$$R_{HO} = B * s, \tag{4.1}$$

где

B – коэффициент пропорциональности;

s – уровень существенности (в долях единицы).

Из приведенного отношения следует, что уменьшение s вызывает пропорциональное уменьшение риска необнаружения R_{HO} , на что и указывает федеральный аудиторский стандарт №4 в п. 10.

Итак, риск необнаружения с уменьшением уровня существенности снижается. Но уровень существенности оказывает влияние и на другой компонент аудиторского риска – риск существенного искажения $R_{СИ}$. Каково же это влияние?

В отличие от R_{HO} риск $R_{СИ}$ связан с уровнем существенности обратной зависимостью: с уменьшением уровня существенности риск $R_{СИ}$ возрастает. Это объясняется нормальностью распределения размера бухгалтерских ошибок в бухгалтерской информации: чем меньше размер ошибок, тем чаще они встречаются. Вследствие этого при уменьшении уровня существенности все большее количество ошибок переходит в

разряд существенных, из-за чего и возрастает вероятность их появления в бухгалтерской отчетности.

Указанная зависимость $R_{СИ}$ от уровня существенности s была выявлена в ходе экспериментального исследования, результаты которого приведены ниже.

В табл. 4.1 приведены результаты обработки аудиторских проверок годовой бухгалтерской отчетности ряда экономических субъектов, проведенных под руководством автора.

Таблица 4.1

РЕЗУЛЬТАТЫ ОБРАБОТКИ ПРОВЕРОК БУХГАЛТЕРСКОЙ ОТЧЕТНОСТИ

№	Интервалы относительных ошибок m_i	Частоты вариант n_i
	1	2
1	0-0,01	36
2	0,01-0,02	24
3	0,02-0,03	8
4	0,03-0,04	16
5	0,04-0,05	10
6	0,05-0,06	2
7	0,06-0,07	-
8	0,07-0,08	6
9	0,08-0,09	-
10	0,09-0,10	2
11	0,10-0,11	-
12	0,11-0,12	-
13	0,12-0,13	-
14	0,13-0,14	1
15	0,14-0,15	-
16	0,15-0,16	-
17	0,16-0,17	-
18	0,17-0,18	-
19	0,18-0,19	-
20	0,19-0,20	1

В столбце №1 табл. 4.1 приведены интервалы значений относительных ошибок m_i в статьях бухгалтерской отчетности:

$$m_i = \frac{M_i}{J_i},$$

где

M_i – ожидаемая ошибка в i -й статье бухгалтерской отчетности, выявленная аудиторами, руб.;

J_i – стоимость i -й статьи бухгалтерской отчетности, руб.

В столбце №2 табл. 4.1 приведены частоты вариант n_i (n_i – наблюдаемое количество ошибок, величина которых соответствует интервалу m_i).

Среднее значение относительной ошибки:

$$\bar{m} = \frac{\sum_{i=1}^{20} m_i * n_i}{\sum_{i=1}^{20} n_i} = \frac{2,83}{106} = 0,0267.$$

Дисперсия относительной ошибки:

$$\sigma^2 = \frac{\sum_{i=1}^{20} n_i (m_i - \bar{m})^2}{\sum_{i=1}^{20} n_i} = \frac{0,08969}{106} = 0,000864.$$

Среднеквадратичное отклонение относительной ошибки:

$$\sigma = \sqrt{\sigma^2} = \sqrt{0,000864} = 0,0291.$$

Поскольку среднее значение относительной ошибки \bar{m} и среднеквадратичных отклонений σ близки между собой, то справедлива гипотеза о показательном распределении случайной величины m_i .

Приближенное значение параметра показательного распределения λ при этом будет равно:

$$\lambda = \frac{1}{\bar{m}} = \frac{1}{0,0267} = 37,5.$$

Тогда плотность вероятности случайной величины q_i будет равна:

$$f(m) = \lambda * e^{-\lambda * m} = 37,5 * e^{-37,5 * m}. \quad (4.2)$$

На рис. 4.1 показана гистограмма наблюдаемых частот и кривая теоретических частот, полученных по формуле (4.2).

Проверка гипотезы о показательном характере распределения относительных ошибок m_i показывает, что наблюдаемое значение критерия хи-квадрат составляет:

$$\chi_{набл}^2 = \sum_{i=1}^{20} \frac{(n_i - n_i')^2}{n_i'} = 27,7,$$

где n_i' – теоретические частоты, определенные по формуле (4.2).

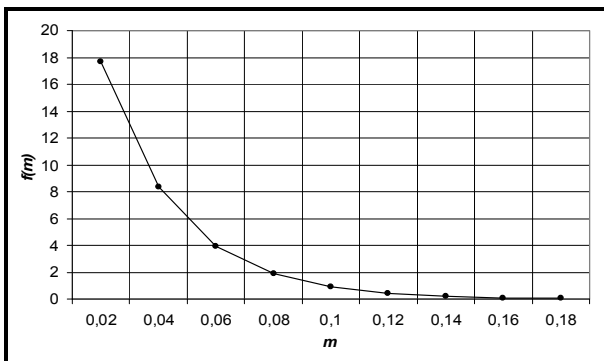


Рис. 4.1. Наблюдаемые и теоретические частоты появления относительных ошибок в статьях бухгалтерской отчетности

При уровне значимости 0,05 для числа степеней свободы $f = 18$ критическая точка распределения хи-квадрат составляет 28,9, следовательно, гипотеза о показательном характере распределения случайной величины m_i допустима.

Принимая гипотезу о показательном распределении относительной ошибки m_i , определим изменение риска существенного искажения $R_{СИ}$ при изменении уровня существенности s .

Поскольку $R_{СИ}$ является вероятностью события, заключающегося в том, что действительная ошибка q в статье бухгалтерской отчетности будет удовлетворять неравенству $q > s$, то для выявления зависимости $R_{СИ}$ от q необходимо знание закона распределения действительной ошибки q . Очевидно, что истинное значение действительной ошибки q в статье бухгалтерской отчетности не может быть установлено. Рассмотрим величину $x = q - m$ (x – ошибка аудитора). Величина x может быть установлена в результате повторных проверок, проводимых аудиторской организацией либо третьими лицами. В частности, элементы

повторных проверок имеют место в том случае, когда аудиторская организация проверяет годовую отчетность экономического субъекта в течении ряда лет. В этом случае аудиторская организация, обнаружив в проверяемом периоде ошибки (нарушения), не встречавшиеся ранее в повторяющихся с прошлых лет операциях, как правило, предпочитает перепроверить проверенные периоды на предмет появления в них ошибок аналогичного содержания. Результаты подобных аудиторских проверок, осуществленных аудиторскими организациями с участием автора в течение ряда лет, позволяют утверждать, что величина x в данном случае пренебрежимо мала, вследствие чего с достаточной степенью уверенности можно принять рабочую гипотезу о том, что действительная ошибка q в статьях бухгалтерской отчетности, как и ожидаемая ошибка m , распределена по показательному закону.

Тогда вероятность события, заключающегося в том, что случайная величина q , будет находиться в пределах $0 < q < s$, составит:

$$P = e^0 - e^{-\lambda * s} = 1 - e^{-\lambda * s}. \quad (4.3)$$

Поскольку $R_{СИ}$ – это вероятность противоположного события, то риск существенного искажения и уровень существенности связаны зависимостью:

$$R_{СИ} = e^{-\lambda * s}, \quad (4.4)$$

где

λ – параметр распределения;

s – уровень существенности (в долях единицы).

Обратим внимание на одно интересное обстоятельство. Преобразуем выражение (4.4) к виду:

$$s = K * \ln R_{СИ}. \quad (4.5)$$

где $K = -1 / \lambda$.

Выражение (4.5) есть ни что иное, как формула Хартли, которая в теории информации связывает меру неопределенности (энтропию) информации с вероятностью ее появления [2]. Таким образом, в терминах теории информации уровень существенности – это энтропия (мера неопределенности) бухгалтерской информации.

