Министерство науки и высшего образования Российской Федерации
Южно-Уральский государственный университет
Кафедра «Экономическая безопасность»

Х5.я7
Г953

В.Г. Гурлев, Т.С. Хомякова

СУДЕБНАЯ СТАТИСТИКА. СТАТИСТИЧЕСКАЯ ОБРАБОТКА ЭКСПЕРТНЫХ ИССЛЕДОВАНИЙ ДЕЯТЕЛЬНОСТИ СУДОВ

Учебное пособие

Челябинск
Издательский центр ЮУрГУ
2021

ББК Х54.я7 + [С62:Х].я7
Г953

Одобрено
учебно-методической комиссией
Высшей школы экономики и управления

Рецензенты:
Пудовкин В.В., Галкина Л.Н.

Гурлев, В.Г.
Г953 **Судебная статистика. Статистическая обработка экспертных исследований деятельности судов:** учебное пособие / В.Г. Гурлев, Т.С. Хомякова. – Челябинск: Издательский центр ЮУрГУ, 2021. – 42 с.

Учебное пособие составлено в соответствии с требованиями Федерального Государственного образовательного стандарта высшего профессионального образования по специальности 38.05.01 «Экономическая безопасность». Пособие окважет содействие студенту в формировании знаний в области статистической методологии национального счетоводства и макроэкономических расчётов по дисциплинам курса «Практикум по судебной экономической экспертизе», «Денежная и банковская статистика», «Информационно-аналитическое обеспечение экономической безопасности». В пособии представлены методы и способы статистических измерений и наблюдений в судебной практике. Представлены классификационные признаки, содержит характеристику целей и задач практических занятий, планы и тематику практических занятий, семестровые задания и образцы их выполнения, обеспечивающую литературу.

ББК Х54.я7 + [С62:Х].я7

ОГЛАВЛЕНИЕ

ВВЕДЕНИЕ

Учебное пособие составлено в соответствии с требованиями Федерального государственного образовательного стандарта высшего образования по специальности «Экономическая безопасность» (уровень специалитет).

Целью проведения занятий является: формирование у будущих специалистов знаний и умений в области статистической отчётности, умения анализировать расчетные данные; помощь в освоении методов математической обработки показателей в изучаемых направлениях – анализ результатов по судебно-экономической экспертизе; информационно-аналитической обработки информации, формировании и систематизизации знаний в области судебной статистики; изучение методов анализа прикладных задач.

Учебное пособие содержит методы и инструментарии оценки статистических показателей, материалы консультативных фирм и нормативных документах, отчётных данных деятельности судов России: общей юрисдикции дел и материалов по I инстанции; решения, вынесенные мировыми судьями и судьями районных, областных и равных им судов (в том числе рассмотренных дел военными судами). Представлена методика оценки деятельности судов в виде разработанных индикаторов, расчеты и оценки гипотез с помощью компьютерной программы «Plan-Ex».

1. ДЕЯТЕЛЬНОСТЬ ФЕДЕРАЛЬНЫХ СУДОВ ОБЩЕЙ ЮРИСДИКЦИИ И МИРОВЫХ СУДЕЙ. ОСНОВНЫЕ ПОКАЗАТЕЛИ

Организация ведения судебной статистики судов общей юрисдикции. В соответствии с поди. 12 и. 1 ст. 6. Федерального закона «О Судебном департаменте при Верховном Суде Российской Федерации» Судебный департамент «ведет судебную статистику, организует делопроизводство и работу архивов судов; взаимодействует с органами юстиции при составлении сводного статистического отчета»[1]. Свои полномочия Судебный департамент осуществляет, в том числе через свои органы в субъектах РФ, на которые также возложено ведение судебной статистики (п. 4 ст. 14 Федерального закона от 08.01.1998 № 7-ФЗ). Кроме того, Судебный департамент осуществляет формирование единого информационного пространства федеральных судов[2] и мировых судей, включающего создание объединенных баз данных федеральных судов и мировых судей, установление единых принципов функционирования информационных систем (рис.1).

Применительно к судебной статистике это установление единых форматов представления статистических данных, соблюдение общих правил ведения первичного учета в информационных системах. Система судебной статистики судов общей юрисдикции представляет собой совокупность взаимосвязанных статистических показателей в системе утвержденных регламентных форм статистической отчетности о результатах судебного рассмотрения по видам производства и отчетности по судимости (результатах рассмотрения уголовных дел в отношении подсудимых лиц по вступившим в законную силу актам – судебным постановлениям по существу обвинения). В системе статистической отчетности уголовно-правовая ста-

---

1 Полномочия по организации ведения судебной статистики на судебных участках мировых судей находятся в совместном ведении органов субъектов РФ но обеспечению деятельности мировых судей (в ряде субъектов РФ эти функции выполняют органы юстиции этихсубъектов) и органов Судебного департамента, распределение полномочий определяется соглашениями.

2 По состоянию на 1 июля 2014 г. в Российской Федерации функционировали федеральные суды общей юрисдикции (без учета числа судов общей юрисдикции, образованныхв новых субъектах РФ – Республике Крым и городе Севастополе Федеральным закономот 23.06.2014 № 154-ФЗ «О создании судов Российской Федерации на территориях Республики Крым и города федерального значения Севастополя и о внесении изменений в отдельные законодательные акты Российской Федерации»): верховные суды республик, краевые и областные суды, суды городов федеральногозначения, суды автономной области и автономных округов (далее — областные и равные имсуды) - 83;– окружные (флотские) военные суды (О ВС) — 12, в том числе 9 окружных военных судови 3 флотских военных суда; – районные суды – 2185; гарнизонные военные суды (ГВС) — 105, из них 5 судов, находящихся в местах дислокации российских войск за пределами территории РФ; – судебные участки мировых судей – 7490.

тистика занимает доминирующее место по объему статистических показателей и детализации первичного учета лиц в уголовном судопроизводстве. Объем учетных показателей и показателей статистической отчетности из года в год растет в связи с потребностями анализа судебной практики. Увеличивается из-за разнообразия судебного производства и необходимости количественного учета применения новых институтов в процессуальном законодательстве, изменений в материальном праве, а открытость и доступность статистических данных обусловливает расширение интереса общества к статистическим данным. Соответственно, в разы увеличивается объем консолидируемых статистических данных на уровне субъектов РФ и на федеральном уровне.

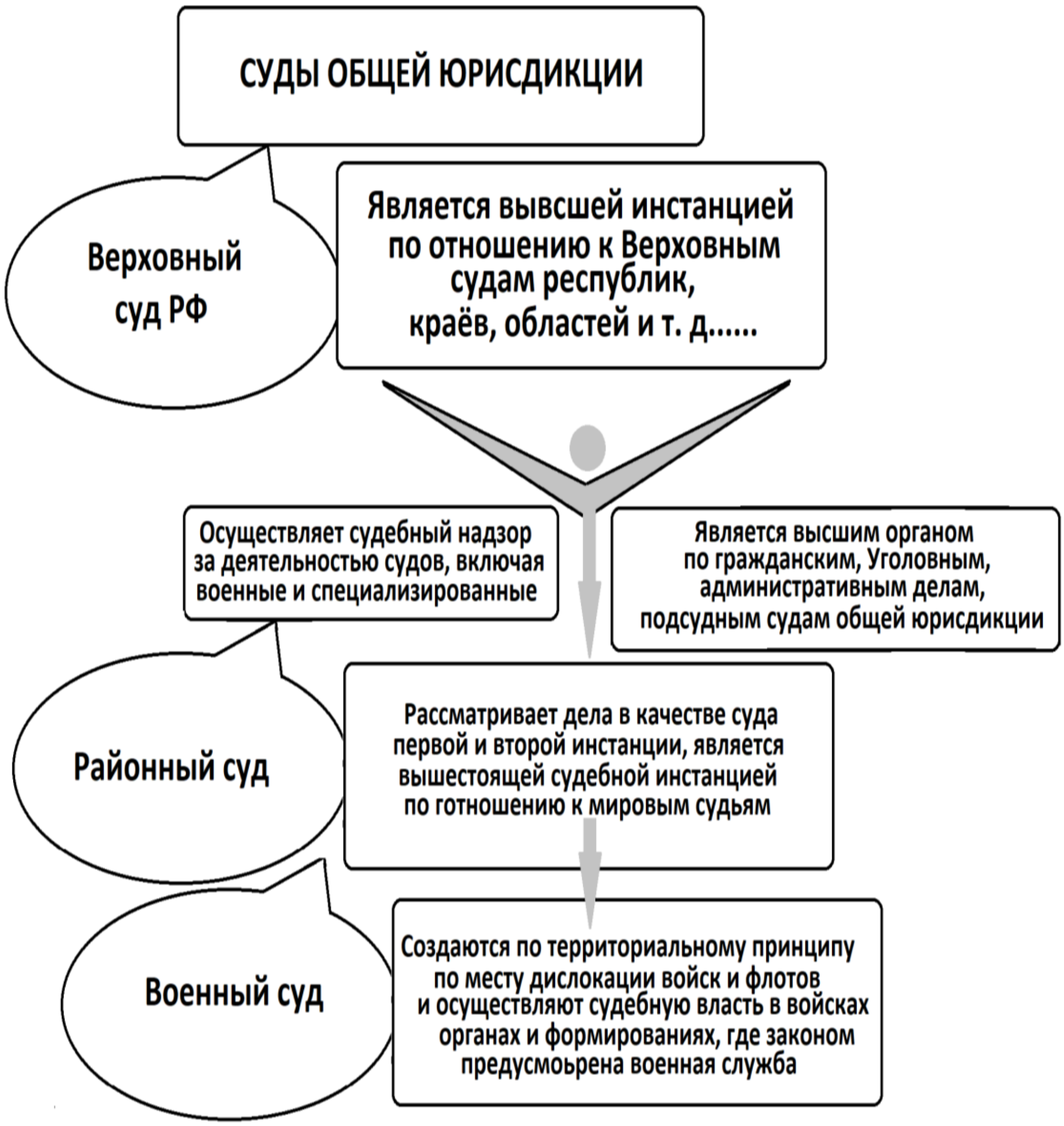


Рис. 1. Схема структуры Судов России

Изменения УК РФ и УПК РФ за последнее десятилетие повлекли существенное усложнение учета и статистической отчетности, что определило необходимость использования автоматизированных информационных систем (АИС) на всех этапах статистической работы – в судебном делопроизводстве, формировании первичной отчетности, сборе и анализе статистических данных. Приказами Судебного департамента, на который в соответствии с Федеральным законом «О Судебном департаменте при Верховном Суде Российской Федерации» возложено ведение судебной статистики, утверждаются единые для всей системы судов общей юрисдикции формы статистической отчетности о работе судов и судимости, а также общая для всех судов программа статистического наблюдения судимости – СКП. Указанные формы и СКП являются обязательными и для мировых судей, и для военных судов.

1.1. Действующие подзаконные нормативные акты повопросам ведения судебной статистики в судах общей юрисдикции

Судебным департаментом (приказ от 09.06.2014 № 142) утверждены 25 форм статистической отчетности. Объемы статистических показателей о работе судов и судимости «Статистическая отчётность» имеет 24 регламентные формы (две ежеквартальные оперативные, остальные полугодовые и годовые): 12 форм отчетности о судимости (из них 8 представляются в Росстат и размещаются на сайте Судебного департамента). Формирующиеся из БД СКП; 12 форм о судебной деятельности: уголовное, гражданское, включая административное производство[3], производство по делам об административных правоотношениях, но судебным инстанциям, применение амнистии (из них 10 сдаются в Росстат и размещаются на сайте Судебного департамента); форма статистической отчетности об амнистии[4].

Систему статистической отчетности судов общей юрисдикции устанавливает *Табель форм статистической отчетности о деятельности судов* общей юрисдикции и судимости, утверждаемый приказом Судебного департамента вместе с образцами форм статистической отчетности. Табелем предусмотрены следующие формы.

Формы статистической отчетности о деятельности судов (*полугодовые и годовые):*

[3] Под административным производством, после принятия Кодекса административногосудопроизводства РФ (Федеральный закон от 08.03.2015 № 21-ФЗ), понимается рассмотрение категорий дел, определенных указанным Кодексом, ранее включаемых в гражданскиедела, в основном дела в сфере публично-правовых отношений.

[4] Содержание показателей определяется в соответствии с действующей в отчетныйпериод амнистией и формируется по истечении шестимесячного срока се исполнения в ближайший отчетный период.

форма № 1. «Отчет о работе судов общей юрисдикции по рассмотрению уголовных дел по первой инстанции (код f1)»[5];

форма № 1-АП. «Отчет о работе судов общей юрисдикции по рассмотрению дел об административных правонарушениях (f2)»;

форма № 2. «Отчет о работе судов общей юрисдикции по рассмотрению гражданских дел по первой инстанции (13)»;

форма № 4. Отчет судов общей юрисдикции о суммах ущерба от преступлений, суммах материальных взысканий в доход государства, количестве вынесенных постановлений об оплате процессуальных издержек за счет средств федерального бюджета и назначении экспертиз (f4)»;

форма № 6. «Отчет о работе судов общей юрисдикции по рассмотрению уголовных дел в апелляционном порядке (f6)»;

форма № 7. «Отчет о работе судов общей юрисдикции по рассмотрению гражданских дел в апелляционном порядке (17)»;

форма № 8. «Отчет о работе судов общей юрисдикции по рассмотрению уголовных дел в кассационном (надзорном) порядке (f8)»;

форма № 9. «Отчет о работе судов общей юрисдикции по рассмотрению гражданских дел в кассационном порядке (19)»;

форма № 9н. «Отчет о работе Верховного Суда Российской Федерации по рассмотрению гражданских дел в порядке надзора (110)»;

форма № S07. «Сведения о рассмотрении судами общей юрисдикции некоторых категорий гражданских дел, но первой инстанции и дел об административных правонарушениях спорах (приложение к формам № 1-АП, 2) (s07)»;

форма № 1а. «Отчет о работе судов общей юрисдикции но применению постановления Государственной Думы Федерального Собрания Российской Федерации «Об объявлении амнистии» (115)».

