

**УСТАНОВЛЕНИЕ НОРМАТИВНОГО ЗНАЧЕНИЯ
ДЛЯ ПОКАЗАТЕЛЯ ПРОЧНОСТИ
ГЕОСИНТЕТИЧЕСКИХ ПОЛОТЕН
НА ОСНОВЕ ОЦЕНКИ ПАРАМЕТРОВ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ**

**THE ESTABLISHMENT OF A STANDARD VALUE
FOR THE INDICATOR STRENGTH
GEOSYNTHETIC PAINTINGS BASED ON THE EVALUATION
OF DISTRIBUTION PARAMETERS**

М.А. ЛЫСОВА, Н.А. ГРУЗИНЦЕВА, А.А. КУСЕНКОВА, Б.Н. ГУСЕВ

M.A. LYSOVA, N.A. GRUZINTSEVA, A.A. KUSENKOVA, B.N. GUSEV

**(Ивановский государственный химико-технологический университет,
Ивановский государственный политехнический университет)**

**(Ivanovo State University of Chemistry and Technology,
Ivanovo State Polytechnical University)**

E-mail: galina@isuct.ru; mtsm@ivgpu.com

При разработке технических условий на новые виды текстильных изделий необходимо установить достоверные нормативные значения показателей качества. Наиболее приемлемый путь решения данной проблемы состоит в испытании опытных образцов изделия с последующей статистической обработкой получаемых данных.

When developing specifications for new types of textile products, it is necessary to establish reliable regulatory values of quality indicators. The most acceptable way to solve this problem is to test prototypes of the product with the subsequent statistical processing of the obtained data.

Ключевые слова: геосинтетические материалы, показатели качества, нормативные значения.

Keywords: geosynthetic materials, quality indicators, standard values.

При производстве новых видов текстильных материалов (изделий) и создании на них соответствующих технических условий (ТУ) в виде стандарта организации (СТО) основной проблемой является установление объективных нормативных значений показателей качества. Проектируемые (прогнозируемые) нормативные значения [1], [2] могут быть недостоверными по различным причинам: из-за несовершенной методики проектирования, изменения сырьевого состава изделия и технологической цепочки при его производстве и ряда других причин. В этом случае наиболее достоверные результаты можно получить только на основе проведенных экспериментальных

исследований опытных образцов выработанного изделия и созданием соответствующей методики обработки полученных данных.

Объектом исследования являлось геополотно тканое "Ультрастаб", выработанное на станке СТБУ-540-1, изготовленным ВТФ "Текстильмаш" (г. Чебоксары) и размещенным на предприятии ООО "Ультрастаб" (пос. Грозилowo Тейковского р-на Ивановской обл.). Предметом исследования являлась абсолютная разрывная нагрузка геополотна при его деформации на растяжение в продольном и поперечном направлениях на разрывной машине марки Линтел РМ-20 (Россия) согласно методу измерения [3], [4]. Всего было исследовано $n = 40$ проб.

Полученная выборка случайной величины $X = (x_1, x_2, \dots, x_{40})$ подвергалась статистической обработке в следующей последовательности.

Первоначально был составлен интервальный ряд распределения (рис. 1), где выделяли минимальное и максимальное значения в выборке, вычисляли размах и по формуле Стерджесса [5] определяли количество частичных интервалов, затем частоту появления случайной величины X в каждом частичном интервале n_i , относительную частоту и плотность относительной частоты y_i .

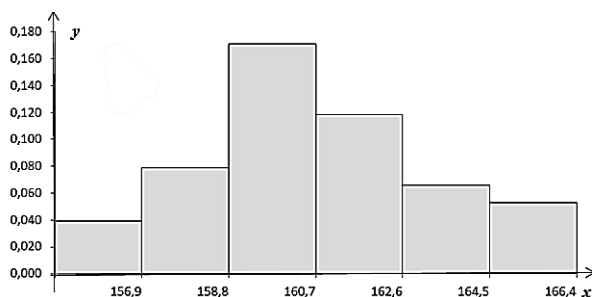


Рис. 1

В дальнейшем на основе полученных данных вычисляли характеристики: среднее выборочное

$$\bar{x}_b = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \bar{x}_i n_i = 160,31 \text{ кН};$$

