

УДК 677.024

**О ПОГРЕШНОСТИ ПОДАЧИ ОСНОВЫ НА ТКАЦКОМ СТАНКЕ СТБ**

*А.С. ШЛЫКОВ, Р.В. БЫКАДОРОВ, С.Ю. ВОРОНИН*

**(Ивановская государственная текстильная академия)**

E-mail: ttp@igta.ru

*На основании экспериментальных данных дано описание распределения систематических и случайных отклонений подачи основы за каждый оборот главного вала станка по мере срабатывания ткацкого навоя. При этом рассчитываются теоретические и эмпирические кривые распределения величины подачи основы с навоя на станке СТБ-2-180.*

*On the basis of experimental data the description of distribution of regular and casual deflections of the warp delivering for each cycle of the loom's shaft in the process of the loom beam operation is given. Thus theoretical and empirical curves of the distribution of a warp delivering rate from a beam at the STB-2-180 loom are counted.*

**Ключевые слова:** ткацкий навой, оптимальный расход основы, случайные отклонения, систематические отклонения.

Применение устройства [1] на ткацком станке СТБ-2-180 позволило определить закономерность случайного и систематического изменений длины  $x$ , подаваемой основным регулятором за одну уточную прокидку.

Предположим, что рассеивание величины  $x$  образуется главным образом по схеме большого числа слагаемых, то есть при практически неизменных условиях исследования на  $x$  воздействует большое число факторов, каждый из которых вызывает то или иное, ограниченное по величине, изменение  $x$ . Применительно к процессу ткачества представим величину  $x$  как сумму большого числа слагаемых:

$$x = \sum_{i=1}^n Y_i, \quad (1)$$

где  $Y_i$  – один из  $n$  факторов, влияющих на длину  $x$  при работающем ткацком станке

(натяжение основы, наладка основного регулятора, переплетение ткани, линейная плотность основных и уточных нитей и др.).

В этом случае предельным теоретическим законом распределения величины  $x_i$  является закон распределения Гаусса или нормальное распределение с плотностью вероятности

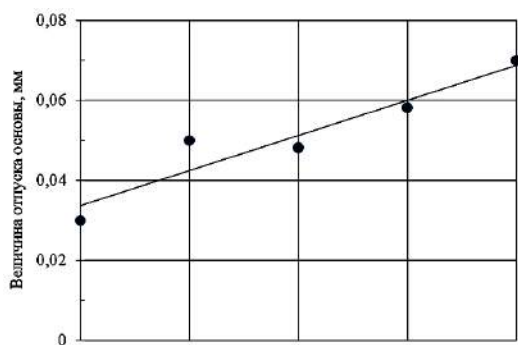
$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x_i - \bar{x})^2}{2\sigma^2}}, \quad (2)$$

где  $\bar{x}$  и  $\sigma$  – параметры нормального распределения (среднее значение и среднее квадратическое отклонение длины основы, подаваемой основным регулятором станка).

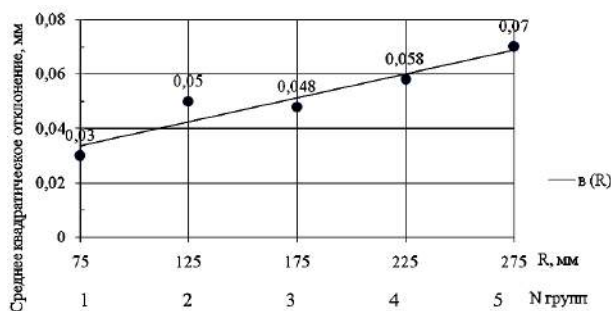
Как показали экспериментальные данные, за время срабатывания ткацкого навоя происходит изменение длины  $\bar{x}$  и среднего квадратического отклонения  $\sigma$ . Так, для станка СТБ-2-180, заправленного тка-

нью полотняного переплетения и работающего со скоростью 222 уткины в минуту, имеем:

$$\bar{x} = a(R) = 0,519 + 0,000046R, \quad (3)$$



а)



б)

Рис. 1

На рис. 1 показаны эмпирические точечные диаграммы  $x(R)$  и  $\sigma(R)$  и соответствующие им прямые а) –  $a(R)$  и б) –  $b(R)$ , полученные при обработке результатов измерений по способу наименьших квадратов; а) – количество  $n$  замеров  $x$  для каждого радиуса  $R$  основы равного 100.