Оперативная отчетность (*ежеквартальная, сновные показатели из регламентных форм отчетности):*

форма № 01. Оперативная отчетность о деятельности судов общей юрисдикции (s03);

форма № 01.1. Отчет о работе судов общей юрисдикции по рассмотрению уголовных дел по отдельным статьям Уголовного кодекса Российской

[5] Коды форм по типам судов в программе программного изделия (ПИ) «Судебная статистика»: flw – по делам мировых судей, f 1 г – делам районных судов, fls, – fig, flv, flq –по делам Верховного Суда РФ (за годы, когда Верховным Судом РФ рассматривались уголовные дела но первой инстанции). Каждый тип формы имеет свой программный шаблонс набором ФЛК. Коды форм унаследованы из предшествующего ПО, за несколькими исключениями совпадают с номерами утвержденных форм (к – отчеты, сформированные из БДпо судимости, s – оперативная отчетность или временные формы).

Федерации по первой инстанции (приложение к оперативному отчету формы № 01) (s06).

Статистические формы по судимости:

форма № 10а. «Отчет о числе привлеченных к уголовной ответственности и видах уголовного наказания (к3)»;

форма № 10.1. «Отчет о числе привлеченных к уголовной ответственности и видах уголовного наказания (к4)»;

форма № 10.2 «Отчет об особенностях рассмотрения уголовных дел, применения реальных видов наказания и оснований прекращения уголовных дел (кб)»;

форма № 10.3. «Отчет о видах наказания по наиболее тяжкому преступлению (без учета сложения) (к7)»;

форма № 10.3.1. «Отчет о сроках лишения свободы и размерах штрафов (приложение к отчету формы № 10.3) (k7.1)»;

форма № 10.4.1. «Отчет о результатах рассмотрения уголовных дел о преступлениях коррупционной направленности по вступившим в законную силу приговорам и другим судебным постановлениям (к9)»;

форма № 10.4.2. «Отчет о результатах рассмотрения уголовных дел по отдельным статьям Уголовного кодекса РФ по вступившим в законную силу приговорам и другим судебным постановлениям, по преступлениям террористической и экстремистской направленности (k9.1)»;

форма № 10.5. «Отчет о результатах рассмотрения уголовных дел с участием присяжных заседателей (к 10)»;

форма № 11. «Отчет о составе осужденных, месте совершения преступления (к5)»;

форма № 11а. «Отчет о судимости по отдельным отраслям хозяйства (по видам деятельности), а также по лицам, осуществляющим предпринимательскую деятельность (к2)»;

форма № 12. «Отчет об осужденных, совершивших преступления в несовершеннолетнем возрасте (к1)»;

форма № 6 МВ-НОН. «Сведения о лицах, осужденных за преступления, связанные с незаконным оборотом наркотических средств, психотропных и сильнодействующих веществ (к8)».

Под все уровни судов и инстанции создается 125 тыс. графоклеток статистических показателей, более 150 программных шаблонов, содержащих более 30 тыс. контрольных соотношений. За год на уровне Судебного департамента[6] (без учета промежуточной консолидации статистических данных в управлениях Судебного департамента и окружных (флотских) военных судах) по утвержденным формам отчетности обрабатывается более 70

[6] Ровно половину – 12 форм статистической отчетности – составляют в настоящеевремя формы отчетности по судимости, но по объему статистических показателей онисоставляют почти 80%.

млн. показателей, представляемых управлениями Судебного департамента, областными, городскими и равными им судами, окружными (флотскими) военными судами.

1.2. Техническое и организационное обеспечение ведения судебной статистики

Вопросами ведения судебной статистики занимаются два отдела *Главного управления организационно-правового обеспечения* деятельности судов: отдел организационно-методического обеспечения ведения судебной статистики и отдел предоставления регламентных статистических данных в Росстат, ФСКН России, ФНС России.

Отдел организационно-методического обеспечения ведения судебной статистики осуществляет следующую деятельность:

– разрабатывает форму учетно-статистических карточек (УСК) и иных документов первичного учета; разработывает формы отчетности (ФЛК и раскраска шаблонов); осуществлениет методическую поддержку разработчиков СПО ГАС. Осуществляет «Правосудие» в части вопросов первичного учета и формирования судебной статистики (программные изделия (ПИ) «Судимость», СДП, АМИРС);

– готовит обзор, аналитических докладов, презентаций; производит ответ на запросы о предоставлении статданных;

– готовит ответы на запросы о порядке формирования статистической отчетности;

– организует сбор нерегламентной отчетности (при технической поддержке Информационно-аналитического центра (ИАЦ Судебного департамента России).

Отдел предоставления регламентных статистических данных в Росстат, ФСКН России, ФНС России производит отдел обеспечения формирования информационных ресурсов, который осуществляет:

– подготовку новых форм в Программное изделие (ПИ) «Судебная статистика» (структур, ФЛК, выгрузку обновлений, программных шаблонов);

– сбор регламентной отчетности, формирование Сборника основных показателей, таблиц Сборника «Преступность и правонарушения», выверку статистики по судебным постановлениям.

Техническое обеспечение ведения судебной статистики (от обеспечения компьютерной техникой, каналами связи до технической поддержки функционирования СПО и организации его модификации) осуществляет учреждение Судебного департамента – ИАЦ поддержки ГАС РФ «Правосудие»[7]. Число статистических показателей в утвержденных 25 формах от-

[7] Федеральное государственное бюджетное учреждение «Информационно-аналитический центр поддержки ГАС «Правосудие» (ИАЦ Судебного департамента) создан распоряжением Правительства РФ от 02.05.2012 № 681-р «О создании феде-

четности составляет более 100 тыс. показателей (графоклеток). В отчетный период (квартал, полугодие, год и т. д.) на федеральный уровень поступают первичные отчеты от областных и равных им судов, а также окружных (флотских) военных судов, от территориальных органов Судебного департамента – сводная статистическая отчетность районных судов, сводная отчетность мировыми судьями по каждому субъекту РФ, (от окружных, флотских военных судов (ОВС). Сводная отчетность по подведомственным гарнизонным военным судам (ГВС). Первичная статистическая отчетность районных судов и мировых судей хранится в базах данных статистической отчетности в территориальных органах Судебного департамента, а по ГВС – в ОВС (схема на рис. 2).

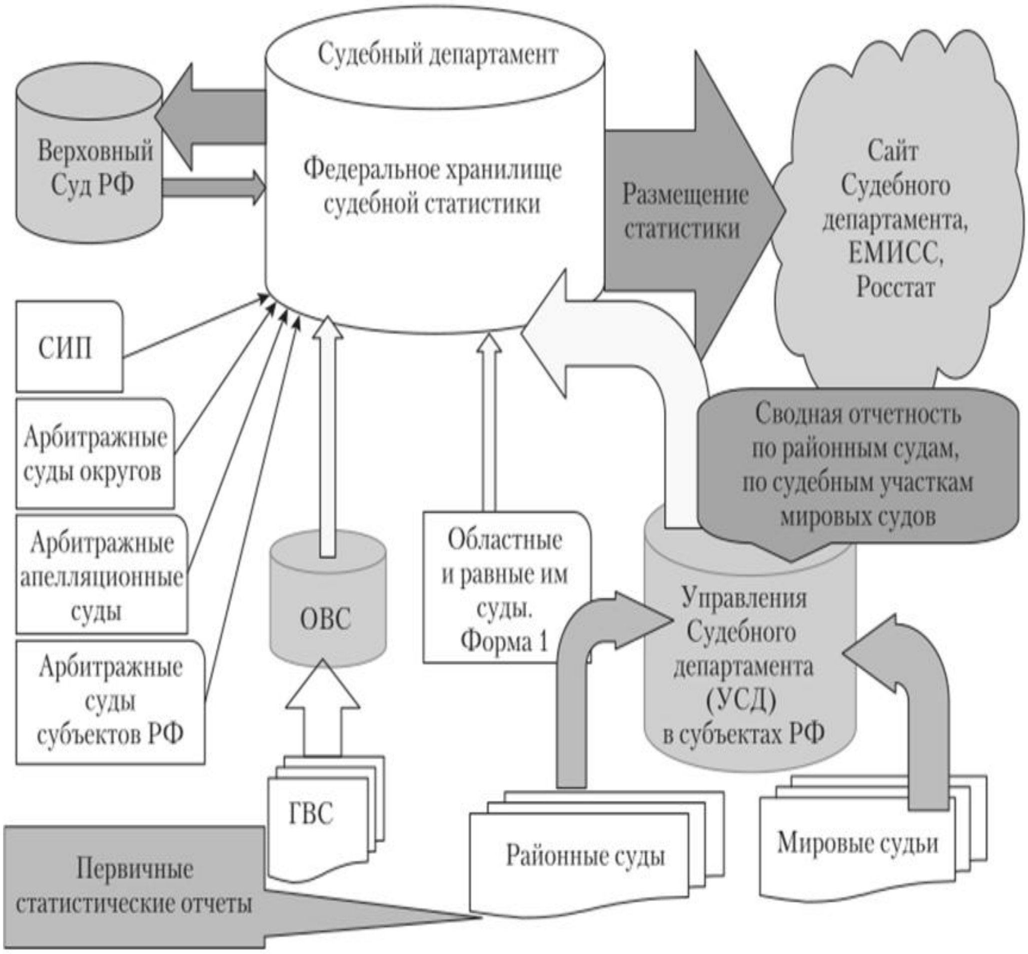


Рис. 2. Схема сбора статистической отчетности о работе судов (децентрализованная форма сводки): ЕМИСС – Единая межведомственная информационно-статистическая система; СИП – Суд по интеллектуальным правам; ОВС – окружные (флотские) военные суды; ГВС – гарнизонные военные суды

рального государственного бюджетного учреждения «Информационно-аналитический центр поддержки ГАС «Правосудие».

2. ОСНОВНЫЕ ПОНЯТИЯ И ОПРЕДЕЛЕНИЯ ОБРАБОТКИ ЭКСПЕРТНЫХ ОТЧЁТНЫХ ДАННЫХ СУДЕБНЫХ РЕШЕНИЙ

2.1. Понятия и основные особенности экспертизы

К осуществлению эксперных действий при оценке статистичесукой отчётности судебных решений относятся все виды анализа, связанного с показателями статистической отчетности в территориальных органах Судебного департамента и оценкой факторов влияния (см. рис. 2). Экспертиза включает в себя анализ и определение характеристик деятельности судов России отчёных данных.

Классификация методик экспертного исследования. Методики экспертных исследований по отдельным видам судопроизводства, характеризуются сочетанием необходимых требований, что является основой качества и скорости решения задач экспертизы. Методика, в общем качестве, представляет собой «совокупность методических приёмов и подходов практического выполнения чего-либо». Данное понятие и его конкретизация, применительно к экспертной деятельности, вносит в него специфику и уже в этом понимании методика экспертизы это «система предписаний по выбору и применению в определенной последовательности. И в определенных существующих или создаваемых условиях, инструментариев и средствах осуществляютя экспертные задачи».

Упомянутые в определении действия могут носить как категорический, т.е. образующий жесткий регламент, так и альтернативный характер, позволяющий эксперту в зависимости от сложившихся условий выбирать последовательность или определять состав применяемых приемов, методов и технических средств. Экспертная методика, какая-бы она не была, включает в себя ряд обязательных элементов, образующих ее структуру:

– рекомендации и указание на состав специфических объектов;

– требования на возможность применяемых методимк и их надежность;

– указания на приемы, методы и средства исследования;

– указание на порядок и последовательность применения приемов, методов и средств;

– предписания, касающиеся условий и процедур применения приемов, методов и средств;

– описание возможных результатов применения приемов, методов и средств и их характеристика.

Методики и инструментарии отражают алгоритм проведения рода или вида экспертизы и специфику последовательности алгоритмов, проявляющуюся в связи с ее предметом и объектами. «Родовая» (видовая) экспертная методика отражает перечисленные выше элементы структуры, конкретизированные на уровне рода или вида экспертизы. «Типовая» экспертная методика – более конкретизированный вид методики, представляющий собой результат обобщения практического опыта разрешения типовых экспертных задач в рамках определенных родов и видов экспертиз. Эти виды методик, отражаются в методических руководствах, пособиях и рекомендациях и несут в себе рекомендательный характер. В случаях, если перед экспертом поставлена типичная (наиболее часто встречающаяся задача), то применяются типовые методики, использование которых в полной мере позволяет эксперту провести квалифицированное, проверенное практикой исследование.

Коллективные и индивидуальные экспертные оценки. Англо-русский словарь это тркактует так – «expert», т. е. специалист. Под экспертом понимают не просто специалиста (например, выпускника вуза), а только такого, кто обладает высокой квалификацией и умеет использовать свою интуицию и умение для решения поставленных перед ним задач, например, для диагностики, прогнозирования, выбора варианта технического или управленческого решения и заключения[8]. Условно, экспертные оценки подразделяют на индивидуальные и коллективные экспертизы. Индивидуальные оценки – это оценки одного специалиста. Например, преподаватель индивидуально аттестует оценку студенту (с обоснованием своенго решения). Врач ставит диагноз больному пациенту и назначает лечение. Инспектор ГИБДД экспертно оценивает соблюдение правил дорожного движения водителем и определяет решение – штраф за нарушение правил.

Но в сложных случаях, таких как оценка перспектив развития предприятия; представление материалов в судебные организации; сложные заболевания и т. п. возможно обращение к коллективному мнению экспертной комиссии – симпозиуму врачей или комиссии из 16 специалистов. Общепризнанный пример коллективной экспертной оценки – решение суда присяжных. По простым делам судья принимает решение единолично; при рассмотрении тяжких преступлений законодательством предусмотрена возможность участия в принятии решений комиссии экспертов – присяжных заседателей. Аналогичная ситуация коллективной экспертизы – в армии. Обычно командующий принимает решение единолично. Но в сложных и ответственных ситуациях проводят военный совет. Один из наиболее известных примеров такого рода – военный совет 1812 г. в Филях, на котором под председательством М.И. Кутузова решался вопрос: «Давать или не давать французам сражение под Москвой?» Эксперт должен следовать тем или иным правилам, приведенным в нормативной и методической документации по определенному виду экспертной деятельности. Например, при оценке диссертации эксперт должен исходить из нормативных документов Высшей аттестационной комиссии РФ. Мнение эксперта (экс-

[8] Ударение в термине «эксперт», как и в словах «маркетинг» и «творог», можно ставить как на первый слог, так и на второй. Оба варианта есть нормой. Ударение на первый слог соответствует английскому языку, ударение на второй слог больше подходит для русского языка.

