ГОСТ 23615—79

МЕЖГОСУДАРСТВЕННЫЙ СТАНДАРТ

СИСТЕМА ОБЕСПЕЧЕНИЯ ТОЧНОСТИ ГЕОМЕТРИЧЕСКИХ ПАРАМЕТРОВ В СТРОИТЕЛЬСТВЕ

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ТОЧНОСТИ

Издание официальное

ИПК ИЗДАТЕЛЬСТВО СТАНДАРТОВ
Москва

gost.e-ecolog.ru

УДК 69.001.2:006.354 Группа Ж02

МЕЖГОСУДАРСТВЕННЫЙ СТАНДАРТ

Система обеспечения точности геометрических параметров в строительстве

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ТОЧНОСТИ

ГОСТ 23615—79

System for ensuring the accuracy of geometrical parameters in construction. Statistical analysis of accuracy

МКС 01.100.30
91.010.30

Постановлением Государственного комитета СССР по делам строительства от 12 апреля 1979 г. № 55 дата введения установлена

01.01.80

Настоящий стандарт устанавливает общие правила статистического анализа точности геометрических параметров при изготовлении строительных элементов (деталей, изделий, конструкций), выполнении разбивочных работ в процессе строительства и установке элементов в конструкциях зданий и сооружений.

Стандарт распространяется на технологические процессы и операции массового и серийного производства.

Применяемые в стандарте термины по статистическому анализу и контролю соответствуют приведенным в ГОСТ 15895—77*.

Стандарт полностью соответствует СТ СЭВ 5061—85.

(Измененная редакция, Изм. № 1).

1. ОБЩИЕ ПОЛОЖЕНИЯ

1.1. Статистическим анализом устанавливают закономерность распределения действительных значений геометрических параметров конструкций зданий и сооружений и их элементов и определяют статистические характеристики точности этих параметров.

1.2. На основе результатов статистического анализа:

производят оценку действительной точности и устанавливают возможности технологических процессов и операций по ее обеспечению;

определяют возможность применения статистических методов регулирования точности по СТ СЭВ 2835—80 и контроля точности по ГОСТ 23616—79;

проверяют эффективность применяемых методов регулирования и контроля точности при управлении технологическими процессами.

1.3. Статистический анализ точности выполняют отдельно по каждому геометрическому параметру в последовательности:

в зависимости от характера производства образуют необходимые выборки и определяют действительные отклонения параметра от номинального;

рассчитывают статистические характеристики действительной точности параметра в выборках;

* На территории Российской Федерации действуют ГОСТ Р 50779.10—2000, ГОСТ Р 50779.11—2000.

Издание официальное **Перепечатка воспрещена**

Издание (апрель 2003 г.) с Изменением № 1, утвержденным в июне 1986 г. (ИУС 11—86).

© Издательство стандартов, 1979
© ИПК Издательство стандартов, 2003

проверяют статистическую однородность процесса — согласие опытного распределения действительных отклонений параметра с теоретическим и стабильность статистических характеристик в выборках;

оценивают точность технологического процесса и, в зависимости от цели анализа, принимают решение о порядке применения его результатов.

1.4. Статистический анализ точности следует проводить после предварительного изучения состояния технологического процесса в соответствии с требованиями СТ СЭВ 2835—80 и его наладки по полученным результатам.

1.5. Действительные отклонения геометрического параметра в выборках определяют в результате его измерений в соответствии с требованиями ГОСТ 23616—79 и ГОСТ 26433.0—85.

1.2—1.5. **(Измененная редакция, Изм. № 1).**

2. ОБРАЗОВАНИЕ ВЫБОРОК

2.1. В качестве исследуемой генеральной совокупности принимают объем продукции или работ (например, разбивочных), производимый на технологической линии (потоке, участке и т. п.) при неизменных типовых условиях производства в течение определенного времени, достаточного для характеристики данного процесса.

2.2. Статистический анализ точности выполняют по действительным отклонениям параметра в представительной объединенной выборке, состоящей из не менее чем 100 объектов контроля и получаемой путем последовательного отбора из исследуемой совокупности серии выборок малого объема.

Эти выборки отбирают через равные промежутки времени, определяемые в зависимости от объема производства и особенностей технологического процесса.

(Измененная редакция, Изм. № 1).

2.3. При анализе точности процессов изготовления элементов массового производства, когда на каждой единице или комплекте технологического оборудования постоянно в достаточно большом объеме производится однотипная продукция (например, кирпич, асбестоцементные листы), отбирают серию мгновенных выборок одинакового объема $n = 5 \div 10$ единицам.

