

Глава 3

ДОСТОВЕРНОСТЬ РЕЗУЛЬТАТОВ КОНТРОЛЯ ПАРАМЕТРОВ

3.1. ХАРАКТЕРИСТИКИ ДОСТОВЕРНОСТИ РЕЗУЛЬТАТОВ КОНТРОЛЯ

Современные процессы бурения скважин характеризуются значительным повышением производительности используемых технических средств, применением более качественных материалов, жесткими нормами на допуски технологических параметров и возросшими требованиями к точности их измерений и поддержанию в заданных пределах.

Эффективность управления многопараметрическими объектами бурения скважин зависит от достоверности результатов контроля технологических параметров.

Под достоверностью понимают степень приближения результатов контроля технологических параметров к их истинному значению.

Согласно [33] возможны следующие события при измерении величины x контрольным прибором:

H_{xy} — значения x и результат измерения y находятся в границах поля допуска;

$H_{\bar{x}\bar{y}}$ — величины x и y находятся вне границ поля допуска;

$H_{x\bar{y}}$ — действительное значение величины x находится в границах поля допуска, а результат измерения y — вне границ поля допуска;

$H_{\bar{x}y}$ — действительное значение x находится вне границ поля допуска, а результат измерения y — в границах поля допуска. Эти события несовместимы и составляют группу событий с суммарной вероятностью появления, равной единице:

$$P(H_{xy}) + P(H_{\bar{x}\bar{y}}) + P(H_{x\bar{y}}) + P(H_{\bar{x}y}) = 1. \quad (3.1)$$

Решения по событиям H_{xy} , $H_{\bar{x}\bar{y}}$ правильны, а по событиям $H_{x\bar{y}}$ и $H_{\bar{x}y}$ — ошибочны.

В теории статистических решений указанные неправильные оценки состояний и изучаемых объектов называют соответственно ошибками первого α и второго β рода.

Ошибки первого рода определяются вероятностью отнесения значений параметров, находящихся в пределах допуска, к значениям, находящимся за границами поля допуска.

Ошибки второго рода определяются вероятностью отнесения значений параметров, находящихся за допустимыми пределами, к области допустимых значений.

Вероятность этих ошибок — мера недоверности оценки состояния технологического объекта управления.

Очевидно, что величиной, обратной недоверности, является вероятность правильной оценки состояния объекта, т.е. достоверность полученных результатов.

Достоверность — основной обобщенный критерий качества результатов контроля, зависящий от многих факторов погрешности измерений, величины допусков на технологические параметры, вида закона и параметров распределений контролируемых величин.

Уменьшение влияния погрешностей измерений на результаты контроля параметров технологического процесса всегда целесообразно, так как при больших погрешностях измерений увеличивается неопределенность оценки состояния технологического объекта, что может привести к неправильным управляющим воздействиям на объект, ухудшению их функциональных показателей, большим технико-экономическим потерям.

Однако завышенные требования к точности средств измерений приводят к их усложнению, уменьшению надежности, увеличению габаритов и массы, а также росту трудозатрат на измерения; кроме того, требуется высокая квалификация обслуживающего персонала.

Возможности создания и изготовления высокоточных средств измерений ограничиваются современным уровнем развития техники.

В ОСТ 39-044–82, разработанном на основе и в развитие ГОСТ 15.001–83 и ГОСТ 8.001–81, отмечается (п. 3.3.3.1, с. 6): “В подразделе “Показатели назначения” указываются основные метрологические и технические параметры: диапазон измерений, точность (пределы допускаемых погрешностей), чувствительность, цена деления, входные и выходные параметры, параметры источника питания, габаритные размеры и масса средств измерений”.

Комплекс нормируемых метрологических характеристик

указывается согласно ГОСТ 8.009–82 и устанавливается разработчиком исходя из назначения средств измерений и условий его применения.

Числовые значения метрологических характеристик должны выбираться из рядов, установленных стандартами, техническими требованиями на средство измерений данного типа, стандартами на базовые показатели качества, рекомендациями международных организаций.

Следовательно, ОСТ 39-044–82, а также ГОСТ 15.001–83 и ГОСТ 8.001–81 не дают конкретных указаний относительно установления для средств измерений комплекса нормируемых метрологических характеристик и их числовых значений.

При создании средств измерений и контроле параметров технологических объектов возникают вопросы: как устанавливать комплекс и числовые значения нормируемых метрологических характеристик на разрабатываемые средства измерений, как выбирать средства измерения для контроля параметров конкретного технологического процесса при бурении скважин, удовлетворяют ли существующие технические средства требованиям технологии бурения скважин, а если нет, то какие новые измерительные средства следует разрабатывать.

Обычно при обосновании необходимости разработки или совершенствования измерительных средств ссылаются на технологические требования, однако четких определений технологических требований к точности измерений не приводят.

Собранные авторами данные о допустимых погрешностях измерений технологических параметров бурения скважин (например, бурового раствора) и их обработка дали большую дисперсию, что отражает существующие противоречия во мнениях буровиков-технологов по данному вопросу и указывает на разнообразие геолого-технических условий бурения скважин.

В работе [33] отмечается: "Значительно менее разработан вопрос о взаимосвязях критериев качества контроля с метрологическими характеристиками методов и средств контроля".

Задача обоснованного назначения метрологических характеристик средств измерений имеет важное значение, так как при разработке измерительных приборов, их производстве и эксплуатации требуются большие затраты времени и средств на достижение и поддержание заданных метрологических характеристик.

Для решения указанной задачи проведено исследование зависимости вероятностей ошибок контроля от точности измерений при различных допусках и законах распределений контролируемых величин и погрешностей измерений.

Создание необходимых предпосылок для установления допустимой точности контроля параметров, достаточной для решения технологических задач в бурении скважин, является важной задачей, решение которой позволит обосновать метрологические характеристики разрабатываемых средств измерений.

Решением задачи выбора точности средств измерений для контроля параметров занимались Н.А. Бородачев, А.В. Михайлов, Н.Н. Марков, П.А. Сацердотов и др.

Н.А. Бородачев указывал, что вероятность ошибок первого рода α при известных значениях поля допуска технологического параметра $b - a$, законов распределения погрешностей измерений $f(\xi)$ и технологических параметров $f(x)$ и определяется по формуле

$$\begin{aligned} \alpha &= \int_0^{\infty} \int_{b-\xi}^b f(x) dx |f(\xi) d\xi + \int_{-\infty}^0 \int_a^{a-\xi} f(x) dx |f(\xi) d\xi = \\ &= \int_0^{b-a} \int_{b-\xi}^0 f(x) dx |f(\xi) d\xi + \int_{(b-a)}^0 \int_a^{a-\xi} f(x) dx |f(\xi) d\xi. \end{aligned} \quad (3.2)$$

Формула для определения вероятности ошибок второго рода имеет аналогичный вид:

$$\begin{aligned} \beta &= \int_0^{\infty} \int_{a-\xi}^a f(x) dx |f(\xi) d\xi + \int_{-\infty}^0 \int_b^{b-\xi} f(x) dx |f(\xi) d\xi = \\ &= \int_0^{b-a} \int_{a-\xi}^a f(x) dx |f(\xi) d\xi + \int_{-(b-a)}^0 \int_b^{-b-\xi} f(x) dx |f(\xi) d\xi. \end{aligned} \quad (3.3)$$

Значения вероятностей ошибок первого и второго рода зависят от величины поля допуска 2δ , характеристик распределения значений параметра и погрешности измерительных средств.

Двойные интегралы вида (3.2), (3.3) не выражаются через известные элементарные функции. Вычисления их представляют значительные трудности. Однако в силу важности результатов расчетов для контроля технологических параметров неоднократно предпринимались попытки вычислить указанные интегралы посредством интегрирования степенного ряда.

Н.А. Бородачевым рассчитаны вероятности ошибок первого и второго рода при распределении контролируемых величин и погрешностей измерений по нормальным законам.

Н.Н. Марковым и П.А. Сацердотовым, В.П. Коротковым и Б.А. Тайцем были рассчитаны вероятности ошибок первого и второго рода для случаев, когда распределение контролируемых параметров подчиняется нормальному закону, а распределение погрешностей измерения — закону равной вероятности.

Анализ проведен при значениях погрешностей измерений, не превышающих 15 % контролируемого допуска, т.е. для узкой области значений вероятностей ошибок контроля (0,02–0,03). Поэтому полученные результаты не нашли практического применения при обосновании допустимых погрешностей измерений параметров бурения скважин.

Необходимо было по-новому подойти к решению задачи обоснования допустимых погрешностей измерений при контроле технологических параметров: определить характер зависимости между контролируемыми величинами и вероятностями их реализации, определить законы распределения погрешностей измерительных средств, вывести формулы для определения вероятностей ошибок первого и второго рода для всех встречающихся статистических распределений контролируемых параметров и погрешностей измерений и при практически любых соотношениях допусков на технологические параметры и среднеквадратичных отклонений этих параметров; провести вычисления вероятностей ошибок первого и второго рода.

3.2. ХАРАКТЕРИСТИКИ СЛУЧАЙНЫХ ОТКЛОНЕНИЙ ТЕХНОЛОГИЧЕСКИХ ПАРАМЕТРОВ БУРЕНИЯ СКВАЖИН

Случайные отклонения параметров технологических процессов от заданных значений при бурении скважин неизбежны и зависят от воздействия многих изменяющихся во времени или по глубине факторов: геофизических условий бурения скважин (свойств горных пород, флюидов, температуры, давлений и др.), характеристик применяемого оборудования и инструмента, свойств используемых буровых растворов и материалов, режимов работы оборудования и др.

Для повышения эффективности контроля параметров технологических процессов бурения скважин, а следовательно, увеличения их точности, особенно при бурении глубоких

скважин и скважин в осложненных условиях, необходимо определить характер статистических зависимостей между значениями технологических параметров и вероятностями их реализаций при бурении скважин.

В отрасли накоплен большой массив данных о технологических процессах бурения скважин, включающий данные о параметрах режимов углубления скважин, буровых растворах и промывки скважин и др.

Теоретическое обобщение опыта бурения нефтяных и газовых скважин на базе имеющейся информации об отдельных технологических процессах и их совокупности позволит оценить достигнутый уровень точности установления и поддержания технологических параметров при бурении скважин. Для этого необходимо исследовать статистические характеристики случайных отклонений от заданных значений (погрешностей) параметров технологических процессов.

Авторами проанализирован большой объем данных об изменениях таких параметров, как нагрузка на долоте, крутящий момент на роторе, частота вращения ротора, скорость проходки, давление нагнетания бурового раствора.

Рассмотрим некоторые наиболее характерные результаты статистического анализа случайных отклонений (производственных погрешностей) технологического процесса бурения скважин.

При изучении случайных отклонений технологических параметров от заданных значений необходимо учитывать, сохранились ли условия бурения скважины постоянными, т.е. рассматриваются случайные отклонения для одного интервала бурения с постоянными геолого-технологическими условиями или общая масса данных, суммирующая данные об определенных группах, полученные при бурении интервалов с различными геолого-технологическими условиями.

Рассмотрим на конкретных примерах распределение случайных отклонений технологических параметров при бурении интервалов с практически одинаковыми условиями.

При этом считается, что производственные технологические погрешности составлены из частных погрешностей, являющихся следствием воздействия различных случайных и систематических независимых и равнозначных факторов, число которых постоянно на заданном интервале бурения.

При статистическом анализе точности технологического процесса сопоставляют "поле рассеяния" каждого контролируемого параметра с заданными в проекте на строительство

скважины допустимыми границами изменения соответствующего параметра.

Поэтому необходимо определить вид характеристик статистических распределений параметров технологических процессов при бурении скважин и поля рассеивания значений этих параметров. Количество необходимых исходных данных определяется по формуле [31]

$$n \geq \frac{z_{\alpha}^2}{q_v^2}, \quad (3.4)$$

где $q = \frac{\Delta v}{\sigma}$ – предельная ошибка оценки параметра v , выраженная в долях σ .

