

ФЕДЕРАЛЬНОЕ ГОСУДАРСТВЕННОЕ УНИТАРНОЕ ПРЕДПРИЯТИЕ
«ВСЕРОССИЙСКИЙ НАУЧНО-ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ ИНСТИТУТ
ФИЗИКО-ТЕХНИЧЕСКИХ И РАДИОТЕХНИЧЕСКИХ ИЗМЕРЕНИЙ»

На правах рукописи

Юров Лев Васильевич

ИССЛЕДОВАНИЕ ПРОЦЕССА ПОВЕРКИ СРЕДСТВ ИЗМЕРЕНИЙ
МЕТОДОМ СТАТИСТИЧЕСКОГО ИМИТАЦИОННОГО
МОДЕЛИРОВАНИЯ

Специальность: 05.11.15 – Метрология и метрологическое обеспечение

Диссертация на соискание ученой степени
кандидата технических наук

Научный руководитель:
доктор технических наук,
Дойников Александр Сергеевич

Менделеево – 2019 г.

Введение.....	3
Глава 1 Статистическая имитационная модель поверки.....	11
1.1 Анализ существующих подходов к разработке методик поверки...	11
1.2 Выбор показателей достоверности поверки.....	12
1.3 Описание статистической имитационной модели процесса поверки.....	15
1.4 Валидация предложенной модели поверки.....	34
1.5 Выводы.....	40
Глава 2 Исследование процесса поверки СИ способом отбраковки.....	41
2.1 Результаты моделирования для случая, когда погрешность эталона не учитывается при подтверждении соответствия.....	42
2.2 Сравнение результатов анализа процесса поверки по МИ 188 и с использованием предлагаемой статистической имитационной модели.....	45
2.3 Анализ способов учета неопределенности измерений при поверке.....	50
2.4 Определение критерия оптимальности методик поверки.....	56
2.5 Оптимизация методик поверки способом отбраковки.....	58
2.6 Анализ влияния нестабильности МХ СИ на результаты поверки...	62
2.7 Выводы.....	72
Глава 3 Исследование процесса поверки СИ способом градуировки ...	74
3.1 Результаты моделирования для случая, когда погрешность эталона не учитывается при подтверждении соответствия	76
3.2 Анализ влияния нестабильности МХ СИ на результаты поверки способом градуировки	77
3.3 Выбор оптимального способа подтверждения соответствия при поверке способом градуировки.....	79
3.4 Выводы.....	91
Глава 4 Применение модели поверки к оценке МХ СИ.....	93
4.1 Аппроксимация аналитическими функциями зависимостей, полученных методами численного моделирования	93
4.2 Решение относительно предела погрешности СИ.....	98
4.3 Сопоставительный анализ предельных МХ СИ для различных вариантов поверки.....	100
4.4 Выводы.....	102
Заключение.....	104
Список сокращений и условных обозначений.....	106
Список литературы	107

Введение

Основой государственного регулирования обеспечения единства измерений является обеспечение прослеживаемости средств измерений (СИ) к Государственным первичным эталонам путем их первичной и периодической поверки, что однозначно устанавливается Статьей 5 Закона «Об обеспечении единства измерений:» - «измерения, относящиеся к сфере государственного регулирования обеспечения единства измерений, должны выполняться ... с применением средств измерений утвержденного типа, прошедших поверку» и подтверждается Статьей 9: «в сфере государственного регулирования обеспечения единства измерений к применению допускаются средства измерений утвержденного типа, прошедшие поверку в соответствии с положениями настоящего Федерального закона» [1].

Здесь и далее под термином **«запас по точности эталона»** понимается «отношение предела погрешности поверяемого СИ к пределу погрешности эталона, используемого при поверке ($\Delta_{СИ} пр / \Delta_{РЭ} пр$)».

Традиционно поверка СИ осуществлялась с использованием эталонов, имеющих большой запас точности по отношению к поверяемому СИ – до 10 раз. При этом влияние погрешности эталонов на результат поверки не учитывалось ввиду пренебрежимо малого риска при подтверждении соответствия. В классической монографии М.Ф. Маликова [2] указывалось, что «погрешность прибора определена достаточно достоверно, если погрешность образцового прибора не превышает в десять раз меньшее значение». В более поздней работе [3] уточнялось, что трехкратный запас по точности (отношение предела погрешности поверяемого СИ к пределу погрешности эталона, используемого при поверке) достаточен только в случае, «когда при поверке вводят поправки на показания образцовых средств измерений. Если же поправки не вводятся, то образцовые средства выбираются исходя из соотношения 1:5». Указанные рекомендации основывались на очевидных рассуждениях о том, что, так как «погрешность

дается в виде числа с одной или максимум с двумя значащими цифрами, причем вторая цифра равна 5» [4], то составляющей погрешности, вклад которой в суммарную погрешность не более чем «несколько единиц второй значащей цифры» [2] можно пренебречь ввиду ее «ничтожности». Некоторые способы увеличения запаса по точности эталона при поверке использованы и в работах автора [5,6].

С развитием метрологии происходит расширение номенклатуры измеряемых величин, создаются новые СИ и эталоны в таких областях, как измерения параметров ионизирующих излучений, физико-химические измерения, гидроакустические измерения и т. п. [7 - 10]. При этом часто не удается обеспечить большой запас точности при поверке рабочих СИ в этих видах измерений. Очевидно, что при уменьшении запаса по точности эталона возрастает вероятность признать годным метрологически неисправный прибор. Поэтому анализ влияния погрешности эталона на результаты поверки и разработка достаточно простого для широкой практики метода учета этой погрешности является актуальной задачей.

Известен метод учета погрешности эталона при поверке СИ путем установления значения контрольного допуска меньшим, чем пределы погрешности этого СИ, причем требуемое соотношение контрольного допуска и пределов погрешности зависит от соотношения пределов погрешностей эталона и поверяемого прибора. Для определения количественного соотношения между контрольным допуском и пределом погрешности поверяемого СИ обычно применяется общий подход по выбору средств измерений по точности для решения типовой задачи измерения погрешности поверяемого СИ с помощью эталона. В книге [11] предлагается пользоваться графиками, выражающими зависимость вероятности брака контроля от технологического рассеивания, погрешности измерений, допуска на контролируемый параметр. Учет этих факторов приводит к необходимости применять «производственный допуск на изделие, более жесткий, чем установленный». Применительно к поверке СИ это означает,

что должно вводиться предельное значение погрешности (контрольный допуск), меньшее чем предел погрешности поверяемого прибора на величину, зависящую от погрешности используемого при поверке эталона. Но такой подход, несмотря на свою очевидность, не получил широкого распространения. К причинам такого положения можно отнести как сложность математического аппарата, используемого при определении предельного значения погрешности, так и затруднения, вызываемые необходимостью изменять предельное значение погрешности в зависимости от точности конкретного эталона, примененного для поверки. Аналогичные подходы отражены в работе [12].

В рекомендации [13] предлагается подход, основанный на использовании неопределенности измерений при поверке, а именно «в методиках поверки допускается указывать, в каком соотношении должны находиться расширенная неопределенность измерений при поверке и нормы допустимых пределов погрешностей СИ данного утвержденного типа, а также критерии годности СИ измерений с учетом неопределенности измерений при поверке». Это позволяет корректно использовать зачастую уже имеющуюся информацию о неопределенности измерений, выполняемых с использованием того или иного эталона, что существенно облегчает поставленную выше задачу. Тем не менее, предложенные в [13] общие принципы требуют конкретизации с целью выработки конкретных и достаточно простых для широкого использования рекомендаций. В работе [14], указывается, что «приемочный допуск с каждой стороны сокращается на величину параметра w (охранной зоны), численные значения которого, как правило, определяются коэффициентом расчета расширенной неопределенности и на практике чаще всего принимаются равным просто неопределенности», но данное положение никак не обосновывается.

Существующие рекомендации по определению конкретных значений контрольных допусков по отношению к нормированным МХ СИ основываются на априорном «знании функции плотности вероятности

измеряемой величины (в данном случае погрешности поверяемого СИ – прим. автора), которая чаще всего аппроксимируется нормальным распределением» [14].

Для того, что бы выполнить анализ существующих методов подтверждения соответствия (пригодности) СИ при поверке, необходимо обоснованно выбрать показатели качества методик поверки или результатов поверки СИ по этим методикам поверки.

Поверка СИ может заключаться [15]:

а) в определении пригодности СИ к применению с отбраковкой тех СИ, погрешность которых превышает пределы допускаемой погрешности, установленной для СИ данного типа – поверка способом отбраковки;

б) в установлении действительных значений или градуировочных характеристик СИ, поступивших на поверку (в том числе путем введения поправок) - поверка способом градуировки.

То есть в настоящее время применяется несколько способов поверки и несколько видов критериев годности (видов подтверждения соответствия), применимых к каждому способу поверки.

В то же время четко не определены показатели, позволяющие сравнивать различные способы поверки (с учетом используемых критериев годности) с точки зрения достоверности поверки [16].

Поэтому актуальным является:

- определение показателей достоверности поверки, позволяющих сравнивать различные способы поверки (с учетом применяемых критериев годности) между собой;

- создание метода априорной оценки показателей достоверности поверки, учитывающего как все существенные характеристики методики поверки, так и метрологические характеристики поверяемого СИ;

- оптимизация процедуры поверки для различных способов поверки путем установления оптимальных критериев годности.

Объектом исследований является процесс периодической поверки средств измерений (СИ) с помощью (рабочих) эталонов (РЭ).

Предмет исследований – влияние параметров процесса поверки СИ на показатели достоверности результатов поверки.

Целью работы является совершенствование процедур передачи единиц измерения от вышестоящих по поверочным схемам эталонов рабочим СИ с учетом запаса по точности эталонов и нестабильности метрологических характеристик (МХ) СИ. Для достижения поставленной цели сформулированы следующие **задачи**:

1. Выполнить анализ применяемых в настоящее время показателей достоверности результатов поверки и сформировать оптимальный комплекс таких показателей;
2. Разработать и реализовать программно алгоритмы имитационного статистического моделирования процедур передачи размера единиц при поверке, позволяющие оценить численные значения параметров достоверности поверки;
3. Исследовать факторы и ограничения, влияющие на достоверность поверки способом отбраковки;
4. Исследовать факторы и ограничения, влияющие на достоверность поверки способом градуировки;
5. Разработать методику выбора способа и параметров поверки СИ с использованием данных о нестабильности МХ СИ.

Методы исследования. В диссертации применены теоретические и экспериментальные методы исследований. При разработке алгоритмов и моделей использовались элементы теории статистического имитационного моделирования. Обработка экспериментальных данных проводилась с использованием теории вероятности и математической статистики.

Достоверность и обоснованность результатов исследования подтверждается: корректным использованием существующих методов исследования; соответствием расчетных и экспериментальных данных.

Научная новизна заключается в том, что **впервые:**

1. Впервые разработана комплексная модель процедуры поверки, включающую в себя иерархическую модель передачи размера единицы от ГЭТ к СИ, многовариантную модель периодического подтверждения соответствия, модель изменения МХ СИ в течении интервала между поверками, что позволяет оценить основные показатели результатов поверки: R_3 – риск заказчика и $P_{\text{брак}}$ - вероятность бракования СИ, без привлечения сведений о ранее выполненных поверках;

2. Впервые исследовано влияние нестабильности МХ СИ на результаты поверки для наиболее часто применяемых на практике способов поверки и вариантов подтверждения соответствия;

3. Впервые обоснована оптимальная ширина защитной полосы для поверки способом отбраковки с учетом неопределенности измерений при поверке, что позволило в 1,5 – 2 раза расширить область применимости этого способа поверки в сторону меньших запасов по точности эталона и больших нестабильностей МХ поверяемых СИ;

4. Впервые получены аналитические соотношения для оценки минимально – допустимого предела погрешности СИ с учетом максимально – допустимой нестабильности МХ СИ и МХ используемого рабочего эталона для основных способов поверки.

Практическая ценность:

Результаты работы могут использоваться как разработчиками и изготовителями СИ различных типов при их метрологических исследованиях и назначении метрологических характеристик этим СИ испытательными центрами при проведении испытаний СИ в целях утверждения типа, так и

государственными научными метрологическими институтами при разработке и актуализации государственных поверочных схем.

Разработанная статистическая имитационная модель поверки позволяет учесть нестабильность МХ СИ как основной фактор, определяющий метрологические характеристики СИ конкретного типа, а так же учесть неопределенность измерений при поверке, что позволяет существенно повысить достоверность поверки.

Результаты работы внедрены при создании МИ 3620-2019 «Методика выбора способа и параметров поверки СИ с использованием данных о нестабильности МХ СИ».

Положения, выносимые на защиту

1. Разработанная комплексная статистическая имитационная модель процедуры поверки СИ учитывает основные способы поверки СИ и варианты подтверждения соответствия, позволяет оценить основные показатели результатов поверки.

2. Предложенная процедура подтверждения соответствия с учетом неопределенности измерений при поверке способом отбраковки позволяет в 1,5 – 2 раза расширить область применимости этого способа в сторону меньших запасов по точности эталона и больших нестабильностей МХ поверяемых СИ.

3. Использование в качестве контрольного допуска при поверке способом градуировки предела нестабильности (а не предела погрешности) МХ СИ в случае, если нестабильность МХ СИ носит преимущественно систематический характер, позволяет до 3 раз снизить вероятность признать годным фактически неисправное СИ (риск заказчика - R_3).

4. Разработанный метод оценки метрологических характеристик СИ, подлежащих нормированию, позволяет установить допустимые пределы погрешности СИ для основных способов поверки на основании исследования нестабильности МХ СИ и данных о нормированных МХ используемого рабочего эталона.

Апробация результатов работы.

Материалы диссертации докладывались на:

9 –ом Международном научно-техническом семинаре «Неопределенность измерения: научные, прикладные, нормативные и методические аспекты» (UM-2012). 24 – 25 февраля 2012,

10 –ом Международном научно-техническом семинаре «Неопределенность измерения: научные, прикладные, нормативные и методические аспекты» (UM-2013), 16 – 18 апреля 2013 г.;

Международной научно-технической конференции «Интеллектуальные системы измерений, контроля, управления и диспетчеризации в промышленности», 28 – 29 октября 2014 г.;

11 –ом Международном научно-техническом семинаре «Неопределенность измерения: научные, прикладные, нормативные и методические аспекты» (UM-2014), 20 – 22 мая 2014 г.;

IX Всероссийской научно-технической конференции «Метрология в радиоэлектронике», 17 – 19 июня 2014 г.

XI Всероссийской научно-технической конференции «Метрология в радиоэлектронике», 19 – 21 июня 2018 г.

Основные положения и результаты диссертационной работы отражены в 17 публикациях, из которых 5 опубликованы в изданиях, рекомендуемых перечнем ВАК и 2-х патентах на изобретение.

Личный вклад автора

Все результаты, изложенные в диссертации, получены автором лично. В совместных публикациях личный вклад автора по теме диссертационной работы является определяющим. Автор лично подготовил публикации по теме работы и провел апробацию результатов исследований на различных научных конференциях.

Глава 1 Статистическая имитационная модель поверки

1.1 Анализ существующих подходов к разработке методик поверки

В настоящее время принят подход к анализу качества методик поверки средств измерений (СИ) на основе статистической модели, обычно применяемой при анализе процессов допускового контроля качества промышленной продукции. При этом предполагается, что в процессе поверки множества СИ конкретного типа участвует множество эталонов, а их погрешности являются случайными величинами, распределенными симметрично вокруг нуля. Сам процесс поверки однократен, то есть результат поверки не зависит от предыдущих поверок (один и тот же как для первичной поверки, так и для любой из последующих). Данная модель широко описана в литературе [17 – 22] и является основой действующих в настоящее время рекомендаций по оценке качества методик поверки [23, 24]. В соответствии с указанными документами определяются следующие «критерии достоверности поверки» [23]:

- наибольшая вероятность ошибочного признания годным любого в действительности дефектного экземпляра СИ;
- отношение наибольшего возможного модуля контролируемой характеристики погрешности экземпляра СИ, который может быть ошибочно признан годным, к пределу ее допускаемых значений.
- наибольшая средняя для совокупности годных экземпляров СИ вероятность ошибочного признания дефектным в действительности годных экземпляров СИ.

Но если рассматривать наиболее распространенный случай, когда в качестве контрольного допуска при поверке используется предел погрешности поверяемого СИ ($\Delta_{СИпр}$), указанные критерии оказываются практически бесполезными. Например, вероятность ошибочного признания годным любого в действительности дефектного экземпляра СИ достигает своего максимального значения в том случае, если измеренное значение

погрешности СИ ($\Delta_{СИизм}$) равно $\Delta_{СИпр}$. Очевидно, что в этом случае вероятность признать годным любой в действительности дефектный экземпляр СИ равняется 0,5. Отсюда следует, что первый критерий является константой равной 0,5 и не зависит от отношения $\Delta_{СИпр}$ к пределу погрешности эталона ($\Delta_{РЭпр}$).

Значение второго показателя определяется достаточно легко. Действительно, наибольший возможный модуль контролируемой характеристики погрешности экземпляра СИ, который может быть ошибочно признан годным, достигается в случае, если $\Delta_{СИизм} = \Delta_{СИпр}$ и равняется сумме модулей $\Delta_{СИпр}$ и $\Delta_{РЭпр}$.

Значение третьего показателя существенно зависит от априорно принятого распределения погрешностей множества СИ, поступающих на поверку, то есть не может быть однозначно определено.

С помощью указанного подхода невозможно определить функцию распределения погрешности множества СИ, признанных по результатам поверки годными и, следовательно, показателей достоверности поверки на множестве поверенных СИ. Это обусловлено высокой зависимостью результатов расчетов от априорных предположений о статистических характеристиках погрешности множества СИ, поступающих на поверку. Поэтому оценка качества методик поверки строится на установлении допустимого отношения возможно наибольшего модуля контролируемой характеристики погрешности экземпляра СИ, который могут ошибочно признать годным, к пределу ее допускаемых значений. Все это привело к тому, что МИ 188 и МИ 187 не находят в настоящее время широкого применения на практике.

1.2 Выбор показателей достоверности поверки

В работе [16] отмечается, что «Сложность состоит в том, что из-за отсутствия четкого определения понятия «достоверность контроля (испытаний)» нет общепринятого подхода к выбору критериев достоверности

результатов сплошного и выборочного контроля (испытаний). Тот же автор в работе [25] показал, что в качестве основного показателя достоверности поверки целесообразно использовать «риск заказчика» R_z , представляющий условную вероятность того, что изделие (в нашем случае СИ) является фактически негодным (метрологически неисправным) при условии что оно признано в результате контроля годным - соответствующим всем требованиям нормативных документов (НД) (в результате поверки по действующей методике поверки признано пригодным к применению). Для оценки этого показателя предложено [26] использовать метод имитационного моделирования. Недостатком подхода, использованного в указанной работе, является необходимость оценки параметров распределения погрешности СИ (на множестве однотипных СИ) на основе экспериментальных данных - результатов поверки некоторого количества однотипных СИ. Аналогичный подход применен и в работе [27]. Но даже и проведя оценку параметров распределения погрешности СИ, не всегда удастся получить корректные оценки параметров результатов поверки. Например, в работе [28] использованы результаты поверки 348 пирометров, тем не менее оценка вероятности ошибки первого рода составила от 20 до 50 %, что не соответствует реальным показателям уровня забракований по результатам поверки.

Недостатки существующих моделей поверки оказываются критическими при анализе методик поверки с малым запасом по точности эталона. Можно встретить методики поверки, в которых используется двукратный (а в отдельных случаях и менее) запас по точности эталона по отношению к поверяемому СИ. Такие запасы по точности актуальны, например, для гидроакустических измерений, измерений параметров ионизирующих излучений, физико-химических измерений.

Таким образом, актуально создание метода определения распределения погрешности СИ на множестве однотипных СИ и оценки его параметров. Это позволит выработать обоснованные требования и рекомендации к

построению и содержанию методик поверки с малым запасом по точности эталона.

Даже если заданы и модель, описывающая взаимосвязь входных и выходной величин, и плотности распределения вероятностей входных величин, тем не менее плотность распределения вероятностей выходной величины, как правило, невозможно определить аналитически [29]. Поэтому для расчета характеристик распределения погрешности СИ на разных этапах процесса поверки целесообразно использовать один из методов Монте-Карло – статистического имитационного моделирования. Как показано в [29], это позволит построить доверительный интервал в соответствии с заданной вероятностью при произвольной функции распределения вероятностей. На основании такого метода должна быть возможным оценка следующих параметров поверки СИ:

$\Delta_{СИМ}/\Delta_{СИпр}$ - отношение наибольшего возможного модуля контролируемой характеристики погрешности экземпляра СИ, который может быть ошибочно признан годным, к пределу ее допускаемых значений;

R_3 - риск заказчика, вероятность того, что СИ является фактически негодным (метрологически неисправным) при условии что оно признано в результате поверки годным;

$P_{брак}$ - вероятность признания СИ негодным (бракованным) по результатам поверки. Этот показатель включает в себя риск производителя $R_{п}$ – вероятность того, что фактически годное (фактически соответствующее всем требованиям) СИ при поверке ошибочно забраковано [25], поэтому справедливо следующее соотношение: $P_{брак} \geq R_{п}$. В отличие от $R_{п}$ вероятность признания СИ негодным по результату поверки может быть определена экспериментально на основании статистического анализа результатов поверки однотипных СИ.

Если показатели $\Delta_{СИМ}/\Delta_{СИпр}$ и R_3 можно отнести к показателям достоверности результатов поверки, то $P_{брак}$ относится к показателям экономической эффективности процесса поверки.

Кроме того, к особенностям процесса поверки (по сравнению с контролем и испытаниями продукции) можно отнести:

1. Передача размера единицы всегда осуществляется по иерархической поверочной схеме – от единственного государственного первичного эталона через вторичный и (или) рабочий эталон к рабочему СИ;
2. Процесс поверки не только принципиально циклический, но и обычно одно и то же рабочее СИ периодически, через интервалы между поверками (МПИ) проходит поверку на одном и том же эталоне;

Кроме того, к важнейшим факторам, влияющим на МХ СИ, следует отнести наличие изменения погрешности СИ от времени [30]. Как указано в [31], «измерять можно лишь тогда, когда техническое средство, предназначенное для этой цели, способно хранить единицу, достаточно стабильную (неизменную) по размеру». Следовательно, основным фактором, приводящим к возникновению метрологической неисправности СИ, приводящей к браку при периодической поверке СИ, является **«нестабильность МХ СИ – изменение метрологических характеристик (МХ) СИ за установленный интервал времени»** [32, 33].

Все эти особенности учтены в разработанной автором комплексной статистической имитационной модели процесса поверки.

1.3 Описание статистической имитационной модели процесса поверки

Для учета всех вышеуказанных факторов предлагается рассматривать процесс поверки как случайный процесс метрологического обслуживания средств измерений [34], заключающийся в многократно повторяющихся через МПИ процедурах поверки рабочего эталона (РЭ) с использованием ГЭТ и поверки СИ с использованием РЭ. В процессе эксплуатации как ГЭТ, так РЭ и СИ в течении МПИ их погрешность может изменяться в силу нестability МХ как СИ, так и РЭ и ГЭТ. Такой процесс может быть

смоделирован с помощью комплексной статистической имитационной модели [35 - 38], включающую в себя иерархическую модель передачи размера единицы от ГЭТ к СИ, многовариантную модель периодического подтверждения соответствия, модель изменения МХ СИ в течении интервала между поверками, что позволяет оценить основные показатели результатов поверки: R_3 – риск заказчика и $P_{\text{брак}}$ - вероятность забракования СИ, без привлечения сведений о ранее выполненных поверках.

Предложенная комплексная статистическая имитационная модель основывается на использовании следующих основных метрологических характеристик средств измерений:

- **погрешность СИ** - Разность между показанием средства измерений и известным опорным (действительным) значением величины [32, п. 7.6]. Это определение можно представить в виде формулы:

$$\Delta_{\text{СИ}} = X_{\text{СИ}} - X_{\text{д}}, \quad (1.1)$$

где $X_{\text{СИ}}$ – показание СИ, при условии что $X_{\text{д}}$ – действительное значение величины, измеряемой с помощью этого СИ.

- **нестабильность СИ** (нестабильность МХ СИ) - изменения характеристики (СИ) за установленный интервал времени [32, п. 7.50]. Если в качестве МХ СИ рассматривать погрешность СИ, тогда на основании вышеприведенного определения термина «нестабильность СИ» можно записать следующее соотношение:

$$v_{\text{СИ}}(T) = \Delta^2_{\text{СИ}} - \Delta^1_{\text{СИ}}, \quad (1.2)$$

где $\Delta^1_{\text{СИ}}$ – погрешность СИ при первой поверке;

$\Delta^2_{\text{СИ}}$ – погрешность СИ при следующей (второй) поверке (через интервал времени между поверками равный T).

Формулу (1.2) можно преобразовать к виду, отражающему изменение погрешности СИ за интервал между поверками:

$$\Delta^2_{\text{СИ}} = \Delta^1_{\text{СИ}} + v_{\text{СИ}}(T). \quad (1.3)$$

Здесь и далее верхний индекс у обозначений соответствует номеру поверки. Расшифровка основных обозначений дана в разделе «Список сокращений и условных обозначений».

Так как предложенная комплексная статистическая имитационная модель рассматривает поверку как периодический процесс, то очевидно, что существенное влияние на результаты моделирования может оказать изменение нестабильности МХ СИ от поверки к поверке (то есть за все периоды эксплуатации СИ - интервалы между поверками) [39]. Известно большое количество работ, посвященных исследованию динамики погрешностей СИ, например [30]. Но, как указано там же, «несмотря на то, что с момента постановки проблемы метрологической стабильности СИ прошло уже 20 лет (речь идет о состоянии проблемы на 1986 год. – Л.Ю.), до сих пор не найдена математическая модель процесса непрерывного возрастания погрешности СИ во время их эксплуатации, то есть остается неясным основной вопрос о том, как же фактически изменяется во время эксплуатации СИ их погрешность». С тех пор были проведены многочисленные исследования в этой области, но по-прежнему отсутствует единая математическая модель, адекватно описывающая нестабильность МХ СИ. Тем не менее моделью нестабильности СИ на множестве поверяемых СИ принято считать случайное изменение основных метрологических характеристик СИ в известных пределах [31]. Предполагается, что у каждого конкретного экземпляра СИ нестабильность его МХ имеет две составляющие:

- «систематическая» (постоянная) составляющая - составляющая нестабильности МХ СИ, остающаяся постоянной или закономерно изменяющейся за все периоды эксплуатации (интервалы между поверками) СИ, при этом имеет место дрейф МХ в одном направлении с постоянной или переменной скоростью (далее такой вид нестабильности МХ СИ будем называть «систематическая» или «постоянная» нестабильность);

- «случайная» составляющая, то есть изменяющаяся случайным образом (не только по значению, но и по знаку) за все периоды эксплуатации (интервалы между поверками) СИ (далее такой вид нестабильности МХ СИ будем называть «случайная» нестабильность).

Известно несколько моделей проявления нестабильности МХ СИ [30, 40, 41]. Но для целей сравнительного анализа различных способов поверки и видов подтверждения соответствия при поверке достаточно рассмотреть наиболее простую «линейную» модель (описываемую формулой (3) изменения погрешности для двух предельных случаев проявления нестабильности МХ СИ:

1. Нестабильность МХ СИ носит только «систематический» («постоянный») характер – то есть на множестве СИ одного типа (для разных экземпляров СИ одного типа) значение нестабильности случайно и лежит в некоторых пределах, но для каждого конкретного экземпляра СИ нестабильность его МХ имеет одно и то же значение за все периоды эксплуатации (интервалы между поверками) СИ;

2. Нестабильность МХ СИ носит только «случайный» характер – то есть не только на множестве СИ одного типа (для разных экземпляров СИ одного типа) значение нестабильности случайно и лежит в некоторых пределах, но и у каждого конкретного экземпляра СИ нестабильность его МХ может меняться случайным образом в этих же пределах за все периоды эксплуатации (интервалы между поверками) СИ.

Такой подход позволит в дальнейшем использовать приемлемые на практике способы оценивания нестабильности средств измерений [42].

Моделирование процесса передачи размера единицы может быть выполнено следующим образом.

Начинается процесс с аттестации первичного эталона (ГЭТ), изготовления и первичной поверки РЭ и СИ (рис. 1.1).

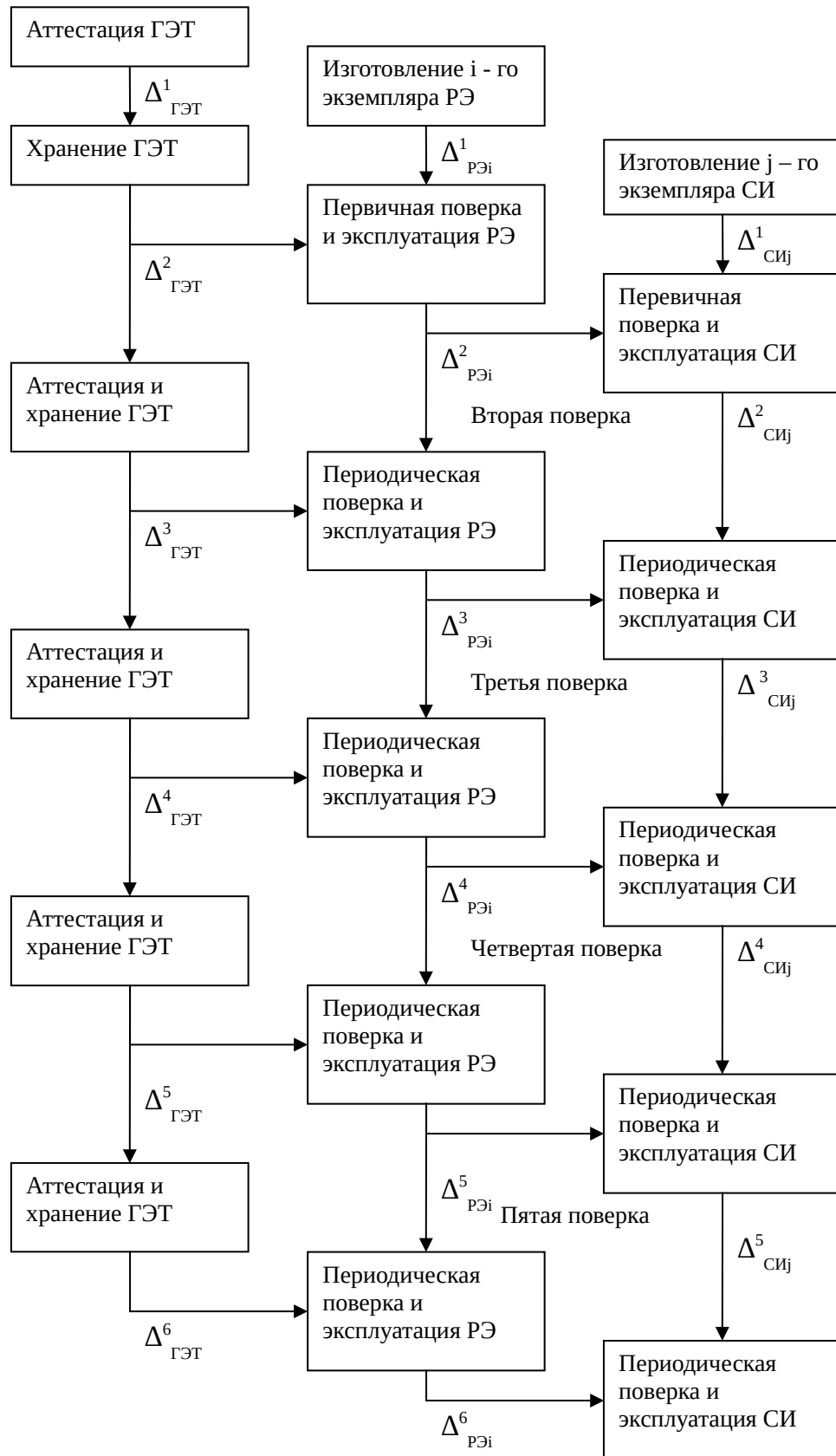


Рисунок 1.1 - Укрупненная структурная схема процесса передачи размера единицы от ГЭТ к РЭ и к СИ.

На первом этапе (аттестация ГЭТ, изготовление РЭ и изготовление СИ) происходит формирование погрешностей ГЭТ ($\Delta_{\text{ГЭТ}}^1$), множества РЭ ($\Delta_{\text{РЭ}_i}^1$) и множества поверяемых СИ ($\Delta_{\text{СИ}_j}^1$), как случайных величин, равномерно распределенных в интервалах, ограниченных соответствующими границами нормированных МХ ($-\Delta_n; \Delta_n$). Выбор равномерного распределения обусловлен тем, что если единственной доступной информацией о величине X являются нижняя a и верхняя b ($a < b$) границы возможных значений этой величины, то, в соответствии с принципом максимума энтропии, X следует описывать равномерным распределением $R(a,b)$ на интервале $[a,b]$ [29]. Поэтому справедливо следующее:

$$\Delta_{\text{ГЭТ}}^1 \in (-\Delta_{\text{ГЭТ}_n}; \Delta_{\text{ГЭТ}_n}), \quad (1.4)$$

$$\Delta_{\text{РЭ}_i}^1 \in (-\Delta_{\text{РЭ}_n}; \Delta_{\text{РЭ}_n}), \quad (1.5)$$

$$\Delta_{\text{СИ}_j}^1 \in (-\Delta_{\text{СИ}_n}; \Delta_{\text{СИ}_n}). \quad (1.6)$$

Процедура эксплуатации (содержания) ГЭТ может быть смоделирована изменением его погрешности в течение межаттестационного интервала из-за влияния на погрешность ГЭТ его нестабильности. В [31] показано, что изменение погрешности СИ и ГЭТ можно представить в виде $\Delta_{\text{ГЭТ}}^2 = \Delta_{\text{ГЭТ}}^1 + v_{\text{ГЭТ}}$, где $v_{\text{ГЭТ}}$ – нестабильность МХ ГЭТ за МПИ, которую можно рассматривать как случайную величину, равномерно распределенную в интервалах, ограниченных соответствующими границами, $v_{\text{ГЭТ}} \in (-v_{\text{ГЭТ}_n}; v_{\text{ГЭТ}_n})$. Такой же подход используют и для погрешностей РЭ и СИ в конце соответствующего МПИ.

При первичной поверке РЭ предлагается учитывать погрешность ГЭТ в конце его межаттестационного интервала – то есть $\Delta_{\text{ГЭТ}}^2$. Это позволяет учесть влияние нестабильности ГЭТ на результаты поверки РЭ.

Соответственно при поверке СИ следует использовать погрешность РЭ в конце его МПИ - $\Delta_{РЭ_i}^2$

Детальная структурная схема алгоритма первичной поверки СИ представлена на рисунке 1.2. В ней учтены возможные способы поверки [15]:

- определение пригодности СИ к применению с забракованием тех СИ, характеристика погрешности которых превышает по абсолютному значению предел ее допускаемых значений, установленный для СИ данного типа (далее – поверка способом отбраковки);
- установление действительных значений или градуировка всех СИ, поступивших на поверку (далее – поверка способом градуировки);
- определение пригодности СИ к применению по нормам стабильности (с бракованием тех СИ, изменение действительного значения или градуировочной характеристики которых за МПИ превысило предел допускаемой нестабильности, установленный для СИ данного типа) и градуировка СИ, признанных годными.

