

3.4. ОЦЕНКА АУДИТОРСКОГО РИСКА: ОСНОВЫ ТЕОРИИ

Кочинев Ю.Ю., д.э.н., профессор,
старший научный сотрудник,
аттестованный аудитор

Санкт-Петербургский государственный политехнический университет

Раскрыта природа аудиторского риска, дано определение его компонентов как субъективных и статистических вероятностей. Разработан ряд методов качественной и количественной оценки аудиторского риска и его компонентов как для бухгалтерской отчетности в целом, так и для отдельных статей отчетности. Предлагается алгоритм комплексной оценки аудиторского риска.

1. ОПРЕДЕЛЕНИЕ АУДИТОРСКОГО РИСКА И ЕГО ПРИРОДА

В соответствии с требованиями федерального аудиторского стандарта №8 «Оценка аудиторских рисков и внутренний контроль, осуществляемый аудируемым лицом», аудитор обязан оценивать аудиторский риск и разрабатывать процедуры, необходимые для снижения риска до приемлемо низкого уровня (п. 2 стандарта). Стандарт №8 устанавливает также, что аудитор должен оценивать риск как на уровне отчетности в целом, так и на уровне сальдо по счетам (то есть для отдельных статей баланса), а также на уровне групп однотипных операций (то есть для оборотов по счетам бухгалтерского учета).

Для осуществления требуемых оценок необходимо определить аудиторский риск и уяснить для себя его природу.

Федеральный стандарт №8 определяет аудиторский риск как возможность выражения аудитором ошибочного мнения, в то время как в бухгалтерской отчетности будут содержаться существенные ошибки, искажения (п. 3 стандарта). Это – концептуальное определение, мало пригодное для практической работы. Дадим более строгое определение аудиторского риска.

Для этого введем следующие обозначения:

S (руб.) – уровень существенности базового показателя (статьи бухгалтерской отчетности);

K (руб.) – ожидаемая (наиболее вероятная) ошибка, которая, по мнению аудитора, содержится в статье бухгалтерской отчетности, для которой установлен уровень существенности **S**;

Q (руб.) – действительная ошибка, содержащаяся в данной статье бухгалтерской отчетности.

Тогда аудиторский риск на уровне отчетности в целом – это вероятность события, заключающаяся в том, что хотя бы для одной статьи бухгалтерской отчетности выполняется неравенство $K < S$ при выполнении неравенства $Q > S$ (ожидаемая ошибка меньше уровня существенности, в то время как действительная ошибка превышает его).

Аудиторский риск на уровне сальдо конкретного счета (конкретной статьи баланса) – это вероятность события, заключающегося в том, что неравенства $K < S$ при $Q > S$ выполняются для данной статьи баланса.

Аудиторский риск на уровне оборота по конкретному счету (генеральной совокупности операций) – это вероятность события, заключающегося в том, что неравенства $K < S$ при $Q > S$ выполняются для генераль-

ной совокупности операций, составляющей оборот (дебетовый или кредитовый) данного счета (в этом случае **S**, **K**, **Q** – уровень существенности, ожидаемая ошибка и действительная ошибка для оборота рассматриваемого счета).

Итак, согласно нашему определению, аудиторский риск – это вероятность наступления некоего события. Вероятность есть величина математическая, и она может быть определена количественно (в долях единицы либо процентах). Федеральный стандарт №8 предусматривает также возможность качественной оценки, исходя по крайней мере из трех градаций (низкий риск, средний риск, высокий риск). Для того чтобы обоснованно выбрать способ оценки, надо уяснить себе природу аудиторского риска.

Очевидно, что аудиторский риск для отчетности в целом, равно как и аудиторский риск на уровне сальдо и оборотов по счетам при применении процедур сплошной проверки либо выборочных процедур, основанных на нестатистических (содержательных методах) методах, – это субъективная вероятность, то есть вероятность, основанная не на статистическом или классическом ее определении, а на суждении экспертов (аудиторов), учитывающих имеющийся опыт, влияние различных факторов и т.д.

Если же говорить об аудиторском риске на уровне сальдо и оборотов по счетам при применении выборочных процедур, основанных на статистических методах, то в этом случае аудиторский риск – это статистическая вероятность, которая может быть численно определена, исходя из закона распределения случайной величины (размера ошибок либо количества ошибок в выборке).

Рассмотрим вопросы оценки аудиторского риска как субъективной вероятности.

2. АУДИТОРСКИЙ РИСК КАК СУБЪЕКТИВНАЯ ВЕРОЯТНОСТЬ.

Качественная оценка с помощью метода нечетких множеств

Вопросам оценки аудиторского риска как субъективной вероятности посвящен федеральный аудиторский стандарт №8. Стандарт вводит понятия компонентов аудиторского риска: неотъемлемого риска, контрольного риска и риска необнаружения. На уровне бухгалтерской отчетности в целом неотъемлемый риск (обозначим его $R_{нт}$) – это вероятность события (назовем его событием 1), заключающегося в том, что бухгалтерия организации может допустить существенную ошибку ($Q > S$) хотя бы в одной статье бухгалтерской отчетности. Контрольный риск (обозначим его R_k) – это вероятность события (назовем его событием 2), заключающегося в том, что система внутреннего контроля (СВК) организации может не выявить существенную ошибку при условии, что последняя допущена бухгалтерией. Риск необнаружения (обозначим его $R_{но}$) – это вероятность события (назовем его событием 3), заключающегося в том, что аудитор не обнаружит существенную ошибку при условии, что последняя допущена бухгалтерией и не выявлена СВК. Тогда поскольку R_k – это условная вероятность события 2 в предположении, что произошло событие 1, а $R_{но}$ – условная вероятность события 3 в предположении, что

произошли события 1 и 2, то в силу теоремы умножения вероятностей аудиторский риск (обозначим его R_A) будет равен произведению вероятности события 1 на условную вероятность события 2 и на условную вероятность события 3:

$$R_A = R_{HT} * R_K * R_{HO} \tag{2.1}$$

Эту формулу и приводит федеральный стандарт №8. Далее стандарт рекомендует оценивать аудиторский риск путем оценки его компонентов (R_{HT}, R_K, R_{HO}). Как мы указали выше, оценка эта должна осуществляться на уровне бухгалтерской отчетности, а также на уровне сальдо и оборотов по счетам бухгалтерского учета.

