

УДК 343.9

ПРАВИЛО РЕДУКЦИИ ОЦЕНОК И ЕГО ПРИМЕНЕНИЕ ПРИ ПРОВЕДЕНИИ СУДЕБНЫХ ФИНАНСОВО-ЭКОНОМИЧЕСКИХ ЭКСПЕРТИЗ

О.Ю. Рыжков

Новосибирский государственный университет
экономики и управления «НИНХ»

E-mail: ory@ngs.ru

В настоящей статье рассмотрена актуальная для судебных финансово-экономических экспертиз проблема необходимости получения категорического вывода относительно итогового экономического показателя при наличии множества его оценок, обусловленного различными вариантами исходных данных и методов расчета. Предложено решение данной проблемы средствами теории статистических игр и обоснован способ получения категорического вывода при наличии множества оценок. Применение данного способа продемонстрировано на примере судебной экспертизы актуарных расчетов.

Ключевые слова: судебная экспертиза, множественность оценок, теория статистических игр, актуарные расчеты, Парето-эффективные оценки.

REDUCTION RULE AND ITS APPLICATION IN FORENSIC FINANCIAL AND ECONOMIC EXAMINATION

O.Yu. Ryzhkov

Novosibirsk State University of Economics and Management

E-mail: ory@ngs.ru

The article considers the issue (relevant to forensic financial and economic examination) of the necessity of obtaining a categorical conclusion regarding a summary economic indicator upon availability of its multiple assessments, caused by different variants of initial data and calculation methods. The solution of the issue by means of the theory of statistical games is suggested and the method of obtaining a categorical conclusion upon availability of multiple assessments is justified. The application of the method is demonstrated by the example of the forensic examination of actuarial calculations.

Keywords: forensic examination, multiple assessments, the theory of statistical games, actuarial calculations, Pareto-optimal estimation.

ДИЛЕММА ЭКСПЕРТА

Перед судебным экспертом, проводящим финансово-экономическую экспертизу, нередко возникает противоречивая задача. С одной стороны, эксперт должен сделать однозначный вывод в виде категорического суждения, иначе результат экспертизы нельзя использовать в качестве доказательства [5]. Разумеется, указанный вывод должен быть получен на строгой научной и практической основе, в результате объективного, полного и всестороннего исследования доказательств [8]. В финансово-экономических экспертизах вывод часто формулируют по результатам выполнения расчетов.

С другой стороны, при проведении финансово-экономических экспертиз судебный эксперт нередко сталкивается с тем, что в результате расчета могут быть получены разные значения одного и того же показателя. Во-первых, исходные данные редко могут быть определены единственным возможным способом. Чаще всего приходится иметь дело с разными оценками одного и того же аргумента, причем, строго говоря, все оценки имеют право на существование. Во-вторых, может иметься несколько равноправных методик расчета, т.е. сам расчет можно выполнить по-разному. В частности, данная ситуация обстоятельно рассмотрена в [1]. Возникает вопрос: какую из возможных оценок следует принять, чтобы вывод был однозначным и научно обоснованным?

В настоящей статье предлагается способ разрешения данного противоречия, который позволяет получить достоверный категорический вывод при наличии разных вариантов расчета и разных наборов исходных данных.

Для иллюстрации проблемы и ее решения рассмотрим конкретный пример, который является условным, но тем не менее достаточно показательным. Пусть расследуется уголовное дело о преднамеренном банкротстве страховой компании (ст. 196 УК РФ). Подозреваемый руководитель страховщика в 2013 г. заключил с взаимозависимым банком договор страхования предпринимательского риска невозврата кредитов заемщиками – физическими лицами и неуплаты процентов по нему, убытки по которому привели к банкротству страховой компании, наступившему в 2015 г. Банкротство было инициировано взаимозависимым банком и позволило не производить страховые выплаты по другим договорам, страховой портфель был передан с недостаточностью активов, что причинило имущественный ущерб в крупном размере. По договору застрахованы 100 кредитов. Установлено, что страховые случаи действительно наступили, и их наступление не зависело от воли подозреваемого. Тогда возможен лишь один механизм, определяющий состав преднамеренного банкротства: занижение страхового тарифа при заключении договора. То есть необходимо установить, был ли страховой тариф занижен, и если да, то установить природу этого занижения: ошибку или умысел, а также определить, явилось ли банкротство следствием занижения тарифа. Если страховой тариф не был занижен, то и следствие по делу должно быть прекращено за отсутствием события преступления.

Страховой тариф соответствует правилам страхования, которые были утверждены страховщиком. Поэтому первый вопрос, который поставлен перед судебным экспертом, звучит так: «Являлась ли заниженной величина страхового тарифа, установленная в правилах страхования предпринимательского риска на случай невозврата банковских кредитов и неуплаты процентов по ним?»

Ответ на данный вопрос должен быть дан в категорической форме: да или нет. Так, ответы: «Величина страхового тарифа может быть заниженной» или даже «С вероятностью 75 % величина страхового тарифа была занижена», по существу, не означают ничего, потому что из них также следует, что страховой тариф вполне мог быть и незаниженным.

Для ответа на поставленный вопрос эксперт должен: 1) рассчитать необходимую величину страхового тарифа, обеспечивающего достаточную

финансовую устойчивость страховщика, исходя из информации, доступной страховщику на момент заключения договоров страхования; 2) сравнить полученное значение страхового тарифа со значением, определенным в правилах страхования.

Определение необходимой величины страхового тарифа возможно с применением официально утвержденной актуарной методики [7], в которой предусмотрены два варианта расчета. Первый из них – Методика (I) – состоит в следующем:

$$T = \frac{q \cdot S_B}{1-f} \cdot \left[1 + \alpha(\gamma) \sqrt{\frac{1 - q + \left(\frac{R_B}{S_B}\right)^2}{ng}} \right],$$

где T – брутто-ставка страхового тарифа, ед. страховой суммы;

q – вероятность наступления страхового случая по одному договору страхования;

S – средняя страховая сумма по одному договору страхования;

S_B – среднее возмещение по одному договору страхования при наступлении страхового случая;

R_B – среднее квадратическое отклонение возмещений при наступлении страховых случаев;

γ – уровень надежности, равный вероятности неразорения страховщика;

$\alpha(\cdot)$ – коэффициент, определяемый по таблице (интегральная функция нормированного нормального распределения);

n – количество договоров страхования;

f – доля нагрузки в общей тарифной ставке.