Рассмотрим возможность практического применения зависимостей 4.1 и 4.4 на практическом примере.

Пример

Уровень существенности установлен аудитором в размере $s = 0,05$ (5%). Оценка компонентов аудиторского риска при этом показала следующее:

- неотъемлемый риск $R_{НТ} = 70\%$;
- контрольный риск $R_{К} = 80\%$;
- риск необнаружения $R_{НО} = 25\%$.

Тогда риск существенного искажения:

$$R_{СИ} = R_{НТ} * R_{К} = 0,7 * 0,8 = 0,56.$$

Аудиторский риск:

$$R_{А} = R_{СИ} * R_{НО} = 0,56 * 0,25 = 0,14.$$

Аудитор счел полученное значение аудиторского риска неприемлемо высоким и решил снизить его уменьшением уровня существенности до $s = 1\%$.

Постоянные в уравнениях 3.7 и 3.8:

$$B = \frac{R_{НО}}{s} = \frac{0,25}{0,05} = 5;$$

$$\lambda = -\frac{\ln R_{СИ}}{s} = -\frac{\ln 0,56}{0,05} = 11,58.$$

Значения рисков при уровне существенности, уменьшенном до 1%:

$$R_{СИ} = e^{-\lambda \cdot s} = e^{-11,58 \cdot 0,01} = 0,89;$$

$$R_{НО} = B \cdot s = 5 \cdot 0,01 = 0,05;$$

$$R_A = R_{СИ} \cdot R_{НО} = 0,89 \cdot 0,05 = 0,045.$$

Аудиторский риск в размере 4,5% аудитор счел вполне приемлемым.

5. ЭКСТРАПОЛЯЦИЯ РЕЗУЛЬТАТОВ ПРОВЕРКИ ВЫБОРКИ НА ГЕНЕРАЛЬНУЮ СОВОКУПНОСТЬ

5.1. Виды аудиторских процедур

В соответствии с требованием, содержащимся в федеральном аудиторском стандарте №5 «Аудиторские доказательства», мнение аудитора должно основываться на надлежащих доказательствах – информации, полученной аудитором в ходе планирования и осуществления аудиторской проверки. Информацию, содержащуюся в доказательствах, аудитор получает путем проведения процедур. Под процедурой стандарт при этом понимает действие или комплекс действий аудитора, направленных на получение доказательств. Таким образом, планирование и осуществление аудиторской проверки представляют собой не что иное, как комплекс различных аудиторских процедур. Результатом выполнения аудиторских процедур в процессе планирования является оценка аудитором уровня существенности, аудиторского риска, разработка стратегии, плана и программы проведения проверки. Результатом выполнения аудиторских процедур в процессе осуществления аудита является формирование аудитором своего мнения о достоверности бухгалтерской отчетности.

От обоснованного выбора аудиторских процедур зависят такие факторы, как:

- адекватность оценки аудитором аудиторского риска;
- обоснованность определения уровня существенности;
- соответствие мнения, выраженного аудитором, достоверности бухгалтерской отчетности (т.е. надежность конечного результата аудиторской проверки);
- длительность (затратность) аудиторской проверки.

В связи с изложенным, аудиторские процедуры для возможности их моделирования должны быть, с одной стороны, подробным образом детерминированы. С другой стороны, для замыкания моделей должно быть прослежено влияние параметров процедуры (таких, как вид процедуры, ее объем, способ применения) на такие факторы, как аудиторский риск и длительность (затратность) аудиторской проверки.

В МСА 500 «Аудиторские доказательства» (IAS 500. Audit Evidence) и в федеральном аудиторском стандарте №5 «Аудиторские доказательства» содержится перечень рекомендуемых процедур, которые может осуществить аудитор (инспектирование, наблюдение, запрос, подтверждение, пересчет, аналитические процедуры). Но, во-первых, определения, использованные в указанном перечне, весьма укрупнены, что затрудняет их практическое использование (в инспектировании попадает целый ряд различных процедур от инвентаризации до просмотра документов); во-вторых, ряд практически используемых процедур (например, таких, как осмотр, составление альтернативного баланса) вообще не вошел в перечень; в-третьих, инте-

рес с точки зрения моделирования представляет не только приведенная классификация процедур (по их содержанию), но и другие классификации (по источникам информации, по объему и т.д.).

В связи с этим, приведем ряд классификаций процедур, которые в дальнейшем помогут проанализировать указанное влияние параметров процедуры на аудиторский риск и длительность проверки.

Предлагаемая система классификации аудиторских процедур представлена на рис. 5.1-5.4.

I. По источнику информации (рис. 5.1) аудиторские процедуры можно подразделить на процедуры, исходная информация для которых получена из:

- внутренних источников;
- внешних источников;
- смешанных источников.

II. По содержанию (рис. 5.2) аудиторские процедуры можно разделить на четыре основные группы:

- фактические;
- аналитические;
- специальные;
- документальные.



Рис. 5.1. Классификация аудиторских процедур

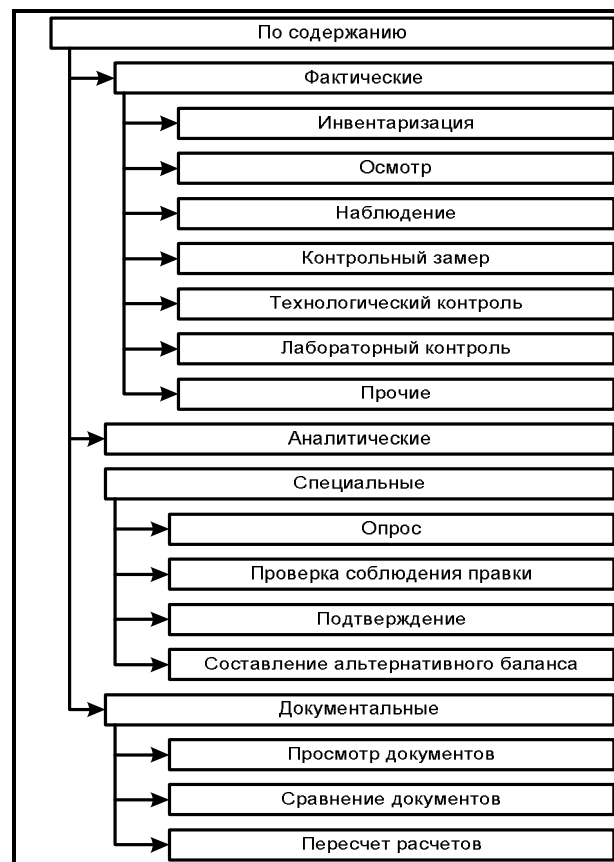


Рис. 5.2. Классификация аудиторских процедур по содержанию

Напомним, что фактические процедуры – это способы получения аудиторских доказательств, состоящие в проверках фактического наличия и состояния активов, фактического выполнения хозяйственных операций, достижения ими установленных результатов. Объектами фактических процедур могут быть деньги в кассе, товары и материалы на складе, незавершенное производство в цехах, объем выполненных работ и т.д. Фактические процедуры могут включать в себя:

- инвентаризацию;
- осмотр (обследование);
- наблюдение;
- контрольные замеры;
- технологический или лабораторный контроль.

Аналитические процедуры – это способы получения аудиторских доказательств, состоящие в выявлении, анализе и оценке соотношений между финансово-экономическими показателями проверяемого предприятия. Их применение основано на причинно-следственной связи между анализируемыми показателями.

Специальные процедуры – это способы получения аудиторских доказательств непосредственно от работников проверяемого экономического субъекта либо из внешних источников, такие как опрос; подтверждение.

Документальные процедуры – это способы получения аудиторских доказательств, состоящие в проверках документов (первичных, учетных регистров, деклараций, бухгалтерской отчетности, системных), например, просмотр документов; сравнение документов; пересчет арифметических расчетов бухгалтерии.