пертов) выражено в специальном пакете документов – заключения, где представлены ответы на поставленные перед ним (ними) вопросы.

2.2. Основы теории статистики обработки отчётных данных судов. Типичные задачи исследований

Основой теории статистических выводов является теория вероятностей. Под статистикой понимается правила вычислений «функция-значение», полученное на её основе. Если некторая величина **y** – есть случайная переменная при эксперименте (наблюдение за изучаемым явлением [1]). Информация о данных деятельности судов РФ, которые отражаются в официальных статистических сборниках и обзорах являются «случайными» переменными. Случайные переменные могут быть дискретными или непрерывными. В этом случае, среднее μ случайной величины есть мера положения центра её распределения на числовой оси. Математически среднее препдставлено следующим образом

$$\mu = \begin{cases} \displaystyle\int_{-\infty}^{\infty} f(y)\,dy, & y - \text{непрерывная величина;} \\ \displaystyle\sum_{\text{по всем } Y}^{\infty} yp(y), & y - \text{дискретная величина} \end{cases}.$$

Среднее μ можно также выразить и в терминах ***математического ожидания*** или ***результата усреднения*** по достаточно большому интервалу значений переменной ***y***.

$$\mu = E(y) \begin{cases} \displaystyle\int_{-\infty}^{\infty} yf(y)\,dy, & y - \text{непрерывная величина;} \\ \displaystyle\sum_{\text{по всем } Y}^{\infty} yp(y), & y - \text{дискретная величина} \end{cases}.$$

где E – оператор математического ожидания.

Широта (диапазон) распределения вероятностей или рассеивание случайной величины может характеризоваться *дисперсией (раздробленностью),* которая определяется как

$$\sigma^2 = \left\{ \begin{array}{ll} \int\limits_{-\infty}^{\infty} (y-\mu)^2 f(y)\,dy, & y - \text{непрерывная величина;} \\ \sum\limits_{\text{по всем } Y}^{\infty} (y-\mu)^2 p(y), & y - \text{дискретная величина} \end{array} \right\}.$$

Дисперсия может быть выражена и через математическое ожидание $\sigma^2 = E[(y-\mu)^2]$, где $\boldsymbol{\mu}$ – среднее случайных величин.

Выборки и выборочные распределения. Целью выводов по данным «статистики» является вывод о некоторой совокупности, используя выборку из неё. Т. е. выборка основана на том, что необходимо предположить при использовании случайных величин (данные отчётов судов). Если вся генеральная совокупность наблюдений (исследуемая) состоит из N- элементов, а берётся только выборка из n-элементов, то каждая из $\frac{N!}{(N-n)!\cdot n!}$ возможных выборок может быть изменена с равной вероятностью. Такая процедура называется взятием случайной выборки.

Наблюдения в случайной выборке определяются как любая функция от множества результатов наблюдений, не содержащих неизвестных параметров. При совокупности наблюдений y_1, y_2, y_3, y_3 … y_n, они представляют собой некоторую выборку. Тогда выборочное среднее будет определено как (в данном случае это средняя арифметическая величина)

$$\bar{y} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n} y_i \,,$$

а выборочная точечная дисперсия как [1]

$$S^2 = \frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(y_i - \bar{y})^2$$

или выборочное стандартное (среднеквадратичное) отклонение

$$S = \sqrt{S^2} = \sqrt{\frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n}(y_i - \bar{y})^2} \;.$$

Стоить заметить, что выборочное среднее и выборочная дисперсия и будут являться статистиками. Эти величины соответственно и будут характеризовать положение центра и рассеивание выборки (дисперсию). Исследования в интересуемойц области, а имееноо в судебной статистике по функциональному признаку подразделены на группы (см. рис.2):

– рассмотрение судами общей юрисдикции дел и материалов инстанции;
– рассмотрение дел мировыми судьями;
– рассмотрение дел судьями районных судов;
– рассмотрение дел судьями областных и равных им судов.

Данные анализируются с учётом дел, рассмотренных военными судами.

3. ГИПОТЕЗЫ. АНАЛИЗ И ОЦЕНКА. ОСНОВНЫЕ ПРИНЦИПЫ

3.1. Понятия и основные особенности статистической экспертизы

Погрешности как раздел оценки гипотез. Основные задачи здесь следующие: ненобходимо определить закономерности распределения случайных величин и сведений, как качественных, так и количественных; произвести оценку (*статистики*) неизвестных измеряемых величин по результатам измерений, *установление погрешностей* таких оценок и устранение грубых отклонений.

Методы теории оценки погрешностей посвящены формулировке уточнённых выводов о численных значениях «случайно» измеренных величин, а такжепогрешностях измерений. Повторные измерения одной и той же, казалось бы, постоянной величины поредставляют, как правило, различные результаты, так как каждое последующее измерение содержит некоторую погрешность. При оценке гипотез различают три основных вида погрешностей: систематические, грубые и случайные.

Систематические погрешности. Погрешности постоянно либо преувеличивают, либо приуменьшают результаты измерений. Причиной этого являются множество трудно стиабилизурующих и учитываемых фактиоров (так называемые шумы: выбор и установка измерительных приборов, влияния окружающей среды и тех факторов, которые трудно определяемые и т. п.). Такие факторы влияют на определение данных наблюдений систематически в одном направлении.

Грубые погрешности (иногда употребляется термин «ошибки»). Грубые погрешности часто возникают в результате просчёта действий исполнителя, неправильного чтения показаний измерительных приборов, неправильно составленные отчётные документы изучаемых событий и т. п. Результаты наблюдений, содержащие грубые «погрешности» отличаются друг от друга и от других результатов и, поэтому «хорошо» заметны (т. е. легко определяемые).

Случайные погрешности происходят от различных случайных причин, действующих при каждом отдельном наблюдении непредвиденным образом то в сторону уменьшения, то в сторону увеличения результатов. Например, в результате n-независимых равноточных наблюдений некоторой неизвестной a, получены значения $y_1, y_2,..., y_n$. Разности $d_1 = y_1 - a$, $d_2 = y_2 - a, \dots, d_n = y_n - a$, будут называться истинными погрешностями. В терминах вероятностной оценки все величины d_i трактуются как случайные величины, а независимость наблюдений понимается как взаимная независимость случайных величин $d_1,..., d_n$. Равная точность наблюдений истолковывается как одинаковая распределённость: истинные существующие погрешности равноточных наблюдений есть суть одинаково распределённых случайных величин. При этом математическое ожидание случайных погрешностей $\boldsymbol{b= Ed_1=...=Ed_n}$ называется систематической погрешностью, а разности $\boldsymbol{d_1–b, d_2–b,..d_n–b}$ – *случайными погрешностями.*

Оценка однородности результатов. Метод Смирнова Граббса [2] ГОСТ Р 8.736-2011 ГСИ. Группа Т80[9] – оценка однородности оцениваемых результатов (данные отчётов). Термины.

1. *Неисправленный результат показателей оценки (наблюдений)*. Результат измерений величины, полученный до введения в них поправок в целях устранения систематических погрешностей.

2. *Исправленный (или изменённый) результат показателей оценки*. Результат измерений (наблюдений) величины, полученный после введения поправки в целях устранения систематических погрешностей в неисправленный результат измерений величины.

3. *Неисправленная оценка измеряемой величины.* Среднее арифметическое значение результатов измерений величины до введения в них поправки в целях устранения систематических погрешностей.

4. *Исправленная оценка измеряемой величины.* Среднее арифметическое значение результатов измерений величины после введения поправок в целях устранения систематических погрешностей в неисправленную оценку измеряемой.

5. *Группа результатов измерений величин*. Несколько результатов измерений (не менее трёх-четырех-пяти), полученных при измерениях одной и той же величины, выполненных с одинаковой тщательностью, одним и тем же средством измерений, одним и тем же методом и одним и тем же оператором.

6. *Погрешность измерения.* Разность между результатом измерения величины и действительным (опорным) значением величины.

7. *Случайные погрешности измерения.* Составляющая погрешности измерения, изменяющаяся случайным образом (по знаку и значению) при повторных измерениях одной и той же величины, проведенных с одинаковой тщательностью (или небрежностью).

8. *Систематическая погрешность измерения.* Составляющая погрешности измерения, остающаяся постоянной или закономерно получающая при повторных измерениях одной и той же величины, проведенных с одинаковой тщательностью (или небрежностью).

9. *Систематическая погрешность измерения.* Составляющая погрешности измерения, остающаяся постоянной или закономерно изменяющаяся при повторных измерениях одной и той же величины, проведенных с максимальной и одинаковой тщательностью.

---

[9] ГОСТ Р 8.736-2011. Национальный стандарт Российской Федерации. Государственная система обеспечения единства измерений. Измерения прямые многократные. Методы обработки результатов измерений. Основные положения (утв. и введен в действие Приказом Росстандарта от 13.12.2011 №1045-ст) из информационного банка «Отраслевые технические нормы»

10. *Не исключенная систематическая погрешность измерения.* Составляющая погрешности измерения, обусловленная погрешностью оценивания систематической погрешности, на которую введена поправка, или систематической погрешностью, на которую поправка не введена.

11. *Грубая погрешность измерения.* Погрешность измерения, существенно превышающая зависящие от объективных условий измерений значения систематической и случайной погрешностей.

Пример вычислений и оценки выборки по критерию Смирнова-Граббса. Произвести оценку однородности результатов отчётных данных по показателям (табл. 1):

Количество поступивших к рассмотрению уголовных дел, тыс. штук при доверительной вероятности $(\alpha - 1) = 0{,}95$.

1. Исходные данные выборки: количество поступивших к рассмотрению уголовных дел, тыс. штук «без Выбросов» $-\mu_{1\text{-}1}$.

Таблица 1

Таблица исходных данных для оценки однородности

Без выбросов «ВБРС»			
Период оценки	*№ выборки*	$\mu_{1.1}$ *исходные отчётные величины*	$\mu_{1.1}$ *Вариационный ряд в порядке увеличения*
2005	*min*	*1064,50*	**1064,50**
2006	*2*	*1189,20*	***1122,30***
2007	*3*	*1347,60*	***1124,00***
2008	*4*	*1124,00*	***1189,20***
2009	*5*	*1322,30*	***1282,20***
2010	*6*	*1604,00*	***1295,00***
2011	*7*	*1122,30*	***1312,20***
2012	*8*	*1504,00*	***1322,30***
2013	*9*	*1382,80*	***1347,60***
2014	*10*	*1295,00*	***1374,00***
2015	*11*	*1282,20*	***1382,80***
2016	*12*	*1374,00*	***1504,00***
2017	*max*	*1312,20*	***1604,00***
Средняя величина			***1301,85***

Вариационный ряд в порядке увеличения будет иметь вид (см. табл. 1).

1064,50** ≤ **1122,30** ≤ **1124,00** ≤ **1189,20** ≤ **1282,20** ≤ **1295,00** ≤ **1312,20** ≤ ≤ **1322,30** ≤ **1347,60** ≤ **1374,00** ≤ **1382,80** ≤ **1504,00** ≤ **1604,00

Количество наблюдений $n_{1.1}$ =13; средняя величина наблюдений составит $\mu_{1.1}$ = ***1301,85***.

Алгоритм проверки однородности результатов.

1. Оценка максимального относительного отклонения: OOmax равно

$$OOOmax = \frac{x_{i\,max} - \bar{x}}{S_n} = \frac{1604{,}00 - 1301{,}85}{152{,}02},$$

где – $\boldsymbol{x_{i\,max}}$ максимальное значение вариационного ряда; $\boldsymbol{\bar{x}}$ – среднее значение выборки (вариационного ряда по табл. 1); $\boldsymbol{S_n}$ – выборочное среднее квадратичное отклонение (точечная оценка) (СКО) $\boldsymbol{S_n = \sqrt{\frac{1}{n-1}\sum_i^n((x_i - \bar{x})^2)} = 152,02}$; n – количество всех наблюдений.

2. Расчёт и анализ величин отчётных данных (статистики) с учётом уточняющего множителя OOOmax по *T*-критерию. *З*начение *T_1-критерия* вариационного ряда *T*-статистики будет равно

$$\mathrm{T}_{\mathbf{1}} = \frac{\bar{x} - x_{1min}}{\sqrt{S^2}} = \frac{1301{,}85 - 1064{,}50}{\sqrt{152{,}72^2}} = \mathbf{1,55423.}$$

Результаты проверки по *T_1*-критерию показали, что анализируемые данные выборки оценки количества поступивших к рассмотрению уголовных дел не содержит грубых погрешностей («ошибок») по минимальной величине. Условие принятия решений по оценке наличия «грубых погрешностей» выглядит так: $T_i \leq G_{\alpha(\text{табл})}$ при ***i=1…n*** (табл. 2*)*. При существующих условиях величина $\mathrm{T}_{\mathbf{1}} = \mathbf{1,55423} \leq G_{\alpha(\text{табл})} = \mathbf{2,5360}$ данный ряд «не содержат грубых погрешностей («ошибок»). В представленном случае табличное значение $\boldsymbol{G_{\alpha}}_{(\text{табл})} = \mathbf{2,5360}$ при $\boldsymbol{T_\alpha}$-критерии Граббса со значимостью 0,95 (в 95 случаях из 100 данные величины соответствуют принятым табличным величинам).