Алгоритм поверки РЭ аналогичен приведенному на рис. 1.2.

Алгоритм первичной поверки j -го экземпляра СИ состоит из нескольких этапов:

1. Изготовление СИ и его первоначальная настройка изготовителем с точки зрения установления метрологических характеристик. МХ этого экземпляра СИ можно описать конкретным значением погрешности $\Delta_{СИ_j}^1$ как случайной величины, равномерно распределенной в интервале, ограниченном соответствующими границами нормированных метрологических характеристик (погрешностей):

$$\Delta_{СИ_j}^1 \in (-\Delta_{СИ_n}; \Delta_{СИ_n}); \quad (1.7)$$

2. Определение погрешности СИ выполняется с помощью i -го экземпляра РЭ. Результат вычисляется в соответствии с выражением:

$$\Delta_{СИj\text{ изм}} = X_{СИj\text{ изм}} - X_{РЭi\text{ изм}}, \quad (1.8)$$

где $X_{СИj \text{ изм}}$, $X_{РЭi \text{ изм}}$ – результаты измерений одной и той же величины с помощью поверяемого СИ и РЭ.

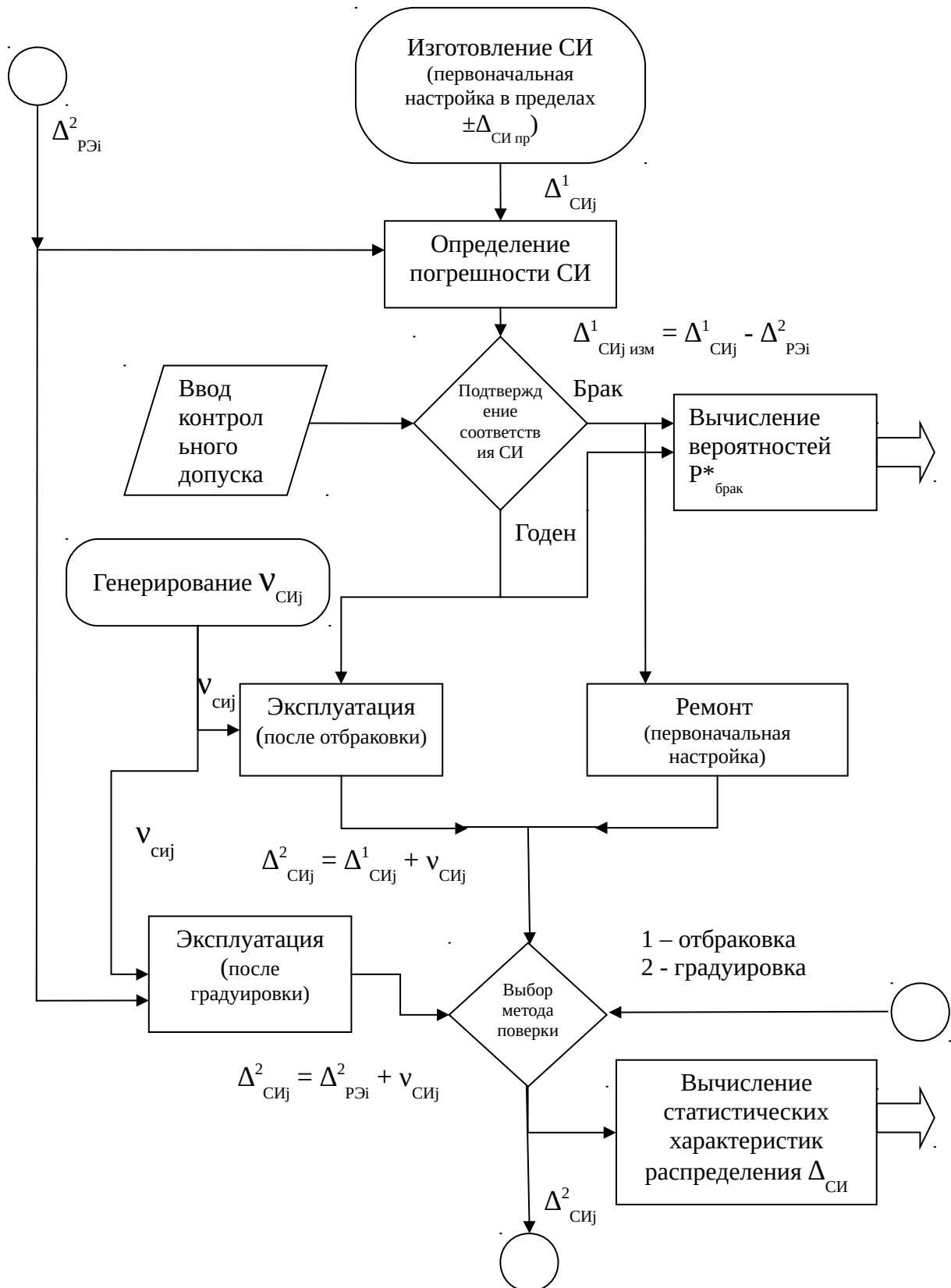


Рисунок 1.2 - Структурная схема алгоритма первичной поверки СИ

Учитывая, что при этом измеряют одну и ту же величину, характеризующую своим истинным значением $X_{\text{ист}}$, выражение (1.8) можно представить в виде:

$$\Delta_{\text{СИ}j \text{ изм}} = (X_{\text{ист}} + \Delta_{\text{СИ}j}) - (X_{\text{ист}} + \Delta_{\text{РЭ}i}) = \Delta_{\text{СИ}j} - \Delta_{\text{РЭ}i}. \quad (1.9)$$

Приняв, что при первичной поверке j -е СИ характеризуется погрешностью $\Delta_{\text{СИ}j}^1$, а РЭ можно использовать и в конце своего МПИ (т. е. в наихудшем случае погрешность будет $\Delta_{\text{РЭ}i}^2 = \Delta_{\text{РЭ}i}^1 + v_{\text{РЭ}i}$), запишем выражение (1.9) как:

$$\Delta_{\text{СИ}j \text{ изм}}^1 = \Delta_{\text{СИ}j}^1 - \Delta_{\text{РЭ}i}^2. \quad (1.10)$$

3. Сравнение $\Delta_{\text{СИ}j \text{ изм}}^1$ с контрольным допуском выполняется на этапе подтверждения соответствия характеристик СИ установленным требованиям. Так как в качестве контрольного допуска могут быть использованы различные комбинации $\Delta_{\text{СИН}}$ и $\Delta_{\text{РЭН}}$, в алгоритме поверки предусмотрен блок ввода контрольного допуска, отличного от $\Delta_{\text{СИН}}$.

4. Если СИ признается годным, приписанная ему погрешность $\Delta_{\text{СИ}j}^1$ может изменяться в течении МПИ в силу нестабильности МХ СИ и в конце МПИ будет:

$$\Delta_{\text{СИ}j}^2 = \Delta_{\text{СИ}j}^1 + v_{\text{СИ}j}. \quad (1.11)$$

5. Если СИ бракуется, оно может подвергаться ремонту, после которого пройдет процедуру первоначальной настройки с характеристиками, аналогичными настройке после изготовления СИ. В этом случае:

$$\Delta_{\text{СИ}j}^2 \in (-\Delta_{\text{СИН}}; \Delta_{\text{СИН}}). \quad (1.12)$$

Алгоритм поверки содержит операции, характерные для поверки способом градуировки, то есть возможен выбор варианта, когда

$$\Delta_{\text{СИ}j}^2 = \Delta_{\text{РЭ}i}^2 + v_{\text{СИ}j}. \quad (1.13)$$

В соответствии со структурными схемами, приведенными на рис. 1.1 и рис. 1.2 разработан моделирующий алгоритм, имитирующий одну случайную реализацию процесса поверки j -го СИ с использованием i -го РЭ и ГЭТ за несколько МПИ. Многократное повторение алгоритма позволяет выполнить моделирование N случайных реализаций процесса поверки.

При моделировании приняты следующие ограничения:

- Случайная составляющая как погрешности ГЭТ, РЭ, СИ, так и результаты измерений при поверке пренебрежимо малы;
- Погрешности и нестабильности равномерно распределены в интервалах, ограниченных своими границами;
- Границы нестабильности меньше соответствующих границ погрешности.

Для программной реализации статистических имитационных моделей возможно использовать различные программные продукты [38]. Одним из эффективных средств является использование среды Microsoft Excel, имеющая встроенные средства как для моделирования случайных величин, так и для выполнения логических и математических операций [43]. Статистическая имитационная модель процесса поверки реализована в виде электронной таблицы и содержит N строк, в каждой из которых моделируется одна случайная реализация процесса периодической поверки. Это дает возможность определять результаты моделирования путем обработки данных, содержащихся в соответствующих столбцах. Фрагмент электронной таблицы (для первичной поверки) приведен на рис. 1.3.

	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M
61	Аттестация ГЭТ + хранение (нестаб)	Изгот овл РЭ	Поверка РЭ (изменение Дрэ)	Поверка РЭ (отбраковка)	Поверка РЭ (отбраковка)	Эксплуатация РЭ	Экспл РЭ + ремонт (отбраковка или градуир)	Изгот овл СИ	Поверка СИ (изменение Дси)	Поверка СИ (отбраковка)	Поверка СИ (отбраковка)	Эксплуатация СИ	Экспл СИ + ремонт (отбраковка или градуировка)
62	Генерация $\Delta_{гэт2} = \Delta_{гэт1} + v_{гэт}$, $\Delta_{гэт1E} (-\Delta_{гэт1}; \Delta_{гэт1E})$, $v_{гэт1E} (-v_{гэт1}; v_{гэт1E})$	Генерация $\Delta_{рэ1E} (-\Delta_{рэ1}; \Delta_{рэ1E})$	$\Delta_{рэ1} \text{ изм} = \Delta_{рэ1} - \Delta_{гэт1}$	$\text{РезПовРЭ} = \text{ЕСЛИ}(\text{ABS}(\Delta_{рэ1} \text{ изм}) \leq \text{КритГодн}; 1; 0)$ $\text{Годен} = 1$ Брак = 0	Брак = "Брак" Годен = $\Delta_{рэ1}$	Генерация $v_{рэE} (-v_{рэ1}; v_{рэ1E})$	$\Delta_{рэ2} = \Delta_{рэ1} + v_{рэ}$ или $\Delta_{рэ2} = \Delta_{рэ1} + v_{рэ}$ или $\Delta_{рэ2} = \Delta_{рэ1} + v_{рэ}$ или	Генерация $\Delta_{си1E} (-\Delta_{си1}; \Delta_{си1E})$	$\Delta_{си1} \text{ изм} = \Delta_{си1} - \Delta_{рэ2}$	$\text{Годен} = 1$ Брак = 0 $\text{КритГодн}; 1; 0$ ЕСЛИ($\text{ABS}(\Delta_{си1} \text{ изм}) \leq \text{КритГодн}; 1; 0$)	$\text{Годен} = \Delta_{си1}$ Брак = "Брак"	Генерация $v_{сиE} (-v_{си1}; v_{си1E})$	$\Delta_{си2} = \Delta_{си1} + v_{си}$ или $\Delta_{си2} = \Delta_{си1} + v_{си}$ или $\Delta_{си2} = \Delta_{си1} + v_{си}$ или
63	5463	-7401	-12564	0	Брак	-531	4632	-9831	-14463	1	-9831	-10928	-20759
64 - 2062	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----	----
2063	3652	5336	1684	1	3652	672	4324	-73947	-78271	1	-73947	-6831	-80778

Рисунок 1.3 - Фрагмент электронной таблицы, реализующей модель передачи размера единицы (шкалы) от ГЭТ к РЭ и затем к СИ при первичной поверке.

В ячейках строк с 1 по 60 находится служебная и исходная информация, а в ячейках строк с 63 по 2063 – результаты статистического моделирования 2000 случайных событий, соответствующих случайным реализациям процесса периодической поверки 2000 РЭ и СИ с использованием ГЭТ. В ячейках каждого столбца с 63 строки по 2063 строку содержатся идентичные формулы, поэтому далее будем ссылаться лишь на имя столбца, подразумевая, что речь идет о всех ячейках данного столбца находящихся в строках начиная с 63 строки и заканчивая 2063 строкой.

В столбце А моделируется погрешность ГЭТ путем сложения случайного значения погрешности ГЭТ при аттестации и погрешности, вызванной нестабильностью ГЭТ в его межаттестационный интервал ($\Delta_{гэт}^2 = \Delta_{гэт\text{н}}^2 + v_{гэт}$), для этого используются функция электронной таблицы

СЛУЧМЕЖДУ(А;В), возвращающая случайное число, равномерно распределенное между двумя заданными числами (А и В). При каждом вычислении рабочего листа возвращается новое случайное число. То есть:

$$\Delta_{\text{ГЭТ}}^2 = \text{СЛУЧМЕЖДУ}(-\Delta_{\text{ГЭТн}}; \Delta_{\text{ГЭТн}}) + \text{СЛУЧМЕЖДУ}(-v_{\text{ГЭТ}}; v_{\text{ГЭТ}}).$$

В столбце В моделируется погрешность РЭ как случайное значение погрешности изготовления (первоначальной настройки) РЭ, для этого используется функция электронной таблицы СЛУЧМЕЖДУ(А;В), то есть:

$$\Delta_{\text{РЭ}}^1 = \text{СЛУЧМЕЖДУ}(-\Delta_{\text{РЭн}}; \Delta_{\text{РЭн}}).$$

В столбце С вычисляется результат измерения погрешности РЭ:

$$\Delta_{\text{РЭизм}}^1 = \Delta_{\text{РЭ}}^1 - \Delta_{\text{ГЭТ}}^2$$

В столбце D происходит сравнение $\Delta_{\text{РЭизм}}^1$ с контрольным допуском с целью формирования логического значения «1», что соответствует РЭ, признанных годными, и логического значения «0», что соответствует забракованным по результатам поверки РЭ. Для выполнения этой операции используется логическая функция ЕСЛИ(логическое выражение; значение если истина ; значение если ложь):

$$\text{РезПовРЭ} = \text{ЕСЛИ}(\text{ABS}(\Delta_{\text{РЭизм}}^1) \leq \text{КритГоднРЭ}; 1; 0) \text{ Годен} = 1 \text{ Брак} = 0$$

В столбце Е формируется информация о значении погрешности только тех РЭ, которые были признаны по результатам поверки годными с учетом выбранного метода поверки (для выбора метода поверки вводится переменная МетодПовРЭ, принимающая два значения: 1 – поверка методом отбраковки, 2 – поверка методом градуировки). Если в качестве метода поверки выбрана градуировка РЭ, признанных по результатам поверки годными (то есть всех, для которых РезПовРЭ = "1"), то погрешность этих РЭ устанавливается равной соответствующей погрешности ГЭТ, то есть для этих РЭ выполняется операция присваивания: $\Delta_{\text{РЭ}}^1 = \Delta_{\text{ГЭТ}}^2$. Для варианта поверки методом отбраковки погрешность РЭ, признанных годными, сохраняется. Полностью используемое логическое выражение выглядит следующим образом:

$$\Delta_{\text{РЭлог}}^1 = \text{ЕСЛИ}(\text{МетодПовРЭ}=1; \text{ЕСЛИ}(\text{РезПовРЭ} = 1; \Delta_{\text{РЭ}}^1; \text{"Брак"}); \text{ЕСЛИ}(\text{РезПовРЭ} = 1; \Delta_{\text{ГЭТ}}^2; \text{"Брак"}))$$

В столбце F моделируется нестабильность РЭ как случайное значение нестабильности в конце межповерочного интервала РЭ, для этого используется функция электронной таблицы СЛУЧМЕЖДУ(А;В), то есть:

$$v_{\text{РЭ}} = \text{СЛУЧМЕЖДУ}(-v_{\text{РЭн}}; v_{\text{РЭн}})$$

В столбце G вычисляется погрешность РЭ в конце межповерочного интервала как сумма погрешности РЭ сразу после поверки ($\Delta_{\text{РЭ}}^1$) и нестабильности РЭ ($v_{\text{РЭ}}$). Для повышения устойчивости алгоритма при первых двух поверках предусмотрена процедура ремонта РЭ, при этом им присваивается случайное значение погрешности аналогично первоначальному изготовлению. Это позволяет исключить вырождение алгоритма при больших вероятностях забракования, например при близких значениях $\Delta_{\text{ГЭТн}}$ и $\Delta_{\text{РЭн}}$:

$$\Delta_{\text{РЭ}}^2 = \text{ЕСЛИ}(\text{МетодПовРЭ}=1; \text{ЕСЛИ}(\Delta_{\text{РЭлог}}^1 = \text{"Брак"}; \text{СЛУЧМЕЖДУ}(-\Delta_{\text{РЭн}}; \Delta_{\text{РЭн}}); \Delta_{\text{РЭ}}^1 + v_{\text{РЭ}}); \Delta_{\text{ГЭТ}}^2 + v_{\text{РЭ}})$$

В столбцах с Н по М находятся аналогичные формулы, но относящиеся к первой поверке СИ. Повтор этих формул в последующих столбцах позволяет смоделировать процесс поверки как периодический.

Для начала работы описанного выше алгоритма, реализующего модель процесса поверки, необходимо задать исходные данные – параметры модели (табл. 1.1).

Таблица 1.1 – Перечень начальных параметров статистической имитационной модели процесса поверки

Наименование	Обозначение	Примечание
Нормируемая МХ ГЭТ	$\Delta_{\text{ГЭТн}}$	Должно выполняться условие $\Delta_{\text{ГЭТн}} < \Delta_{\text{РЭн}}$
Нормируемая нестабильность ГЭТ	$v_{\text{ГЭТн}}$	Обычно принимают $v_{\text{ГЭТн}} < \Delta_{\text{ГЭТн}}$
Нормируемая МХ РЭ	$\Delta_{\text{РЭн}}$	Должно выполняться условие $\Delta_{\text{РЭн}} < \Delta_{\text{Син}}$
Нормируемая нестабильность РЭ	$v_{\text{РЭн}}$	Обычно принимают $v_{\text{РЭн}} < \Delta_{\text{РЭн}}$

Метод поверки РЭ	1 или 2	1 – отбраковка 2 – градуировка
Значение контрольного допуска для РЭ	КритГоднРЭ	В большинстве методик поверки $\text{КритГоднРЭ} = \Delta_{\text{РЭн}}$
Нормируемая МХ СИ	$\Delta_{\text{СИн}}$	Можно задать любое требуемое значение в диапазоне 0,01–99 %
Нормируемая нестабильность СИ	$v_{\text{СИн}}$	Обычно принимают $v_{\text{СИн}} < \Delta_{\text{СИн}}$
Метод поверки СИ	1 или 2	1 – отбраковка 2 – градуировка
Значение контрольного допуска для СИ	КритГоднСИ	В большинстве методик поверки $\text{КритГоднСИ} = \Delta_{\text{СИн}}$

Путем обработки массива значений результатов поверки определяются статистические характеристики процесса поверки. Например, для результатов первичной поверки множества СИ можно оценить следующие характеристики:

$\Delta_{\text{СИ}_m}^k$ – максимальную погрешность СИ, признанных по результатам k -й поверки годными, определяемую как максимальный размах значений погрешности $\Delta_{\text{СИ}_j}^k$, находящихся в ячейках столбца K , по формуле

$$\Delta_{\text{СИ}_m}^k = \text{МАКС}(-\text{МИН}(K1:K2000); \text{МАКС}(K1:K2000));$$

$\Delta_{\text{СИ}}^k(0,95)$ – границы максимального симметричного доверительного интервала погрешности ($P=0,95$) на множестве СИ, признанных по результатам поверки годными. Вычисляется с использованием функции ПЕРСЕНТИЛЬ (ИнтервалЯчеек; P), возвращающей значение, которое случайная величина, находящаяся в ячейках ИнтервалЯчеек, не превышает с вероятностью P [44]. Для этого используют выражение

$$\Delta_{\text{СИ}}^k(0,95) = \text{МАКС}(-\text{ПЕРСЕНТИЛЬ}(K1:K2000; 0,025); \text{ПЕРСЕНТИЛЬ}(K1:K2000; 0,975));$$

По множеству значений, содержащихся в ячейках столбца K вычисляются $\Delta_{\text{СИ}_m}$ и $\Delta_{\text{СИ}}(0,95)$ сразу после поверки, по множеству значений,

содержащихся в ячейках столбца М вычисляются $\Delta_{\text{СИМ}}$ и $\Delta_{\text{СИ}}(0,95)$ в конце межповерочного интервала, то есть с учетом изменения погрешности поверенных СИ за счет нестабильности МХ СИ. Аналогичные характеристики для РЭ вычисляются на основе данных, содержащихся в столбцах Е и G.

Кроме того, вычисляются следующие показатели:

$P_{\text{брак}}$ – частота забракования СИ: статистическая вероятность признания СИ по результатам поверки негодными (бракованными). Вычисляется как отношение количества забракованных по результатам поверки СИ к общему количеству СИ, поступивших на поверку по информации, содержащейся в ячейках столбца J (для РЭ – в столбце D):

$$P_{\text{брак}} = \text{СЧЁТЕСЛИ}(D63:D2063;"=0")/\text{СЧЁТЕСЛИ}(D63:D2063;">= 0").$$

R_3 – риск заказчика: статистическая условная вероятность того, что СИ является фактически негодным (метрологически неисправным) при условии, что оно признано в результате поверки по действующей методике поверки пригодным к применению. Вычисляется как отношение количества метрологически неисправных СИ среди СИ, признанных по результатам поверки годными, к общему количеству СИ, признанных по результатам поверки годными. Благодаря тому, что созданная модель позволяет определять число метрологически неисправных СИ как сразу после поверки, то есть в начале МПИ, так и в его конце, то и R_3^* может быть оценена как на начало МПИ (то есть сразу после поверки), так и в его конце (перед следующей поверкой). Поэтому целесообразно ввести следующие обозначения:

$R_3(0)$ – риск заказчика в начале МПИ;

$R_3(T)$ – риск заказчика в конце МПИ, вычисляемый как отношение числа метрологически неисправных СИ в конце МПИ среди признанных по результатам поверки годными, к общему числу СИ, признанных по результатам поверки годными.

Для пятого МПИ R_3 вычисляется по информации, содержащейся в столбцах ВС (сразу после поверки) и ВЕ (перед следующей поверкой):

$$R_3 = \text{СЧЁТЕСЛИ}(\text{BC63:BC2063}; ">"\&\text{E23}) + \text{СЧЁТЕСЛИ}(\text{BC63:BC2063}; "<"\&\text{F23})/\text{BB59}.$$

На рисунках 1.4 – 1.7 приведены результаты моделирования процесса поверки за пять интервалов между поверками для одного из типичных случаев, характеризуемого значениями параметров модели, приведенными в табл. 1.2.

Таблица 1.2 – Числовые значения начальных параметров модели

Наименование	Обозначение	Значение
Нормируемая МХ ГЭТ	$\Delta_{ГЭТн}$	$\Delta_{ГЭТн}=0,2\Delta_{РЭн}$
Нормируемая нестабильность ГЭТ	$v_{ГЭТн}$	$v_{ГЭТн}=0,2\Delta_{ГЭТн}$
Нормируемая МХ РЭ	$\Delta_{РЭн}$	$\Delta_{РЭн}=0,33\Delta_{СИн}$
Нормируемая нестабильность РЭ	$v_{РЭн}$	$v_{РЭн}=0,2\Delta_{РЭн}$
Метод поверки РЭ	1	1 – отбраковка
Значение контрольного допуска для РЭ	КритГоднРЭ	$\Delta_{РЭн}$
Нормируемая МХ СИ	$\Delta_{СИн}$	1 %
Нормируемая нестабильность СИ	$v_{СИн}$	$v_{СИн}=0,2\Delta_{СИн}$
Метод поверки СИ	1	1 – отбраковка
Значение контрольного допуска для СИ	КритГоднСИ	$\Delta_{СИн}$

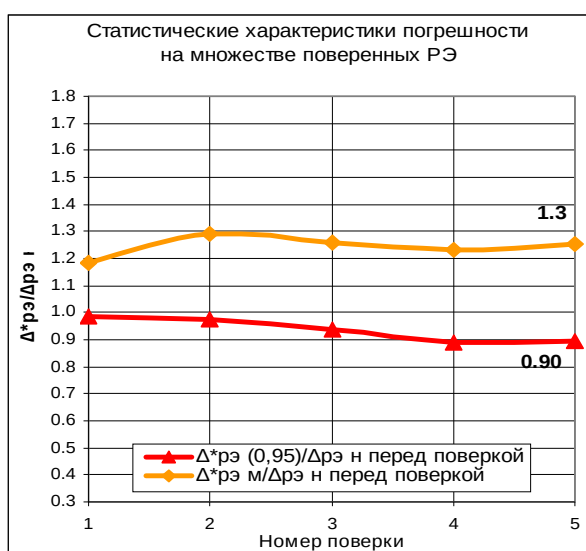


Рисунок 1.4 - Зависимости МХ поверенных РЭ от номера поверки в конце интервала между поверками

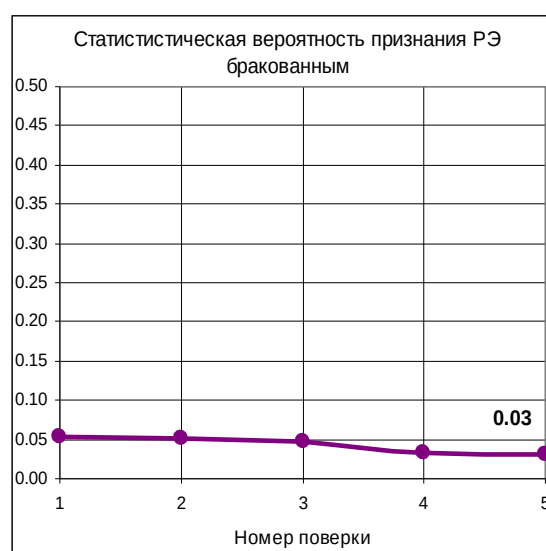


Рисунок 1.5 - Зависимость вероятности бракования РЭ в результате поверки от номера поверки

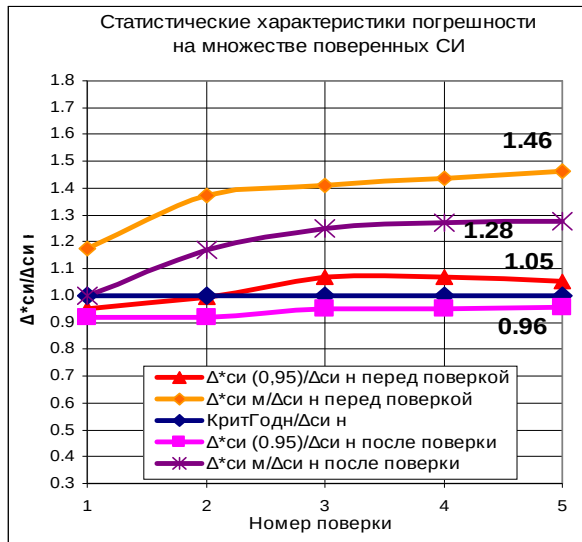


Рисунок 1.6 - Зависимости МХ поверенных СИ от номера поверки сразу после поверки и в конце интервала между поверками (перед очередной поверкой)

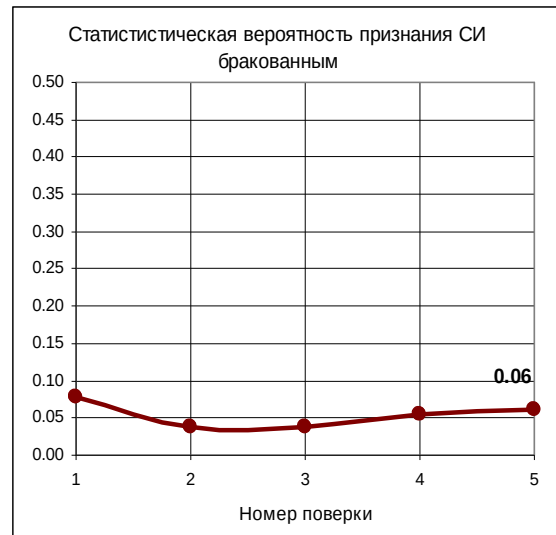


Рисунок 1.7 - Зависимость вероятности бракования СИ в результате поверки от номера поверки

Повторные расчеты при этом же наборе входных данных дают разброс получаемых результатов около $\pm 5\%$, отличие между результатами четвертой и пятой поверок так же не превышает $\pm 5\%$. Аналогичные результаты получены и для других встречающимся на практике наборов входных данных. Это позволяет сделать вывод о возможности использования в качестве оценки МХ РЭ и СИ, получаемых с помощью рассматриваемой модели, результатов расчетов на пятом МПИ. Отметим, что в данном случае влияние погрешности ГЭТ на результаты моделирования в части оценки погрешностей множества поверенных СИ незначительно. Тем не менее, моделирование передачи единицы от ГЭТ к РЭ позволяет корректно сформировать погрешности множества РЭ, что существенно при малых запасах по точности (как между ГЭТ и РЭ, так и между РЭ и СИ).

Анализ гистограмм погрешностей РЭ и СИ, признанных годными по результатам поверки, построенные на основании данных моделирования для первого и пятого МПИ, показывают, что результаты пятой поверки практически не зависят от закона распределения погрешностей РЭ и СИ, поступающих на первичную поверку. Поэтому можно сделать вывод о

допустимости использования в качестве модели погрешности РЭ и СИ, поступающих на первичную поверку, равномерно распределенной случайной величины в интервале $[-\Delta_{\text{СИн}}; \Delta_{\text{СИн}}]$ (рис. 1.8).

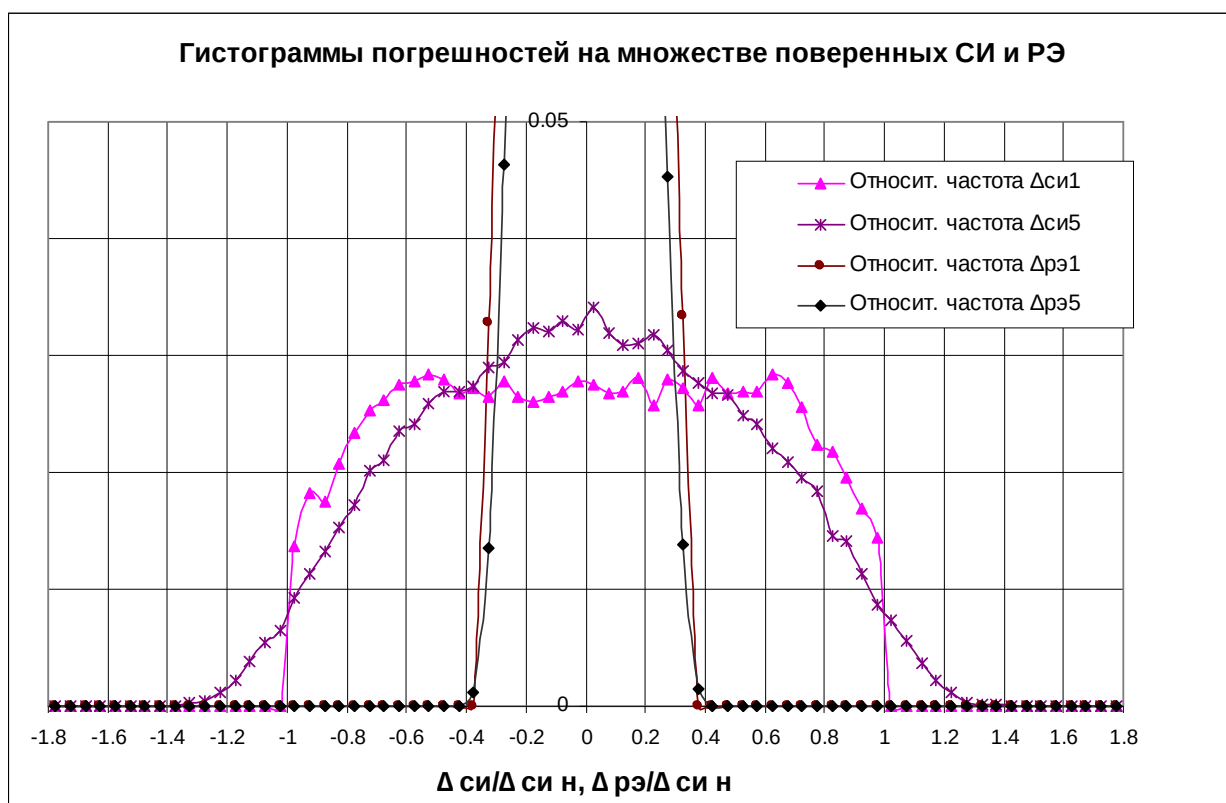


Рисунок 1.8 - Относительные частоты погрешностей СИ и РЭ после первой и пятой поверки.

Тем не менее, для улучшения сходимости результатов моделирования к устойчивому решению целесообразно несколько увеличить ширину начального распределения для СИ. Гистограммы для расширения распределения погрешности СИ, поступающих на первичную поверку в 1,3 раза представлены на рис. 1.9, а МХ СИ в зависимости от номера поверки представлены на рис. 1.10.

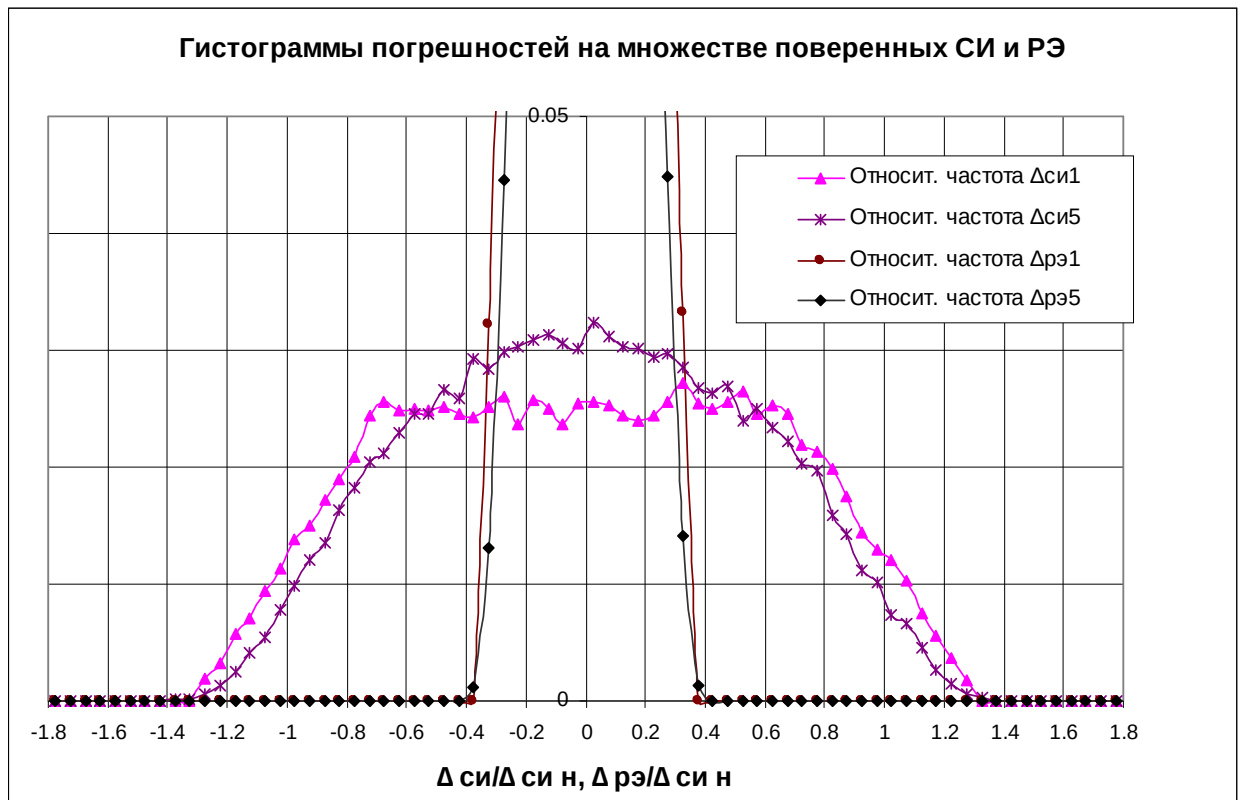


Рисунок 1.9 - Относительные частоты погрешностей СИ и РЭ после первой и пятой поверки для увеличенного начального распределения погрешностей.