2.4. При анализе точности изготовления элементов серийного производства, когда достаточный объем продукции может быть получен с нескольких однотипных единиц технологического оборудования (например, производство железобетонных изделий ряда видов, сборка металлоконструкций и т. п.) отбирают серию выборок одинакового объема $n \geq 30$ единицам. Эти выборки могут быть составлены из изделий, отбираемых при приемочном контроле нескольких последовательных или параллельных партий продукции.

2.5. При анализе точности разбивки осей и установки элементов образуют серию выборок одинакового объема из $n \geq 30$ закрепленных в натуре ориентиров или элементов, установленных на одном или нескольких монтажных горизонтах.

2.4, 2.5. **(Измененная редакция, Изм. № 1).**

2.6. Порядок формирования выборки для обеспечения ее представительности и случайности определяют в соответствии с характером объекта исследований и требованиями ГОСТ 18321—73.

3. РАСЧЕТ СТАТИСТИЧЕСКИХ ХАРАКТЕРИСТИК ТОЧНОСТИ

3.1. При проведении статистического анализа вычисляют выборочные средние отклонения, а также выборочные среднеквадратичные отклонения или размахи действительных отклонений в выборках.

Примечание. При анализе точности конфигурации элементов выборочные средние отклонения не вычисляют.

3.2. Выборочное среднее отклонение δx_m в выборках малого объема и в объединенной выборке вычисляют по формуле

$$\delta x_m = \frac{\sum_{i=1}^{n} \delta x_i}{n}, \qquad (1)$$

где δx_i — действительное отклонение;

n — объем выборки.

3.3. Выборочное среднеквадратичное отклонение S_x в выборках малого объема $n \geq 30$ единицам и в объединенной выборке вычисляют по формуле

$$S_x = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n} \delta x_i^2}{n} - \delta x_m^2}. \qquad (2)$$

В случаях, когда выборочное среднее отклонение в соответствии с примечанием к п. 3.1 не вычисляют, значение δx_m в формуле (2) принимают равным нулю.

3.4. Размахи R_x действительных отклонений параметра определяют в выборках малого объема из $n = 5 \div 10$ единицам по формуле

$$R_x = \delta x_{i\,max} - \delta x_{i\,min}, \qquad (3)$$

где $\delta x_{i\,max}$ и $\delta x_{i\,min}$ — наибольшее и наименьшее значения δx_i в выборке.

3.1—3.4. **(Измененная редакция, Изм. № 1).**

3.5. Порядок расчета статистических характеристик приведен в приложении 1.

3.6. В качестве статистических характеристик точности процесса принимают значения δx_m и S_x в объединенной выборке, если результаты проведенной в соответствии с разд. 4 проверки подтвердили статистическую однородность процесса.

Значения δx_m, S_x и R_x в выборках малого объема используют при проверке однородности процесса.

(Измененная редакция, Изм. № 1).

4. ПРОВЕРКА СТАТИСТИЧЕСКОЙ ОДНОРОДНОСТИ ПРОЦЕССА

4.1. При проверке статистической однородности процесса устанавливают:

согласие распределения действительных отклонений параметра в объединенной выборке с теоретическим;

стабильность выборочного среднего отклонения δx_m, значение которого характеризует систематические погрешности процесса;

стабильность выборочного среднеквадратичного отклонения S_x или размаха R_x, значения которых характеризуют случайные погрешности процесса.

4.2. Согласие распределения действительных отклонений параметра с теоретическим устанавливают по нормативно-технической документации.

Допускается использование других методов, принятых в математической статистике (например, построение ряда отклонений на вероятностной бумаге и т. д.).

4.3. При нормальном распределении геометрического параметра стабильность статистических характеристик в мгновенных выборках и выборках малого объема $n \geq 30$ единицам проверяют по попаданию их значений в доверительные интервалы, границы которых вычисляют для доверительной вероятности не менее 0,95.

В случае, если гипотеза о нормальном распределении геометрического параметра не может быть принята, применяют другие методы математической статистики.

4.1—4.3. **(Измененная редакция, Изм. № 1).**

4.4. **(Исключен, Изм. № 1).**

4.5. Проверку статистической однородности технологических процессов изготовления строительных элементов, а также геометрических параметров зданий и сооружений допускается выполнять упрощенным способом в соответствии с приложением 1.

Пример проверки приведен в приложении 2.

(Измененная редакция, Изм. № 1).

4.6. Процесс считается статистически однородным по данному геометрическому параметру, если распределение действительных отклонений в объединенной выборке приближается к нормальному и характеристики точности в серии выборок, составивших объединенную выборку, стабильны во времени.