Таблица 2

Критические значения критерия Граббса $\boldsymbol{G_{\alpha}}_{(\text{табл})}$

Число наблюдений	Доверительная вероятность при α − 1			
n	**0,9**	**0,95**	**0,975**	**0,99**
3	1,4060	1,4120	1,4140	1,4140

Окончание табл. 2

Число наблюдений	Доверительная вероятность при $\alpha - 1$			
4	1,6450	1,6890	1,7100	1,7230
5	1,7910	1,8690	1,9170	1,9550
6	1,8940	1,9960	2,0670	2,1300
7	1,9470	2,0930	2,1820	2,2650
8	2,0410	2,1720	2,2730	2,3740
9	2,0970	2,2380	2,3490	2,4640
10	2,1460	2,2940	2,4140	2,5400
11	2,1900	2,3430	2,4700	2,6060
12	2,2290	2,4890	2,5190	2,6630
13	2,2640	***2,5360***	2,5630	2,7130
14	2,2970	2,5891	2,6020	2,7590
15	2,3540	2,6930	2,6700	2,8370
18	2,4040	2,7070	2,7280	2,9030
20	2,4470	2,7230	2,7790	2,9590
22	2,4860	2,7640	2,8230	3,0080
24	2,5210	2,7810	2,8620	3,0510
26	2,5530	2,7940	2,8970	3,0890
28	2,5820	2,8040	2,9290	3,1240
30	2,6090	2,8820	2,9580	3,1560
35	2,6680	2,8930	3,0220	3,2240
40	2,7180	2,9040	3,0750	3,2810
45	2,7620	2,9480	3,1200	3,3290
50	2,8000	2,9870	3,1600	3,3700

Анализ на наличие грубых погрешностей максимального значения вариационного ряда, определяемого по выражению $T_{n(max)} = \frac{x_{n(max)} - \bar{x}}{\sqrt{S^2}}$ показал, что $T_{n(max)}$=1,78938 < $C_{\alpha=0,05}$=2,7940.

$$T_{n(max)} = \frac{x_{n(max)} - \bar{x}}{\sqrt{S^2}} = 1{,}97849\ .$$

Результаты оценки по *Tn*-критерию показали, что анализируемые данные выборки оценки количества поступивших к рассмотрению уголовных дел не содержит грубых погрешностей («ошибок») по максимальной величине. Условие принятия решений по оценке наличия «грубых погрешностей» выглядит так: $T_{n(max)} \leq G_{\alpha(\text{табл})}$ при ***i=1…n*** (см. табл. 2*)*. При существующих условиях величина $\mathrm{T}_{\boldsymbol{n}} = \mathbf{1{,}97849 \leq 2{,}5360}$ данный ряд «не содержат грубых погрешностей («ошибок»). В представленном случае табличное значение $\boldsymbol{G_{\alpha(\text{табл})}} = \mathbf{2{,}5360}$ при $\boldsymbol{T_\alpha}$-критерии Граббса со значимостью 0,95 (в 95 случаях из 100 данные величины соответствуют принятым табличным величинам).

3. Расчёт и анализ величин отчётных данных (статистики) за анализируемый период (см. табл.1) по *G_{1min}- и G_{max}* -критериям (табл.3):

$$G_{1\,min} = \frac{\sum_{i=2}^{n}(x_i - \hat{x})^2}{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2}\ и\ G_{n\,max} = \frac{\sum_{i=1}^{n-1}(x_i - \check{x})^2}{\sum_{i=1}^{n}(x_i - \bar{x})^2}\ ,$$

где $G_{1\,min}$ – критерий оценки погрешности *минимальной величины* вариационного ряда; $G_{n\,max}$ – критерий оценки погрешности *максимальной величины* вариационного ряда; $\hat{x} - \hat{x}_{n(\text{без}\,min)} = \frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n} x_i = 1321{,}633$ средняя величина отчётных данных без *минимального значения* вариационного ряда; x_i – значение выборки (вариационного ряда по табл. 1); $\check{x} - \check{x}_{n(\text{без}\,max)} = \frac{1}{n-1}\sum_{i}^{n-1} x_i = 1276{,}675$ средняя величина отчётных данных без *максимального значения* вариационного ряда; $\bar{x}$ – средняя величина отчётных данных вариационного ряда.

Анализ на наличие грубых погрешностей *минимального значения* вариационного ряда, определяемого по $G_{1(min)}$-критерию показал, что $\boldsymbol{G_{1\,min}} = \mathbf{0{,}7596} \geq C'_{\alpha=0{,}05} = 0{,}5097$ (см. табл. 3). Полученный результат указывает на то, что по условию Смирнова-Граббса – $G_{imin} \leq C'_{\alpha=0{,}05}$ (вариант содержания грубых погрешностей), вариационный ряд не содержит грубых погрешностей. Анализ на наличие грубых погрешностей *максимального значения* вариационного ряда, определяемого по $G_{n\,max}$ показал, что $G_{n\,max} = 0{,}6281 \geq C'_{\alpha=0{,}05} = 0{,}5097$ (табл. 3). Полученный результат указывает на то, что по условию Смирнова-Граббса – $G_{imax} \leq C'_{\alpha=0{,}05}$ (вариант содержания грубых «ошибок») вариационный ряд не содержит *грубых погрешностей.*

Таблица 3

Критерий значимости C_α при использовании показателей оценки $G_{1(min)}$ и $G_{n(max)}$

Число наблюдений	Доверительная вероятность α						
n	0,100	0,050	0,025	n	0,100	**0,050**	0,025
1				14	0,5942	0,534	0,4792
2				15	0,6134	0,5559	0,503
3	0,019	0,0027	0,007	16	0,6306	0,5755	0,5246
4	0,0975	0,0494	0,00248	17	0,6461	0,593	0,5142
5	0,1984	0,127	0,00808	18	0,6601	0,6095	0,5621
6	0,2826	0,2032	0,01453	19	0,673	0,6243	0,5785
7	0,3503	0,2696	0,02066	20	0,6848	0,6379	0,5937
8	0,405	0,3261	0,06616	21	0,6958	0,6504	0,6076
9	0,4502	0,3742	0,03101	22	0,7058	0,6621	0,6206
10	0,4881	0,4154	0,3526	23	0,7151	0,6728	0,6237
11	0,5204	0,4511	0,3901	24	0,7238	0,6829	0,6439
12	0,5483	0,4822	0,4232	25	0,7319	0,6923	0,6544
13	0,5727	**0,5097**	0,4528	26	0,7419	**0,7043**	0,6634

3.2. Основные принципы анализа и оценки гипотез

Гипотеза (от греческого «**hypothesis**» – *догадка, основание, предположение и т. п.…*). Суждение, относящееся к распределению «случайных событий», т. е. о параметрах распределения вероятностей, утверждающих данное событие (гипотеза в общем случае это вероятностное утверждение). Наблюдения могут возникать в различных направлениях деятельности судов. Вот некоторые примеры.

– Сведения о деятельности судов общей юрисдикции.
– Сведения о рассмотрении дел мировыми судьями.
– Сведения о рассмотрении дел судьями районных судов.
– Сведения о рассмотрении дел судьями областных и равных им судов. Новый (разработанный) метод оценки.
– Данные о занятости населения предполагают наличие дискриминационной политики при найме на работу.

Перечисленные случаи гипотез являются статистическими сведениями для экспертов и обладают общими признаками. Для каждого из этих примеров практически невозможно непосредственно определить истинность гипотезы (истинность происходящих событий, особенно по истечению времени). Например, практически невозможно определить наличие оставшихся нерассмотренных дел предыдущего периода и представленных их к рассмотрению в последующий период. Конечно, можно проверить инфрмацию через год-два или больше. Или произвести проверку всех рассмотренных дел за 12…15 лет не подлежащих к пекресмотру. Но оценку эффективности метода нужно делать до его реализации, а не после. И, наконец, что означает в гипотезе прямая верификация для каждого человека или организации? Из-за невозможности определить истинность оценки экспертов прямым путем, приходится ***«проверять» гипотезы***, т.е. устанавливать, не противоречит ли высказанная экспертная гипотеза имеющимся выборочным данным. Эта процедура носит название *статистической проверки гипотез*. Результат сопоставления высказанных гипотез с выборочными данными может быть либо *отрицательным* (данные наблюдения противоречат высказанной гипотезе, а поэтому гипотезу надо *отклонить*), либо *неотрицательным* (данные наблюдения не противоречат высказанной гипотезе, а поэтому ее можно *принять* в качестве одного из возможных решений). Например, если предположить, что две лаборатории «А» и «В» произвели статистическую экспертизу. Необходимо установить наличие разницы между количеством поступивших к рассмотрению «уголовных дел» (лаборатория «А») и количеством оконченных производством (с учетом остатков прошлого года) «уголовных дел» (лаборатория «В»). Установлена (или принята) административная «нормативная» разница $\boldsymbol{\gamma}$ между результатами заключения экспертов лаборатории «А» – $\mu_{1.1}$ и лаборатории «В» – $\mu_{2.1.}$ В фомализовамнном виде это можно представить так:

нулевая гипотеза $\mathrm{H}_0 : \mu_{1.1} - \mu_{2.1} = \gamma$;

альтернативная гипотеза $\mathrm{H}_1 : \mu_{1.1} - \mu_{2.1} \neq \gamma$.

В этом случае для проверки гипотез $\begin{cases} H_0: \mu_1 - \mu_2 = \gamma \\ H_1: \mu_1 - \mu_2 \neq \gamma \end{cases}$ представлена случайная выборка из n_1-наблюдений из первой совокупности (лаборатория «А») и n_2-наблюдений из второй совокупности (лаборатория «В»). После чего рассчитывается относительное (процентное) численное значение статистики (Z-критерий). При оценке гипотез необходимо отметить то, что:

1. Среднее $\boldsymbol{\mu}$ может быть известно из результатов ранее проводившихся экспертиз (наблюдений).

2. Среднее $\boldsymbol{\mu}$ может быть известно из теории исследуемого процесса (по полученной модели).

3. Среднее $\boldsymbol{\mu}$ может быть известно из заданных условий (например, «так надо»).

Обоснование и процедура проверки.

В соответствие с *«центральной предельной теоремой»* [1, 2] выборочное среднее есть $\bar{y} = N(\mu, \sigma^2/n)$, поэтому, если H_0 – *истина,* то величина Z_0 из соотношения

$$Z_0 = \frac{\bar{y}_1 - \bar{y}_2 - \gamma}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}}$$

подчиняется закону $N(0, 1)$ и, значит, можно ожидать, что *(1–α) – доверительная вероятность* или *100(1–α)* – доверительных процентов значений Z_0 попадут в интервал (табл. 4) между величинами $(-\boldsymbol{Z_0}$ и $\boldsymbol{Z_{\alpha/2}})$. В представленном Z_0-критерии оценки использованы следующие обозначения: $\bar{y}_1 = \mu_{1.1}$ – есть средняя величина данных оценки лаборатории «А»; $\bar{y}_2 = \mu_{2.1}$ – средняя величина данных оценки лаборатории «В»; γ – установлена (или принята) административная «нормативная» величина; $\sigma^2 = E[(y-\mu)^2]$ – дисперсия математического ожидания при $\boldsymbol{\mu}$ – средней случайной величине. Интервал $(-\boldsymbol{Z_0}$ и $\boldsymbol{Z_{\alpha/2}})$ есть условие истинности нулевой гипотезы, а именно условием *отклонения нулеывой* гипотезы H_0. Необходимо отметить и то, что *α=P – допустит погрешность 1-го рода* и здесь используется как критерий оценки.

Таблица 4

Проверка гипотез относительно средних нормально распределённых совокупностей при известной и неизвестной дисперсииях

Оцениваемые гипотезы	Статистика для проверки (нормальное распределение)	Критерии отклонения
$\begin{cases} H_0: \mu = \mu_0 \\ H_0: \mu \neq \mu_0 \end{cases}$	$Z_0 = \dfrac{\bar{y} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}$	$\lvert Z_0 \rvert > Z_{\alpha/2}$
$\begin{cases} H_0: \mu = \mu_0 \\ H_0: \mu < \mu_0 \end{cases}$		$Z_0 < -Z_\alpha$
$\begin{cases} H_0: \mu = \mu_0 \\ H_0: \mu > \mu_0 \end{cases}$		$Z_0 > Z_\alpha$
$\begin{cases} H_0: \mu_1 - \mu_2 = \gamma \\ H_1: \mu_1 - \mu_2 \neq \gamma \end{cases}$	$Z_0 = \dfrac{\bar{y}_1 - \bar{y}_2 - \gamma}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}}$	$\lvert Z_0 \rvert > Z_{\alpha/2}$
$\begin{cases} H_0: \mu_1 - \mu_2 = \gamma \\ H_1: \mu_1 - \mu_2 < \gamma \end{cases}$		$Z_0 < -Z_\alpha$
$\begin{cases} H_0: \mu_1 - \mu_2 = \gamma \\ H_1: \mu_1 - \mu_2 > \gamma \end{cases}$		$Z_0 > Z_\alpha$
$\begin{cases} H_0: \mu = \mu_0 \\ H_0: \mu \neq \mu_0 \end{cases}$	$t_0 = \dfrac{\bar{y} - \mu_0}{S/\sqrt{n}}$	$\lvert t_0 \rvert > t_{\alpha/2;n-1}$
$\begin{cases} H_0: \mu = \mu_0 \\ H_0: \mu < \mu_0 \end{cases}$		$t_0 < -t_{\alpha;n-1}$
$\begin{cases} H_0: \mu = \mu_0 \\ H_0: \mu > \mu_0 \end{cases}$		$t_0 > t_{\alpha;n-1}$

Окончание табл. 4

<table>
<tr><th>Оцениваемые гипотезы</th><th>Статистика для проверки (нормальное распределение)</th><th>Критерии отклонения</th></tr>
<tr><td>$\begin{cases} H_0: \mu_1 - \mu_2 = \gamma \\ H_1: \mu_1 - \mu_2 \neq \gamma \end{cases}$</td><td rowspan="3">при $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$
$t_{0(S_p)} = \frac{\bar{y}_1 - \bar{y}_2 - \gamma}{S_p\sqrt{\frac{1}{n_1}+\frac{1}{n_2}}}$,
$\nu_{(S_p)} = n_1 + n_2 - 2$,
где
$S_p^2 = \frac{(n_1 - 1) * S_1^2 + (n_2 - 1) * S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$</td><td>$|t_0| > t_{\alpha/2;\nu}$</td></tr>
<tr><td>$\begin{cases} H_0: \mu_1 - \mu_2 = \gamma \\ H_1: \mu_1 - \mu_2 < \gamma \end{cases}$</td><td>$t_0 < -t_{\alpha;\nu}$</td></tr>
<tr><td>$\begin{cases} H_0: \mu_1 - \mu_2 = \gamma \\ H_1: \mu_1 - \mu_2 > \gamma \end{cases}$</td><td>$t_0 > t_{\alpha;\nu}$</td></tr>
<tr><td>$\begin{cases} H_0: \mu_1 - \mu_2 = \gamma \\ H_1: \mu_1 - \mu_2 \neq \gamma \end{cases}$</td><td rowspan="3">при $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$
$t_{0(S)} = \frac{\bar{y}_1 - \bar{y}_2 - \gamma}{\sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}}$
$\nu_{(S)} = \frac{\left(\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}\right)^2}{\frac{\left(S_1^2/n_1\right)^2}{n_1+1} + \frac{\left(S_2^2/n_2\right)^2}{n_2+1}} - \mathbf{2}$</td><td>$|t_0| > t_{\alpha/2;\nu}$</td></tr>
<tr><td>$\begin{cases} H_0: \mu_1 - \mu_2 = \gamma \\ H_1: \mu_1 - \mu_2 < \gamma \end{cases}$</td><td>$t_0 < -t_{\alpha;\nu}$</td></tr>
<tr><td>$\begin{cases} H_0: \mu_1 - \mu_2 = \gamma \\ H_1: \mu_1 - \mu_2 > \gamma \end{cases}$</td><td>$t_0 > t_{\alpha;\nu}$</td></tr>
</table>

При решении ряда задач может оказаться *желательным* отклонить нулевую гипотезу H_0 только при условии, что истинное значение среднего μ *превосходит* μ_0, т. е. может быть принята альтернативная гипотеза $\mathbf{H_1 : \mu_{1.1} - \mu_{2.1} \neq \gamma}$. В этом случае формулируется *односторонняя альтернатива, т. е.* $\mathbf{H_0 : \mu_{1.1} - \mu_{2.1} \neq \gamma}$ и нулевая гипотеза $H_0: \mu_1 - \mu_2 = \gamma$ отклоняется при доверительных процентах значений критерия $(Z_0 > Z_\alpha)$. Если же необходимо отклонить нулевую гипотезу $\mathbf{H_0 : \mu_{1.1} - \mu_{2.1} = \gamma}$ только при значениях $\mathbf{H_1 : \mu_{1.1} - \mu_{2.1}} > \gamma$, а нулевая гипотеза отклонена $\mathbf{H_0 : \mu_{1.1} - \mu_{2.1} = \gamma}$. В этом случае укритерием принятия решений будет соотношение доверительных процентов значений $(Z_0 < -Z_\alpha)$. Условия проверки рассмотренных гипотез сведены в табличную форму (табл. 4).