Существует и второй вариант – Методика (II), который состоит в следующем:

$$T = \frac{a_0 + a_1 \cdot (n+1)}{1-f} \cdot \left[1 + \beta(\gamma, n) \cdot \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (a_0 + a_1 \cdot i - y_i)^2}{n-1}} \right],$$

где $i = 1, \dots, n$ – порядковый номер года из общего числа предшествующих лет, за которые имеется статистическая информация;

y_i – убыточность страховой суммы, т.е. отношение суммы убытков к страховой сумме, за i -й год;

a_0, a_1 – коэффициенты уравнения линейной регрессии, определяемые как решение системы уравнений:

$$\begin{cases} a_0 \cdot n + a_1 \cdot \sum_{i=1}^n i = \sum_{i=1}^n y_i; \\ a_0 \cdot \sum_{i=1}^n i + a_1 \cdot \sum_{i=1}^n i^2 = \sum_{i=1}^n y_i \cdot i; \end{cases}$$

γ – уровень надежности, равный вероятности неразорения страховщика;

$\beta(\cdot)$ – коэффициент, определяемый по таблице;

f – доля нагрузки в общей тарифной ставке.

Перед экспертом возникает задача выбора одного из способов расчета. Однако вполне возможна ситуация, когда применение каждого из способов является возможным и при этом ни один из способов не лишен недостатков и не обладает какими-либо преимуществами, как, например, оба приведенных выше варианта.

Кроме того, для выполнения расчетов в распоряжении эксперта не имеется абсолютно однозначных исходных данных, имеются лишь их оценки. Например, вероятность наступления страхового случая недоступна непосредственному наблюдению, она может быть только оценена, причем разными способами, которые зависят от модели описания явления, выборки статистических и иных данных, сделанных предположений и т.д. Столь же оценочный характер носят практически все остальные аргументы.

Орган, назначивший судебную экспертизу (следователь, суд), скорее всего, предоставит в распоряжение эксперта актуарное обоснование страховых тарифов, прилагаемое к правилам страхования, в котором содержатся все перечисленные исходные данные и проведен расчет по одному из указанных выше вариантов [7]. Если просто взять эти исходные данные и воспроизвести расчеты, то будет получен в точности тот же результат, который содержится в актуарном обосновании, и ответ эксперта на поставленный вопрос будет однозначным: величина страхового тарифа не была заниженной. Но будет ли такой ответ верным?

Сложившаяся практика такова, что при составлении актуарного обоснования страховых тарифов (как и при решении других экономических задач) для каждого аргумента из всего многообразия используют какую-либо одну оценку. Иногда это делают намеренно, чтобы получить заранее определенные результаты. В этом случае подбирают наиболее «выгодное» значение. Такие искажения распространены, в частности, в оценочной деятельности [4]. Поэтому если судебный эксперт ограничится только одной оценкой, представленной в актуарном обосновании, то проведенное им экспертное исследование явно не будет отвечать требованиям полноты и всесторонности, а иногда и объективности.

Для достижения полноты, всесторонности и объективности исследования эксперту необходимо не только использовать данные страховщика, но и определить круг иных объективных сведений, которыми мог располагать подозреваемый на момент заключения договора и запросить их через орган, назначивший экспертизу. Например, можно запросить статистические данные у профессионального объединения страховщиков, в котором состояла обанкротившаяся страховая компания, в саморегулируемой организации, где состоит актуарий, выполнивший расчеты, а также у Банка России, в том числе конкретно по взаимозависимому банку. Кроме того, судебный эксперт вправе использовать общедоступные сведения (например, публикации в средствах массовой информации), имевшиеся до момента заключения договора страхования. Общедоступность сведений не предполагает необходимости их сбора, поэтому на такие сведения не распространяется запрет на самостоятельный сбор материалов для производства экспертизы, установленный статьей 57 УПК РФ.

Получив и обработав указанную информацию, судебный эксперт, скорее всего, столкнется с набором различающихся между собой исходных данных, которые необходимо каким-то образом увязать между собой.

О МНОЖЕСТВЕННОСТИ ЭКОНОМИЧЕСКИХ ОЦЕНОК

Как известно, результаты большинства экономических расчетов (в том числе актуарных) допускают вариативность, т.е. представляют собой оценки, которые могут быть сделаны различными способами. Не только сам результат расчетов (итоговый показатель), но и сами аргументы для его определения часто представляют собой ненаблюдаемые и потому недоступные непосредственному измерению величины. Не говоря уже о том, что для расчета одного и того же итогового показателя может иметься выбор из нескольких возможных моделей.

То есть чтобы дать оценку итогового показателя, необходимо вначале сделать выбор той или иной конкретной модели и сделать оценки аргументов, используемых в расчете.

Ни одна из оценок, сколь бы добросовестной и объективной она ни была, не лишена недостатков и не является бесспорной. Любая оценка по своему определению есть приближенное значение, поэтому всякую оценку можно назвать неточной и привести убедительные доводы в пользу ее неприменимости.

Каждая оценка основывается на выборе предположений, моделей, исследуемой совокупности и выборки из нее. Всегда можно указать недостатки выбора любого из указанных элементов оценки по сравнению с другими возможными, причем неважно, действительно ли эти недостатки влияют на результат. Соответственно, фактически любой результат, который получен с применением какой-либо конкретной оценки исходных данных, является потенциально оспоримым и уязвимым для критики.

Например, против любых статистических данных для расчета страховых тарифов можно привести следующее возражение: современный мир достаточно быстро утрачивает свою устойчивость, поэтому вряд ли можно механически использовать ретроспективные статистические данные для перспективных оценок.

Тем не менее совершенно ясно, что в случае, когда нельзя определить точное значение величины, любая оценка лучше, чем вовсе ничего. Если экономическая оценка выполнена с применением разумных и подтверждаемых теорией предположений и моделей, опирается на проверяемые источники объективной по отношению к исследователю информации, ее следует считать обоснованной. Любая такая оценка имеет основания быть использованной в расчетах. Разумеется, здесь и далее мы не рассматриваем необоснованные, субъективные и тем более предвзятые оценки.