4.7. В случае, если распределение действительных отклонений не соответствует нормальному, а характеристики точности в серии выборок малого объема не стабильны, процесс не может считаться налаженным и установившимся. В этом случае следует ввести операционный контроль,

установить причины нестабильности точности и произвести соответствующую настройку оборудования, после чего повторить анализ.

В любом случае систематическая погрешность, по абсолютной величине превышающая значение $1{,}643 \frac{S_x}{\sqrt{n}}$, должна быть устранена регулированием.

(Измененная редакция, Изм. № 1).

5. ОЦЕНКА ТОЧНОСТИ ПРОЦЕССА

5.1. На основании результатов статистического анализа устанавливают возможность процесса обеспечивать точность параметра в соответствии с определенным классом точности по ГОСТ 21779—82.

5.2. Класс точности определяют из условия

$$\Delta x \leq 2\, t\, S_x, \tag{4}$$

где Δx — ближайшее большее к значению $2\, t\, S_x$ значение допуска для данного интервала номинального размера в соответствующих таблицах ГОСТ 21779—82;

t — коэффициент, принимаемый по таблице настоящего стандарта в зависимости от значения приемочного уровня дефектности *AQL*, принятого при контроле точности по ГОСТ 23616—79.

AQL, %	0,25	1,5	4,0	10,0
t	3,0	2,4	2,1	1,6

5.3. Для сопоставления уровня точности различных производств или в различные промежутки времени следует использовать показатель уровня точности h, характеризующий запас точности по отношению к допуску Δx и определяемый по формуле

$$h = \frac{\Delta x - 2\, t\, S_x}{\Delta x}, \tag{5}$$

где S_x — выборочное среднеквадратичное отклонение, определяемое для статистически однородного процесса в случайных выборках объемом не менее 30 единиц.

5.1—5.3. **(Измененная редакция, Изм. № 1).**

5.4. Если h по абсолютному значению оказывается меньше чем 0,14, то следует считать, что запас точности отсутствует.

Если h отрицательна и по своему абсолютному значению превышает 0,14, то это означает, что процесс перешел в более низкий класс точности.

При значении h, приближающемся к 0,5, следует проверить возможность отнесения процесса к более высокому классу точности.

ПРИЛОЖЕНИЕ 1
Рекомендуемое

ПОРЯДОК РАСЧЕТА
статистических характеристик и проверки статистической однородности процесса упрощенным способом

1. Действительные отклонения в выборках объемом n = 5÷10 единиц вносят в хронологическом порядке в табл. 1.

Характеристики δx_m и R_x вычисляют по формулам (1) и (3) настоящего стандарта.

2. Действительные отклонения в каждой из выборок объема $n \geq 30$ единицам вносят в табл. 2.

В каждой строчке вычисляют значения δx_i, $(\delta x_i + 1)$, $(\delta x_i + 1)^2$, складывают результаты вычислений по каждой графе и проверяют их правильность тождеством

$$\sum_{i=1}^{n} (\delta x_i + 1)^2 \equiv \sum_{i=1}^{n} \delta x_i^2 + 2 \sum_{i=1}^{n} \delta x_i + n.$$

Характеристики δx_m и S_x вычисляют по формулам (1) и (2), подставляя в них подсчитанные по табл. 2 значения $\sum_{i=1}^{n} \delta x_i$ и $\sum_{i=1}^{n} \delta x_i^2$.

3. Для расчета характеристик точности в объединенной выборке и проверки согласия действительного распределения с теоретическим действительные отклонения из всех выборок малого объема выписывают в порядке их возрастания, и полученное поле рассеяния между наименьшим и наибольшим отклонениями разбивают на интервалы распределения, равные цене деления измерительного инструмента, принимая целые числа за середины интервалов δx_j (j = 1, 2, 3, ..., m — количество интервалов).

Таблица 1

Форма таблицы для расчета характеристик δx_m и R_x в мгновенных выборках объемом n = 5÷10

Дата измерений						
Номер выборки		1	2	3	...	...
δx_i	i = 1 2 3 4 . . . n					
$\sum_{i=1}^{n} \delta x_i =$						
$\delta x_m = \frac{\sum_{i=1}^{n} \delta x_i}{n} =$						
$\delta x_{i,\max} =$						
$\delta x_{i,\min} =$						
$R_x = \delta x_{i\max} - \delta x_{i\min} =$						

Таблица 2

Форма таблицы для расчета характеристик δx_m и S_x в выборках объемом $n \geq 30$

Номер п/п	δx_j	δx_j^2	$\delta x_j + 1$	$(\delta x_j + 1)^2$
1 2 3 . . . n				
	$\sum_{j=1}^{n} \delta x_j =$	$\sum_{j=1}^{n} \delta x_j^2 =$		$\sum_{j=1}^{n} (\delta x_j + 1)^2$

4. Подсчитывают количество отклонений, относящихся к каждому интервалу (частоты f_j) и по форме табл. 3 (левая часть) строят гистограмму действительных отклонений, откладывая по вертикали интервалы распределения, а по горизонтали — соответствующие им частоты.