Пример. Произвести экспертизу данных деятельности судов. Оценить разницу между двумя экспертизами в виде гипотезы с вероятностью α=0,05: если установленная разница $\mu_{1.1} - \mu_{2.1} = \gamma$ соответствует нормативной величине (γ=-92 – столько дел осталось с прошлого года), т. е. если гипотеза подтверждена, то экспертиза проведена правильно, а если нет, то требуется повторная экспертиза.

Известные величины за период 2005…2020 годы (16 лет): количество поступивших к рассмотрению «уголовных дел» (лаборатория «А») – $\mu_{1.1}$; количество оконченных производством (с учетом остатков прошлого года) уголовных дел (лаборатория «В») – $\mu_{2.1}$ (исходных данные приведены в табл.5). И так, имеется *две y_1 и y_2 нормальные случайные переменные с неизвестными средними* μ_1 и μ_2, отличающиеся друг от друга на постоянную величину γ и *известными дисперсиями* σ_1^2 и σ_2^2.

Таблица 5

Таблица исходных данных для оценки гипотез
(данные по уголовным делам)

Исходные данные для оценки гипотез					
		$\mu_{1.1}$ (лаборатория «А»)		$\mu_{2.1}$ (лаборатория «В»)	
Период оценки	*№ выборки*	*Количество поступивших к рассмотрению уголовных дел*	*Вариационный ряд в порядке увеличения*	*Количество дел, оконченных производством (с учетом остатков предыдущего периода)*	*Вариационный ряд в порядке увеличения*
2005	*min*	*1064,50*	*1064,50*	*1093,50*	942,00
2006	*2*	*1189,20*	*1122,30*	*997,30*	980,40
2007	*3*	*1347,60*	*1124,00*	942,00	997,30
2008	*4*	*1124,00*	*1189,20*	1166,20	1010,40
2009	*5*	*1322,30*	*1282,20*	1010,40	1093,50
2010	*6*	*1604,00*	*1295,00*	1366,20	1110,40
2011	*7*	*1122,30*	*1312,20*	980,40	1110,40
2012	*8*	*1504,00*	*1322,30*	1363,20	1166,20
2013	9	1382,80	1347,60	1263,60	1263,60
2014	10	1295,00	1374,00	1110,40	1363,20
2015	11	1282,20	1382,80	1463,60	1363,60
2016	12	1374,00	1504,00	1110,40	1366,20
2017	max	1312,20	1604,00	1363,60	1463,60
Средние величины по всем наблюдениям			***1301,85***	–	***1171,60***

В формализованном виде рассматриваемые условия анализа гипотез имеют вид:

$$\begin{cases} H_0\colon \mu_1 - \mu_2 = \gamma \\ H_1\colon \mu_1 - \mu_2 \neq \gamma \end{cases}.$$

Для проверки представленных гипотез приведена случайная выборка из n_1-наблюдений из первой совокупности и n_2-наблюдений из второй совокупности (см. табл. 5). После чего рассчитывается относительное (процентное) численное значение статистики (Z-критерий):

$$Z_0 = \frac{\overline{y_1} - \overline{y_2} - \gamma}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}}.$$

Дисперсии σ_i^2 равна $\sigma_i^2 = \frac{1}{n_i}\sum_{i=1}^{n}(\bar{y} - y_i)^2$. Нулевая гипотеза в совокупности $\begin{cases} H_0\colon \mu_1 - \mu_2 = \gamma \\ H_1\colon \mu_1 - \mu_2 \neq \gamma \end{cases}$ будет отклонена, если будет выполнено условие $|Z_0| > Z_{\alpha/2}$ (критерий отклонения).

Если две совокупности, которые распределены нормально (т.е. подчиняются закону нормального распределения) с неизвестными (или определёнными) средними μ_1 и μ_2 и с неизвестными (или расчётными) дисперсиями σ_1^2 и σ_2^2 необходимо учитывать два случая. И процедура проверки гипотез $\begin{cases} H_0\colon \mu_1 - \mu_2 = \gamma \\ H_1\colon \mu_1 - \mu_2 \neq \gamma \end{cases}$ для таких совокупностей будет зависеть от выполнения условия, или $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ или $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$.

Случай 1, когда выполнимо условие $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$. Для проверки нулевой гипотезы $H_0\colon \mu_1 - \mu_2 = \gamma$ необходимо рассмотреть две случайные выборки объёмом n_1 и n_2 соответственно из первой и второй. Расчёт дисперсии производится по выражению $S_p^2 = \frac{(n_1-1)*S_1^2 + (n_2-1)*S_2^2}{n_1+n_2-2}$, а числовое значение статистики по критерию $t_{0(S_p)} = \frac{\bar{y}_1 - \bar{y}_2 - \gamma}{S_p\sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}}$ при числе степеней свободы *t-распределения* $\nu_{(S_p)=n_1+n_2-2}$, где S_1^2 и S_2^2 – критерии оценки выборочной дисперсии. Нулевая гипотеза, которая в формализованном виде выглядит так $H_0\colon \mu_1 - \mu_2 = \gamma$ из совокупности $\begin{cases} H_0\colon \mu_1 - \mu_2 = \gamma \\ H_1\colon \mu_1 - \mu_2 \neq \gamma \end{cases}$ отклоняется, если будет выполнимо условие $|t_0| > t_{\alpha/2;\nu}$. При этом число степеней свободы определяется по выражению $\nu_{(S_p)} = n_1 + n_2 - 2$.

Случай 2, если нет оснований предполагать, что дисперсии равны, т. е. $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$, то статистика для проверки гипотезы имеет вид (см. табл. 4):

$$t_{0(S)} = \frac{\bar{y}_1 - \bar{y}_2 - \gamma}{\sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}}$$

при числе степеней свободы *t*-распределения

$$\nu_{(S)} = \frac{\left(\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}\right)^2}{\frac{\left(S_1^2/n_1\right)^2}{n_1+1} + \frac{\left(S_2^2/n_2\right)^2}{n_1+1}} - 2\,.$$

Такая процедура проверки и носит название объединённым ***t**-критерием*, так как обе выборки объединяются для получения оценки общей дисперсии.

В рассматриваемом случае расчётные показатели оценки приведены в таблице на рис. 3. Расчётная величина Z-критерия составила 3,600, при этом следует учесть то, что дисперсии σ_i^2 не одинаковы. Итоги расчёта приведены в таблице рис. 3.

А именно, две экспертные организации «А» и «В» произвели оценку отчётных данных деятельности судов (см. данные табл. 5) на предмет «отклонения отчёта от реальной действительности». Усреднённое количество отличительных признаков при анализе документов не нормируется μ_1=н/н ???? и μ_2=н/н???? Но административно установлена (известна) разница между средними значениями μ_1-μ_2=γ , где γ =...известная установленная величина расхождения. А именно, если имеются расхождения между заключениями экспертов, то оценка «произведена правильно», если нет, то требуется повторная «независимая экспертиза». Известные показатели: количество наблюдений произведённых «экспертами «А» и «В»; известна заданная вероятность α=0,05, с которой необходимо произвести оценку по данным табл. 5.

Расчётные величины исходных данных (отчёт за 10 лет)										Заданые условия по критериям	
Количество выборок n_1		$Y_{(1\text{-}1\text{-}ср)}$	σ_1^2	σ_2^2	S_1^2	S_2^2	$\mu_{1.1}$	$\mu_{2.1}$	$Z_{0}(\gamma)$	γ	α
μ1.1	13	1301,85	21527,93		23321,92		н/н	н/н	3,600	-92,00	0,05
μ2.1	13	1171,60		28033,15		30369,24					
Количество выборок n_2		$Y_{(2\text{-}1\text{-}ср)}$	Расчётные формулы								

Рис. 3. Расчётные показатели оценки гипотезы из совокупности

$$\begin{cases} H_0: \mu_1 - \mu_2 = \gamma \\ H_1: \mu_1 - \mu_2 \neq \gamma \end{cases} \text{по Z-критерию}$$

Определение средних величин выборок по данным табл. 5.

$$\bar{y}_{1(n_1)} = \frac{1}{n_1}\sum_i^n y_i = 1301{,}85\,,$$

$$\bar{y}_{2(n_2)} = \frac{1}{n_2}\sum_i^n y_i = 1171{,}60.$$

Дисперсия σ_1^2 экспертизы предприятия «А»
при $n_1 = 13$ наблюдений равна: $\sigma_1^2 = 21527{,}93$;

Дисперсия σ_2^2 экспертизы предприятия «В»
при $n_1 = 13$ наблюдений равна: $\sigma_2^2 = 28033{,}15$.

Проверка гипотезы по критерию Z_o-статистике.
Значение статистики $Z_{0(\gamma)}$ равно:

$$Z_0 = \frac{\bar{y}_1 - \bar{y}_2 - \gamma}{\sqrt{\frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}}} = 3{,}600.$$

Числовое значение Z-статистики можно представить как $Z_o = Z_{o(\text{ЦЧ})} + Z_{o(\text{дробь})} = 3{,}00 + 0{,}60$. Табличное значение по кумулятивной функции (табл. 6) равно $Z_{\alpha/2} = 0{,}49945$. Тогда по условию критерия отклонения $|Z_0| > Z_{\alpha/2}$ гипотеза $H_o: \mu_1 - \mu_2 = -92{,}00$ из совокупости $\begin{Bmatrix} H_o: \mu_1 - \mu_2 = -92{,}0 \\ H_o: \mu_1 - \mu_2 \neq -92{,}0 \end{Bmatrix}$ *«отклоняется», т. к. выполнено условие критерия отклонения* $|Z_o| = |3{,}600|$ *не превышает табличное значение* $Z_{\alpha/2} = 0{,}49945$. *Так как нулевая гипотеза* $H_o: \mu_1 - \mu_2 = -92{,}0$ «*отклоняется», то необходима проверка двусторонних гипотез:* $H_o: \mu_1 - \mu_2 < -92{,}0$ *и* $H_o: \mu_1 - \mu_2 > -92{,}0$. В начале, производится проверка альтернативной гипотезы $H_o: \mu_1 - \mu_2 < -92{,}0$ по критерию отклонения $Z_0 < -Z_\alpha$.

Альтернативная гипотеза $H_o: \mu_1 - \mu_2 < -921{,}0$ «*отклоняется»,* так как представленный критерий отклонения из совокупности гипотез $\begin{Bmatrix} H_o: \mu_1 - \mu_2 = -92{,}07 \\ H_o: \mu_1 - \mu_2 < -92{,}0 \end{Bmatrix}$ не соответствует условию $Z_0 < -Z_\alpha$, а именно табличное значение (см. табл. 6) (-$Z_\alpha = -0{,}9988$) не превышает значение статистики ($Z_o = 3{,}600$).