Но если имеются две и более обоснованные оценки, то возникает естественное желание сравнить их и выбрать наилучшую. Проблема в том, что не все оценки можно сравнить. По крайней мере, на данном этапе развития науки экономические оценки являются сравнимыми, если они используют одинаковые предположения, модели и генеральные совокупности, но различаются лишь объемом и характером выборки. Например, для будущего страхового портфеля оценивается средняя страховая сумма по одному договору страхования. Получены две оценки, обе из которых: 1) основаны на предположении о том, что прошлые страховые портфели и будущий страховой портфель имеют одинаковые статистические характеристики;

2) выполнены методом средней арифметической простой по имеющимся выборкам прошлых портфелей; 3) получены на основе выборок из генеральной совокупности договоров страхования, заключенных в Сибирском федеральном округе в 2014–2016 гг. Но выборка для первой оценки включает в себя 19 договоров, а для второй – 144 договора. Такие оценки, безусловно, можно сравнить между собой и прийти к однозначному выводу о том, что вторая оценка является более точной, поскольку объем выборки для нее обеспечивает статистически достоверный результат, тогда как первая оценка получена по малой выборке и может не быть устойчивой. Аналогично, случайная выборка имеет преимущества перед неслучайной.

Однако использование различных моделей или предположений, а также различных генеральных совокупностей делает две обоснованные оценки несравнимыми. Например, пусть актуарий компании «А» сделал оценку средней страховой суммы по одному договору страхования, основываясь на данных страховой компании «В», и получил значение, равное 1,0 млн руб. Другой актуарий взял данные компании «С» и получил среднюю страховую сумму в размере 1,2 млн руб. Допустим, и компания «В», и компания «С» осуществляют страхование на примерно одинаковых условиях. Сбор и статистическая обработка информации в обоих случаях произведены корректно. Объем выборки по компании «С» больше, но компания «В» работает точно на той же территории, что и компания «А», тогда как компания «С» охватывает более значительную территорию. Поэтому генеральные совокупности различны, причем нельзя сказать, что какая-либо из них лучше подходит для оценки. При таких условиях обе оценки являются обоснованными, но несравнимыми.

Если теория и практика допускают разные варианты, то можно дискутировать сколь угодно много, но нельзя сказать достоверно, какой из этих вариантов является более правильным. В таком случае критика конкретной оценки в конечном итоге сведется к простому указанию на факт существования другого возможного варианта оценки.

Тогда следует заключить, что любые две и более обоснованные, но несравнимые оценки являются эффективными по Парето, т.е. никакую одну из них нельзя предпочесть, не ухудшив результат за счет уменьшения полноты использованной информации. Соответственно, для каждого аргумента в модели расчета существует множество Парето-эффективных, равноправных оценок.

Дополнительная «степень свободы» возникает в ситуации, когда имеется возможность использовать различные модели расчета итогового показателя. Модель является обоснованной, если она опирается на современные научные представления и отражает достижения науки. Две обоснованные модели являются несравнимыми, если они базируются на разных подходах и разных источниках информации. Все обоснованные, но не сравнимые модели также являются Парето-эффективными, поскольку никакую одну из них нельзя предпочесть, не уменьшив полноту использованной информации. Например, для прогнозирования необходимой величины страхового тарифа может быть использована как статическая модель по Методике (I), так и модель линейного тренда по Методике (II). Модели построены на разных подходах. При небольшом числе лет нет возможности достоверно утверж-

дать, что тренд существует либо не существует, тем более говорить о том, сохранится ли он в будущем. С другой стороны, статичные оценки не учитывают возможного развития ситуации. Следовательно, обе модели не имеют преимуществ друг перед другом, являются обоснованными и при этом несравнимыми, т.е. образуют множество эффективных по Парето моделей.

Таким образом, для итогового показателя, который может быть рассчитан с применением Парето-эффективных оценок аргументов или Парето-эффективных моделей расчета, не может быть указано какое бы то ни было единственно верное значение. В этом случае возможен лишь набор обоснованных и не сравнимых между собой оценок итогового показателя, каждая из которых, является в равной степени обоснованной, причем никакой из оценок нельзя отдать предпочтения. То есть все оценки итогового показателя, полученные Парето-эффективных оценок аргументов или Парето-эффективных моделей расчета, сами являются эффективными по Парето. Следует считать, что каждая такая оценка с определенной вероятностью отражает возможное значение итогового показателя. Заметим, что без этого предположения никакие оценки и вовсе не имели бы практического смысла. В силу постулата Байеса реализация каждой из Парето-эффективных оценок итогового показателя принимается равновероятной с остальными постольку, поскольку отсутствует информация об обратном.

Следовательно, судебная финансово-экономическая экспертиза, в которой будет проигнорирована множественность Парето-эффективных оценок итогового показателя, возникшая под влиянием различных оценок аргументов или наличия нескольких моделей расчета итогового показателя, не может считаться объективной, полной, всесторонней и научно обоснованной. Но тогда требуется ввести научно обоснованное правило редукции, которое позволит использовать все полученные оценки итогового показателя для формирования категорического вывода эксперта.

ПРАВИЛО РЕДУКЦИИ МНОЖЕСТВА ОЦЕНОК К НАИЛУЧШЕЙ ТОЧЕЧНОЙ ОЦЕНКЕ

Пусть требуется оценить значение итогового показателя z (скалярной неслучайной величины), которое не может быть измерено непосредственно. Оцениваемое значение итогового показателя далее будем называть фактическим. Фактическое значение мы рассматриваем не с точки зрения истинного значения и погрешности измерения, как принято в классической метрологии, а в более широком смысле: как значение, которое в момент оценки недоступно непосредственному измерению. В частности, фактическое значение может быть будущей реализацией некоторой наблюдаемой случайной величины или же величиной, которая уже не может быть измерена. Итоговый показатель может быть и вовсе ненаблюдаемым, как, например, эластичность спроса по доходу.

Имеется функция, позволяющая дать оценку значения итогового показателя косвенно, по данным о значениях ее аргументов:

$$z = f(\bar{x}),$$

где \bar{x} – n -мерный вектор аргументов.

В отношении каждого из аргументов x_i , в свою очередь, имеется множество Парето-эффективных оценок A_i : $\forall i=1, \dots, n: x_i \in A_i$. Возможен частный случай, при котором существует единственная оценка аргумента x_i , которая сделана с достаточной степенью достоверности. В этом случае множество A_i включает в себя единственный элемент.

Функция f является, вообще говоря, случайной и включает в себя все Парето-эффективные модели оценки. Пусть имеется m таких моделей. Тогда

$$f(\vec{x}) = \sum_{i=1}^m \delta_i \cdot f_i(\vec{x}).$$

Здесь δ_i – символ Кронекера, принимающий в конкретном расчете значение 1, если для расчета используется i -я Парето-эффективная модель $f_i(\vec{x})$, и 0 – в противном случае, причем в каждом конкретном расчете $\sum_{i=1}^m \delta_i = 1$.