III. По интерпретации результатов (рис. 5.3) аудиторские процедуры могут использоваться для разных целей, в основном, для установления надежности системы внутреннего контроля (оценки контрольного риска R_k) и для выявления ошибок (либо выявления областей учета, в которых ошибки наиболее вероятны). В соответствии с этим аудиторские процедуры могут быть разделены на две большие группы:

- процедуры на соответствие;
- процедуры по существу.

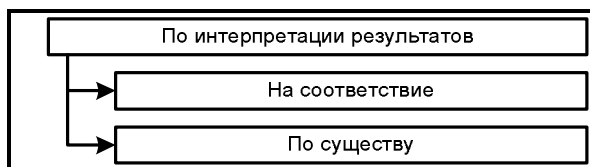


Рис. 5.3. Классификация аудиторских процедур по интерпретации результатов

Классификация процедур по объему проверяемых элементов представлена на рис. 5.4.

В зависимости от проверяемого объема можно различать процедуры:

- сплошной проверки;
- выборочной проверки.

В зависимости от применяемого метода формирования выборки и экстраполяции результатов на генеральную совокупность выборочные процедуры можно разбить на две группы (см. рис. 5.4):

- выборочные вероятностно-статистические;
- выборочные нестатистические (содержательные).

Вероятностно-статистические методы как следует из их названия, используют приемы теории вероятности и математической статистики. Из них на практике используются следующие:

- статистический метод, основанный на нормальном распределении вероятностей случайной величины – размера ошибок;
- статистический метод, основанный на биномиальном распределении вероятностей случайной величины – количества ошибок в объеме выборки.

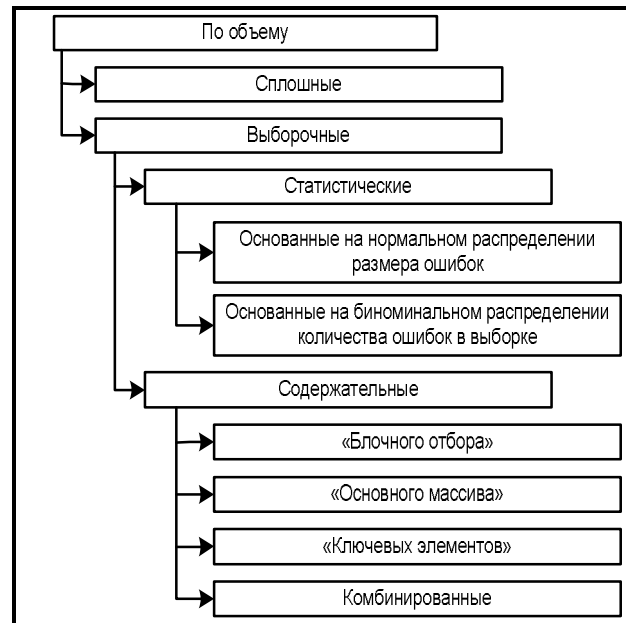


Рис. 5.4. Классификация аудиторских процедур по объему проверяемых элементов

Содержательные же (нестатистические) методы, как следует из их названия, основаны на содержании имеющейся у аудитора информации о характере распределения ошибок в генеральной совокупности. На практике широко применяют выборочные процедуры, основанные на следующих содержательных методах:

- метод «блочного отбора»;
- метод «основного массива»;
- метод «специфических (ключевых)» элементов;
- комбинированный метод.

5.2. Определение ожидаемой ошибки при применении выборочных вероятностно-статистических процедур

5.2.1. Выборочная вероятностно-статистическая процедура, основанная на нормальном распределении размера ошибок

В разделе 3.5 настоящей работы было показано, что при использовании статистического метода, основанного на нормальном распределении размера ошибок, ожидаемая (наиболее вероятная) ошибка генеральной совокупности составляет:

$$K = \bar{K} * N = \bar{q} * N \text{ (руб.)}, \quad (5.1)$$

где

\bar{K} – генеральная средняя, руб.;

\bar{q} – выборочная средняя, руб.;

N – объем генеральной совокупности, натуральные единицы.

Выборочная средняя \bar{q} определяется из известной зависимости:

$$\bar{q} = \frac{q}{n} = \frac{\sum_{i=1}^n q_i}{n} \text{ (руб.)}, \quad (5.2)$$

где

$q = \sum_{i=1}^n q_i$ – ошибка в выборке (суммарная), руб;

n – объем выборки, натуральные единицы;

q_i – размер ошибки в i -м элементе выборки (случайная величина), руб.

5.2.2. Выборочная вероятностно-статистическая процедура, основанная на биномиальном распределении количества ошибок в выборке

Для метода, основанного на биномиальном распределении случайной величины (количества ошибок в выборке), в разделе 3.5 было получено выражение для ожидаемой ошибки генеральной совокупности:

$$M = m * N / n, \quad (5.3)$$

где

N – объем генеральной совокупности, натуральные единицы;

n – объем выборки, натуральные единицы;

m – количество ошибок в выборке (случайная величина), натуральные единицы;

M – ожидаемая ошибка (ожидаемое количество ошибок в генеральной совокупности), натуральные единицы.

Метод, основанный на биномиальном распределении количества ошибок в выборке, безусловно, можно применять в тех случаях, когда аудитора интересует количество документов в генеральной совокупности, не соответствующих какому-либо признаку. Подобные процедуры, как было указано ранее, называют процедурой «на соответствие» (в отличие от процедур «по существу», когда аудитора интересует не количество ошибочных документов, а сумма ошибок в стоимостном выражении). Проверки «на соответствие» имеют место, например, при выявлении нарушений действующих в РФ законодательных и нормативных актов, которые могут и не повлиять на достоверность бухгалтерской отчетности, но которые своими последствиями могут нанести существенный ущерб проверяемому субъекту, государству или третьим лицам; при оценке аудитором надежности системы контроля в организации (контрольного риска); при оценке неотъемлемого риска.

При проверках же «по существу» аудитора интересует не количество ошибочных документов в генеральной совокупности, а денежная сумма ошибок. Метод, основанный на биномиальном распределении, может быть применен и в этом случае, но с определенными ограничениями.

Если генеральная совокупность однородна (отсутствуют элементы, стоимость которых резко отличается от средней), то денежная оценка ожидаемой ошибки K генеральной совокупности может быть получена из средней стоимости документа:

$$\bar{j}_N = J / N,$$

где J – общая сумма, проведенная по документам, составляющим генеральную совокупность, руб.:

$$K = M * \bar{j}_N = m * (N / n) * \bar{j}_N \text{ (руб.)} \quad (5.4)$$

Пример

Объем генеральной совокупности $N = 2\,500$ счетов-фактур. Общая стоимость генеральной совокупности счетов-фактур (в части НДС) составляет $J = 2\,050\,000$ руб. Объем выборки $n = 100$ счетов-фактур. Количество ошибок (неправильно заполненных счетов-фактур) в выборке $m = 2$. Определим ожидаемую ошибку генеральной совокупности.

Ожидаемая ошибка генеральной совокупности (в натуральных единицах):

$$M = m * N / n = 2 * 2\,500 / 100 = 50 \text{ счетов-фактур.}$$

Средняя стоимость документа (в части НДС):

$$\bar{j}_N = J / N = 2\,050\,000 / 2\,500 = 820 \text{ руб.}$$

Ожидаемая ошибка генеральной совокупности (в рублях):

$$K = M * \bar{j}_N = 50 * 820 = 41\,000 \text{ руб.}$$

Определим, при каких значениях коэффициента вариации стоимости документов, составляющих генеральную совокупность, справедлива формула (5.4).

Очевидно, при неоднородной стоимости документов, входящих в генеральную совокупность, погрешность формулы (5.4) (обозначим ее через Q) составит:

$$Q = M * \bar{j}_N - M * \bar{j}_M, \text{ руб.,} \quad (5.5)$$

где \bar{j}_M – средняя стоимость элемента, входящего в объем M .