Рассмотрим оценку аудиторского риска и его компонентов на уровне бухгалтерской отчетности. Оценка эта, согласно стандарту, может быть либо количественной (в долях единицы либо процентах), либо качественной. Качественная оценка при этом должна исходить, по крайней мере, из трех градаций:

- низкий риск;
- средний риск;
- высокий риск.

Количественная оценка компонентов аудиторского риска в принципе возможна, но при этом неизбежно возникает ряд методологических проблем, в частности, трудность перевода лингвистических характеристик параметров, определяющих уровень риска (например, «опыт и квалификация главного бухгалтера»), в количественные.

Вследствие этого, на практике в большинстве случаев аудиторы применяют качественную оценку рисков, которая, как правило, базируется на анализе определяющих эти риски факторов. При этом неизбежно возникает вопрос: как соотнести полученные качественные оценки факторов с качественной оценкой анализируемого риска?

Пример

Аудитор оценивает неотъемлемый риск R_{HT} , исходя из трех градаций (низкий, средний, высокий риск). Для осуществления этой оценки аудитор проанализировал ряд влияющих на неотъемлемый риск факторов, указанных в стандарте (опыт и квалификация главного бухгалтера, его загруженность, масштаб бизнеса, сложность хозяйственных операций, стабильность нормативной базы и т.д.). Несколько факторов получили низкую оценку, несколько – среднюю, несколько – высокую. Как оценить неотъемлемый риск?

Процедура указанной оценки может быть формализована применением метода, известного из теории нечетких множеств [1]. Рассмотрим возможность подобной формализации.

Введем следующие обозначения:

x_i – анализируемый фактор;

N – количество факторов;

i – текущий номер фактора ($1 \leq i \leq N$).

Каждый анализируемый фактор (например, «опыт и квалификация главного бухгалтера») может иметь один из трех уровней, соответствующих градациям риска (низкий, средний, высокий).

Введем понятие коэффициента значимости каждого фактора, обозначив его r_i .

Путем экспертной оценки определим, равнозначны или неравнозначны выбранные нами факторы.

Если факторы равнозначны, то коэффициенты значимости равны друг другу и могут быть определены из следующего выражения:

$$r_i = \frac{1}{N} \tag{2.2}$$

Если факторы неравнозначны, то их следует путем экспертных оценок проранжировать в порядке убывания их влияния. Тогда коэффициенты значимости факторов могут быть определены по правилу Фишберна [2]:

$$r_i = \frac{r'_i}{\sum_{i=1}^N r'_i} \tag{2.3}$$

где

$$r'_i = \frac{2 * (N - i + 1)}{(N - 1) * N} \tag{2.4}$$

Далее присваиваем каждому фактору x_i его текущее значение λ_{ij} , где $j = 1, 2, 3$ – номер уровня фактора. Текущее значение $\lambda_{ij} = 1$, если оно соответствует выбранному аудитором уровню фактора, и $\lambda_{ij} = 0$ в противном случае.

Далее введем так называемую функцию принадлежности g , областью определения которой является множество R_{HM} , а областью значений – единичный интервал $0 \div 1$, и построим классификацию текущих значений g , соответствующих разбиению множества R_{HM} на три подмножества – низкий риск, средний риск, высокий риск (табл. 1):

Таблица 1

КЛАССИФИКАЦИЯ ТЕКУЩИХ ЗНАЧЕНИЙ ФУНКЦИИ ПРИНАДЛЕЖНОСТИ НЕОТЪЕМЛЕМОГО РИСКА

Интервал значений функции принадлежности неотъемлемого риска	Наименование подмножества
$0 < g \leq 0,33$	Низкий риск
$0,33 < g \leq 0,66$	Средний риск
$0,66 < g \leq 1,0$	Высокий риск

Далее определяем значение функции принадлежности, исходя из полученных значений текущих значений факторов:

$$g = \sum_{j=1}^3 g_j \sum_{i=1}^N r_i \lambda_{ij} \tag{2.5}$$

где

g_j – среднее значение функции принадлежности для каждого интервала, определяемое из выражения:

$$g_j = 0,83 - 0,33 (j - 1) \tag{2.6}$$

Полученное из выражения (2.5) значение функции принадлежности g определяет подмножество R_{HM} (низкий, средний или высокий риск).

Рассмотрим применение данного метода на конкретном примере.

Пример

Аудитор выделил пять факторов, определяющих, по его мнению, неотъемлемый риск, и проранжировал их в порядке убывания влияния (табл. 2).

Таблица 2

ФАКТОРЫ, ОПРЕДЕЛЯЮЩИЕ НЕОТЪЕМЛЕМЫЙ РИСК

Обозначение фактора	Наименование фактора
X_1	Опыт и квалификация главного бухгалтера
X_2	Загруженность главного бухгалтера
X_3	Организация документооборота
X_4	Стабильность нормативной базы
X_5	Сложность хозяйственных операций

Коэффициенты значимости факторов определены аудитором по формулам (2.3) и (2.4) и представлены в табл. 3.