В разных расчетах переменная δ_i принимает значение 1 с вероятностью $1/m$. В частном случае, когда имеется лишь один вариант расчета, $m = 1$ и $\delta_i = 1$.

Выбрав по одной конкретной оценке для каждого из аргументов (т.е. получив набор оценок аргументов $\vec{x} : x_i \in A_i, \forall i$) и выбрав модель расчета (т.е. определив случайным образом $\delta_j, \forall j = 1, \dots, m$), получают точечную оценку итогового показателя: $\dot{z} = f_j(\vec{x}), \delta_j = 1$. Все точечные оценки, которые могут быть получены таким образом, образуют множество $B : \dot{z} \in B$. Конкретная оценка \dot{z} при этом является случайной величиной. Случайность оценки итогового показателя вызвана тем, что при ее проведении для каждого аргумента из множества Парето-эффективных его оценок случайным образом извлекают и используют в расчете единственное значение. Аналогично, из множества Парето-эффективных моделей расчета случайным образом выбирают единственную.

Следует учесть, что в силу использования различных моделей и различия исходных данных полученная совокупность B не обязательно будет однородной.

Все оценки из множества B являются Парето-эффективными, т.е. никакая из них не имеет преимуществ перед никакой другой, поскольку каждая оценка получена на основе одного из Парето-эффективных наборов аргументов с применением одной из Парето-эффективных моделей.

Из сказанного следует, что нельзя получить единственно возможную точечную оценку итогового экономического показателя, можно лишь говорить о наличии некоторого множества возможных значений B . Для принятия решения из него требуется выбрать некоторую единственную оценку, которая характеризовала бы всю совокупность и использовала бы всю информацию о ней.

Будем именовать наилучшей такую оценку итогового показателя из множества оценок B , которая дает минимальное ожидаемое абсолютное отклонение от фактического значения. Смысл наилучшей оценки состоит в том, что каким бы ни было фактическое значение итогового показателя, ожидаемое отклонение от него будет наименьшим из возможных.

В качестве меры отклонения можно принять разные функции ошибки [2], однако наиболее свободной от допущений и потому наиболее обоснованной

ванной будет абсолютная ошибка оценки (т.е. модуль разности оценки и фактического значения). При использовании абсолютной ошибки оценки исходят из того, что отклонение от определенного природой значения как в одну, так и в другую сторону является нежелательным, причем степень нежелательности прямо пропорциональна величине разности. Использование же степенной ошибки оценки (например, квадратичной) предполагает, что степень нежелательности ошибки не пропорциональна величине разности. При этом требуется дополнительное обоснование значения показателя степени, которое характеризует степень влияния абсолютной величины ошибки на степень ее нежелательности (почему, например, взята степень 2, а не, скажем, 1,5 или 0,5). Использование показателя степени, большей 1, означает, что малые ошибки не так важны, как большие, и малостью отклонений можно пренебречь. Использование показателя степени в пределах от 0 до 1 указывает на обратное: большие ошибки менее важны, чем малые, т.е. можно обращать меньшее внимание на большие ошибки. Очевидно, что ни для одного из указанных вариантов не имеется достаточных оснований, т.е. относительная значимость и больших, и малых значений одинакова. То есть степень нежелательности ошибки прямо пропорциональна ее величине.

Кроме того, следует вспомнить, что изначальный смысл возведения в четную степень состоит в том, чтобы исключить взаимное погашение положительных и отрицательных значений при усреднении. Но та же задача решается и при помощи использования модуля разности.

Предлагаемое решение задачи редукции к наилучшей оценке получено с применением аппарата теории игр и состоит в следующем.

Выбор наилучшей оценки сводится к выбору стратегии судебного эксперта в статистической игре с внешними силами (природой) [2]. Игра заключается в выборе экспертом и природой соответственно оценки и фактического значения итогового показателя. При этом природа не является антагонистом в игре, т.е. не ищет наилучшего для себя решения.

Судебный эксперт в результате использования всех доступных ему вариантов вектора \vec{x} и моделей расчета $f_j(\vec{x})$, $j = 1, \dots, m$ получил выборку $B_n \subset B$, состоящую из n Парето-эффективных оценок итогового показателя $B_n = \{\dot{z}_i\}$, $i = 1, \dots, n$, которые упорядочены по возрастанию: $\dot{z}_i \geq \dot{z}_k$, $\forall i > k$. Выборка обусловлена тем, что возможности эксперта объективно ограничены, вследствие чего эксперт может не располагать всем объемом возможных вариантов значений аргументов и всем мыслимым набором моделей расчета. Эксперт использует только доступные ему исходные Парето-эффективные аргументы и модели.

Совокупность полученных оценок $\{\dot{z}_i\}$ представляет собой набор стратегий судебного эксперта. Очевидно, что чем больше объем выборки (т.е. чем больше вариантов участвует в экспертизе), тем шире набор стратегий эксперта.

Для решения игры также необходимо знать набор стратегий природы и вероятности их осуществления.

Если все оценки из множества B эффективны по Парето, то ни у кого нет оснований считать, что эти оценки не являются реалистичными, т.е. что фактическое значение итогового показателя не может совпасть с одной

из этих оценок. Поскольку каждая оценка, принадлежащая к множеству B , является Парето-эффективной, то и вероятности того, что фактическое значение итогового показателя в точности равно соответствующей оценке, являются одинаковыми. Но тогда множество B есть множество стратегий природы, каждая из которых может быть реализована с одинаковой вероятностью. Иными словами, множество B исчерпывающе описывает распределение вероятностей стратегий природы.

Проблема лишь в том, что судебный эксперт не знает всего множества B , а располагает лишь более или менее обширной выборкой $B_n \subset B$ из него. К счастью, из теоремы Гливленко-Кантелли вытекает, что если выборка B_n достаточно велика, то она с высокой степенью точности характеризует распределение вероятностей стратегий природы, определяемое множеством B . Иными словами, при репрезентативной выборке оценок эксперт вполне может считать, что для определения фактического значения итогового показателя природа с равной вероятностью использует те же самые оценки, что есть у эксперта.

Задача судебного эксперта состоит в том, чтобы выбрать такую оценку итогового показателя \dot{z} , при которой величина ошибки L в результате принятого решения была бы наименьшей: $B \rightarrow \dot{z} \in B$, $L(\dot{z}) = \inf |\dot{z}_i - z|$. Пусть эксперт выбрал оценку $\dot{z} = \dot{z}_i$, тогда как значение итогового показателя, определенное природой, равно \dot{z}_j . Тогда абсолютное отклонение составляет $L_{ij} = |\dot{z}_i - \dot{z}_j|$.

