

ГОСТ 23615—79

МЕЖГОСУДАРСТВЕННЫЙ СТАНДАРТ

**СИСТЕМА ОБЕСПЕЧЕНИЯ ТОЧНОСТИ
ГЕОМЕТРИЧЕСКИХ ПАРАМЕТРОВ В СТРОИТЕЛЬСТВЕ**

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ТОЧНОСТИ

Издание официальное

ИПК ИЗДАТЕЛЬСТВО СТАНДАРТОВ
Москва

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.

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.

П р и м е ч а н и е. 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

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

где δx_i — действительное отклонение;

n — объем выборки.

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

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

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 $n = 5-10$ единиц по формуле

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

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 среднее квадратичного отклонения S_x или размаха R_x , значения которых характеризуют случайные погрешности процесса.

4.2. Согласно 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.

С. 4 ГОСТ 23615—79

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

$$\Delta x \leq 2 t S_x, \quad (4)$$

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

$$h = \frac{\Delta x - 2 t S_x}{\Delta x}, \quad (5)$$

где S_x — выборочное среднееквадратичное 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.

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

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

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 ($j = 1, 2, 3, \dots, m$ — 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					
$\sum_{i=1}^n \delta x_i =$						
$\delta x_m = \frac{\sum_{i=1}^n \delta x_i}{n} =$						
$\delta x_{i, \max} =$						
$\delta x_{i, \min} =$						
$R_x = \delta x_{i, \max} - \delta x_{i, \min} =$						

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

Номер п/п	δx_i	δx_i^2	$\delta x_i + 1$	$(\delta x_i + 1)^2$
1				
2				
3				
·				
·				
·				
n				
	$\sum_{i=1}^n \delta x_i =$	$\sum_{i=1}^n \delta x_i^2 =$		$\sum_{i=1}^n (\delta x_i + 1)^2$

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):

$$\delta x_m = \frac{\sum_{j=1}^m f_j \delta x_j}{\sum_{j=1}^m f_j}, \quad (1a)$$

$$S_x = \sqrt{\frac{\sum_{j=1}^m f_j \delta x_j^2}{\sum_{j=1}^m f_j} - \delta x_m^2}, \quad (2a)$$

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 распре- деления 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 δx_m 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 $f_{\max} = \frac{\sum_{j=1}^n f_j}{S_x \sqrt{2\pi}}$, а для отклонений конфигурации — по формуле

$$f_{\max} = \frac{2 \sum_{j=1}^n f_j}{S_x \sqrt{2\pi}}.$$

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 $\delta x_m \pm t S_x$ при $t = 2; 2,4$ и 3 , определяют сумму частот действительных отклонений $\sum_{j=1}^{m_t} W_j$ в процентах по формуле

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

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

С. 8 ГОСТ 23615—79

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

Таблица 5

t	2,0	2,4	3,0
$\Sigma W_p, \%$	12,5	8,6	5,55

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

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

$$R_x \leq A_2 S_x,$$

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 $n \geq 30$ проверяют вычислением показателей F_s и t_s по формулам:

$$F_s = \frac{S_{x \max}^2}{S_{x \min}^2},$$

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

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

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 $F_s \leq 1,5$, $t_s \leq 2,0$.

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

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					
						$\sum_{i=1}^{40} \delta x_i = 63$	$\sum_{i=1}^{40} \delta x_i^2 = 369$	$\delta x_i + 1$	$\sum_{i=1}^{40} (\delta x_i + 1)^2 = 535$

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

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

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

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:

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

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

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

$$\sum_{j=1}^m f_j \delta x_j^2 \text{ и уточнены характеристики}$$

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

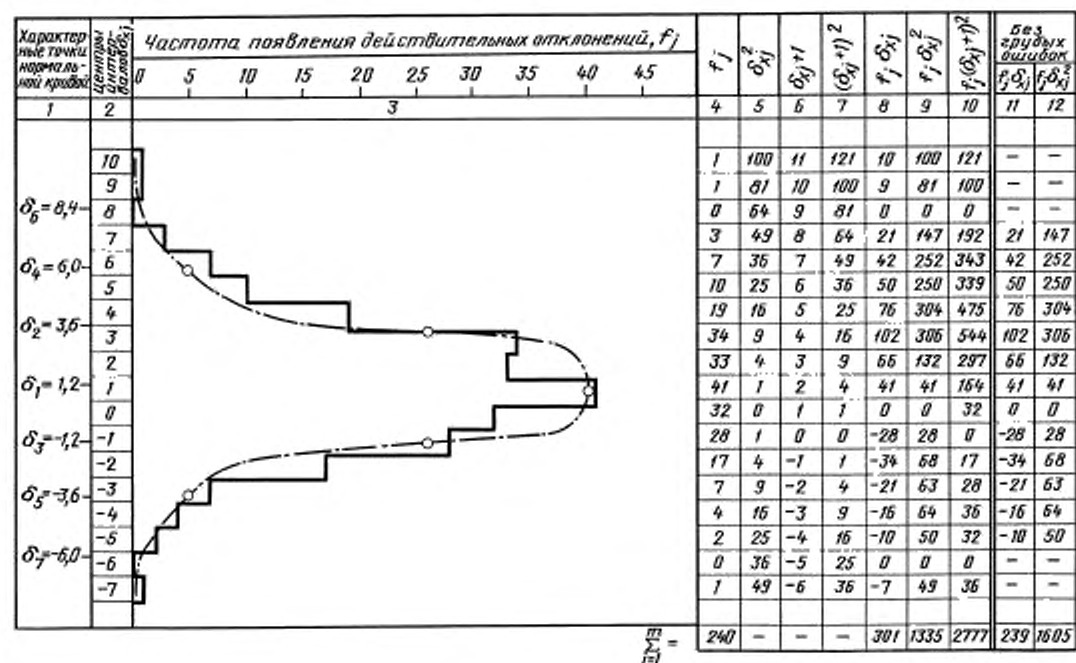
$$S_x = \sqrt{\frac{1705}{237} - 1,202^2} = 2,397 \approx 2,4 \text{ мм}.$$

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 .

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

Таблица 3

Гистограмма действительных отклонений и таблица расчета статистических характеристик



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 $\delta x_m \pm t S_x$ при $t = 2,0; 2,4; 3,0$, и определены соответствующие им суммы частот.

Сравнение сумм частот 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 $\sum_{j=1}^{m_j} f_j$ за границами	Сумма частот $\sum_{j=1}^{m_j} W_j = \frac{\sum_{j=1}^{m_j} f_j}{n} \cdot 100\%$	Допустимые суммы частот 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

$$F_2 = \frac{S_{x \max}^2}{S_{x \min}^2} = \frac{2,6^2}{2,13^2} = \frac{6,76}{4,53} = 1,49.$$

Характеристика S_x в серии выборок стабильна, так как $F_2 = 1,49 < 1,50$ (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

$$t_2 = \frac{\delta x_{m \max} - \delta x_{m \min}}{\sqrt{S_{x1}^2 + S_{x2}^2}} \cdot \sqrt{n-1} = \frac{1,57 - 0,87}{\sqrt{2,6^2 + 2,57^2}} \cdot \sqrt{39} = 1,26.$$

Характеристика δx_m в серии выборок стабильна, так как $t_2 = 1,26 < 2$ (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 23615—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. Кабакова*
Компьютерная верстка *Е.Н. Мартымяновой*

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