Если предположить, что стоимость элементов j_i распределена по нормальному закону, то известным образом можно определить доверительный интервал, в котором с надежностью P будет находиться выборочная средняя:

$$\bar{j}_n = \bar{j}_N \pm t * \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \quad (5.6)$$

где \bar{j}_n – выборочная средняя,

t – предел интеграла Лапласа,

n – объем выборки,

σ – генеральное среднеквадратическое отклонение, определяемое по формуле:

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (j_i - \bar{j}_N)^2}{N}}. \quad (5.7)$$

Примем объем выборки равным величине M . Тогда выражение (5.6) запишется в виде:

$$\bar{j}_M = \bar{j}_N \pm t * \frac{\sigma}{\sqrt{M}}. \quad (5.8)$$

В этом случае величина погрешности Q будет равна:

$$Q = p * N * \bar{j}_N - p * N * \bar{j}_M = \pm p * M * t * \frac{\sigma}{\sqrt{M}}, \quad (5.9)$$

где $p = m / n$.

Относительная величина погрешности q будет равна:

$$q = \frac{Q}{K} = \pm \frac{p * N * t * \sigma}{p * N * \bar{j}_N * \sqrt{M}} = \pm t * k * \frac{1}{\sqrt{M}}, \quad (5.10)$$

где $k = \frac{\sigma}{\bar{j}_N}$ – коэффициент вариации стоимости элементов генеральной совокупности.

Зависимость относительной погрешности q от коэффициента вариации k для $P = 0,95$ при различных значениях величины M_N представлена на рис. 5.5.

Как следует из численного анализа выражения (5.10) при значениях M , имеющих место на практике, погрешность формулы (5.4) q не будет превышать $20 \div 30\%$ при значениях коэффициента вариации k , не превышающих $0,2 \div 0,3$ ($k < 0,2 \div 0,3$). При больших значениях коэффициента вариации ($k > 0,3$) погрешность формулы (5.4) может быть существенной.

В подобном случае (значительной неоднородности генеральной совокупности) совокупность следует стратифицировать. В результате этого достигается однородность генеральной совокупности, а выделенные из генеральной совокупности документы могут быть, в свою очередь, подвергнуты выборочной или (если их число невелико) сплошной проверке.

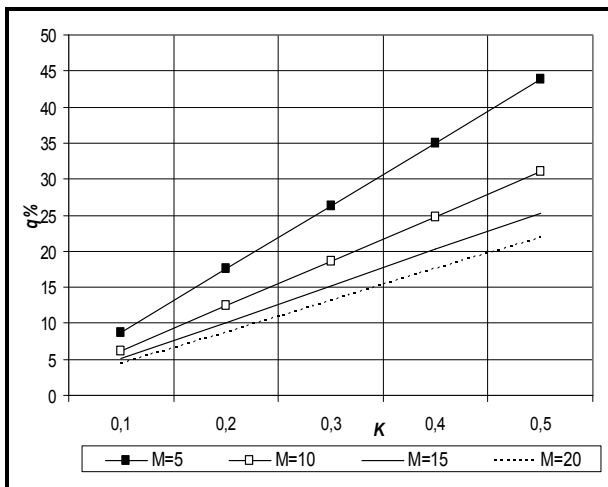


Рис. 5.5. Зависимость относительной погрешности от коэффициента вариации

Пример

Рассмотрим задачу с теми же исходными данными, что и в предыдущем примере: $N = 2500$ счетов-фактур стоимостью (в части НДС) – 2 050 000 руб. Генеральная совокупность неоднородна: стоимость 12 счетов-фактур в части НДС – 250 000 руб. (в среднем более 20 000 руб.). Стоимость 2488 счетов-фактур в части НДС – 1 800 000 руб. (в среднем около 700 руб.).

Стратифицируем генеральную совокупность (отделяем 12 счетов-фактур с резко отличающейся стоимостью). Подвергаем их сплошной проверке. В результате этого выявляем один неверно оформленный счет-фактуру стоимостью в части НДС – 18 000 руб.

Страту объемом $N = 2488$ счетов-фактур подвергаем выборочной проверке. Объем выборки $n = 100$ счетов-фактур. Количество ошибок $m = 2$. Ожидаемая ошибка стратифицированной совокупности $M = m * N / n = 2 * 2488 / 100 = 50$ счетов-фактур.

Средняя стоимость документа (в части НДС):

$$\bar{j}_N = 1\,800\,000 / 2\,488 = 723 \text{ руб.}$$

Тогда ожидаемая ошибка генеральной совокупности в рублях составит:

$$K = 50 * \bar{j}_N + 18\,000 = 50 * 723 + 18\,000 = 54\,150 \text{ руб.}$$

Полученное значение ожидаемой ошибки K аудитор сравнивает с заданным уровнем существенности S . Если $K < S$, то генеральная совокупность существенных ошибок не содержит.

Рассмотренный выше метод может быть применен только в том случае, когда ошибочной является вся учетная сумма, проведенная по документу, что обычно имеет место при формальных ошибках, неправильном или безосновательном отражении операций, отражении незаконных операций и др. В других случаях (ошибки арифметические, пересчетные, в оценке, в расчетах и др.) ошибочная сумма обычно составляет какую-то часть учетной стоимости по документу, или даже может превышать ее. Применение метода, базирующегося на биномиальном распределении, в этом случае не имеет под собой серьезного статистического основания. Очевидно, в подобном случае более оправданным является применение метода, основанного на нормальном распределении размера ошибки.

Известно применение рассмотренного выше метода, использующего в качестве элемента генеральной совокупности не натуральную единицу (документ), а денежную (рубль). Этот способ, в котором элементом совокупности является денежная единица (рубль), получил в литературе название «монетарного», практика применения которого изложена в ряде источников [2]. Рассмотрим его.

5.2.3. Монетарный метод

Монетарный метод основан на биномиальном распределении количества ошибок в выборке и состоит в следующем.

Единицей совокупности (и генеральной, и выборочной), как мы уже сказали, в этом методе является рубль. Выборка при этом будет состоять из n рублей (на самом деле выборка будет состоять из n документов, но мы условно считаем, что элементом выборки является не документ, а рубль, входящий в стоимость этого документа¹). Пусть J – объем генеральной совокупности (руб.). Пусть в выборке, состоящей из n рублей (n логических элементов), m логических элементов содержат ошибочные суммы. Пусть j_i – стоимость i -го логического элемента, q_i – ошибочная сумма в i -м логическом элементе. Тогда $x_i = \frac{q_i}{j_i}$ – относительная

ошибка в i -м логическом элементе. Но величину x_i можно трактовать и таким образом: x_i – ошибочная сумма (в копейках) в i -м рубле, входящем в выборочную совокупность. Тогда, оценив количество «ошибочных» рублей m в генеральной совокупности (т.е. количество элементов, содержащих ошибки) и определив среднюю величину относительной ошибки $\bar{x} = \frac{\sum_{i=1}^m x_i}{m}$, по мнению авторов метода, можно определить ожидаемую ошибку генеральной совокупности следующим образом:

$$K = \frac{m}{n} * J * \bar{x} \text{ (руб.)} \quad (5.11)$$

Пример

Аудитор проверяет авансовые отчеты (850 отчетов). Объем генеральной совокупности – $J = 2\,682\,000$ руб. (сумма, проведенная по всем авансовым отчетам). Объем выборки $n = 50$ руб. (содержатся в 50 логических элементах – авансовых отчетах). Обнаруженные в выборке ошибки представлены в табл. 4.2.

¹ В зарубежной литературе подобный документ, стоимость которого содержит наш денежный элемент совокупности – рубль, называется логическим элементом.