При величине надежности $\alpha = 0,95$ и $q_v = 0,3$ по табл. 11 [31] находят $z_{\alpha} = 1,95$. По указанной формуле необходимое количество данных должно быть не менее

$$n \geq \frac{z_{\alpha}^2}{q_v^2} = \frac{1,96^2}{0,3} = 42.$$

Эти данные собирают либо подряд за определенный промежуток времени при практически неизменных производственных условиях, либо за разные промежутки времени при нескольких различных условиях бурения, если среднее значение и рассеивание величин параметров более или менее одинаковы. Во втором случае результат анализа будет менее определенным, чем при первом способе сбора исходных данных.

При дискретизации непрерывных записей технологических параметров исходили из реальных возможностей считывания их значений. Считалось, что производственные погрешности и погрешности измерений и регистрации технологических параметров суммируются.

Пример 1. Вес бурильной колонны в скважине измеряют по усилию натяжения неподвижного конца талевого каната с помощью различных устройств: гидравлического индикатора веса типа ГИВ-6, гидравлического измерителя нагрузки типа ГИВ-М или преобразователя усилий комплекса СКУБ.

Неподвижный конец талевого каната, изогнутый между роликами датчика, при увеличении нагрузки, действующей на крюк буровой установки, стремится выпрямиться и давит на чувствительный элемент датчика, преобразующего усилие в пропорциональный сигнал, который передается на показывающий и регистрирующий приборы.

Предусмотрена установка "нуля" нагрузки на долото, когда оно находится над забоем и на крюк действует полный вес бурильной колонны, погруженной в буровой раствор. Нагрузку на долото определяют при сопоставимых условиях как разницу между весом бурильной колонны, когда инструмент чуть приподнят над забоем, и весом ее во время бурения при циркуляции бурового раствора.

В процессе бурения скважин нагрузка на долото изменяется; характер ее изменения зависит от многих причин.

Для обоснования допустимой погрешности измерений при контроле нагрузки на забой (долото) необходимо определить статистическое распределение значений этой нагрузки.

Для того чтобы обосновать общность полученных в результате статистической обработки данных законов распределения случайных отклонений контролируемых параметров бурения скважин, авторами был использован метод индукции: от частного к общему.

Рассмотрим результаты статистических обработок данных о случайных отклонениях технологических параметров, полученные при бурении скважин в объединении "Грознефть".

В табл. 3.1 приведены данные об изменении нагрузки на долото при автоматической подаче долота, полученные при бурении скв. 43 Старогрозненского УБР объединения "Грознефть".

Характер изменения указанных данных позволяет предположить, что отклонения нагрузок на долото имеют равномерное распределение, плотность которого определяется функцией

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a}, & a \leq x \leq b, \\ 0, & x < a, x > b, \end{cases} \quad (3.5)$$

где a и b – граничные значения переменной.

По данным табл. 3.1 вычисляют

$$\frac{1}{b-a} = \frac{1}{140-20} = 0,0083 \text{ 1/кН.}$$

Тогда плотность распределения нагрузки на долото будет иметь вид

$$f(x) = 0,0083 \text{ 1/кН.}$$

Эмпирическая плотность распределения вычислена по формуле

Таблица 3.1

Распределение случайных отклонений нагрузки на долото

Интервал нагрузки, кН	Середина интервала, кН	Частота m	Частость	Плотность распределения	
				эмпирическая	теоретическая
20–40	30	6	0,138	0,0065	0,0083
41–60	50	11	0,19	0,0095	0,0083
61–80	70	7	0,014	0,0085	0,0083
81–100	90	6	0,11	0,0055	0,0083
101–120	110	11	0,20	0,01	0,0083
121–140	130	10	0,19	0,0095	0,0083

$$P = \frac{r}{nh}, \quad (3.6)$$

где n – общее число значений нагрузки на долото; h – длина интервала.

Критерий Пирсона χ^2 вычисляют по [31]:

$$\chi^2 = 4,07.$$

Учитывая, что равномерное распределение описывается одним параметром, а число интервалов, на которые разбит диапазон изменения параметра, равно 6, находят [31]:

$$r = 4.$$

По приложению 1 [31] для $r = 4$ определяют вероятность $P = 0,35$, что превышает допустимую (0,05). Следовательно, статистическое распределение нагрузки на долото при бурении скважины равномерное.

Пример 2. Крутящий момент на роторе буровой установки при бурении скважины характеризует состояние оборудования привода ротора породоразрушающего инструмента, бурильной колонны, а также устойчивость стенок скважины.

В процессе бурения скважин крутящий момент на роторе из-за влияния различных факторов изменяется непрерывно, совершая колебания в определенном диапазоне значений. В качестве примера в табл. 3.2 приведены данные об изменении крутящего момента на роторе, полученные при бурении скв. 100 на площади Возейская (Коми).

Эти данные зарегистрированы с помощью станции фирмы "Дрессер Магкобар" (США) типа "Дата ЮНИТ", в которой в качестве преобразователя крутящего момента использован гидроэлектрический преобразователь.

Интервал глубины бурения 3150–3300 м.

Таблица 3.2

Распределение случайных отклонений крутящего момента на роторе

Интервал нагрузки, кНм	Середина интервала, кНм	Частота m	Частость	Плотность распределения	
				эмпирическая	теоретическая
12–12	11,5	13	0,09	0,09	0,143
12–13	12,5	24	0,16	0,16	0,143
13–14	13,5	24	0,16	0,16	0,143
14–15	14,5	24	0,16	0,16	0,143
15–16	15,5	24	0,16	0,16	0,143
16–17	16,5	24	0,16	0,16	0,143
17–18	17,5	12	0,08	0,83	0,143

Характер изменения данных, приведенных в табл. 3.2, позволяет предположить, что значения крутящего момента на роторе при бурении скважин и вероятности их реализации распределены равномерно.

По данным таблицы вычисляют

$$\frac{1}{b-a} = \frac{1}{18-11} = 0,143 \text{ 1/кНм.}$$

Эмпирическая плотность распределения определена по формуле (3.6) и представлена в табл. 3.2.

Критерий Пирсона вычислен по формуле [31]

$$\chi^2 = 7,9.$$

Учитывая, что равномерное распределение описывается одним параметром, а число интервалов, на которые разбит диапазон изменения параметра, равно 7, находят [31]:

$$r = 5.$$

По приложению 1 [31] для $r = 5$ определяют вероятность $P = 0,3$, что превышает допустимую (0,05). Следовательно, распределение значений крутящего момента на роторе – равномерное.

Были проанализированы данные об изменении момента на роторе при бурении скважин в объединениях "Укрнефть", "Грознефть", "Краснодарнефтегаз". Результаты анализа показали, что случайные отклонения моментов на роторе при бурении скважин имеют равномерное распределение.

Пример 3. Объем бурового раствора в приемной емкости определяют косвенным способом – по результатам измерения уровня.

Изменение уровня бурового раствора в приемной емкости характеризует изменение расхода бурового раствора на входе в скважину и выходе из нее.

Для обоснования допустимой погрешности измерений при контроле уровня бурового раствора в приемной емкости необходимо определить статистическую зависимость между уровнем бурового раствора в приемной емкости и вероятностями реализаций его значений при бурении и промывке скважин.

Было проанализировано большое число данных об изменении уровня бурового раствора в приемных емкостях при бурении скважин в производственных объединениях южных регионов страны.

Отклонение уровня от установившегося значения при нормальном ходе технологических процессов бурения, промывке скважин обычно невелико. Лишь при поглощениях бурового раствора или флюидопроявлениях наблюдается закономерное изменение уровня бурового раствора в приемной емкости.

В табл. 3.3 приведены в качестве примера результаты статистической обработки данных о случайном изменении уровня бурового раствора в приемной емкости при бурении скв. 125 Горячеводского УБР объединения "Грознефть".

Характер изменения данных, приведенных в табл. 3.3, позволяет предположить, что зависимость между значениями уровня бурового раствора в приемной емкости и вероятностями реализации этих значений – равномерная.

По данным табл. 3.3 вычисляют

$$\frac{1}{b-d} = \frac{1}{8,4} = 0,119 \text{ 1/см.}$$

Таблица 3.3

Распределение случайных отклонений уровня бурового раствора в приемной емкости

Интервал уровня, см	Середина интервала, см	Частота <i>m</i>	Частость	Плотность распределения	
				эмпирическая	теоретическая
110–111,4	110,7	6	0,10	0,071	0,119
111,4–112,8	112,1	10	0,16	0,114	0,119
112,8–114,2	113,5	11	0,183	0,130	0,119
114,2–115,6	114,9	15	0,25	0,178	0,119
115,6–117,0	116,5	10	0,16	0,114	0,119
117,0–118,4	117,7	8	0,133	0,095	0,119

Критерий Пирсона вычислен по [3]:

$$\chi^2 = 4,1.$$

Число интервалов, на которое разбит диапазон изменения уровня бурового раствора в приемной емкости, равно 6. Для равномерного распределения по [31] находят:

$$r = 4.$$

По приложению 1 [31] для $r = 4$ определяют вероятность $P = 0,3$, т.е. найденная вероятность больше допустимой, равной 0,05.

Следовательно, статистическое распределение отклонений уровня бурового раствора в приемной емкости – равномерное.

Пример 4. При бурении скважин давление нагнетания бурового раствора (давления на стоянке) отклоняется от заданного значения. Для обоснования допустимой погрешности измерения при контроле давления нагнетания бурового раствора необходимо определить статистическую зависимость между значениями давления и вероятностями их реализаций при бурении скважин.

В качестве примера в табл. 3.4 приведены данные об изменении давления на выкиде насосов (на стояке), полученные при бурении скв. 7 на площади Сходница (Украина).

Анализ данных, приведенных в табл. 3.4, позволяет предположить, что значения давления нагнетания бурового раствора имеют равномерное распределение.

По таблице вычисляют

$$f(x) = \sum_{i=1}^2 P f_i(x, a_i, \sigma_i),$$

где $f_1(x_1, a_1, \sigma_1)$, $f_2(x_2, a_2, \sigma_2)$ – плотность нормальных распреде-

Таблица 3.4

Распределение случайных отклонений давления нагнетания бурового раствора

Интервал давления, МПа	Середина интервала, МПа	Частота m	Частость	Плотность распределения	
				эмпирическая	теоретическая
12,2–12,4	12,3	14	0,16	0,8	0,714
12,4–12,6	12,5	10	0,11	0,57	0,714
12,6–12,8	12,7	10	0,11	0,57	0,714
12,8–13,0	12,9	15	0,17	0,85	0,714
13,0–13,2	13,1	16	0,18	0,91	0,714
13,2–13,4	13,3	11	0,125	0,62	0,714
13,4–13,6	13,5	12	0,136	0,68	0,714

лений для соответствующих вершин; P_1, P_2 — вероятность принадлежности значений плотности к соответствующим распределениям; $a_1, a_2, \sigma_1, \sigma_2$ — средние значения и среднеквадратические отклонения от среднего значения соответствующего распределения.

В общем случае всю кривую распределения разбивают на участки и для каждого участка находят аппроксимирующую зависимость.

В табл. 3.5 — 3.7 приведены данные о значениях плотности бурового раствора, полученные при бурении скв. 35 в интервалах от 2456 до 2796 м, от 2796 до 2984 м и от 3962 до 4037 м, рассчитаны частоты, среднее значение и среднеквадратическое отклонение плотности бурового раствора в указанных интервалах.

Попытки согласовать эмпирическое распределение плотности бурового раствора с нормальным законом распределения в большинстве случаев не приводили к успеху. Это объясняется прежде всего тем, что в результате управляющих воздействий диапазон изменения плотности бурового раствора оказывался небольшим (3—5 значений).

Например, среднее значение и среднеквадратическое отклонение плотности бурового раствора равны соответственно 1,954 и 0,01 г/см³ (табл. 3.6).

Допустимая область изменения плотности бурового раствора $\pm 0,02$ г/см³.