Матрица игры между экспертом и природой примет следующий вид (табл. 1):

Таблица 1

Матрица игры между судебным экспертом и природой

	\dot{z}_1	\dot{z}_2	...	\dot{z}_j	...	\dot{z}_n
\dot{z}_1	0	$ \dot{z}_1 - \dot{z}_2 $...	$ \dot{z}_1 - \dot{z}_j $...	$ \dot{z}_1 - \dot{z}_n $
\dot{z}_2	$ \dot{z}_2 - \dot{z}_1 $	0	...	$ \dot{z}_2 - \dot{z}_j $...	$ \dot{z}_2 - \dot{z}_n $
...
\dot{z}_i	$ \dot{z}_i - \dot{z}_1 $	$ \dot{z}_i - \dot{z}_2 $...	$ \dot{z}_i - \dot{z}_j $...	$ \dot{z}_i - \dot{z}_n $
...
\dot{z}_n	$ \dot{z}_n - \dot{z}_1 $	$ \dot{z}_n - \dot{z}_2 $...	$ \dot{z}_n - \dot{z}_j $...	0

По смыслу задачи редукция к наилучшей оценке производится по критерию Лапласа: как наименьшее значение средней ошибки по всем вариантам. В соответствии с данным критерием необходимо выбрать такое значение $\dot{z} = \dot{z}_k$, при котором средняя ошибка была бы наименьшей:

$$k: \bar{L}_k = \inf \bar{L}_i, \bar{L}_i = \frac{\sum_{j=1}^n |\dot{z}_i - \dot{z}_j|}{n}.$$

В [3] приведено доказательство того, что в такой игре наилучшим для судебного эксперта выбором k является медиана вариационного ряда $\{\dot{z}_i\}$.

При нечетном n :

$$k = \frac{n+1}{2}, \quad \ddot{z} = \text{Me}\{\dot{z}_i\} = \dot{z}_k.$$

При четном n :

$$k = \frac{n}{2}, \quad \ddot{z} = \text{Me}\{\dot{z}_i\} = \frac{\dot{z}_k + \dot{z}_{k+1}}{2}.$$

Следовательно, имеется следующее правило: для получения наилучшей точечной оценки некоторого итогового показателя, зависящего от аргументов, в отношении каждого из которых имеется некоторый набор оценок и моделей расчета, необходимо использовать все имеющиеся Парето-эффективные оценки всех аргументов и все Парето-эффективные методы расчета для построения вариационного ряда оценок итогового показателя, а в качестве наилучшей точечной оценки выбрать медиану указанного вариационного ряда.

Предложенное правило предполагает учет всех имеющихся оценок всех имеющихся аргументов с последующим построением на их основе вариационного ряда и дальнейшим переходом к наилучшей точечной оценке:

$$A_1 \times A_2 \times \dots \times A_n \rightarrow \{\dot{z}\} \rightarrow \text{Me}\{\dot{z}\} = \ddot{z} \in B.$$

Действительно, для получения медианы производится упорядочение значений по возрастанию, в процессе которого используется весь вариационный ряд. В рассматриваемом случае медиана не просто представляет собой результат механического усреднения, а является точкой, в которой экспертная ошибка закономерно достигает минимума. То есть любое другое значение, взятое судебным экспертом, будет давать более высокую ожидаемую абсолютную ошибку и потому будет хуже, чем медиана.

То есть медиана обобщает и несет в себе всю информацию о полученном вариационном ряде. Кроме того, медиана вполне применима для анализа неоднородного вариационного ряда, тогда как расчет среднего значения не всегда можно считать корректным из-за несопоставимости разнородных элементов ряда.

К преимуществам медианы следует также отнести и ее устойчивость к появлению отдельных выбросов, что не характерно для средней арифметической.

Судебный эксперт не может учесть все возможные аргументы и модели расчета. Но если множество B_n представляют собой репрезентативную выборку возможных значений, то получение альтернативных вариационных рядов, в том числе с применением других наборов исходных данных и моделей окажет слабое влияние на медиану. Безусловно, маловероятно, что при повторении в данных условиях расчета с другими исходными данными будет получено в точности такое же значение медианы, однако следует ожидать, что полученное значение будет близко к первоначальному. Таким образом, медиана также обладает устойчивостью в случае воспроизведения расчета различными судебными экспертами, в том числе в случае дополнительной и повторной экспертизы.

Таким образом, использование медианы в качестве оценки всего множества значений итогового показателя отвечает выдвинутым требованиям

к редукции оценок и позволяет сформулировать научно обоснованный категорический вывод на основе множества значений итогового показателя, обусловленного наличием множества оценок его аргументов или множества моделей расчета.

Несмотря на то, что по результатам судебной экспертизы выявлено множество оценок итогового показателя, эксперт вправе сформулировать объективный, однозначный и категорический вывод, который состоит в следующем: исходя из информации, представленной для производства экспертизы, наилучшая оценка итогового показателя составляет $\bar{z} = \text{Me}\{\bar{z}_i\}$.

Достоверность этого вывода, как можно видеть, определяется репрезентативностью выборки B_n . Иными словами, эксперт не должен игнорировать существование множества оценок исходных данных и множества различных методов оценки, а наоборот, должен стараться использовать все Парето-эффективные варианты.

При наличии большого числа Парето-эффективных оценок аргументов, в особенности, когда аргументы представляют собой непрерывные величины, непосредственный перебор всех возможных комбинаций вектора \bar{x} становится практически невозможным. Тогда имеет смысл прибегнуть к методу статистических испытаний (методу Монте-Карло), применение которого позволит сформировать репрезентативную выборку оценок итогового показателя для различных комбинаций исходных данных.

При этом судебного эксперта и орган, назначивший экспертизу, может смутить неполная воспроизводимость результата экспертизы с применением статистического моделирования. Поскольку в методе статистических испытаний приходится иметь дело со случайно выбранными значениями аргументов, то один и тот же расчет, повторенный дважды по одним и тем же исходным данным, не позволит получить в точности то же самое значение наилучшей оценки итогового показателя. Результаты будут отклоняться друг от друга, причем случайность результатов будет вызвана вычислительной погрешностью, связанной с применением метода статистических испытаний.

