

РОССИЙСКОЕ АКЦИОНЕРНОЕ ОБЩЕСТВО
ЭНЕРГЕТИКИ И ЭЛЕКТРИФИКАЦИИ "ЕЭС РОССИИ"

—
ДЕПАРТАМЕНТ НАУКИ И ТЕХНИКИ

**МЕТОДИЧЕСКИЕ УКАЗАНИЯ.
ИНФОРМАЦИОННО-ИЗМЕРИТЕЛЬНЫЕ СИСТЕМЫ.
МЕТОДИКА ОБРАБОТКИ
ЭКСПЕРИМЕНТАЛЬНЫХ ДАННЫХ
МЕТРОЛОГИЧЕСКОЙ АТТЕСТАЦИИ**

РД 34.11.206-94

СЛУЖБА ПЕРЕДОВОГО ОПЫТА ОРГРЭС
Москва

1995

РАЗРАБОТАНО Акционерным обществом "Фирма по наладке,
совершенствованию технологии и эксплуатации электро-
станций и сетей ОРГРЭС"

ИСПОЛНИТЕЛИ А.Г. АЖИКИН, С.А. СПОРЫХИН

УТВЕРЖДЕНО Департаментом науки и техники РАО "ЕЭС
России" 14.01.94

Первый заместитель начальника А.П. БЕРСЕНЕВ

УДК 62:389

**МЕТОДИЧЕСКИЕ УКАЗАНИЯ.
ИНФОРМАЦИОННО-ИЗМЕРИТЕЛЬНЫЕ СИСТЕМЫ.
МЕТОДИКА ОБРАБОТКИ
ЭКСПЕРИМЕНТАЛЬНЫХ ДАННЫХ
МЕТРОЛОГИЧЕСКОЙ АТТЕСТАЦИИ**

РД 34.11.206-94

*Срок действия установлен
с 01.01.95 г.
до 01.01.99 г.*

Настоящие Методические указания (МУ) определяют основные положения и устанавливают методы обработки результатов многократных наблюдений, полученных при проведении метрологической аттестации (МА) в соответствии с "РД 34.11.202-87. Методические указания. Информационно-измерительные системы. Метрологическая аттестация. Организация и порядок проведения" (М.: СПО Союзтехэнерго, 1988) измерительных каналов (ИК) информационно-измерительных систем (ИИС), эксплуатируемых на предприятиях электроэнергетической отрасли.

Методические указания предназначены для персонала организаций, проводящих МА ИИС.

В МУ изложены алгоритмы обработки результатов многократных наблюдений при экспериментальных исследованиях метрологических характеристик (МХ) ИК ИИС (в условиях эксплуатации) комплексным и элементарным методами.

Указанные в МУ алгоритмы обработки экспериментальных данных основаны на следующих допущениях:

закон распределения случайной составляющей погрешности ИК является нормальным;

закон распределения случайной составляющей погрешности ИК, обусловленной гистерезисом, является равномерным;

закон распределения систематической составляющей погрешности на множестве однотипных ИК является нормальным;

взаимное влияние ИК не имеет места.

С выходом настоящих МУ утрачивают силу "Методические указания. Информационно-измерительные системы. Методика обработки экспериментальных данных метрологической аттестации: РД 34.11.206-88" (М.: СПО Союзтехэнерго, 1988).

1. ОБЩИЕ ПОЛОЖЕНИЯ

1.1. Результаты многократных наблюдений, полученные при экспериментальных исследованиях МХ ИК, должны быть представлены в протоколе по форме, приведенной в РД 34.11.202-87.

Примечание. Под многократными наблюдениями следует понимать те случаи, когда осуществляется не менее четырех наблюдений.

1.2. Результатами обработки экспериментальных данных являются следующие МХ:

систематическая составляющая погрешности ИК Δ_s или (и) математическое ожидание систематической составляющей погрешности совокупности однотипных ИК $M(\Delta_s)$;

среднее квадратическое отклонение (СКО) систематической составляющей погрешности ИК совокупности однотипных ИК $\sigma(\Delta_s)$;

среднее квадратическое отклонение случайной составляющей погрешности ИК $\sigma(\hat{\Delta})$ или (и) совокупности однотипных ИК $\sigma(\hat{\Delta})$;

случайная составляющая погрешности ИК или (и) совокупности однотипных ИК, обусловленная гистерезисом — вариация N или (и) \bar{N} ;

верхняя и нижняя границы доверительного интервала погрешности измерений ИК или совокупности однотипных ИК Δ_n, Δ_r .

1.3. Результаты МА должны быть представлены в соответствии с МИ 1317-86 в виде Δ_n, Δ_r, P (P — доверительная вероятность).