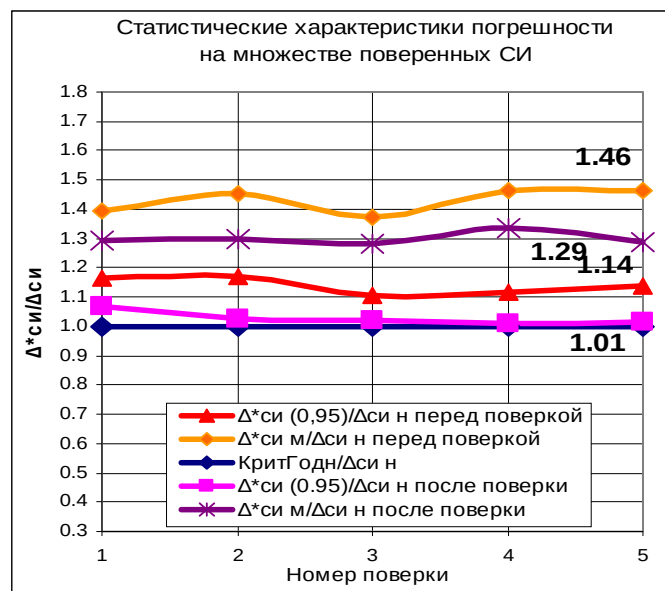


Рисунок 1.10 - Зависимости МХ поверенных СИ от номера поверки сразу после поверки и в конце интервала между поверками (перед очередной поверкой) при увеличенной ширине начального распределения погрешности СИ

Из графиков видно, что окончательные результаты (на пятом интервале между поверками) практически не изменились, но изменение МХ СИ в зависимости от номера поверки существенно уменьшилось. Это может

оказаться полезным при анализе процессов поверки СИ с высокой стабильностью МХ.

1.4 Валидация статистической имитационной модели поверки

Как указывается в [31, стр.190] «вследствие погрешности измерений результат измерения погрешности СИ при поверке (способом отбраковки), будет равен $\Delta_{СИ} + \Delta_{РЭ}$ ». Очевидно, что на множестве поверенных СИ в случае, если нестабильность МХ СИ пренебрежимо мала, а в качестве контрольного допуска для СИ применяется его предел погрешности, максимальная погрешность СИ - $\Delta_{СИМ}$, признанного по результатам поверки годными, равна сумме пределов погрешности поверяемого СИ и эталона, используемого при поверке. То есть:

$$\Delta_{СИМ} = \Delta_{СИпр} + \Delta_{РЭпр}. \quad (1.14)$$

Аналогичная характеристика может быть получена и с использованием предлагаемой модели процесса поверки: для случая поверки методом отбраковки и использования в качестве контрольного допуска для СИ предела его погрешности может быть оценен один из показателей процесса поверки – максимальная погрешность СИ на множестве СИ, признанных по результатам поверки годными ($\Delta^*_{СИМ}$).

На рис. 1.11 представлены графики зависимости $\Delta_{СИМ}$ от $\Delta_{СИп}/\Delta_{РЭпр}$ в соответствии с выражением (1) и $\Delta^*_{СИМ}$ от $\Delta_{СИп}/\Delta_{РЭпр}$, полученное в результате статистического моделирования с использованием вышеописанной модели.

Здесь и далее, если это требуется для понимания изложения, символом «*» обозначаются значения показателей, полученные статистическим путем - обработкой экспериментальных данных или с использованием статистического моделирования.

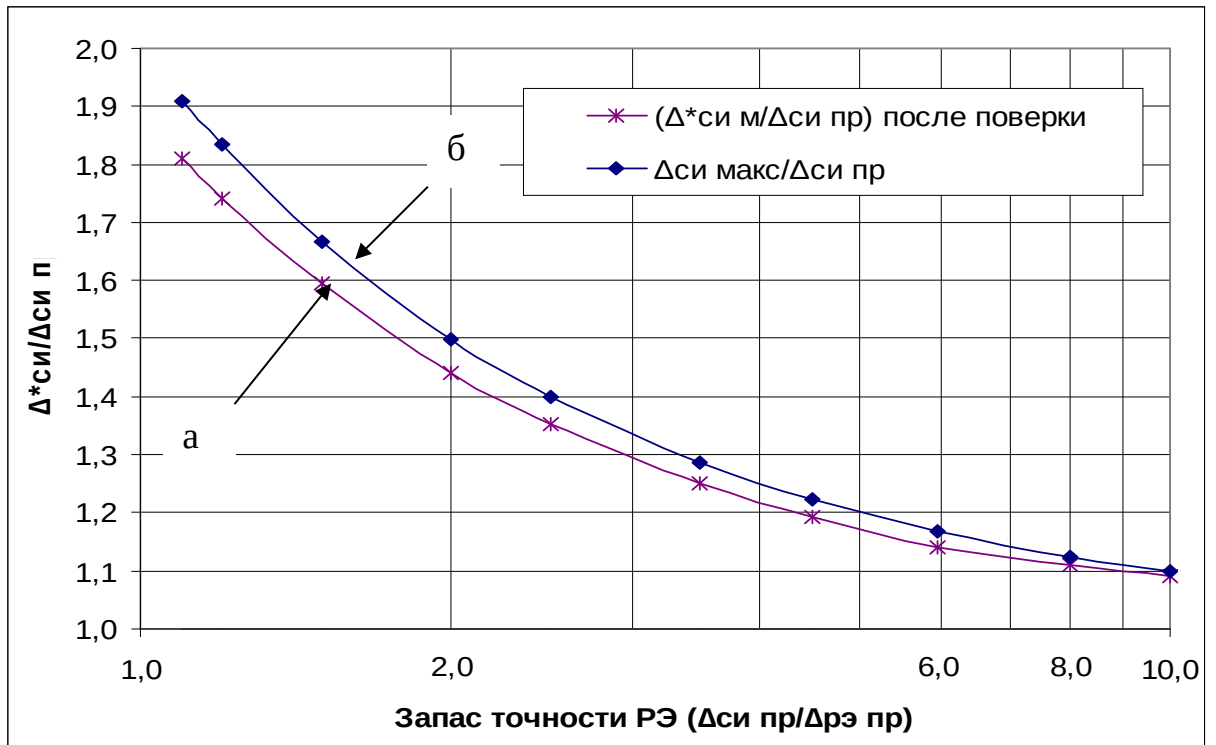


Рисунок 1.11 - Зависимости максимальной погрешности СИ, признанных по результатам поверки годными от $\Delta_{СИ пр}/\Delta_{РЭ пр}$, полученные: а - в результате статистического моделирования; б - аналитической оценки

Из графиков видно, что они практически совпадают. Несколько меньшее значение $\Delta^*_{СИ м}$ по сравнению с аналитической оценкой можно объяснить ограниченным количеством случайных событий, используемых при статистическом моделировании.

При проведении работ по определению оптимальных межповерочных интервалов на Ростовской АЭС был выполнен сбор данных о результатах поверки большого количества СИ различных типов. Поверка выполнялась силами метрологической службы Ростовской АЭС, то есть с использованием одних и тех же эталонов. В результате обработки данных из протоколов поверки получены значения вероятности бракования СИ ($P^*_{брак}$) и нестабильности МХ СИ некоторых типов. Данные о нестабильности привлекались для тех СИ, количество поверок которых было недостаточно для однозначного решения вопроса о возможности продления МПИ на основе данных о $P^*_{брак}$.

Для расчета пессимистических оценок $P_{\text{брак}}$ использовалась методика оценки границ доверительного интервала $P_{\text{брак}}$, учитывающая имеющийся объем выборки n [45, выражение 6.29]. С вероятностью γ :

$$P_{\text{брак}} \in \left(P_{\text{брак}}^* - \varepsilon_{\gamma} \sqrt{\frac{P_{\text{брак}} \cdot (1 - P_{\text{брак}})}{n}}; P_{\text{брак}}^* + \varepsilon_{\gamma} \sqrt{\frac{P_{\text{брак}} \cdot (1 - P_{\text{брак}})}{n}} \right), \quad (1.15)$$

где $P_{\text{брак}}^* = m/n$ - статистическая вероятность наступления метрологического отказа СИ;

n – число поверенных СИ;

m – число забракованных СИ.

Границы этого интервала зависят от оцениваемого параметра $P_{\text{брак}}$. Для упрощения можно в выражениях для границ интервала $P_{\text{брак}}$ заменить на $P_{\text{брак}}^*$. Учитывая, что в данном случае речь идет о вероятности брака по итогам проверки не превышающей 0,05 и рассматривая случай нормального распределения, то есть $\varepsilon_{\gamma} = 1,96$ при вероятности 0,95, выражение (1.15) можно упростить:

$$P_{\text{брак макс}} = P_{\text{брак}}^* + 1,96 \sqrt{\frac{P_{\text{брак}}^*}{n}} \quad (1.16)$$

В качестве характеристик нестабильности МХ СИ в соответствии с [15] рассчитывались математическое ожидание нестабильности МХ СИ и СКО нестабильности МХ СИ. Для этого по данным о результатах проверки каждого экземпляра СИ вычисляется его нестабильность v_i как разность измеренных при очередной и предыдущей поверках погрешностях этого СИ:

$$v_i = \Delta_{\text{изм}}^2 - \Delta_{\text{изм}}^1, \quad (1.17)$$

где $\Delta_{\text{изм}}^2$ – погрешность СИ, измеренная при его текущей поверке;

$\Delta_{\text{изм}}^1$ – погрешность СИ, измеренная при его предыдущей поверке.

По данным о значениях нестабильности всех экземпляров СИ одного типа рассчитывается среднее значение нестабильности:

$$\bar{v}_{\text{СИ}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n v_i \quad (1.18)$$

и среднеквадратическое отклонение нестабильности СИ (S):

$$S_{\text{СИ}} = \sqrt{\sum_{i=1}^n \frac{(v_i - \bar{v}_{\text{СИ}})^2}{(n - 1)}}. \quad (1.19)$$

Оценивалось максимальное значение нестабильности для СИ данного типа как сумма среднего значения и СКО, умноженной на квантиль нормального распределения, соответствующей заданному уровню доверительной вероятности (в данной работе доверительная вероятность принята равной 0,95):

$$v_{\text{СИМ}} = \bar{v}_{\text{СИ}} + 1,96 \cdot S_{\text{СИ}}. \quad (1.20)$$

При анализе экспериментальных данных удобно использовать нормализованное значение нестабильности СИ – $v_{\text{СИ}}/\Delta_{\text{СИпр}}$

Данные о вероятности забракования и нестабильности МХ СИ по результатам поверки СИ на Ростовской АС приведены в таблице 1.3.

Таблица 1.3 – Экспериментальные данные о нестабильности МХ некоторых групп СИ, эксплуатируемых на Ростовской АЭС

Исходные данные				Результаты расчетов и анализа			
Наименование СИ	Тип (обозначение) СИ	Кол. повер. СИ за 3 года	Кол. забр. СИ за 3 года	Статистическая вероятность брака $P^*_{\text{брак}}$	Верхняя граница брака $P_{\text{брак м}}$	$v_{\text{СИ макс}} / \Delta_{\text{СИ пр}}$ (норм. распределение $v_{\text{СИ}}$)	$v_{\text{СИ макс}} / \Delta_{\text{СИ пр}}$ (равномерное распределение $v_{\text{СИ}}$)
Датчики относительных перемещений	16 ИП-02	144	0	0,00	0,0048	0,042	0,037
Газоанализаторы	ГТВ-1101 М-А, ГТВ-1101 ВЗ-А	177	1	0,006	0,017	0,09	0,08
Преобразователь давления измерительный	ЕСО-1	63	1	0,016	0,047	0,19	0,17
Манометр дифференциальный сильфонный	ДСП-4Сг, ДСП-160М	108	1	0,009	0,027	0,18	0,16
Термометры манометрические	ТГП-100Эк, ТКП-100Эк, ТГП-100Сг, ТКП-100Сг, ТКП-160Сг	195	2	0,010	0,024	0,189	0,17
Щитовой частотомер	GOSSEN	36	0	0,00	0,019	0,19	0,17

На рис. 1.12 представлены графики зависимости $P_{\text{брак}}$ от $v_{\text{СИ}}/\Delta_{\text{СИ пр}}$, полученные в результате статистического моделирования с использованием вышеописанной модели для двух крайних случаев нестабильности МХ СИ (наличие только систематической (постоянной) нестабильности МХ СИ - для каждого конкретного экземпляра СИ нестабильность его МХ имеет одно и то же значение за все периоды эксплуатации (интервалы между поверками) СИ и наличие только случайной нестабильности МХ СИ – для каждого конкретного экземпляра СИ нестабильность его МХ может меняться случайным образом в таких же, как и для всего множества СИ, пределах за все периоды эксплуатации (интервалы между поверками) СИ. На этом же рисунке нанесены и экспериментальные данные в соответствии с

таблицей 1.3 (на рисунке изображены крестиками). Вертикальными отрезками, начинающимися в точках, соответствующих экспериментальным данным, изображена неопределенность оценки $P^*_{\text{брак}}$ за счет ограниченности выборки, оцененной по формуле (1.16).

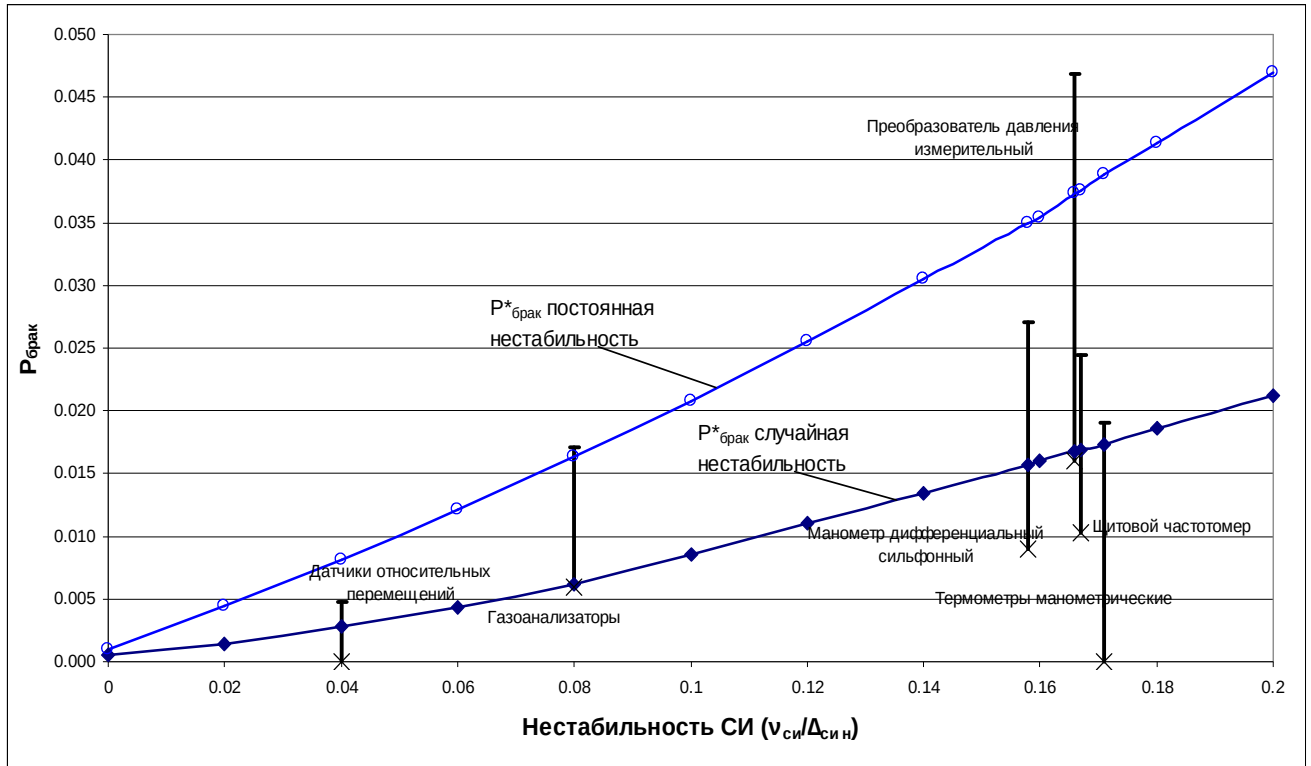


Рисунок 1.12 - Сравнение результатов статистического моделирования с экспериментальными данными по результатам поверки СИ на Ростовской АЭС

Из табл. 1.3 и рис. 1.12 видно, что результаты моделирования удовлетворительно совпадают с результатами обработки экспериментальных данных.

Анализ детальных сведений о неустойчивости МХ СИ одного типа из таблицы 1.3. показывает, что систематическая составляющая неустойчивости в несколько раз меньше случайной составляющей, что подтверждает сделанные ранее предположения о характере неустойчивости МХ СИ (модели изменения погрешности СИ от поверки к поверке).

При этом подтвердилось и целесообразность использования варианта модели поверки с использованием одного и того же РЭ.

1.5 Выводы

Предложена комплексная статистическая имитационная модель процесса поверки, включающая в себя иерархическую модель передачи размера единицы от ГЭТ к СИ, многовариантную модель периодического подтверждения соответствия, модель изменения МХ СИ в течении интервала между поверками. Модель позволяет оценивать такие важнейшие характеристики процесса поверки по конкретной методике, как риск заказчика на множестве поверенных СИ и ожидаемое их количество, которое может быть забраковано по результатам поверки без привлечения сведений о ранее выполненных поверках, то есть свободная от необходимости априорного установления статистических характеристик погрешности поступающего на поверку множества СИ. Использование этих данных позволит корректно устанавливать параметры методик поверки в широком диапазоне коэффициентов запаса по точности эталона по отношению к поверяемому СИ. Результаты моделирования по разработанной автором модели удовлетворительно совпадают с экспериментальными данными, в том числе и с точки зрения модели изменения погрешности СИ (нестабильности МХ СИ) от поверки к поверке.

Глава 2 Исследование процесса поверки СИ способом отбраковки

Наиболее распространенным способом поверки является поверка способом отбраковки [31], заключающаяся в «определении пригодности СИ к применению с забракованием тех СИ, характеристика погрешности которых превышает по абсолютному значению предел ее допускаемых значений, установленный для СИ данного типа» [15]. То есть в качестве контрольного допуска при подтверждении соответствия СИ применяется предел погрешности, установленный для СИ данного типа. В настоящее время, вопреки рекомендациям, данным в [23, 24, 46], («рекомендуется использовать уменьшение критерия годности по отношению к нормированной метрологической характеристике СИ») такой контрольный допуск применяется даже при подтверждении соответствия (поверки) СИ при запасе точности эталона (отношения предела погрешности СИ ($\Delta_{СИпр}$) к пределу погрешности рабочего эталона (РЭ) - $\Delta_{РЭпр}$) менее 3. Для иллюстрации данного утверждения в таблице 2.1 приведены сведения о запасе по точности эталона для широко применяемых нормативных документов на методики поверки.

Таблица 2.1 – Характеристики некоторых методик поверки

Обозначение и наименование методики поверки (МП)	Способ поверки	Критерий годности	Минимальный запас точности РЭ ($\Delta_{СИпр}/\Delta_{РЭпр}$)
МИ 2124-90. «ГСИ. Манометры, вакуумметры, мановакуумметры, напоромеры, тягомеры и тягонапоромеры показывающие и самопишущие. Методика поверки»	отбраковка	Контрольный допуск равен $\Delta_{СИпр}$	2
ГОСТ 8.497-83 Амперметры, вольтметры, ваттметры, варметры. МП	отбраковка	Контрольный допуск равен $\Delta_{СИпр}$	3

МИ 3082 – 2007 Выбор методов и средств измерений расхода и количества потребляемого природного газа в зависимости от условий эксплуатации на узлах учета. Рекомендации по выбору рабочих эталонов для их поверки	отбраковка	Контрольный допуск равен $\Delta_{СИпр}$	3
МИ 1202-86 Приборы и преобразователи измерительные напряжения, тока, сопротивления цифровые. Общие требования к МП.	отбраковка	Контрольный допуск равен $0,8\Delta_{СИпр}$	2
МИ 4212-012-2001 Датчики (измерительные преобразователи) давления типа «МЕТРАН».МП.	отбраковка	Контрольный допуск равен $0,7\Delta_{СИпр}$	2
МП 2413-0045-2017 Анализаторы теплопроводности серии FOX. Методика поверки.	отбраковка	Контрольный допуск равен $\Delta_{СИпр}$	1,65
МИ 2145-91 Манометры и вакуумметры деформационные образцовые с условными шкалами. МП.	отбраковка, градуировка	Контрольный допуск равен $\Delta_{СИпр}$	2,5
МП 94,Д4-12 Авторефкератометры MRK-3100P, HRK-7000A, HRK-8000A. Методика поверки	отбраковка	Контрольный допуск равен $\Delta_{СИпр}$	2

Видно, что поверка способом отбраковки при запасе по точности эталона менее 3 применяется достаточно широко. Поэтому исследование поверки способом отбраковки с точки зрения показателей достоверности, особенно в области малых запасов точности эталона, является актуальной задачей.

2.1 Результаты моделирования для случая, когда погрешность эталона не учитывается при подтверждении соответствия

С помощью разработанной автором имитационной статистической модели, подробно описанной в Главе 1 и [47 - 51], моделирующей передачу размера единицы от Государственного первичного эталона (ГЭТ) к РЭ, а от РЭ к СИ путем периодической поверки, выполнены расчеты основных статистических характеристик погрешности на множестве поверенных СИ указанным выше способом – то есть при поверке способом отбраковки и при

условии, что в качестве контрольного допуска применяется предел погрешности СИ. Значения параметров модели соответствовали приведенным в таблице 2.2.

Таблица 2.2 – Значения начальных параметров модели

Наименование	Обозначение	Значение
Нормируемая МХ ГЭТ	$\Delta_{ГЭТн}$	$\Delta_{ГЭТн}=0,2\Delta_{РЭн}$
Максимальная нестабильность ГЭТ	$v_{ГЭТм}$	$v_{ГЭТн}=0,2\Delta_{ГЭТн}$
Нормируемая МХ РЭ	$\Delta_{РЭпр}$	$\Delta_{РЭпр} \in (0,9\Delta_{СИн}; 0,1\Delta_{СИн})$
Максимальная нестабильность РЭ	$v_{РЭм}$	$v_{РЭм}=0,2\Delta_{РЭн}$
Способ поверки РЭ	1	1 – отбраковка
Контрольный допуск для РЭ	$\Delta_{РЭгодн}$	$\Delta_{РЭпр}$
Нормируемая МХ СИ	$\Delta_{СИпр}$	1 %
Максимальная нестабильность СИ	$v_{СИм}$	$v_{СИм}=0,2\Delta_{СИн}$
Характер нестабильности МХ СИ	1	1 – случайная
Способ поверки СИ	1	1 – отбраковка
Контрольный допуск для СИ	$\Delta_{СИгодн}$	$\Delta_{СИпр}$
Поверка СИ осуществляется на одном и том же РЭ		

Как указывалось в Главе 1, статистическая имитационная модель процесса поверки позволяет оценить такие параметры, как максимальная погрешность СИ, признанных по результатам поверки годными ($\Delta_{СИм}$), риск заказчика $R^*_з$ (вероятность признать годным метрологически неисправное СИ) [52] и вероятность бракования СИ ($P^*_{брак}$) на множестве поверенных СИ для заданного запаса по точности эталона - отношения МХ СИ (как правило - предела погрешности) к аналогичной характеристике эталона, нестабильности СИ ($v_{СИм}$) и способа поверки СИ. Путем многократного моделирования для запаса по точности эталона в диапазоне от 1,1 до 10 были построены зависимости перечисленных выше параметров процесса поверки от запаса по точности эталона. Зависимости представлены на рисунке 2.1.

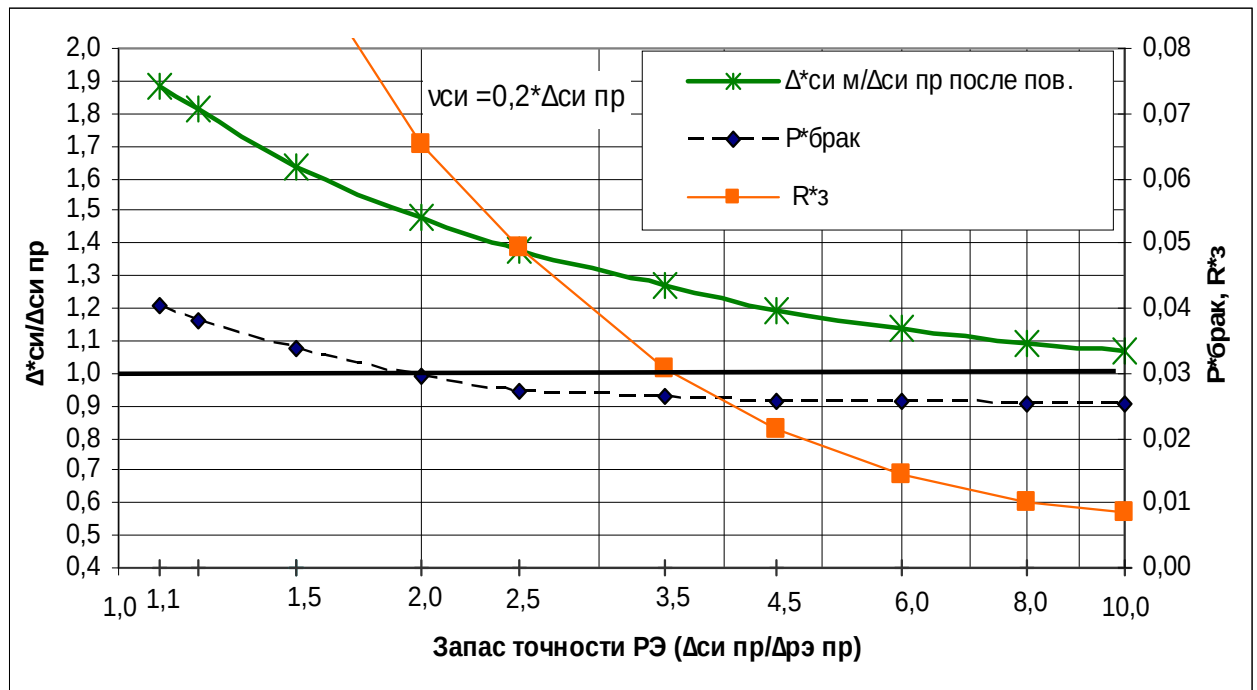


Рисунок 2.1 – Зависимости МХ поверенных СИ от запаса по точности эталона при поверке способом отбраковки

Результаты моделирования показывают, что полученные оценки $\Delta_{\text{сим}}$ согласуются с данными, приведенными в [24]. Кроме того, из графиков видно, что для наиболее распространенного случая, когда для СИ нормируется предел погрешности $\Delta_{\text{си пр}}$, в диапазоне запаса по точности эталона $\Delta_{\text{си пр}}/\Delta_{\text{рэ пр}}$ от 1,1 до 2,0 максимальное значение погрешности на множестве поверенных СИ существенно превосходит $\Delta_{\text{си пр}}$, а риск заказчика R_z существенно превышает 5 %. В то же время вероятность бракования СИ ($P^*_{\text{брак}}$) не превышает 5 % практически при любом соотношении между точностью эталона и точностью поверяемого СИ. То есть в данном случае «риск производителя» - условная вероятность того, что изделие (в нашем случае СИ) является фактически исправным при условии, что оно признано по результатам контроля негодным, то есть забраковано, минимален. Эти результаты получены для случая многократной поверки СИ на одном и том же РЭ.

Несмотря на вполне приемлемый уровень бракования СИ при осуществлении поверки способом отбраковки в широком диапазоне запаса по точности эталона, использовать этот способ при малом (менее 2) запасе по

точности эталона нецелесообразно из-за низких значений показателей достоверности поверки (вероятность признать годным метрологически неисправное СИ превышает 5 %, максимальное значение погрешности на множестве поверенных СИ существенно превосходит $\Delta_{\text{СИпр}}$ (от 1,3 до 2 раз при $\Delta_{\text{СИпр}}/\Delta_{\text{РЭпр}} = 3,0 \dots 1,1$).

2.2 Сравнение результатов анализа процесса поверки по МИ 188 и с использованием предлагаемой статистической имитационной модели

Традиционным методом повышения достоверности поверки является метод учета погрешности эталона в критерии годности СИ путем уменьшения критерия годности по отношению к пределу погрешности СИ на величину, зависящую от соотношения пределов погрешностей эталона и поверяемого прибора. Здесь может быть применен общий подход по выбору средств измерений по точности для решения типовой задачи измерения погрешности поверяемого СИ с помощью эталона. В книге [11] предлагается пользоваться графиками, выражающими зависимость вероятности брака контроля от технологического рассеивания, погрешности измерений, допуска на контролируемый параметр. Учет этих факторов приводит к необходимости применять «производственный допуск на изделие, более жесткий, чем установленный». Применительно к поверке СИ это означает, что должно вводиться предельное значение погрешности, меньшее чем предел погрешности поверяемого прибора на величину, зависящую от погрешности используемого при поверке эталона. В уже упомянутых выше МИ 187 и МИ 188 предлагается пользоваться табличными значениями коэффициента запаса по точности, причем зависящими от нескольких параметров. Но такой подход не получил широкого распространения. К причинам такого положения можно отнести как сложность математического аппарата, используемого при определении критерия годности, так и трудностями при реализации методик поверки с изменяемым значением критерия годности в зависимости от точности конкретного эталона, примененного при поверке. Тем не менее следует сопоставить имеющиеся

рекомендации по выбору критериев годности с результатами моделирования на основе предложенной модели. В качестве исходных данных для анализа целесообразно взять данные из МИ 187 и МИ 188.

В соответствии с [23] устанавливаются следующие критерии достоверности поверки (здесь и далее применяются обозначения, принятые в данной работе):

$P_{\text{годн ошиб}}$ - наибольшая вероятность ошибочного признания годным любого в действительности дефектного экземпляра СИ, в соответствии с [24] рекомендуется принимать $P_{\text{годн ошиб}} = 0,5$;

$\Delta_{\text{СИМ}}/\Delta_{\text{СИпр}}$ - отношение наибольшего возможного модуля контролируемой характеристики погрешности экземпляра СИ, который может быть ошибочно признан годным, к пределу ее допускаемых значений.

В соответствии с [24] в зависимости от доли основной погрешности СИ, вносимой ими в погрешность измерений при их использовании, рекомендуется принимать значения $\Delta_{\text{СИМ}}/\Delta_{\text{СИпр}}$ не более: 1,35 - для СИ, основная погрешность которых составляет незначительную (менее 1/5) долю в погрешности измерений (например, СИ, работающие с датчиками, погрешности которых превышают погрешности СИ в 2-5 раз); 1,25 - для СИ, основная погрешность которых вносит такой же вклад в погрешность измерений, что и все остальные составляющие; 1,15 - для СИ, применяемых для измерений, погрешность которых практически полностью определяется основной погрешностью СИ, или 1,00, если известно, что такое СИ применяется для наиболее ответственных измерений, когда вообще нельзя допускать выхода его основной погрешности за допуск.

$P_{\text{брак ошиб}}$ - наибольшая средняя для совокупности годных экземпляров СИ вероятность ошибочного признания дефектным в действительности годных экземпляров СИ.

На основании вышеприведенных критериев устанавливаются параметры методик поверки:

$\Delta_{СИ\text{годн}}/\Delta_{СИ\text{пр}}$ - абсолютное значение отношения границ поля контрольного допуска ($\Delta_{СИ\text{годн}}$), с которыми сравнивается полученная при поверке оценка $\Delta_{СИ\text{изм}}$ с целью принятия решения о годности или дефектности конкретного экземпляра СИ, к $\Delta_{СИ\text{н}}$.

$\Delta_{рЭпр}/\Delta_{СИ\text{пр}}$ - отношение предела допускаемого значения погрешности эталона к пределу погрешности СИ.

Кроме того, в ряде случаев рекомендуется использовать дополнительное уменьшение критерия годности по отношению к нормированной метрологической характеристики СИ, обозначенную как β . Введение $\beta < 1$ имеет смысл в тех случаях, когда контролируемая характеристика может после контроля изменяться настолько, что вскоре после контроля возможен ее выход за границы поля допуска (очевидно, из-за нестабильности СИ). Введение $\beta < 1$ учитывает заинтересованность потребителя в том, чтобы экземпляры СИ, контролируемые характеристики которых хотя и находятся в границах поля допуска, но близки к этим границам и, следовательно, вскоре могут потребовать ремонта, признавались (с некоторой вероятностью) дефектными. В противных случаях принимается $\beta = 1$. Тем не менее в соответствии с [24] значение β рекомендуется принимать равным 0,8.

В МИ 188-86 приведены таблицы 2.3 и 2.4.