При построении гистограммы следует учитывать, что отклонения конфигурации элементов всегда имеют положительный знак.

В правую часть табл. 3 вносят значения $\delta^2 x_j$, $(\delta x_j + 1)$, $(\delta x_j + 1)^2$, $f_j x_j$, $f_j \delta x_j^2$, $f_j (\delta x_j + 1)^2$, вычисленные для каждого значения δx_j, принятого за середину интервала, и проверяют правильность вычислений тождеством

$$\sum_{j=1}^{m} f_j (\delta x_j + 1)^2 = \sum_{j=1}^{m} f_j \delta x_j^2 + 2 \sum_{j=1}^{m} f_j \delta x_j + \sum_{j=1}^{m} f_j .$$

Значения δx_m и S_x вычисляют по преобразованным формулам (1) и (2):

$$\delta x_m = \frac{\sum_{j=1}^{m} f_j \delta x_j}{\sum_{j=1}^{m} f_j} , \tag{1а}$$

$$S_x = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^{m} f_j \delta x_j^2}{\sum_{j=1}^{m} f_j} - \delta x_x^2} , \tag{2а}$$

подставляя в них соответствующие суммы чисел из таблицы.

Таблица 3

Форма таблицы для построения гистограммы и расчета характеристик δx_m и S_x в объединенной выборке

Центры интервалов распределения δx_j, мм	Частота отклонений в интервалах f_j												f_j	δx_j^2	$\delta x_j + 1$	$(\delta x_j + 1)^2$	$f_j \delta x_j$	$f_j \delta x_j^2$	$f_j (\delta x_j + 1)^2$
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	...							
1	2													3	4	5	6	7	8	9
$\delta x_{j\,max}$																				
...																				
+1																				
0																				
−1																				
...																				
$\delta x_{j\,min}$																				
														$\sum_{j=1}^{m} f_j =$	—	—	—	$\sum_{j=1}^{m} f_j \delta x_j =$	$\sum_{j=1}^{m} f_j \delta x_j^2 =$	$\sum_{j=1}^{m} f_j (\delta x_j + 1)^2$

После вычисления δx_m и S_x действительные отклонения δx_j, выходящие за пределы интервалов, в которые попадают значения $\delta x_m \pm 3S_x$, исключают из гистограммы и табл. 3 как грубые ошибки, после чего уточняют значения δx_m и S_x.

5. На полученной гистограмме по характеристикам δm_x и S_x строят кривую нормального распределения. С этой целью в соответствии с табл. 4 вычисляют значения δ и частоты f, соответствующие нормальному распределению, и, отложив эти значения на вертикальной и горизонтальной шкале левой части табл. 3, по полученным на гистограмме точкам с координатами δ и f строят плавную кривую.

Таблица 4

δ	δx_m	$\delta x_m \pm S_x$	$\delta x_m \pm 2 S_x$	$\delta x_m \pm 3 S_x$
f	f_{max}	$\frac{5}{8} f_{max}$	$\frac{1}{8} f_{max}$	$\frac{1}{80} f_{max}$

Значение f_{max} определяют по формуле $f_{max} = \frac{\sum_{j=1}^{m} f_j}{S_x \sqrt{2\pi}}$, а для отклонений конфигурации — по формуле $f_{max} = \frac{2 \sum_{j=1}^{m} f_j}{S_x \sqrt{2\pi}}$.

6. При отсутствии на гистограмме резких отличий от построенной кривой (пиков распределения у ее границ, явно выраженных нескольких вершин и т. п.), по интервалам распределения, расположенным за пределами $\delta x_m \pm tS_x$ при $t = 2$; 2,4 и 3, определяют сумму частостей действительных отклонений $\sum_{j=1}^{m_t} W_j$ в процентах по формуле

$$\sum_{j=1}^{m_t} W_j = \frac{\sum_{j=1}^{m_j} f_j}{n} \cdot 100,$$

где m_t — число интервалов за пределами $\delta x_m \pm t S_x$.

Распределение считают приближающимся к нормальному, если найденные суммы частостей не превышают соответствующих значений, приведенных в табл. 5.