Метрологические характеристики нормируются для групп однотипных ИК или для каждого ИК.

2. АЛГОРИТМ ОБРАБОТКИ РЕЗУЛЬТАТОВ НАБЛЮДЕНИЙ ПРИ КОМПЛЕКТНОМ МЕТОДЕ ИССЛЕДОВАНИЙ МХ ИК

2.1. Обработка результатов проводится в три этапа.

На первом этапе полученная совокупность результатов наблюдений для каждого l -го ИК, в каждой j -й точке диапазона измерений проверяется на наличие грубых ошибок (погрешностей). Отдельно проверяются результаты, полученные при прямом и обратном ходах в процессе проведения эксперимента.

2.1.1. Анализируются условия, в которых был получен результат наблюдения, по предположению, содержащий грубую погрешность, т.е. резко отличающийся от остальных результатов наблюдений.

Если результат получен в тех же условиях, что и вся совокупность, и не является следствием грубых ошибок при наблюдениях, то оцениваемый результат не исключается из рассматриваемой совокупности.

Если же результат наблюдений является следствием грубых ошибок при наблюдениях или следствием случайного нарушения нормальных условий (т.е. условий, в которых получена вся совокупность), то указанный результат наблюдений не принадлежит той же совокупности, что и остальные, и исключается из дальнейшей обработки.

Если причина резкого отклонения результата наблюдений не установлена, то следует воспользоваться методом статистической обработки (п. 2.1.2).

2.1.2. Оценивается аномальность результатов наблюдений.

2.1.2.1. Определяется среднее арифметическое значение результатов наблюдений по формуле

$$\bar{x}_{j/m(6)} = \frac{1}{n_{m(6)}} \sum_{i=1}^{n_{m(6)}} x_{ijm(6)}, \quad (1)$$

где $x_{ijm(6)}$ — i -е значение результата наблюдений в j -й точке диапазона измерений l -го ИК при прямом (обратном) ходе ($i=1 \dots n$);

$n_{m(6)}$ — количество наблюдений при прямом (обратном) ходе.

2.1.2.2. Определяется среднее квадратическое отклонение результатов наблюдений по формуле

$$S = \left(\frac{1}{n_{m(6)}} \sum_{i=1}^{n_{m(6)}} (x_{ijm(6)} - \bar{x}_{j/m(6)})^2 \right)^{0.5} \quad (2)$$

2.1.2.3. Определяется отношение U по формуле

$$U = \frac{|\bar{x}_{j/m(6)} - x_{ijm(6)}^*|}{S}, \quad (3)$$

где $x_{ijm(6)}^*$ — результат наблюдения, по предположению, содержащий грубую погрешность.

2.1.2.4. Полученное значение U сравнивается со значением h по таблице приложения 1.

2.1.2.5. Если $U > h$, то результат наблюдений исключается из рас-

смаатриваемой совокупности, в этом случае проводится еще одно наблюдение. При невозможности получения дополнительного результата наблюдений исключенный результат заменяется на среднее арифметическое из двух смежных значений из протокола наблюдений.

2.1.2.6. При малом числе наблюдений для проверки совокупности результатов наблюдений на наличие грубых ошибок возможно применение критерия Диксона, который определяется следующим образом.

Определяется среднее арифметическое значение по формуле (1).
Определяется модуль отклонения каждого результата наблюдений от среднего значения

$$\Delta x_{j/m(6)} = |x_{j/m(6)} - \bar{x}_{j/m(6)}| \quad (4)$$

Полученные значения отклонений записываются в возрастающий ряд

$$\Delta x_{j_1 m(6)} \leq \dots \leq \Delta x_{j_{i m(6)}} \leq \dots \leq \Delta x_{j_{m(6)}} \quad (5)$$

Определяется отношение K по формуле

$$K = \frac{\Delta x_{j_{m(6)}} - \Delta x_{j_{m-1 m(6)}}}{\Delta x_{j_{m(6)}} - \Delta x_{j_1 m(6)}} \quad (6)$$

Полученное значение K сравнивается со значениями K_d из таблицы.

| Доверительная вероятность | Количество результатов наблюдений n_m (n_6) | | | | | | | | | | | |
|---------------------------|---|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 12 | 14 | 16 | 18 | 20 |
| 0,95 | 0,76 | 0,64 | 0,56 | 0,51 | 0,47 | 0,44 | 0,41 | 0,38 | 0,35 | 0,33 | 0,31 | 0,30 |
| 0,9 | 0,68 | 0,56 | 0,48 | 0,43 | 0,40 | 0,37 | 0,35 | 0,32 | 0,29 | 0,28 | 0,26 | 0,26 |

Если $K > K_d$, то результат наблюдений, у которого модуль отклонения от среднего значения является наибольшим, исключается из рассматриваемой совокупности и производится его замена, как указано в п. 2.1.2.5.