Таблица 2.3 – Значения $\Delta_{\text{СИгодн}}/\Delta_{\text{СИпр}}$ (числитель) и $\Delta_{\text{СИм}}/\Delta_{\text{СИпр}}$ (знаменатель)

$\Delta_{\text{РЭпр}}/\Delta_{\text{СИпр}}$	при $P_{\text{годн ошибок}}$, равном											А
	0,00	0,05	0,10	0,15	0,20	0,25	0,30	0,35	0,40	0,45	0,50	
1/10	<u>0,90</u>	<u>0,94</u>	<u>0,95</u>	<u>0,96</u>	<u>0,97</u>	<u>0,98</u>	<u>0,98</u>	<u>0,99</u>	<u>0,99</u>	<u>1,00</u>	<u>1,00</u>	
	1,00	1,04	1,05	1,06	1,07	1,08	1,08	1,09	1,09	1,10	1,10	
1/5	<u>0,80</u>	<u>0,88</u>	<u>0,91</u>	<u>0,93</u>	<u>0,94</u>	<u>0,96</u>	<u>0,97</u>	<u>0,98</u>	<u>0,99</u>	<u>0,99</u>	<u>1,00</u>	
	1,00	1,08	1,11	1,13	1,14	1,16	1,17	1,18	1,19	1,19	1,20	
1/4	<u>0,75</u>	<u>0,85</u>	<u>0,88</u>	<u>0,91</u>	<u>0,93</u>	<u>0,95</u>	<u>0,96</u>	<u>0,97</u>	<u>0,98</u>	<u>0,99</u>	<u>1,00</u>	
	1,00	1,10	1,13	1,16	1,18	1,20	1,21	1,22	1,23	1,24	1,25	
1/3	<u>0,67</u>	<u>0,80</u>	<u>0,85</u>	<u>0,88</u>	<u>0,91</u>	<u>0,93</u>	<u>0,94</u>	<u>0,96</u>	<u>0,98</u>	<u>0,99</u>	<u>1,00</u>	
	1,00	1,13	1,18	1,21	1,24	1,26	1,27	1,29	1,31	1,32	1,33	
1/2,5	<u>0,60</u>	<u>0,76</u>	<u>0,82</u>	<u>0,86</u>	<u>0,89</u>	<u>0,91</u>	<u>0,93</u>	<u>0,95</u>	<u>0,97</u>	<u>0,98</u>	<u>1,00</u>	
	1,00	1,16	1,22	1,26	1,29	1,31	1,33	1,35	1,37	1,38	1,40	
1/2	<u>0,50</u>	<u>0,70</u>	<u>0,77</u>	<u>0,82</u>	<u>0,86</u>	<u>0,89</u>	<u>0,92</u>	<u>0,94</u>	<u>0,96</u>	<u>0,98</u>	<u>1,00</u>	
	1,00	1,20	1,27	1,32	1,36	1,39	1,42	1,44	1,46	1,48	1,50	

Таблица 2.4 – Значения $P_{\text{брак ошибок}}$ для $\Delta_{\text{СИгодн}}/\Delta_{\text{СИпр}}$ и $\Delta_{\text{РЭпр}}/\Delta_{\text{СИпр}}$, выбранных из таблицы 2.3

$\Delta_{\text{РЭпр}}/\Delta_{\text{СИпр}}$	при $P_{\text{годн ошибок}}$, равном											А
	0,00	0,05	0,10	0,15	0,20	0,25	0,30	0,35	0,40	0,45	0,50	
1/10	0	0	0	0,0000	0	0	0	0	0	0	0	
1/5	0,028	0,005	0,002	0,001	0,001	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	
1/4	0,067	0,016	0,009	0,005	0,003	0,002	0,001	0,001	0,001	0,000	0,000	
1/3	0,140	0,047	0,027	0,018	0,012	0,009	0,007	0,005	0,004	0,003	0,002	
1/2,5	0,207	0,079	0,047	0,032	0,023	0,019	0,015	0,012	0,009	0,007	0,006	
1/2	0,305	0,133	0,087	0,062	0,045	0,035	0,027	0,023	0,019	0,016	0,013	

Установлению подлежат значения параметров $\Delta_{\text{РЭпр}}/\Delta_{\text{СИпр}}$ и $\Delta_{\text{СИгодн}}/\Delta_{\text{СИпр}}$. Эти значения устанавливаются по таблицам 2.2 и 2.3.

Например, пусть заданы $P_{\text{годн ошибок}} = 0,5$ и $\Delta_{\text{СИм}}/\Delta_{\text{СИпр}} = 1,25$.

Тогда в табл. 2.3 проводим границу области, обеспечивающих $P_{\text{годн ошибок}} \leq 0,5$ и $\Delta_{\text{СИм}}/\Delta_{\text{СИпр}} \leq 1,25$ (см. линию А в табл. 2.2, левее которой лежат допустимые значения). Переносим полученную границу в табл. 2.4 (см. линию А в табл. 2.3). Двигаясь по границе области А, устанавливаем ряд допустимых значений (табл. 2.5).

Для сравнения в таблице 2.5 приведены как значения параметров методики поверки по МИ 188, так и полученные в результате моделирования по предложенной модели.

Таблица 2.5 – Сравнение результатов определения параметров поверки по МИ 188 и по предлагаемой модели.

$\Delta_{РЭпр}/\Delta_{СИпр}$	$\Delta_{СИгодн}/\Delta_{СИпр}$	По МИ 188		Результаты моделирования	
		$\Delta_{СИм}/\Delta_{СИпр}$	$P_{\text{брак ошиб}}$	$\Delta_{СИм}/\Delta_{СИпр}$	$P_{\text{брак}}$
1/10	1	1,1	0	1,1	0,027
1/5	1	1,2	0	1,18	0,026
1/4	1	1,25	0	1,24	0,026
1/3	0,91	1,24	0,012	1,25	0,03
1/2,5	0,82	1,22	0,047	1,2	0,036
1/2	0,7	1,2	0,133	1,2	0,045

Из таблицы 2.5 видно, что расчеты по МИ 188 и результаты моделирования дают близкие результаты в части определения $\Delta_{СИм}/\Delta_{СИпр}$, что подтверждает правильность предлагаемой модели. В то же время очевидно, что предлагаемая МИ 188 процедура выбора параметров методик поверки неудобна и не позволяет оценить такие параметры, как полная вероятность брака и доверительная погрешность для заданной вероятности. Здесь следует отметить, что для $\Delta_{РЭпр}/\Delta_{СИпр} > 1/3$ оцененная по предлагаемой модели полная вероятность брака ($P_{\text{брак}}$) оказывается меньше, чем условная вероятность забраковать в действительности годное СИ ($P_{\text{брак ошиб}}$), оцененная по МИ 188. Это подтверждается и на практике – обычно вероятность брака не превышает 0,05 даже если при поверке СИ используется критерий годности меньший, чем нормированный показатель погрешности.

2.3 Анализ способов учета неопределенности измерений при поверке

В настоящее время приобретает популярность способ повышения достоверности поверки на основе учета неопределенности измерений при поверке [53 - 55, 13].

Похожие методы предлагается использовать и при интерпретации результатов калибровки [54, 55].

В рекомендации [13] подчеркивается, что «в методиках поверки допускается указывать, в каком соотношении должны находиться расширенная неопределенность измерений при поверке и нормы допустимых пределов погрешностей СИ данного утвержденного типа, а также критерии годности СИ с учетом неопределенности измерений при поверке». Это позволяет корректно использовать зачастую уже имеющуюся информацию о неопределенности измерений, выполняемых с использованием того или иного эталона, что существенно облегчает поставленную выше задачу. Тем не менее, предложенные в [13, 58, 59] общие принципы требуют конкретизации с целью выработки конкретных и достаточно простых для широкого использования рекомендаций.

Следует конкретизировать указанные выше общие принципы применения неопределенности измерений при поверке с учетом общих принципов подтверждения соответствия, изложенных в стандарте [53], где подчеркнуто, что «решение о соответствии требованиям может быть принято тогда и только тогда, когда интервал неопределенности, построенный по результатам измерений, находится внутри области допустимых значений».

Поверку СИ можно рассматривать как совокупность двух независимых операций, выполняемых последовательно:

- определение действительных значений метрологических характеристик СИ с помощью эталона (как правило, определение погрешности СИ в заранее заданных точках диапазона измерений СИ);

- подтверждения соответствия СИ (то есть определенных на предыдущем этапе метрологических характеристик СИ, как правило погрешности) установленным метрологическим требованиям.

Более развернуто эту последовательность действий, с учетом выполнения подтверждения в соответствии с [53] можно описать следующей процедурой:

о Измеряется (предположим для простоты что одновременно) некоторая величина эталоном (действительное значение X_d) и поверяемым СИ (показания СИ обозначим как $X_{СИизм}$);

о Тогда погрешность Δ поверяемого СИ вычисляется как разность между показаниями СИ и действительным значением измеряемой величины[32]:

$$\Delta_{СИ} = X_{СИизм} - X_d,$$

значение $\Delta_{СИ}$ может быть положительным, нулевым или отрицательным.

о В соответствии с [60] оценивается стандартная неопределенность u_c измерения $\Delta_{СИ}$. По определению u_c неотрицательный параметр.

При этом для однократных измерений (достаточно частый случай при поверке, если известно, что случайный разброс результатов измерений пренебрежимо мал), можно допустить, что неопределенность типа А так же пренебрежимо мала ($u_a = 0$).

Для наиболее распространенного случая симметричных пределов погрешности эталона стандартная неопределенность типа В (u_b .) обычно оценивается по формуле:

$$u_b = \frac{b}{\sqrt{3}}. \quad (2.1)$$

Здесь $\pm b$ – пределы погрешности эталона. При этом предполагается, что погрешность может находиться с равной вероятностью в интервале, ограниченном пределами погрешности.

о Оценивается расширенная неопределенность $U = k \cdot u_c$ (неотрицательный параметр), где k – коэффициент охвата.

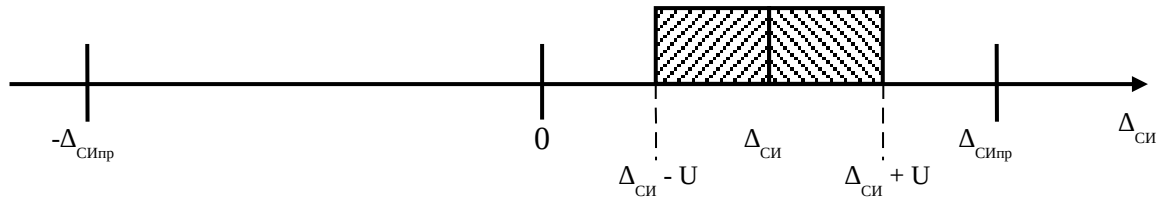
О Рассчитывается: верхняя граница интервала неопределенности измеренной погрешности как сумма измеренной погрешности $\Delta_{СИ}$ (положительной или отрицательной) и расширенной неопределенности U , и нижняя граница интервала неопределенности как разность измеренной погрешности $\Delta_{СИ}$ и расширенной неопределенности U .

О Решение о положительном результате поверки может быть принято только в том случае, если интервал неопределенности результата измерения погрешности находится внутри области допустимых значений, то есть верхняя граница этого интервала неопределенности не превышает положительного предела погрешности поверяемого СИ ($\Delta_{СИпр}$), а нижняя граница этого интервала не менее отрицательного предела погрешности поверяемого СИ (минус $\Delta_{СИпр}$). Графически этот случай представлен на рисунке 2.2, а).

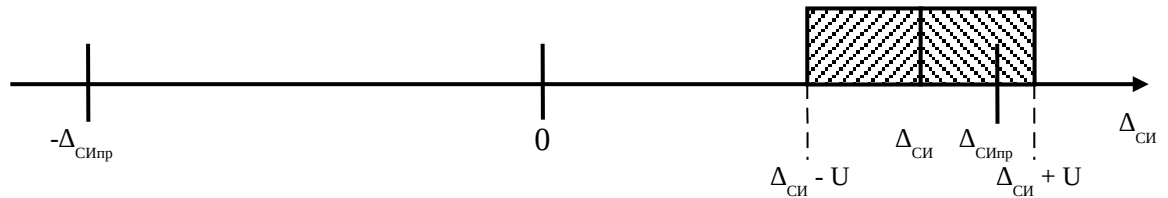
О Если интервал неопределенности результата измерения погрешности полностью лежит в области недопустимых значений погрешности СИ, принимают решение о несоответствии требованиям, то есть об отрицательных результатах поверки (рисунок 2.2, в).

О Если интервал неопределенности результата измерения погрешности включает в себя положительный ($\Delta_{СИпр}$) или отрицательный предел погрешности (минус $\Delta_{СИпр}$), результат поверки является неокончательным (рисунок 2.2, б).

а)



б)



в)

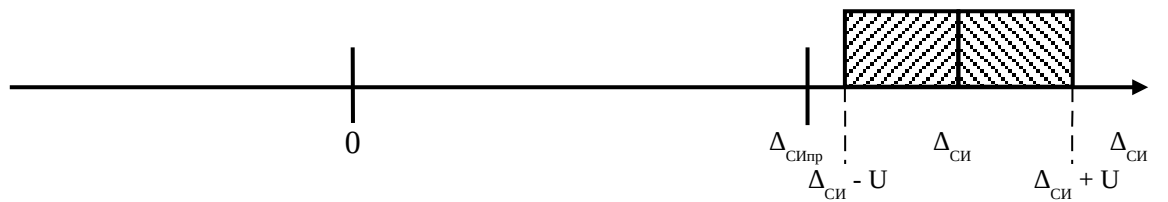


Рисунок 2.2 – Схема учета неопределенности при подтверждении соответствия поверяемого средства измерений допустимым пределам погрешности.

а) – положительный результате поверки;

б) – неокончательный результат поверки (в случае отсутствия более точного эталона должен считаться отрицательным);

в) – отрицательный результат поверки.

Так как при оценке расширенной неопределенности U обычно применяется коэффициент охвата $k = 2$, то в этом случае подход, предлагаемый [53] обеспечивает минимальный (близкий к нулю) риск признать годным метрологически неисправный прибор[61]. Это снижает дальнейшие потери при применении поверенного таким образом СИ, но приводит к высокой вероятности получить неокончательный результат поверки, а зачастую забраковать метрологически исправный прибор. Результаты моделирования для этого случая в соответствии с исходными данными, приведенными в таблице 2.2 представлены на рисунке 2.3.

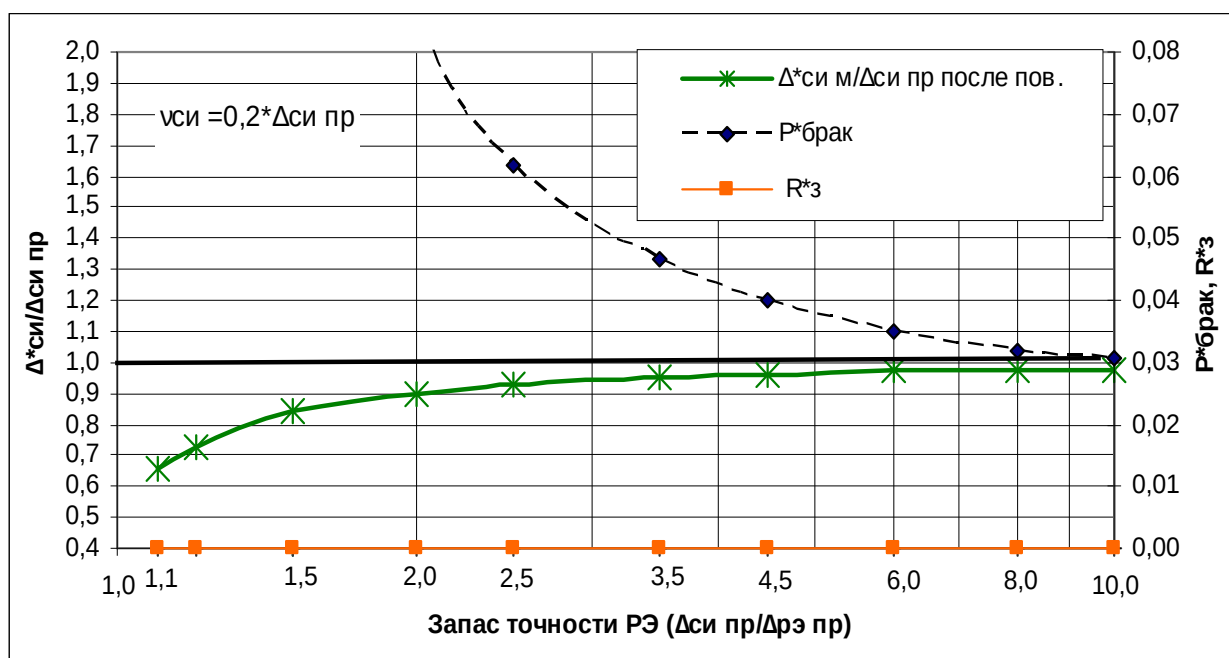


Рисунок 2.3 – Зависимости показателей результатов поверки на множестве поверенных СИ от запаса по точности эталона при $k = 2$

Из графиков видно, что для $k = 2$ обеспечивается R_3 менее 0,01 % при уровне бракования СИ по результатам поверки не более 5 %, но только для отношений пределов погрешностей поверяемых СИ и применяемых при этом эталонов более 3. Для меньших отношений пределов погрешностей поверяемых СИ и применяемых при этом эталонов такой способ учета неопределенности измерений ($k = 2$) при поверке практически неприемлем из-за высокого уровня бракования СИ. Попытка оптимизировать коэффициент охвата была сделана автором в работах [62 - 64]. Обсуждению близких вопросов посвящены и статьи [14, 46].

Так как для большинства практических случаев вполне допустим риск заказчика $R_3 \leq 5 \%$ (например, такой уровень достоверности поверки на множестве поверенных СИ обеспечивается при поверке способом отбраковки для отношений пределов погрешностей поверяемых СИ и применяемых при этом эталонов более 2,5 и без учета неопределенности измерений при поверке – то есть в самом распространенном в настоящее время случае), то целесообразно применить другой метод учета неопределенности измерений при поверке. В данном случае может быть применено решающее правило,

основанное на защитных полосах [54, раздел 8]. В указанном документе предлагается осуществлять «соответствующий выбор сдвига пределов принятия относительно допускаемых пределов». В русскоязычной литературе «предел принятия» (**acceptance limit**) принято переводить как «приёмочный предел» или «контрольный допуск» [65,23]. Таким образом, с целью оптимизации процедуры поверки способом отбраковки целесообразно устанавливать контрольный допуск внутри допустимого интервала, то есть меньшим, чем значение допускаемого предела погрешности поверяемого СИ (по модулю) на ширину защитной полосы. В соответствии с п. 8.3.2.3 вышеуказанного документа ширина защитной полосы обозначается символом w и выбирается из условия:

$$w = r \cdot U,$$

где U – расширенная неопределенность измерений при поверке, r – множитель.

С учетом вышесказанного, алгоритм принятия решения о соответствии СИ установленным требованиям при поверке способом отбраковки может выглядеть следующим образом:

о Оценивается расширенная неопределенность измерений при поверке $U = k \cdot u_c$ (неотрицательный параметр), где k – коэффициент охвата (обычно принимается $k = 2$), u_c – стандартная неопределенность;

о Оценивается ширина защитной полосы $w = r \cdot U$;

о Если измеренное значение погрешности СИ ($\Delta_{СИизм}$) меньше или равно контрольному допуску, вычисляемому как разность между допустимым пределом (погрешности) $\Delta_{СИпр}$ и шириной защитной полосы w , принимается решение о соответствии СИ установленным требованиям (здесь все указанные величины берутся по модулю). То есть при подтверждении соответствия должно выполняться следующее условие:

$$\Delta_{СИизм} \leq \Delta_{СИпр} - r \cdot U. \quad (2.2)$$

где $U = 2 \frac{b}{\sqrt{3}}$;

b - предел погрешности эталона.

О В противном случае принимается решение о несоответствии СИ установленным требованиям, то есть оно бракуется.

Несмотря на кажущуюся эквивалентность обоих описанных выше способов учета неопределенности при поверке второй способ предпочтителен, так как позволяет в широких пределах варьировать значение множителя k с целью оптимизации параметров (в том числе достоверности) методики поверки.

2.4 Определение критерия оптимальности методик поверки

Одним из подходов к определению оптимальности методики поверки может являться установление показателей методик поверки по опорной методике. Общеизвестно, что при запасе по точности эталона от 3 и выше обеспечивается приемлемый уровень достоверности поверки, поэтому за опорную может быть принята методика поверки, реализующая способ отбраковки при равенстве критерия годности нормируемой характеристике (обычно пределу погрешности) СИ при коэффициенте запаса по точности эталона равном 3. Учитывая данные, приведенные в п. 1.4, максимальная нестабильность не должна превышать $0,2 \cdot \Delta_{\text{СИпр}}$ как для «постоянной» так и «случайной» моделей нестабильности МХ СИ. Определенные в результате моделирования основные показатели множества СИ, поверенных по такой методике, приведены на рисунках 2.4 и 2.5.

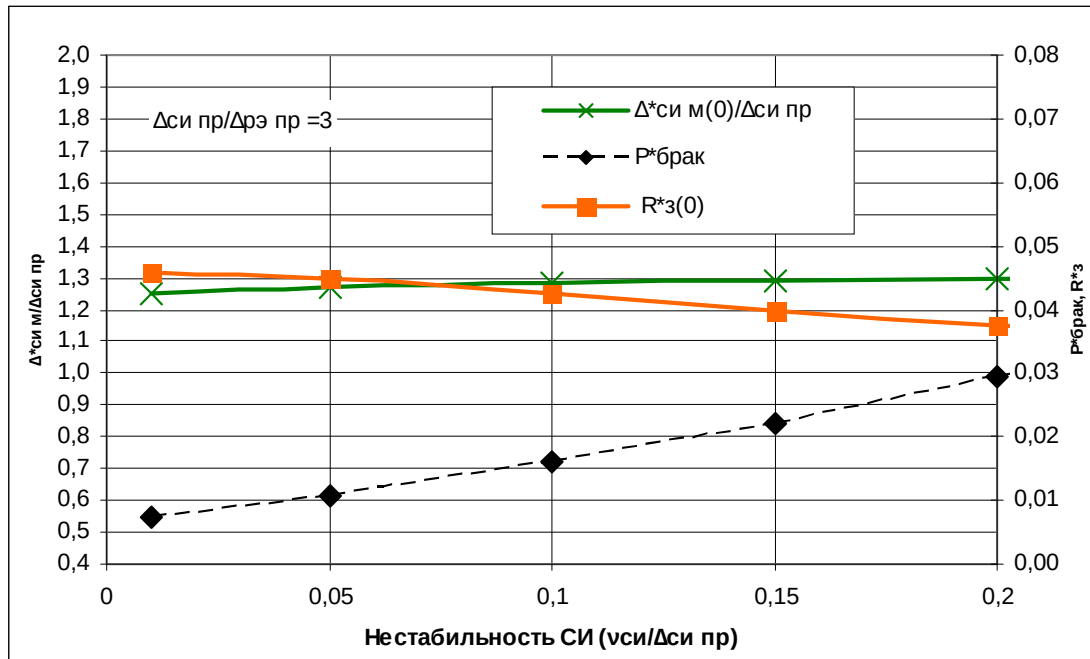


Рисунок 2.4 – Зависимость показателей результата поверки на множестве поверенных СИ от нестабильности МХ СИ (модель нестабильности МХ СИ – случайная)

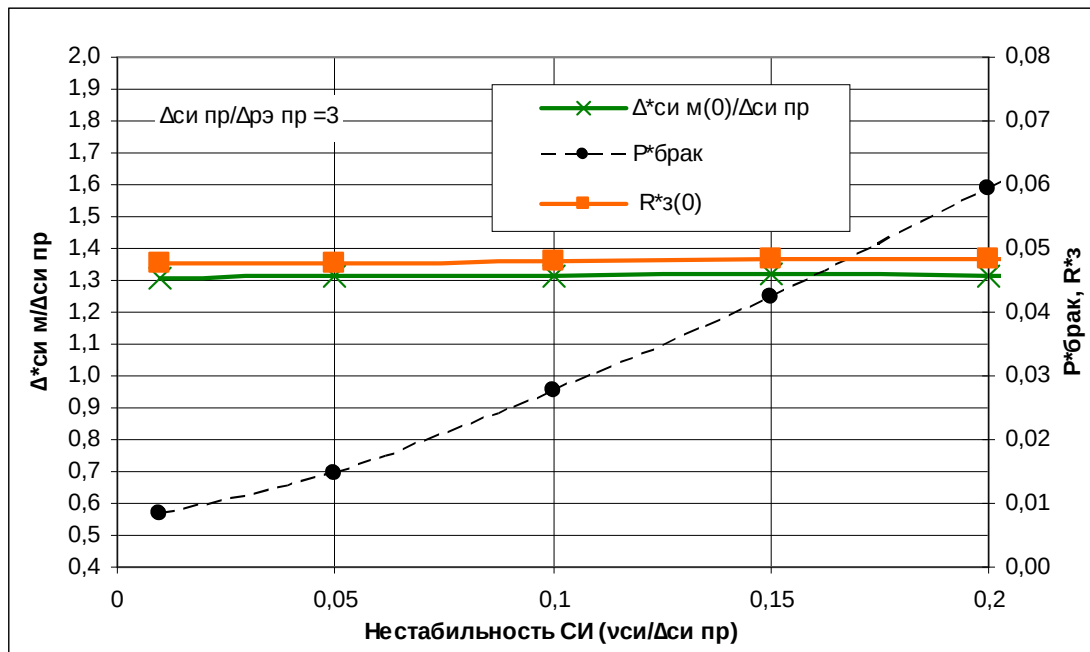


Рисунок 2.5 – Зависимость показателей результата поверки на множестве поверенных СИ от нестабильности МХ СИ (модель нестабильности МХ СИ – постоянная)

На основании выполненных расчетов получен набор максимальных значений показателей результата поверки для обеих предельных случаев нестабильности МХ СИ («постоянная» и «случайная»). Учитывая, что обычно считается на практике допустимым уровень бракования до 5 %, можно установить для «случайной» модели нестабильности $P^*_{брак} \leq 5 \%$ (при

расчетном $P_{\text{брак макс}} = 3 \%$), а для «постоянной» $P_{\text{брак}} \leq 8 \%$ (при расчетном $P_{\text{брак макс}} = 6 \%$). Полученные предельные значения сведены в таблицу 2.6.

Таблица 2.6 – Показатели результата поверки СИ

Показатель	Максимально - допустимые значения для $\Delta_{\text{СИпр}}/\Delta_{\text{РЭпр}} = 3$	
	«случайная» нестабильность	«постоянная» нестабильность
$\Delta_{\text{СИм}}/\Delta_{\text{СИпр}}$ - отношение наибольшего возможного модуля контролируемой характеристики погрешности экземпляра СИ, который может быть ошибочно признан годным, к пределу ее допускаемых значений	1,35	1,35
R_z - риск заказчика, вероятность того, что СИ является фактически негодным (метрологически неисправным) при условии что оно признано в результате поверки годным	0,05	0,05
$P_{\text{брак}}$ - вероятность признания СИ негодным (бракованным) по результатам поверки	0,05	0,08

2.5 Оптимизация методик поверки способом отбраковки

Как видно из предыдущего анализа, показатели результата поверки зависят от запаса по точности эталона ($\Delta_{\text{СИпр}}/\Delta_{\text{РЭпр}}$) и множителя g , определяющего ширину защитной полосы W . По вышеприведенным графикам (рис. 2.3) может быть определено лишь минимальное значение $\Delta_{\text{СИпр}}/\Delta_{\text{РЭпр}}$ при заданной ширине защитной полосы (множителя g) и $P_{\text{брак}}^* = 5 \%$, $R_z^* = 5 \%$, $\Delta_{\text{СИм}}/\Delta_{\text{СИпр}} = 1,35$ (таблица 2.6). Поэтому были построены графики, аналогичные приведенным на рисунке 2.3, но для множителя g , изменяющегося в диапазоне от 0 до 1. По ним определялись минимальное значение $\Delta_{\text{СИпр}}/\Delta_{\text{РЭпр}}$ для каждого из условий ($P_{\text{брак}}^* = 5 \%$, $R_z^* = 5 \%$, $\Delta_{\text{СИм}}/\Delta_{\text{СИпр}} = 1,35$). Полученные данные для «случайной» модели нестабильности сведены в таблицу 2.7.

Таблица 2.7 – Зависимость минимально допустимого запаса по точности эталона от множителя γ (ширины защитной полосы $W = \gamma \cdot U$) для $P^*_{\text{брак}} = 5 \%$, $R^*_z = 5 \%$, $\Delta_{\text{СИМ}}/\Delta_{\text{СИпр}} = 1,35$ (модель нестабильности – «случайная»)

Множитель γ	$P^*_{\text{брак}} = 5 \%$	$R^*_z = 5 \%$	$\Delta_{\text{СИМ}}/\Delta_{\text{СИпр}} = 1,35$
0,002	1,1	2,4	2,9
0,15	1,15	1,7	2,4
0,25	1,3	1,4	2,0
0,4	1,65	1,2	1,5
0,5	1,9	1,15	1,2
0,75	2,5	1,1	1,1
1	3,1	1,1	1,1

Соответствующие графики представлены на рисунке 2.6.

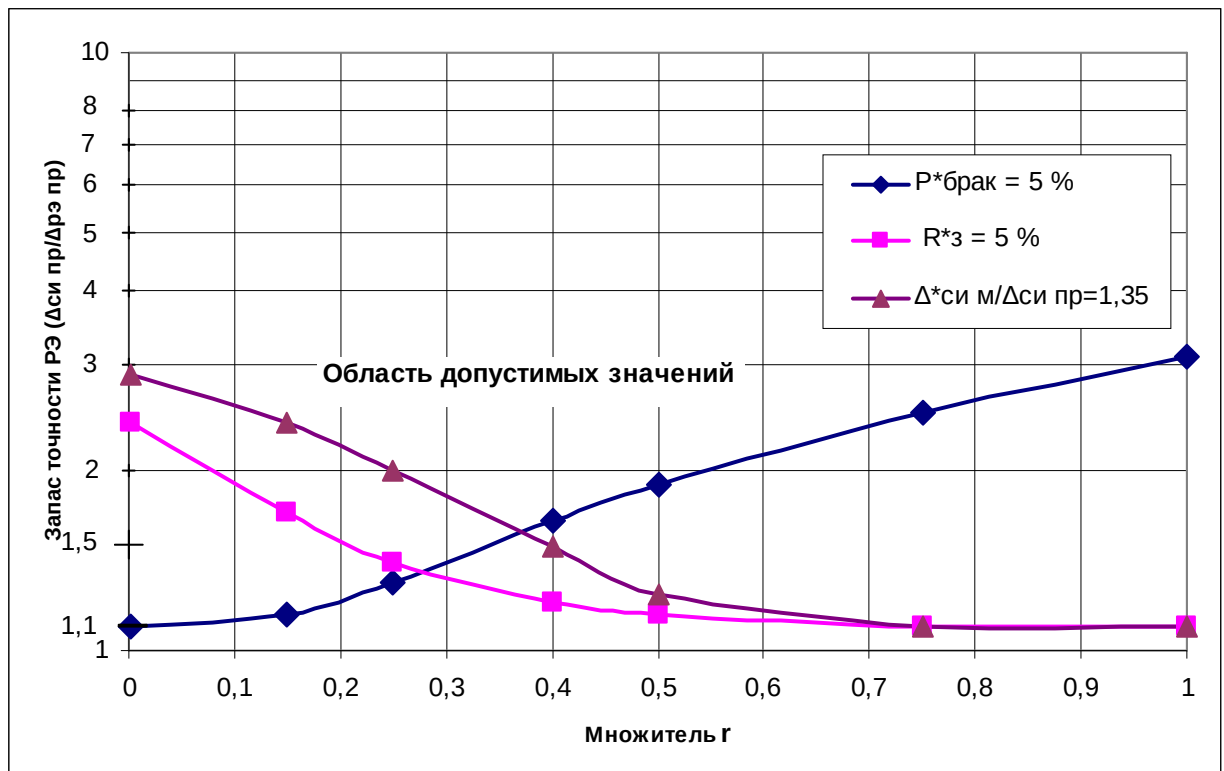


Рисунок 2.6 – Область допустимых значений запаса по точности РЭ в зависимости от ширины защитной полосы (множителя γ) и «случайной» модели нестабильности

Результаты моделирования для «постоянной» модели нестабильности приведены в таблице 2.8.

Таблица 2.8 – Зависимость минимально допустимого запаса по точности эталона от множителя γ (ширины защитной полосы $W = \gamma \cdot U$) для $P^*_{\text{брак}} = 8 \%$, $R^*_z = 5 \%$, $\Delta_{\text{СИМ}}/\Delta_{\text{СИпр}} = 1,35$ (модель нестабильности – «постоянная»)

Множитель γ	$P^*_{\text{брак}} = 8 \%$	$R^*_z = 5 \%$	$\Delta_{\text{СИМ}}/\Delta_{\text{СИпр}} = 1,35$
0,002	1,1	2,8	2,6
0,15	1,15	2,1	2,3
0,25	1,3	1,6	2,0
0,4	1,9	1,2	1,6
0,5	2,3	1,1	1,4
0,75	3,4	1,1	1,1
1	4,8	1,1	1,1

Соответствующие графики представлены на рисунке 2.7.

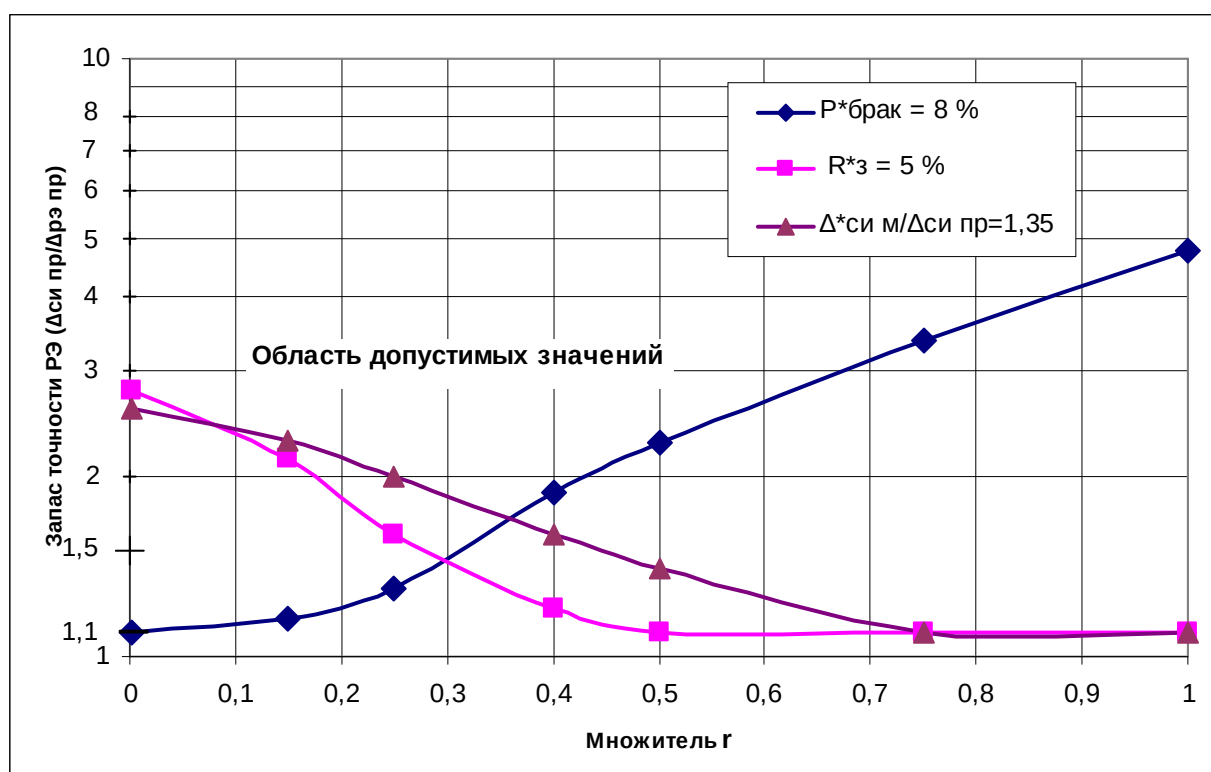


Рисунок 2.7 – Область допустимых значений запаса по точности РЭ в зависимости от ширины защитной полосы (множителя γ) и «постоянной» модели нестабильности

Область допустимых сочетаний значений запаса по точности рабочего эталона и множителя γ , определяющего ширину защитной полосы, лежит выше всех трех изолиний. Из представленных графиков видно, что для ширины защитной полосы $W = 0,4 \cdot U$ ($\gamma = 0,4$) обеспечивается выполнение

условий, указанных в таблице 2.6 при отношении пределов погрешностей поверяемых СИ и применяемых при этом эталонов более 1,8 как для «постоянной», так и для «случайной» моделей нестабильности МХ СИ. Данные вопросы рассмотрены автором в статьях [66, 67]. При этом обеспечиваются такие же значения показателей достоверности поверки (риск заказчика и отношение наибольшего возможного модуля контролируемой характеристики погрешности экземпляра СИ, который может быть ошибочно признан годным, к пределу ее допускаемых значений, как и при простом подтверждении соответствия (без учета неопределенности измерений при поверке) при отношении пределов погрешностей поверяемых СИ и применяемых при этом эталонов равным трем. Этот эффект достигается за счет возможного небольшого увеличения числа забракованных СИ, но при этом обеспечивается практически двукратное снижение требований к точности эталона без ухудшения результатов поверки по сравнению с поверкой способом отбраковки с простым подтверждением соответствия (без защитной полосы). Этот вывод подтверждается и результатами моделирования, приведенными на рисунке 2.8.