Таблица 5

t	2,0	2,4	3,0
ΣW_f, %	12,5	8,6	5,55

7. Стабильность выборочного среднего отклонения δx_m и размахов R_x в серии мгновенных выборок проверяют условиями:

$$\delta x_m - A_1 S_x \le \delta x_m \le \delta x_m + A_1 S_x,$$

$$R_x \le A_2 S_x,$$

где A_1 и A_2 — коэффициенты, принимаемые по табл. 6 в зависимости от объема мгновенных выборок n.

Таблица 6

n	A_1	A_2	n	A_1	A_2
5	1,34	4,89	8	1,06	5,25
6	1,22	5,04	9	1,00	5,34
7	1,13	5,16	10	0,95	5,43

При устойчивом технологическом процессе не менее 95 % значений δx_m и R_x должны соответствовать указанным условиям.

8. Стабильность характеристик S_x и δx_m в серии выборок объемом $n \ge 30$ проверяют вычислением показателей $F_э$ и $t_э$ по формулам:

$$F_э = \frac{S^2_{x\,max}}{S^2_{x\,min}},$$

где $S_{x\,max}$ и $S_{x\,min}$ — соответственно наибольшее и наименьшее значения характеристики S_x в серии выборок;

$$t_э = \frac{\delta x_{m\,max} - \delta x_{m\,min}}{\sqrt{S^2_{x1} + S^2_{x2}}} \sqrt{n + 1},$$

где $\delta x_{m\,max}$ и $\delta x_{m\,min}$ — соответственно наибольшее и наименьшее значения характеристики δx_m в серии выборок;

S_{x1} и S_{x2} — значения характеристики S_x в выборках с характеристиками $\delta x_{m\,max}$ и $\delta x_{m\,min}$.

Характеристики S_x и δx_m в серии выборок считают стабильными, если $F_э \le 1{,}5$, $t_э \le 2{,}0$.

ПРИЛОЖЕНИЕ 1. **(Измененная редакция, Изм. № 1).**

ПРИЛОЖЕНИЕ 2
Справочное

ПРИМЕР ПРОВЕРКИ СТАТИСТИЧЕСКОЙ ОДНОРОДНОСТИ ТЕХНОЛОГИЧЕСКОГО ПРОЦЕССА

Необходимо провести проверку статистической однородности технологического процесса изготовления панелей наружных стен. Анализируемый параметр — длина. Номинальные длины панелей всех марок находятся в интервале от 2500 до 4000 мм. Панели изготавливают в горизонтальных формах, объем выпуска — 25 панелей в смену. Парк форм для изготовления панелей — 96 шт., каждая из которых имеет свои действительные внутренние размеры, влияющие на точность соответствующих размеров панелей. Подобный технологический процесс относится к процессам серийного производства.

1. Для составления выборки объемом $n \geq 30$ изделий ежедневно в течение трех дней записывали действительные отклонения длины панелей, которые контролировали в соответствии с ГОСТ 11024—84 (по 5 изделий в каждую смену). Из накопленных 45 действительных отклонений были исключены пять отклонений длины изделий из форм, которые попали в контроль повторно.

Результаты измерений были округлены до целых значений в мм и внесены в табл. 1, составленную по форме табл. 2 приложения 1, после чего в табл. 1 были выполнены необходимые вычисления.

Таблица 1

Номер п/п	δx_i	δx_i^2	$\delta x_i + 1$	$(\delta x_i + 1)^2$	Номер п/п	δx_i	δx_i^2	$\delta x_i + 1$	$(\delta x_i + 1)^2$
1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
1	+4	16	+5	25	22	+2	4	+3	9
2	—3	9	—2	4	23	+2	1	+2	4
3	—1	1	0	0	24	+7	49	+8	64
4	+2	4	+3	9	25	+3	9	+4	16
5	—1	1	0	0	26	+2	4	+3	9
6	0	0	+1	1	27	+1	1	+2	4
7	—4	16	—3	9	28	0	0	+1	1
8	—1	1	0	0	29	+3	9	+4	16
9	+2	4	+3	9	30	+2	4	+3	9
10	+1	1	+2	4	31	0	0	+1	1
11	+4	16	+5	25	32	+5	25	+6	36
12	+1	1	+2	4	33	+6	36	+7	49
13	+1	1	+2	4	34	+2	4	+3	9
14	+3	9	+4	16	35	+1	1	+2	4
15	+2	4	+3	9	36	—3	9	—2	4
16	0	0	+1	1	37	+2	4	+3	9
17	+5	25	+6	36	38	+3	9	+4	16
18	+3	9	+4	16	39	+4	16	+5	25
19	+1	1	+2	4	40	—5	25	—4	16
20	+2	4	+3	9					
21	+6	36	+7	49					
						$\sum_{1}^{40} \delta x_i = 63$	$\sum_{1}^{40} \delta x_i^2 = 369$	$\delta x_i + 1$	$\sum_{1}^{40} (\delta x_i + 1)^2 = 535$