Таблица 3

КОЭФФИЦИЕНТЫ ЗНАЧИМОСТИ ФАКТОРОВ

Обозначение коэффициента значимости	Значение коэффициента значимости
R_1	0,33
R_2	0,27
R_3	0,20
R_4	0,13
R_5	0,07

Результаты аудиторских процедур опроса, наблюдения, просмотра документов показали, что фактор:

X_1 соответствует низкому риску (опытный главный бухгалтер);
 X_2 – высокому (главный бухгалтер перегружен);
 X_3 – среднему (документооборот организован на среднем уровне);

X_4 – высокому (нормативная база нестабильна);

X_5 – высокому (наличие сложных операций).

Исходя из полученных результатов, аудитор присвоил факторам их текущие значения (табл. 4).

Таблица 4

ТЕКУЩИЕ ЗНАЧЕНИЯ ФАКТОРОВ

Фактор	Значение фактора, соответствующее		
	низкому риску	среднему риску	высокому риску
X_1	1	0	0
X_2	0	0	1
X_3	0	1	0
X_4	0	0	1
X_5	0	0	1

Средние значения функции принадлежности определяются по формуле (2.6):

$$g_1 = 0,17; g_2 = 0,50; g_3 = 0,83.$$

Искомое значение функции принадлежности определяется по формуле (2.5):

$$g = \sum_{j=1}^3 g_j \sum_{i=1}^N r_i \lambda_{ij} = 0,17(0,33 * 1 + 0,27 * 0 + 0,20 * 0 + 0,13 * 0 + 0,07 * 0) + 0,50(0,33 * 0 + 0,27 * 0 + 0,20 * 1 + 0,13 * 0 + 0,07 * 0) + 0,83(0,33 * 0 + 0,27 * 1 + 0,20 * 0 + 0,13 * 1 + 0,07 * 1) = 0,55.$$

По классификации текущих значений функции принадлежности (см. табл. 1) получаем значение $R_{нт}$: неотъемлемый риск – средний.

Аналогичным образом может быть осуществлена качественная оценка контрольного риска R_k и риска необнаружения $R_{но}$ на уровне отчетности в целом. Отметим, что оценка контрольного риска может быть осуществлена с помощью анализа указанных в федеральном стандарте факторов, составляющих три группы:

- факторы, определяющие надежность системы бухгалтерского учета;
- факторы, определяющие эффективность контрольной среды;
- факторы, определяющие эффективность процедур (средств) контроля.

Оценка риска необнаружения в свою очередь может быть осуществлена на основе анализа таких факторов:

- профессионализм и квалификация аудитора;
- информированность аудитора о проверяемой организации;
- вид источников аудиторских доказательств;
- объем выборки;
- вид аудиторских процедур.

Получив качественные оценки неотъемлемого, контрольного рисков и риска необнаружения, далее можно осуществить качественную оценку аудиторского риска, используя при этом полученные значения функций при-

надлежности g для рисков $R_{нт}$, R_k , $R_{но}$. Для этого построим классификацию текущих значений функции принадлежности аудиторского риска, соответствующую разбиению R_d на три подмножества (низкий, средний, высокий риск). При этом классификация текущих значений функции принадлежности аудиторского риска (табл. 5) может не совпадать с классификациями функций принадлежности его компонентов.

Таблица 5

КЛАССИФИКАЦИЯ ФУНКЦИИ ПРИНАДЛЕЖНОСТИ АУДИТОРСКОГО РИСКА

Интервал значений функции принадлежности аудиторского риска	Наименование подмножества
$0 < g \leq 0,10$	Низкий риск
$0,10 < g \leq 0,30$	Средний риск
$0,30 < g \leq 1,0$	Высокий риск

Пример

Из качественной оценки компонентов аудиторского риска ($R_{нт}$, R_k , $R_{но}$) получены численные значения их функций принадлежности: 0,55; 0,6; 0,4 соответственно. Тогда функция принадлежности аудиторского риска составит:

$$g = 0,55 * 0,6 * 0,4 = 0,13.$$

Из табл. 6 получаем: аудиторский риск – средний.

Аналогичным образом может быть решена и обратная задача: оценка риска необнаружения, требуемого для обеспечения принятой оценки аудиторского риска.

Пример

Аудитор установил приемлемую оценку аудиторского риска: низкий риск. Из табл. 5 получаем среднее значение функции принадлежности для низкого риска: $g = 0,05$. В процессе качественной оценки неотъемлемого и контрольного рисков получены численные значения их функций принадлежности: 0,55 и 0,6 соответственно. Тогда функция принадлежности риска необнаружения составит:

$$g = 0,05 / (0,55 * 0,6) = 0,15.$$

Из табл. 2 получаем: риск необнаружения должен быть низким.

Итак, мы рассмотрели качественную оценку аудиторского риска и его компонентов для отчетности в целом.

Таким же образом может быть осуществлена и оценка компонентов аудиторского риска на уровне сальдо и оборотов по счетам учета при использовании выборочных процедур, основанных на нестатистических (содержательных) методах. К подобным методам, как известно, относятся «блочный отбор» (формирование выборки отбором документов за определенный период времени), «отбор ключевых элементов» (формирование выборки отбором документов, ошибки в которых наиболее вероятны, либо могут иметь существенные последствия). Что касается метода «основного массива» (формирование выборки путем отбора элементов наибольшей стоимости), то при его применении аудиторский риск может быть выражен как статистическая вероятность и определен количественно, но об этом речь впереди.

Укажем также, что рассмотренная выше оценка компонентов аудиторского риска может быть применена на уровне сальдо и оборотов по счетам и при использовании процедур сплошной проверки. Единственное отличие при этом состоит в том, что оценка риска необнаружения $R_{но}$ в подобном случае не должна учитывать фактор «объем выборки», так как при сплошной проверке объем выборки равен объему генеральной совокупности.