Таблица 3.5

Распределение случайных отклонений плотности бурового раствора

Интервал глубины, м	Плотность, г/см ³	Частота m	Частость	\bar{x} , г/см ³	σ , г/см ³
2456—2796	1,94	50	0,122	1,954	0,01
	1,95	129	0,316		
	1,96	159	0,391		
	1,97	47	0,115		
	1,98	23	0,056		

Таблица 3.6

Распределение случайных отклонений плотности бурового раствора

Интервал глубины, м	Плотность, г/см ³	Частота m	Частость	\bar{x} , г/см ³	σ , г/см ³
2796—2974	1,94	79	0,179	1,956	0,011
	1,95	96	0,217		
	1,96	173	0,398		
	1,97	53	0,119		
	1,98	41	0,092		

Таблица 3.7

Распределение случайных отклонений плотности бурового раствора

Интервал глубины, м	Плотность, г/см ³	Частота m	Частость	\bar{x} , г/см ³	σ , г/см ³
3962–4037	2,00	23	0,05	2,019	0,0056
	2,01	49	0,09		
	2,02	434	0,80		
	2,03	35	0,06		

Плотность 94 %-ного бурового раствора находилась в области допустимых значений.

По форме полигонов распределения случайных отклонений плотности бурового раствора при бурении различных интервалов как скв. 35, так и других скважин можно сделать заключение о том, что распределение случайных отклонений плотности бурового раствора треугольное.

Распределение Симпсона (треугольное) определяется уравнениями

$$f(\rho) = \begin{cases} 0, & -\infty < \rho < a, \\ \frac{4(\rho - a)}{(b - a)^2}, & a < \rho < \frac{b + a}{2}, \\ \frac{4(b - \rho)}{(b - a)^2}, & \frac{a + b}{2} < \rho < b, \\ 0, & b < \rho < \infty, \end{cases} \quad (3.7)$$

где a и b – граничные значения плотности бурового раствора.

Пример 5. Для обоснования допустимой погрешности измерений при контроле условной вязкости бурового раствора необходимо определить статистическую зависимость между значениями условной вязкости бурового раствора и вероятностью их реализации при бурении скважин. В табл. 3.8 приведены значения условной вязкости, а также представлен полигон распределения значений условной вязкости, полученные при бурении в интервале от 2985 до 3241 м скв. 35 площади Левининская (Краснодарский край). Из этих данных следует, что статистическое распределение условной вязкости вследствие управляющих воздействий по поддержанию заданных свойств бурового раствора – усеченное.

Степень усечения согласно [31] определяется величиной A/σ , представляющей множитель, который связывает исходное полное распределение $f(T)$ с усеченным $f_{yc}(T)$ равенством

Таблица 3.8

Распределение случайных отклонений условной вязкости бурового раствора

Интервал условной вязкости, с	Средина интервала, с	Частота m	Частота	t	Плотность вероятности			
					$f(tN)$	$f_{yc}(t)$	P_N	f_T
29–33	31	42	0,111	–1,72	0,09	0,222	0,027	0,028
33–37	35	98	0,259	–0,79	0,292	0,07	0,064	0,072
37–41	39	134	0,354	0,14	0,395	0,094	0,08	0,086
41–45	43	78	0,208	1,07	0,239	0,057	0,052	0,059
45–49	47	26	0,068	2	0,054	0,013	0,017	0,018

$$f(T) = \begin{cases} 0, & T_1 \leq T, \\ \frac{A}{\sigma} f(T), & T_1 < T < T_2, \\ 0, & T > T_2, \end{cases} \quad (3.8)$$

$$A' = \frac{1}{F(T_2) - F(T_1)}, \quad (3.9)$$

где σ – среднеквадратическое отклонение от среднего значения; $F(T_1)$, $F(T_2)$ – интегральные функции исходного распределения.

Вводится новая переменная

$$t = \frac{T - \bar{T}}{\sigma}, \quad (3.10)$$

где \bar{T} – среднее значение величины T .

Среднее значение случайной величины T , имеющей усеченное нормальное распределение, определяется формулой

$$\bar{T}_{yc} = \bar{T} + B_{\sigma}. \quad (3.11)$$

Дисперсия при усеченном нормальном распределении

$$D_{yc} = \sigma^2 \left\{ 1 - B^2 - A[t_2 f(t_2) - t_1 f(t_1)] \right\}, \quad (3.12)$$

где

$$B = A[f(t_1) - f(t_2)].$$

Среднее значение полного распределения

$$\bar{T} = 38,4 \text{ с}, \quad D = 18,5, \quad \sigma = 4,3 \text{ с}.$$

Граничные значения функции t при $T_{1r} = 30 \text{ с}$ и $T_{2r} = 50 \text{ с}$

$$t_{1r} = \frac{T'_{1r} - \bar{T}}{\sigma} = \frac{30 - 38,4}{4,3} = -1,95;$$

$$t_{2r} = \frac{T''_{2r} - \bar{T}}{\sigma} = \frac{50 - 38,4}{4,3} = 2,69.$$

Значение интегральной функции

$$F(t_{1r}) = 0,0256; \quad F(t_{2r}) = 0,9965.$$

Коэффициент A_{yc}

$$A_{yc} = \frac{1}{F(t_{2r}) - F(t_{1r})} = \frac{1}{0,9965 - 0,0256} = 1,03.$$

Функция плотности усеченного распределения

$$f_{yc}(t) = \frac{A}{\sigma} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{t^2}{2}}.$$

Значения переменной t для середины интервалов x

$$t_1 = \frac{x_1 - \bar{x}}{\sigma} = 1,72; \quad t_2 = 0,8; \quad t_3 = 0,14; \quad t_4 = 1; \quad t_5 = 2.$$

Вычисленные значения функции $f_{yc}(t)$ для t_1, t_2, t_3, t_4, t_5 приведены в табл. 3.8.

Исходя из оценки формы эмпирического распределения сделано предположение о нормальном распределении значений условной вязкости бурового раствора.

По критерию Пирсона определена мера расхождения статистического распределения.

Вычислены значения критерия Пирсона для двух случаев: непосредственно по формуле плотности нормального распределения и с использованием таблиц [31].

В первом случае $\chi_1^2 = 2,72$, а во втором — $\chi_2^2 = 4,8$. При числе интервалов, равном 5, и двухпараметрическом законе количество связей определяется как $r = 5 - 2 - 1 = 2$.

Для $r = 2$ находят, что $P \geq 0,25$ или $P \geq 0,1$. Так как эти вероятности больше 0,05, то можно сделать вывод, что эмпирическое распределение данных об отклонении значений условной вязкости бурового раствора согласуется с гипотезой об усеченном нормальном законе их распределения.

Для граничных значений полигона распределений условной вязкости бурового раствора найдем коэффициент

$$B = A[f(t_{1r}) - f(t_{2r})] = 1,03 \cdot 0,049 = 0,05.$$

Значение этого коэффициента согласно [31] используется для корректировки среднего значения и дисперсии:

$$x_{yc} = \bar{x} = B_{\sigma} = 38,4 + 0,2 = 38,6;$$

$$D_{yc} = 15,57;$$

$$\sigma_{yc} = 3,94.$$

Таким образом, анализ случайных отклонений параметров процессов бурения скважин и буровых растворов показал, что они имеют равномерный, треугольный и нормальный законы распределений.

3.3. ОШИБКИ КОНТРОЛЯ ТЕХНОЛОГИЧЕСКИХ ПАРАМЕТРОВ

При контроле встречаются следующие сочетания распределений технологических параметров и погрешностей измерительных средств:

нормальное распределение контролируемых параметров и равномерное распределение погрешностей измерительных средств;

равномерное распределение контролируемых параметров и нормальное распределение погрешностей средств измерений;

распределение контролируемых параметров и погрешностей средств измерений по закону Симпсона (треугольному);

распределение контролируемых величин по закону Симпсона (треугольному) и погрешностей измерений по равномерному закону;

распределение контролируемых величин по равномерному закону и погрешностей по закону Симпсона (треугольному);

распределение контролируемых величин и погрешностей измерений по равномерному закону.

Проведены исследования, получены расчетные формулы и вычислены вероятности ошибок первого и второго рода для указанных распределений контролируемых параметров и погрешностей измерений при различных соотношениях поля допуска и среднеквадратического отклонения и коэффициента точности (A), составлены таблицы зависимости коэффициента точности от вероятностей ошибок контроля для всего диапазона возможных допусков на технологические параметры (от $0,25\sigma_x$ до $3\sigma_x$) и уровней вероятностей ошибок контроля (от 0,06 до 0,4) [13].

При расчетах считалось, что погрешности измерений независимы от значений измеряемого параметра и аддитивны по отношению к нему, законы распределения контролируемых величин и погрешностей измерений неизменны.

Приняты следующие обозначения:

δ — половина поля технологического допуска;

l — параметр плотности распределения контролируемых величин;

Δ — параметр плотности распределения погрешности средств измерений;

A — коэффициент точности, равный отношению предельной погрешности измерений к половине поля допуска.

$$\alpha = \frac{1}{\pi} \int_0^{3(1-\frac{z-3}{z_x})} e^{-\frac{\Delta^2}{2}} d\Delta \int_{z-z_x}^z e^{-x^2/2} dx^* \quad (3.13)$$

При $z < 3$, $z_x > 3 - z$ — z из уравнений (3.2) и (3.3) получают:

$$\alpha = \frac{1}{\pi} \int_0^{\frac{6-z}{z_x}} e^{-\frac{\Delta^2}{2}} d\Delta \int_{z-\frac{z_x\Delta}{3}}^z e^{-\frac{x^2}{2}} dx; \quad (3.14)$$

$$\beta = \frac{1}{\pi} \int_{\frac{3(1-\frac{z-3}{z_x})}{z_x}}^{\frac{6-z}{z_x}} e^{-\frac{\Delta^2}{2}} d\Delta \int_{z-\frac{z_x\Delta}{3}}^z e^{-\frac{x^2}{2}} dx. \quad (3.15)$$

При $z > 3$, $z_x < 3 - z$ формула для вычисления вероятностей ошибок первого рода совпадает с формулой (3.14), а в уравнении для вычисления вероятностей ошибок второго рода в первом интеграле изменяется нижний предел интегрирования:

$$\beta = \frac{1}{\pi} \int_0^{\frac{6-z}{z_x}} e^{-\frac{\Delta^2}{2}} d\Delta \int_{z-\frac{\Delta z_x}{3}}^z e^{-\frac{x^2}{2}} dx. \quad (3.16)$$

Результаты расчетов на ЭВМ вероятностей ошибок первого и второго рода коэффициентов точности в зависимости от соотношения интервала допустимых изменений технологических параметров и их среднеквадратичных отклонений для случая нормального закона распределения погрешностей измерений и контролируемых величин приведены в табл. 1, 2 приложения 1.

Таблицы составлены при условии, что погрешность измерений не превышает поле допуска; поле допуска расположено симметрично по отношению к центру распределения контролируемых величин.

При распределении контролируемых величин по нормальному закону, а погрешностей измерений — по закону равной вероятности в зависимости от соотношений параметров распределений и величин поля допуска вероятности ошибок первого и второго рода находятся по приведенным ниже формулам (3.17) — (3.20).

Если $z \geq 3$, $z_x \geq z - 3$,

то

$$\alpha = \frac{1}{\sqrt{6\pi}} \int_0^{1,7(1-\frac{z-3}{z_x})} d\Delta \int_{z-0,6z_x\Delta}^z e^{-\frac{x^2}{2}} dx; \quad \beta = 0. \quad (3.17)$$

Если $z < 3$, $z_x > -z + 3$,

то

$$\alpha = \frac{1}{\sqrt{6\pi}} \int_0^{1,7} d\Delta \int_{z-0,6z_x\Delta}^z e^{-\frac{x^2}{2}} dx; \quad (3.18)$$

$$\beta = \frac{1}{\sqrt{6\pi}} \int_{1,7+\frac{z-3}{z_x}}^{1,7} d\Delta \int_{z-0,6z_x\Delta}^z e^{-\frac{x^2}{2}} dx. \quad (3.19)$$

Если $z < 3$, $z_x < 3 - z$, то уравнение для вычисления вероятности ошибок первого рода остается без изменения, а в выражении для вычисления вероятности ошибок второго рода во втором интеграле изменится нижний предел интегрирования:

$$\beta = \frac{1}{\sqrt{6\pi}} \int_0^{1,7} d\Delta \int_{z-0,6z_x\Delta}^z e^{-\frac{x^2}{2}} dx. \quad (3.20)$$

По указанным выражениям были проведены расчеты на ЭВМ, результаты которых представлены в табл. 3 приложения 1.