Правильность заполнения таблицы в соответствии с п. 1 приложения 1 была проверена тождеством

$$\sum_{i=1}^{n} (\delta x_i + 1)^2 \equiv \sum_{i=1}^{n} \delta x_i^2 + 2 \sum_{i=1}^{n} \delta x_i + n;$$

$$535 = 369 + 2 \cdot 63 + 40,$$

после чего по формулам (1) и (2) определены

$$\delta x_m = \frac{\sum_{j=1}^{n} \delta x_j}{n} = \frac{63}{40} = 1{,}57 \text{ мм};$$

$$S_x = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^{n} \delta x_j^2}{n} - \delta x_m^2} = \sqrt{\frac{369}{40} - 1{,}57^2} = 2{,}60 \text{ мм}.$$

2. В течение последующих пяти месяцев в аналогичном порядке были образованы еще пять выборок того же объема $n = 40$, для каждой из которых были вычислены те же статистические характеристики δx_m и S_x.

Сроки отбора выборок устанавливались таким образом, чтобы время между соседними выборками было больше, чем время формирования выборки.

Результаты вычислений статистических характеристик по всем выборкам приведены в табл. 2.

Таблица 2

Номер п/п	Месяц, год	n	δx_m, мм	S_x, мм
1	05.78	40	1,57	2,60
2	06.78	40	1,43	2,13
3	07.78	40	0,92	2,22
4	08.78	40	1,05	2,35
5	09.78	40	1,36	2,18
6	10.78	40	0,87	2,57

3. Из действительных отклонений во всех выборках были выбраны наибольшее $\delta x_{j\ max} = +10$ мм и наименьшее $\delta x_{j\ min} = -7$ мм значения и поле рассеяния между ними разделено на 18 интервалов по 1 мм с границами, равными 10,5; 9,5; 8,5; 7,5 мм и т. д. Центры интервалов, выраженные целыми числами ($\delta x_j = 10$, 9, 8, 7 мм и т. д.), были внесены в графу 2 табл. 3.

Действительные отклонения δx_j из всех выборок были распределены по интервалам, после чего было подсчитано количество отклонений в каждом интервале (частоты), построена гистограмма и выполнены все промежуточные вычисления в таблице. Правильность заполнения таблицы в соответствии с п. 4 приложения 1 была проверена тождеством

$$\sum_{j=1}^{m} f_j (\delta x_j + 1)^2 = \sum_{j=1}^{m} f_j \delta x_j^2 + 2 \sum_{j=1}^{m} f_j \delta x_j + \sum_{j=1}^{m} f_j;$$

$$2777 = 1935 + 2 \cdot 301 + 240$$

Характеристики δx_m и S_x были вычислены по формулам (1а) и (2а) приложения 1:

$$\delta x_m = \frac{\sum_{j=1}^{m} f_j \delta x_j}{\sum_{j=1}^{m} f_j} = \frac{301}{240} = 1{,}254 \text{ мм};$$

$$S_x = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^{m} f_j \delta x_j^2}{\sum_{j=1}^{m} f_j} - \delta^2 x_m} = \sqrt{\frac{1935}{240} - 1 - 254^2} = 2{,}54 \text{ мм}.$$

Далее вычислены значения

$$\delta x_m + 3S_x = 8{,}87 \text{ мм};$$

$$\delta x_m - 3S_x = -6{,}36 \text{ мм}.$$

Отклонения, вышедшие за пределы, ограниченные вычисленными значениями и равные +10 мм, +9 мм и —7 мм, были исключены из объединенной выборки как грубые ошибки, после чего в двух последних графах табл. 3 были произведены соответствующие вычисления, определены новые значения сумм $\sum_{j=1}^{m} f_j \delta x_j$ и $\sum_{j=1}^{m} f_j \delta x_j^2$ и уточнены характеристики