2.2. На втором этапе определяются следующие характеристики погрешности ИК.

2.2.1. Оценка систематической составляющей погрешности в j -й точке диапазона измерений l -го ИК по формуле

$$\tilde{\Delta}_{Sj} = \frac{(\bar{x}_{jм} - x_{jл}) + (\bar{x}_{jб} - x_{jл})}{2} \quad (7)$$

где $\bar{x}_{jм(б)}$ — среднее арифметическое значение результатов наблюдений в j -й точке диапазона измерений l -го ИК при прямом (обратном) ходе;

$x_{jл}$ — действительное значение измеряемой величины в j -й точке диапазона измерений l -го ИК (действительное значение образцового сигнала на входе ИК в единицах измеряемой величины).

Значения $\bar{x}_{jм(б)}$ определяются по формулам:

$$\bar{x}_{jм} = \frac{1}{n_m} \sum_{i_m=1}^{n_m} x_{jмi_m} ; \quad (8)$$

$$\bar{x}_{jб} = \frac{1}{n_b} \sum_{i_b=1}^{n_b} x_{jби_b} . \quad (9)$$

2.2.2. Оценка дисперсии случайной составляющей погрешности в j -й точке диапазона измерений l -го ИК по формуле

$$\bar{D}(\Delta_{jл}) = \frac{1}{(n_m + n_b) - 1} \left[\sum_{i_m=1}^{n_m} (x_{jмi_m} - \bar{x}_{jм})^2 + \sum_{i_b=1}^{n_b} (x_{jби_b} - \bar{x}_{jб})^2 \right] . \quad (10)$$

2.2.3. Оценка СКО случайной составляющей погрешности в i -й точке диапазона измерений l -го ИК по формуле

$$\bar{\sigma}(\Delta_{jл}) = \sqrt{\bar{D}(\Delta_{jл})} . \quad (11)$$

2.2.4. Оценка вариаций в j -й точке диапазона измерений l -го ИК по формуле

$$\bar{H}_{jл} = |\bar{x}_{jм} - \bar{x}_{jб}| . \quad (12)$$

2.2.5. Если обрабатываются результаты наблюдений при исследовании совокупности однотипных ИК, то обработка продолжается и определяются следующие обобщенные характеристики погрешности совокупности ИК.

2.2.5.1. Оценка математического ожидания систематической составляющей погрешности в j -й точке диапазона измерений совокупности однотипных ИК по формуле

$$\tilde{M}(\Delta_{sj}) = \frac{1}{m} \sum_{k=1}^m \tilde{\Delta}_{sj}, \quad (13)$$

где m — количество однотипных ИК в обрабатываемой (рассматриваемой) совокупности.

2.2.5.2. Оценка СКО систематической составляющей погрешности в j -й точке диапазона измерений совокупности однотипных ИК по формуле

$$\tilde{\sigma}(\Delta_{sj}) = \left(\frac{1}{m-1} \sum_{k=1}^m (\tilde{\Delta}_{sj} - \tilde{M}(\Delta_{sj}))^2 \right)^{0.5}. \quad (14)$$

2.2.5.3. Оценка СКО случайной составляющей погрешности в j -й точке диапазона измерений, если оценки дисперсий случайной составляющей погрешности совокупности однотипных ИК однородны, по формуле

$$\bar{\sigma}(\Delta_j) = \sqrt{\frac{1}{m} \sum_{k=1}^m \tilde{\sigma}^2(\Delta_{kj})}. \quad (15)$$

Если же дисперсии не однородны, то в качестве $\bar{\sigma}(\Delta_j)$ принимается максимальное из m значений $\tilde{\sigma}(\Delta_{kj})$, т.е.

$$\bar{\sigma}(\Delta_j) = \max_m \tilde{\sigma}(\Delta_{kj}). \quad (16)$$

Алгоритм проверки однородности дисперсий представлен в приложении 2.

2.2.5.4. Оценка вариации в j -й точке диапазона измерений совокупности однотипных ИК в случае допустимости ее расхождения по формуле

$$\bar{H}_j = \frac{1}{m} \sum_{k=1}^m \tilde{H}_{kj}. \quad (17)$$

Если же расхождения значений вариации не допустимо, то в качестве \bar{H}_j принимается максимальное из их значений \tilde{H}_{kj} , т.е.

$$\bar{H}_j = \max_m \tilde{H}_{kj}. \quad (18)$$

Алгоритм проверки допустимости расхождения вариации представлен в приложении 3.