И, наконец, альтернативная гипотеза $H_o: \mu_1 - \mu_2 > -92{,}0$ *«принимается»,* так критерий отклонения гипотезы $H_o: \mu_1 - \mu_2 > -92{,}0$ соответствует условию $Z_0 > Z_\alpha$. Значение статистики $Z_o = 3{,}600 > Z_\alpha = 0{,}9988$, (табл. 7) поэтому отклоняется «нулевая гипотеза», а альтернативная $H_o: \mu_1 - \mu_2 > -92{,}0$ принимается. И вывод *заключается в том, что разница значений между оценками экспертов больше «-92,0».*

Таблица 6

Кумулятивная функция стандартизированного нормального распределения

$$f(x) = \frac{1}{2\pi} \cdot e^{-\frac{1}{2} x^2}$$

Z	**0,00**	**0,01**	**0,02**	**0,03**	**0,04**	**0,05**	**0,06**	**0,07**	**0,08**	**0,09**
0,0	0,50000	0,50399	0,50799	0,51197	0,51595	0,51994	0,52392	0,52790	0,51388	0,53586
0,1	0,53983	0,54979	0,54776	0,55172	0,55567	0,55962	0,56356	0,56749	0,57142	0,57534
0,2	0,57926	0,58317	0,58706	0,59095	0,59483	0,59871	0,60257	0,60642	0,61026	0,61409

Окончание табл. 6

Z	**0,00**	**0,01**	**0,02**	**0,03**	**0,04**	**0,05**	**0,06**	**0,07**	**0,08**	**0,09**
0,3	0,61791	0,62172	0,62551	0,62930	0,63307	0,63683	0,64058	0,64431	0,64803	0,65173
0,4	0,65542	0,65910	0,66276	0,66640	0,67003	0,67364	0,67724	0,68082	0,68438	0,68793
0,5	0,69146	0,69497	0,69847	0,70194	0,70540	0,70884	0,71226	0,71566	0,71904	0,72240
0,6	0,72575	0,72907	0,73237	0,73565	0,73891	0,74215	0,74537	0,74857	0,75175	0,75490
0,7	0,75803	0,76115	0,76424	0,76730	0,77035	0,77337	0,77637	0,77935	0,78230	0,78523
0,8	0,78814	0,79135	0,79389	0,79673	0,79954	0,80234	0,80510	0,80785	0,81057	0,81327
0,9	0,78814	0,79103	0,82121	0,82381	0,82639	0,82894	0,83147	0,83397	0,83646	0,83891
1,0	0,84134	0,84375	0,84613	0,84849	0,85083	0,85314	0,85543	0,85769	0,85993	0,86214
1,1	0,86433	0,86650	0,86864	0,87076	0,87285	0,87493	0,87697	0,87900	0,88100	0,88297
1,2	0,88493	0,88686	0,88877	0,89065	0,89251	0,89435	0,89616	0,89796	0,89973	0,90147
1,3	0,90320	0,90490	0,90658	0,90824	0,90988	0,91149	0,91308	0,91465	0,91621	0,91773
1,4	0,91924	0,92073	0,92219	0,92364	0,92506	0,92647	0,92785	0,92922	0,93056	0,93189
1,5	0,93319	0,93448	0,93574	0,93699	0,93822	0,93943	0,94062	0,94179	0,94295	0,94408
1,6	0,94520	0,94630	0,94738	0,94845	0,94950	0,95053	0,95154	0,95254	0,95352	0,95448
1,7	0,95543	0,95637	0,95728	0,95818	0,95907	0,95994	0,96080	0,96164	0,96246	0,96327
1,8	0,96407	0,96485	0,96562	0,96637	0,96711	0,96784	0,96856	0,96926	0,96995	0,97062
1,9	0,97128	0,97193	0,97257	0,97320	0,97381	0,97441	0,97500	0,97558	0,97615	0,97670
2,0	0,97725	0,97778	0,97831	0,97882	0,97932	0,97982	0,98030	0,98077	0,98124	0,98169
2,1	0,98214	0,98257	0,98300	0,98341	0,98382	0,98422	0,98461	0,98500	0,98537	0,98574
2,2	0,98610	0,98645	0,98679	0,98713	0,98745	0,98778	0,98809	0,98840	0,98870	0,98890
2,3	0,98928	0,98956	0,98983	0,99010	0,99036	0,99061	0,99086	0,99111	0,99134	0,99158
2,4	0,99180	0,99202	0,99224	0,99245	0,99266	0,99286	0,99305	0,99324	0,99343	0,99361
2,5	0,99379	0,99396	0,99413	0,99430	0,99446	0,99461	0,99477	0,99492	0,99506	0,99520
2,6	0,99534	0,99547	0,99560	0,99573	0,99585	0,99598	0,99609	0,99621	0,99632	0,99643
2,7	0,99653	0,99664	0,99674	0,99683	0,99693	0,99702	0,99711	0,99720	0,99728	0,99736
2,8	0,99744	0,99752	0,99760	0,99767	0,99774	0,99781	0,99788	0,99795	0,99701	0,99807
2,9	0,99813	0,99819	0,99825	0,99831	0,99836	0,99841	0,99846	0,99851	0,99856	0,99861
3,0	**0,99865**	**0,99869**	**0,99874**	**0,99878**	**0,99882**	**0,99886**	**0,99889**	**0,99893**	**0,99897**	**0,99900**
3,1	0,99903	0,99906	0,99910	0,99913	0,99916	0,99918	0,99921	0,99924	0,99926	0,99924
3,2	0,99931	0,99934	0,99936	0,99939	0,99940	0,99942	0,99944	0,99946	0,99948	0,99950
3,3	0,99952	0,99953	0,99955	0,99957	0,99958	0,99960	0,99961	0,99962	0,99964	0,99965
3,4	0,99966	0,99968	0,99969	0,99970	0,99971	0,99972	0,99973	0,99974	0,99975	0,99976
3,5	0,99977	0,99978	0,99979	0,99980	0,99981	0,99981	0,99982	0,99983	0,99983	0,99984
3,6	0,99984	0,99985	*0,99985*	*0,99986*	0,99986	*0,99987*	0,99987	0,99988	0,99988	0,99989
3,7	0,99989	0,99990	*0,99990*	*0,99990*	0,99991	*0,99992*	0,99992	0,99992	0,99992	0,99992
3,8	0,99993	0,99993	0,99993	0,99994	0,99994	0,99994	0,99995	0,99995	0,99995	0,99995

Проверка гипотезы по критерию t_o-статистике.

Значение статистики $t_{0(\gamma)}$ равно:

$$t_{o(S_p)} = \frac{\bar{y}_1 - \bar{y}_1 - \gamma}{S_p\sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} = 3{,}458,$$

где S_p – точечная дисперсия $S_p^2 = \frac{(n_1 - 1)\cdot S_1^2 + (n_2 - 1)\cdot S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}$ при не равенстве дисперсий $\sigma_1^2 = 21527{,}93 \neq \sigma_2^2 = 28033{,}15$; S_1^2 – точечная дисперсия показателей $n_1=13$; S_2^2 – точечная дисперсия показателей $n_2=13$.

$$S_1^2 = \frac{1}{n_1-1}\sum_{i=1}^{n_1}\left(\bar{y}_{n_1} - y_{i(n_1)}\right)^2 = 23321{,}92;$$
$$S_2^2 = \frac{1}{n_2-1}\sum_{i=1}^{n_2}\left(\bar{y}_{n_2} - y_{i(n_2)}\right)^2 = 30369{,}24.$$

Тогда по условию критерия отклонения $|t_0| > t_{\alpha/2;\nu}$ гипотеза $H_o: \mu_1 - \mu_2 = -92{,}0$ «отклоняется», т. к. выполнено условие критерия отклонения. Потому что критерий $\left|t_{o(S)(Sp)}\right| = |3{,}458|$ превышает табличное значение $t_{\alpha/2;\nu} = 0{,}85125$ (см. табл.8) при заданной вероятности α=0,05, где ν_S – степень свободы при не равенстве дисперсий $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$, рассчитываемое по формуле $\nu_S = \frac{(\frac{S_1^2}{n_1}+\frac{S_2^2}{n_2})^2}{\frac{1}{n_1+1}\,(\frac{S_1^2}{n_1})^2+\frac{1}{n_2+1}(\frac{S_2^2}{n_2})} - 2 = 25{,}53.$

Так как нулевая гипотеза по условию t-критерия $H_o: \mu_1 - \mu_2 = -92{,}0$ «отклоняется», то целесообразна процедура проверки двусторонних гипотез; $H_o: \mu_1 - \mu_2 < -92{,}0$ *и* $H_o: \mu_1 - \mu_2 > -92{,}0$. В начале, производится проверка альтернативной гипотезы $H_o: \mu_1 - \mu_2 < -92{,}0$ по критерию отклонения $|t_0| > t_{\alpha/2;\nu}$.

Альтернативная гипотеза $H_o: \mu_1 - \mu_2 < -921{,}0$ «*отклоняется»,* так как представленный критерий отклонения из совокупности гипотез $\begin{Bmatrix} H_o: \mu_1 - \mu_2 = -92{,}07 \\ H_o: \mu_1 - \mu_2 < -92{,}0 \end{Bmatrix}$ не соответствует условию $t_0 < -t_{\alpha;\nu}$, а именно табличное значение (табл. 7) ($t_o = 3{,}458$) не превышает значение статистики $t_{\alpha;\nu} = -1{,}70250$.

И, наконец, альтернативная гипотеза $H_o: \mu_1 - \mu_2 > -92{,}0$ *«принимается»,* так как критерий отклонения гипотезы $H_o: \mu_1 - \mu_2 > -92{,}0$ соответствует условию $t_0 > t_{\alpha;\nu}$. Значение статистики по критерию $t_0 = 3{,}458 > t_{\alpha;\nu} = 1{,}70250$ (табл. 7), поэтому *отклоняется «нулевая гипотеза», а альтернативная* $H_o: \mu_1 - \mu_2 > -92{,}0$ *принимается.*

И формулировка общего вывода будет выглядеть так:

1. Рассcматриваемые отчётные данные деятельности судов по ГОСТ Р 8.736-2011 за 16 лет «однороды», то есть не имеют грубых погрешностей (отклонений или «ошибок»): при существующих условиях величины критериев $\mathrm{T}_\mathbf{1} = \mathbf{1{,}55423} \leq G_{\alpha(\text{табл})} = \mathbf{2{,}5360}$; $\mathrm{T}_\boldsymbol{n} = \mathbf{1{,}97849 \leq 2{,}5360;}$ $\boldsymbol{G_{1\,min}} = \mathbf{0{,}7596} \geq C'_{\alpha=0{,}05} = 0{,}5097$ и $G_{n\,max} = 0{,}6281 \geq C'_{\alpha=0{,}05} = 0{,}5097$. Следовательно, отчётные данные применимы для дальнейшего анализа на оценку гипотез.

2. При анализе гипотез выявлено, что *разница значений между оценками экспертов больше чем «-92,0», а именно принимается* $H_o: \mu_1 - \mu_2 > -92{,}0$ – *альтернативная гипотеза по двум критериям отклонения* $Z_o = 3{,}600 > Z_\alpha = 0{,}9988$ *и* $t_0 = 3{,}458 > t_{\alpha;\nu} = 1{,}70250$ *(см. табл. 6 и табл. 7).*

Таблица 7

Значения t-критерия Стьюдента (односторонняя постановка задачи)

ν *\α	***0,45***	***0,40***	***0,35***	***0,30***	***0,25***	***0,125***	***0,05***	***0,025***	***0,0125***	***0,0051***	***0,0025***
1	0,158	0,325	0,510	0,727	1,000	2,414	6,314	12,710	25,45	63 66	127,3
2	0,142	0,289	0,445	0,617	0,817	1,604	2,920	4,303	6,205	9,925	14,09
3	0,137	0,277	0,424	0,584	0,765	1,423	2,353	3,183	4,1775	5,841	7,453
4	0,134	0,271	0,414	0,569	0,741	1,344	2,132	2,776	3,495	4,604	5,598
5	0,132	0,267	0,408	0,559	0,727	1,301	2,015	2,571	3,163	4,032	4,773
6	0,131	0,265	0,404	0,553	0,718	1,273	1,943	2,447	2,969	3,707	4,317
7	0,130	0,263	0,402	0,549	0,711	1,254	1,895	2,365	2,841	3,500	4,029
8	0,130	0,262	0,399	0,546	0,706	1,240	1,860	2,306	2,752	3,355	3,833
9	0,129	0,261	0,398	0,543	0,703	1,230	*1,833*	2,262	2,685	3,250	3,690
10	0,129	0,260	0,397	0,542	0,700	1,221	*1,813*	2,228	2,634	3,169	3,581
11	0,129	0,260	0,396	0,540	0,697	1,215	1,796	2,201	2,593	3,106	3,500
12	0,128	0,259	0,395	0,539	0,695	1,209	1,782	2,179	2,560	3,055	3,428
13	0,128	0,259	0,394	0,538	0,694	1,204	1,771	2,160	2,533	3,012	3,373
14	0,128	0,258	0,393	0,537	0,692	1,200	1,761	2,145	2,510	2,977	3,326
15	0,128	0,258	0,392	0,536	0,691	1,197	1,753	*2,132*	2,490	2,947	3,286
20	0,127	0,257	0,391	0,533	0,687	1,185	1,725	*2,086*	2,423	2,845	3,153
25	0,127	0,256	0,390	0,531	0,684	1,178	1,708	2,060	2,385	2,787	3,078
30	0,127	0,256	0,389	0,530	0,683	1,173	1,697	2,042	2,360	2,750	3,030
40	0,126	0,255	0,388	0,529	0,681	1,167	1,684	2,021	2,329	2,705	2,971
60	0,126	0,254	0,387	0,527	0,679	1,162	1,671	2,000	2,3299	2,660	2,915
...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
120	0,126	0,254	0,386	0,526	0,677	1,156	1,658	1,980	2,270	2,617	2,860
∞	0,126	0,253	0,385	0,524	0,674	1,150	1,645	1,960	2,241	2,576	2,807

ν* – степени свободы.

И, наконец, что означает в гипотезе прямая верификация для каждой экспертизе общего количества рассмотренных дел? Из-за невозможности определить истинность оценки экспертов прямым путем, приходится ***«проверять» гипотезы***, т.е. устанавливать, не противоречит ли высказанная экспертная гипотеза имеющимся выборочным данным. Эта процедура носит название *статистической проверки гипотез*. Результат сопоставления высказанных гипотез с выборочными данными может быть либо *отрицательным* (данные наблюдения противоречат высказанной гипотезе, а поэтому гипотезу надо *отклонить*), либо *неотрицательным* (данные наблюдения не противоречат высказанной гипотезе, а поэтому ее можно *принять* в качестве одного из возможных решений). Например, если предположить, что общее количество рассмотренных материалов деятельности судов за период с 2005 по 2020 годы составляет $\mathbf{2684,58}$ тыс. дел. Такое утверждение в фомализованном виде можно представить

$$\boldsymbol{H_0} : \boldsymbol{\mu_0} = \mathbf{2684,58};$$

$$\boldsymbol{H_1} : \boldsymbol{\mu_0} \neq \mathbf{2684,58}.$$

Утверждение $\boldsymbol{H_0} : \boldsymbol{\mu_0} = \mathbf{2684,58}$ – называется *нулевой гипотезой*, а утверждение $\boldsymbol{H_1} : \boldsymbol{\mu} \neq \boldsymbol{\mu_0} = \mathbf{2684,58}$– *альтернативной гипотезой*. Поскольку $\boldsymbol{H_1}$– определяет значения $\boldsymbol{\mu_0}$, которые либо больше, либо меньше $\mathbf{2684,58}$ т.е. запись $\mathbf{2684,58} < \boldsymbol{\mu_0} > \mathbf{2684,58}$ есть двусторонняя альтернатива. Значение среднего утверждение $\boldsymbol{\mu_0} = \mathbf{2684,58}$, задаваемого нулевой гипотезой $\boldsymbol{H_0} : \boldsymbol{\mu_0} = \mathbf{2684,58}$ оценивается одним из трёх способов:

– среднее $\boldsymbol{\mu_0}$ может быть известно из результатов ранее проводившихся экспертиз (наблюдений);

– среднее $\boldsymbol{\mu_0}$ может быть известно из теории исследуемого процесса (по полученной модели);

– среднее $\boldsymbol{\mu_0}$ может быть известно из заданных условий («так надо»).