$$\delta x_m = \frac{289}{237} = 1{,}202 \approx 1{,}2 \text{ мм};$$

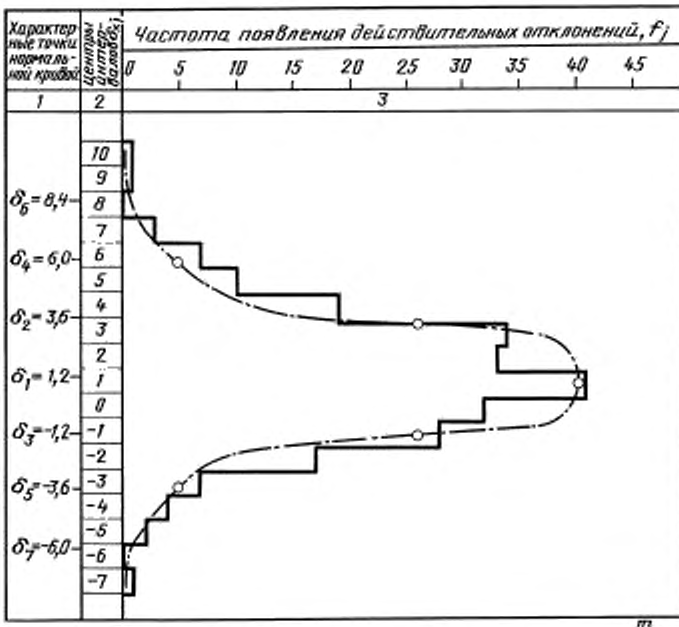
$$S_x = \sqrt{\frac{1705}{237} - 1{,}202^2} = 2{,}397 \approx 2{,}4 \text{ мм}.$$

4. Для построения на чертеже гистограммы кривой нормального распределения в соответствии с п. 4 приложения 1 были вычислены координаты точек кривой — отклонения δ и соответствующие им частоты f.

$\delta_1 = \delta x_m = 1{,}2$ мм	$f_1 = f_{max} = \frac{237}{2{,}2\sqrt{2\pi}} = 39{,}5$
$\delta_2 = \delta x_m + S_x = 1{,}2 + 2{,}4 = 3{,}6$ мм $\delta_3 = \delta x_m - S_x = 1{,}2 - 2{,}4 = -1{,}2$ мм	$f_{2,3} = \frac{5}{8} f_{max} = 24{,}68$
$\delta_4 = \delta x_m + 2 S_x = 1{,}2 + 4{,}8 = 6{,}0$ мм $\delta_5 = \delta x_m - 2 S_x = 1{,}2 - 4{,}8 = -3{,}6$ мм	$f_{4,5} = \frac{1}{8} f_{max} = 4{,}93$
$\delta_6 = \delta x_m + 3 S_x = 1{,}2 + 7{,}2 = 8{,}4$ мм $\delta_7 = \delta x_m + 3 S_x = 1{,}2 - 7{,}2 = -6{,}0$ мм	$f_{6,7} = \frac{1}{80} f_{max} = 0{,}49$

Таблица 3

Гистограмма действительных отклонений и таблица расчета статистических характеристик



f_j	δ_{xj}^2	$\delta_{xj}+1$	$(\delta_{xj}+1)^2$	$f_j\delta_{xj}$	$f_j\delta_{xj}^2$	$f_j(\delta_{xj}+1)^2$	без грубых ошибок $f_j\delta_{xj}$	без грубых ошибок $f_j\delta_{xj}^2$
4	5	6	7	8	9	10	11	12
1	100	11	121	10	100	121	—	—
1	81	10	100	9	81	100	—	—
0	64	9	81	0	0	0	—	—
3	49	8	64	21	147	192	21	147
7	36	7	49	42	252	343	42	252
10	25	6	36	50	250	339	50	250
19	16	5	25	76	304	475	76	304
34	9	4	16	102	306	544	102	306
33	4	3	9	66	132	297	66	132
41	1	2	4	41	41	164	41	41
32	0	1	1	0	0	32	0	0
28	1	0	0	-28	28	0	-28	28
17	4	-1	1	-34	68	17	-34	68
7	9	-2	4	-21	63	28	-21	63
4	16	-3	9	-16	64	36	-16	64
2	25	-4	16	-10	50	32	-10	50
0	36	-5	25	0	0	0	—	—
1	49	-6	36	-7	49	36	—	—
240	—	—	—	301	1335	2777	239	1605

$\sum_{j=1}^{m} =$

По полученным координатам δ и f на гистограмме были найдены характерные точки, по которым была построена теоретическая кривая нормального распределения.

Очертания гистограммы практически можно считать совпадающими с кривой нормального распределения.

Для завершения проверки по гистограмме были суммированы частоты f_j по интервалам, расположенным за границами $\delta x_m \pm tS_x$ при $t = 2{,}0$; 2,4; 3,0, и определены соответствующие им суммы частостей.

Сравнение сумм частостей в табл. 4 с допустимыми значениями в табл. 5 приложения 1 показывает, что исследуемое распределение можно считать приближающимся к нормальному.