Далее рассмотрим возможность количественной оценки аудиторского риска как субъективной вероятности.

3. АУДИТОРСКИЙ РИСК КАК СУБЪЕКТИВНАЯ ВЕРОЯТНОСТЬ. КОЛИЧЕСТВЕННАЯ ОЦЕНКА ПУТЕМ ПОСТРОЕНИЯ УРАВНЕНИЙ РЕГРЕССИИ

Количественная оценка аудиторского риска и его компонентов как субъективных вероятностей может быть осуществлена путем построения их регрессионных зависимостей от определяющих факторов.

В работе [3] отмечено, что составляющие аудиторского риска (неотъемлемый риск R_{HT} , контрольный риск R_K , риск необнаружения R_{HO}) могут быть аппроксимированы линейными полиномиальными моделями вида:

$$R = a_0 + \sum_{i=1}^N a_i * x_i, \tag{3.1}$$

где

a_0, a_i – коэффициенты модели;

x_i – определяющие факторы;

N – количество факторов.

Поскольку федеральные аудиторские стандарты №3 «Планирование аудита» и №8 «Оценка аудиторских рисков и внутренний контроль, осуществляемый аудируемым лицом» устанавливают, что риск оценивается аудитором, осуществляющим проверку, то целесообразно искать решение не на пути построения моделей для всеобщего употребления, а на пути разработки доступной и рациональной методики, позволяющей осуществлять построение упомянутых моделей любой аудиторской организацией.

Достаточно обоснованной и, вместе с тем, надежной и простой представляется методика, основанная на теории планирования эксперимента. Подобная методика состоит из следующих этапов:

- устанавливается набор факторов X_i , влияющих на функцию отклика R ;
- принимаются приемлемые значения максимального и минимального рисков (например, для неотъемлемого риска R_{HT} принимаются значения $R_{HTmin} = 25\%$, $R_{HTmax} = 75\%$);
- принимаются приемлемые численные значения факторов, соответствующих их максимуму и минимуму (например, фактор – масштаб бизнеса, приняты значения $x_{min} = 1$ при годовом обороте менее 10 млн. руб., $x_{max} = 5$ при годовом обороте более 500 млн. руб.);
- экспериментальным путем (например, методом экспертных оценок) оценивается изменение функции отклика R при варьировании каждого фактора от x_{min} до x_{max} ;
- с помощью метода наименьших квадратов (МНК) определяются коэффициенты линейной модели для функций отклика (рисков R_{HT}, R_K, R_{HO}).

Блок-схема изложенной модели представлена на рис. 1.

Практическая реализация показанной на рис. 1 последовательности операций для построения модели неотъемлемого риска R_{HT} показана на нижеследующем примере.

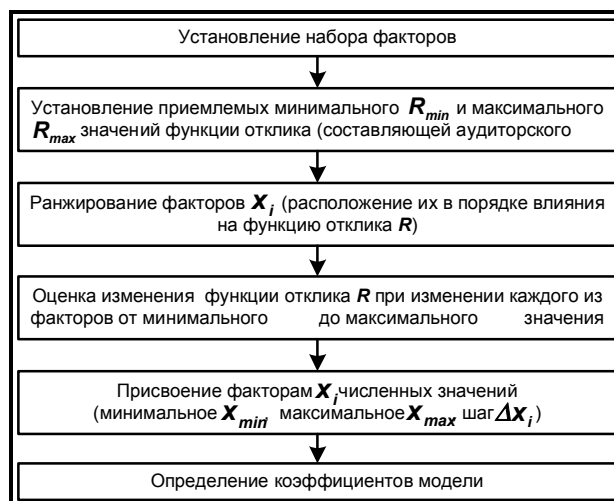


Рис. 1. Блок-схема методики построения линейной модели составляющей аудиторского риска

Пример

В результате обработки экспертных оценок определены минимальное и максимальное значения неотъемлемого риска, установлен набор определяющих факторов, осуществлено их ранжирование в порядке убывания влияния (см. табл. 6).

Минимальное возможное значение неотъемлемого риска по оценкам экспертов составило $R_{HTmin} = 25\%$, максимальное – $R_{HTmax} = 75\%$.

Для оценки факторов принята пятибалльная шкала ($x_{min} = 1$; $x_{max} = 5$).

Таблица 6

ФАКТОРЫ, ОПРЕДЕЛЯЮЩИЕ НЕОТЪЕМЛЕМЫЙ РИСК

№ фактора	Содержание фактора
1	Квалификация и опыт работы работников бухгалтерии
2	Давление со стороны руководства
3	Загруженность работников бухгалтерии
4	Организация документооборота
5	Текучесть кадров в бухгалтерии
6	Масштаб бизнеса
7	Сложность хозяйственных операций, подлежащих отражению в учете
8	Стабильность законодательной и нормативной базы

Так же путем обработки экспертных оценок определено изменение функции отклика R_{HT} при варьировании факторов от минимального до максимального значения (табл. 7).

Таблица 7

ИЗМЕНЕНИЕ ФУНКЦИИ ОТКЛИКА ПРИ ВАРЬИРОВАНИИ ФАКТОРОВ

№ фактора i	Изменение неотъемлемого риска $\Delta R_{HTi}, \%$
1	15
2	10
3	5
4	5
5	5
6	4
7	3
8	3
Всего	50

Исходные уровни факторов:

$$x_{i0} = \frac{x_{imax} + x_{imin}}{2} = \frac{5 + 1}{2} = 3.$$

Интервал варьирования факторов:

$$\Delta x_i = x_{imax} - x_{i0} = 5 - 3 = 2$$

или

$$\Delta x_i = x_{i0} - x_{imin} = 3 - 1 = 2.$$

Минимальные и максимальные значения факторов в нормированном виде:

$$\tilde{x}_{imin} = \frac{x_{imin} - x_{i0}}{\Delta x_i} = \frac{1 - 3}{2} = -1;$$

$$\tilde{x}_{imax} = \frac{x_{imax} - x_{i0}}{\Delta x_i} = \frac{5 - 3}{2} = 1.$$

Для построения линейной модели восьмифакторной функции отклика требуется определить девять коэффициентов. Теория планирования эксперимента рекомендует в данном случае использовать 1/16 реплику от полного факторного эксперимента (ПФЭ) вида 2^8 , содержащую 16 опытов (табл. 8).