2.3. На третьем этапе обработки в каждой j -й точке диапазона измерений ИК (совокупности однотипных ИК) определяются верхняя ($\Delta_{\text{н}}$) и нижняя ($\Delta_{\text{п}}$) границы доверительного интервала погрешности измерений.

2.3.1. Для одного ИК $\Delta_{\text{н}}, \Delta_{\text{п}}$ определяются по формуле

$$\Delta_{\text{н(п)}} = \bar{\Delta}_{\text{СД}} \pm t_p \sqrt{\bar{\sigma}^2(\Delta_{\text{п}}) + \frac{\bar{H}_j^2}{12}}, \quad (19)$$

где t_p — коэффициент Стьюдента, который определяется по таблице приложения 4 в зависимости от доверительной вероятности и количества наблюдений.

2.3.2. Для совокупности однотипных ИК $\Delta_{\text{н}}, \Delta_{\text{п}}$ определяются по формуле

$$\Delta_{\text{н(п)}} = \bar{M}(\Delta_{\text{СД}}) \pm t_p \sqrt{\bar{\sigma}^2(\Delta_{\text{СД}}) + \bar{\sigma}^2(\Delta_{\text{п}}) + \frac{\bar{H}_j^2}{12}}. \quad (20)$$

2.4. Полученные значения $\Delta_{\text{н}}$ и $\Delta_{\text{п}}$ записываются как функции $\Delta_{\text{н}} = f(x_{\text{изм}})$ и $\Delta_{\text{п}} = f(x_{\text{изм}})$, аппроксимируются по диапазону измерений прямыми (например, методом наименьших квадратов) и представляются в виде:

$$\Delta_{\text{н}} = a_1 + b_1 x_{\text{изм}}; \quad (21)$$

$$\Delta_{\text{п}} = a_2 + b_2 x_{\text{изм}}. \quad (22)$$

где $a_1(a_2), b_1(b_2)$ — параметры аппроксимирующих прямых;
 $x_{\text{изм}}$ — измеренное значение физической величины.

Параметры аппроксимирующих прямых для метода наименьших квадратов находятся из решения следующей системы уравнений:

$$\begin{cases} \sum_{j=1}^q (\Delta_{\text{н(п)}} - bx_{\text{н(п)}} - a) x_{\text{н(п)}} = 0; \\ \sum_{j=1}^q (\Delta_{\text{н(п)}} - bx_{\text{н(п)}} - a) = 0, \end{cases} \quad (23)$$

где q — количество точек диапазона измерений, в которых проводились экспериментальные исследования ($j=1 \dots q$).

2.5. В качестве нормированных МХ ИК (совокупности ИК) во всем диапазоне измерений принимаются приведенные γ_h, γ_l и относительные δ_h, δ_l значения верхней и нижней границ доверительного интервала погрешности измерений, которые определяются по формулам:

$$\gamma_h = \frac{a_1}{|x_b - x_n|} \cdot 100\% ; \quad (24)$$

$$\gamma_l = \frac{a_2}{|x_b - x_n|} \cdot 100\% ; \quad (25)$$

$$\delta_h = b_1 \cdot 100\% ; \quad (26)$$

$$\delta_l = b_2 \cdot 100\% ; \quad (27)$$

где x_b, x_n — верхний и нижний пределы диапазона измерений.

Абсолютные значения границ доверительного интервала погрешности измерений ИК при измерении физической величины определяются по формулам:

$$\Delta_h = \frac{\gamma_h |x_b - x_n|}{100\%} + \frac{\delta_h x_{\text{изм}}}{100\%} ; \quad (28)$$

$$\Delta_l = \frac{\gamma_l |x_b - x_n|}{100\%} + \frac{\delta_l x_{\text{изм}}}{100\%} \quad (29)$$

3. АЛГОРИТМ ОБРАБОТКИ РЕЗУЛЬТАТОВ НАБЛЮДЕНИЙ ПРИ ПОЭЛЕМЕНТНОМ МЕТОДЕ ИССЛЕДОВАНИЯ МХ ИК

3.1. При поэлементном методе исследуются МХ элементов ИК. Обработка результатов наблюдений при исследовании МХ элементов ИК проводится согласно пп. 2.1-2.3.

3.2. Границы доверительного интервала погрешности измерений определяются следующим образом.

Для одного ИК по формуле

$$\Delta_{K(l)} = \sum_{k=1}^z (\tilde{\Delta}_{Sijk}) \pm t_p \left(\sum_{k=1}^z \tilde{\sigma}^2(\tilde{\Delta}_{ijk}) + \frac{1}{12} \tilde{H}_{ijk}^2 \right)^{0.5}, \quad (30)$$

где $\tilde{\Delta}_{Sijk}$ — оценка систематической составляющей погрешности в j -й точке диапазона измерений k -го элемента l -го ИК;

$\tilde{\sigma}(\Delta_{ljk})$ — оценка СКО случайной составляющей погрешности в j -й точке диапазона измерений k -го элемента l -го ИК;

\tilde{H}_{ljk} — оценка вариации в j -й точке диапазона измерений k -го элемента l -го ИК;

z — количество элементов ИК.