Таблица 4.2

РЕЗУЛЬТАТЫ ПРОВЕРКИ ВЫБОРКИ

№ п	Стоимость «логического элемента», р.	Ошибочная сумма, р.	Относительная ошибка x_i (3 : 2)
1	3 470	208	0,06
2	2 820	564	0,20
3	3 720	930	0,25

Среднее значение относительной ошибки:

$$\bar{x} = \sum_{i=1}^m x_i / m = (0,06 + 0,20 + 0,25) / 3 = 0,17 .$$

Ожидаемая ошибка генеральной совокупности:

$$K = \frac{m}{n} * J * \bar{x} = 0,06 * 2\,682\,000 * 0,17 = 27\,356 \text{ руб.}$$

Судя по ряду зарубежных источников, приведенных в [2], «монетарный» метод достаточно популярен (во всяком случае, в литературе по аудиту).

Между тем в случае, когда размер ошибки связан со стоимостью документа (например, формальные ошибки в обязательных реквизитах счетов-фактур), размер относительной ошибки $x_i = 1$ (так как $q_i = j_i$). Тогда наряду с монетарным методом для проверок по существу может быть применен и метод, основанный на формировании генеральной и выборочной совокупности из натуральных единиц (элементов), поскольку формула (5.11) дает тот же результат, что и формула (5.4):

$$K = \frac{m}{n} * J = \frac{m}{n} * N * (J/N) = m * (N/n) * J \text{ (руб.)}.$$

Это сводит к нулю преимущества монетарного метода вследствие большей сложности формирования выборки при его применении.

Что касается случая, когда размер ошибки не связан со стоимостью документа (ошибки арифметические, пересчетные и др.), то применение монетарного метода не имеет достаточного обоснования, поскольку отсутствуют какие-либо данные о характере распределения относительной ошибки:

$$x_i = \frac{q_i}{j_i}$$

где

q_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.

В заключение следует отметить, что применение статистических методов оправдано в тех случаях, когда генеральные совокупности состоят из элементов одного вида, в противном случае совокупность следует стратифицировать по виду элементов и определять ожидаемую ошибку как сумму ожидаемых ошибок страт (страты – совокупности, образовавшиеся в результате стратификации).

В заключение следует отметить, что применение статистических методов оправдано в тех случаях, когда генеральные совокупности состоят из элементов одного вида, в противном случае совокупность следует стратифицировать по виду элементов и определять ожидаемую ошибку как сумму ожидаемых ошибок страт (страты – совокупности, образовавшиеся в результате стратификации).

5.3. Определение ожидаемой ошибки при применении выборочных содержательных (нестатистических) процедур

Серьезного научного обоснования содержательных методов выборочного исследования в аудите на сего-

дняшний день пока нет. Тем не менее, некоторые общие принципы, заложенные в основу содержательных методов, хорошо себя зарекомендовали на практике, и потому некоторые из них могут быть рекомендованы для практического использования. К подобным методам выборочного исследования могут быть отнесены следующие:

- метод, основанный на блочном отборе документов (метод блочного отбора);
- метод, основанный на отборе документов наибольшей стоимости (метод основного массива);
- метод, основанный на отборе документов, в которых наличие ошибок наиболее вероятно, либо в которых возникновение ошибок и нарушений может вызвать наиболее негативные для предприятия последствия (метод специфических (ключевых) элементов);
- комбинированный метод, основанный на различных сочетаниях вышеперечисленных методов.

Рассмотрим содержание и практическое применение указанных выше методов.

Метод блочного отбора заключается в формировании выборки путем отбора из генеральной совокупности блока документов – совокупности, относящейся к определенному периоду (например, документы за один месяц).

Ожидаемая ошибка K генеральной совокупности определяется при этом, как произведение суммарной ошибки выборки на отношение объемов генеральной совокупности и выборки:

$$K = N / n * q \text{ (руб.)}, \tag{5.12}$$

где

K – ожидаемая ошибка генеральной совокупности, руб.;

N – объем генеральной совокупности, натуральные единицы;

n – объем выборки, натуральные единицы;

q – суммарная ошибка в выборке, руб.

Подобный прием оправдан в тех случаях, когда в генеральной совокупности преобладают систематические ошибки, что исключает возможность применения статистических методов.

Пример

Аудитор проверяет кредитовый оборот счета 02 – амортизацию основных средств, начисленную в течение года. Объем генеральной совокупности $N = 1200$ операций (по 100 операций ежемесячно). В течение года не было движения (выбытия или прихода) основных средств. Соответственно, ежемесячная сумма начисленной амортизации одна и та же. Исходя из этого, аудитор предполагает, что если генеральная совокупность содержит ошибки, то исключительно систематические, повторяющиеся ежемесячно (например, неправильное применение нормы амортизации). Аудитор выбирает любой месяц и сплошным методом проверяет начисление амортизации. Выявленная ошибка $q = 25\,000$ руб. Поскольку объем выборки $n = 100$ операций, то ожидаемая ошибка генеральной совокупности $K = N / n * q = 1200 / 100 * 25\,000 = 300\,000$ руб.

В зарубежной литературе по аудиту содержатся указания на то, что при методе «блочного отбора» экстраполяция ошибки на генеральную совокупность может осуществляться как пропорционально соотношению объемов генеральной и выборочной совокупностей (N / n), так и пропорционально соотношению их стоимостей. Тогда ожидаемая ошибка генеральной совокупности (обозначим ее K') будет определяться из следующей зависимости:

$$K' = \left(\frac{\sum_{i=1}^N j_i}{\sum_{i=1}^n j_i} \right) * q, \quad (5.13)$$

где j_i – стоимость i -го документа.

Проанализируем возможность применения зависимости (5.13). Для этого представим величину M' в виде:

$$K' = \frac{N * \bar{j}_N}{n * \bar{j}_n} * q, \quad (5.14)$$

где \bar{j}_N – генеральная средняя стоимость документа,

\bar{j}_n – выборочная средняя стоимость документа. Тогда:

$$K' = K * \frac{\bar{j}_N}{\bar{j}_n}, \quad (5.15)$$

Очевидно, что при $\bar{j}_N = \bar{j}_n$; $K' = K$.

Если же стоимость документов различна, то величина K' будет содержать погрешность (поскольку \bar{j}_N может быть отличным от \bar{j}_n). Если стоимость элементов генеральной совокупности распределена по нормальному закону, то

$$\bar{j}_N = \bar{j}_n = \pm t * \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \quad (5.16)$$

где

t – коэффициент Стьюдента;

σ – исправленное выборочное среднеквадратичное

отклонение ($\sigma = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (j_i - \bar{j}_n)^2}{n-1}}$).

Тогда

$$\frac{\bar{j}_N}{\bar{j}_n} = 1 \pm t * k * \frac{1}{\sqrt{n}}, \quad (5.17)$$

где k – коэффициент вариации стоимости элементов выборки.

Обозначим произведение $t * k * \frac{1}{\sqrt{n}}$ через q – по-

грешность рассматриваемого метода ($q = t * k * \frac{1}{\sqrt{n}}$).

Результаты численного анализа зависимости погрешности q от коэффициента вариации k при различных n с вероятностью 95% приведены на рис. 5.6.

Как следует из результатов анализа, представленных на рис. 5.6, для объемов выборки, превышающих 100 элементов ($n \geq 100$), погрешность q незначительна и превышает 10% при $k > 0,5$. Таким образом, для указанных n и $k \leq 0,5$ ожидаемая ошибка K может определяться, как по формуле (5.12), так и по формуле (5.13), которые дают близкие результаты. При больших значениях k погрешность, присутствующая в выражении (5.13) может быть значительной.

Следует также отметить, что в ряде литературных источников содержатся рекомендации по экстраполяции результатов проверки выборки на генеральную

совокупность с помощью зависимостей (5.12, 5.13) и в тех случаях, когда оснований для предположения о систематическом характере ошибок не имеется. Подобные рекомендации неочевидны, поскольку не подтверждены анализом имеющего место при этом риски выборки.