При распределении контролируемых величин по закону равной вероятности, а погрешностей измерений — по нормальному закону вероятности ошибок первого и второго рода находят в зависимости от соотношения параметров распределений и величины допуска по полученным в результате анализа формулам:

если $z \geq \sqrt{3}$, $z_x \geq z - \sqrt{3}$,

то

$$\alpha = 0,08z_x \left[1 - e^{-4,5(1-\frac{z-1,7^2}{z_x})} \right], \beta = 0; \quad (3.21)$$

если $z < 1,7$, $z_x > 1,7 - z$,

то

$$\alpha = 0,076z_x, \quad (3.22)$$

$$\beta = 8,7(e^{(1+\frac{z-\sqrt{3}^2}{z_x})} - 1)10^{-4}; \quad (3.23)$$

если $z < \sqrt{3}$, $z_x < \sqrt{3} - z$,

то

$$\alpha = \beta = 0,08z_x. \quad (3.24)$$

По указанным выражениям были произведены расчеты на ЭВМ, результаты которых представлены в табл. 4 и 5 приложения 1.

При распределении контролируемых величин и погрешностей измерений по треугольному закону распределений (закону Симпсона) вероятности ошибок первого и второго рода находят в зависимости от соотношений параметров распределений и величин допусков, полученных в результате анализа по формулам:

при $z \geq 2,4$, $z_x \geq z - 1,7$

$$\alpha = 0,33 \int_0^{2,4(1-\frac{z-2,4}{z_x})} (1 - 0,4\Delta)d\Delta \int_{z-0,4z_x\Delta}^z (1 - 0,4x)dx; \quad (3.25)$$

$\beta = 0;$

при $z < 2,4$, $z_x > 2,4 - z$

$$\alpha = 0,33 \int_0^{2,4} (1 - 0,4\Delta)d\Delta \int_{z-0,4z_x\Delta}^z (1 - 0,4x)dx; \quad (3.26)$$

$$\beta = 0,33 \int_{2,4(1-\frac{2,4-z}{z_x})}^{2,4} (1 - 0,4\Delta)d\Delta \int_{z-0,4z_x\Delta}^z (1 - 0,4x)dx. \quad (3.27)$$

При $z < 2,4$, $z_x < 2,4 - z$ вероятности ошибок первого и второго рода равны и определяются по формуле для определения вероятностей ошибок первого рода в предыдущем случае.

Результаты расчетов на ЭВМ по указанным формулам приведены в табл. 6 и 7 приложения 1.

При распределении контролируемых величин по закону Симпсона, а погрешностей измерений по равномерному закону вероятности ошибок первого и второго рода находят в зависимости от соотношений параметров распределений и величин допусков по формулам:

если $z \geq 2,4$, $z_x \geq z - 2,4$,

то

$$\alpha = \frac{[z_x - (z - 2,4)]^2}{36z_x} [z_x - 4(z - 2,4)]; \quad (3.28)$$

$$\beta = 0;$$

если $z < 2,4$, $z_x > 2,4 - z$,

то

$$\alpha = \frac{z_x}{36} [z_x - 3(z - 2,4)]; \quad (3.29)$$

$$\beta = 0,03(2,4 - z) \left[3(z_x + 2,4 - z) - \frac{2}{z_x} (2,4 - z)^2 \right]. \quad (3.30)$$

Если $z < 2,4$, $z_x < 2,4 - z$, то вероятности ошибок первого и второго рода равны и определяются по формуле

$$\alpha = \beta = 0,03z_x [3(2,4 - z) + z_x]. \quad (3.31)$$

Результаты расчетов на ЭВМ по полученным формулам приведены в прил. 8 и 9.

Расчет вероятностей ошибок первого и второго рода при распределении контролируемых величин по равномерному закону, а погрешностей измерений по закону Симпсона произведен следующим образом.

При $z \geq 1,7$, $z_x \geq z - 1,7$ вероятность ошибки первого рода определяется по формулам:

$$\alpha = 0,2z_x \left(1 - \frac{z - 1,7}{z_x} \right)^2 \left(0,5 + \frac{z - 1,7}{z_x} \right); \quad (3.32)$$

$$\beta = 0;$$

при $z < 1,7, z_x > 1,7 - z$

$$\alpha = 0,1z_x; \quad (3.33)$$

$$\beta = 0,1z_x \left(\frac{1,7 - z}{z_x} \right)^2 \left(3 - \frac{1,7 - z}{z_x} \right). \quad (3.34)$$

При $z < 1,7, z_x = 1,7 - z$ вероятности ошибок первого и второго рода равны и определяются по формуле

$$\alpha = \beta = 0,1z_x. \quad (3.35)$$

Результаты расчетов на ЭВМ по полученным формулам приведены в прил. 10.

При распределении контролируемых величин и погрешностей измерений по равномерным законам вероятности ошибок первого и второго рода определяются при соответствующих соотношениях параметров распределений и допусков по формулам:

если $z \geq 1,7, z_x \geq z - 1,7$,
то

$$\alpha = \frac{(z_x - z - 1,7)^2}{6,8z_x}; \quad (3.36)$$

$$\beta = 0;$$

если $z < 1,7, z_x > 1,7 - z$,
то

$$\alpha = 1,47z_x, \beta = \frac{(2z_x + z - 1,7)(1,7 - z)}{6,8z_x} \quad (3.37)$$

если $z \leq 1,7, z_x < 1,7 - z$,
то

$$\alpha = \beta = 1,47z_x. \quad (3.38)$$

Таким образом, составлены таблицы (прил. 1–12), позволяющие определить коэффициент точности и допустимую погрешность измерений при заданной вероятности ошибок контроля и соотношений допуска и среднего квадратического отклонения для нормального, треугольного и равномерного измерений и сочетаний этих распределений.

Таблицы составлены для всего диапазона возможных допусков на технологические параметры бурения скважин (от $0,25\sigma_x$ до $3\sigma_x$) и уровней вероятностей ошибок контроля (от 0,06 до 0,4).

Для облегчения использования таблиц в них не исключено дублирование данных, т.е. если некоторые данные в двух

таблицах повторяются, то эти данные приводятся в обеих таблицах.

Из таблиц следует, что при постоянном уровне вероятности ошибок первого и второго рода коэффициент точности зависит от значения соотношения половин поля допуска и среднеквадратического отклонения контролируемого параметра.

При значении указанного соотношения $1 \div 1,75$ коэффициент точности минимален. При уменьшении отношения поля допуска и среднеквадратического отклонения контролируемого параметра до $0,25$ коэффициент точности увеличивается в $2,5-3$ раза, а при увеличении до 3 — возрастает в $1,5-2,5$ раза.

При величине поля допуска менее среднеквадратического отклонения контролируемых параметров ($\delta \ll \sigma$) увеличиваются значения коэффициентов точности.

Рост коэффициента точности при уменьшении соотношения допуска к среднему квадратическому отклонению при постоянных уровнях вероятности ошибок контроля объясняется прежде всего тем, что уменьшается абсолютное значение допуска, а следовательно, и абсолютная величина погрешности измерений. Например, если принять коэффициент точности $A = 1$, то при нормальных законах распределения значений контролируемого параметра и погрешностей измерений и отношении половины поля допуска к среднеквадратическому отклонению, равном 1 , погрешность измерения будет составлять $\Delta = A\delta = \sigma_x$, а уровень вероятности ошибок контроля — $0,078$. Но при отношении половины поля допуска к среднеквадратическому отклонению, равном $0,5$, и том же уровне вероятности ошибок контроля коэффициент точности составляет $1,595$, а погрешность измерений

$$\Delta = A\delta = 1,595 \cdot 0,5\sigma_x = 0,8\sigma_x.$$

При соотношении половины поля допуска и среднеквадратического отклонения, равном $1 \div 1,75$, коэффициент точности при постоянном уровне вероятностей ошибок минимален, т.е. ужесточаются требования к точности контроля.

При увеличении поля допуска возрастает доля значений параметров, находящихся в пределах допуска, а вблизи границ поля допуска при нормальном и треугольном распределении контролируемых параметров уменьшается плотность вероятности распределения контролируемых параметров и уровень вероятности ошибок контроля снижается даже при увеличенных значениях коэффициентов точности.

В пределе, когда подавляющее большинство значений распределения контролируемых величин находится в границах поля допуска, контроль их нецелесообразен.

Сравнение данных прил. 1, 2, 11, 12 показывает, что при нормальном и треугольном законах распределений контролируемых величин и погрешностей измерений величина ошибок первого рода больше величины ошибок второго рода из-за различных значений плотности распределения технологических параметров по обе стороны от границы допуска.

Следовательно, в зависимости от целей контроля параметров бурения скважин и жесткости требований к величине вероятности ошибок первого и второго рода необходимо выбирать значение коэффициента точности, т.е. погрешность измерительных средств.

Если более жесткие требования предъявляют к уровню вероятностей ошибок первого рода, то регламентация коэффициента точности осуществляется исходя из этих требований по прил. 1 и 11, при этом вероятность ошибок второго рода будет меньше, чем первого.

Если более жесткие требования предъявляются к уровню вероятности ошибок второго рода, то регламентация коэффициента точности осуществляется исходя из этих требований по прил. 2 и 12.

При $\delta > 1,25\sigma_x$ вероятность ошибок второго рода при увеличении коэффициента точности сначала растет, а затем стабилизируется, так как предельным значением вероятности ошибок второго рода является вероятность распределения за пределами поля допуска контролируемого параметра.

Погрешность измерения преимущественно оказывает влияние на результаты контроля только тех значений параметров, которые находятся близко к границам поля допуска, т.е. имеют действительные отклонения от границы поля допуска в зоне соответствующей погрешности измерений.

Следовательно, результаты контроля зависят не только от погрешности измерения, но и от фактического значения измеряемой величины.

Из прил. 1, 4, 6, 8 и 12 для определения коэффициентов точности при распределении погрешностей измерений и контролируемых величин по нормальному, равномерному, треугольному (Симпсона) законам, установлено, что при равных значениях коэффициента точности, например, $A = 0,7$ и $\delta/\sigma_x = 0,75$, вероятности ошибок первого рода равны соответственно $\alpha_1 = 0,044$, $\alpha_2 = 0,052$, $\alpha_3 = 0,04$, $\alpha_4 = 0,82$,

$\alpha_5 = 0,076$, а вероятности ошибок второго рода – соответственно $\beta_1 = 0,038$, $\beta_2 = 0,052$, $\beta_3 = 0,04$, $\beta_4 = 0,082$, $\beta_5 = 0,074$.

Наименьшее значение вероятностей ошибок первого рода получается при равномерном распределении контролируемых величин и нормальном распределении погрешностей измерений, а наибольшее – при треугольном распределении контролируемых величин и равномерном распределении погрешностей измерений.

При нормальном и треугольном законах распределений контролируемых параметров уровень вероятностей ошибок первого рода выше соответствующих вероятностей ошибок второго рода.

С увеличением вероятности нахождения технологических параметров бурения скважин в пределе поля допуска снижается вероятность ошибок второго рода, но увеличивается вероятность ошибок первого рода, поэтому иногда дублируют контрольные операции.

Таким образом, для обоснования допустимой погрешности измерений при контроле технологических параметров бурения скважин необходимо определить допустимые вероятности ошибок контроля первого рода, статистические зависимости между значениями технологических параметров при бурении скважин и вероятностями их реализаций, законы распределения погрешностей измерительных средств, соотношения половины поля допуска на технологический параметр и среднеквадратического отклонения от его среднего значения.