Таблица 8

МАТРИЦА ЗНАЧЕНИЙ ФАКТОРОВ

№опыта j	Значения факторов в нормированном виде							
	\tilde{x}_1	\tilde{x}_2	\tilde{x}_3	\tilde{x}_4	\tilde{x}_5	\tilde{x}_6	\tilde{x}_7	\tilde{x}_8
1	+1	+1	+1	+1	+1	+1	+1	+1
2	-1	+1	+1	+1	-1	-1	-1	+1
3	+1	-1	+1	+1	-1	+1	+1	-1
4	-1	-1	+1	+1	+1	-1	-1	-1
5	+1	+1	-1	+1	+1	-1	+1	-1
6	-1	+1	-1	+1	-1	+1	-1	-1
7	+1	-1	-1	+1	-1	-1	-1	+1
8	-1	-1	-1	+1	+1	+1	-1	+1
9	+1	+1	+1	-1	+1	+1	-1	+1
10	-1	+1	+1	-1	-1	-1	+1	+1
11	+1	-1	+1	-1	-1	+1	-1	-1
12	-1	-1	+1	-1	+1	-1	+1	-1
13	+1	+1	-1	-1	+1	-1	-1	-1
14	-1	+1	-1	-1	-1	+1	+1	-1
15	+1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	+1
16	-1	-1	-1	-1	+1	+1	+1	+1

Значения функции отклика (неотъемлемый риск R_{HTj}) для каждого опыта определены по формуле:

$$R_{HTj} = R_{HTmin} + \sum_{i=1}^8 \Delta R_{HTi} * \tilde{x}_{imax} \quad (3.2)$$

(где j – номер опыта, i – номер фактора) и представлены в табл. 9

Коэффициенты линейной модели (в нормированном виде) определены с помощью следующих зависимостей:

$$\tilde{a}_0 = \frac{\sum_{j=1}^{16} R_{HTj}}{16} = \frac{800}{16} = 50, \quad (3.3)$$

$$\tilde{a}_i = \frac{\sum_{j=1}^{16} R_{HTj} * \tilde{x}_{ij}}{16}, \quad (3.4)$$

где \tilde{x}_{ij} – нормированное значение i-го фактора в j-м опыте.

Таблица 9

МАТРИЦА ЗНАЧЕНИЙ ФУНКЦИИ ОТКЛИКА

№опыта j	Значения неотъемлемого риска R_{HTj} , %
1	75
2	48
3	57
4	40
5	63
6	44
7	51
8	42
9	67
10	46
11	49
12	38
13	55
14	42
15	43
16	40
Всего	800

Пересчет коэффициентов модели в натуральном виде осуществлен по формулам:

$$a_0 = \tilde{a}_0 - \sum_{i=1}^8 \frac{\tilde{a}_i * x_{i0}}{\Delta x_i} = 50 - 37,5 = 12,5; \quad (3.5)$$

$$a_i = \frac{\tilde{a}_i}{\Delta x_i}. \quad (3.6)$$

Исчисленные по подобным образом значения коэффициентов модели представлены в табл. 10.

Таблица 10

ЗНАЧЕНИЯ КОЭФФИЦИЕНТОВ МОДЕЛИ

№фактора i	Значения коэффициентов модели	
	Нормированные \tilde{a}_i	Натуральные a_i
1	7,5	3,75
2	5,0	2,50
3	2,5	1,25
4	2,5	1,25
5	2,5	1,25
6	2,0	1,00
7	1,5	0,75
8	1,5	0,75

Таким образом, получена линейная модель неотъемлемого риска:

$$R_{HT} = 12,5 + 3,75 * x_1 + 2,50 * x_2 + 1,25 * x_3 + 1,25 * x_4 + 1,25 * x_5 + 1,00 * x_6 + 0,75 * x_7 + 0,75 * x_8, \quad (3.7)$$

где факторы x_1, \dots, x_8 принимают численные значения от $x_{min} = 1$ до $x_{max} = 5$.

Аналогичным образом могут быть построены модели для контрольного риска R_K , риска необнаружения R_{HO} .

Теперь перейдем к рассмотрению тех случаев, когда аудиторский риск может быть определен как статистическая вероятность. Как было указано выше, это имеет место при использовании выборочных процедур, основанных на вероятностно-статистических методах.

4. АУДИТОРСКИЙ РИСК КАК СТАТИСТИЧЕСКАЯ ВЕРОЯТНОСТЬ. ВЫБОРОЧНЫЕ ПРОЦЕДУРЫ, ОСНОВАННЫЕ НА ВЕРОЯТНОСТНО-СТАТИСТИЧЕСКИХ МЕТОДАХ

При применении выборочных процедур, основанных на вероятностно-статистических методах, оценка рисков на уровне сальдо и оборотов по счетам бухгалтерского учета требует совершенно иного подхода, чем тот, который предусмотрен в федеральном стандарте аудита №8 «Оценка рисков и внутренний контроль, осуществляемый аудируемым лицом». Как нами было указано ранее, компоненты аудиторского риска, на которые указывает стандарт №8 (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 методическая основа, предусмотренная стандартом №8, применима только для рассмотренных выше случаев оценки рисков:

- на уровне бухгалтерской отчетности в целом;
- на уровне сальдо и оборотов по счетам бухгалтерского учета при применении процедур сплошной проверки;
- на уровне сальдо и оборотов 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} :

$$R_A = f(R_B, R_{NB}). \quad (4.1)$$

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.). Ряд литературных источников [4, 5, 6] указывает на то, что в силу упомянутых выше причин можно полагать эту случайную величину распределенной по нормальному закону. Это подтверждается и результатами статистических исследований.