выборочную дисперсию

$$D_b = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \bar{x}_i^2 n_i - (\bar{x}_b)^2 = 6,73 \text{ кН}^2;$$

исправленную выборочную дисперсию

$$S^2 = \frac{n-1}{n} D_b = 6,56 \text{ кН}^2;$$

исправленное выборочное среднее квадратичное отклонение

$$s = \sqrt{S^2} = 2,56 \text{ кН}.$$

По виду гистограммы относительных частот (рис. 1) выдвигаем нулевую гипотезу H_0 о подчинении случайных величин X

(разрывная нагрузка геополотна при растяжении в продольном направлении) нормальному закону распределения с параметрами $a = 160,31$ кН и $\sigma = 2,56$ кН, а именно теоретический закон в виде

$$f(x) = \frac{1}{2,56\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-160,31)^2}{2 \cdot 2,56^2}}$$

соответствует данному эмпирическому распределению (рис. 1).

С целью проверки нулевой гипотезы используем критерий согласия Шапиро-Уилка [5] при уровне значимости $\alpha = 0,01$. Данный критерий является наиболее приемлемым для обработки заданной случайной величины, так число испытаний незначительно ($n=40$). Кроме того, изучение мощности критерия Шапиро-Уилка [6] показало, что это один из наиболее эффективных критериев проверки нормальности распределения случайных величин. Статистика критерия имеет вид:

$$W = \frac{n}{D_b} \left[\sum_{i=1}^k a_{n-i+1} (x_{n-i+1} - x_i) \right]^2, \quad (1)$$

где коэффициенты a_{n-i+1} берутся из таблицы [5], $k = \left[\frac{n}{2} \right]$ – целая часть.

Критические точки критерия $W(\alpha)$ рассчитываются по таблице [5] в зависимости от уровня значимости α и числа испытаний n . Если $W > W(\alpha)$, то нулевая гипотеза нормальности распределения принимается. Приближенную вероятность получения эмпирического значения W при H_0 можно вычислить по формуле:

$$z = \gamma + \eta \ln \left(\frac{W - \varepsilon}{1 - W} \right), \quad (2)$$

где $\gamma, \eta, \varepsilon$ – коэффициенты, приведенные в [5].

Рассчитаем наблюдаемое значение критерия Шапиро-Уилка по формуле (1).

Все вычисления представлены в табл. 1.

i	X _i	X _{n-i+1}	X _{n-i+1} - X _i	a _{n-i+1}	a _{n-i+1} (X _{n-i+1} - X _i)
1	155,112	166,214	11,102	0,3964	4,4008
2	156,135	165,258	9,123	0,2737	2,4970
3	156,213	165,129	8,916	0,2368	2,1113
...
18	159,874	160,214	0,340	0,0244	0,0083
19	160,005	160,214	0,209	0,0146	0,0031
20	160,014	160,078	0,064	0,0049	0,0003
Сумма					16,1989

$$\text{Тогда } \left[\sum_{i=1}^k a_{n-i+1} (x_{n-i+1} - x_i) \right]^2 = 262,403,$$

а наблюдаемое значение критерия

$$W = \frac{262,403}{40 \cdot 6,73} = 0,975. \text{ По таблице критичес-$$

ких точек критерия для $n = 40$ и $\alpha = 0,01$ находим $W(\alpha) = 0,919$. Так как $W > W(\alpha)$, то принимаем гипотезу о нормальном распределении случайной величины X – разрывная нагрузка геополотна при растяжении в продольном направлении.

Вычислим точную вероятность получения значения $W = 0,975$ при условии справедливости нулевой гипотезы. Из таблицы [5] для $n = 40$ находим $\gamma = -6,961$; $\eta = 2,075$; $\varepsilon = 0,1612$. По формуле (2) получаем $z = 0,25$, а соответствующая этой квантили стандартного нормального распределения вероятность $\Phi(0,25) \approx 0,6$, что существенно превышает принятый уровень значимости $\alpha = 0,01$. Это позволяет уверенно принять нулевую гипотезу нормальности.

Заключительной операцией при установлении нормативного значения исследуемого показателя качества является определение его соответствующих доверительных границ.