3.4. МЕТОДИКА ОБОСНОВАНИЯ ДОПУСТИМЫХ ВЕРОЯТНОСТЕЙ ОШИБОК КОНТРОЛЯ

Технико-экономическое обоснование допустимых вероятностей ошибок контроля технологических параметров бурения скважин необходимо для определения метрологических характеристик средств измерений.

Завышенные требования к точности измерений приводят к излишним затратам общественного труда при разработке, изготовлении и эксплуатации технических средств измерений, а использование неточных средств измерений – к недопустимо большим ошибкам контроля и существенным технико-экономическим потерям в бурении.

Анализ экономико-математических методов оптимизации

качества изделий показал, что чаще всего используется метод минимальных затрат, связанных с созданием и эксплуатацией изделий.

В работе [13] отмечается, что оптимальный уровень качества — это тот, который следует признать нормальным с экономической точки зрения, так как любые отклонения от него приводят к неоправданным затратам общественного труда.

На современном этапе совершенствование контроля идет в основном в направлении повышения точности измерений технологических параметров. Это приводит к увеличению затрат на разработку и изготовление средств измерений и уменьшению затрат на осуществление контроля параметров технологических процессов. Целесообразность повышения точности контроля определяется экономической эффективностью, т.е. превышением стоимости сокращенных потерь над затратами на измерительные средства и проведение контроля.

Экономическая эффективность от совершенствования методик контроля и средств измерений определяется относительным увеличением эффективности технологического объекта управления и обеспечивается за счет повышения достоверности результатов контроля и уменьшения ущерба, связанного с ошибками контроля; улучшения технологического процесса; снижения непроизводительных потерь времени; экономии материалов; уменьшения эксплуатационных затрат и т.д.

Для технико-экономического обоснования допустимых вероятностей ошибок контроля использованы утвержденные методики расчета экономической эффективности средств контроля и внедрения новой техники и технологии бурения нефтяных и газовых скважин, а также результаты последних исследований в области экономической эффективности метрологического обеспечения.

Согласно методическим указаниям Госстандарта СССР МИ 412—86 "Методы определения экономической эффективности метрологических работ" годовой экономический эффект от создания и внедрения новых рабочих средств измерений формируется за счет снижения затрат при их производстве и эксплуатации, улучшения качественных характеристик и изменения потерь от погрешностей измерений, в том числе от ошибок первого и второго рода.

Годовой экономический эффект рассчитывается по формуле

$$\Theta = \left[\mathcal{Z}_1 \frac{V_{И1}}{V_{И2}} \left(\frac{P_1 + E_n}{P_2 + E_n} \right) + \frac{\left(I_1 \frac{V_{И1}}{V_{И2}} - I_2 \right) + \left(\Pi_1 \frac{V_{И1}}{V_{И2}} - \Pi_2 \right)}{P_2 + E_n} - \frac{E_n(K'_2 - K'_1)}{P_2 + E_n} - \mathcal{Z}_2 \right] A_2, \quad (3.39)$$

где $\mathcal{Z}_{1,2}$ – приведенные затраты на разработку и производство рабочего средства измерений; $V_{И1,2}$ – годовые объемы измерений при постоянной норме времени на измерения; $P_{1,2}$ – доля отчислений от балансовой стоимости на полное восстановление (реновацию) рабочего средства измерений; E_n – нормативный коэффициент экономической эффективности капитальных вложений, равный 0,15; $I_{1,2}$ – годовые текущие издержки на эксплуатацию рабочих средств измерений; $\Pi_{1,2}$ – средние годовые потери, возникающие от погрешностей измерений при применении одного рабочего средства измерений; $K_{1,2}$ – сопутствующие капитальные вложения при эксплуатации рабочего средства измерений; A_2 – годовой объем производства рабочих средств измерений.

Следует отметить, что расчет экономической эффективности от применения рабочих средств измерений для контроля параметров бурения скважин по приведенной формуле затруднен, так как из нее не следует, как определить средние годовые потери, возникающие от погрешностей измерений.

Авторы предлагают формулу (3.39) представить в виде

$$\Theta = \left\{ \mathcal{Z}_1 \frac{V_{И1}}{V_{И2}} \left(\frac{P_1 + E_n}{P_2 + E_n} \right) + \frac{\left(I_1 \frac{V_{И1}}{V_{И2}} - I_2 \right) + \left[\Pi_1 \frac{V_{И1}}{V_{И2}} (\alpha_2 - \alpha_1) + \Pi_2 (\beta_2 - \beta_1) \right] A_1}{P_2 + E_n} - \frac{E_n(K'_2 - K'_1)}{P_2 + E_n} - \mathcal{Z}_2 \right\} A_2, \quad (3.40)$$

где α_1, α_2 – вероятность ошибок первого рода; β_1, β_2 – ве-

роятность ошибок второго рода; $A_{1,2}$ – годовой объем измерений. Остальные обозначения в формуле (3.40) те же, что и в (3.39).

К основным показателям при оценке экономической эффективности от совершенствования средств измерений относятся единовременные затраты потребителя, т.е. себестоимость и цена этой техники.

Предприятию-изготовителю необходимо оценить, во что обходится выпуск приборов и за какую цену оно может продавать их, предприятию-потребителю – какова эффективность применения того или иного прибора.

Себестоимость приборов на стадии их проектирования ориентировочно определяется по стоимости материалов и покупных изделий, указанных в спецификации, а при серийном изготовлении – методами калькулирования.

Однако определить себестоимость создаваемых или выпускаемых серийно приборов зачастую затруднительно, поэтому приведенные затраты иногда принимают равными оптовой цене.

Погрешности измерений при контроле приводят к появлению ошибок, т.е. необнаруженному или фиктивному браку.

Экономическими последствиями ложной браковки продукции в бурении скважин, например, бурового раствора по какому-либо параметру, могут быть затраты на дополнительную обработку химическими реагентами бурового раствора либо повторный контроль.

При появлении в результатах контроля ошибок второго рода, т.е. необнаруженного брака, возникают потери, определяемые тем, что при технологическом процессе используется брак. Например, экономическими последствиями пропуска некондиционных растворов, материалов и др. является технологический брак на последующих операциях технологического цикла бурения скважин.

Рассмотрим пример расчета экономической эффективности применения для измерения плотности бурового раствора рычажных весов БРП-1 вместо ареометра АГ-ЗПП.

Основные технико-экономические данные рассмотренных приборов приведены в табл. 3.9.

По формуле (3.39) рассчитывается годовой экономический эффект от внедрения нового средства контроля:

$$\begin{aligned} \Theta &= 2157,1 \frac{20000}{17000} - 2282 - 0,15 \cdot 16,6 + 15(0,082 - 0,031) - 47(0,032 - 0,02) \times \\ &\times 1406 = 239,1 + 1736,4 = 1965,5 \text{ руб.} \end{aligned}$$

Таблица 3.9

Технико-экономические показатели средств измерений плотности бурового раствора

Показатель	Обозначение	Средство контроля		Обоснование
		существующее	внедряемое	
Число средств измерений	N_1	1	1	—
Годовой объем контролируемого бурового раствора, т	N_2	1406	1406	Фактические данные
Цена средства измерения, руб.	K_1	8,4	25	Прейскурант
Производительность	$V_{1,2}$	17 000	20 000	Фактические данные
Годовые эксплуатационные расходы, руб.	$I_{1,2}$	2157,1	2282	Годовые эксплуатационные данные
Количество обслуживающего персонала, чел.	$N_{об}$	3	3	Норматив
Срок службы, лет	T	4	6	Паспортные данные
Вероятность ложной браковки	α	0,082	0,031	Статистические данные
Вероятность пропуска бракованной продукции	β	0,032	0,02	То же
Потери в результате ложной браковки 1 т бурового раствора, руб.	Π_1	15	15	"
Потери в результате пропуска 1 т некондиционного бурового раствора, руб.	Π_2	47	47	"

Для экономического обоснования допустимых вероятностей ошибок контроля предлагается использовать формулу (3.40).

Годовой экономический эффект от совершенствования средств измерений считается приемлемым, если он превышает затраты более чем на 16 %.

Проанализируем некоторые случаи определения допустимых вероятностей ошибок контроля.

Для случая равенства нулю изменения вероятностей ошибок, например, второго рода, т.е. $\beta_1 = \beta_2$, изменение вероятностей ошибок первого рода можно определить по формуле

$$\Delta\alpha = \frac{V_{И2}(P_2 + E_H)}{\Pi_1 A_1 V_{И1}} \left\{ \frac{\Xi}{A_2} - \frac{Z_1 V_{И1} (P_1 + E_H)}{V_{И2} (P_2 + E_H)} - \frac{I_2 V_{И1} / V_{И2} - I_2}{P_2 + E_H} + \frac{E_H (K' - K)}{P_2 + E_H} + Z_2 \right\}. \quad (3.41)$$

Для случая равенства изменений вероятностей ошибок контроля первого и второго рода допустимые их значения определяются по формуле

$$\Delta\alpha = \Delta\beta = \frac{P_2 + E_H}{(\Pi_1 V_{И1} / V_{И2} + \Pi_2) A_1} \left\{ \frac{\Xi}{A_2} - \frac{Z_1 V_{И1} (P_1 + E_H)}{V_{И2} (P_2 + E_H)} - \frac{I_1 V_{И1} / V_{И2} - I_2}{P_2 + E_H} + \frac{E_H (K'_2 - K_1)}{P_2 + E_H} + Z_2 \right\}. \quad (3.42)$$

При неравенстве технико-экономических потерь от ошибок контроля первого и второго рода допустимое изменение вероятностей ошибок контроля может быть определено по наилучшему случаю.

Если в результате совершенствования средств измерений величина изменения вероятностей ошибок первого рода превышает величину изменения вероятностей ошибок второго рода, а потери в результате пропуска бракованной продукции превышают потери от результатов ложной браковки, то рассчитывают величины двух уровней вероятностей: нижний — при увеличении Π_1 до значения Π_2 и верхний при уменьшении Π_2 до значения Π_1 .

Полученное значение допустимой вероятности ошибок контроля позволяет определить допустимую точность контроля плотности бурового раствора.

По изменению значений вероятностей ошибок контроля и соответствующим изменениям экономических потерь в процессе бурения скважин можно оценить допустимую величину издержек производства приборов, т.е. определить возможную цену прибора повышенного качества, что важно для повышения экономической заинтересованности предприятий, как использующих средства измерений, так и изготовителей.

Особое значение это имеет при переходе промышленных предприятий, изготавливающих средства измерений, и буровых предприятий, на хозяйственный расчет, при котором необходимо тщательно изучать стоимость возможных потерь из-за недостаточной точности измерений контролируемых параметров бурения скважин и показателей свойств буровых

и тампонажных растворов. До последнего времени при изучении технико-экономических потерь при бурении скважин основное внимание уделялось авариям и осложнениям, при которых очевидны потери времени, материалов, энергии и др.

Но и при бурении без осложнений и аварий возможны дополнительные потери материалов, энергии и т.д. из-за недостоверной информации, получаемой в результате контроля технологических параметров бурения скважин, показателей свойств буровых и тампонажных растворов.

Однако следует заметить, что для обоснования допустимых изменений вероятностей ошибок контроля технологических параметров не всегда удастся использовать технико-экономический подход. Это связано в одних случаях с трудностью получения исходных данных, в других — с принципиальной невозможностью оценки ситуаций только с экономических позиций. Поэтому целесообразен и иной подход к установлению допустимых вероятностей ошибок контроля.

В технике используются подобные подходы к обоснованию технических характеристик. Например, параметры надежности, такие как вероятность безотказной работы за определенное время, технический ресурс, определены государственными стандартами.

На основе анализа существующего опыта контроля параметров бурения скважин и буровых растворов предлагается установить вероятность безошибочного контроля, равную 0,9, на период между поверками средств измерений.