Введем следующие обозначения:

N (в натуральных единицах) – объем генеральной совокупности;

n (также в натуральных единицах) – объем выборки;

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

Тогда $q = \sum_{i=1}^n q_i$ – ошибка выборки (суммарная);

$\bar{q} = \frac{q}{n} = \frac{\sum_{i=1}^n q_i}{n}$ – средняя ошибка выборки (выборочная средняя).

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 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 авансовых отчетах, попавших в выборку: $q_1 = 208$ руб.;

$q_2 = 564$ руб.; $q_3 = 930$ руб.

Средняя ошибка выборки (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 генеральной совокупности (обозначим ее Q) может оказаться больше ожидаемой ошибки K .

Вероятность того, что действительная ошибка 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 .

Получим выражение для риска выборки R_B . Для этого вспомним, что при нормальном распределении может быть определена верхняя граница доверительного интервала $a = \bar{q} + t_a \sigma$, которую генеральная средняя

\bar{K} не должна превысить. Вероятность R превышения этой границы (риск события $\bar{K} > a$) является функцией коэффициента Стьюдента t_a и объема выборки n , то есть $R = f(t_a, n)$. Среднеквадратичное отклонение выборочной средней в выражении для доверительного интервала подсчитывается по известной зависимости:

$$\sigma = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (q_i - \bar{q})^2}{n(n-1)}} \quad (4.2)$$

Введем понятие среднего уровня существенности $\bar{S} = S/N$ и приравняем верхнюю границу доверительного интервала среднему уровню существенности:

$$\bar{S} = \bar{q} + t_a \sigma \quad (4.3)$$

Тогда риск выборки R_B может быть найден из статистических таблиц по значению коэффициента Стьюдента, полученному из выражения для доверительного интервала:

$$t_a = \frac{\bar{S} - \bar{q}}{\sigma} \quad (4.4)$$

Таким образом, для выборочной процедуры, основанной на нормальном распределении размера ошибки, риск выборки может быть найден из зависимости $R_B = f(t_a, n)$, где значение коэффициента Стьюдента t_a определяется с помощью выражения (4.4). 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:

$$q_1 = 208 \text{ руб.};$$

$$q_2 = 564 \text{ руб.};$$

$$q_3 = 930 \text{ руб.}$$

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

Средняя ошибка выборки:

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

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:

$$\bar{S} = \frac{S}{N} = \frac{90\,000}{850} = 106 \text{ руб.}$$

Расчетное значение коэффициента Стьюдента:

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

Из статистических таблиц [7] получаем, что при $n = 50$ и $t_a = 3,3$ 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 выборки, 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 выборки, 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:

$$R_{NB} = 1 - p = 1 - \frac{\bar{k}}{q} \quad (4.5)$$

Из выражения (4.5) получаем:

$$\bar{q} = \frac{\bar{k}}{1 - R_{NB}} \quad (4.6)$$

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

Тогда аудиторский риск R_A может быть определен из статистических таблиц, как функция $R_A = f(t_a, n)$, где значение коэффициента Стьюдента определяется из зависимости:

$$t_a = \frac{\bar{S} - \frac{\bar{k}}{1 - R_{NB}}}{\sigma} \quad (4.7)$$

Пример

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

Расчетное значение коэффициента Стьюдента:

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

Из таблиц [7] получаем, что при $n = 50$ и $t_a = 2,44$, 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 (в натуральных единицах) – объем генеральной совокупности;

n (также в натуральных единицах) – объем выборки;

m (в натуральных единицах) – количество ошибок в выборке (случайная величина);

M (в натуральных единицах) – ожидаемое количество ошибок в генеральной совокупности.

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

$$R = (pn)^m * e^{-pn} * 1/m!, \quad (4.8)$$

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 [4,5] 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 [7] 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 [7] 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:

$$a = \bar{m} + t \sqrt{\frac{m(1-m)}{n}}, \quad (4.9)$$

где

t – предел интеграла Лапласа;

$\bar{m} = \frac{m}{n}$ – относительное количество ошибок в выборке.

В [7] указано, что формула (4.9) является приближенной, но достаточной для практических расчетов при значениях n порядка сотен.

Приравняв верхнюю границу доверительного интервала среднему уровню существенности

$$\bar{S} = \bar{m} + t \sqrt{\frac{m(1-m)}{n}}, \quad (4.10)$$

получаем значение предела интеграла Лапласа, определяющее риск выборки R_B :

$$t = \frac{\bar{S} - \bar{m}}{\sqrt{\frac{m(1-m)}{n}}}, \quad (4.11)$$

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:

$$t = \frac{\bar{S} - \frac{m}{1 - R_{HB}}}{\sqrt{\frac{m/1 - R_{HB} (1 - m/1 - R_{HB})}{n}}}. \quad (4.12)$$

Пример

Объем генеральной совокупности $N = 2500$ 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:

$$M = m * N / n = 2 * 2500 / 100 = 50 \text{ счетов-фактур.}$$

Средний уровень существенности:

$$\bar{S} = \frac{S}{N} = \frac{125}{2500} = 0.05.$$

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:

$$t = \frac{\bar{S} - \frac{m}{1 - R_{HB}}}{\sqrt{\frac{m/1 - R_{HB} (1 - m/1 - R_{HB})}{n}}} = \frac{0.05 - \frac{0.02}{1 - 0.2}}{\sqrt{\frac{0.02(1 - \frac{0.02}{1 - 0.2})}{100}}} = 1.6.$$

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.