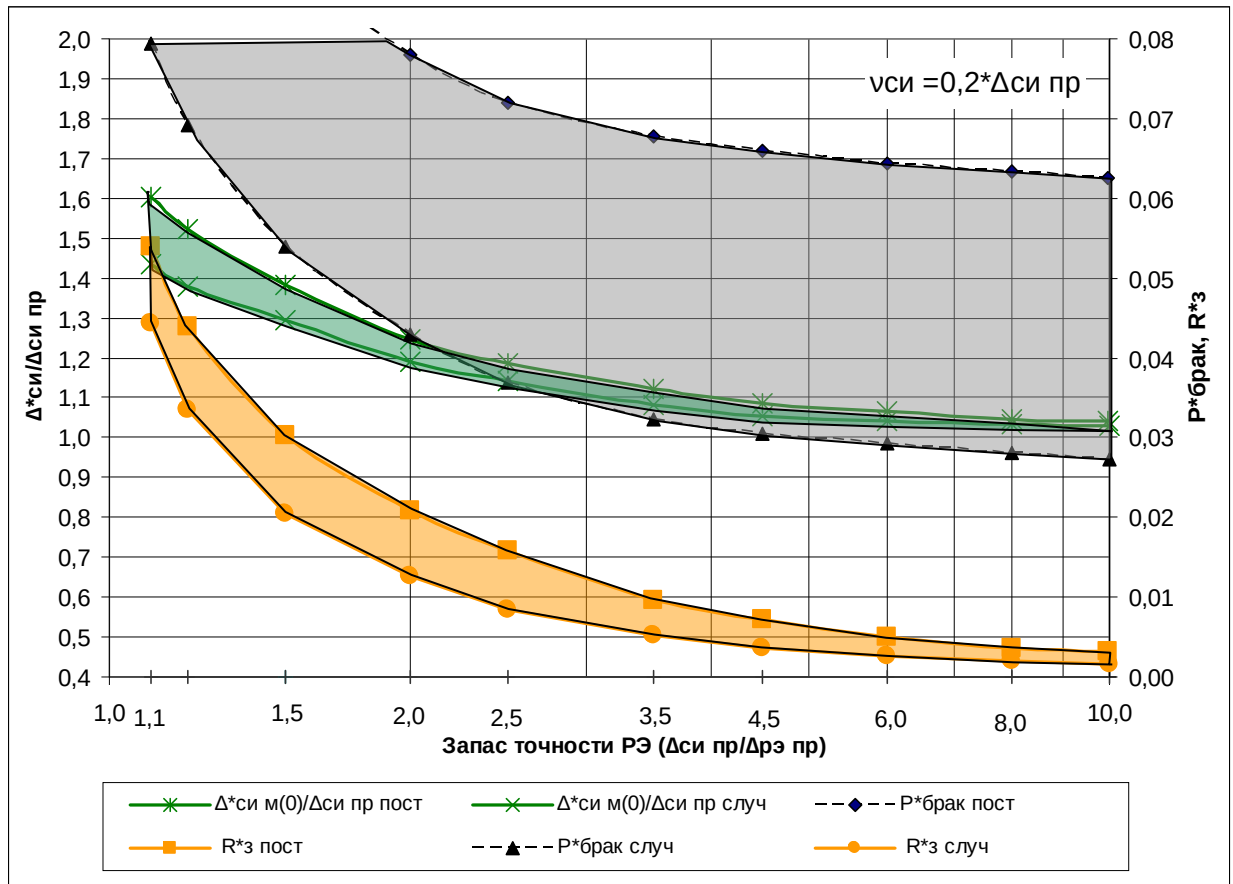


Рисунок 2.8 – Зависимости результатов поверки СИ от запаса по точности эталона при $\gamma = 0,4$ для обеих моделей нестабильности МХ СИ

На рис. 2.8 области возможных значений показателей результатов поверки (в зависимости от соотношения «случайной» и «систематической» составляющих в модели нестабильности МХ СИ) выделены затенением.

2.6 Анализ влияния нестабильности МХ СИ на результаты поверки

Рассмотренные результаты моделирования относятся к состоянию поверенного множества однотипных СИ сразу после процедуры поверки – то есть в начале интервала между поверками (МПИ) без учета изменения МХ СИ в течении МПИ. Часто нестабильность МХ СИ имеет пренебрежимо малое значение, поэтому вышеприведенные выводы можно распространить на МХ СИ в течении всего МПИ. В противном случае следует определить влияние нестабильности МХ СИ на показатели состояния множества поверенных СИ в конце интервала между поверками [68].

На рисунке 2.9 приведены графики зависимости показателей множества поверенных СИ от нестабильности МХ СИ в начале МПИ, то есть сразу после поверки ($R^*_3(0)$ и $\Delta_{СИМ}(0)/\Delta_{СИпр}$) и в конце МПИ, то есть перед следующей поверкой ($R^*_3(T)$ и $\Delta_{СИМ}(T)/\Delta_{СИпр}$) при запасе по точности эталона (отношения предела погрешности СИ ($\Delta_{СИпр}$) к пределу погрешности рабочего эталона (РЭ) - $\Delta_{РЭпр}$) равном 3.

В данном случае под $R^*_3(0)$ понимается «риск заказчика», представляющий условную вероятность того, что СИ является фактически негодным (метрологически неисправным) при условии что оно признано в результате поверки по действующей методике поверки пригодным к применению.

Под $R^*_3(T)$ понимается «риск заказчика» в конце интервала между поверками (МПИ), представляющий условную вероятность того, что СИ является фактически негодным (метрологически неисправным) в конце МПИ при условии что оно признано в результате поверки по действующей методике поверки пригодным к применению.

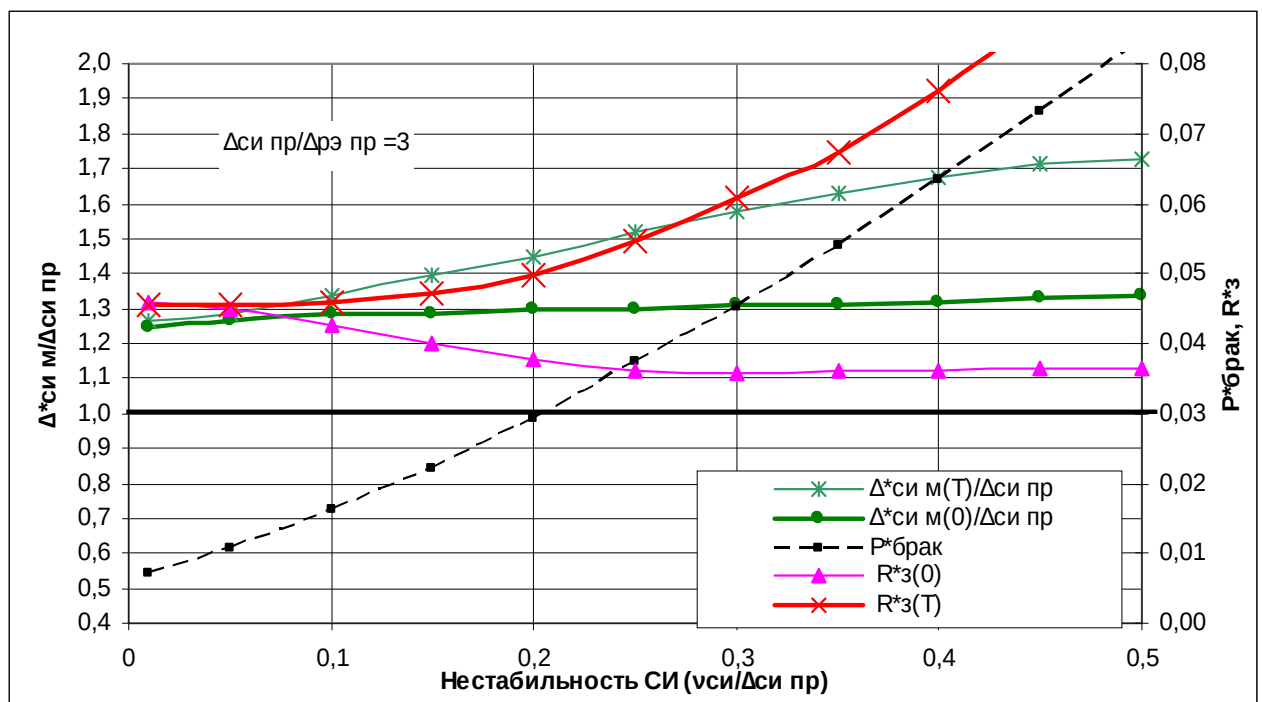


Рисунок 2.9 – Зависимости показателей множества поверенных СИ от нестабильности МХ СИ при запасе по точности РЭ равном 3 (модель нестабильности – «случайная»)

Видно, что в диапазоне нестабильности МХ СИ от 0 до 0,1 влиянием нестабильности на основные показатели множества поверенных СИ можно пренебречь. Если же нестабильность МХ СИ может превысить 0,1, то ее возможное отрицательное влияние необходимо компенсировать либо уменьшением интервала между поверками, либо ужесточением критерия годности при прочих равных условиях. Одним из экспериментально определяемых показателей, характеризующих повышенную нестабильность МХ СИ, находящихся в эксплуатации, служит вероятность бракования СИ при следующей поверке ($P^*_{\text{брак}}$). То есть наряду с выполнением операций поверки каждого конкретного СИ необходимо регистрировать факт бракования СИ каждого конкретного типа. Сама же процедура поверки способом отбраковки не позволяет эффективно отбраковать СИ, имеющие повышенную нестабильность.

На рисунке 2.10 показаны результаты аналогичных расчетов, но для случая когда при поверке учитывается неопределенность измерений с помощью эталона при ширине защитной полосы $W = 0,4 \cdot U$ ($r = 0,4$) при запасе по точности эталона (отношения предела погрешности СИ ($\Delta_{\text{СИпр}}$) к пределу погрешности рабочего эталона (РЭ) - $\Delta_{\text{РЭпр}}$) равном 1,6. Видно, что показатели множества поверенных СИ в этом случае аналогичны предыдущему, но уровень брака при нестабильности МХ СИ более 0,2 становится практически неприемлемым.

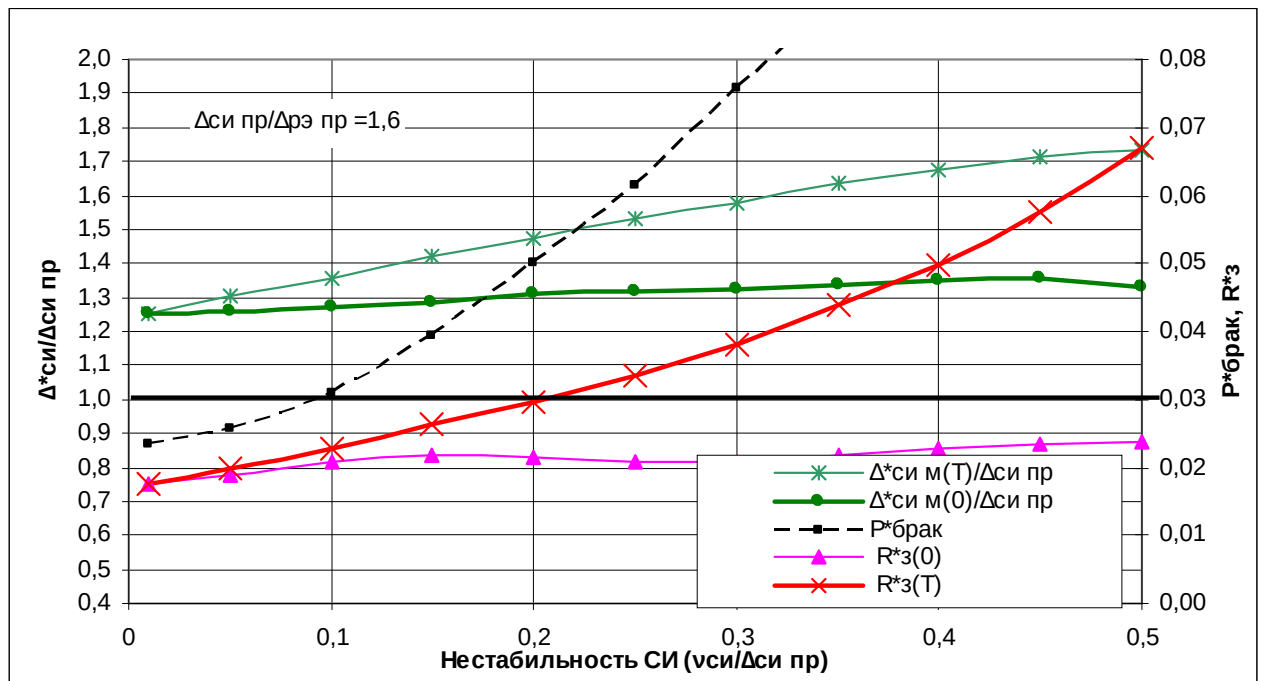


Рисунок 2.10 – Зависимости MX поверенных СИ от нестабильности MX СИ при $r = 0,4$ и запасе по точности РЭ равном 1,6. Модель нестабильности – «случайная».

Как видно из предыдущего анализа, показатели множества поверенных СИ в конце интервала между поверками зависят от запаса по точности эталона ($\Delta_{СИпр}/\Delta_{РЭпр}$), нестабильности MX СИ и множителя r , определяющего ширину защитной полосы W . По вышеприведенным графикам (рисунок 2.10) может быть определено лишь максимально допустимое значение нестабильности MX СИ ($v_{СИ}/\Delta_{СИпр}$) при заданной ширине защитной полосы (множителя r), заданного запаса по точности эталона ($\Delta_{СИпр}/\Delta_{РЭпр}$), $P^*_{брак} = 5\%$ (или 8% для «постоянной» модели нестабильности), $R^*_z = 5\%$, $\Delta_{СИм}/\Delta_{СИпр} = 1,35$ и одного из предельных случаев модели нестабильности MX СИ («случайная» или «постоянная») – см. таблицу 2.6.

Для выявления общих закономерностей были рассчитаны зависимости, аналогичные приведенным на рисунке 2.10 (для «случайной» модели нестабильности), для запаса по точности эталона ($\Delta_{СИпр}/\Delta_{РЭпр}$), изменяющегося в диапазоне от 1,1 до 10, для множителя $r = 0$, $r = 0,4$ (оптимального для пренебрежимо малой нестабильности MX СИ) и $r = 0,5$. По ним определялись максимально допустимое значение нестабильности MX СИ ($v_{СИ}/\Delta_{СИпр}$) для каждого из условий при «случайной» модели нестабильности ($P^*_{брак} = 5\%$,

$R^*_3 = 5 \%$, $\Delta_{СИМ}/\Delta_{СИпр} = 1,35$). Полученные данные сведены в таблицы 2.9, 2.10 и 2.11 для множителя $r=0$, $r=0,4$ и $r=0,5$ соответственно

Таблица 2.9 – Зависимость максимально допускаемой нестабильности МХ СИ от запаса по точности РЭ в случае поверки способом отбраковки без защитной полосы (множитель $r=0$) для $P^*_{брак} = 5 \%$, $R^*_3 = 5 \%$, $\Delta_{СИМ}/\Delta_{СИпр} = 1,35$ (модель нестабильности – «случайная»)

$\Delta_{СИпр} / \Delta_{РЭпр}$	Максимально допускаемая нестабильность МХ СИ ($v_{СИ}/\Delta_{СИпр}$)			Минимальное значение из трех предыдущих колонок
	$R^*_3(T) = 5\%$	$P^*_{брак} = 5\%$	$\Delta_{СИМ}(T)/\Delta_{СИпр} = 1,35$	
1,1	0	0,26	0	0
1,2	0	0,28	0	0
1,5	0	0,3	0	0
2,0	0	0,32	0	0
2,5	0	0,32	0,05	0
3,0	0,2	0,33	0,1	0,1
3,5	0,25	0,33	0,14	0,14
4,5	0,3	0,33	0,2	0,2
6,0	0,33	0,33	0,24	0,24
8,0	0,35	0,34	0,27	0,27
10,0	0,35	0,335	0,29	0,29

Таблица 2.10 – Зависимость максимально допускаемой нестабильности МХ СИ от запаса по точности РЭ в случае поверки способом отбраковки с защитной полосой (множитель $\gamma=0,4$) для $P^*_{\text{брак}} = 5 \%$, $R^*_z = 5 \%$, $\Delta_{\text{СИМ}}/\Delta_{\text{СИпр}} = 1,35$ (модель нестабильности – «случайная»)

$\Delta_{\text{СИпр}} / \Delta_{\text{РЭпр}}$	Максимально допускаемая нестабильность СИ ($\nu_{\text{СИ}}/\Delta_{\text{СИпр}}$)			Минимальное значение из трех предыдущих колонок
	$R^*_z(T) = 5\%$	$P^*_{\text{брак}} = 5\%$	$\Delta_{\text{СИМ}}(T)/\Delta_{\text{СИпр}} = 1,35$	
1,1	0,18	0,02	0	0
1,2	0,24	0,1	0	0
1,5	0,37	0,18	0,1	0,1
2,0	0,44	0,23	0,17	0,17
2,5	0,46	0,26	0,21	0,21
3,0	0,46	0,27	0,23	0,23
3,5	0,46	0,29	0,25	0,25
4,5	0,45	0,3	0,28	0,28
6,0	0,43	0,31	0,31	0,31
8,0	0,41	0,32	0,32	0,32
10,0	0,4	0,32	0,33	0,32

Таблица 2.11 – Зависимость максимально допускаемой нестабильности МХ СИ от запаса по точности РЭ в случае поверки способом отбраковки с защитной полосой (множитель $\gamma=0,5$) для $P^*_{\text{брак}} = 5 \%$, $R^*_z = 5 \%$, $\Delta_{\text{СИМ}}/\Delta_{\text{СИпр}} = 1,35$ (модель нестабильности – «случайная»)

$\Delta_{\text{СИпр}} / \Delta_{\text{РЭпр}}$	Максимально допускаемая нестабильность СИ ($\nu_{\text{СИ}}/\Delta_{\text{СИпр}}$)			Минимальное значение из трех предыдущих колонок
	$R^*_z(T) = 5\%$	$P^*_{\text{брак}} = 5\%$	$\Delta_{\text{СИМ}}(T)/\Delta_{\text{СИпр}} = 1,35$	
1,1	0,3	0	0,06	0
1,2	0,35	0,02	0,094	0
1,5	0,44	0,15	0,15	0,15
2,0	0,5	0,21	0,21	0,21
2,5	0,51	0,24	0,24	0,24
3,0	0,51	0,26	0,27	0,26
3,5	0,5	0,27	0,28	0,27
4,5	0,48	0,29	0,3	0,29
6,0	0,46	0,3	0,32	0,3
8,0	0,44	0,31	0,33	0,31
10,0	0,42	0,31	0,33	0,31

На рисунке 2.11 представлены графики зависимостей $v_{СИ}/\Delta_{СИпр}$ от $\Delta_{СИпр}/\Delta_{РЭпр}$ для $r=0$, $r=0,4$ и $r=0,5$ при выполнении условий $P^*_{брак} \leq 5\%$, $R^*_3 \leq 5\%$ и $\Delta_{СИм}/\Delta_{СИпр} \leq 1,35$ (модель нестабильности – «случайная») – то есть такой максимальной нестабильности СИ, при которой еще обеспечиваются такие же показатели достоверности поверки, как и при поверке способом отбраковки при простом подтверждении соответствия и при запасе точности эталона равном трем ($\Delta_{СИпр}/\Delta_{РЭпр} = 3$) (модель нестабильности – «случайная»). Видно, что учет неопределенности измерений при поверке позволяет существенно расширить область допустимых значений как по запасу точности эталона, так и по максимально допускаемой нестабильности СИ.

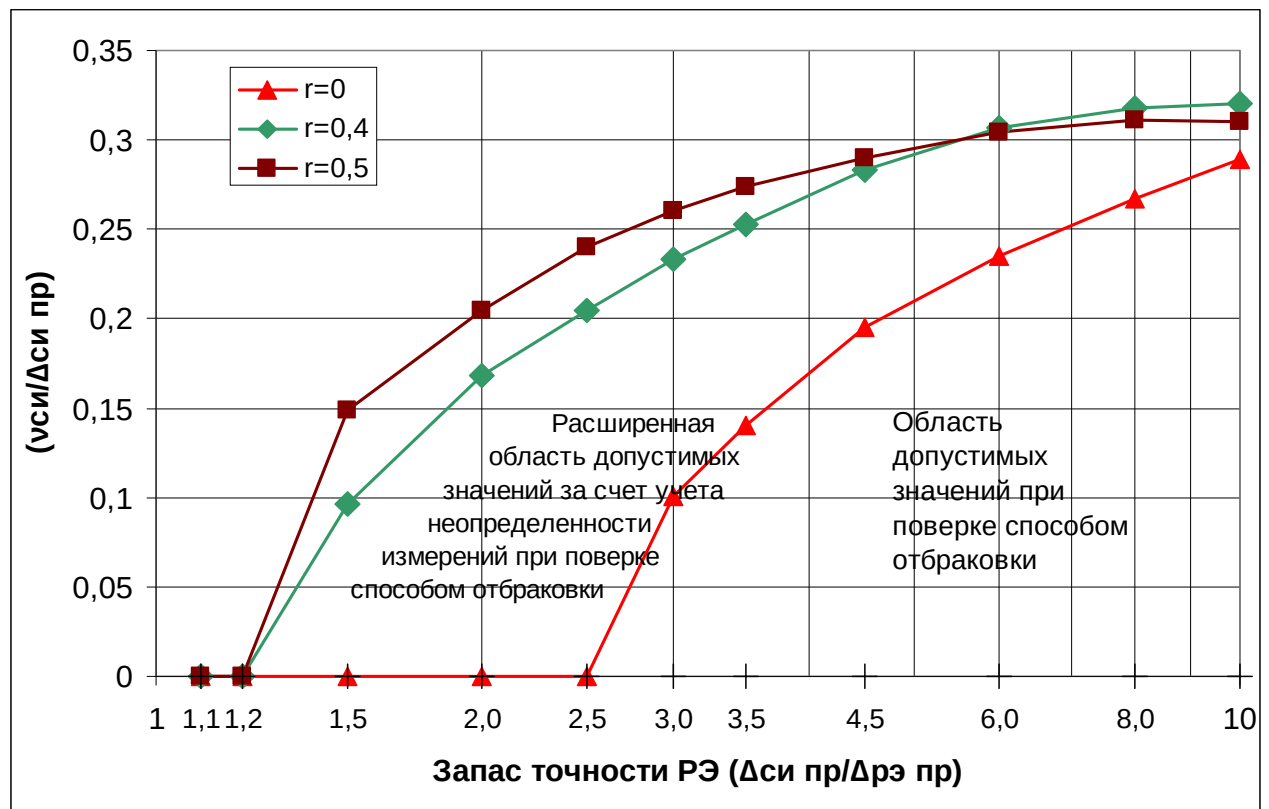


Рисунок 2.11 – Зависимость максимально допускаемой нестабильности МХ СИ от запаса по точности РЭ и ширины защитной полосы (без защитной полосы – $r=0$, с защитной полосой при $r=0,4$ и $r=0,5$), модель нестабильности – «случайная»

Аналогичные расчеты выполнены для множества поверенных СИ при «постоянной» нестабильности. Результаты моделирования приведены в таблицах 2.12 – 2.14, а в графическом виде представлены на рисунке 2.12.

Таблица 2.12 – Зависимость максимально допускаемой нестабильности МХ СИ от запаса по точности РЭ в случае поверки способом отбраковки без защитной полосы (множитель $\gamma=0$) для $P^*_{\text{брак}} = 8\%$, $R^*_z = 5\%$, $\Delta_{\text{СИМ}}/\Delta_{\text{СИпр}} = 1,35$ (модель нестабильности – «постоянная»)

$\Delta_{\text{СИпр}} / \Delta_{\text{РЭпр}}$	Максимально допускаемая нестабильность МХ СИ ($\nu_{\text{СИ}}/\Delta_{\text{СИпр}}$)			Минимальное значение из трех предыдущих колонок
	$R^*_z(T) = 5\%$	$P^*_{\text{брак}} = 8\%$	$\Delta_{\text{СИМ}}(T)/\Delta_{\text{СИпр}} = 1,35$	
1,1	0	0,25	0	0
1,2	0	0,25	0	0
1,5	0	0,26	0	0
2,0	0	0,26	0	0
2,5	0	0,27	0,02	0
3,0	0,03	0,27	0,05	0,03
3,5	0,08	0,26	0,08	0,08
4,5	0,13	0,27	0,15	0,13
6,0	0,15	0,26	0,22	0,15
8,0	0,16	0,25	0,25	0,16
10,0	0,16	0,25	0,29	0,16

Таблица 2.13 – Зависимость максимально допускаемой нестабильности МХ СИ от запаса по точности РЭ в случае поверки способом отбраковки с защитной полосой (множитель $\gamma=0,4$) для $P^*_{\text{брак}} = 8\%$, $R^*_z = 5\%$, $\Delta_{\text{СИМ}}/\Delta_{\text{СИпр}} = 1,35$ (модель нестабильности – «постоянная»)

$\Delta_{\text{СИпр}} / \Delta_{\text{РЭпр}}$	Максимально допускаемая нестабильность СИ ($\nu_{\text{СИ}}/\Delta_{\text{СИпр}}$)			Минимальное значение из трех предыдущих колонок
	$R^*_z(T) = 5\%$	$P^*_{\text{брак}} = 8\%$	$\Delta_{\text{СИМ}}(T)/\Delta_{\text{СИпр}} = 1,35$	
1,1	0,08	0,12	0,02	0,02
1,2	0,11	0,14	0,04	0,04
1,5	0,17	0,17	0,08	0,08
2,0	0,22	0,2	0,13	0,13
2,5	0,24	0,22	0,17	0,17
3,0	0,25	0,23	0,2	0,2
3,5	0,25	0,233	0,22	0,22
4,5	0,25	0,24	0,25	0,24
6,0	0,25	0,24	0,28	0,24

8,0	0,24	0,24	0,3	0,24
10,0	0,22	0,24	0,32	0,22

Таблица 2.14 – Зависимость максимально допускаемой нестабильности МХ СИ от запаса по точности РЭ в случае поверки способом отбраковки с защитной полосой (множитель $\gamma=0,5$) для $P^*_{\text{брак}} = 8 \%$, $R^*_z = 5 \%$, $\Delta_{\text{СИМ}}/\Delta_{\text{СИпр}} = 1,35$ (модель нестабильности – «постоянная»)

$\Delta_{\text{СИпр}} / \Delta_{\text{РЭпр}}$	Максимально допускаемая нестабильность СИ ($\nu_{\text{СИ}}/\Delta_{\text{СИпр}}$)			Минимальное значение из трех предыдущих колонок
	$R^*_z(T) = 5\%$	$P^*_{\text{брак}} = 8\%$	$\Delta_{\text{СИМ}}(T)/\Delta_{\text{СИпр}} = 1,35$	
1,1	0,15	0,09	0,05	0,05
1,2	0,17	0,11	0,07	0,07
1,5	0,22	0,15	0,11	0,11
2,0	0,27	0,18	0,16	0,16
2,5	0,28	0,2	0,2	0,2
3,0	0,29	0,21	0,23	0,21
3,5	0,29	0,22	0,26	0,22
4,5	0,28	0,23	0,3	0,23
6,0	0,27	0,23	0,32	0,23
8,0	0,25	0,23	0,33	0,23
10,0	0,23	0,23	0,34	0,23

На рисунке 2.12 представлены графики зависимостей $\nu_{\text{СИ}}/\Delta_{\text{СИпр}}$ от $\Delta_{\text{СИпр}}/\Delta_{\text{РЭпр}}$ для $\gamma = 0$, $\gamma = 0,4$ и $\gamma = 0,5$ при выполнении условий $P^*_{\text{брак}} \leq 8 \%$, $R^*_z \leq 5 \%$ и $\Delta_{\text{СИМ}}/\Delta_{\text{СИпр}} \leq 1,35$ – то есть такой максимальной нестабильности СИ, при которой еще обеспечиваются такие же показатели результатов поверки, как и при поверке способом отбраковки при простом подтверждении соответствия и при запасе точности эталона равном трем ($\Delta_{\text{СИпр}}/\Delta_{\text{РЭпр}} = 3$) (модель нестабильности – «постоянная»). Видно, что учет неопределенности измерений при поверке способом отбраковки позволяет существенно расширить область допустимых значений как по запасу точности эталона, так и по максимально допускаемой нестабильности СИ.

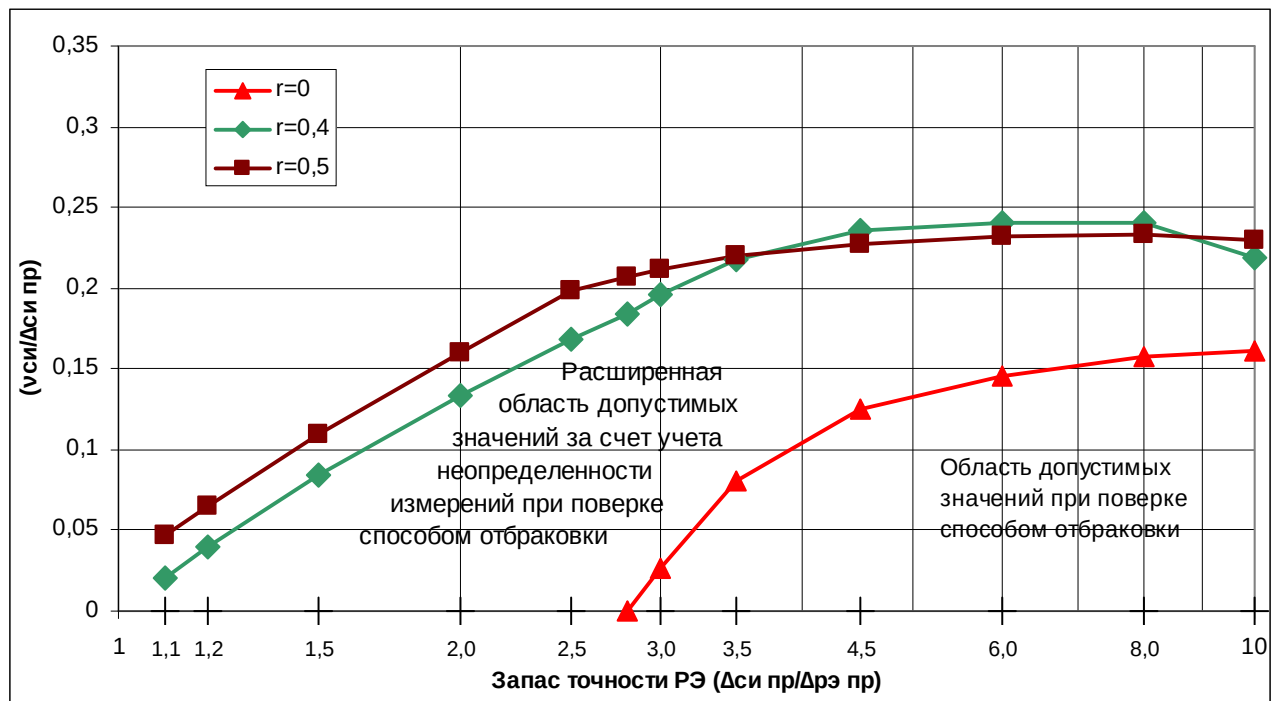


Рисунок 2.12 – Зависимость максимально допускаемой нестабильности МХ СИ от запаса по точности РЭ и ширины защитной полосы (без защитной полосы – $r=0$, с защитной полосой при $r=0,4$ и $r=0,5$), модель нестабильности – «постоянная»

Из графиков на рисунках 2.11 и 2.12 видно, что при учете неопределенности измерений при поверке способом отбраковки целесообразно использовать ширину защитной полосы $W = 0,5 \cdot U$ (множитель $r = 0,5$) для обоих предельных случаев нестабильности МХ СИ.

Так как графики на этих рисунках существенно отличаются друг от друга, для выявления общих закономерностей зависимости результатов поверки для различных сочетаний «случайной» и «систематической» составляющих в модели нестабильности МХ СИ построены зависимости, где области возможных значений показателей результатов поверки (в зависимости от соотношения «случайной» и «систематической» составляющих в модели нестабильности МХ СИ) выделены затенением (рисунок 2.13).