3.5. МЕТОДИКА ОБОСНОВАНИЯ ДОПУСТИМОЙ ПОГРЕШНОСТИ ИЗМЕРЕНИЙ

Результаты проведенных исследований характера зависимости между случайными отклонениями значений контролируемых параметров и их вероятностями, распределений погрешностей измерительных средств, вероятностей ошибок первого и второго рода позволили разработать методику обоснования допустимой погрешности измерений при контроле технологических параметров бурения скважин.

Методика включает следующие этапы:

исследование статистической зависимости между значениями технологического параметра и вероятностью их реализации при бурении скважин;

экспериментальное исследование статистической зависимости между погрешностями измерительных средств и вероятностями их реализации;

определение статистических характеристик распределений контролируемых величин;

определение отношения половины поля допуска на контролируемый параметр к среднеквадратическому отклонению от среднего значения этого параметра;

определение допустимой вероятности ошибок контроля технологических параметров;

определение коэффициента точности по допустимой вероятности ошибок контроля технологических параметров и величине отношения половины поля допуска технологического параметра к среднеквадратическому отклонению от среднего значения этого параметра при известных законах распределения контролируемых величин и погрешностей измерений;

определение по коэффициенту точности и величине половины поля допуска значения допустимой абсолютной погрешности измерений технологического параметра.

Рассмотрим примеры использования методики для определения технологических требований к метрологическим характеристикам средств измерений.

Пример 1. В результате обработки данных экспериментальных исследований установлено, что законы распределений плотности бурового раствора и погрешностей измерений нормальны. Центр группирования контролируемых величин совпадает с серединой поля допуска.

Отношение половины поля допуска ($\delta = 0,02 \text{ г/см}^3$) и среднего квадратического отклонения равно 1,25.

По суммарному минимуму экономических потерь определено, что уровень вероятностей ошибок контроля первого рода необходимо уменьшить на $\Delta\alpha = 0,01$, т.е. он не должен превышать значения $\alpha = 0,058$, а ошибок второго рода $\beta = 0,036$.

Тогда по прил. 1 и 2 находят коэффициенты точности $A_\alpha = A_\beta = 0,775$.

По коэффициентам точности определяют абсолютное значение наибольшей допустимой погрешности измерений

$$\Delta = A_\alpha \delta = 0,775 \times 0,02 = \pm 0,015 \text{ г/см}^3. \quad (3.43)$$

Пример 2. Рассмотрим случай для данных, приведенных в предыдущем примере, когда центр группирования технологи-

ческого рассеивания смещен относительно середины поля допуска.

Значения коэффициентов точности также могут быть найдены по прил. 1 и 2, но с учетом имеющегося смещения. При этом следует учесть, что смещение центра группирования относительно середины поля допуска приводит к неравенству значений возможного выхода за каждую границу допуска. Поэтому вероятности ошибок контроля первого и второго рода определяют отдельно по каждой границе поля допуска.

Допустим, что центр группирования смещен к верхней границе поля допуска на величину $\rho_1 = 0,01$ г/см³. Для верхней границы технологического допуска, т.е. $\delta - \rho_1 = 0,01$ г/см³, для уровня вероятности ошибок контроля $\alpha = 0,058$ и $\beta = 0,036$ находят по прил. 1 и 2 коэффициенты точности $A'_\alpha = 1,05$ и $A'_\beta = 0,75$.

Причем A'_α и A'_β определяют при $\delta/\sigma_x = 0,625$ интерполяцией соседних значений данных таблиц.

Абсолютные погрешности измерений

$$\Delta'_\alpha = 1,05 \cdot 0,01 = 0,01 \text{ г/см}^3;$$

$$\Delta'_\beta = 0,751 \cdot 0,01 = 0,0075 \text{ г/см}^3.$$

Таким же образом находят для нижней границы технологического допуска, т.е. $\delta + a = 0,03$ г/см³, и тех же уровней вероятности ошибок контроля при $\delta/\sigma_x = 1,875$ коэффициенты точности $\alpha = 0,895$ и $A''_\beta > 1,5$ и соответствующую им допустимую абсолютную погрешность измерений $\Delta_\alpha = 0,895 \cdot 0,03 = 0,027$ г/см³.

Для обеспечения найденных погрешностей измерения при контроле технологических параметров выбирают средства измерений.

Пример 3. Показатель стабильности бурового раствора на нефтяной основе, косвенно характеризующегося напряжением электропробоя, при бурении скважин имеет треугольное распределение. Погрешность измерений напряжения электропробоя с помощью специальной установки имеет равномерное распределение.

Необходимо определить допустимую погрешность измерений при контроле напряжения электропробоя бурового раствора на нефтяной основе, если границы допуска соответственно равны 350 и 370 В, отношение $\delta/\sigma_x = 1$, уровень вероятностей ошибок первого рода $\alpha = 0,098$, второго рода $\beta = 0,09$.

По прил. 8 определим коэффициент точности $A_\alpha = 0,82$, а по прил. 9 — $A_\beta = 0,65$.

Допустимая погрешность измерений не должна превышать величины

$$\Delta_{\beta} = 0,65 \cdot 10 = 6,5 \text{ В.}$$

Следовательно, приведенная относительная погрешность измерительного средства, если диапазон измерений равен 500 В, не должна превышать 1,5 %.

Пример 4. При бурении скважин и спуско-подъемных операциях контролируют значение нагрузки на крюке и осевой нагрузки на забой.

В результате статистической обработки данных об отклонениях от заданных значений осевой нагрузки на забой при бурении скважин установлено, что статистическое распределение отклонений нагрузок равномерное.

Результаты экспериментальных исследований погрешностей средств измерений нагрузки на крюке и осевой нагрузки на забой показали, что они имеют нормальное распределение.

Вероятность безошибочного контроля должна быть не менее 0,9, тогда допустимая вероятность ошибок не должна превышать 0,1.

При значениях вероятностей ошибок первого и второго рода $\alpha = \beta = 0,05$ по прил. 4 при соотношении половины поля допуска $\delta = 20$ кН и среднеквадратического отклонения $\sigma_x = 35$ кН, равном 0,6, находят коэффициент точности $A = 1,17$, а по прил. 5 для того же значения отношения половины поля допуска и среднеквадратического отклонения при $\beta = 0,05$ $A = 1,14$.

Используя коэффициент точности, находят абсолютное значение предельной допустимой погрешности измерений по формуле (3.43)

$$\Delta = 23,4 \text{ кН.}$$

Относительная погрешность при верхнем значении диапазона измерений нагрузки на крюке $\Delta_{\text{отн}}$, равном 900 кН, вычислена по формуле:

$$\Delta_{\text{отн}} = \frac{\Delta \cdot 100}{P_{\text{и}}}, \quad (3.44)$$

где Δ — абсолютная погрешность измерений; $P_{\text{и}}$ — значение верхнего предела диапазона измерений.

$$\Delta_{\text{отн}} = 2,5 \text{ \%}.$$

Пример 5. В результате статистической обработки данных

о случайных отклонениях от заданных значений крутящего момента на роторе при бурении скважин установлено, что статистическое распределение моментов равномерное.

Результаты экспериментальных исследований погрешностей средств измерений крутящего момента на роторе показали, что они имеют нормальное распределение.

Вероятность безошибочного контроля согласно технологическим требованиям должна быть не менее 0,9, тогда допустимая вероятность ошибок не должна превышать 0,1.

При значениях вероятностей ошибок первого и второго рода $\alpha = \beta = 0,05$ по прил. 4 при соотношении половины допуска $\delta = 3$ кНм и среднеквадратического отклонения $\sigma_x = 2$ кНм, равном 1,5, находят коэффициент точности

$$\Delta = 0,44.$$

Используя коэффициент точности, определяют абсолютное значение предельной допустимой погрешности измерений

$$\Delta = 1,32 \text{ кНм.}$$

Относительную допустимую погрешность $\Delta_{\text{отн}}$ вычисляют по формуле (3.44):

$$\Delta_{\text{отн}} = 4 \text{ \%}.$$

Пример 6. В результате статистической обработки данных об отклонениях от заданных значений крутящего момента на машинном ключе при свинчивании бурильных и обсадных труб установлено, что статистическое распределение моментов равномерное.

Результаты экспериментальных исследований погрешностей средств измерений момента на машинном ключе показали, что они имеют нормальное распределение.

Вероятность безошибочного контроля должна быть не менее 0,9, тогда допустимая вероятность ошибок не должна превышать 0,1.

При значениях вероятностей ошибок первого и второго рода $\alpha = \beta = 0,05$ по прил. 4 при соотношении половины поля допуска $\delta = 4$ кНм и среднеквадратического отклонения $\sigma_x = 2,3$, равном 0,57, находят коэффициент точности $A = 1,1$, а по прил. 5 для того же значения отношения половины поля допуска и среднеквадратического отклонения — $A = 1,05$.

Используя коэффициент точности, определяют абсолютное значение предельной допустимой погрешности измерений:

$$\Delta = 2,3 \text{ кНм.}$$

Относительную допустимую погрешность $\Delta_{\text{отн}}$ вычисляют по формуле (3.44):

$$\Delta_{\text{отн}} = 3,8 \%$$

Пример 7. В результате статистической обработки данных об отклонениях от заданных значений частоты вращения ротора при бурении скважин установлено, что статистическое распределение случайных отклонений частоты равномерное.

Результаты экспериментальных исследований погрешностей средств измерений частоты вращения ротора показали, что они имеют нормальное распределение.

При бурении скважин случайные отклонения частоты вращения ротора обычно меньше допустимых, поэтому вероятность ошибок второго рода незначительна.

При вероятности ошибок первого рода, равной 0,1, и отношении половины поля допуска $\delta = 10$ 1/мин к среднеквадратическому отклонению $\sigma_x = 6$ 1/мин, равном 1,7, по прил. 4 находят коэффициент точности, равный 0,75.

Используя коэффициент точности, определяют абсолютное значение предельной допустимой погрешности измерений:

$$\Delta = 7,5 \text{ 1/мин.}$$

Относительную погрешность $\Delta_{\text{отн}}$ вычисляют по формуле (3.44):

$$\Delta_{\text{отн}} = 2,5 \%$$

Пример 8. Диапазон измерений давления нагнетания бурового раствора от 0 до 40 МПа. Согласно РД 39-2-803–82 при обнаружении флюидопроявления допустимое отклонение давления при бурении скважин равно $\pm 0,8$ МПа. В результате статистической обработки данных о случайных отклонениях от среднего значения контролируемого давления на выкиде насосов (стояке) установлено, что статистическое распределение отклонений давлений равномерное. Результаты экспериментальных исследований погрешностей приборов для измерения давлений показали, что они имеют нормальное распределение.

Отношение половины поля допуска $\delta = 0,8$ МПа и среднеквадратического отклонения $\sigma_x = 0,4$ МПа равно 2. Допустимая вероятность ошибок не должна превышать 0,1. По прил. 3 и 4 находят коэффициент точности $A = 0,71$.

Определяют абсолютное значение предельной допустимой погрешности измерений

$$\Delta = 0,568 \text{ МПа.}$$

Относительную погрешность $\Delta_{\text{отн}}$ рассчитывают по формуле (3.44):

$$\Delta_{\text{отн}} = 1,5 \%$$

Пример 9. В результате статистической обработки данных об отклонениях от заданного значения уровня бурового раствора в приемной емкости установлено, что статистическое распределение отклонений уровня равномерное. Результаты экспериментальных исследований погрешностей уровнемеров показали, что они имеют нормальное распределение.

Отношение половины поля допуска $\delta = 0,02$ м и среднеквадратического отклонения $\sigma_x = 0,0243$ м равно 0,82. Вероятность безошибочного контроля должна быть не менее 0,9. Тогда допустимая вероятность ошибок не должна превышать 0,1. При значениях вероятностей ошибок первого и второго рода $\alpha = \beta = 0,05$ по прил. 3 и 4 при $\delta/\sigma_x = 0,75$ находят коэффициент точности $A_\alpha = 0,83$; для того же значения половины поля допуска к среднеквадратическому отклонению $A_\beta = 0,83$.