Однако следует учитывать, что, как уже говорилось, в случае репрезентативной выборки B_n и достаточно большого числа испытаний в методе Монте-Карло значения медианы в разных расчетах будут близкими между собой. Кроме того, здесь обнажается весьма распространенная ситуация, на которую при проведении экспертиз часто стараются не обращать внимания, поскольку она ставит под сомнение обоснованность экспертизы, положенной в основу решения по делу. Два различных эксперта, отвечая на один и тот же вопрос, часто получают разные оценки итогового показателя. В силу изложенного, следует согласиться с тем, что различия в оценках экспертов могут носить объективный характер, обусловленный выбором одного из нескольких Парето-эффективных вариантов оценки.

Предложенное правило редукции позволяет в рамках одной экспертизы воспроизвести действия не одного-двух, а сразу большого числа судебных экспертов, получить разные оценки, которые образуют выборку B_n , и взять из них наилучшую. То есть качество оценок намного возрастает: от одной, по сути случайной, оценки эксперт переходит к рассмотрению множества возможных оценок и выбору среди них наилучшей, т.е. такой, которая в

среднем по всем возможным значениям фактического показателя даст наименьшее отклонение от него. В результате существенно снижается разрыв между результатами, которые могут быть получены при проведении различных экспертиз. При этом оставшиеся расхождения в результатах лежат в рамках вычислительной погрешности, обусловленной применением статистического моделирования. Данная погрешность может быть сокращена путем увеличения числа испытаний.

ПРИМЕР РЕДУКЦИИ ОЦЕНОК В СУДЕБНОЙ ЭКСПЕРТИЗЕ

Продемонстрируем применение предложенного правила на ранее описанном примере.

Допустим, страховой тариф по договору составил 4,1 % от страховой суммы. Судебному эксперту представлено актуарное обоснование страхового тарифа к утвержденным правилам страхования, в котором применена Методика (I) из [7] (табл. 2).

Таблица 2

Расчет страхового тарифа, содержащийся в актуарном обосновании

Показатели	Значение
q , ед.	0,0512
S , руб.	1000000
S_n , руб.	350000
R_n , руб.	192500
n	100
γ	0,95
f	0,2
Брутто-ставка страхового тарифа T , ед.	0,0406

Эксперт проверил источники оценок, сделанных в актуарном обосновании, и пришел к выводу об их обоснованности.

Кроме того, эксперт через орган, назначивший судебную экспертизу, получил от Банка России и Всероссийского союза страховщиков статистическую информацию о риске невозврата кредитов за 2005–2012 гг., которая была доступна подозреваемому по состоянию на момент заключения договора страхования. На основе данной информации эксперт получил другие обоснованные оценки аргументов для применения Методики (I). Оценки получены путем формирования выборок из различных генеральных совокупностей. Кроме того, Банк России предоставил статистическую информацию не по страховым портфелям, а по случаям кредитных дефолтов у заемщиков-физических лиц (отдельно по региону и отдельно по взаимозависимому банку). То есть методика формирования оценок аргументов различается. Соответственно, полученные оценки являются несравнимыми и вместе с оценками, приведенными в актуарном обосновании страховых тарифов (табл. 3), образуют следующее множество Парето-эффективных оценок (значения разделены точкой с запятой, курсивом выделены значения, полученные из актуарного обоснования страховых тарифов).

Таблица 3

Парето-эффективные оценки аргументов для применения Методики (I)

Параметр	Значения, ед.
q	0,04; 0,0512; 0,095; 0,11
S_B/S	0,14; 0,35; 0,62; 0,7; 0,9
R_B/S_B	0,2; 0,42; 0,55

Кроме того, Банк России представил два ряда данных по годам (отдельно по региону и отдельно по взаимозависимому банку), позволяющие применить Методику (II) (табл. 4).

Таблица 4

Оценки для применения Методики (II)

Показатели	Вариант 1	Вариант 2
n	8	8
a_0	0,1313	0,0705
a_1	-0,0059	0,0140
$\sigma: \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n a_0 + a_1 \cdot i - y_i)^2}{n-1}}$	0,4330	0,0056

Судебный эксперт с равными основаниями может применить как Методику (I), так и Методику (II), тем более что располагает для этого необходимыми данными.

Поскольку для применения Методики (I) имеются выборочные оценки непрерывных случайных величин, эксперт произвел преобразование моментных значений к интервальным и построил выборочные эмпирические распределения. Так, для вероятности наступления страхового случая получен следующий интервальный ряд (табл. 5).

Таблица 5

Построение интервального вариационного ряда для вероятности наступления страхового случая

Номер интервала	Значение-представитель	Нижняя граница интервала	Верхняя граница интервала
1	0,04	0,0344	0,0456
2	0,0512	0,0456	0,0731
3	0,095	0,0731	0,1025
4	0,11	0,1025	0,1175

На его основе сформировано следующее распределение (рис. 1).

Параметры расчета могут варьировать независимо друг от друга. В пределах вариационного ряда все оценки Парето-эффективны между собой.

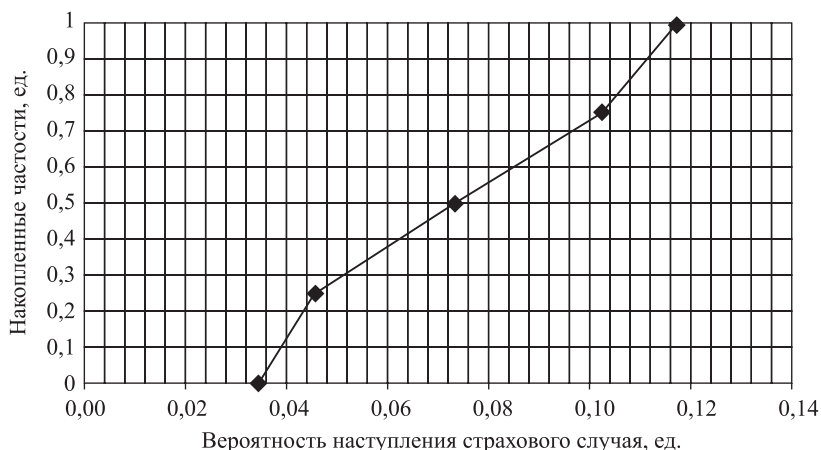


Рис. 1. Кумулята распределения вероятности наступления страхового случая

Поэтому для составления набора оценок возможно применение метода статистических испытаний (Монте-Карло). С применением указанного метода эксперт получил 1000 реализаций возможных значений страхового тарифа по Методике (I), представленных в табл. 6.