Для совокупности однотипных ИК по формуле

$$\Delta_{kly} = \sum_{k=1}^z \tilde{M}(\Delta_{Sjk}) \pm t_p \left(\sum_{k=1}^z \tilde{\sigma}^2(\Delta_{Sjk}) + \sum_{k=1}^z \tilde{\sigma}^2(\Delta_{jk}) + \frac{1}{12} \sum_{k=1}^z \tilde{H}_{jk}^2 \right)^{0.5}, \quad (31)$$

где $\tilde{M}(\Delta_{Sjk})$ — оценка математического ожидания систематической составляющей погрешности в j -й точке диапазона измерений k -го элемента совокупности однотипных ИК;

$\tilde{\sigma}(\Delta_{Sjk})$ — оценка СКО систематической составляющей погрешности в j -й точке диапазона измерений k -го элемента совокупности однотипных ИК;

$\tilde{\sigma}(\Delta_{jk})$ — оценка СКО случайной составляющей погрешности в j -й точке диапазона измерений k -го элемента совокупности однотипных ИК;

\tilde{H}_{jk} — оценка вариации в j -й точке диапазона измерений k -го элемента совокупности однотипных ИК.

3.3. Если поэлементный метод исследования МХ ИК является расчетно-экспериментальным, то расчет МХ (составляющих погрешности в каждой j -й точке диапазона измерений) элементов ИК, не исследуемых экспериментально, следует проводить по МХ агрегатных средств измерений (АСИ), входящих в состав элемента в соответствии с "Методикой определения обобщенных метрологических характеристик измерительных каналов ИИС и АСУ ТП по метрологическим характеристикам агрегатных средств измерений: МТ 34-70-038-87" (М.: СПО Союзтехэнерго, 1987).

3.4. Нормирование МХ ИК (совокупности ИК) проводится согласно пп. 2.4 и 2.5.

**ПРЕДЕЛЬНЫЕ ЗНАЧЕНИЯ h ПРИ ОЦЕНКЕ
РЕЗУЛЬТАТОВ НАБЛЮДЕНИЙ НА АНОРМАЛЬНОСТЬ**

| Количество результатов наблюдений | Предельное значение h при вероятности P | |
|-----------------------------------|---|-------|
| | 0,90 | 0,95 |
| 4 | 1,42 | 1,46 |
| 5 | 1,60 | 1,67 |
| 6 | 1,73 | 1,82 |
| 7 | 1,83 | 1,94 |
| 8 | 1,91 | 2,03 |
| 9 | 1,98 | 2,11 |
| 10 | 2,03 | 2,18 |
| 11 | 2,09 | 2,23 |
| 12 | 2,13 | 2,29 |
| 13 | 2,17 | 2,33 |
| 14 | 2,21 | 2,37 |
| 15 | 2,25 | 2,41 |
| 16 | 2,28 | 2,44 |
| 17 | 2,31 | 2,48 |
| 18 | 2,34 | 2,50 |
| 19 | 2,36 | 2,53 |
| 20 | 2,38 | 2,56 |
| 25 | 2,635 | 2,870 |
| 30 | 2,696 | 2,928 |
| 40 | 2,792 | 3,015 |
| 50 | 2,860 | 3,082 |
| 100 | 3,076 | 3,285 |
| 250 | 3,339 | 3,534 |

ПРОВЕРКА ОДНОРОДНОСТИ m ОЦЕНОК ДИСПЕРСИЙ

1. При $m=2$ оценки дисперсий считаются однородными, если выполняется неравенство

$$\frac{1}{F} \leq \frac{\tilde{D}(\Delta_1)}{\tilde{D}(\Delta_2)} \leq F.$$

Значение F находится по табл. П2.1 в зависимости от доверительной вероятности и параметров f_1 и f_2 , которые определяются по формуле