Используя коэффициент точности, вычисляют абсолютное значение предельной допустимой погрешности измерений

$$\Delta = 0,0166 \text{ м.}$$

Относительную погрешность $\Delta_{\text{отн}}$ определяют по формуле (3.44):

$$\Delta_{\text{отн}} = \pm 1 \%$$

Пример 10. При бурении скважин установлено, что статистическое распределение случайных отклонений расхода бурового раствора, закачиваемого в скважину, равномерное. Результаты экспериментальных исследований средств измерений расхода бурового раствора показали, что они имеют нормальное распределение.

Отношение половины поля допуска $\delta = 1,5$ л/с и среднеквадратического отклонения $\sigma_x = 1,5$ л/с равно 1. Вероятность безошибочного контроля должна быть не менее 0,9, тогда допустимая вероятность ошибок не должна превышать 0,1.

При значениях вероятности ошибок первого и второго рода $\alpha = \beta = 0,05$ по прил. 3 и 4 находят коэффициент точности $A = 0,66$.

Используя коэффициент точности, определяют абсолютное значение предельной допустимой погрешности измерений по формуле (3.43):

$$\Delta = 1 \text{ л/с.}$$

Относительную погрешность $\Delta_{\text{отн}}$ вычисляют по формуле (3.44):

$$\Delta_{\text{отн}} = 1 \text{ \%}.$$

Пример 11. В задачу входило определение комплекса контролируемых параметров и обоснование допустимых погрешностей измерений при контроле параметров процессов промывки скважин, включая приготовление бурового раствора, регулирование его свойств путем очистки и химической обработки, прогнозирование флюидопроявлений и поглощений скважин при технологических операциях углубления, промывку скважин, долив при подъеме бурильной колонны, наращивание бурильной колонны, спуск бурильной (обсадной) колонны, промывку после спуска бурильной колонны. На основании обработки результатов экспертных оценок было определено, что комплекс должен обеспечивать:

- измерение уровня и суммарного уровня (объема) бурового раствора в емкостях;

- измерение объема бурового раствора, доливаемого в скважину при подъеме инструмента из скважины и вытесняемого из скважины при спуске инструмента;

- измерение давлений на выкиде буровых насосов (стояке) и др.;

- измерение расхода (подачи) и дифференциального расхода бурового раствора;

- дискретное измерение параметров исходных материалов, химреагентов (плотности, влажности, дисперсного состава);

- измерение параметров бурового раствора: непрерывно — плотности на входе в скважину и выходе из нее, газосодержания, электропроводности; дискретно — условной вязкости, статического напряжения сдвига, показателя фильтрации, содержания твердой фазы, коллоидной составляющей, нефти, показателя смазочной способности и напряжения сдвига глинистой корки;

- дискретное измерение плотности шлама, его дисперсного состава;

- измерение температуры бурового раствора на входе в скважину и выходе из нее;

- измерение крутящего момента на роторе;

- измерение текущего значения времени.

При использовании комплекса средств измерений для контроля технологических параметров промывки, долива скважин, обнаружения флюидопроявлений и поглощений бурового раствора совместно с другими комплексами контроля технологических параметров бурения скважин дублирование измерительных средств должно быть исключено.

Анализ данных об интервалах изменений технологических параметров позволил установить диапазоны измерений:

уровня бурового раствора в емкостях, м.....	0–1,6
изменения суммарного уровня от установленного значения, м.....	0,05–0,5
объема бурового раствора, доливаемого в скважину при подъеме инструмента, м ³	0–1
объема бурового раствора, вытесненного из скважины при спуске инструмента, м ³	0–1
давления на выкиде буровых насосов, МПа.....	0–40
расхода (подачи) бурового раствора на входе в скважину, дм ³ /с.....	0–50
дифференциального расхода бурового раствора, дм ³ /с.....	0–5
плотности бурового раствора, г/см ³	0,8–2,6
газосодержания бурового раствора, %.....	0–20
удельного электрического сопротивления бурового раствора, Ом·м.....	0–100
плотности шлама, г/см ³	1,0–3
температуры бурового раствора на выходе из скважины, °С.....	0–100
крутящего момента на роторе, кНм.....	0–30

Результаты статистической обработки зависимости между значениями отклонения уровня бурового раствора в емкостях циркуляционной системы от среднего с учетом потерь бурового раствора на очистных устройствах, стенках скважин, добавляемых объемов химических реагентов и других материалов и вероятностями появления этих отклонений показали, что указанная зависимость аппроксимируется равномерным распределением.

Отношение половины поля допуска ($\delta = 0,02$ м) и среднеквадратического отклонения $\sigma_x = 0,0243$ м равно 0,82. Допустимая вероятность ошибок контроля не должна превышать 0,1.

При вероятности ошибок первого рода $\alpha = 0,05$ по прил. 4 находят коэффициент точности $A_\alpha = 0,83$.

По прил. 5 при вероятности ошибок второго рода $\beta = 0,05$ находят коэффициент точности $A_\beta = 0,82$.

Вычисляют допустимую абсолютную погрешность

$$\Delta = \pm 0,0166 \text{ м.}$$

При диапазоне изменения суммарного уровня, равном 1 м,

допустимое значение относительной погрешности равно $\pm 1,6\%$.

Согласно РД 39-2-803–82 "Инструкция по раннему обнаружению газонефтеводопроявлений и их предупреждению" диапазон измерений разности между теоретическим и фактическим объемами доливаемого в скважину бурового раствора составляет от 0 до 1 м³. Допустимое отклонение от среднего значения объема доливаемого в скважину бурового раствора при подъеме инструмента не превышает $\pm 0,1$ м³.

Обычно объем доливаемого в скважину бурового раствора при подъеме инструмента определяют по изменению уровня раствора в специальной доливочной емкости.

В результате статистической обработки данных об отклонениях от среднего значения уровня бурового раствора в доливочной емкости установлено, что статистическое распределение отклонений уровня равномерное. Результаты экспериментальных исследований погрешностей уровнемеров показали, что они имеют нормальное распределение. Доловочные емкости, применяемые при бурении скважин, обычно нестандартны. С целью повышения точности долива стремятся использовать емкости с небольшой площадью основания. При емкости площадью сечения 1 м² и высотой 1 м при изменении объема бурового раствора на 0,1 м³ уровень бурового раствора изменится на 0,1 м.

Отношение половины поля допуска $\delta = 0,05$ м и среднеквадратического отклонения $\sigma_x = 0,02$ м² равно 2,5.

Допустимая вероятность ошибок контроля не должна превышать 0,1. При $\alpha = 0,05$ по прил. 3 и 4 определяют коэффициент точности $A = 0,5$.

Допустимую абсолютную погрешность вычисляют по формуле (3.43):

$$\Delta = \pm 0,0255 \text{ м.}$$

Допустимая величина относительной погрешности измерения бурового раствора в поливочной емкости не должна превышать $\pm 2,5\%$.

В соответствии с руководящим документом РД 39-2-803–82 диапазон измерений разности между теоретическим и фактическим объемами вытесняемого из скважины бурового раствора при спуске бурильных или обсадных труб составляет от 0 до 1 м³. Допустимое отклонение от среднего значения объема вытесняемого из скважины бурового раствора при спуске труб не превышает $\pm 0,1$ м³.

Контроль объема вытесняемого из скважины бурового

раствора имеет важное значение, так как его результаты позволяют обнаружить газодонефтепроявления. Из-за отсутствия технических средств контроль объема вытесняемого при спуске бурильных или обсадных труб бурового раствора осуществляется ориентировочно. Результаты контроля показали, что в связи с малой вероятностью как газодонефтепроявлений, так и поглощений бурового раствора в скважинах зависимость между значениями объемов вытесняемого при спуске труб бурового раствора и вероятностями этих значений аппроксимируется треугольным распределением.

Распределение погрешностей измерения объемов бурового раствора может быть отнесено к треугольному. При отношении половины поля допуска к среднеквадратическому отклонению от среднего значения объема вытесняемого из скважины бурового раствора при спуске труб, равном 1,0, и допустимой общей вероятности ошибок контроля 0,1 по прил. 6 для вероятности ошибок первого рода, равной 0,05, находят коэффициент точности $A = 0,56$.

При вероятности ошибок второго рода, равной 0,05, для указанных условий по прил. 7 определяют коэффициент точности $A = 0,57$. Допустимая абсолютная погрешность по формуле (3.43)

$$\Delta = 0,0285 \text{ м}^3.$$

Допустимую величину относительной погрешности измерения объема бурового раствора, вытесняемого из скважины при спуске бурильных или обсадных труб, вычисляют по формуле (3.44): она равна 2,85 %.

Диапазон измерения плотности бурового раствора составляет от 0,8 до 2,6 г/см³. Допустимое отклонение от среднего значения измеряемой величины не должно превышать $\pm 0,02$ г/см³ согласно РД 39-2-803 – 82.

В результате статистической обработки данных об отклонениях плотности бурового раствора от заданных значений при бурении скважин установлено, что статистическое распределение уровня треугольное. Результаты экспериментальных исследований погрешностей плотномеров (ареометров, рычажных весов, автоматических плотномеров) показали, что они имеют нормальное распределение.

Отклонение половины поля допуска $\delta = 0,01$ г/см³ и среднеквадратического отклонения $\sigma_x = 0,02$ равно 0,5. Вероятность безошибочного контроля в течение межповерочного периода эксплуатации измерительных средств должна быть

не менее 0,9. Следовательно, допустимая вероятность ошибок не должна превышать 0,1.

При значениях вероятностей ошибок первого и второго рода $\alpha = \beta = 0,05$ по прил. 6 при $\delta/\sigma_x = 0,5$ находят коэффициент точности $A_\alpha = 0,865$, а по прил. 7 $A_\beta = 0,8$. По формуле (3.43) определяют допустимую абсолютную погрешность:

$$\Delta = \pm 0,00865.$$

Допустимая относительная погрешность

$$\Delta_{\text{отн}} = \pm 0,5 \text{ \%}.$$

По данным руководящего документа РД 39-2-803–82 диапазон измерений газосодержания бурового раствора должен составлять от 1 до 20 %. Допустимое отклонение газосодержания бурового раствора – не более 4 %. Результаты анализа статистических данных о газосодержании бурового раствора при бурении скважин позволили установить, что статистическое распределение отклонений газосодержания треугольное. Распределение погрешностей измерения газосодержания нормальное.

Отношение половины поля допуска $\delta = 2 \text{ \%}$ и среднеквадратического отклонения $\sigma_x = 2 \text{ \%}$ равно 1.

При вероятности безошибочного контроля, равной 0,9, допустимая вероятность ошибок не должна превышать 0,1.

При значениях вероятностей ошибок первого и второго рода $\alpha = \beta = 0,05$ по прил. 6 находят коэффициент точности $A_\alpha = 0,56$, а по прил. 7 $A_\beta = 0,57$.

Величина допустимой абсолютной погрешности, рассчитанная по формуле (3.43), равна

$$\Delta = \pm 1,14 \text{ \%}.$$

Рассмотренный методический подход к обоснованию точности контроля не зависит от физической природы технологических параметров и принципов действия средств измерений, т.е. имеет обобщенный характер. Он позволяет дать экономическое или вероятностное обоснование целесообразности контроля с заданной точностью в том или ином случае, оценить влияние различных факторов на ошибки контроля первого и второго рода и выделить наиболее существенное из них.

Методика предназначена для обоснования допустимых погрешностей измерений при контроле технологических пара-

метров бурения скважин и, следовательно, обоснования исходных технических требований к метрологическим характеристикам разрабатываемых средств измерений.

3.6. МЕТОДЫ ПОВЫШЕНИЯ ДОСТОВЕРНОСТИ РЕЗУЛЬТАТОВ КОНТРОЛЯ ПРОЦЕССОВ БУРЕНИЯ СКВАЖИН

Качество функционирования информационной системы в бурении оценивается некоторым обобщенным показателем ее эффективности, имеющим смысл вероятности выполнения задачи по оценке состояния объекта.