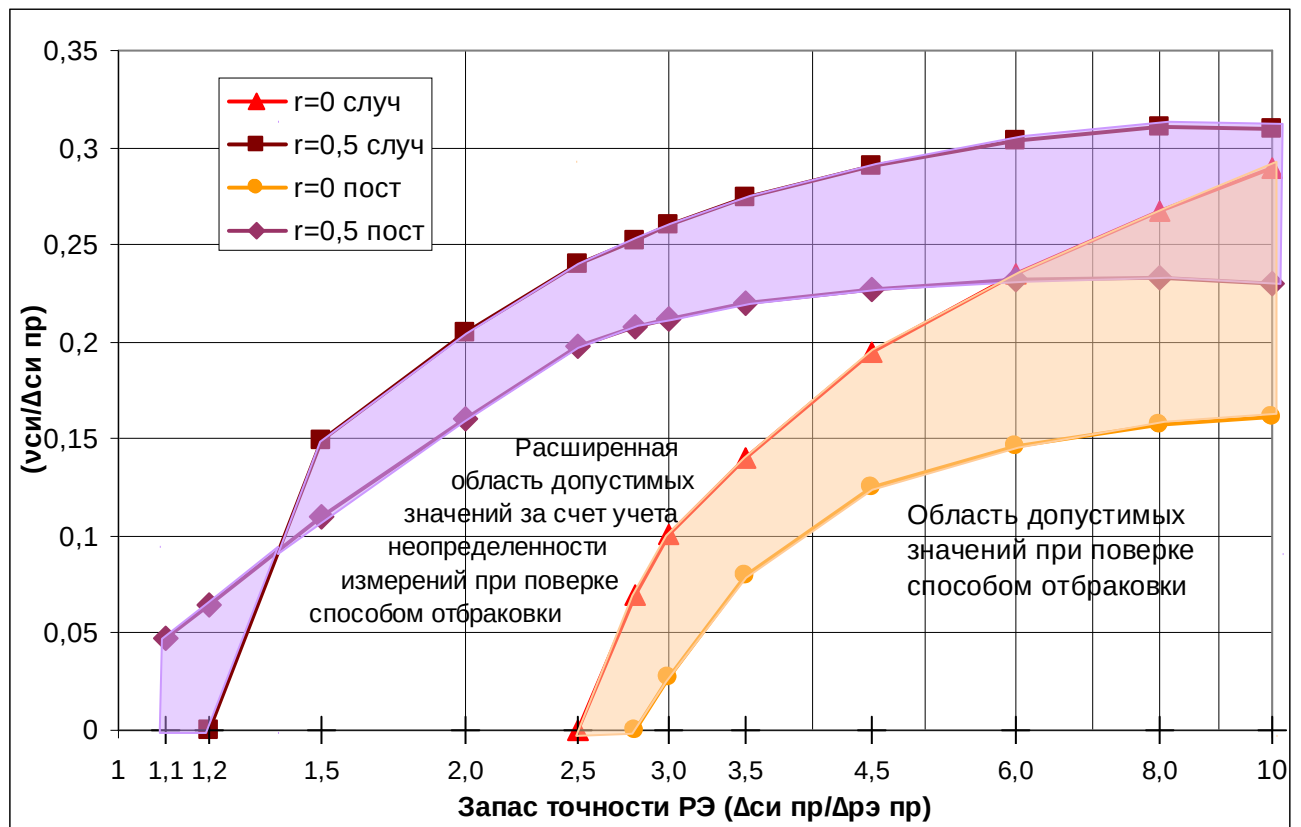


Рисунок 2.13 – Зависимость максимально допускаемой нестабильности МХ СИ от запаса по точности РЭ и ширины защитной полосы (без защитной полосы – $r=0$, с защитной полосой при $r=0,5$) и для обеих моделей нестабильности МХ СИ

2.7 Выводы

На основании анализа процесса поверки способом отбраковки с использованием статистической имитационной модели поверки предложен набор параметров достоверности результатов поверки и определены их значения для случаев, наиболее часто встречаемых на практике.

Показано, что если учитывать неопределенность измерений, то ширина защитной полосы W может быть выбрана равной $0,4 \cdot U$ ($r = 0,4$), при этом даже для отношения пределов погрешностей поверяемых СИ и применяемых при этом эталонов 1,8 обеспечиваются такие же показатели результатов поверки, как и при простом подтверждении соответствия (без учета неопределенности) при коэффициент запаса по точности эталона равном 3.

Проведенный анализ показал, что для нестабильности МХ СИ, нормированной на предел погрешности СИ, в диапазоне от 0 до 0,1, влиянием нестабильности на показатели результатов поверки можно

пренебречь. При больших значениях нестабильности МХ СИ ее следует определять при испытаниях СИ в целях утверждения и учитывать при выборе эталонов и способов подтверждения соответствия, либо компенсировать ее отрицательное влияние на результаты поверки путем уменьшения интервала между поверками.

Более детальный анализ, с учетом изменения метрологических характеристик СИ в течении интервала между поверками для обеих предельных моделей нестабильности МХ СИ («случайной» и «постоянной») показал, что ширину защитной полосы W целесообразно выбирать равной $0,5 \cdot U$ ($r = 0,5$), что позволяет в 1,5 – 2 расширить область применимости этого способа в сторону меньших запасов по точности эталона и больших нестабильностей МХ поверяемых СИ.

Глава 3 Исследование процесса поверки СИ способом градуировки

Как указывалось выше, известны два варианта поверки способом градуировки – «установление действительных значений или градуировка всех СИ, поступивших на поверку» и второй вариант – «определение пригодности СИ к применению по нормам стабильности (с забракованием тех СИ, изменение действительного значения или градуировочной характеристики которых за МПИ превысило предел допускаемой нестабильности, установленный для СИ данного типа) и градуировка СИ, признанных годными» [15].

В [1] понятие «поверка средств измерений» определено как «совокупность операций, выполняемых в целях подтверждения соответствия средств измерений метрологическим требованиям», поэтому сама по себе градуировка СИ не является поверкой (по определению), так как не содержит процедуры подтверждения соответствия, являющейся необходимой составляющей процесса поверки. Аналогичные выводы, применительно к калибровке средств измерений, сделаны в работах [69, 70].

Учитывая, что практически отсутствуют СИ, для МХ которых были бы установлены нормы стабильности, и даже в основополагающем документе, устанавливающем номенклатуру метрологических характеристик (МХ), правила выбора комплексов нормируемых МХ (НМХ) для конкретных типов средств измерений и способы нормирования МХ в нормативно-технических документах на средства измерений [71] не предусмотрено нормирование нестабильности в качестве метрологической характеристики СИ, второй вариант поверки способом градуировки на практике применяется крайне редко. Например, в [72] предлагается сначала определить погрешность манометра как разность между его показаниями и значениями, указанными в свидетельстве о его предыдущей поверке. Затем проводится операция подтверждения соответствия манометра путем сравнения полученных погрешностей с установленными для манометра данного типа пределами

погрешности. Если прибор признается годным, его могут не подвергать повторной градуировке, в то же время для других типов подобных СИ предусмотрена обязательная повторная градуировка. То есть в качестве критерия годности применяется, так же как и при поверке способом отбраковки, предел погрешности, установленный для манометров. При этом предлагается использовать запас точности эталона (отношения $\Delta_{СИпр}$ к $\Delta_{РЭпр}$) от 3 до 8. Анализ некоторых действующих нормативных документов на методики поверки способом градуировки представлен в таблице 3.1.

Таблица 3.1 – Характеристики некоторых методик поверки

Обозначение и наименование методики поверки (МП)	Способ поверки	Критерий годности	Минимальный запас точности РЭ ($\Delta_{СИпр}/\Delta_{РЭпр}$)
МИ 2145-91 Манометры и вакуумметры деформационные образцовые с условными шкалами. МП.	отбраковка, градуировка	Контрольный допуск равен $\Delta_{СИпр}$	2,5
ГОСТ 8.461-2009 Термопреобразователи сопротивления из платины, меди и никеля. МП.	градуировка	$ \Delta_{СИизм} + U \leq \Delta_{СИпр}$	3 (Неопределенность градуировки РЭ не более 1/3 от $\Delta_{СИпр}$)
ГОСТ 8.479-82 Манометры избыточного давления грузопоршневые. МП.	градуировка	Линейность градуировочной характеристики	2,5
ГОСТ 8.581-2003 Источники альфа-излучения радиометрические эталонные. МП	градуировка	Отсутствует в явном виде	1,65

Из представленных в таблице 3.1 данных видно, что однозначного подхода для реализации процедуры подтверждения соответствия при поверке способом градуировки не существует, а требования к запасу по точности эталона явно завышены. Поэтому актуальным является исследование процесса поверки способом градуировки с точки зрения определения оптимального способа подтверждения соответствия, в том числе и при малых (менее 2) запасах по точности эталона.

Для сравнения способов поверки отбраковкой и градуировкой целесообразно использовать как идентичные исходные данные, так и одинаковые предельные значения параметров результатов поверки.

3.1 Результаты моделирования для случая, когда погрешность эталона не учитывается при подтверждении соответствия

Учитывая вышесказанное, были приняты те же самые значения начальных параметров, что и при моделировании процесса поверки способом отбраковки (смотри таблицу 2.2), но выбран способ поверки «2» – поверка способом градуировки. С использованием статистической имитационной модели, описанной выше, были выполнены расчеты основных статистических характеристик погрешности на множестве поверенных СИ указанным выше способом – то есть при поверке способом градуировки. При этом, как и при анализе процесса поверки способом отбраковки, нестабильность МХ СИ $v_{СИм}$ была принята равной $0,2\Delta_{СИпр}$.

По результатам моделирования построены зависимости максимальной погрешности ($\Delta_{СИм}$), риска заказчика R_3 и вероятности бракования СИ ($P_{брак}$) на множестве поверенных СИ от запаса по точности эталона - отношения МХ СИ (как правило - предела погрешности) к аналогичной характеристике эталона. Зависимости представлены на рисунке 3.1.

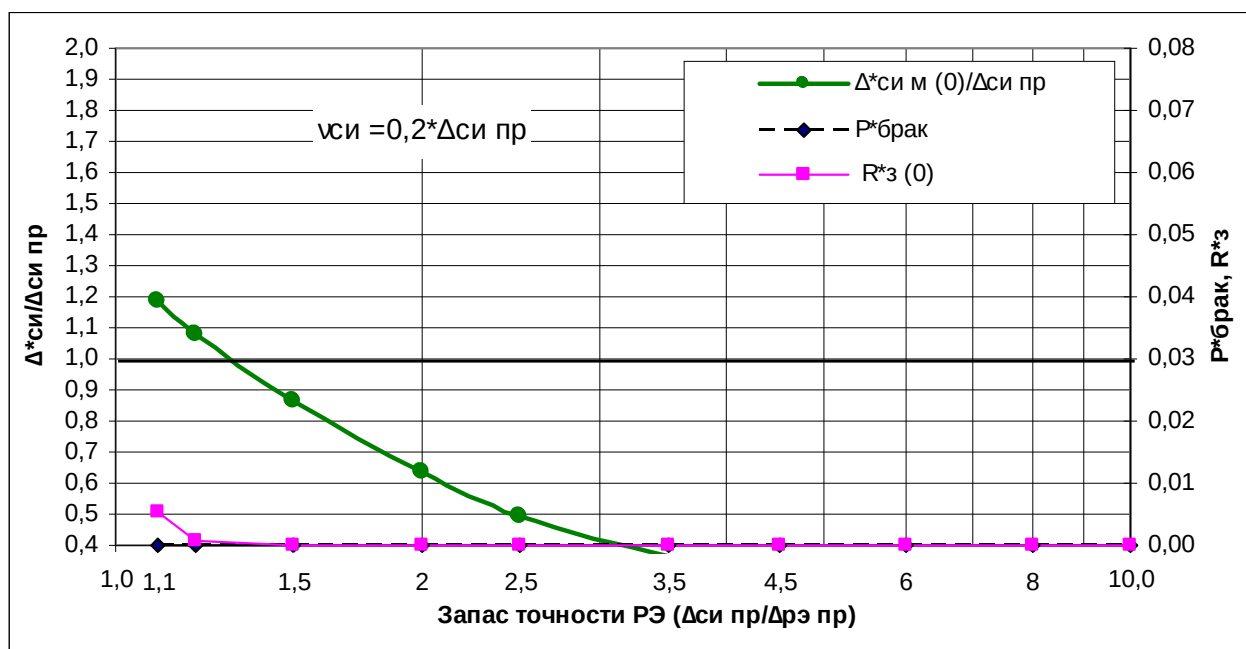


Рисунок 3.1 - Зависимости MX поверенных СИ от запаса по точности эталона при поверке способом градуировки

Как видно из графиков, полученные оценки позволяют сделать вывод, что поверка способом градуировки актуальна для малых запасов по точности эталонов. Влияние нестабильности на результаты поверки следует уточнить, путем построения зависимостей MX поверенных СИ от нестабильности MX СИ при поверке способом градуировки. При использовании в качестве контрольного допуска предела погрешности СИ ($\Delta_{\text{СИпр}}$) вероятность бракования СИ близка к нулю в диапазоне запасов по точности эталона от 1.1 до 10, то есть использование такого способа подтверждения соответствия неэффективно, так как не позволяет вывести из эксплуатации метрологически неисправные СИ.

3.2 Анализ влияния нестабильности MX СИ на результаты поверки способом градуировки

На рисунке 3.2 приведены зависимости параметров множества поверенных СИ от нестабильности MX СИ (модель нестабильности – «случайная») в начале МПИ, то есть сразу после поверки ($R_3(0)$ и $\Delta_{\text{СИм}}(0)/\Delta_{\text{СИпр}}$) и в конце МПИ, то есть перед следующей поверкой ($R_3(T)$ и $\Delta_{\text{СИм}}(T)/\Delta_{\text{СИпр}}$).

$\Delta_{\text{СИпр}}$) при запасе по точности эталона (отношения предела погрешности СИ ($\Delta_{\text{СИпр}}$) к пределу погрешности рабочего эталона (РЭ) - $\Delta_{\text{РЭпр}}$) равным 1,5.

В данном случае под $R_3(0)$ понимается «риск заказчика», представляющий условную вероятность того, что СИ является фактически негодным (метрологически неисправным) при условии что оно признано в результате поверки по действующей методике поверки пригодным к применению.

Под $R_3(T)$ понимается «риск заказчика» в конце интервала между поверками (МПИ), представляющий условную вероятность того, что СИ является фактически негодным (метрологически неисправным) в конце МПИ при условии что оно признано в результате поверки (в начале МПИ) по действующей методике поверки пригодным к применению.

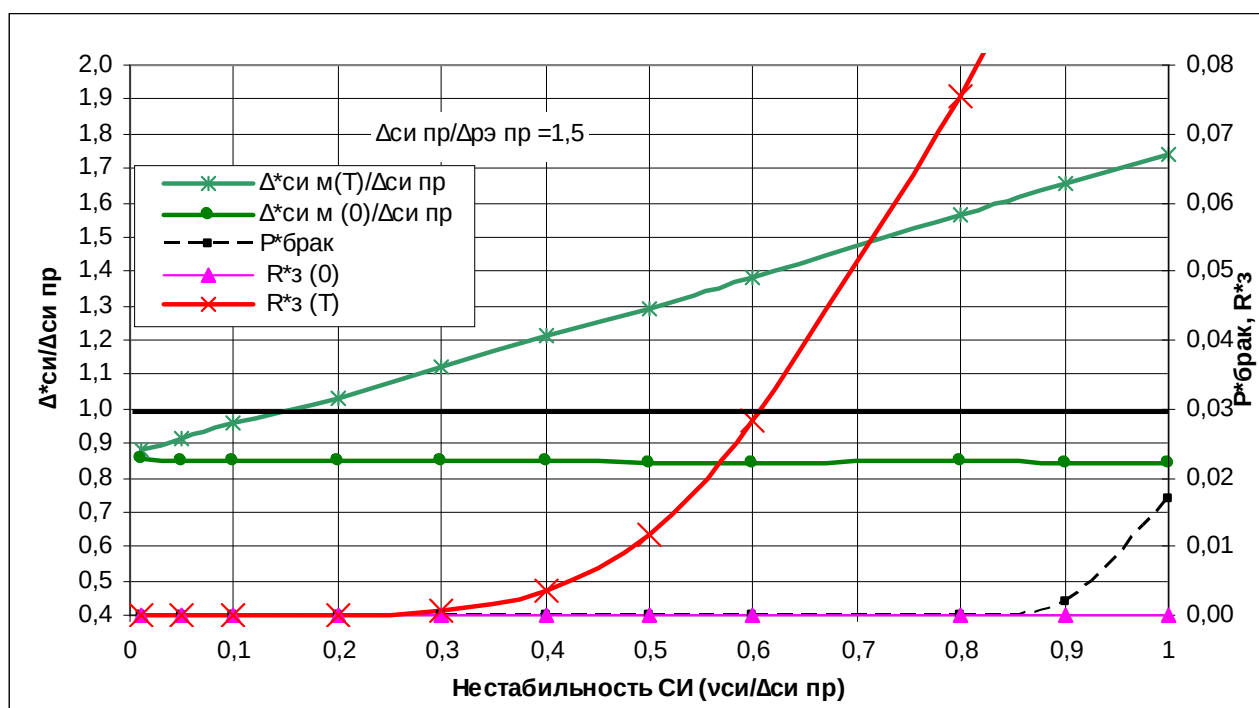


Рисунок 3.2 - Зависимости МХ поверенных СИ от нестабильности МХ СИ при поверке способом градуировки. Зависимости идентичны для обеих моделей нестабильности МХ СИ - как для «случайной», так и для «постоянной»

Как видно из рисунка 3.2, при увеличении нестабильности МХ СИ возможно превышение установленных требований только для параметров $R^*_{\text{з}}(T)$ и $\Delta^*_{\text{СИ м}}(T)/\Delta_{\text{СИ пр}}$, то есть только в конце интервала между поверками. Например, один из параметров результатов поверки принимает недопустимое

значение в конце МПИ (а именно $\Delta_{СИМ}(T)/\Delta_{СИпр} \geq 1,35$) при нестабильности МХ СИ превышающей 0,55 от $\Delta_{СИпр}$. В то же время вероятность бракования СИ близка к 0 в диапазоне нестабильности МХ СИ от 0 до 1, то есть процедура подтверждения соответствия с таким критерием годности неэффективна с точки зрения уменьшения влияния нестабильности МХ СИ на результаты поверки для обеих моделей нестабильности МХ СИ.

3.3 Выбор оптимального способа подтверждения соответствия при поверке способом градуировки

Как показано в п.3.1 и 3.2, при использовании в качестве контрольного допуска предела погрешности СИ ($\Delta_{СИпр}$) не удастся забраковать, то есть вывести из эксплуатации, метрологически неисправные СИ. Поэтому следует воспользоваться вторым вариантом поверки способом градуировки – «определение пригодности СИ к применению по нормам стабильности (с бракованием тех СИ, изменение действительного значения или градуировочной характеристики которых за МПИ превысило предел допускаемой нестабильности, установленный для СИ данного типа). Так как в подавляющем большинстве случаев нестабильность СИ не исследуется и предел допускаемой нестабильности МХ СИ не нормируется в документах (описании типа) на СИ, для определения предела допускаемой нестабильности МХ СИ можно воспользоваться соотношениями, приведенными в [73]. В случае поверки путем определения пригодности СИ к применению по нормам их стабильности действует следующее соотношение:

$$\Delta_{СИпр} = \sqrt{v_{СИМ}^2 + \frac{9}{\lambda_p^2} \delta^2} \quad (3.1)$$

где $v_{СИМ}$ – предел допускаемой нестабильности СИ;

λ_p – квантиль нормального распределения, соответствующая доверительной вероятности P ;

δ – предел допускаемых доверительных границ погрешности градуировки.

В формуле 3.1 были сохранены обозначения первоисточника.

В настоящее время под пределом допускаемых доверительных границ погрешности градуировки принято понимать расширенную неопределенность измерений при градуировке (U), способ оценки которой изложен в Главе 2 (формула 2.1).

С учетом вышесказанного формулу 3.1 можно преобразовать к виду:

$$v_{СИМ} = \sqrt{\Delta_{СИпр}^2 - \frac{9}{\lambda_p^2} U^2} \quad (3.2)$$

Значения квантилей нормального распределения для заданной вероятности могут быть получены на основании значений функции стандартного нормального закона распределения [74]. Значения некоторых квантилей приведены в таблице 3.2:

Таблица 3.2 - Квантили стандартного нормального распределения

P	0,90	0,95	0,975	0,98	0,99	0,995	0,999	0,9995	0,9999
односторонняя	1,282	1,645	1,960	2,054	2,326	2,576	3,090	3,291	3,719
двусторонняя	1,645	1,960	2,241	2,326	2,576	2,807	3,291	3,481	3,891

Так как в данном рассмотрении характеристики погрешности рабочего эталона заданы пределом погрешности, то интерес представляют две квантили:

$\lambda_p = 2,6$ для доверительной вероятности $P=0,99$;

$\lambda_p = 3,3$ для доверительной вероятности $P=0,999$.

Отсюда $v_{СИМ} = \sqrt{\Delta_{СИпр}^2 - mU^2}$, где m может принимать значения от 1,33 (для $P=0,99$) до 0,82 (для $P=0,999$) в зависимости от доверительной вероятности P , с которой были определены границы погрешности рабочего эталона. Если для эталона нормированы пределы погрешности ($\Delta_{РЭпр}$), тогда

$$U = 2 \frac{\Delta_{РЭпр}}{\sqrt{3}},$$

$$a \quad v_{СИМ} = \sqrt{\Delta_{СИпр}^2 - 1,1\Delta_{РЭпр}^2}.$$

Учитывая вышесказанное, процедура подтверждения соответствия по нормам нестабильности СИ может выглядеть следующим образом:

$$|\Delta_{СИизм}| \leq v_{СИпр} = \sqrt{\Delta_{СИпр}^2 - 1,1\Delta_{РЭпр}^2}.$$

Для того, что бы погрешность $\Delta_{СИизм}$, определенная как разность между действительным значением МХ СИ, полученной при предыдущей поверке способом градуировки (то есть из свидетельства о поверке СИ) и новым действительным значением этой же МХ, полученное при текущей поверке способом градуировки, являлась оценкой нестабильности МХ поверяемого СИ, следует соблюдать требования, сформулированные в [75]. Основным требованием является минимизация «погрешности определения составляющей погрешности от временной нестабильности». Это достигается тем, что измерения должны быть осуществлены в условиях повторяемости, то есть должна применяться одна и та же методика измерений (методика поверки), тот же эталон, в измерениях должны участвовать те же операторы, соблюдаться те же рабочие условия, то же местоположение. Повторные измерения должны выполняться на одном и том же экземпляре СИ [76]. Как указывалось выше, при поверке СИ в одной и той же организации это условие обычно выполняется.

Результаты моделирования с использованием такого способа подтверждения соответствия и для нестабильности СИ, определенной для случая, когда нормированной МХ СИ является предел погрешности ($\Delta_{СИпр}$) при $\lambda_p = 3,3$ (для доверительной вероятности $P=0,999$, то есть $m=0,82$) представлены на рисунках 3.3 и 3.4. Здесь приведены зависимости результатов поверки на множестве поверенных СИ от нестабильности МХ СИ (модель нестабильности – «случайная») в начале МПИ, то есть сразу после поверки ($R_3(0)$ и $\Delta_{СИМ}(0)/\Delta_{СИпр}$) и в конце МПИ, то есть перед следующей поверкой ($R_3(T)$ и $\Delta_{СИМ}(T)/\Delta_{СИпр}$) при запасе по точности эталона (отношения предела погрешности СИ ($\Delta_{СИпр}$) к пределу погрешности рабочего эталона (РЭ) - $\Delta_{РЭпр}$) равным 1,5.

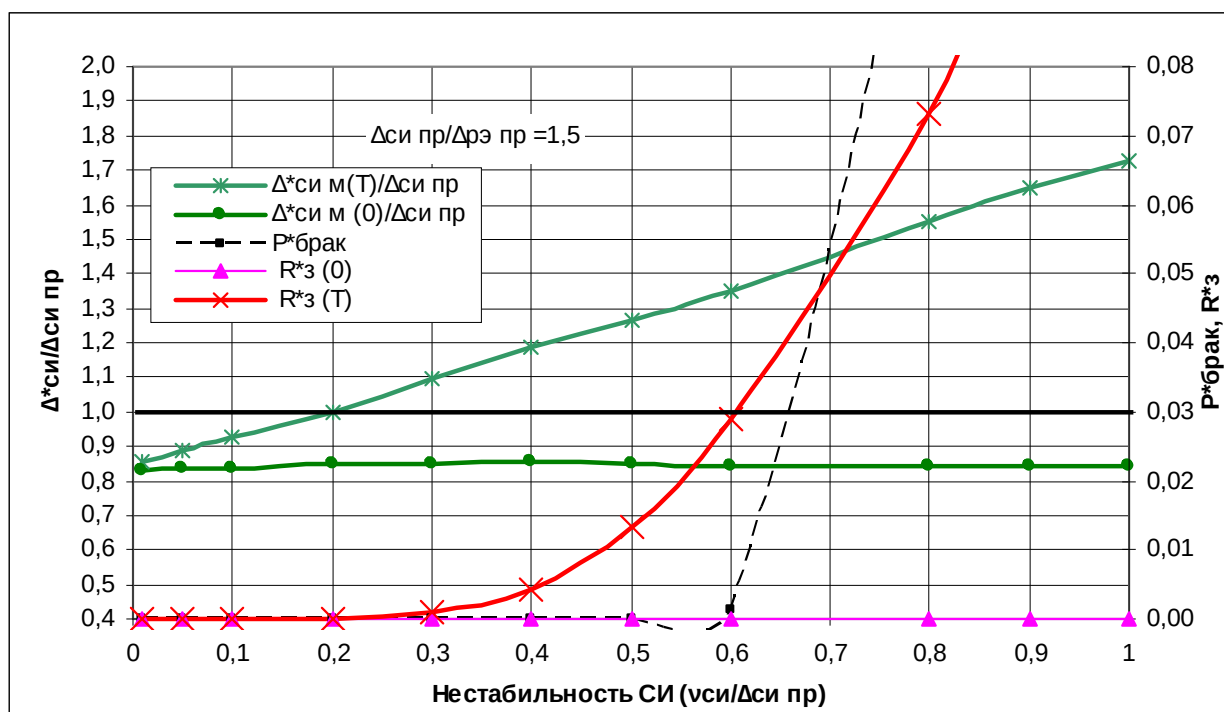


Рисунок 3.3 - Зависимость MX поверенных СИ от нестабильности MX СИ при поверке способом градуировки путем определения пригодности СИ к применению по нормам их стабильности (модель нестабильности – «случайная»), $\lambda_p = 3,3$ для доверительной вероятности $P=0,999$

Из сравнения зависимостей на рисунках 3.2 и 3.3 можно сделать вывод, что улучшения показателей результатов поверки не произошло, но резкий рост вероятности бракования в области превышения показателями результатов поверки установленных уровней может быть использован в качестве индикатора, сигнализирующего о том, что максимальная нестабильность MX СИ больше той, которая была использована при оценке предела погрешности СИ. То есть следует либо сокращать интервал между поверками, либо увеличивать нормированный предел погрешности СИ.

На рисунке 3.4 представлены результаты моделирования для другого крайнего случая модели нестабильности СИ – на множестве СИ одного типа нестабильность MX СИ носит случайный характер, симметрично распределенный относительно нуля, но для каждого конкретного экземпляра СИ нестабильность его MX неизменна и одинакова в каждом следующем интервале между поверками этого СИ («постоянная» нестабильность).

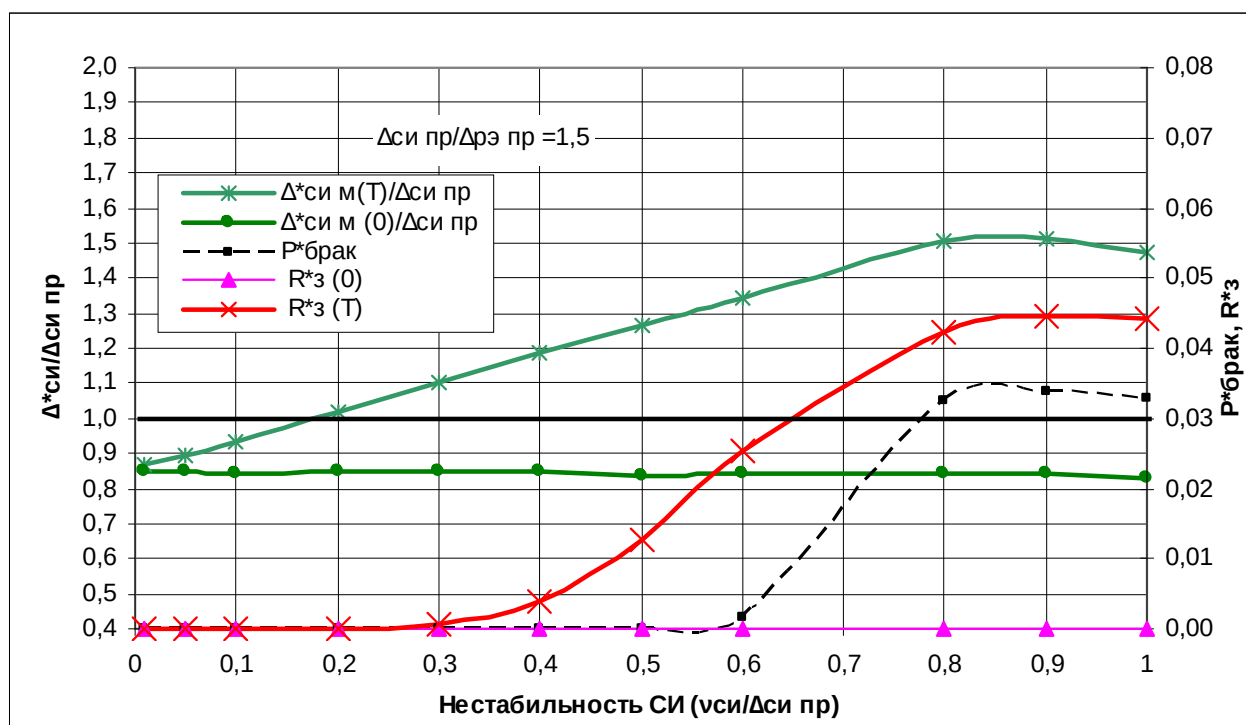


Рисунок 3.4 - Зависимость MX поверенных СИ от нестабильности MX СИ при поверке способом градуировки путем определения пригодности СИ к применению по нормам их стабильности (модель нестабильности – «постоянная»), $\lambda_p = 3,3$ для доверительной вероятности $P=0,999$

Некоторое улучшение показателей результатов поверки в области большой нестабильности MX СИ оказывается недостаточным, что бы результаты поверки соответствовали требованиям, приведенным в таблице 2.6. Тем не менее, видно, что риск заказчика (R_z) существенно уменьшился в области больших нестабильностей MX СИ. Для более полного выявления этого эффекта было выполнено многократное моделирование в диапазоне запасов по точности эталона от 1.1 до 10. В результате построены графики (рис. 3.5), показывающие, во сколько раз снижается вероятность признать годным фактически неисправное СИ (риск заказчика - $R_z(T)$) в случае, если нестабильность MX СИ носит преимущественно систематический характер, а в качестве контрольного допуска при поверке способом градуировки используется предел нестабильности (а не предел погрешности) поверяемого СИ.

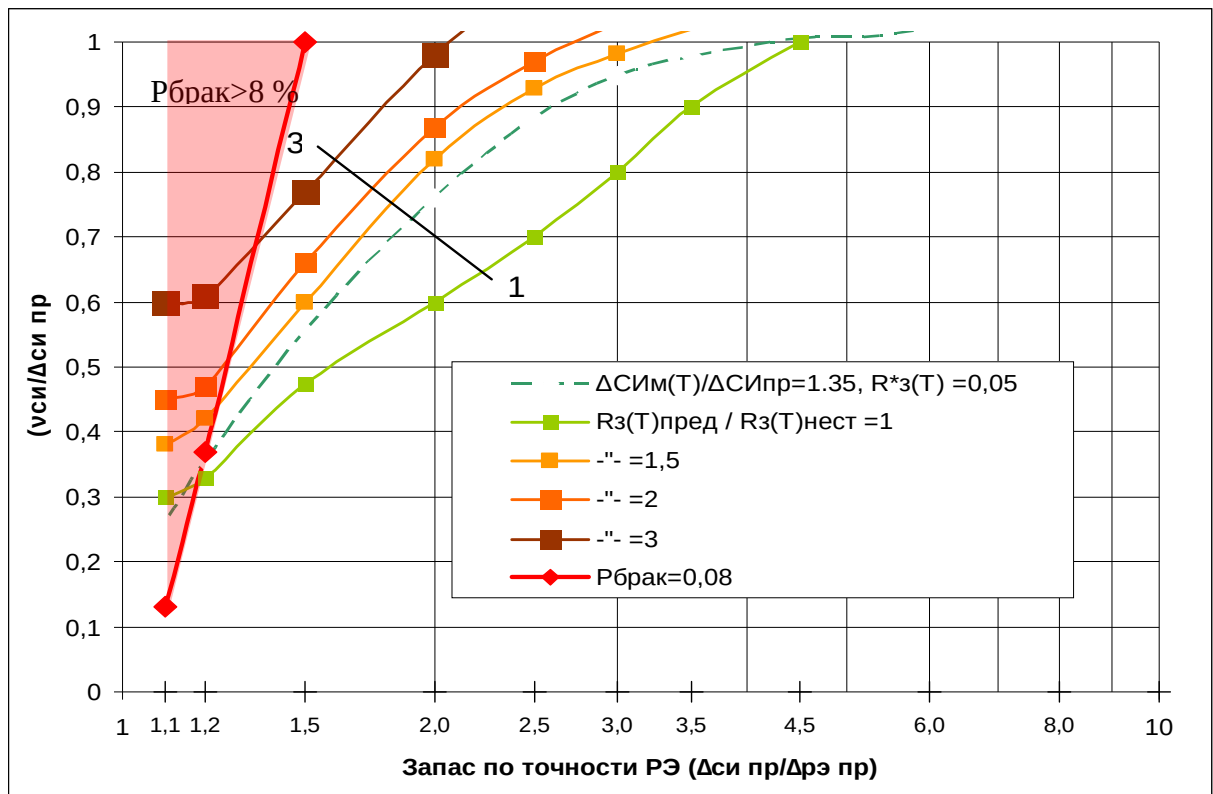


Рисунок 3.5 – Степень уменьшения риска заказчика $R_3(T)$ в случае, если нестабильность МХ СИ носит преимущественно систематический характер, а в качестве контрольного допуска при поверке способом градуировки используется предел нестабильности МХ СИ по сравнению с аналогичной поверкой, но при использовании в качестве контрольного допуска предела погрешности поверяемого СИ

Из графиков на рис. 3.5 видно, что наряду с уменьшением риска заказчика существенно возрастает вероятность забракования СИ в области малых (меньше 1,3) запасов по точности эталона, поэтому использование поверки способом градуировки в этой области не рекомендуется.

Для реализации поверки способом градуировки путем определения пригодности СИ к применению по нормам их стабильности требуется или нормировать максимально допускаемую нестабильность в качестве МХ СИ, или вычислять её в соответствии с выражением 3.2. Оба варианта не находят практического применения, так как информация о максимально допускаемой нестабильности обычно отсутствует в нормированных метрологических характеристиках СИ, как и информации о доверительной вероятности P , с которой были определены границы погрешности рабочего эталона, используемого при поверке. То есть возникают затруднения с однозначным

определением значения λ_p – квантили нормального распределения, соответствующей доверительной вероятности Р.

Поэтому целесообразно попытаться применить более простой способ подтверждения соответствия - использовать в качестве контрольного допуска предел погрешности СИ с учетом неопределенности измерений при поверке (в соответствии с рекомендациями раздела 2.3), то есть установить контрольный допуск меньшим, чем предел погрешности СИ, на ширину защитной полосы, связанной с неопределенностью измерений при поверке.