Таблица П2.1

Значения F

| f_2 | Вероят- ность | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | f_1 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 15 | 20 | 24 | 30 | 40 | 100 | ∞ |
|-------|------------------|------|------|------|------|------|------|------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|----------|
| 4 | 0,90 | 4,54 | 4,32 | 4,19 | 4,11 | 4,05 | 4,01 | 3,98 | 3,95 | 3,94 | 3,92 | 3,91 | 3,90 | 3,87 | 3,84 | 3,83 | 3,82 | 3,80 | 3,78 | 3,77 |
| | 0,95 | 7,71 | 6,94 | 6,59 | 6,39 | 6,26 | 6,16 | 6,09 | 6,04 | 6,00 | 5,96 | 5,94 | 5,91 | 5,86 | 5,80 | 5,77 | 5,75 | 5,72 | 5,66 | 5,65 |
| 5 | 0,90 | 4,06 | 3,78 | 3,62 | 3,52 | 3,45 | 3,40 | 3,37 | 3,34 | 3,32 | 3,30 | 3,28 | 3,27 | 3,24 | 3,21 | 3,19 | 3,17 | 3,16 | 3,13 | 3,12 |
| | 0,95 | 6,61 | 5,79 | 5,41 | 5,19 | 5,05 | 4,95 | 4,88 | 4,82 | 4,77 | 4,74 | 4,71 | 4,68 | 4,62 | 4,56 | 4,53 | 4,50 | 4,46 | 4,41 | 4,40 |
| 6 | 0,90 | 3,78 | 3,46 | 3,29 | 3,18 | 3,11 | 3,05 | 3,01 | 2,98 | 2,96 | 2,94 | 2,92 | 2,90 | 2,87 | 2,84 | 2,82 | 2,80 | 2,78 | 2,75 | 2,74 |
| | 0,95 | 5,99 | 5,14 | 4,76 | 4,53 | 4,39 | 4,28 | 4,21 | 4,15 | 4,10 | 4,06 | 4,03 | 4,00 | 3,94 | 3,87 | 3,84 | 3,81 | 3,77 | 3,71 | 3,70 |
| 7 | 0,90 | 3,59 | 3,26 | 3,07 | 2,96 | 2,88 | 2,83 | 2,78 | 2,75 | 2,72 | 2,70 | 2,68 | 2,67 | 2,63 | 2,59 | 2,58 | 2,56 | 2,54 | 2,50 | 2,48 |
| | 0,95 | 5,59 | 4,74 | 4,35 | 4,12 | 3,97 | 3,87 | 3,79 | 3,73 | 3,68 | 3,64 | 3,60 | 3,57 | 3,51 | 3,44 | 3,41 | 3,38 | 3,34 | 3,27 | 3,25 |
| 8 | 0,90 | 3,46 | 3,11 | 2,92 | 2,81 | 2,73 | 2,67 | 2,62 | 2,59 | 2,56 | 2,54 | 2,52 | 2,50 | 2,46 | 2,42 | 2,40 | 2,38 | 2,36 | 2,32 | 2,31 |
| | 0,95 | 5,32 | 4,46 | 4,07 | 3,84 | 3,69 | 3,58 | 3,50 | 3,44 | 3,39 | 3,35 | 3,31 | 3,28 | 3,22 | 3,15 | 3,12 | 3,08 | 3,04 | 2,97 | 2,95 |
| 9 | 0,90 | 3,36 | 3,01 | 2,81 | 2,69 | 2,61 | 2,55 | 2,51 | 2,47 | 2,44 | 2,42 | 2,40 | 2,38 | 2,34 | 2,30 | 2,28 | 2,25 | 2,23 | 2,19 | 2,17 |
| | 0,95 | 5,12 | 4,26 | 3,86 | 3,63 | 3,48 | 3,37 | 3,29 | 3,23 | 3,18 | 3,14 | 3,10 | 3,07 | 3,01 | 2,94 | 2,90 | 2,86 | 2,83 | 2,76 | 2,73 |
| 10 | 0,90 | 3,28 | 2,92 | 2,73 | 2,61 | 2,52 | 2,46 | 2,41 | 2,38 | 2,35 | 2,32 | 2,30 | 2,28 | 2,24 | 2,20 | 2,18 | 2,16 | 2,13 | 2,09 | 2,07 |
| | 0,95 | 4,96 | 4,10 | 3,71 | 3,48 | 3,33 | 3,22 | 3,14 | 3,07 | 3,02 | 2,98 | 2,94 | 2,91 | 2,85 | 2,77 | 2,74 | 2,70 | 2,66 | 2,59 | 2,56 |
| 11 | 0,90 | 3,23 | 2,86 | 2,66 | 2,54 | 2,45 | 2,39 | 2,34 | 2,30 | 2,27 | 2,25 | 2,23 | 2,21 | 2,17 | 2,12 | 2,10 | 2,08 | 2,05 | 2,00 | 1,99 |
| | 0,95 | 4,84 | 3,98 | 3,59 | 3,36 | 3,20 | 3,09 | 3,01 | 2,95 | 2,90 | 2,85 | 2,82 | 2,79 | 2,72 | 2,65 | 2,61 | 2,57 | 2,53 | 2,46 | 2,43 |
| 12 | 0,90 | 3,18 | 2,81 | 2,61 | 2,48 | 2,39 | 2,33 | 2,28 | 2,24 | 2,21 | 2,19 | 2,17 | 2,15 | 2,10 | 2,06 | 2,04 | 2,01 | 1,99 | 1,94 | 1,92 |
| | 0,95 | 4,75 | 3,89 | 3,49 | 3,26 | 3,11 | 3,00 | 2,91 | 2,85 | 2,80 | 2,75 | 2,72 | 2,69 | 2,62 | 2,54 | 2,51 | 2,47 | 2,43 | 2,35 | 2,32 |
| 15 | 0,90 | 2,07 | 2,70 | 2,49 | 2,36 | 2,27 | 2,21 | 2,16 | 2,12 | 2,09 | 2,06 | 2,04 | 2,02 | 1,97 | 1,92 | 1,90 | 1,87 | 1,85 | 1,79 | 1,77 |
| | 0,95 | 4,54 | 3,68 | 3,29 | 3,06 | 2,90 | 2,79 | 2,71 | 2,64 | 2,59 | 2,54 | 2,51 | 2,48 | 2,40 | 2,33 | 2,29 | 2,25 | 2,20 | 2,12 | 2,10 |