В представленном случае проверка гипотезы состоит в следующем. Производится случайная выборка из совокупности наблюдений $\boldsymbol{y}_\mathrm{i}$, по которой находится значение *некоторой статистики*, и принимается решение, отклонить или принять *нулевую гипотезу* $\boldsymbol{H_0} : \boldsymbol{\mu_0} = \mathbf{2684,58}$. Для этого необходимо знать «распределение статистики», используемой для проверки, в предположении истинности *нулевой гипотезы* $\boldsymbol{H_0} : \boldsymbol{\mu_0} = \mathbf{2684,58}$ так же «*множества знаний статистики»,* которые привели бы к отклонению гипотезы. Такое *множество знаний статистики называется критической областью,* или *областью отклонения гипотезы.* При оценке гипотез встречаются «погрешности» *двух родов:*

– если нулевая гипотеза H_0 *отклоняется, когда она истина,* то совершается «погрешность» *1-го рода;*

– если нулевая гипотеза H_0 *не отклоняется, когда она ложна,* то совершается «погрешность» *2-го рода.*

Вероятностям этих погрешностей присвоены специальные обозначения: во-первых, α=*P* – т. е. допускается «погрешность» *1-го рода*, т. е. гипотеза H_0 отклоняется, когда H_0– *истина; и второе утверждение,* β=Р – допускается, а именно, «погрешность» *2-го рода*, т. е. не отклоняется, когда H_0 – *ложна.*

Кроме того, часто применяется такое понятие, как *«мощность критерия»*, которое определяется как *МОЩНОСТЬ Р= 1 – β* отклонить, когда H_0– *ложна.* При проверке гипотез в общем случае задаётся величина *α-вероятность* – «погрешность» *1-го рода*, которая называется *«уровнем* *значимости критерия»* и выбирается процедура проверки, обеспечивающую малую (приемлемую) величину «погрешности» 2-го рода, т. е. β-вероятность**.**

Алгоритм проверки гипотез относительно средних

Вот несколько часто встречающихся задач на проверку гипотез.

- Сравнение «средних» при известной дисперсии.
- Сравнение «средних» при неизвестной дисперсии.
- Сравнение дисперсий.

Есть $\boldsymbol{y_i}$ ***нормальная случайная переменнаяс неизвестным средним*** $\boldsymbol{\mu}$**,** и известной дисперсией $\boldsymbol{\sigma^2}$**.** Необходимо проверить гипотезы

$$\text{Нулевая гипотеза } \boldsymbol{H_0} : \boldsymbol{\mu_0 = 2684,58}$$

$$\text{Альтернативная гипотеза } \boldsymbol{H_0} : \boldsymbol{\mu_0 \neq 2684,58},$$

где $\mu_0 = 2684{,}58$ – заданная средняя величина (в данном случае это суммарные данные за 16 лет – задана как гипотеза).

Нулевая гипотеза $\boldsymbol{H_0} : \boldsymbol{\mu_0 = 2684,58}$ на основе выборки из n-наблюдений y_i численно определяется *относительной (процентной) точкой статистики*лежащей в основе критерия оценки.

$$Z_0 = \frac{\bar{y} - \mu_0}{\sigma/\sqrt{n}}.$$

Нулевая гипотеза $\boldsymbol{H_0} : \boldsymbol{\mu_0 = 2684,58}$ *отклоняется*, если будет выполнено условие$|\boldsymbol{Z_0}| > \boldsymbol{Z_{\alpha/2}}$**,** где $Z_{\alpha/2}$ – *верхняя* ${}^{\alpha}/_{2}$ *относительная (процентная) точка стандартизованного нормального распределения (см. табл. 6).*

Обоснование и процедура проверки

1. Оценка однородности результатов отчётных данных (табл. 8): количество поступивших к рассмотрению дел составило 2684,58 тыс. дел. Исходные данные выборки: количество поступивших к рассмотрению дел «без Выбросов» – μ_3.

Таблица 8

Таблица исходных данных для оценки однородности

Без выбросов «ВБРС» μ_3			
Период оценки	*№ выборки*	***μ_3*** *исходные отчётные величины*	***μ_3*** *Вариационный ряд в порядке увеличения*
2005	*min*	***3590,20***	***1510,50***
2006	*2*	***3981,00***	***1513,90***
2007	*3*	***3980,40***	***1570,20***
2008	*4*	***3124,10***	***1960,90***
2009	*5*	***2894,50***	***2122,20***
2010	*6*	***1513,90***	***2852,50***
2011	*7*	***2894,50***	***2894,50***
2012	*8*	***1570,20***	***2894,50***
2013	*9*	***2904,60***	***2904,60***
2014	*10*	***1510,50***	***3124,10***
2015	*11*	***2852,50***	***3590,20***
2016	*12*	***1960,90***	***3980,40***
2017	*max*	***2122,20***	***3981,00***
Средняя величина			***2684,58***

Вариационный ряд в порядке увеличения будет иметь вид (см. табл. 8).
1510,50 $\leq$ ***1513,90*** $\leq$ ***1570,20*** $\leq$ ***1960,90*** $\leq$ ***2122,20*** $\leq$ ***2852,50*** $\leq$ ***2894,50*** $\leq$ ***2904,60*** $\leq$ ***3124,10*** $\leq$ ***3590,20*** $\leq$ ***3980,40*** $\leq$ ***3981,00.***

При этом, количество наблюдений составило n =13; средняя величина наблюдений составит μ_3= ***2684,58***.

Максимальне относительное отклонение равно – ООmax

$$OOOmax = \frac{x_{i\,max} - \bar{x}}{S_n} = \frac{3981{,}0 - 2684{,}58}{883{,}59},$$

где – $\boldsymbol{x_{i\,max}}$ максимальное значение вариационного ряда; $\boldsymbol{\bar{x}}$ – среднее значение выборки (вариационного ряда по табл. 5). n – количество всех наблюдений принятых для оцегнки.

Значение T_1-критерия вариационного ряда Т-статистики будет равно

$$\mathrm{T}_{\mathbf{1}} = \frac{\bar{x} - x_{1min}}{\sqrt{S^2}} = \frac{\mathbf{2684{,}58 - 1510{,}50}}{\sqrt{\mathbf{883{,}59^2}}} = \mathbf{1{,}32876.}$$

Результат проверки по T_1-критерию показал, что анализируемые данные выборки оценки по общему количеству дел за 16 лет не содержит грубых погрешностей («ошибок») по минимальной величине. По критериальному условию принятия решений о наличии «грубых погрешностей», которые выглядят так: $T_i \leq G_{\alpha(\text{табл})}$ при ***i=1…n*** (табл. 2*)*. При существующих условиях величина $\mathrm{T}_{\mathbf{1}} = \mathbf{1{,}32876} \leq \mathbf{2{,}5360}$ и $\mathrm{T}_{\boldsymbol{n}} = \mathbf{1{,}46723} \leq \mathbf{2{,}5360}$ данный ряд «не содержат грубых погрешностей («ошибок»). В представленном случае табличное значение $\boldsymbol{G}_{\boldsymbol{\alpha}(\text{табл})} = \mathbf{2{,}5360.}$

Расчёт и анализ величин отчётных данных (статистики) по G-критерию отчётных даннеых (см.табл. 5) будет выглядеть так:

$$G_{1\,min} = \frac{\sum_{i=2}^{n}(x_i-\hat{x})^2}{\sum_{i=1}^{n}(x_i-\bar{x})^2}\ и\ G_{n\,max} = \frac{\sum_{i=1}^{n-1}(x_i-\check{x})^2}{\sum_{i=1}^{n}(x_i-\bar{x})^2},$$

где $G_{1\,min}$ – критерий оценки погрешности *минимальной величины* вариационного ряда; $G_{n\,max}$ – критерий оценки погрешности *максимальной величины* вариационного ряда; $\hat{x}_{n(\text{без}\,min)} = \frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{n} x_i = 2782{,}417$ средняя величина отчётных данных без *минимального значения* вариационного ряда; x_i – значение выборки (вариационного ряда по табл. 5); $\check{x}_{n(\text{без}\,max)} = \frac{1}{n-1}\sum_{i}^{n-1} x_i = 2576{,}542$ есть средняя величина отчётных данных без *максимального значения* вариационного ряда; $\bar{x}$ – средняя величина отчётных данных вариационного ряда.

Анализ на наличие грубых погрешностей минимального значения вариационного ряда (см. табл.5), определяемого по $G_{1(min)}$-критерию показал, что $\boldsymbol{G}_{\mathbf{1}\,\boldsymbol{min}} = \mathbf{1{,}1300} > 0{,}5097$ (см. табл. 3). Полученный результат указывает на то, что по условию Смирнова-Граббса – $G_{imin} \leq C'_{\alpha=0{,}05}$ (вариант содержания грубых погрешностей), вариационный ряд не содержит грубых погрешностей. Анализ на наличие грубых погрешностей *максимального значения* вариационного ряда (см. табл. 5), определяемого по $G_{n\,max}$ показал, что $G_{n\,max} = 0{,}7928 > 0{,}5097$ (см. табл. 3). Полученный результат указывает на то, что по условию Смирнова-Граббса – $G_{imax} \leq C'_{\alpha=0{,}05}$ (вариант содержания грубых «ошибок») вариационный ряд не содержит *грубых погрешностей.*

2. *Оценка гипотез.* Есть y_3 *нормальная случайная переменная с неизвестными или расчётной средней* μ_3, отличающая или равная величине μ_0 и *известной расчётной дисперсией* σ_1^2 . В формализованном виде рассматриваемые условия анализа имеют вид

$$\begin{cases} H_0\colon \mu_0 = \mu_3 \\ H_1\colon \mu_0 \neq \mu_0 \end{cases}.$$

Для проверки гипотез $\begin{cases} H_0: \mu_0 = \mu_3 \\ H_1: \mu_0 \neq \mu_0 \end{cases}$ представлена случайная выборка из n-наблюдений совокупности (см. табл. 4). После чего рассчитывается относительное (процентное) численное значение статистики (Z-критерий)

$$\boldsymbol{Z_0} = \frac{\boldsymbol{\bar{y} - \mu_0}}{\boldsymbol{\sigma}/\boldsymbol{\sqrt{n}}},$$

где $\boldsymbol{\bar{y}}$ – средняя величина всех наблюдений за данными функционирования судов; $\boldsymbol{\mu_0}$ – заданная величина гипотезы; $\boldsymbol{\sigma}$ – суммарная дисперсия воспроизводимости; n – количество всех наблюдей.

Дисперсии σ_i^2 равна $\sigma_i^2 = \frac{1}{n_i}\sum_{i=1}^{n}(\bar{y} - y_i)^2$. Нулевая гипотеза из совокупрности $\begin{cases} H_0: \mu_0 = \mu_3 \\ H_1: \mu_0 \neq \mu_0 \end{cases}$ будет отклонена, если будет выполнено условие $|Z_0| > Z_{\alpha/2}$ (критерий отклонения). В рассматриваемом случае Z_0-критерий отклонения будет равен $\boldsymbol{Z_0} = \frac{\boldsymbol{\bar{y} - \mu_0}}{\boldsymbol{\sigma/\sqrt{n}}} = \frac{\mathbf{2684{,}58 - 2660{,}00}}{\mathbf{720669{,}29/\sqrt{13}}} = \mathbf{0{,}104}$, где дисперсия σ_i^2 в результате расчёта равна

$$\sigma_i^2 = \frac{1}{n_i}\sum_{i=1}^{n}(\bar{y} - y_i)^2 = 720669{,}29;\ \sigma = \sqrt{720669{,}29} \quad \text{(рис.4).}$$

Расчётные величины исходных данных (отчёт за 10 лет)			Дисперсия	Задание условия по критериям		Критерий оценки
Количество выборок n		$Y_{(3\text{-ср})}$-средняя величина	σ_1^2	μ_0	α	$Z_{0(\gamma)}$
13	μ_3	**2684,576923**	**720669,29**	**2660,00**	**0,05**	**0,104**

Рис. 4. Расчётные показатели оценки из совокупности $\begin{cases} H_0: \mu_0 = \mu_3 \\ H_1: \mu_0 \neq \mu_0 \end{cases}$ гипотез по Z-критерию

При первой односторонней альтернативе $H_0: \mu_0 = \mu_3$ *нулевая гипотеза отклоняется, если будет выполнено условие* $|Z_0| > Z_{\alpha/2}$. В рассматриваемом случае $|Z_0| = 0{,}104 < Z_{\alpha/2} = 0{,}27784$ (см. табл. 6), что соответствует условию отклонения альтернативной гипотезы $H_1: \mu_0 \neq \mu_3$ и принятию нулевой гипотезы $H_0: \mu_0 = \mu_3$ (рис. 5). По критерию отклонения $Z_0 < -Z_\alpha$ альтернативная гипотеза так же отклоняется, так как условие отклонения не выполнено: $Z_0 = 0{,}104 > -Z_\alpha = \mathbf{-0{,}55578.}$ Следовательно, как и в предыдущем случае оценки, альтернативная гипотеза отклоняеьтся (рис. 6). Аналогично по критерию отклонения $Z_0 > Z_\alpha$ альтернативная гипотеза так же отклоняется, так как условие отклонения не выполнено: $Z_0 = 0{,}104 < Z_\alpha = \mathbf{0{,}55578.}$ Следовательно, как и в предыдущих случаях оценки, альтернативная гипотеза отклоняеьтся (рис. 7). Поэтому, по всем критериям оценки данной гипотезы, отклоняется альтернативная гипотеза, а принимается нулевая гипотеза (см. рис 5–7). По критерию отклонения $Z_0 < -Z_\alpha$ альтернативная гипотеза так же отклоняется, так как условие отклонения не выполнено: $Z_0 = 0{,}104 > -Z_\alpha = \mathbf{-0,55578.}$ Следовательно, как и в предыдущем случае оценки, альтернативная гипотеза отклоняеьтся (рис. 6).