В свою очередь ширина защитной полосы $W=r \cdot U$, то есть пропорциональна расширенной неопределенности измерений при поверке. При этом критерий годности может выглядеть следующим образом:

$$\Delta_{СИизм} \leq \Delta_{СИпр} - rU,$$

где $\Delta_{СИизм}$ – разность между действительным значением градуировочной (метрологической) характеристики (МХ) СИ, полученным при предыдущей поверке (градуировке) и новым действительным значением этой же МХ, полученное при текущей поверке (градуировке);

U – расширенная неопределенность измерений при поверке;

r – множитель, выбираемый из диапазона от 0 до 1 по условиям обеспечения требуемых показателей результатов поверки.

С целью выявления возможности применения при поверке способом градуировки различных вариантов подтверждения соответствия сравним результаты поверки для всех трех вышеописанных способов подтверждения соответствия:

- подтверждение соответствия (определения пригодности СИ к применению) путем сравнения $\Delta_{СИизм}$ с $\Delta_{СИпр}$ – «простое» подтверждение соответствия в терминологии [54];

- подтверждение соответствия (определения пригодности СИ к применению) путем сравнения $\Delta_{СИизм}$ с $V_{СИпр}$, то есть по нормам стабильности МХ СИ;

- подтверждение соответствия (определения пригодности СИ к применению) путем сравнения $\Delta_{СИизм}$ с $(\Delta_{СИпр} - W)$, то есть подтверждение соответствия с «защитной полосой» шириной $W=r \cdot U$ [54].

Для каждого варианта подтверждения соответствия и запаса по точности эталона ($\Delta_{СИпр}/\Delta_{РЭпр}$), изменяющегося в диапазоне от 1,1 до 10 были рассчитаны зависимости $v_{СИ}/\Delta_{СИпр}$ от $\Delta_{СИпр}/\Delta_{РЭпр}$, аналогичные приведенным на рисунке 2.8, путем многократного моделирования при разных $v_{СИ}/\Delta_{СИпр}$ и $\Delta_{СИпр}/\Delta_{РЭпр}$ для двух предельных случаев проявления нестабильности МХ СИ – «случайная» нестабильность и «постоянная» нестабильность. Данные по максимальной нестабильности получены при выполнении условий: $R^*_{з}(T) \leq 5\%$ и $\Delta_{СИм}(T)/\Delta_{СИпр} \leq 1,35$. Это соответствует такой максимальной нестабильности СИ, при которой обеспечиваются такие же показатели результатов поверки, как и при поверке способом отбраковки при простом подтверждении соответствия и запаса по точности эталона равном трем ($\Delta_{СИпр}/\Delta_{РЭпр} = 3$) (см. таблицу 2.6).

Полученные данные сведены в таблицы 3.3, 3.4 и 3.5 соответственно.

Таблица 3.3 – Зависимость максимально допускаемой нестабильности МХ СИ от запаса по точности РЭ в случае поверки способом градуировки при «простом» подтверждении соответствия для $R^*_{брак} = 5\%$, $R^*_{з}(T) = 5\%$, $\Delta_{СИм}(T)/\Delta_{СИпр} = 1,35$ (модель нестабильности – «случайная») и $R^*_{брак} = 8\%$, $R^*_{з}(T) = 5\%$, $\Delta_{СИм}(T)/\Delta_{СИпр} = 1,35$ (модель нестабильности – «постоянная»)

$\Delta_{СИпр} / \Delta_{РЭпр}$	Максимально допускаемая нестабильность МХ СИ ($v_{СИ}/\Delta_{СИпр}$) («случайная» нестабильность)		Максимально допускаемая нестабильность МХ СИ ($v_{СИ}/\Delta_{СИпр}$) («постоянная» нестабильность)	
	$R^*_{брак} = 5\%$	Минимальное значение $v_{СИ}/\Delta_{СИпр}$ при условий $R^*_{з}(T) = 5\%$ и $\Delta_{СИм}(T)/\Delta_{СИпр} = 1,35$	$R^*_{брак} = 8\%$	Минимальное значение $v_{СИ}/\Delta_{СИпр}$ при условии $R^*_{з}(T) = 5\%$ и $\Delta_{СИм}(T)/\Delta_{СИпр} = 1,35$
1,1	1,1	0,26	>>2	0,25
1,2	1,2	0,36	>>2	0,35
1,5	1,4	0,56	>>2	0,55
2,0	1,5	0,75	>>2	0,76

2,5	1,51	0,87	>>2	0,87
3,0	1,52	0,95	>>2	0,94
3,5	1,53	0,98	>>2	0,98
4,5	1,6	1,00	>>2	1,01
6,0	>2	1,03	>>2	1,03
8,0	>2	1,6	>>2	1,04
10,0	>2	1,8	>>2	1,05

Таблица 3.4 – Зависимость максимально допускаемой нестабильности МХ СИ от запаса по точности РЭ в случае поверки способом градуировки путем определения пригодности СИ к применению по нормам их стабильности для $P^*_{\text{брак}} = 5\%$, $R^*_z(T) = 5\%$, $\Delta_{\text{СИМ}}(T)/\Delta_{\text{СИпр}} = 1,35$ (модель нестабильности – «случайная») и $P^*_{\text{брак}} = 8\%$, $R^*_z(T) = 5\%$, $\Delta_{\text{СИМ}}(T)/\Delta_{\text{СИпр}} = 1,35$ (модель нестабильности – «постоянная»)

$\Delta_{\text{СИпр}} / \Delta_{\text{РЭпр}}$	Максимально допускаемая нестабильность МХ СИ ($v_{\text{СИ}}/\Delta_{\text{СИпр}}$) («случайная» нестабильность)		Максимально допускаемая нестабильность МХ СИ ($v_{\text{СИ}}/\Delta_{\text{СИпр}}$) («постоянная» нестабильность)	
	$P^*_{\text{брак}} = 5\%$	Минимальное значение $v_{\text{СИ}}/\Delta_{\text{СИпр}}$ при условий $R^*_z(T) = 5\%$ и $\Delta_{\text{СИМ}}(T)/\Delta_{\text{СИпр}} = 1,35$	$P^*_{\text{брак}} = 8\%$	Минимальное значение $v_{\text{СИ}}/\Delta_{\text{СИпр}}$ при условии $R^*_z(T) = 5\%$ и $\Delta_{\text{СИМ}}(T)/\Delta_{\text{СИпр}} = 1,35$
1,1	0,2	0,28	0,27	0,23
1,2	0,44	0,36	>>2	0,36
1,5	0,7	0,55	>>2	0,57
2,0	0,88	0,75	>>2	0,77
2,5	0,95	0,88	>>2	0,89
3,0	0,99	0,95	>>2	>>2
3,5	1,02	0,97	>>2	>>2
4,5	1,07	1	>>2	>>2
6,0	1,12	1,02	>>2	>>2
8,0	1,17	1,04	>>2	>>2
10,0	1,2	1,06	>>2	>>2

Таблица 3.5 – Зависимость максимально допускаемой нестабильности МХ СИ от запаса по точности РЭ в случае поверки способом градуировки при подтверждение соответствия с «защитной полосой» шириной $W=r \cdot U$ (множитель $r=0,7$) для $P^*_{\text{брак}} = 5 \%$, $R^*_z(T) = 5 \%$, $\Delta_{\text{СИМ}}(T)/\Delta_{\text{СИпр}} = 1,35$ (модель нестабильности – «случайная») и $P^*_{\text{брак}} = 8 \%$, $R^*_z(T) = 5 \%$, $\Delta_{\text{СИМ}}(T)/\Delta_{\text{СИпр}} = 1,35$ (модель нестабильности – «постоянная»)

$\Delta_{\text{СИпр}} / \Delta_{\text{РЭпр}}$	Максимально допускаемая нестабильность МХ СИ ($v_{\text{СИ}}/\Delta_{\text{СИпр}}$) («случайная» нестабильность)		Максимально допускаемая нестабильность МХ СИ ($v_{\text{СИ}}/\Delta_{\text{СИпр}}$) («постоянная» нестабильность)	
	$P^*_{\text{брак}} = 5\%$	Минимальное значение $v_{\text{СИ}}/\Delta_{\text{СИпр}}$ при условий $R^*_z(T) = 5\%$ и $\Delta_{\text{СИМ}}(T)/\Delta_{\text{СИпр}} = 1,35$	$P^*_{\text{брак}} = 8\%$	Минимальное значение $v_{\text{СИ}}/\Delta_{\text{СИпр}}$ при условии $R^*_z(T) = 5\%$ и $\Delta_{\text{СИМ}}(T)/\Delta_{\text{СИпр}} = 1,35$
1,1	0,16	0,26	0,22	0,3
1,2	0,25	0,35	0,35	1
1,5	0,44	0,57	>>2	>>2
2,0	0,61	0,78	>>2	>>2
2,5	0,71	0,91	>>2	>>2
3,0	0,77	0,95	>>2	>>2
3,5	0,81	0,98	>>2	>>2
4,5	0,87	1,01	>>2	>>2
6,0	0,92	1,03	>>2	>>2
8,0	0,95	1,05	>>2	>>2
10,0	0,97	1,06	>>2	>>2

На рисунке 3.6 представлены соответствующие графики зависимостей минимальных значений $v_{\text{СИ}}/\Delta_{\text{СИпр}}$ при соблюдении условий $R^*_z(T) = 5 \%$ и $\Delta_{\text{СИМ}}(T)/\Delta_{\text{СИпр}} = 1,35$.

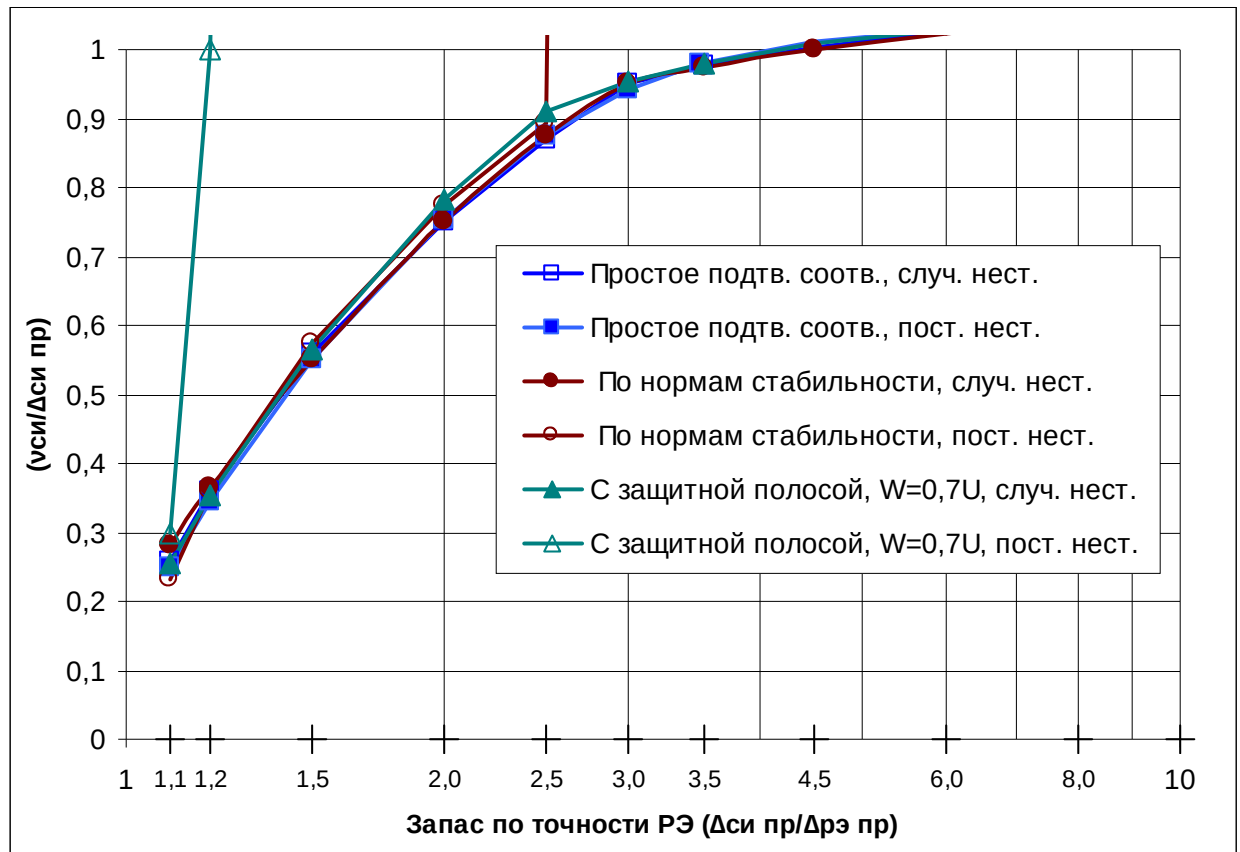


Рисунок 3.6 – Зависимость максимально допускаемой нестабильности МХ СИ от запаса по точности РЭ при поверке способом градуировки и различных вариантов подтверждения соответствия

Видно, что максимально допускаемая нестабильность МХ СИ при условии $R^*_z(T) = 5\%$ и $\Delta_{\text{СИМ}}(T)/\Delta_{\text{СИпр}} = 1,35$ (то есть из условия приемлемой достоверности результатов поверки) для всех рассмотренных случаев практически одинакова, за исключением случая, когда модель нестабильности - «постоянная». Тем не менее, в дальнейшем будем рассматривать худший случай – то есть когда модель нестабильности «случайная».

Для выбора оптимального варианта подтверждения соответствия рассмотрим зависимость вероятности забракования ($P_{\text{брак}}$) при поверке способом градуировки от нестабильности МХ СИ для всех трех вариантов подтверждения соответствия. Результаты расчетов (см. таблицы 3.3, 3.4 и 3.5) представлены в графическом виде на рисунке 3.7.

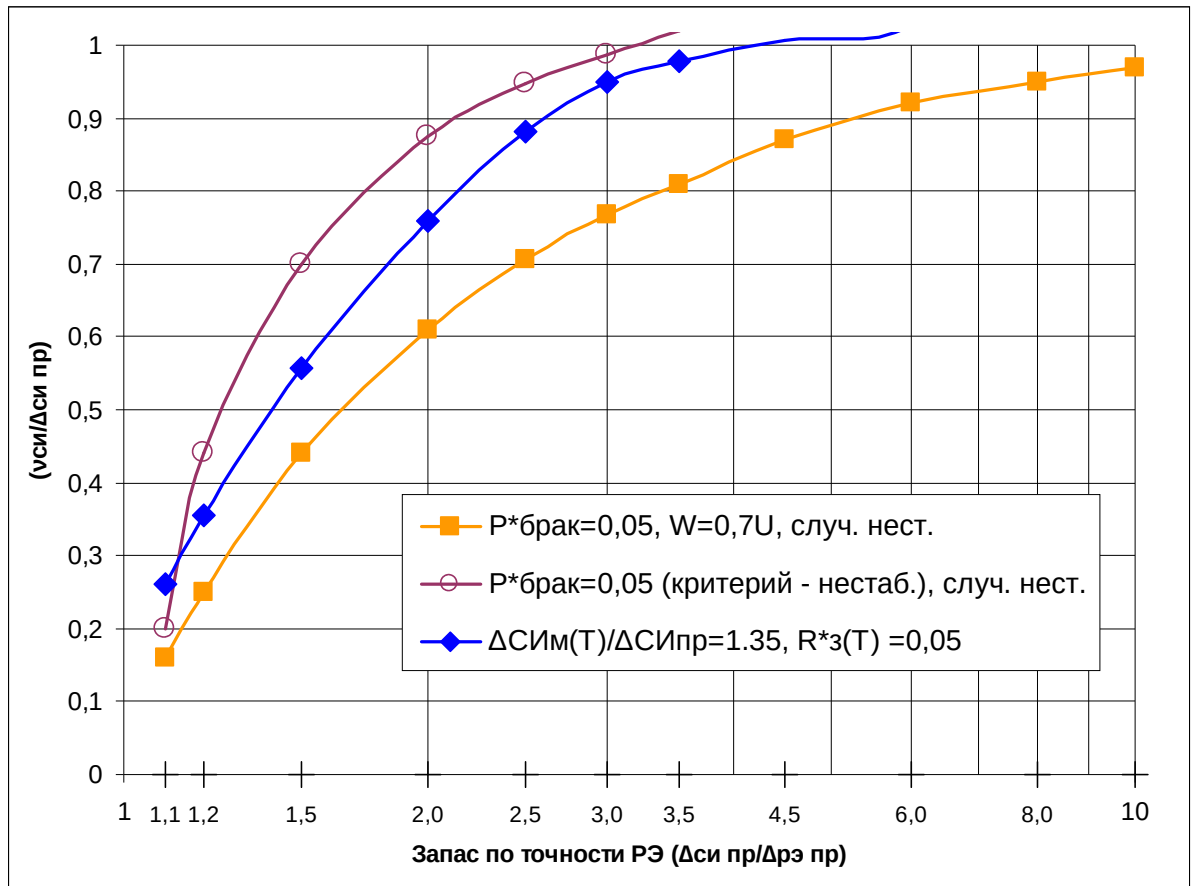


Рисунок 3.7 – Зависимость максимально допускаемой нестабильности МХ СИ (при условии $P^*_{\text{брак}} = 5\%$) от запаса по точности РЭ при проверке способом градуировки и двух вариантов подтверждения соответствия - по нормам стабильности и с защитной полосой

Видно, что графики зависимостей $V_{\text{си}}/\Delta_{\text{си пр}}$ от $\Delta_{\text{си пр}}/\Delta_{\text{рэ пр}}$ при условии, что $P^*_{\text{брак}} = 5\%$ для этих вариантов подтверждения соответствия при проверке способом градуировки существенно отличаются. Так как график зависимости $V_{\text{си}}/\Delta_{\text{си пр}}$ от $\Delta_{\text{си пр}}/\Delta_{\text{рэ пр}}$ для $P^*_{\text{брак}} = 5\%$ в случае подтверждения соответствия путем отбраковки с защитной полосой (множитель $r=0,7$) лежит несколько ниже соответствующего графика для зависимости $V_{\text{си}}/\Delta_{\text{си пр}}$ от $\Delta_{\text{си пр}}/\Delta_{\text{рэ пр}}$ при выполнении условий: $R^*_z(T) \leq 5\%$ и $\Delta_{\text{СИм}}/\Delta_{\text{СИпр}} \leq 1,35$, в большинстве случаев (если известно, что нестабильность МХ СИ не превышает $0,5 \cdot \Delta_{\text{СИпр}}$) можно воспользоваться этим способом подтверждения соответствия как более простым, хотя и более жестким.

Для сравнения различных способов поверки на рисунке 3.8 представлены графики зависимостей $V_{\text{си}}/\Delta_{\text{си пр}}$ от $\Delta_{\text{си пр}}/\Delta_{\text{рэ пр}}$ для случая поверки СИ способом градуировки при определении пригодности СИ к применению путем отбраковки с защитной полосой (множитель $r=0,7$) и для

случая поверки способом отбраковки как для простого подтверждения соответствия, так и для подтверждения соответствия с защитной полосой (при выполнении условий: $R^*_3 \leq 5\%$ и $\Delta_{СИМ}/\Delta_{СИпр} \leq 1,35$).

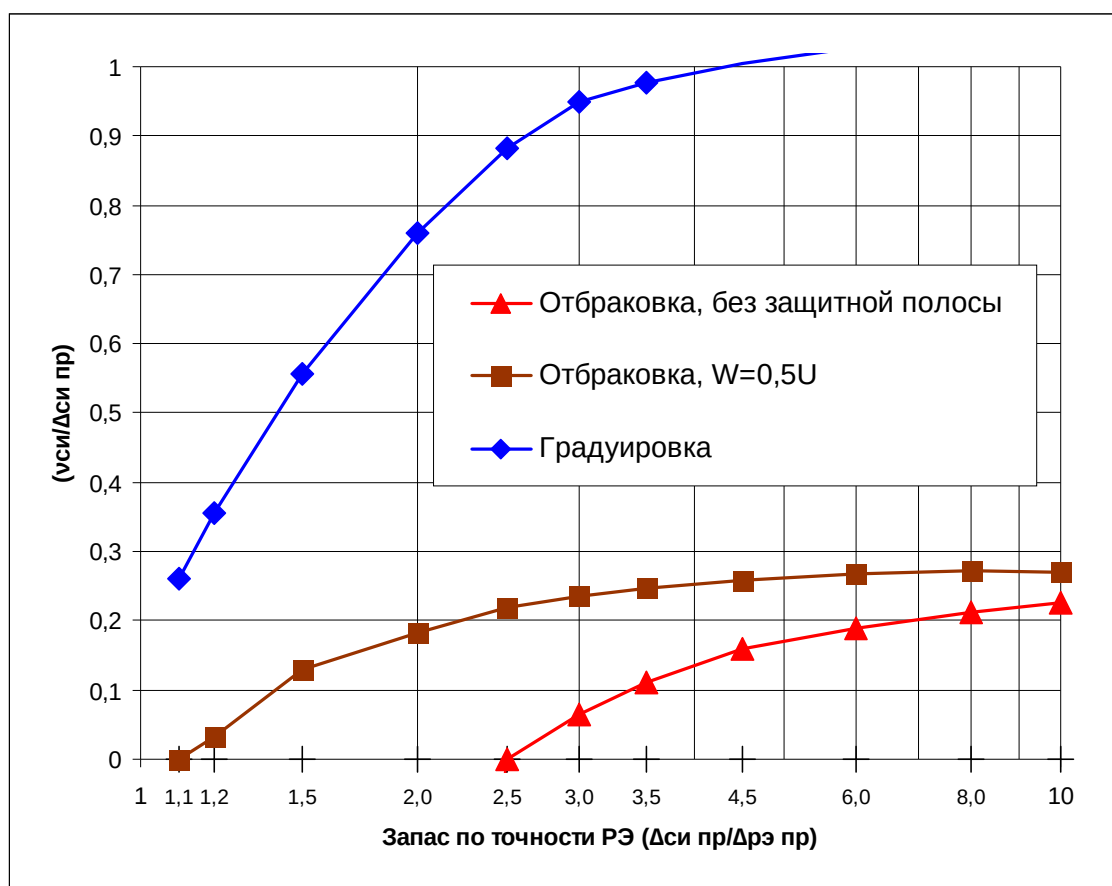


Рисунок 3.8 – Зависимость максимально допускаемой нестабильности МХ СИ от запаса по точности РЭ, способов поверки и варианта подтверждения соответствия

Видно, что по сравнению с поверкой способом отбраковки, поверка способом градуировки позволяет существенно расширить область допустимых значений как по нестабильности МХ СИ, так и по запасу точности применяемых при поверке эталонов без ухудшения результатов поверки.

3.4 Выводы

На основании анализа процесса поверки способом градуировки с использованием статистической имитационной модели поверки показано, что подтверждение соответствия при поверке СИ является обязательным. Такой вариант поверки способом градуировки, как «установление действительных значений или градуировка всех СИ, поступивших на

поверку» без подтверждения соответствия [15], применим только для СИ с пренебрежимо малой нестабильностью МХ СИ (не превышающей $0,1 \cdot \Delta_{\text{СИпр}}$).

Показано, что если учитывать неопределенность измерений при поверке, то ширина защитной полосы w может быть выбрана равной $0,7 \cdot U$ ($r = 0,7$). При этом даже для отношения пределов погрешностей поверяемых СИ и применяемых при этом эталонов 1,1 обеспечиваются такие же показатели результатов поверки, как и при поверке способом отбраковки при простом подтверждении соответствия (без учета неопределенности) при запасе по точности эталона (отношения пределов допускаемых погрешностей поверяемых СИ и пределов допускаемых погрешностей РЭ) равном 3.

Максимальную нестабильности МХ СИ следует определять при испытаниях СИ в целях утверждения типа и учитывать при выборе эталонов и методов подтверждения соответствия при поверке способом градуировки

При этом использование в качестве контрольного допуска при поверке способом градуировки предела нестабильности (а не предела погрешности) МХ СИ в случае, если нестабильность МХ СИ носит преимущественно систематический характер, позволяет до 3 раз снизить вероятность признать годным фактически неисправное СИ (риск заказчика - R_3).

Глава 4 Применение модели поверки к оценке МХ СИ

Результаты, полученные в двух предыдущих главах, позволяют решить обратную задачу – по известной верхней границы доверительного интервала для нестабильности МХ СИ ($V_{СИпр}$) и известному пределу погрешности эталона найти минимально допустимый предел погрешности СИ для различных способов поверки и вариантов подтверждения соответствия МХ СИ установленным требованиям. Некоторые методы экспериментального определения верхней границы доверительного интервала для нестабильности МХ СИ ($V_{СИпр}$) отражены в действующих нормативных документах [15] и публикациях [77, 40, 78].

Для решения этой задачи целесообразно воспользоваться уже полученными ранее в главах 2 и 3 зависимостями $V_{СИмакс}/\Delta_{СИпр}$ от $\Delta_{СИпр}/\Delta_{рЭпр}$ (таблицы 2.9, 2.11, 2.12, 2.14 и 3.3). Эти зависимости получены методом численного моделирования на основе использования статистической имитационной модели процесса поверки, то есть представляют из себя таблицы значений $\Delta_{СИпр}/\Delta_{рЭпр}$ и соответствующих значений $V_{СИмакс}/\Delta_{СИпр}$. Так как для поверки способом отбраковки результаты поверки зависят от соотношения «случайной» и систематической составляющих в нестабильности МХ СИ конкретного типа, а моделирование было выполнено для предельных случаев модели нестабильности («постоянная» нестабильность и «случайная» нестабильность), то для оценки МХ СИ предложено использовать среднее значение максимально допускаемой нестабильности в каждой точке.

4.1 Аппроксимация аналитическими функциями зависимостей, полученных методами численного моделирования

Для решения поставленной задачи определения $\Delta_{СИпр}$ по известным $V_{СИмакс}$ и $\Delta_{рЭпр}$ необходимо решить задачу аппроксимации – то есть найти такую приближенную функцию, которая проходила бы близко к ее

табличным значениям и позволяла решить поставленную задачу определения $\Delta_{\text{СИпр}}$ по известным $V_{\text{СИмакс}}$ и $\Delta_{\text{РЭпр}}$ во всем диапазоне их значений.

Как указано в [79], на первом этапе следует выбрать вид аппроксимирующей функции. Попытки использовать аппроксимирующие функции, стандартно используемые в Excel для выполнения линейной регрессии [80], не дали положительных результатов. Наиболее подходящей оказалась дробно-рациональная функция [81] вида:

$$y = \frac{a}{x^2} + b \quad (4.1)$$

Затем следует определить параметры, для которых приближение оказывается наилучшим. Для этого воспользуемся методом наименьших квадратов. Соответствующие усредненные результаты статистического имитационного моделирования в случае проверки способом отбраковки с простым подтверждением соответствия (без использования защитной полосы) и результаты расчетов коэффициентов a и b дробно-рациональной функции, выполненных с использованием надстройки «Поиск решения» электронной таблицы Excel, представлены в таблице 4.1

Таблица 4.1 – Результаты аппроксимации зависимости $V_{\text{СИмакс}}/\Delta_{\text{СИпр}}$ от $\Delta_{\text{СИпр}}/\Delta_{\text{РЭпр}}$ для проверки способом отбраковки с простым подтверждением соответствия

$\Delta_{\text{СИпр}}/\Delta_{\text{РЭпр}}$	$V_{\text{СИмакс}}/\Delta_{\text{СИпр}}$ «случайная» нестабильность	$V_{\text{СИмакс}}/\Delta_{\text{СИпр}}$ «постоянная» нестабильность	Среднее значение	Функция аппроксимации	Квадрат разности
1,1	0	0	0	0,00000	0,00000
1,2	0	0	0	0,00000	0,00000
1,5	0	0	0	0,00000	0,00000
2,0	0	0	0	0,00000	0,00000
2,5	0	0	0	0,00000	0,00000
3,0	0,1	0,03	0,06	0,06222	0,00000
3,5	0,14	0,08	0,11	0,10939	0,00000
4,5	0,2	0,13	0,16	0,16099	0,00000
6,0	0,24	0,15	0,19	0,19556	0,00003
8,0	0,27	0,16	0,21	0,21500	0,00001
10,0	0,29	0,16	0,23	0,22400	0,00000
			$a =$	-1,6	4,09E-05

			b =	0,24	
--	--	--	-----	------	--

Тогда функцию аппроксимации можно записать в следующем виде:

$$\frac{v_{СИ\max}}{\Delta_{СИ\text{пр}}} = 0,24 - 1,6 \frac{\Delta_{РЭ\text{пр}}^2}{\Delta_{СИ\text{пр}}^2} \quad (4.2)$$

Исходные данные для поверки способом отбраковки с подтверждением соответствия с защитной полосой и результаты расчетов коэффициентов а и b дробно-рациональной функции, выполненных с использованием надстройки «Поиск решения» электронной таблицы Excel, представлены в таблице 4.2.

Таблица 4.2 – Результаты аппроксимации зависимости $v_{СИ\max}/\Delta_{СИ\text{пр}}$ от $\Delta_{СИ\text{пр}}/\Delta_{РЭ\text{пр}}$ для поверки способом отбраковки с подтверждением соответствия с защитной полосой ($r=0,5$)

$\Delta_{СИ\text{пр}}/\Delta_{РЭ\text{пр}}$	$v_{СИ\max}/\Delta_{СИ\text{пр}}$ «случайная» нестабильность	$v_{СИ\max}/\Delta_{СИ\text{пр}}$ «постоянная» нестабильность	Среднее значение	Функция аппроксимации	Квадрат разности
1,1	0	0,05	0	0,00000	0,00000
1,2	0	0,07	0	0,00000	0,00000
1,5	0,15	0,11	0,13	0,11889	0,00007
2,0	0,21	0,16	0,18	0,18500	0,00000
2,5	0,24	0,2	0,212	0,21560	0,00000
3,0	0,26	0,21	0,24	0,23222	0,00002
3,5	0,27	0,22	0,25	0,24224	0,00003
4,5	0,29	0,23	0,26	0,25321	0,00003
6,0	0,3	0,23	0,24	0,26056	0,00006
8,0	0,31	0,23	0,27	0,26469	0,00005
10,0	0,31	0,23	0,27	0,26660	0,00001
			a =	-0,34	0,000269
			b =	0,27	

Тогда функцию аппроксимации можно записать в следующем виде:

$$\frac{v_{СИ\max}}{\Delta_{СИ\text{пр}}} = 0,27 - 0,34 \frac{\Delta_{РЭ\text{пр}}^2}{\Delta_{СИ\text{пр}}^2} \quad (4.3)$$

Исходные данные для поверки способом градуировки и результаты расчетов коэффициентов а и b дробно-рациональной функции, выполненных с использованием надстройки «Поиск решения» электронной таблицы Excel, представлены в таблице 4.3.

Таблица 4.3 – Результаты аппроксимации зависимости $v_{СИ\max}/\Delta_{СИ\text{пр}}$ от $\Delta_{СИ\text{пр}}/\Delta_{РЭ\text{пр}}$ для поверки способом градуировки для любого варианта подтверждения соответствия

$\Delta_{СИ\text{пр}}/\Delta_{РЭ\text{пр}}$	$v_{СИ\max}/\Delta_{СИ\text{пр}}$	Функция аппроксима ции	Разность	Квадрат разности
1,1	0,26	0,21355	0,04820	0,00232
1,2	0,36	0,34556	0,00994	0,00010
1,5	0,56	0,59556	-0,03931	0,00154
2,0	0,76	0,79000	-0,03025	0,00092
2,5	0,89	0,88000	0,00250	0,00001
3,0	0,95	0,92889	0,02011	0,00040
3,5	0,98	0,95837	0,01913	0,00037
4,5	1,01	0,99062	0,01513	0,00023
6,0	1,03	1,01222	0,01503	0,00023
8,0				
10,0				
	a =	-1	Сумма =	0,006113
	b =	1,04		

Тогда функцию аппроксимации можно записать в следующем виде:

$$\frac{v_{СИ\max}}{\Delta_{СИ\text{пр}}} = 1,04 - \frac{\Delta_{РЭ\text{пр}}^2}{\Delta_{СИ\text{пр}}^2} \quad (4.4)$$

На рисунке 4.1 представлены результаты аппроксимации для всех исследованных способов поверки и видов подтверждения соответствия в графическом виде.

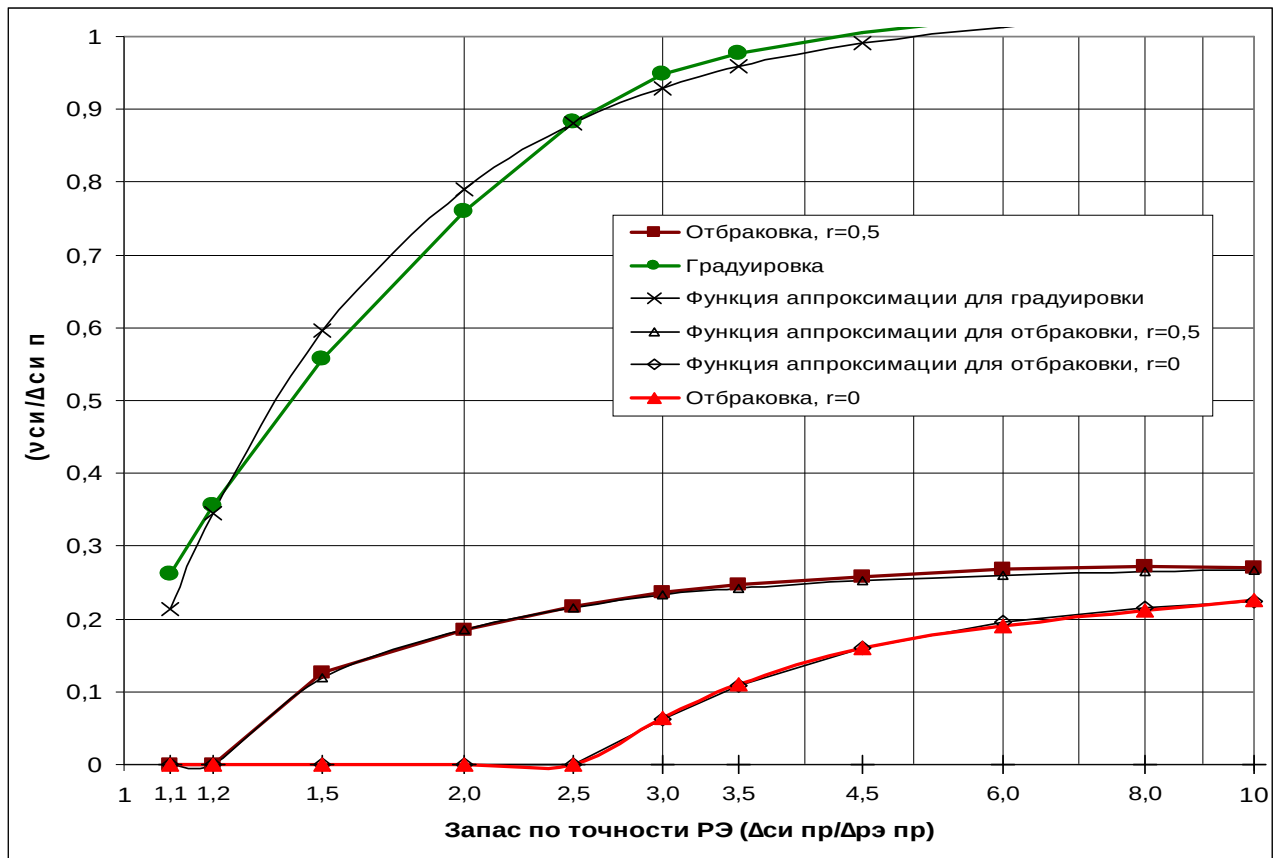


Рисунок 4.1 – Результаты аппроксимации зависимостей максимально допускаемой нестабильности МХ СИ от запаса по точности РЭ, способов поверки и способа подтверждения соответствия

4.2 Решение относительно предела погрешности СИ

После преобразования уравнения (4.2) к квадратному уравнению общего вида относительно $\Delta_{СИпр}$ получим:

$$0,24\Delta_{СИпр}^2 - v_{СИмакс}\Delta_{СИпр} - 1,6\Delta_{РЭпр}^2 = 0 \quad (4.5)$$

Учитывая, что имеют смысл только положительные корни квадратного уравнения, получим решение в виде:

$$\Delta_{СИпр} = 2,1(v_{СИмакс} + \sqrt{v_{СИмакс}^2 + 1,5\Delta_{РЭпр}^2}) \quad (4.6)$$

Выражение (4.6) позволяет найти предел погрешности СИ ($\Delta_{СИпр}$) по известным значениям максимальной нестабильности МХ средств измерений конкретного типа ($v_{СИмакс}$) и предела погрешности рабочего эталона ($\Delta_{РЭпр}$), используемого для поверки способом отбраковки без защитной полосы, то есть без учета неопределенности измерений при поверке.