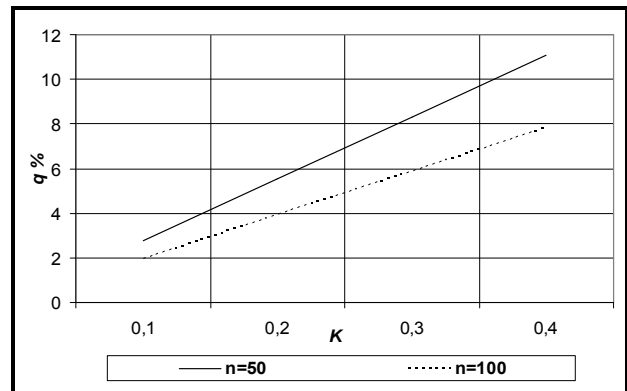


Рис. 5.6. Зависимость погрешности q от коэффициента вариации

Проведем подобный анализ. Поскольку в рассматриваемом случае принимается гипотеза о случайном характере ошибок в генеральной совокупности, то риск выборки R_B может быть определен из формулы Пуассона:

$$R = (p * n)^m * e^{-p * n} * \frac{1}{m!},$$

где

n – объем выборки;

$p = M / N$;

N – объем генеральной совокупности;

M – количество ошибок в генеральной совокупности;

m – количество ошибок в выборке;

R – вероятность появления случайной величины m .

Численный анализ показывает, что в зависимости от величины m риск выборки R_B (риск утверждения о том,

что величина M не превысит величину $\frac{N}{n} * m$, то есть

$M \leq \frac{N}{n} * m$) изменяется в пределах $R_B = 26\% \div 36\%$.

Очевидно, что указанное значение риска выборки не может быть приемлемым, если по оценке аудитора требуемое значение риска необнаружения – низкое.

Метод «основного массива», как следует из его названия, состоит в том, что аудитор формирует выборку путем отбора из генеральной совокупности элементов наибольшей стоимости (элементов, стоимость которых превышает уровень существенности). Этот метод оправдан в тех случаях, когда генеральная совокупность неоднородна по стоимости документов, составляющих ее: в совокупности есть документы, стоимость которых на порядок (порядки) превышает стоимость большей части документов. Опыт показывает, что чаще всего количество подобных документов в совокупностях невелико. В литературе встречается даже «магическое» соотношение: 20 : 80 (часто на 20% документов приходится 80% стоимости всех документов совокупности). Как отмечено ранее, применение статистических методов в таком случае неоправданно, так как сосредоточение значительных денежных сумм в небольшом количестве мест (документов) нарушает принцип равновозможности – единственная

ошибка в документе, входящем в «основной массив», сразу превышает уровень существенности, в то время как в документах неосновного массива для превышения уровня существенности таких ошибок должно быть, например, несколько десятков.

При применении метода основного массива ожидаемая ошибка генеральной совокупности K принимается равной суммарной ошибке в выборке q :

$$K = q \text{ (руб.)} \quad (5.18)$$

Теперь рассмотрим метод специфических (ключевых) элементов. Метод состоит в формировании выборки путем отбора элементов (операций), в которых вероятность появления ошибок значительно выше, чем в других (значимые для аудита области), а также тех операций, ошибки или нарушения в которых могут вызвать существенный ущерб для проверяемого субъекта, государства или третьих лиц. Данные для осуществления отбора могут быть основаны на опыте предыдущих проверок, результатах наблюдения и опроса, результатах использования аналитических или специальных процедур.

Как и в предыдущем случае, ожидаемая ошибка генеральной совокупности K принимается равной суммарной ошибке в выборке q .

Пример

Аудитор проверяет дебетовый оборот счета 41 – оприходование товара. Объем генеральной совокупности $N = 250$ накладных. Из них 245 поставок – от постоянных российских поставщиков, пять поставок – от заграничных поставщиков по импортным контрактам. Причем ранее валютные операции проверяемым предприятием не осуществлялись. Очевидно, что пять операций по импорту товара являются как ключевыми по риску (вероятность ошибок в непривычных операциях всегда гораздо выше, чем в повседневных), так и по последствиям (ошибки или нарушения в валютных операциях могут повлечь тяжелые последствия. Аудитор отбирает пять операций импорта товара и проверяет их сплошным образом.

Комбинированный метод, как следует из его названия, включает в себя все вышеперечисленные методы в различных сочетаниях. На практике чаще всего применяется именно комбинированный метод.

5.4. Выбор вида (объема) аудиторских процедур

При выборе аудиторских процедур необходимо руководствоваться следующими соображениями.

Вероятностно-статистические методы как следует из их названия, используют приемы теории вероятности и математической статистики. Вследствие этого применение статистических выборочных методов определения ожидаемой ошибки K , оправдано не во всех случаях, а лишь тогда, когда объем генеральных совокупностей достаточно велик (сотни, тысячи элементов), а ошибки случайны и равновозможны.

Ошибки равновозможны, если в бухгалтерских документах отсутствуют учетные области, в которых вероятность появления ошибок значительно выше, чем в других. Такие области (области с повышенной вероятностью появления ошибок) будем называть значимыми для аудита областями. Практика показывает, что значимые для аудита области могут иметь место, например, в следующих случаях:

- неоднородность генеральной совокупности – наличие в совокупности документов, стоимость которых на порядок (порядки) превышает стоимость большей части документов (сосредоточение значительных денежных сумм в неболь-

шом количестве документов нарушает равновозможность появления ошибок). Как показано в [1], стоимость элементов генеральной совокупности можно считать однородной, если коэффициент вариации стоимости менее 30%;

- появление в учете новых, ранее в данной организации не встречавшихся хозяйственных операций, вызванных, например, освоением нового вида деятельности;
- наличие в учете операций, неоднозначно трактуемых законодательством, нормативными актами, профессиональными комментаторами;
- изменение правил учета и налогообложения каких-либо операций (такие операции будут составлять значимую область).
- наличие в учете операций со связанными сторонами (при совершении подобных операций возможны нарушения, обусловленные взаимным интересом сторон и их особыми отношениями друг с другом);
- наличие в учете операций с существенными суммами по выполнению работ, оказанию услуг, не имеющих вещественного результата (консультации, информационные услуги, обслуживание оборудования и т.д.);
- наличие в учете различных по сути (подлежащих отнесению в связи с этим на различные источники), но весьма близких по своему содержанию операций и т.д.

Ошибки случайны, если отсутствуют возможные причины появления систематических ошибок. В [1] показано, что распределение ошибок в бухгалтерской информации связано с причинами их возникновения. Причинами возникновения случайных ошибок, как правило, являются: утомление, небрежность (невнимательность, рассеянность, забывчивость и т.д.), несовершенство организации бухгалтерского учета, несовершенство законодательных и нормативных актов по бухгалтерскому учету и налогообложению, сбой в работе компьютерной техники, прочие. Систематические ошибки в первую очередь обусловлены следующими причинами:

- незнание или неправильное понимание законодательных и нормативных актов;
- давление со стороны руководства.

Случайные ошибки вследствие отсутствия закономерности в причинах своего появления проявляются случайным образом и распределены в соответствии со статистическими законами распределения случайных величин. Систематические ошибки распределены в бухгалтерской информации определенным образом, вытекающим из причины их появления (например, бухгалтер не знает, что при вкладе в уставный капитал недоамортизированных основных средств следует восстановить соответствующую часть предъявленного ранее НДС. Тогда он будет систематически повторять эту ошибку при каждой подобной операции. Другой причиной систематических ошибок может быть, как указано выше, давление на работников бухгалтерии со стороны руководства. Например, при заполнении декларации по НДС руководство из желания уменьшить платежи ежеквартально требует от бухгалтера предъявлять бюджету НДС по неоприходованным товарам. В этом случае систематическая ошибка будет присутствовать в каждой налоговой декларации по НДС в соответствующей графе).