Таблица 6

Расчет страховых тарифов с применением метода статистических испытаний (фрагмент)

Номер попытки	q	S_b/S	R_b/S_b	T
1	0,11337	0,23137	0,46377	0,04960
2	0,05207	0,41616	0,45162	0,04804
3	0,03709	0,65176	0,11678	0,05572
4	0,11422	0,20330	0,31817	0,04306
5	0,04162	0,10051	0,49996	0,00986
6	0,10065	0,70954	0,52964	0,13955
...
998	0,09883	0,66977	0,41635	0,12762
999	0,06202	0,44460	0,53368	0,05964
1000	0,07603	0,51936	0,38901	0,07989

Распределение полученных значений страхового тарифа представлено на рис. 2.

Медиана значений, указанных в табл. 2, составляет 0,0756.

Эксперт также применил Методику (II). С учетом данных табл. 4, применение указанной методики предполагает использование двух комбинаций взаимосвязанных исходных данных, поэтому применение метода Монте-Карло в данном случае невозможно. Возможны лишь две оценки значений (с учетом данных табл. 4), представленные в табл. 7.

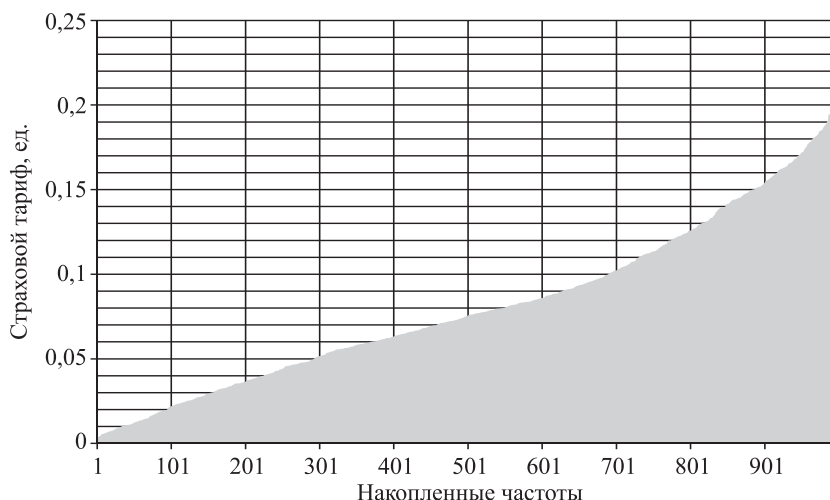


Рис. 2. Огиба распределения значений страхового тарифа по Методике (I)

Таблица 7

Расчет страховых тарифов по Методике (II)

Показатели	Вариант 1	Вариант 2
γ	0,95	0,95
$\beta(\gamma, n)$	2,889	2,889
f	0,2	0,2
Брутто-ставка страхового тарифа T , ед.	0,1180	0,0592

Поскольку Методика (I) и Методика (II) являются Парето-эффективными, то они обе участвуют в формировании вариационного ряда страхового тарифа, обеспечивая равное количество результатов. Так как при применении Методики (I) получены 1000 значений, а при применении Методики (II) – всего 2 значения, то каждое из значений, полученных по Методике (II), необходимо повторить по $1000/2 = 500$ раз. Аналогичный подход был описан при формировании вариационных рядов в оценке стоимости [6].

Полученный в результате вариационный ряд эксперт упорядочил по возрастанию значений. Итоговое распределение представлено на рис. 3.

После этого эксперт выбрал медианное значение, которое равно среднему из значений, имеющих порядковый номер 1000 и 1001:

$$Me = (0,0754 + 0,0758)/2 = 0,0756.$$

Таким образом, наилучшая оценка страхового тарифа составляет 7,56 %.

Учитывая данное обстоятельство, эксперт должен сделать вывод о том, что страховой тариф по договору страхования был занижен. Учитывая информацию, которая имелаась в 2012 г., страховщику следовало применить тариф, равный 7,56 %.

Вопрос о том, явилось ли занижение страхового тарифа результатом умысла обвиняемого или же явилось результатом ошибки, находится вне пределов судебной экспертизы и должен быть установлен следствием с

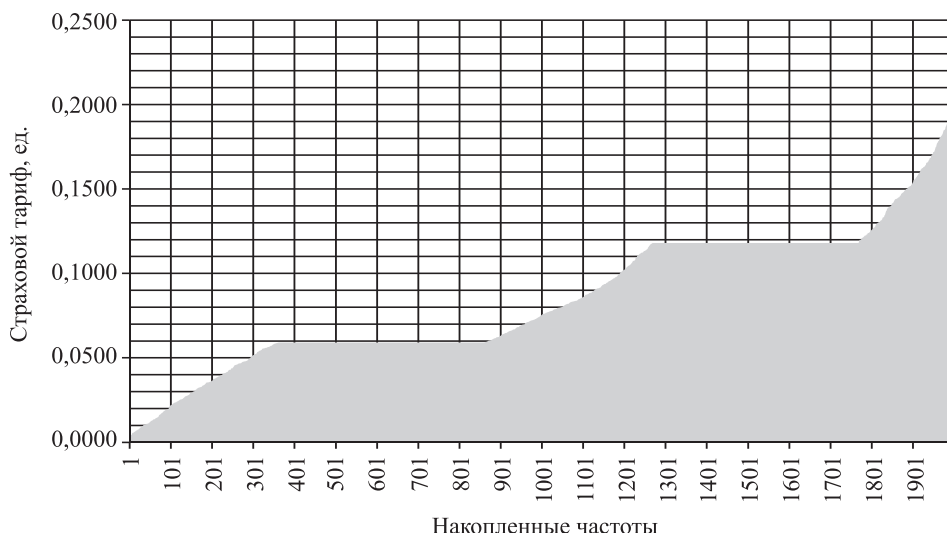


Рис. 3. Огиа распределения значений страхового тарифа при объединении результатов применения Методики (I) и Методики (II)

учетом всех обстоятельств дела. В рамках рассмотренного вопроса от судебного эксперта требовалось дать ответ на вопрос о том, имелось ли занижение тарифа, необходимый для принятия решения о продолжении следствия. Несмотря на очень большой разброс возможных вариантов ответа (оценка тарифа лежит в интервале от 0,3 до 22 %, см. рис. 3), эксперт имеет возможность прийти к уверенному выводу о том, что страховой тариф все-таки являлся заниженным.