Для случая поверки способом отбраковки с защитной полосой шириной $W=0,5U$, то есть для $r=0,5$, решение соответствующего уравнения (4.3) будет иметь вид:

$$\Delta_{СИпр} = 1,85(v_{СИмакс} + \sqrt{v_{СИмакс}^2 + 0,37\Delta_{РЭпр}^2}) \quad (4.7)$$

Для случая поверки способом градуировки независимо от выбранного варианта подтверждения соответствия решение соответствующего уравнения (4.4) будет иметь вид:

$$\Delta_{СИпр} = 0,48(v_{СИмакс} + \sqrt{v_{СИмакс}^2 + 4,2\Delta_{РЭпр}^2}) \quad (4.8)$$

Результаты решения этих задач в компактной форме представлены в таблице 4.4.

Таблица 4.4 – Выражения для вычисления предела погрешности СИ для разных вариантах поверки

Способ поверки	Вид подтверждения соответствия	Ширина защитной полосы W	Функция аппроксимации	Предел погрешности СИ $\Delta_{СИпр}$
Отбраковка	простое	0	$\frac{v_{СИмакс}}{\Delta_{СИпр}} = 0,24 - 1,6 \frac{\Delta_{РЭпр}^2}{\Delta_{СИпр}^2}$	$2,1(v_{СИмакс} + \sqrt{v_{СИмакс}^2 + 1,5\Delta_{РЭпр}^2})$
Отбраковка	с защитной полосой	0,5U	$\frac{v_{СИмакс}}{\Delta_{СИпр}} = 0,37 - 0,34 \frac{\Delta_{РЭ}^2}{\Delta_{СИ}^2}$	$1,85(v_{СИмакс} + \sqrt{v_{СИмакс}^2 + 0,37\Delta_{РЭпр}^2})$
Градуировка	по нормам стабильности МХ СИ		$\frac{v_{СИмакс}}{\Delta_{СИпр}} = 1,04 - \frac{\Delta_{РЭпр}^2}{\Delta_{СИпр}^2}$	$0,48(v_{СИмакс} + \sqrt{v_{СИмакс}^2 + 4,2\Delta_{РЭпр}^2})$

4.3 Сопоставительный анализ предельных МХ СИ для различных вариантов поверки

Для более наглядного представления полученных результатов выполним расчеты $\Delta_{СИпр}$ для разных способов поверки и вариантов подтверждения соответствия, но при одних и тех же исходных данных.

Предположим, что испытания в целях утверждения типа проходит милливольтметр. Пусть было определено, что верхняя граница доверительного интервала для нестабильности МХ СИ (для интервала между поверками Т), составила 0,1 мВ, то есть $V_{СИпр} = 0,1$ мВ. При этом предел погрешности рабочего эталона, который предполагается использовать для поверки СИ этого типа, равен 0,2 мВ, то есть $\Delta_{РЭпр} = 0,2$ мВ.

Полагая, что $V_{СИмакс} = V_{СИпр}$, по формулам (4.6, 4.7 и 4.8) можем найти минимально допустимый (но обеспечивающий приведенные выше в таблице 2.6 параметры достоверности поверки) предел погрешности СИ ($\Delta_{СИпр}$) для каждого варианта поверки, рассмотренного выше. Полученные результаты представлены в таблице 4.5.

Таблица 4.5 – Пример оценки $\Delta_{СИпр}$ по формулам (4.6, 4.7 и 4.8)

Исходные данные			Расчетные значения		
Вариант поверки	$V_{СИпр}$, мВ	$\Delta_{РЭпр}$, мВ	$\Delta_{СИпр}$, мВ	$V_{СИпр}/\Delta_{СИпр}$	$\Delta_{СИпр}/\Delta_{РЭпр}$
Отбраковка	0,1	0,2	0,77	0,13	3,8
Отбраковка $r=0,5$	0,1	0,2	0,48	0,21	2,4
Градуировка $r=0,6$	0,1	0,2	0,25	0,4	1,3

В графическом виде результаты расчетов представлены на рисунке 4.2 и 4.3.

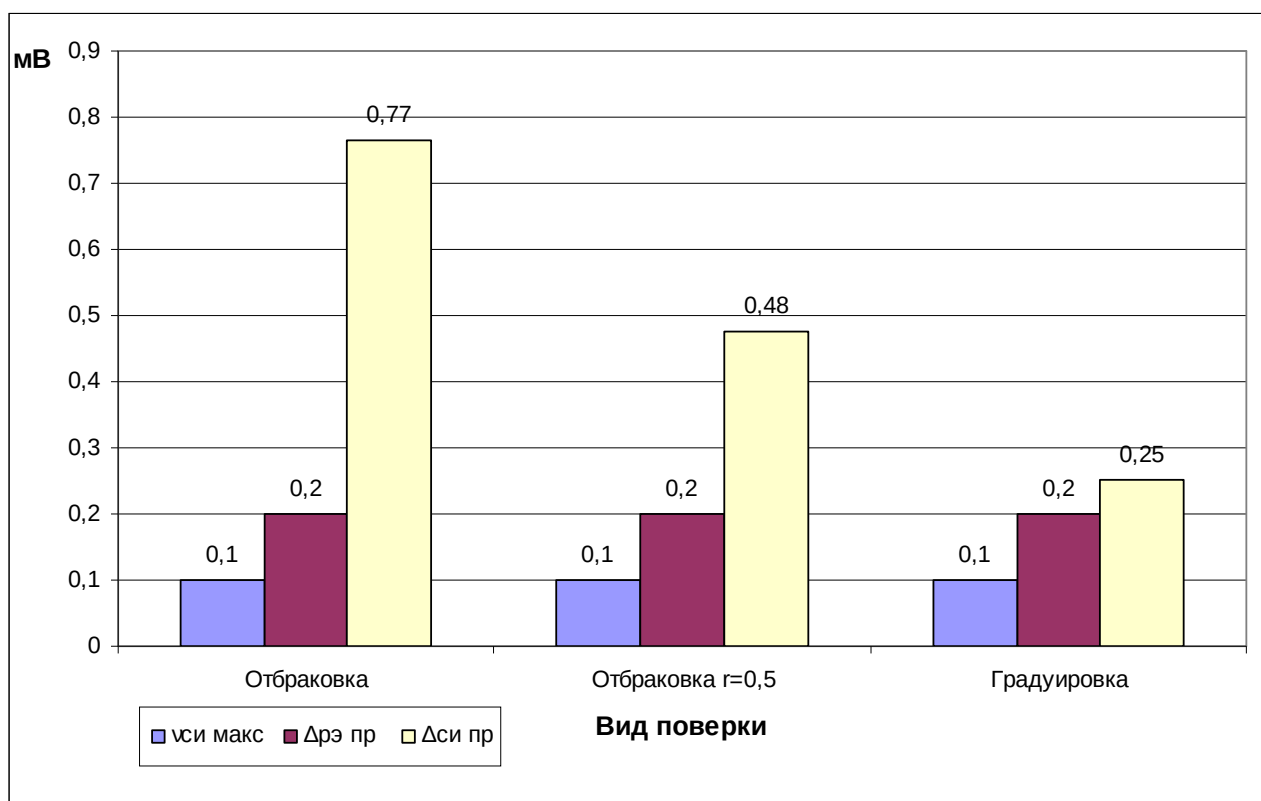


Рисунок 4.2 – Результаты оценки предела погрешности одного и того же СИ, поверяемого на одном и том же эталоне, для разных вариантов (видов) поверки

Из табл. 4.5 и рис. 4.2 видно, что используя различные способы поверки и учитывая неопределенность измерений при поверке можно существенно (в 2 и более раза) уменьшить предел допускаемой погрешности СИ конкретного типа, или, при необходимости, увеличить интервал между поверками или использовать менее точный эталон.

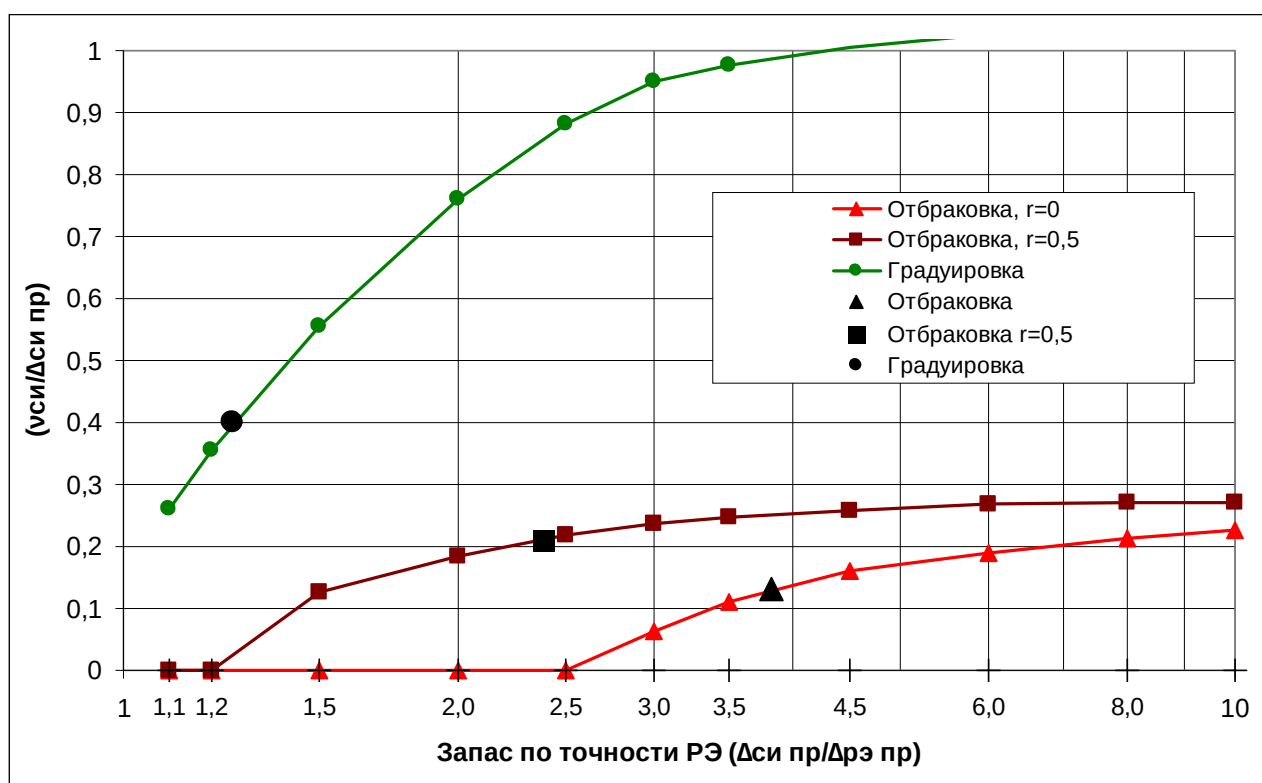


Рисунок 4.3 – Положение результатов оценки предела погрешности одного и того же СИ, поверяемого на одном и том же эталоне, для разных вариантов поверки на зависимостях максимально допускаемой нестабильности МХ СИ от запаса по точности РЭ

Из графиков на рисунке 4.3 видно, что оцененный таким образом предел погрешности СИ является минимально – допустимой оценкой $\Delta_{СИ\text{пр}}$, так как при этом отношение $v_{СИ\text{макс}}/\Delta_{СИ\text{пр}}$ лежит на границе области допустимых значений.

4.4 Выводы

Зависимости $v_{СИ}/\Delta_{СИ\text{пр}}$ от $\Delta_{СИ\text{пр}}/\Delta_{РЭ\text{пр}}$ полученные в главах 2 и 3 для разных способов поверки и различных вариантов подтверждения соответствия позволили вывести простые расчетные соотношения для оценки предела погрешности $\Delta_{СИ\text{пр}}$ на основании данных о нестабильности МХ СИ и предела погрешности используемого для поверки рабочего эталона $\Delta_{РЭ\text{пр}}$.

Разработанный метод оценки метрологических характеристик СИ, подлежащих нормированию, позволяет установить допустимые пределы погрешности СИ для основных способов поверки на основании исследования

нестабильности МХ СИ и данных о нормированных МХ используемого рабочего эталона.

Полученные соотношения, в отличие от приведенных в [73], применимы не только для поверки способом градуировки, но и для поверки способом отбраковки и не требуют знания доверительной вероятности измерений при поверке, а основаны на данных о пределе погрешности рабочего эталона. Кроме того, полученные соотношения учитывают влияние нестабильности МХ СИ на состояние метрологической исправности СИ в течении интервала между поверками. Полученные результаты отражены в Методике института, разработанной автором [82].

Заключение

В диссертационной работе содержится решение актуальной научной задачи по анализу способов поверки СИ с точки зрения влияния погрешности эталона на результаты поверки и оптимизации возможных методов повышения достоверности поверки для различных способов поверки.

В диссертации получены следующие основные результаты:

1. Проведена оценка современного состояния методов анализа процесса поверки СИ, методов анализа и способов повышения достоверности поверки. На основании проведенного анализа разработаны метод и алгоритмы статистического имитационного моделирования процедуры поверки, позволившие проанализировать существующие методики поверки и предложить меры по их оптимизации, обеспечивающие требуемые значения показателей достоверности поверки как в начале интервала между поверками, так и перед его окончанием.

2. Показано, что предложенный алгоритм моделирования позволяет исследовать влияние нестабильности СИ на показатели достоверности результатов поверки.

3. Проведен анализ процедуры подтверждения соответствия с учетом неопределенности измерений при поверке способом отбраковки, что позволило в 1,5 – 2 раза расширить область применимости этого способа в сторону меньших запасов по точности эталона и больших нестабильностей поверяемых СИ.

4. Разработанный метод оценки метрологических характеристик СИ, подлежащих нормированию, позволяет установить допустимые пределы погрешности СИ для основных способов поверки на основании исследования нестабильности МХ СИ и данных о нормированных МХ используемого рабочего эталона.

Достигнута основная цель диссертационного исследования – создан метод совершенствования процедур передачи единицы измерения от

вышестоящих по поверочным схемам эталонов нижестоящим эталонам и рабочим СИ по показателям достоверности.

Список сокращений и условных обозначений

ГЭТ – государственный первичный эталон;

МПИ – интервал между поверками;

МХ – метрологическая характеристика;

НД – нормативный документ;

РЭ – рабочий эталон;

СИ – средство измерений;

Δ – абсолютная погрешность;

$\Delta_{\text{СИ}}$ – абсолютная погрешность СИ;

$\Delta_{\text{РЭ}}$ – абсолютная погрешность РЭ;

$\Delta_{\text{ГЭТ}}$ – абсолютная погрешность ГЭТ;

$\Delta_{\text{СИизм}}$ – оценка абсолютной погрешности СИ, полученная в результате измерения с помощью эталона ($\Delta_{\text{СИизм}} = X_{\text{СИ}} - X_{\text{РЭ}} = \Delta_{\text{СИ}} - \Delta_{\text{РЭ}}$);

$\Delta_{\text{СИ пр}}$ – предел погрешности СИ;

$\Delta^*_{\text{СИ м}}$ – статистическая оценка предела погрешности СИ – в качестве статистической оценки может использоваться размах;

$v_{\text{ГЭТ}}$ – нестабильность МХ ГЭТ;

$v_{\text{СИ}}$ – нестабильность МХ СИ, то есть изменение МХ СИ за установленный интервал времени (межповерочный интервал);

$v_{\text{СИ макс}}$ – наибольшее допускаемое изменение МХ СИ за установленный интервал времени;

P^* – статистическая вероятность (частота, вычисленная на основе экспериментальных – статистических) данных;

$P^*_{\text{брак}}$ – статистическая вероятность бракования СИ по результатам поверки (частота бракования СИ, вычисленная на основе данных, полученных в результате статистического моделирования);

R_3 – риск заказчика;

U – расширенная неопределенность измерений (при поверке) с коэффициентом охвата $k = 2$.

Список литературы

1. Федеральный закон Российской Федерации от 26.06.2008 г №102 – ФЗ «Об обеспечении единства измерений» [Текст]. – М.: Ось89 , 2008. – 32 с.
2. Маликов, М.Ф. Основы метрологии [Текст]: монография. - М.: Комитет по делам мер и измерительных приборов при СМ СССР, 1949. - 479 с.
3. Бурдун, Г.Д. Основы метрологии [Текст] / Г.Д. Бурдун, Б.Н. Марков. - М.: Издательство стандартов, 1972. - 320 с.
4. Маликов, С.Ф. Введение в метрологию [Текст] / С.Ф. Маликов, Н.И. Тюрин. - М.: Издательство стандартов, 1965.- 240 с.
5. Устройство для поверки манометров [Текст]: Патент на изобретение RU 2 282 166, / Осокин Ю.М., Юнышев В.А., Сараханов К.А., Юров Л.В.; заявл. 27.12.2004; опубл. 20.08.2006, Бюл. № 23.
6. Способ определения метрологических характеристик измерителя скорости движения транспортного средства по видеокадрам [Текст]: Патент на изобретение RU 2 442 173 / Зарубин Ю.Л., Убоженко Н.В., Стукалов Д.А., Вовк М.А., Юров Л.В.; заявл. 03.12.2010, опубл. 10.02.2012, Бюл. № 4.
7. Дойников, А.С. Проблемы формирования опорных значений координат и поправок часов спутников ГЛОНАСС [Текст] / Дойников А.С. Безменов И.В. Пасынок С.Л., Юров Л.В. // Восьмая Всероссийская научно-техническая конференция «Метрологическое обеспечение обороны и безопасности в Российской Федерации. Материалы конференции, Часть 1 (Пос. Поведники Московской обл., 26-27 октября 2010 года). - С. 95.
8. Дойников, А.С. Метрологическая прослеживаемость координатно-временных измерений [Текст] / А. С. Дойников, Б. Н. Крупин, Л.В. Юров // Измерительная техника. – 2013. - № 9. - С. 8 -14.
9. Doynikov, A.S. [Metrological traceability of coordinate-time measurements](#) [Текст] / A.S .Doynikov, B.N. Krupin, L.V. Yurov // [Measurement Techniques](#). - 2013. - Т. 56. - № 9. - С. 957-964.
10. Государственная система обеспечения единства измерений. Эталоны для координатно-временных измерений. Основные положения. Способы выражения погрешностей [Текст]: ГОСТ Р 8.739-2011, М. Стандартиформ / А. С. Дойников, Б.Н. Крупин, Л.В. Юров. – 2012. - 20 с.
11. Селиванов, М.Н. Качество измерений [Текст]: Метрологическая справочная книга / М.Н. Селиванов, А.Э. Фридман, Ж.Ф. Кудряшова — Л.: Лениздат. - 1987. - 295 с., ил.
12. Чуновкина, А.Г. К вопросу внедрения неопределенности измерения в методиках калибровки (поверки) средств измерений [Текст] / А.Г. Чуновкина // Измерительная техника. - 2008. - № 3. - С. 70-72.

13. ГСИ. Совместное использование понятий «погрешность измерения» и «неопределенность измерения». Общие принципы [Текст]: РМГ 91 – 2009. – 2009.
14. Жагора, Н.А. Роль точности измерений в результатах оценки соответствия [Текст] / Н.А. Жагора // Стандартизация. Минск. - 2015. - № 6. – С. 48-53.
15. ГСИ. Методы определения межповерочных и межкалибровочных интервалов средств измерений (Взамен МИ 2187-92) [Текст]: РМГ 74-2004. – 2004.
16. Данилевич, С.Б. О легитимизации показателей достоверности результатов контроля и испытаний продукции [Текст] / С.Б. Данилевич // Компетентность. – 2012. - №6. - С. 49-51.
17. Вострокнутов, Н.Н. Выбор образцовых средств для периодической поверки с использованием вероятностных критериев [Текст] / Н.Н. Вострокнутов, М.А. Земельман, В.М. Кашлаков // Измерительная техника. – 1977. - № 7. – С. 19-22.
18. Марков, Б.Н. Численные методы определения характеристик достоверности методов поверки [Текст] / Б.Н. Марков, О.Н. Меликова // Электротехнические комплексы и системы управления. – 2012. - №3. – С. 34-39.
19. Чирков, А.П. О методах оценки качества поверки информационно – измерительных систем [Текст] / А.П. Чирков // Метрологическое обеспечение измерительных систем. – Пенза, 2004. – С. 12-16.
20. Вострокнутов, Н.Н. Использование методов программного моделирования для оценки качества методик поверки [Текст] / Н.Н. Вострокнутов // Измерительная техника. – 1982. - № 5. – С. 15-17.
21. Цибина, А.А. Оценка достоверности результатов поверки средств измерений [Текст] / А.А. Цибина, С.Б. Данилевич // Измерительная техника. – 1982. - № 5. – С. 14-15.
22. Голубев, Э.А. Об оценке качества поверки средств измерений [Текст] / Э.А. Голубев, Л.К. Исаев, А.П. Чирков // Измерительная техника. – 2006. - № 8. – С. 18-22.
23. ГСИ. Достоверность и требования к методикам поверки средств измерений [Текст]: МИ 187–86. – 1986.
24. ГСИ. Средства измерений. Установление значений параметров методик поверки [Текст]: МИ 188-86. – 1986.
25. Данилевич, С.Б. О выборе показателей достоверности результатов контроля [Текст] / С.Б. Данилевич, С.С. Колесников // Законодательная и прикладная метрология. – 2008. - № 2. - С. 48-52.
26. Данилевич, С.Б. Построение рациональных методик поверки СИ с помощью метода имитационного моделирования [Текст] / С.Б. Данилевич // Метрология. – 1980. - № 5. - С. 10-18.
27. Невская, Е.Е. Оценивание апостериорной достоверности поверки средств измерений характеристик ионизирующих измерений [Текст] / Е.Е. Невская // Измерительная техника. – 2017. - № 1. –С. 13-16.

28. Голобоков, М.В., Данилевич С.Б. Оценка достоверности результатов поверки средств измерений [Текст] / М.В. Голобоков, С.Б. Данилевич // Метрология. – 2018. - № 3. - С. 50 - 60.
29. Неопределенность измерения. Часть 3. Руководство по выражению неопределенности измерения. Дополнение 1. Трансформирование распределений с использованием метода Монте-Карло [Текст]: ГОСТ 34100.3.1-2017. – Введ. 2018-09-01.
30. Новицкий, П.В. Динамика погрешностей средств измерений [Текст] / П.В. Новицкий, И.А. Зограф, В.С. Лабунец. – Ленинград: Энергоатомиздат, 1990. – 192 с. с ил.
31. Фридман, А.Э. Основы метрологии. Современный курс [Текст] / А.Э. Фридман. — С.-Пб.: НПО «Профессионал», 2008. — 284с.: ил.
32. ГСИ. Метрология. Основные термины и определения [Текст]: РМГ 29-2013. – 2013.
33. Данилов, А.А. Методы установления и корректировки межповерочных и межкалибровочных интервалов средств измерений [Текст] / А.А. Данилов // Главный Метролог.- 2005. - № 6. – С. 29-36.
34. Угнатов, Н.Н. Разработка моделей метрологического обслуживания средств измерений [Текст] / Н.Н. Угнатов, В.Л. Бычков // Санкт-Петербург, Россия. – (<https://scienceforum.ru/2016/article/2016026154>).
35. Потрясаев, С.А. Комплексное моделирование сложных процессов на основании нотации BPMN [Текст] / С.А. Потрясаев // Известия вузов. Приборостроение. – 2016. - № 11 (59). – С. - 913-920.
36. Голобоков М.В. Имитационная модель процедуры поверки средств измерений [Текст] / М.В. Голобоков, С.Б. Данилевич // Компетентность. – 2016. - № 4(135). – С.42-49.
37. Прищенко, В.Н. Имитационная модель технической эксплуатации средств измерений [Текст] / В.Н. Прищенко, Ю.Н. Саенко, А.Н. Татаринов // ИММОД-2003. – (<https://simulation.su>).
38. Якимов, Н.М. Программное средство для комплексного математического моделирования сложных технических объектов [Текст] / Н.М. Якимов, С.Н. Чувашев // Информационные технологии. – 2014. - № 11. – С.23-30.
39. Тарбеев Ю.В. Научно-технические перспективы обеспечения метрологической надежности средств измерений [Текст] / Ю.В. Тарбеев, В.Н. Иванов, П.В. Новицкий // Измерительная техника. – 1982. - № 5. – С. 17-19.
40. Данилов А.А. Анализ моделей описания нестабильности средств измерений [Текст] / А.А. Данилов, Д.В. Спутнова // Приборы. – 2018. - №3 (213). – С. 6-12.
41. Пименов Е.Ю. Анализ эффективности статистических методов для обнаружения временной нестабильности средств измерений электрических величин на основе моделирования [Текст] / Е.Ю. Пименов // Модели, системы, сети в экономике, технике, природе и обществе. – 2013. - № 2 (6). – С. 170-175.

42. Агафонова, Об оценивании нестабильности средств измерений при использовании различных экземпляров однотипных эталонов [Текст] / О.В. Агафонова, М.В. Бержинская, А.А. Данилов // ФГБОУ ВПО «Пензенский государственный университет».
43. Дербаба, В.А. Статистическое моделирование точности зубообработки и измерений толщины зуба с учетом интервальной меры неопределенности измерительного средства [Текст] / В.А. Дербаба, В.И. Корсун, С.Т. Пацера // Системи обробки інформації (Системы обработки информации). – 2012. – выпуск 1 (99). – С. 65-69.
44. Минько, А. А. Функции в Excel. Справочник пользователя [Текст] / А. А. Минько. М.: Эксмо, 2007. – 512 с.
45. Лисьев, В.П. Теория вероятностей и математическая статистика [Текст] / В.П. Лисьев. – М., 2006. – 199 с.
46. Beckert S.F. Critical analysis of acceptance criteria used in measurement systems evaluation / S.F. Beckert, W.S. Paim // International Journal of Metrology and Quality Engineering. – 2017. - №8(23).
47. Юров Л.В. Оценка качества методик поверки и поверочных схем [Текст] / Л.В. Юров // Измерительная техника. - 2015, - № 1, - С.27-32.
48. Yurov, L.V. Quality assessment of Verification methodologies and Verification procedures [Текст] / L.V. Yurov // Measurement Techniques. – 2015, - Т. 58. - [№ 1](#). - С. 38-45.
49. Юров, Л.В. Оптимизация способа поверки методом отбраковки с помощью имитационной статистической модели [Текст] / Л.В. Юров // Вестник метролога. - 2015. - [№ 1](#). - С. 11-18.
50. Юров, Л.В. Метод учета неопределенности измерения при поверке средств измерений [Текст] / Л.В. Юров // Метрология в радиоэлектронике. Тезисы докладов IX Всероссийской научно-технической конференции, 17 — 19 июня 2014 г. Менделеево: ФГУП «ВНИИФТРИ», 2014. - С. 134 — 138.
51. Юров, Л.В. Метод учета неопределенности измерения при поверке средств измерений [Текст] / Л.В. Юров // Альманах современной метрологии. – 2014. - №1. - С. 290 — 301.
52. Цибина А.А. Выбор критериев качества поверки СИ [Текст] / А.А. Цибина, С.Б. Данилевич // Измерительная техника. – 1983. - № 6. - С.12-14.
53. Статистические методы. Руководство по оценке соответствия установленным требованиям) [Текст]: ГОСТ Р ИСО 10576-1-2006.
54. JCGM 106:2012 Evaluation of measurement data – The role of measurement uncertainty in conformity assessment (ОКРМ 106:2012 Оценивание данных измерения – роль неопределенности измерений в подтверждении соответствия / Пер. с англ. под науч. ред. д.т.н. В.А. Слаева, д.т.н. Чуновкиной. – СПб.: НПО «Профессионал», 2014. – 106 с. ил.).
54. Захаров И.П. Установление пригодности откалиброванного средства измерения на основе вероятности соответствия его метрологических

- характеристик требованиям технической документации [Текст] / И.П. Захаров, П.И. Неежмаков, О.А. Боцюра // Законодательная и прикладная метрология. – 2018. - № 4. – С.19-22.
55. Роль неопределенности измерений при принятии решений об оценке соответствия в законодательной метрологии [Текст]: OIML G 19:2017.
55. Данилов, А.А. Способ определения интервалов между калибровками средств измерений [Текст] / А.А. Данилов, Д.В. Спутнова, Ю.Г. Тюрина // Законодательная и прикладная метрология. – 2018. - №4. – С.15-18.
58. Дойников, А. С. Общие принципы оценки соответствия с учетом метрологической прослеживаемости и неопределенности измерений. Сборник выступлений участников Международной научно-технической конференции «Интеллектуальные системы измерений, контроля, управления и диспетчеризации в промышленности». Доклады, статьи, тезисы. Москва, КРОКУС ЭКСПО, 28 – 29 октября 2014 г., с. 70 – 80 Дойников А. С., Юров Л.В.
59. Дойников, А. С. Общие принципы оценки соответствия с учетом метрологической прослеживаемости и неопределенности измерений [Текст] / А. С. Дойников, Л.В. Юров // Прикладная физика и математика. - 2015 г. - № 1. - С. 22-28.
60. Неопределенность измерения. Часть 3. Руководство по выражению неопределенности измерения [Текст]: ГОСТ 34100.3-2017/ISO/IEC Guide 98-3:2008.
61. Бойматов, Н.Т. Неопределенность поверки аналоговых электроизмерительных приборов прямого действия [Текст] / Н.Т. Бойматов, Р.Р. Джаббаров, О.Ш. Хакимов // Системи обробки інформації (Системы обработки информации). – 2010. - № 4(85). – С. 111-113.
62. Дойников, А. С. Использование неопределенности измерений при поверке средств измерений [Текст] / А.С. Дойников, Л.В. Юров // Системи обробки інформації (Системы обработки информации). - 2012. - № 1(99). - С. 26-29.
63. Юров, Л.В. Определение оптимального коэффициента охвата расширенной неопределенности при поверке средств измерений [Текст] / Л.В. Юров // Системи обробки інформації (Системы обработки информации). – 2014. - № 3(119). Харьков. - С. 41-44.
64. Дойников, А. С. Методические вопросы обеспечения прослеживаемости эталонов и результатов измерений. Метрология в радиоэлектронике [Текст] / А. С. Дойников, Л.В. Юров // Тезисы докладов XI Всероссийской научно-технической конференции, 19 — 21 июня 2018 г., Менделеево: ФГУП «ВНИИФТРИ». – 2018. - С. 81 — 89.
65. Методические указания. Меры электрического сопротивления многозначные, применяемые в цепях постоянного тока. Методика поверки [Текст]: МИ 1695-87. – 1987.

66. Юров, Л.В. Оптимизация поверки средств измерений способом отбраковки [Текст] / Л.В. Юров // Измерительная техника. - 2019, - №2. - С. 3 -5.
67. Yurov, L.V. Optimization of Verification of Measuring Instruments by rejection Method / L.V. Yurov // Measurement Techniques. – 2019, - Т. 62. - [№ 2](#). - С. 91-95.
68. Жмерев, В.С. Пути совершенствования процедур поверки и калибровки средств измерения температуры в системе транспортировки газа / В.С. Жмерев, Д. Шевченко. – (www.naukaip.ru).
69. Wiseman, P. What is the difference between Calibration and Verification / Phil Wiseman/ - 2017. - (<https://www.alliancecalibration.com/blog/what-is-the-difference-between-calibration-and-verification/>)
70. Barbier, P. Calibration or verification of measuring instruments – what needs for industry / P. Barbier. - (<https://ders.es/Barbier.pdf>).
71. ГСИ. Нормируемые метрологические характеристики средств измерений [Текст]: ГОСТ 8.009 — 84.
72. Манометры и вакуумметры деформационные образцовые с условными шкалами. Методика поверки [Текст]: МИ 2145-91.
73. Рекомендация. ГСИ. Содержание и построение поверочных схем [Текст]: МИ 2148-91.
74. Статистические методы. Правила определения и методы расчета статистических характеристик по выборочным данным. Часть 1. Нормальное распределение [Текст]: ГОСТ Р 50779.21-96.
75. Бержинская, М.В. Теоретические основы экспериментального определения погрешности от временной нестабильности средств измерений [Текст] / М.В. Бержинская, А.А. Данилов // Измерительная техника. – 2009. - № 3. – С. 11-12.
76. Точность (правильность и прецизионность) методов и результатов измерений. Основные положения и определения [Текст]: ГОСТ Р ИСО 5725-1-2002.
77. Бержинская, М.В., Данилов А.А. Анализ статистических методов экспериментального определения нестабильности средств измерений [Текст] / М.В. Бержинская, А.А. Данилов // Законодательная и прикладная метрология. – 2008. - № 2. - С. 48-52.
78. Бержинская, М.В. Временная нестабильность средств измерений. Методы оценивания [Текст] / М.В. Бержинская // Lap Lambert Academic Publishing, 2011. – 152 с.
79. Виноградов, В. Н. Аналитическая аппроксимация данных в ядерной и нейтронной физике [Текст] / В. Н. Виноградов, Е. В. Гай, Н. С. Работнов. — М.: Энергоатомиздат, 1987. — 128 с.
80. Ларсен, Рональд. У., Инженерные расчеты в Excel [Текст] / Р.У. Ларсен,: Пер. с англ. – М. : Издательский дом «Вильямс», 2002. – 544 с. : ил.
81. Крейн, С.Г. Математический анализ элементарных функций [Текст] / С.Г. Крейн, В.Н. Ушакова. – М., 1963. - 168 с.

82. Рекомендация. Государственная система обеспечения единства измерений. Методика выбора способа и параметров поверки СИ с использованием данных о нестабильности МХ СИ [Текст]: МИ 3620-2019. - 2019. - 16 с.