5. АУДИТОРСКИЙ РИСК КАК СТАТИСТИЧЕСКАЯ ВЕРОЯТНОСТЬ. ВЫБОРОЧНАЯ ПРОЦЕДУРА «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», то есть 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 выборки (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 обнаружения $R_{до}$. Согласно федеральному стандарту аудита №8 «Оценка аудиторских рисков и внутренний контроль, осуществляемый аудируемым лицом», 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, а вероятность события B определяется всеми остальными факторами, влияющими на риск необнаружения (опытом и квалификацией аудитора, знакомством его с проверяемой организацией и т.д.). 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), а веро-

ятность события B – это риск, не связанный с объемом выборки (R_{NB}).

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);

$s = S / J * 100\%$ – 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, то есть 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:

$$R = (pn)^m * e^{-pn} * 1/m!, \tag{5.1}$$

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 (5.1) преобразуется к виду:

$$R_B = e^{-\frac{N_1 S}{N \bar{j}_2}}. \tag{5.2}$$

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

$$R_B = e^{-n_1 \frac{S}{J_2}}. \quad (5.3)$$

Графическая зависимость R_B от n_1 для различных значений отношения $\frac{S}{J_2}$ приведена на рис. 2.

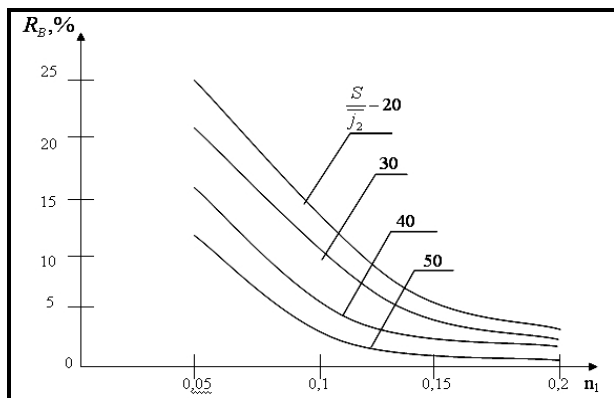


Рис. 2. Зависимость риска выборки от относительного объема «основного массива»

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 ÷ 2%.

Проиллюстрируем практическое применение формулы (5.3) на конкретном примере.

Пример

Пусть аудитор проверяет состав дебиторской задолженности организации. Напомним, что несписанная дебиторская задолженность с истекшим сроком исковой давности или невозможная ко взысканию искажает как сальдо расчетов с дебиторами, так и прибыль от обычной деятельности. Дебетовое сальдо 62 счета составляет 5 000 тыс. рублей. Допустимая ошибка $S = 100$ тыс. рублей ($s = 2\%$). Данные аналитического учета:

- доля 10 дебиторов – 4 700 тыс. рублей,
- доля 100 дебиторов – 300 тыс. рублей.

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 (3) для данных параметров генеральной совокупности риск выборки будет равен:

$$R_B = \exp(-n_1 * S / \bar{J}_2) = \exp(-0,09 * 100\,000 / 3\,000) = 0,05 \text{ (5\%)}.$$

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.

Что же касается риска R_{NB} (напомним, что риск R_{NB} – это вероятность события B , заключающегося в том, что аудитор не выявил существенную ошибку, содержащуюся в выборке – «основном массиве»), то его оценка может быть осуществлена известным образом – путем анализа влияющих на него факторов (опыт аудитора, его квалификация, знакомство аудитора с проверяемой организацией, добросовестность и тщательность аудитора и т.д.).

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:

$$R_{HO} = R_{HO}' + R_{HO}'' \quad (4.4)$$

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

$$R_{HO}'' = R_B \quad (4.5)$$

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:

$$P_B = 1 - R_B \quad (4.6)$$

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

Поскольку R_{NB} 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:

$$R_{HO}'' = P_B * R_{NB} \quad (4.7)$$

Получаем выражение для риска необнаружения:

$$R_{HO} = R_{HO}' + R_{HO}'' = R_B + P_B * R_{NB} = R_B + (1 - R_B)R_{NB} = R_B + R_{NB} - R_{NB} * R_B \quad (4.8)$$

Рассмотрим практическое применение полученного выражения на примере.

Пример

Аудитор проверяет обоснованность предъявления 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:

$$R_B = e^{-\frac{N_1 S}{N \bar{j}_2}} = e^{-\frac{20 \cdot 120\,000}{500 \cdot 1\,600}} = 0.05 \text{ (5\%).}$$

Риск необнаружения:

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

Что же касается прочих выборочных процедур, использующих содержательные (нестатистические) методы (например, метод «блочного отбора», метод «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.).

6. 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 вероятностно – 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 (руб.) – объем и сумма i -й генеральной совокупности;

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

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 (руб.) – средняя ошибка выборки;

δ_i^2 и δ_i (руб.) – дисперсия и среднеквадратичное отклонение;

K_i (руб.) – ожидаемая ошибка;

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:

$$K = \sum_{i=1}^L K_i = \sum_{i=1}^L N_i \cdot \bar{q}_i, \text{ (руб.)}, \tag{6.1}$$

а дисперсия ее составит:

$$\delta^2 = \sum_{i=1}^L N_i^2 \cdot \delta_i^2. \tag{6.2}$$

Тогда с помощью зависимости (4.4) может быть определен риск выборки R_B для статьи бухгалтерской отчетности.

Рассмотрим применение предлагаемой методики на примере.

Пример

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

Себестоимость складывается из оборотов, представленных в табл. 11 (незавершенное производство отсутствует).