Применим распределение с функцией  $a(R)$  [2] для описания закономерности изменения длины  $x$ . Распределение с функцией  $a(R)$  имеет место в тех случаях, когда к правой части уравнения (1) добавляется сумма неслучайных величин  $C_R$ , число и значение которых систематически изменяются в зависимости от параметра  $R$ .

Тогда для некоторого фиксированного радиуса  $R$  имеем:

$$x_R = \sum_{i=1}^n Y_i + C_R. \quad (5)$$

Мгновенное распределение величины  $x$  для конкретного радиуса  $R$  катушки основы на навое при срабатывании подчиняется закону Гаусса:

$$\phi_R(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \ell^{-\frac{(x-\bar{x}-C_R)^2}{2\sigma^2}}. \quad (6)$$

$$\sigma = b(R) = 0,00524 + 0,00029R, \quad (4)$$

где  $R$  – радиус катушки основы на ткацком навое,  $75 \text{ мм} \leq R \leq 275 \text{ мм}$ .

Закон распределения значений величины  $x$  для всего промежутка изменения  $R$  от  $R_{\min}$  до  $R_{\max}$  определяется формулой:

$$\Phi_{\sum(x)} = \frac{1}{R_{\max} - R_{\min}} \int_{R_{\min}}^{R_{\max}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \ell^{-\frac{[x-\bar{x}-a(R)]^2}{2\sigma^2}} dR, \quad (7)$$

где  $a(R)$  – функция, характеризующая изменение значения суммы  $C_R$  в зависимости от радиуса  $R$ .

Запишем основные параметры нормированного закона распределения с функцией  $a(R)$ :

$$\lambda_a = \frac{\ell_a}{\sigma_0}$$

– отклонение половины величины изменения функции  $a(R)$  за рассматриваемый диапазон изменения  $R$ , то есть:

$$\ell_a = \frac{a(R_{\max}) - a(R_{\min})}{2},$$

к параметру  $\sigma_0$  мгновенного гауссова распределения.

Рассмотрим закон распределения с линейной функцией  $a(R)$ :

$$a(R) = a_0 + 2\ell_a R = a_0 + 2\lambda_a \sigma_0 R = 0,518 + 0,013R \quad (0,27 \leq R \leq 1,0), \quad (8)$$

где  $a_0$ ,  $\sigma_0$  – параметры мгновенного гауссова распределения при  $R_{\min} = 75$  мм.

Формула (8) означает равномерное смещение центра группирования в диапазоне изменения  $R$  и хорошо согласуется с (3). В этом случае закон распределения величины  $x$  определяется тремя параметрами:  $\lambda_a$ ,  $\sigma_0$  и  $a_0$  с математическим ожиданием и средним квадратическим отклонением, равным [2]:

$$M\{x\} = a_0 + \ell_a = a_0 + \lambda_a \sigma_0, \quad (9)$$

$$\sigma\{x\} = \sqrt{\sigma_0^2 + \frac{\ell_a^2}{3}} = \sigma_0 \sqrt{1 + \frac{\lambda_a^2}{3}}. \quad (10)$$

С учетом безразмерной величины

$$z = \frac{x - M\{x\}}{\sigma\{x\}}. \quad (11)$$

Запишем нормированную плотность вероятности:

$$\phi(z, \lambda_a) = \frac{c}{2\lambda_a} [\Phi(zc + \lambda_a) - \Phi(zc - \lambda_a)], \quad (12)$$

где  $\Phi$  – функция Лапласа;

$$c = \sqrt{1 + \frac{\lambda_a^2}{3}}.$$

График нормированной плотности вероятности для случая линейной функции  $a(R)$ , построенный по (12) при  $\lambda_a = 0,17$  приведен на рис. 2-а. Кривая 2 симметрична (асимметрия  $S_k = 0$ ) и плосковершинна (эксцесс  $E_k < 0$ ). Здесь же приведена кри-

вая 1 нормального распределения и эмпирический полигон распределения – 3.