При этом считаются известными ряд задач, для выполнения которых предназначен объект, некоторый критерий качества их решения и допустимые значения этого критерия.

Оценить эффективность методов повышения достоверности оценки состояния технологического объекта возможно только тогда, когда известно, как при этом изменяются характеристики достоверности.

При экспоненциальном законе все информационные характеристики выражаются через интенсивность классификации. Как указывалось, достоверность контроля состояния технологического объекта определяется глубиной контроля и точностью измерения параметров, надежностью технических средств измерений и переработки данных, точностью работы операторов.

Следовательно, повышение достоверности может быть достигнуто при улучшении каждой из указанных составляющих.

Конечным результатом анализа глубины контроля является получение набора параметров объекта, относительно которого можно утверждать, что он с заданной вероятностью описывает состояние объекта. Очевидно, указанная вероятность увеличивается при определении дополнительных (сравнительно малоинформативных) параметров.

Как отмечено в работе [32], достоверность контроля есть возрастающая функция числа контролируемых параметров, асимптотически стремящаяся к единице с его увеличением.

Определить значения параметров можно либо их измерением, либо расчетом. При измерениях параметров используется соответствующая измерительная техника.

Если непосредственно определить при проведении технологического процесса некоторые параметры невозможно или

это требует больших трудозатрат и значительного времени, используют расчеты по значениям других параметров.

Установление одних параметров по значениям других называется идентификацией. В литературе [1, 3] рассмотрены примеры идентификации проницаемости образцов цементного камня по результатам измерения их прочности на изгиб, показывающие, что по прочности образцов на изгиб можно с мерой идентичности, равной 0,93, судить о проницаемости камня и т.д.

Таким образом, после установления необходимой глубины контроля состояния технологического объекта определяются значения технологических параметров.

Точность измерения параметров должна удовлетворять технологическим требованиям.

Повысить точность измерения параметров можно применением более точных измерительных средств или увеличением числа измерений одной и той же величины и статистической обработкой полученных результатов.

Статистические методы [33] позволяют по ограниченному числу измерений установить наиболее вероятное (среднее) значение измеряемой величины, вероятностную погрешность отдельного измерения и вероятностные пределы неопределенности измеряемой величины с заданным доверительным уровнем.

Область возможных отклонений результатов измерений от среднего значения, в которую попадает определенная часть результатов измерений, называется доверительным интервалом, а вероятность того, что результат определенного измерения будет находиться в этой области, доверительным уровнем.

Известно, что погрешность средств измерений в большинстве случаев имеет нормальное распределение. При этом любому доверительному интервалу соответствует определенная доверительная вероятность. Так, например, интервалу $\pm 3\sigma_x$ соответствует вероятность 0,997.

Зависимость точности определения среднего значения параметра от числа измерений при известном среднем квадратичном отклонении определяется выражением

$$\xi = \frac{j^2 \sigma^2}{n},$$

где j — коэффициент, зависящий от доверительной вероятности.

Пример. Пусть требуется найти число измерений плотнос-

ти бурового раствора для оценки его среднего значения с точностью $\xi = 0,01$ г/см³ при $\sigma = 0,025$ г/см³ и $j = 1,96$. По формуле находим

$$n = \frac{1,96^2 \cdot 0,025^2}{0,01^2} = 25.$$

Следовательно, для достижения точности определения плотности бурового раствора, равной 0,01 г/см³, необходимо сделать 25 измерений.

Текущее значение контролируемой величины может быть определено путем ее непрерывного измерения. При этом, если погрешность измерительных средств больше требуемой, то ее анализируют, выявляют влияющие факторы и стремятся уменьшить путем внесения поправок.

Если дополнительная погрешность вызвана изменением температуры, влажности окружающей среды, вибрациями или изменяющимися свойствами самих измеряемых материалов, то определяют степень влияния каждого из указанных факторов на точность измерения и компенсируют это влияние расчетным методом.

Если технологический объект является источником значительных помех, то полезный сигнал фильтруют от помех. Например, при измерении давлений на выкиде буровых насосов показания манометров колеблются не только при изменении давлений в циркуляционной системе, но и при вибрации оборудования.

Существуют различные типы фильтров, различающиеся по эффективности работы, сложности, длительности выделения полезной информации [33].

При проектировании систем контроля выбирают наилучшие фильтры с учетом точности их работы, простоты обслуживания и загрузки ими при многократных использованиях вычислительных устройств.

В связи с приближенностью оценок статистических характеристик контролируемых величин и помех предполагается, что корреляционная функция контролируемых величин $x(t)$ при стационарном случайном процессе аппроксимируется функцией

$$k_x(\tau) = \sigma_x^2 e^{-\alpha|\tau|}, \quad (3.45)$$

где σ_x^2 — дисперсия полезного сигнала; α — коэффициент экспоненты.

Мешающие воздействия $y(t)$, являющиеся случайным стационарным процессом, коррелированным с контролируемыми величинами, складываются с контролируемыми величинами и имеют корреляционную функцию

$$k_y(\tau) = k\sigma_x^2 e^{-m\alpha(\tau)}, \quad (3.46)$$

где k и m — коэффициенты.

На выходе измерительного устройства получается величина $z(t)$:

$$z(t) = x(t) + y(t). \quad (3.47)$$

Выходная величина $b(t)$ после фильтрации $z(t)$ при использовании им непрерывного линейного фильтра определяется так:

$$b(t) = \int_{T_1}^{T_2} g(s)z(t+s)ds, \quad (3.48)$$

где $g(s)$ — весовая функция фильтра.

При $T_2 > 0$ для оценки контролируемых величин необходимо знать прогнозные значения контролируемых величин.

Качество фильтрации оценивается средним квадратичным отклонением величин $b(t)$ и $x(t)$:

$$\sigma^2 = M[b(t) - x(t)]. \quad (3.49)$$

Для определения асимптотической оценки возможностей фильтрации используется понятие оптимального линейного статистического фильтра, под которым понимается фильтр, полученный при подстановке в формулу (3.48) пределов $T_1 = T_2 = \infty$ и определении весовой функции фильтра $g(s)$ из условия минимизации среднего квадратичного отклонения σ .

Для отделения от значений контролируемых величин высокочастотных помех используется способ вычисления скользящего среднего:

$$b(t) = \frac{1}{T} \int_{t-T}^t z(s)ds, \quad (3.50)$$

где T — интервал усреднения.

Погрешность этого метода фильтрации определяют по формуле (3.49).

Интервал усреднения находят из условия минимизации погрешности фильтрации.

Широкое распространение получило использование для фильтрации метода экспоненциального сглаживания.

Экспоненциальный фильтр представляет собой звено системы с передаточной функцией

$$W(P) = \frac{V}{V - P}, \quad (3.51)$$

где V — коэффициент экспоненциального сглаживания.

Погрешность фильтрации определяют по формуле

$$\sigma^2 = \sigma_x^2 \left[\frac{kV}{\alpha m + V} + \frac{\alpha}{\alpha + V} \right]. \quad (3.52)$$

Значения контролируемых параметров на фоне помех выделяют с помощью статистических фильтров путем последовательных во времени замеров. При этом даже подбор масштабного коэффициента позволяет снизить влияние помехи на результат измерений.

При использовании двух последних во времени точек замеров для фильтрации используют следующие вычислительные операции:

$$b(t) = g_1 z(t) + g_2 z(t - t_0) - m_x (g_1 + g_2 - 1). \quad (3.53)$$

Коэффициенты находят из уравнений

$$g_1 = \frac{k_z(t_0)k_{xz}(t_0) - k_z(0)k_{xz}(0)}{k_z^2(t_0) - k_z^2(0)}; \quad (3.54)$$

$$g_2 = \frac{k_z(t_0)k_{xz}(t_0) - k_z(0)k_{xz}(t_0)}{k_z^2(t_0) - k_z^2(0)}. \quad (3.55)$$

Погрешность фильтрации

$$\sigma^2 = \sigma_x^2 - g_1 k_{xz}(0) - g_2 k_{xz}(t_0). \quad (3.56)$$

Проведенный анализ эффективности работы фильтров [25, 23] показывает, что в большинстве случаев целесообразно использовать фильтрацию типа экспоненциального сглаживания, реализация которого в большинстве случаев проста, а точность достаточно высока.

Иногда для повышения достоверности контроля применяют интегрирование и усреднение.

Процедуры вычислений суммарных $S_x(t)$ и средних $Q_x(t)$ значений аналогичны и в основном сводятся к интегрированию непрерывно изменяющейся за интервал времени $t_1 \div t_{n+1}$ контролируемой величины $x(t)$:

$$s_x(t) = \int_{t_1}^{t_{n+1}} x(t) dt; \quad (3.57)$$

$$Q_x(t) = \frac{1}{n(t_{n+1} - t_1)} \int_{t_1}^{t_{n+1}} x(t) dt. \quad (3.58)$$

Рассмотрим пример определения среднего значения измеряемой величины. Для определения статического противодавления столба бурового раствора на пласт измеряют плотность бурового раствора. Допуски на плотность бурового раствора устанавливаются жесткие ($\pm 0,02$ г/см³), поэтому контролируемая величина часто выходит за пределы допуска, что вызывает управляющие воздействия. Если определить усредненное значение плотности или давления столба бурового раствора на пласты, то при выходе плотности отдельных пачек бурового раствора за нижний или верхний пределы допустимых значений среднее значение плотности всего столба бурового раствора останется в пределах допуска, т.е. уменьшатся потери на регулирование этого параметра.

При контроле комплекса параметров возможно повышение достоверности измерений одних из них за счет информации, вносимой другими. Например, о дифференциальном расходе бурового раствора можно судить по разности показаний расходомеров, установленных на входе в скважину и выходе из нее, а также по уровню бурового раствора в приемной емкости или по уровню баланса, связывающего между собой на любом выделенном участке циркуляционной системы все потоки.

Повышение достоверности результатов измерений расходов достигается их корректировкой по уровню баланса. При этом возможна оценка систематической составляющей погрешности средств измерений.

При дискретном измерении параметров или дискретной обработке полученной информации полученные результаты относят не только к моменту производства измерительных операций, но и ко всему интервалу времени между измерениями. Возникают дополнительные погрешности дискретизации, для уменьшения которых производят экстра- и интерполяцию значений измеряемого параметра.

При измерении быстро изменяющихся величин возникают динамические погрешности, которые могут корректироваться вычислительными методами.

Достоверность результатов контроля технологических параметров зависит от надежности функционирования средств измерений. При конструировании контрольно-измерительных устройств с целью обеспечения их высокой надежности стремятся использовать наиболее надежные, унифицирован-

ные элементы, применяют резервирование отдельных элементов, узлов или блоков в целом. Резервирование позволяет из малонадежных элементов проектировать надежные измерительные устройства, однако при этом возрастают их масса и стоимость.

При изготовлении технических средств измерения можно повысить их надежность, совершенствуя технологию производственных процессов, применяя статистический контроль качества продукции, осуществляя тренировку элементов и узлов.

Правильная эксплуатация позволяет обеспечить надежность средств контроля, заложенную в процессе ее проектирования и изготовления.

Научная организация эксплуатации включает в себя научно обоснованные методы проведения профилактических мероприятий и ремонтов, позволяющие своевременно производить смену или ремонт таких элементов, вероятность отказа которых велика.

Безошибочность действия операторов зависит от многих факторов, к числу которых относится степень согласованности возможностей человека и конструкции технических устройств. По этой проблеме накоплен экспериментальный материал [33], на основании которого могут быть разработаны требования к техническим системам по обеспечению безошибочности работы операторов в условиях дефицита времени. Частота появления типичной ошибки операторов — пропуска сигналов — является логарифмической функцией скорости поступления сигналов, на которые должен был отреагировать оператор. Количество ошибок существенно возрастает при перегрузке информацией, в частности, при увеличении числа источников информации, которые должен использовать оператор в своей работе. Увеличение интенсивности ошибок оператора было обнаружено при проведении психологических экспериментов на тренажерах.

Многие психологи считают одним из важнейших путей повышения безошибочности работы операторов их тщательный отбор.