Таблица 11

СЕБЕСТОИМОСТЬ ПРОДУКЦИИ

№	Содержание операции	Проводка	Объем генеральной совокупности N_j (количество операций)	Сумма, J_j тыс. руб.	Уровень существенно- сти S_j 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 12

РЕЗУЛЬТАТЫ ВЫБОРОЧНОЙ ПРОВЕРКИ

№	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 коэффициента Стьюдента t_{ai}	Риск выборки R_{Bi}
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%)

Выборочные проверки четырех генеральных совокупностей, осуществленные с использованием метода, основанного на нормальном распределении размера ошибок, принесли следующие результаты (табл. 12).

Ожидаемая ошибка статьи бухгалтерской отчетности:

$$K = \sum_{i=1}^4 K_i = \sum_{i=1}^4 N_i * \bar{q}_i = 100 + 2\,800 + 40 + 10,4 = 2\,950,4 \text{ тыс. руб.}$$

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 коэффициента Стьюдента:

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

Риск выборки R_B при $t_a = 3,4$ 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 коэффициента Стьюдента:

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

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 отчетности в целом будет содержать существенную ошибку, если существенная ошибка будет содержаться хотя бы в одной статье отчетности, то аудиторский риск будет равен:

$$R_A = 1 - \prod_{j=1}^L (1 - R_{Aj}), \quad (6.3)$$

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:

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

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

Воспользуемся исходными данными предыдущего примера. Проверяемая статья бухгалтерской отчетности – строка 020 формы №2 (себестоимость продукции). Сумма, отраженная по строке 020 – $J = 100\,000$ тыс. рублей. 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.

7. 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.



Рис. 3. Возможный алгоритм комплексной оценки аудиторского риска

Таким образом, подводя итог изложенным выше в разделах 2-6 соображениям, можно предложить следующую последовательность действий, необходимых для комплексной оценки аудиторского риска и его компонентов (рис. 3).

На рис. 3 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 разделе 2 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 4 настоящей работы. Далее полученные оценки агрегируются в риски на уровне статей отчетности и риск на уровне отчетности в целом в порядке, изложенном в разделе 6 настоящей работы. Данная оценка сравнивается с оценкой аудиторского риска, полученного в ходе планирования. При необходимости оценка аудиторского риска, приведенная в плане и программе аудита, подвергается уточнению.

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.

Литература

1. Недосекин А.О. Применение теории нечетких множеств к задачам управления финансами // Аудит и финансовый анализ. – 2000. – №2.
2. Фишберн П. Теория полезности для принятия решений. – М.: Наука, 1978. – 450 с.
3. Кочинев Ю.Ю. Моделирование и автоматизация аудита. – СПб.: Изд-во Политехн. ун-та, 2006. – 146 с.
4. Адамс Р. Основы аудита. – М.: Аудит-ЮНИТИ, 1995. – 398 с.
5. Аренс А., Лоббек Дж. Аудит. – М.: Финансы и статистика, 1995. – 560 с.
6. Аудит: Учеб. пособие / Данилевский Ю.А., Шапигузов С.М., Ремизов Н.А. и др. – М.: ФБК-ПРЕСС, 2000. – 544 с.
7. Гмурман В.Е. Теория вероятностей и математическая статистика: Учеб. пособие. – М.: Высшая школа, 1999. – 479 с.

Ключевые слова

Оценка аудиторского риска, субъективная вероятность, статистическая вероятность, агрегирование аудиторского риска.

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 аудиторского риска и его компонентов.

В рассматриваемой работе раскрыта природа аудиторского риска, дано четкое определение его компонентов, как субъективных и статистических вероятностей. Предложен метод качественной оценки аудиторского риска и его компонентов как субъективных вероятностей, основанный на применении теории нечетких множеств. Получены выражения для определения риска выборки как статистической вероятности. Рассмотрены вопросы агрегирования компонентов аудиторского риска и предложен оригинальный алгоритм комплексной оценки аудиторского риска.

Материал, представленный в статье, обладает несомненной научной новизной и практической ценностью, поскольку является законченным исследованием, на основе которого возможно создание программ автоматизированной оценки аудиторского риска.

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

Заведующий кафедрой «Предпринимательство и коммерция»
Дуболазов В.А., д.э.н., профессор СПбГПУ

3.4.AUDIT RISK APPRAISAL: THEORETIC FRAMEWORK

Y.Y. Kochinev, Doctor of Economics, Associated
Professor, Senior Research Assistant

S-Petersburg State Polytechnic University

The nature of auditing risk is disclosed, the definition of its components is given as subjective and statistic probabilities. There were developed a number of methods of quality and quantity assessment of auditing risk and its components for accounting reporting in general and for certain points of reporting as well. An algorithm of complex assessment of auditing risk is suggested.

Literature

1. A.O. Nedosekin. Application of the fuzzy sets theory to the financial management //Audit and financial analysis №2, 2000. 254 с.
2. P. Fishbern. Theory of utility for decision-making – M.: Nauka, 1978. 450 p.
3. Y.Y. Kochinev. Audit simulation and automation. – Spb.: Publish office of Polytechnic University, 2006. – 146 p.
4. R. Adams. The basics of audit. – M.: Audit-UNITY, 1995. – 398 p.
5. A. Ahrens, G. Lobbek. Audit. – M.: Finance and statistics, 1995. – 560 p.
6. Audit: Teaching aid / Y.A. Danilevski, S.M. Shapingusov, N.A. Remisov – M. ID FBK-PRESS, 2000. – 544 p.
7. V.E. Gmurman. Probability theory and mathematic statistics: Teaching aid. – M. Higher School., 1999. – 479 p.

Keywords

Estimation of auditor risk, subjective probability, statistical probability, aggregation of auditor risk.