Для ожидания распределения величины  $\sigma$  применим распределение с функцией  $b(R)$  [2], которое имеет место в тех случаях, когда в правой части формулы (1), помимо независимых или слабо зависимых случайных величин  $Y_i$  имеются еще независимые случайные слагаемые  $Y_j$ , число которых или значения их параметров рассеивания изменяются по мере срабатывания ткацкого навоя, а средние значения равны нулю:

$$x_R = \sum_{i=1}^n Y_i + \sum_{j=1}^n Y_j. \quad (13)$$

Для определения радиуса  $R$  распределение величины  $x$  подчиняется закону Гаусса:

$$\phi_R(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_R} \ell^{-\frac{(x-a_0)^2}{2\sigma_R^2}}, \quad (14)$$

где  $a_0$  и  $\sigma_R$  – параметры гауссова распределения для суммы слагаемых  $Y_i$  и  $Y_j$ ; значение  $a_0$  здесь является постоянной величиной, так как средние значения слагаемых  $Y_j$  равны нулю.

Для промежутка  $R_{\min} \leq R \leq R_{\max}$  имеем:

$$\phi(R) = \frac{1}{R_{\max} - R_{\min}} \int_{R_{\min}}^{R_{\max}} \frac{1}{\sqrt{2\pi} b(R)} \ell^{-\frac{(x-a_0)^2}{2b^2(R)}} dR, \quad (15)$$

где  $b(R)$  – функция, характеризующая изменение значения параметра  $\sigma_R$  в зависимости от радиуса  $R$ .

Распределение  $b(R)$  встречается при технических измерениях, когда за время срабатывания на станке имеется значительное изменение рассеивания мгновенного распределения, обусловленное изменением конструктивно-заправочной линии заправки, погрешностью отпуска

основы основным регулятором и другими причинами.

Характеристиками нормированных распределений с функцией  $b(R)$  являются:

1)  $\lambda_b = \frac{\ell_b}{\sigma_0}$  – отношение половины величины изменения функции  $b(R)$ ,

Значения  $b(R)$ , рассчитанные по (4) и (16), практически совпадают.

$$b(R) = \sigma_0 + 2\ell_b R = \sigma_0 (1 + 2\lambda_b R) = 0,027 + 0,051R, \quad 0,027 \leq R \leq 1,0. \quad (16)$$

То есть  $\ell_b = \frac{b(R)_{\max} - b(R)_{\min}}{2}$  к параметру  $\sigma_0$  мгновенного гауссового распределения;

2) вид функции  $b(R)$  – линейная, нелинейная, периодическая и т.д.

При линейной функции  $b(R)$  имеем:

Нормированная плотность вероятности для этого случая определяется по формуле:

$$\phi(z, \lambda_b) = \frac{\sqrt{d}}{4\sqrt{6\pi\lambda_b}} \left\{ E_i \left[ -\frac{z^2 d}{6} \right] - E_i \left[ -\frac{z^2 d}{6(1+2\lambda_b)} \right] \right\}, \quad (17)$$

где  $d = 3 + 6\lambda_b + 4\lambda_b^2$ ;  $E_i(z)$  – табулированная интегральная показательная функция.

Закон распределения с линейной функцией  $b(R)$  определяется тремя параметрами:  $\lambda_b$ ,  $a_0$  и  $\sigma_0$ . Математическое ожидание определяется формулами:

$$M\{x\} = a_0, \quad (18)$$

$$\sigma\{x\} = \sigma_0 \sqrt{1 + 2\lambda_b + \frac{4}{3}\lambda_b^2}. \quad (19)$$

Как видно из (17), нормированное распределение с линейной функцией  $b(R)$  является однопараметрическим (параметр  $\lambda_b$ ), поэтому оно легко табулируется [2, табл. 5 приложения] как распределение (12) [2, табл. 3 приложения].