Обратим внимание, что медиана вариационного ряда оказалась устойчивой к добавлению Методики (II), т.е. дополнительное применение этой методики в данном конкретном случае не повлияло на результат. Данный факт легко объясняется тем, что значения по Методике (II) в равной степени присутствуют как слева, так и справа от медианы, полученной по Методике (I).

Расчет с применением статистического моделирования был повторен еще 2 раза. Во втором случае медианное значение составило 0,0748, а в третьем – 0,0758. Таким образом, можно говорить о том, что в случае повторного проведения экспертизы по тем же самым данным будут получены несущественно отличающиеся результаты, которые не изменяют конечного вывода эксперта.

ВЫВОДЫ

1. При проведении финансово-экономических экспертиз может возникнуть противоречие между наличием множества вариантов исходных данных и методик расчета того или иного итогового экономического показателя, с одной стороны, и необходимостью сформулировать однозначный категорический вывод, с другой стороны.

2. Множественность вполне обоснованных оценок экономических показателей является естественным и во многом неизбежным явлением в

современных условиях. Все возможные оценки итогового показателя, которые основаны на Парето-эффективных оценках исходных данных (аргументов) и Парето-эффективных моделях расчетов, являются в равной степени обоснованными и рассматриваются как равновероятные. Поэтому судебная финансово-экономическая экспертиза, в которой будет проигнорирована множественность оценок итогового показателя, возникшая под влиянием различных оценок аргументов или наличия нескольких моделей расчета итогового показателя, не может считаться объективной, полной, всесторонней и научно обоснованной.

3. Для разрешения указанного выше противоречия следует применить правило редукции оценок итогового экономического показателя, которое состоит в следующем: для получения наилучшей точечной оценки некоторого итогового показателя, зависящего от аргументов, в отношении каждого из которых имеется некоторый набор оценок и моделей расчета, необходимо использовать все имеющиеся Парето-эффективные оценки всех аргументов и все Парето-эффективные методы расчета для построения вариационного ряда оценок итогового показателя, а в качестве наилучшей точечной оценки выбрать медиану указанного вариационного ряда.

4. Наилучшая оценка итогового показателя, полученная таким образом, позволяет минимизировать среднее абсолютное отклонение от неизвестного фактического значения на основе информации обо всем вариационном ряде и отличается устойчивостью при повторном воспроизведении расчетов. Любая другая оценка имеет большее ожидаемое отклонение от фактического значения. Выбор оценки итогового показателя является объективным и научно обоснованным.

5. Применение предложенного правила ориентирует судебного эксперта на то, чтобы не игнорировать различные Парето-эффективные оценки, а наоборот, учитывать все из них. Редукция оценок итогового показателя производится с сохранением всей известной информации об оценках значений аргументов и обеспечивает получение наилучшего значения, которое может быть положено в основу категорического вывода судебного эксперта, даваемого несмотря на множественность исходных данных и моделей расчета.

Литература

1. *Городилов М.А.* Методика расчета упущенной выгоды в финансово-экономических экспертизах // *Аудиторские ведомости*. 2016. № 10. С. 55–70.
2. *Грень Ежи.* Статистические игры и их применение / пер. с польск. Г.З. Давидовича; под ред. Г.Г. Пирогова, С.Д. Горшенина. М.: Статистика, 1975. 176 с.
3. *Зельнер А.* Байесовские методы в эконометрии / пер. с англ. Г.Г. Пирогова и Ю.П. Федоровского; с предисл. переводчиков. М.: Статистика, 1980. 438 с.
4. *Каминский А.В., Ильин М.О., Лебединский В.И. и др.* Экспертиза отчетов об оценке: учебник. М.: Книжная Линия, 2014. 168 с.
5. *Россинская Е.Р.* Судебная экспертиза в гражданском, арбитражном, административном и уголовном процессе. М.: НОРМА, 2006. 656 с.
6. *Рыжков О.Ю.* Статистический взгляд на оценку стоимости объекта оценки // *Интеграционные процессы в науке в современных условиях: сб. ст. междунар. науч.-практ. конф.* М., 2016. С. 66–80.

7. Методики расчета тарифных ставок по рисковым видам страхования (утв. распоряжением Росстрахнадзора от 8 июля 1993 г. № 02-03-36). [Электронный ресурс] // Электронное периодическое издание Справочная Правовая Система Консультант Бизнес: Версия Проф (дата обращения: 21.02.2017).
8. Федеральный закон от 31.05.2001 № 73-ФЗ «О государственной судебно-экспертной деятельности в Российской Федерации». [Электронный ресурс] // Электронное периодическое издание Справочная Правовая Система Консультант Бизнес: Версия Проф (дата обращения: 21.02.2017).

Bibliography

1. *Gorodilov M.A.* Metodika rascheta upushhennoj vygody v finansovo-jekonomicheskikh jekspertizah // *Auditorskije vedomosti*. 2016. № 10. P. 55–70.
2. *Gren' Ezhi.* Statisticheskie igry i ih primenenie / per. s pol'sk. G.Z. Davidovicha; pod red. G.G. Pirogova, S.D. Gorshenina. M.: Statistika, 1975. 176 p.
3. *Zel'ner A.* Bajesovskie metody v jeknometrii / per. s angl. G.G. Pirogova i Ju.P. Fedorovskogo; s predisl. perevodchikov. M.: Statistika, 1980. 438 p.
4. *Kaminskij A.V., Il'in M.O., Lebedinskij V.I. i dr.* Jekspertiza otchetov ob ocenke: uchebnik. M.: Knizhnaja Linija, 2014. 168 p.
5. *Rossinskaja E.R.* Sudebnaja jekspertiza v grazhdanskom, arbitrazhnom, administrativnom i ugovnom processe. M.: NORMA, 2006. 656 p.
6. *Ryzhkov O.Ju.* Statisticheskij vzgljad na ocenku stoimosti ob#ekta ocenki // *Integracionnye processy v nauke v sovremennyh uslovijah: sb. st. mezhdunar. nauch.-prakt. konf.* M., 2016. P. 66–80.
7. Методики расчета тарифных ставок по рисковым видам страхования (утв. распоряжением Росстрахнадзора от 8 июля 1993 г. № 02-03-36). [Электронный ресурс] // Электронное периодическое издание Справочная Правовая Система Консультант Бизнес: Версия Проф (дата обращения: 21.02.2017).
8. Федеральный закон от 31.05.2001 № 73-ФЗ «О государственной судебно-экспертной деятельности в Российской Федерации». [Электронный ресурс] // Электронное периодическое издание Справочная Правовая Система Консультант Бизнес: Версия Проф (дата обращения: 21.02.2017).