Разделение ошибок на случайные и систематические, анализ причин их появления позволяет обоснованно применять выборочные аудиторские процедуры:

- либо основанные на вероятностно-статистических методах (при преобладании случайных ошибок);
- либо основанных на содержательных методах (при преобладании систематических ошибок).

Если аудитор убежден в отсутствии причин, обуславливающих систематические ошибки, то оправдано применение вероятностно-статистических выборочных ме-

тодов. Если у аудитора имеются доказательства присутствия таких причин, то оправдано применение содержательных методов выборочных проверок, которые, как следует из их названия, основаны на содержании имеющейся у аудитора информации о характере распределения ошибок в генеральной совокупности.

Содержательные методы, исходя из этого, применяют в тех случаях, когда объем генеральной совокупности недостаточно велик (менее тысячи элементов); когда ошибки неслучайны (преобладают систематические ошибки); когда ошибки неравновозможны (генеральная совокупность неоднородна по стоимости документов). При выборе содержательного метода необходимо руководствоваться следующими соображениями:

- при однотипных операциях, повторяющихся с определенным периодом времени (например, оплата труда и исчисление налога на доходы физических лиц, начисление амортизации основных средств и нематериальных активов и пр.), предпочтение может быть отдано содержательному выборочному методу блочного отбора;
- при значительной неоднородности стоимости документов, составляющих генеральную совокупность, целесообразно применение содержательного выборочного метода основного массива;
- при имеющейся информации об областях с повышенным риском существенного искажения целесообразно отдавать предпочтение процедурам специфических (ключевых) элементов.

Кроме того, при выборе процедур следует учитывать полученную оценку риска существенного искажения. Согласно рекомендациям МСА 330 «Действия аудитора в связи с оцененным риском» (IAS 330. The Auditor's Responses to Assessed Risks) и федерального стандарта №5 «Аудиторские доказательства» более надежны (а следовательно, и способствуют снижению аудиторского риска):

- процедуры, использующие внешние источники информации, по сравнению с процедурами, использующими внутренние источники информации;
- процедуры фактические, документальные по сравнению с аналитическими процедурами (аналитические процедуры предпочтительны в отношении больших объемов хозяйственных операций, которые имеют тенденцию быть предсказуемыми во времени);
- процедуры сплошной проверки по сравнению с выборочными процедурами.

5.5. Формирование выборок

5.5.1. Рекомендации по формированию выборок, установленные стандартами аудита

МСА 530 «Аудиторская выборка» (ISA 530. Audit Sampling) и федеральный стандарт №16 «Аудиторская выборка» устанавливают ряд рекомендаций по формированию выборок при планировании аудита.

Согласно стандартам, аудитор может:

- осуществить сплошную проверку, которая целесообразна, если число элементов генеральной совокупности невелико, а риск существенного искажения – высокий;
- сформировать нестатистическую выборку:
 - основанную на отборе элементов с наибольшей стоимостью (метод основного массива);
 - основанную на отборе элементов с наиболее высокой вероятностью наличия в них ошибок или искажений (метод специфических или ключевых элементов);
 - основанную на отборе элементов блоками, например, документов, относящихся к одному конкретному месяцу (метод блочного отбора);

- сформировать статистическую выборку (под статистической выборкой стандарты понимают любую выборку, характеризующуюся случайным отбором элементов генеральной совокупности, а также использованием теории вероятности и математической статистики для оценки результатов выборки, в том числе – для оценки риска выборки).

Статистическая выборка в соответствии с рекомендациями стандарта может осуществляться случайным отбором, для чего может использоваться программа – генератор случайных чисел; либо систематическим отбором, для чего определяется шаг отбора путем деления числа элементов генеральной совокупности на число элементов выборки, затем формируется выборка отбором элементов с определенным шагом. Исходная точка при этом определяется случайным образом.

5.5.2. Определение объема выборки при применении вероятностно-статистических процедур

При применении вероятностно-статистических процедур целесообразный объем выборки n может быть оценен с помощью формулы Пуассона:

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

где

m – число ошибок в выборке (случайная величина);

n – объем выборки (в натуральных единицах);

$p = m/n$;

R – вероятность появления случайного числа m .

Анализ формулы Пуассона показывает, что объем выборки n минимален в предположении, что выборка не будет содержать ошибок (предполагаем, что $m = 0$). Для $m = 0$ получаем:

$$R = e^{-pn}$$

Логарифмируя это равенство и выражая из него n , получаем:

$$n = 1/p \cdot (-\ln R).$$

Величину $G = (-\ln R)$ в литературе называют коэффициентом надежности. Его значения для разных R приведены в табл. 5.1.

Таблица 5.1

ЗНАЧЕНИЯ КОЭФФИЦИЕНТА НАДЕЖНОСТИ

Обозначение показателя	Коэффициент надежности при 10% уровне риска	Коэффициент надежности при 5% уровне риска	Коэффициент надежности при 1% уровне риска
R	0,1	0,05	0,01
P	0,9	0,95	0,99
G	2,3	3,0	4,6

Задавшись значением вероятности (надежности) P , можно определить объем выборки по формуле:

$$n = 1/p \cdot G$$

или

$$n = N/M \cdot G, \quad (5.19)$$

где

M – ожидаемая ошибка генеральной совокупности, натуральные единицы;

N – объем генеральной совокупности, натуральные единицы.

Величина ожидаемой ошибки M перед началом проверки нам неизвестна. Но очевидно, что если в формулу (6.1) мы подставим значение M меньше, чем допустимая ошибка (уровень существенности) S , то

объем выборки может оказаться чрезмерным. И наоборот, если мы в формулу (6.1) подставим значение M большее, чем S , то объем выборки может оказаться недостаточным. Таким образом, оптимальный объем выборки следует определять из зависимости:

$$n = N/S * G$$

или (поскольку $s = S / N$), то

$$n = G / s, \tag{5.20}$$

где
 s – уровень существенности в относительных единицах;
 S – уровень существенности в абсолютных единицах (рублях).

Пример

Допустимая ошибка (уровень существенности) установлена аудитором в размере $s = 0,05$ (5%). Тогда для вероятности (надежности) $P = 0,9$ (90%) достаточный объем выборки:
 $n = G/s = 2,3/0,05 = 46$ единиц совокупности.

5.6. Алгоритм выбора вида (объема) аудиторских процедур и формирования выборок

Очевидно, что в общем случае генеральная совокупность документов может содержать и ключевые документы (с повышенным риском существенного искажения), и документы основного массива. Поэтому алгоритм формирования выборок должен использовать комбинированную процедуру, включающую все процедуры, рассмотренные выше.

Подобная комбинированная процедура может заключаться в следующем.

1. Осуществляется анализ объема генеральной совокупности. При объеме генеральной совокупности, не превышающем заданное максимальное значение (например, 200 элементов), выбирается процедура сплошной проверки, при превышении – процедура выборочной проверки.
2. Осуществляется отбор элементов с повышенным, по мнению аудитора, риском существенного искажения (ключевых элементов).
3. Устанавливается уровень существенности, применяемый для данной генеральной совокупности.
4. Осуществляется отбор элементов основного массива. В качестве элементов основного массива принимаются элементы, стоимость которых сравнима с применяемым уровнем существенности (например, элементы, стоимость которых превышает 50% от применяемого уровня существенности).
5. С помощью зависимости (3.26) оценивается риск выборки – вероятность того, что суммарная ошибка в совокупности неосновного массива превысит применяемый уровень существенности. Если риск выборки не превышает приемлемое значение (например, 5%), то формирование выборок закончено. Проверке подлежит выборка, сформированная из ключевых элементов, и выборка, сформированная из элементов основного массива.
6. Если риск выборки превышает приемлемое значение (например, 5%), то из совокупности неосновного массива формируется выборка.
7. Если совокупность неосновного массива состоит из операций, повторяющихся с определенной периодичностью (т.е. более вероятны систематические ошибки), то формируется выборка с использованием метода блочного отбора.
8. Если метод блочного отбора нецелесообразен (более вероятны случайные ошибки), то предполагается применение вероятностно-статистической процедуры. Для этого определяется коэффициент вариации стоимости элементов неосновного массива. Если его значение не превышает 30-40%, то формируется статистическая выборка с

помощью случайного или систематического отбора. Объем выборки при этом определяется с помощью зависимости (5.20).