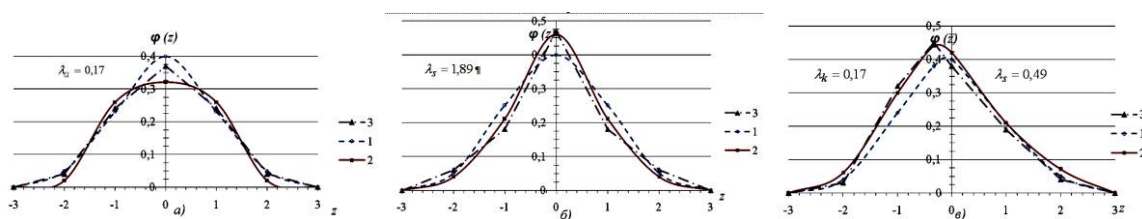


Рис. 2

На рис. 2 показаны теоретические и эмпирические кривые распределения погрешностей отпуска основы с навоя станка СТБ-2-180: 1 – плотность вероятности гауссового распределения; 2 – плотность распределения с линейной функцией  $b(R)$  при  $\lambda_b = 0,94$ ; 3 – эмпирический полигон распределения.

Как видно из рис. 2, кривая распределения  $b(R)$  симметрична (асимметрия  $S_k = 0$ ) и более островершинна (эксцесс  $E_k > 0$ ), чем кривая Гаусса, эмпирическое распределение не соответствует закону Гаусса и более близко к распределению с функцией  $b(R)$ .

Так как для фиксированного радиуса  $R$  намотки, обобщающего выражения (12) и

(17), одновременно присутствуют отдельные распределения с функциями  $a(R)$  и  $b(R)$ , выражение для величины  $x$ , соответствующее фиксированному радиусу  $R$ , запишется в виде:

$$x_R = \sum_{i=1}^n Y_i + \sum_{i=1}^{n_R} Y_j + C_R. \quad (20)$$

Закон распределения значений длины  $x$  подачи основы для радиуса  $R$  остается законом Гаусса со следующим выражением:

$$\phi \sum(x) = \frac{1}{R_{\max} - R_{\min}} \int_{R_{\min}}^{R_{\max}} \frac{1}{\sqrt{2\pi} b(R)} \ell^{-\frac{(x-a_0-a(R))^2}{2b^2(R)}} dR. \quad (22)$$

Кривые плотности вероятности, полученные по (22), более разнообразны по внешнему виду, чем графики распределения с функцией  $a(R)$  и  $b(R)$ , взятые в отдельности. Если изменение  $a(R)$  и  $b(R)$  происходит монотонно в одну сто-

$$\phi_R(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_R} \ell^{-\frac{(x-a_0-C_R)^2}{2\sigma_R^2}}, \quad (21)$$

где  $a_0$  – параметр закона Гаусса для суммы слагаемых  $Y_i$ ;  $\sigma_R$  и  $(a_0 + \sigma_R)$  – параметры гауссова распределения для суммы слагаемых  $Y_i$ ,  $Y_j$  и  $C_R$ , соответствующей определенному  $R$ .

Закон распределения значений  $x$  для промежутка от  $R_{\min}$  до  $R_{\max}$  будет:

рону (обе кривые возрастают или убывают), то ординаты левой части кривой распределения увеличиваются, а правой – уменьшаются.