Доверительный интервал для полученного нормативного значения X_B рассчитываем по формуле:

$$\bar{x}_B - t_\gamma \frac{s}{\sqrt{n}} < X_B < \bar{x}_B + t_\gamma \frac{s}{\sqrt{n}}. \quad (3)$$

Для заданной надежности 0,99 и числа степеней свободы $n = 40$ по таблице значений критерия Стьюдента [5] найдем значение $t_\gamma = t_\gamma(0,99; 40) = 2,71$; тогда границы

доверительного интервала соответственно равны: $160,31 - 2,71 \cdot \frac{2,56}{\sqrt{40}} = 159,21$ и

$$160,31 + 2,71 \cdot \frac{2,56}{\sqrt{40}} = 161,41, \text{ то есть с ве-}$$

роятностью 0,99 нормативное значение разрывной нагрузки тканого геополотна при растяжении его в продольном направлении находится в интервале (159,21; 161,41) кН.

Аналогичную статистическую обработку для данного показателя качества проводили и для результатов испытания образцов в поперечном направлении геополотна. В итоге получили, что с $P = 0,99$ среднее значение прочности геополотна при растяжении в поперечном направлении находится в интервале (90,54; 91,94) кН.

Следует иметь в виду, что при заданной $P = 0,99$ получают максимальные (истинные) доверительные границы распределения. При необходимости уменьшения вероятности до $P = 0,95$ (наиболее часто используемый уровень надежности при установлении нормативных значений показателей качества) происходит сужение доверительного интервала, что вносит погрешность в установление доверительных границ.

В Ы В О Д Ы

На основе проведенных экспериментальных исследований синтетического тканого геополотна, выработанного на новом отечественном ткацком станке СТБУ-540-1, установлены нормативные значения для основного показателя качества по прочности (разрывной нагрузки при деформации на растяжение как в продольном, так и в поперечном направлениях).

1. *Малышева О.В., Гусев Б.Н.* Совершенствование нормативной оценки качества трикотажных бельевых изделий // Изв. вузов. Технология текстильной промышленности. – 2016, №2. С. 48...51.

2. *Курденкова А.В., Шустов Ю.С., Давыдов А.Ф., Журавлева Е.М.* Исследование защитных свойств тканей для одежды сварщиков // Изв. вузов. Технология текстильной промышленности. – 2017, №4. С.103...107.

3. ОДМ 218.5.006–2010. Рекомендации по методикам испытаний геосинтетических материалов в зависимости от области их применения в дорожной отрасли.

4. ГОСТ Р 55030–2012. Дороги автомобильные общего пользования. Материалы геосинтетические для дорожного строительства. Методы определения прочности при растяжении.

5. *Кобзарь А.И.* Прикладная математическая статистика. Для инженеров и научных работников. – М.: Физматлит, 2006.

6. *Shapiro S.S., Wilk M.B., Chen H.J.* A comparative study of various for normality // JASA. – V.63, №324, 1968. P. 1343...1372.

1. *Malysheva O.V., Gusev B.N.* Sovershenstvovanie normativnoy otsenki kachestva trikotazhnykh bel'evykh izdeliy // Izv. vuzov. Tekhnologiya tekstil'noy promyshlennosti. – 2016, №2. S. 48...51.

2. *Kurdenkova A.V., Shustov Yu.S., Davydov A.F., Zhuravleva E.M.* Issledovanie zashchitnykh svoystv tkaney dlya odezhdy svarshchikov // Izv. vuzov. Tekhnologiya tekstil'noy promyshlennosti. – 2017, №4. S.103...107.

3. ODM 218.5.006–2010. Rekomendatsii po metodikam ispytaniy geosinteticheskikh materialov v zavisimosti ot oblasti ikh primeneniya v dorozhnoy otrasli.

4. GOST R 55030–2012. Dorogi avtomobil'nye obshchego pol'zovaniya. Materialy geosinteticheskie dlya dorozhnogo stroitel'stva. Metody opredeleniya prochnosti pri rastyazhenii.

5. *Kobzar' A.I.* Prikladnaya matematicheskaya statistika. Dlya inzhenerov i nauchnykh rabotnikov. – М.: Fizmatlit, 2006.

6. *Shapiro S.S., Wilk M.B., Chen H.J.* A comparative study of various for normality // JASA. – V.63, №324, 1968. P. 1343...1372.

Рекомендована кафедрой материаловедения и товароведения, метрологии и стандартизации ИВГПУ. Поступила 28.01.19.