9. Определяется зависимость размера ошибки от стоимости документа. Если размер ошибки связан со стоимостью документа, то для определения ожидаемой ошибки и оценки риска выборки может применяться как метод, основанный на биномиальном распределении количества ошибок в выборке, так и метод, основанный на нормальном распределении размера ошибок. Если нет, то только метод, основанный на нормальном распределении размера ошибок.
10. Если значение коэффициента вариации превышает 30-40%, то осуществляется стратификация совокупности неосновного массива. Из каждой страты формируется статистическая выборка с помощью случайного или систематического отбора. Объем выборки при этом также определяется с помощью зависимости (5.20).

6. КОМПЛЕКСНЫЙ АЛГОРИТМ ПРОЦЕССОВ ПЛАНИРОВАНИЯ И ОСУЩЕСТВЛЕНИЯ АУДИТА

Комплексный алгоритм процессов планирования и осуществления аудита, включающий алгоритмы осуществления его отдельных этапов, рассмотренные выше, представлен на рис. 6.1.

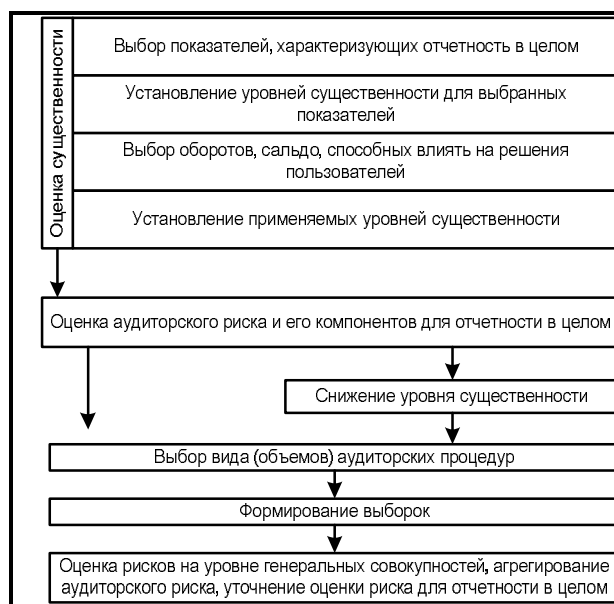


Рис. 6.1. Комплексный алгоритм процессов планирования и осуществления аудита

Оценка существенности на схеме алгоритма (рис. 6.1) осуществляется в последовательности, изложенной в разделе 2.4 настоящей работы.

Оценка аудиторского риска и его компонентов для отчетности в целом может осуществляться:

- качественно в порядке, изложенном в разделе 3.3 настоящей работы;
- количественно в порядке, изложенном в разделе 3.4 настоящей работы.

Воздействие снижения уровня существенности на величину аудиторского риска оценивается с помощью зависимостей (4.1) и (4.4), полученных в разделе 4 настоящей работы.

Выбор вида (объема) аудиторских процедур и формирование выборок осуществляется в порядке, изложенном в разделе 5.6 настоящей работы.

Определение ожидаемых ошибок в генеральных совокупностях осуществляется в порядке, изложенном в разделах 5.2 и 5.3 настоящей работы.

Оценка рисков на уровне групп однотипных операций (обороты) и сальдо по счетам бухгалтерского учета при применении выборочных процедур, основанных на вероятностно-статистических методах, осуществляется в порядке, изложенном в разделе 3.5 настоящей работы.

Агрегирование аудиторского риска и его компонентов при использовании выборочных вероятностно – статистических методов осуществляется в порядке, изложенном в разделе 3.7 настоящей работы.

Литература

1. Гольдберг Е.Я. Автоматизация аудита в программе «Помощник аудитора» [Текст] / Е.Я. Гольдберг // Аудиторские ведомости. – 2000. – №6.
2. Кочинев Ю.Ю. Моделирование и автоматизация аудита [Текст] / Ю.Ю. Кочинев. – СПб. : Изд. СПбГПУ, 2006. – 133 с.
3. Романов А.Н. Автоматизация аудита [Текст] / А.Н. Романов, Б.Е. Одинцов. – М. : ЮНИТИ, 1999. – 334 с.
4. Подольский В.Н. и др. Компьютерный аудит [Текст] / В.Н. Подольский, Н.С. Щербаклова, В.Л. Комиссаров. – М. : ЮНИТИ, 2004. – 128 с.
5. Чикунова Е.А. Аудит и автоматизация [Текст] / Е.А. Чикунова // Автоматизация бухгалтерского учета. – 1999. – №3.

Ключевые слова

Существенность в аудите, алгоритм оценки существенно-сти, аудиторский риск, алгоритм комплексной оценки аудиторского риска, взаимосвязь уровня существенности и аудиторского риска, выбор аудиторских процедур, формирование выборки, комплексный алгоритм планирования и осуществления аудита.

Кочинев Юрий Юрьевич

РЕЦЕНЗИЯ

В условиях происходящего в настоящее время в Российской Федерации развития рынка аудиторских услуг перед аудиторскими организациями неизбежно возникают вопросы автоматизации аудита. Очевидно, что автоматизация действий аудитора может быть достигнута только моделированием процессов принятия решений последним.

В литературе в настоящее время не создана стройная теоретическая база для разработки моделей и алгоритмов, которые могли бы быть положены в основу конкретных программ автоматизации аудита, в частности, отсутствует теоретическая база для обоснованной оценки уровня существенности, аудиторского риска и его компонентов.

В рассматриваемой работе сформулированы требования к задачам, подлежащим решению в ходе аудита годовой бухгалтерской отчетности организаций: оценке существенности, определению аудиторского риска и его компонентов, выбору аудиторских процедур, определению ожидаемых ошибок генеральных совокупностей. Разработаны основы теории моделирования процессов принятия решений аудитором. Предложены алгоритмы решения перечисленных задач, позволяющие осуществить автоматизацию процесса аудита.

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 планирования и осуществления аудита.

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

Дуболазов В.А., д.э.н., профессор

3.18. THEORETICAL BASIS OF PROCESS MODELING AND AUTOMATION OF THE AUDIT

Y.Y. Kochinev, Ph.D, Professor

Saint-Petersburg State Polytechnic University

The article contains the requirements to the problems which are the subject decision during audit of the annual accounting reporting of the companies. These requirements are: the assessment of importance, the definition of the audit risk and its components, the choice of audit procedures, the definition of the expected mistakes of the general sets. Also there are bases of the theory of modeling of the decision-making processes, which are developed by the auditor, and the algorithms of the decision of listed problems, which are allowed to implement the automation of the process of audit.

Literature

1. Y. Goldberg Program audit Automation " Assistant Auditor " // auditorskie vedomosti – 2000 – №6
2. Kochinev Y.Y. Modeling and automating audit – Spb.: Stu, 2006. – 133 p.
3. A.N. Romanov, B.E. Odintsov. Automated audit. – Moscow: Audit, unity, 1999. – 336p.
4. V.I. Podolsky, N.S. Scherbakova, V.L. Komissarov. Computer audit – Moscow, Unity-Dana, 2004, – 128 p.
5. E.A. Chikunova Audit & automation //Automation of accounting – 1999. – №3.

Keywords

Importance in audit; algorithm of the assessment of importance; audit risk; algorithm of the complex assessment of auditor risk; interrelation of the level of importance and audit risk; the choice of audit procedures; formation sample; complex algorithm of planning and realization of audit.