Рассмотрим совместное сочетание линейных функций  $a(R)$  и  $b(R)$ :

$$\begin{aligned} a(R) &= a_0 + 2\ell_a R = a_0 + 2\lambda_a \sigma_0 R = a_0 + 2\lambda_k \sigma_{cp} R, \\ b(R) &= \sigma_0 + 2\ell_b R = \sigma_{cp} - \ell_b + 2\ell_b R = \sigma_{cp} [1 - \lambda_s (1 - 2R)], \end{aligned} \quad (23)$$

где

$$\lambda_k = \frac{\ell_a}{\sigma_{cp}} = \frac{\lambda_a}{1 + \lambda_b}, \quad (24)$$

$$\sigma_{cp} = \frac{b(R_{\max}) + b(R_{\min})}{2} = \sigma_0 (1 + \lambda_b); \quad (25)$$

$$\lambda_s = \frac{\ell_b}{\sigma_{cp}} = \frac{\lambda_b}{1 + \lambda_b} = \frac{b(R_{\max}) - b(R_{\min})}{b(R_{\max}) + b(R_{\min})}. \quad (26)$$

Плотность вероятности для случая (23) определяется по формуле (22) и зависит от четырех параметров:  $\lambda_k$  (или  $\lambda_a$ ),  $\lambda_s$  (или  $\lambda_b$ ),  $\sigma_{cp}$  (или  $\sigma_0$ ) и  $a_0$ . Математическое ожидание и среднее квадратическое отклонение равны:

$$M\{x\} = a_0 + \ell_a = a_0 + \lambda_a \sigma_0 = a_0 + \lambda_k \sigma_{cp}, \quad (27)$$

$$\sigma\{x\} = \sqrt{\sigma_{cp}^2 + \frac{\ell_b^2}{3} + \frac{\ell_a^2}{3}} = \sigma_{cp} \sqrt{1 + \frac{\lambda_s^2}{3} + \frac{\lambda_k^2}{3}}. \quad (28)$$

На рис. 2-в приведен график 2 – нормированной кривой плотности вероятности для линейных возрастающих функций  $a(R)$  и  $b(R)$  при  $\lambda_k = 0,1$  и  $\lambda_s = 0,49$ . Из рисунка видно, что график отклоняется от симметричной островершинной кривой, полученной по формуле (15), становясь асимметричным, при этом асимметрия  $S_k$  и эксцесс  $E_k$ , рассчитанные по формулам [2 – (3.183) и (3.184)], соответственно равны  $S_k = 0,82$  и эксцесс  $E_k = 0,83$ . Здесь же приведены графики нормального распределения – 1 и эмпирического полигона распределения – 3.

Таким образом, за время срабатывания ткацкого навоя суммарное распределение длины подаваемых основным регулятором основы и ее средних квадратических отклонений заметно отличается от равновероятного распределения

$$\phi(R) = \frac{1}{R_{\max} - R_{\min}},$$

характеризующего идеальное значение стабильности подачи основы и ее расход при образовании ткани на ткацком станке.

В целях совершенствования процесса, связанного с оптимальным расходом основы, необходимо стремиться уменьшать случайные отклонения, зависящие от количества подвижных деталей основного регулятора и люфтов в их соединениях, и систематические отклонения, связанные с изменением радиуса намотки основы на навое, в подаче основы.

## ВЫВОДЫ

1. Рассмотрены распределения случайных величин подачи  $x$  основы и средних квадратических отклонений  $\sigma$  основного регулятора ткацкого станка СТБ-2-180 за время срабатывания ткацкого навоя.

2. Определена плотность вероятности распределения совместного появления  $x$  и  $\sigma$  с линейными функциями  $a(R)$  и  $b(R)$ .

3. Анализ кривых распределений позволил определить направления совершенствования механизма подачи основы – снижение случайных и систематических отклонений длины основы для каждой уточной нити.

## ЛИТЕРАТУРА

1. Патент на полезную модель №44119 РФ. Устройство для определения угла поворота ткацкого навоя / Шлыков А.С., Быкадоров В.Р.: опубл. 27.02.2005, бюл. №6.

2. Точность производства в машиностроении и приборостроении / Под ред. А.Н.Гаврилова. – М.: Машиностроение, 1973.

Рекомендована кафедрой технологии текстильных изделий. Поступила 31.03.10.