Окончание таблицы П.2.1

| f_2 | Вероят- ность | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | f_1 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 15 | 20 | 24 | 30 | 40 | 100 | ∞ |
|----------|------------------|------|------|------|------|------|------|------------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|----------|
| 20 | 0,90 | 2,97 | 2,59 | 2,38 | 2,25 | 2,16 | 2,09 | 2,04 | 2,00 | 1,96 | 1,94 | 1,92 | 1,89 | 1,84 | 1,79 | 1,77 | 1,74 | 1,71 | 1,65 | 1,63 |
| | 0,95 | 4,35 | 3,49 | 3,10 | 2,87 | 2,71 | 2,60 | 2,51 | 2,45 | 2,39 | 2,35 | 2,31 | 2,28 | 2,20 | 2,12 | 2,08 | 2,04 | 1,99 | 1,91 | 1,88 |
| 24 | 0,90 | 2,93 | 2,54 | 2,33 | 2,19 | 2,10 | 2,04 | 1,98 | 1,94 | 1,91 | 1,88 | 1,85 | 1,83 | 1,78 | 1,73 | 1,70 | 1,67 | 1,64 | 1,58 | 1,56 |
| | 0,95 | 4,26 | 3,40 | 3,01 | 2,78 | 2,62 | 2,51 | 2,42 | 2,36 | 2,30 | 2,25 | 2,21 | 2,18 | 2,11 | 2,03 | 1,98 | 1,94 | 1,89 | 1,80 | 1,77 |
| 30 | 0,90 | 2,88 | 2,49 | 2,28 | 2,14 | 2,05 | 1,98 | 1,93 | 1,88 | 1,85 | 1,82 | 1,79 | 1,77 | 1,72 | 1,67 | 1,64 | 1,61 | 1,57 | 1,51 | 1,48 |
| | 0,95 | 4,17 | 3,32 | 2,92 | 2,69 | 2,53 | 2,42 | 2,33 | 2,27 | 2,21 | 2,16 | 2,13 | 2,09 | 2,01 | 1,93 | 1,89 | 1,84 | 1,79 | 1,70 | 1,66 |
| 40 | 0,90 | 2,84 | 2,44 | 2,23 | 2,09 | 2,00 | 1,93 | 1,87 | 1,83 | 1,79 | 1,76 | 1,73 | 1,71 | 1,66 | 1,61 | 1,57 | 1,54 | 1,51 | 1,43 | 1,41 |
| | 0,95 | 4,08 | 3,23 | 2,84 | 2,61 | 2,45 | 2,34 | 2,25 | 2,18 | 2,12 | 2,08 | 2,04 | 2,00 | 1,92 | 1,84 | 1,79 | 1,74 | 1,69 | 1,59 | 1,55 |
| 120 | 0,90 | 2,75 | 2,35 | 2,13 | 1,99 | 1,90 | 1,82 | 1,77 | 1,72 | 1,68 | 1,65 | 1,62 | 1,60 | 1,55 | 1,48 | 1,45 | 1,41 | 1,37 | 1,27 | 1,24 |
| | 0,95 | 3,92 | 3,07 | 2,68 | 2,45 | 2,29 | 2,17 | 2,09 | 2,02 | 1,96 | 1,91 | 1,87 | 1,83 | 1,75 | 1,66 | 1,61 | 1,55 | 1,50 | 1,37 | 1,32 |
| ∞ | 0,90 | 2,71 | 2,30 | 2,08 | 1,94 | 1,85 | 1,77 | 1,72 | 1,67 | 1,63 | 1,60 | 1,57 | 1,55 | 1,49 | 1,42 | 1,38 | 1,34 | 1,30 | 1,18 | 1,13 |
| | 0,95 | 3,84 | 3,00 | 2,60 | 2,37 | 2,21 | 2,10 | 2,01 | 1,94 | 1,88 | 1,83 | 1,79 | 1,75 | 1,67 | 1,57 | 1,52 | 1,46 | 1,39 | 1,24 | 1,17 |