Таблица 4

Границы $\delta x_m \pm tS_x$	Сумма частот $\sum_{j=1}^{m_2} f_j$ за границами	Сумма частостей $\sum_{j=1}^{m_2} W_j = \frac{\sum_{j=1}^{m_2} f_j}{n} 100\ \%$	Допустимые суммы частостей по табл. 5 приложения 1
$t = 3{,}0$; $1{,}2 \pm 7{,}2$ мм	3	$\frac{3}{240} \cdot 100 = 1{,}2658$	5,55
$t = 2{,}4$; $1.2 \pm 5{,}8$ мм	8	$\frac{8}{240} \cdot 100 = 3{,}3755$	8,60
$t = 2{,}0$; $1{,}2 \pm 4{,}8$ мм	19	$\frac{19}{240} \cdot 100 = 8{,}0168$	12,50

5. Для проверки стабильности характеристики S_x из табл. 2 были выбраны наибольшее и наименьшее значения $S_{x\,max} = 2{,}6$ мм и $S_{x\,min} = 2{,}13$ мм и вычислена характеристика

$$F_э = \frac{S^2_{x\,max}}{S^2_{x\,min}} = \frac{2{,}60^2}{2{,}13^2} = \frac{6{,}76}{4{,}53} = 1{,}49.$$

Характеристика S_x в серии выборок стабильна, так как $F_э = 1{,}49 < 1{,}50$ (см. п. 8 приложения 1).

Для проверки стабильности характеристики δx_m из табл. 2 были выбраны наибольшее и наименьшее значения $\delta x_{m\,max} = 1{,}57$ мм и $\delta x_{m\,min} = 0{,}87$ мм, соответствующие им значения $S_{x1} = 2{,}6$ мм и $S_{x2} = 2{,}57$, и вычислена характеристика

$$t_э = \frac{\delta x_{m\,max} - \delta x_{m\,min}}{\sqrt{S^2_{x1} + S^2_{x2}}} \cdot \sqrt{n - 1} = \frac{1{,}57 - 0{,}87}{\sqrt{2{,}6^2 + 2{,}57^2}} \cdot \sqrt{39} = 1{,}26.$$

Характеристика δx_m в серии выборок стабильна, так как $t_э = 1{,}26 < 2$ (см. п. 8 приложения 1).

6. На основании проверки технологический процесс изготовления панелей наружных стен по параметру «длина панелей» можно считать статистически однородным.

Так как систематическая погрешность, равная найденному выборочному среднему отклонению $\delta x_m = 1{,}2$ мм, превышает значение $1{,}643 \frac{S_x}{\sqrt{n}} = \frac{1{,}643 \cdot 2{,}4}{\sqrt{237}} = 0{,}256$ мм, то в соответствии с п. 4.7 настоящего стандарта она должна быть устранена регулированием внутренних размеров форм.

7. Для определения класса точности по длине панелей, в соответствии с п. 5.2 настоящего стандарта определяем значение

$$2tS_x = 2 \cdot 2{,}1 \cdot 2{,}4 = 10{,}1 \text{ мм}.$$

Значение $t = 2{,}1$ принято по таблице п. 5.2 настоящего стандарта для приемочного уровня дефектности $AQL = 4{,}0$ %, выбранного по ГОСТ 23616—79.

В соответствии с табл. 1 ГОСТ 21779—82 ближайшее большее значение допуска для интервала номинальных размеров от 2500 до 4000 мм равняется 10 мм, что соответствует 5-му классу точности.

По формуле (5) настоящего стандарта вычисляем значение

$$h = \frac{\Delta x - 2tS_x}{\Delta x} = \frac{10 - 10{,}1}{10} = -0{,}01.$$

В соответствии с п. 5.4 настоящего стандарта можно сделать вывод, что запас точности отсутствует, так как $0{,}01 < 0{,}14$.

ПРИЛОЖЕНИЕ 2. **(Измененная редакция, Изм. № 1).**

Редактор *Т.А. Леонова*
Технический редактор *В.Н. Прусакова*
Корректор *М.С. Кабашова*
Компьютерная верстка *Е.Н. Мартемьяновой*

Изд. лиц. № 02354 от 14.07.2000. Сдано в набор 10.04.2003. Подписано в печать 09.06.2003. Усл. печ. л. 1,86.
Уч.-изд. л. 1,20. Тираж 110 экз. С 10790. Зак. 493.

ИПК Издательство стандартов, 107076 Москва, Колодезный пер., 14.
http://www.standards.ru e-mail: info@standards.ru
Набрано в Издательстве на ПЭВМ
Филиал ИПК Издательство стандартов — тип. «Московский печатник», 105062 Москва, Лялин пер., 6.
Плр № 080102

gost.e-ecolog.ru