Критерий отклонения $\lvert Z_0\rvert > Z_{\alpha/2}$		Числовое значение статистики ,которое можно представить $Z_0 = Z_{0(\text{ЦЧ})} + Z_{0(\text{дробь})}$			
принятие решения по гипотезе		$Z_{o(\gamma)}$	$Z_{o(цч)}$	$Z_{o(дробь)}$	табл.$(Z_{\alpha/2})$ $_{табл7}$
$H_0: \mu_3 = \mu_0$	$H_1: \mu_3 \neq \mu_0$	0,104	0,100	0,004	0,27784
принимается	отклоняется				

Рис. 5. Расчётные показатели принятия решения по критерию отклонения $|Z_0| > Z_{\alpha/2}$ из совокупности $\begin{cases} H_0: \mu_0 = \mu_3 \\ H_1: \mu_0 \neq \mu_0 \end{cases}$ гипотез по Z-критерию

Критерий отклонения $Z_0 < -Z_\alpha$		Числовое значение статистики ,которое можно представить $Z_0 = Z_{0(\text{ЦЧ})} + Z_{0(\text{дробь})}$			
принятие решения по гипотезе		$Z_{o(\gamma)}$	$Z_{o(цч)}$	$Z_{o(дробь)}$	табл.$(Z_{\alpha/2})$ $_{табл7}$
$H_0: \mu_3 = \mu_0$	$H_1: \mu_3 \neq \mu_0$	0,104	0,100	0,004	-0,55567
принимается	отклоняется				

Рис. 6. Расчётные показатели принятия решения по критерию отклонения $Z_0 < -Z_\alpha$ из совокупности $\begin{cases} H_0: \mu_0 = \mu_3 \\ H_1: \mu_0 \neq \mu_0 \end{cases}$ гипотез по Z-критерию

Критерий отклонения $Z_0 > Z_\alpha$		Числовое значение статистики ,которое можно представить $Z_0 = Z_{0(\text{ЦЧ})} + Z_{0(\text{дробь})}$			
принятие решения по гипотезе		$Z_{o(\gamma)}$	$Z_{o(цч)}$	$Z_{o(дробь)}$	табл.$(Z_{\alpha/2})$ $_{табл7}$
$H_0: \mu_3 = \mu_0$	$H_1: \mu_3 \neq \mu_0$	0,104	0,100	0,004	0,55567
принимается	отклоняется				

Рис. 7. Расчётные показатели принятия решения по критерию отклонения $Z_0 > Z_\alpha$ из совокупности $\begin{cases} H_0: \mu_0 = \mu_3 \\ H_1: \mu_0 \neq \mu_0 \end{cases}$ гипотез по Z-критерию

4. ОЦЕНКА ЧАСТОТЫ РАССМАТРИВАЕМЫХ ДЕЛ

4.1. Выборочные распределения

Выборки и выборочные распределения. Теория статистических выводов направлена на формулировапние *выводов о некоторой совокупности данных – в расмматриваемом случае это результаты статистических отчётных данных деятельности судов России.* Т. е. выборка данных основана на том, *что необходимо предположить при использовании случайных величин.*

Если вся наблюдаемая (исследуемая) совокупность состоит из N- элементов, а принимается выборка из n-элементов, то каждая из $\frac{N!}{(N-n)!n!}$ возможной совокупности выборок может быть изменена с равной вероятностью. *Такая процедура называется взятием случайной выборки.* На практике *«получения случайных выборок»* встречаются трудности, и при этом могут быть полезны таблицы случайных чисел.

Ряды распределения и величина интервала. Для полного усвоения сведений о «рядах распределения» необходимо произвести анализ характеристи рассматриваемых дел в суде (табл. 1 и 5).

Интервал рассматриваемых дел (см. табл. 1 и 5) это величина, конечно, не является стандартом (просто так захотели тем, кто анализируют данные). В этом случае уместно утверждение: «ряды распределений, построенные на основе субъективных решений неубедительны. И нет ли математического способа определения интервала?». Конечно, есть.

Шаг 1. Определение интервала отклонений. Количество интервалов (КИ) определяется по формуле Стерджесса:

$$\text{КИ} = 1 + \frac{lgN}{lg2},$$

где N – *количество значений в совокупности****; «2» –*** *два значения в интервале: минимальное и максимальное.*

Шаг 2. Определение величины интервала (ВИ). Величина определяется по соотношению

$$\text{ВИ} = \frac{Max - Min}{\text{КИ}},$$

где Max – максимальное значение в совокупности, Min – минимальное значение в совокупности.

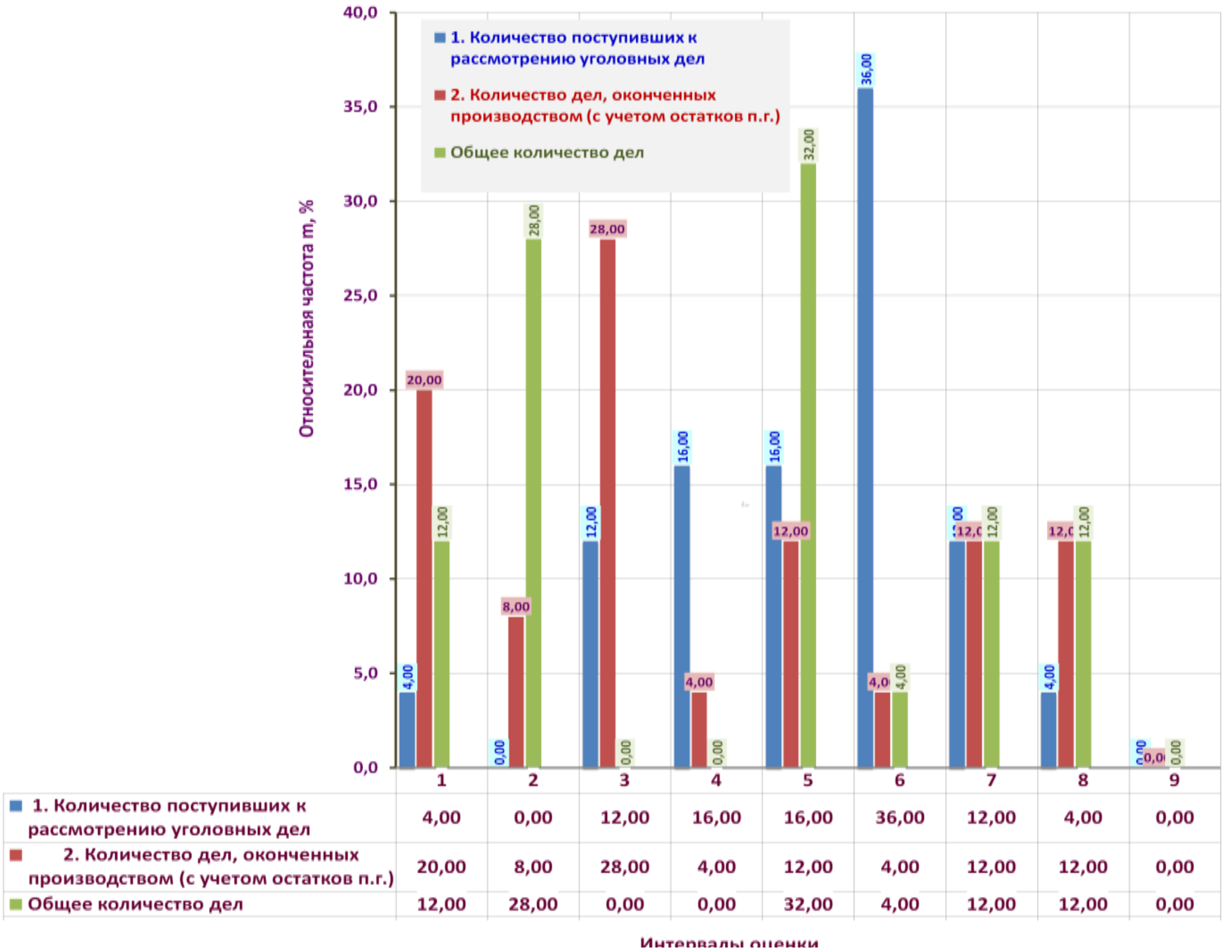
Результаты расчётов по определению количества интервалов (КИ) и величины интервалов (ВИ) приведены в табл. 9. Не исключено, что данные приведённые в таблице покажутся менее привлекательными. При этом возможно, возникнуть такие вопросы: «Почему величина интервала равна именно ВИ=630?». «Что эта за формула *Стерджесса»*? И почему интервалы распределены таким непонятным образом»?! Кроме того, считать – всегда дополнительные хлопоты. Случаи, когда распределение непонятно, даже если величина интервала определена математическим способом, встречаются часто. Здесь уместно вспомнить то, о чём шла речь при освоении понятия «ряды распределения изучения». Следовательно, вполне достаточно выбрать такую величину интервала, которая будет понятна тем, кто проводит статистический анализ.

Таблица 9

Расчёт частот (как часто встречаются данные)

<table>
<tr><td colspan="3">1. Число поступивших к рассмотрению дел</td><td rowspan="4">Всего значений μ_1 из интервала</td><td colspan="2" rowspan="4">Ступень по интервалу</td></tr>
<tr><td rowspan="3">Номер интервала</td><td colspan="2">Данные уголовных дел</td></tr>
<tr><td colspan="2">по интервалу: (min+dz)+dz</td></tr>
<tr><td colspan="2">Граница интервала</td></tr>
<tr><td>1</td><td>874,000</td><td>953,088</td><td>1,0</td><td colspan="2" rowspan="13">79,0883</td></tr>
<tr><td>2</td><td>953,088</td><td>1032,177</td><td>0,0</td></tr>
<tr><td>3</td><td>1032,177</td><td>1111,265</td><td>3,0</td></tr>
<tr><td>4</td><td>1111,265</td><td>1190,353</td><td>4,0</td></tr>
<tr><td>5</td><td>1190,353</td><td>1269,441</td><td>4,0</td></tr>
<tr><td>6</td><td>1269,441</td><td>1348,530</td><td>9,0</td></tr>
<tr><td>7</td><td>1348,530</td><td>1427,618</td><td>3,0</td></tr>
<tr><td>8</td><td>1427,618</td><td>1506,706</td><td>1,0</td></tr>
<tr><td>0</td><td>0,000</td><td>0,000</td><td>0,0</td></tr>
<tr><td>0</td><td>0,000</td><td>0,000</td><td>0,0</td></tr>
<tr><td>0</td><td>0,000</td><td>0,000</td><td>0,0</td></tr>
<tr><td>0</td><td>0,000</td><td>0,000</td><td>0,0</td></tr>
<tr><td>8,0</td><td colspan="2">Всего значений</td><td>25,0</td></tr>
<tr><td colspan="3">DZ – размах варьирования по интервалу</td><td>Расчёт DZ</td><td>К</td><td>Ступень</td></tr>
<tr><td colspan="4">K=1+lg(N)/lg(2)</td><td>7,965784</td><td>dz=DZ/К</td></tr>
<tr><td colspan="5">Интервал</td><td rowspan="3">79,0883</td></tr>
<tr><td colspan="3">min</td><td>DZ=(max-min)</td><td>max</td></tr>
<tr><td colspan="3">874,00</td><td>630,00</td><td>1504,00</td></tr>
</table>

Результаты расчётов по определению количества интервалов (КИ) и величины интервалов (ВИ) приведены в табл. 9, а графическая интепретации резукльтатов в виде гистограммы приведена на рис.4. Совершенно очевидно, что миаксимальное количество поступмвших к рассмотрению уголовных дел (анализ судебных решений лаборатории «А») отнгосятся к 3, 4, и 5 интервалу, в то же время максимальное количество дел оконченных производством (экспертиза судебных дел лаборатории «В») расположены в 3, 5, 7, и 8 интервалах (см. рис. 4). В рассматриваемом случае, общее количество денл за 16 лет и есть показатель оценки деятельности судов общей юрисдикции дел и материалов по I инстанции за период 2005…2020 годы. Наиболшее число общего количества дел относмятся ко 2-му и 5-му интервалу 28 и 32 % соответственно (рис. 8). Именно такая статистика и есть описательная. А именно оценка деятельностим судов предприятиями «А» и «В» экспертами в наглядном виде и заданной вероятностной оценкой.



	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1. Количество поступивших к рассмотрению уголовных дел	4,00	0,00	12,00	16,00	16,00	36,00	12,00	4,00	0,00
2. Количество дел, оконченных производством (с учетом остатков п.г.)	20,00	8,00	28,00	4,00	12,00	4,00	12,00	12,00	0,00
Общее количество дел	12,00	28,00	0,00	0,00	32,00	4,00	12,00	12,00	0,00

Рис. 8. Гистограмма частоты. Графическая интерпретация оценки

БИБЛИОГРАФИЧЕСКИЙ СПИСОК

1. Гурлев В.Г., Хомякова Т.С. Теория ошибок и математическая обработка результатов экспертных исследований предприятия: учебное пособие. – Челябинск: Издательский центр ЮУрГУ, 2016. – 90 с.

2. В.Г. Гурлев, Т.С. Хомякова. Статистический инструментарий оценки гипотез экономической безопасности предприятий: учебное пособие. – Челябинск: Издательский центр ЮУрГУ, 2020. – 78 с.

3. Гурлев В.Г., Хомякова Т.С. Математическая обработка результатов по судебно-экономичесукой экспертизе: учебное пособие. – Челябинск: Издательский центр ЮУрГУ, 2018. – 95 с.

4. Гурлев В.Г. Т.С. Хомякова. Теория ошибок и математическая обработка результатов экспертных исследований предприятия: учебное пособие– Челябинск: Издательский центр ЮУрГУ, 2016. – 90 с.

5. Гурлев В.Г., Хомякова Т.С. Статистика. Математическое моделирование и принятие управленческих решений. Учебное пособие. – Челябинск, Издательский центр ЮУрГУ, 2012. – 95 с.