ПРОВЕРКА ДОПУСТИМОСТИ РАСХОЖДЕНИЯ m ОЦЕНОК ВАРИАЦИИ

1. Определяется оценка межгрупповой дисперсии по формуле

$$\bar{D}_m = \frac{n_m + n_6}{m-1} \sum_{i=1}^m (\bar{H}_{iy} - \bar{H})^2.$$

2. Определяется среднее значение внутригрупповых оценок дисперсии по формуле

$$\bar{D}_n = \frac{n_m + n_6 - 1}{m(n_m + n_6) - 1} \sum_{i=1}^m \bar{D}(\Delta_{iy}).$$

3. Расхождение вариации считается допустимым, если выполняется неравенство

$$\frac{1}{F} \leq \frac{\bar{D}_m}{\bar{D}_n} \leq F$$

Значение F находится по табл. П2.1 в зависимости от доверительной вероятности и параметров f_1 и f_2 , которые определяются по формулам:

$$f_1 = m-1;$$

$$f_2 = m(n_m + n_6 - 1).$$

ЗНАЧЕНИЕ КОЭФФИЦИЕНТА СТЬЮДЕНТА

| Количество наблюдений ($n_m + n_6 - 1$) | Доверительная вероятность, P | |
|--|--------------------------------|-------|
| | 0,90 | 0,95 |
| 4 | 2,132 | 2,776 |
| 5 | 2,015 | 2,571 |
| 6 | 1,943 | 2,447 |
| 7 | 1,895 | 2,365 |
| 8 | 1,860 | 2,306 |
| 9 | 1,833 | 2,262 |
| 10 | 1,812 | 2,228 |
| 11 | 1,796 | 2,201 |
| 12 | 1,782 | 2,179 |

| Количество наблюдений ($n_M + n_C - 1$) | Доверительная вероятность, P | |
|--|--------------------------------|-------|
| | 0,90 | 0,95 |
| 13 | 1,771 | 2,160 |
| 14 | 1,761 | 2,145 |
| 15 | 1,753 | 2,131 |
| 16 | 1,746 | 2,120 |
| 17 | 1,740 | 2,110 |
| 18 | 1,734 | 2,101 |
| 19 | 1,729 | 2,093 |
| 20 | 1,725 | 2,086 |
| 21 | 1,721 | 2,080 |
| 22 | 1,717 | 2,074 |
| 23 | 1,714 | 2,069 |
| 24 | 1,711 | 2,064 |
| 25 | 1,708 | 2,060 |
| 26 | 1,706 | 2,056 |
| 27 | 1,703 | 2,052 |
| 28 | 1,701 | 2,048 |
| 29 | 1,699 | 2,045 |
| 30 | 1,697 | 2,042 |
| ∞ | 1,645 | 1,960 |

О Г Л А В Л Е Н И Е

| | |
|---|-----------|
| 1. Общие положения..... | 4 |
| 2. Алгоритм обработки результатов наблюдений при комплектном методе исследования МХ ИК | 4 |
| 3. Алгоритм обработки результатов наблюдений при поэлементном методе исследования МХ ИК | 10 |
| <i>Приложение 1. Предельные значения h при оценке ре- зультатов наблюдений на аномальность</i> | <i>12</i> |
| <i>Приложение 2. Проверка однородности m оценок дис- персий.....</i> | <i>12</i> |
| <i>Приложение 3. Проверка допустимости расхождения m оценок вариации.....</i> | <i>16</i> |
| <i>Приложение 4. Значение коэффициента Стьюдента....</i> | <i>16</i> |

Подписано к печати 17.04.95

Формат 60x84 1/16

Печать офсетная Усл. печ. л. 1,16 Уч.-изд. л. 1,1

Тираж 230 экз.

Заказ № 25/95

Издат. № 94060

Производственная служба передового опыта эксплуатации
энергопредприятий ОРГРЭС
105023, Москва, Семеновский пер., д. 15
Участок оперативной полиграфии СПО ОРГРЭС
109432, Москва, 2-й Кожуховский проезд, д. 29, строение 6
Сверстано на ПЭВМ