

УДК 677.11.021.16/022:658.562

ОЦЕНКА НЕОПРЕДЕЛЕННОСТИ ПРИ ИЗМЕРЕНИИ РАЗРЫВНОЙ НАГРУЗКИ ДЛИННОГО ТРЁПАНОГО ЛЬНОВОЛОКНА

ДЯГИЛЕВ А.С., доцент, ПЕТЮЛЬ И.А., доцент, БИЗЮК А.Н., старший преподаватель

Витебский государственный технологический университет,
г. Витебск, Республика Беларусь

Ключевые слова: длинное трёпаное льноволокно, разрывная нагрузка, неопределенность результата.

Реферат: В работе предложена методика расчета расширенной неопределенности при испытаниях разрывной нагрузки длинного трепаного льноволокна. Приведены расчетные значения расширенной неопределенности при определении среднего значения разрывной нагрузки белорусского длинного трепаного льноволокна урожая 2013 – 2015 годов.

В современной метрологической практике, особенно при испытаниях в аккредитованных лабораториях, вместо оценки доверительных границ погрешности измерений все шире используется понятие «неопределенность результата измерения». Неопределенность измерения – параметр, связанный с результатом измерения и характеризующий разброс значений, которые могли бы быть обоснованно приписаны измеряемой величине [1]. Характеристики точности проведенных испытаний имеют существенное значение при определении разрывной нагрузки длинного трепаного льноволокна. Разрывная нагрузка и гибкость длинного трепаного льноволокна являются одними из важнейших технологических свойств, определяющих его прядильную способность, выражаемую численным показателем, называемым «номер» [2, 3]. Точность определения разрывной нагрузки длинного трепаного льноволокна играет важную роль при прогнозировании качественных характеристик продуктов, вырабатываемых из него: чесаного льна в ленте и льняного очеса. Вследствие высокой вариативности физико-механических свойств льноволокна важную роль играет не только точечная, но и интервальная оценка разрывной нагрузки [4]. Таким образом, актуальной является задача оценки неопределенности при измерении разрывной нагрузки длинного трепаного льноволокна.

Для оценки неопределенности результата измерения проводят анализ применяемого метода. При определении значения разрывной нагрузки партии длинного трепаного льноволокна, согласно действующему стандарту [2], отбирается 30 проб волокна массой 0.42 г с погрешностью ± 0.001 г. Затем замеряется наибольшее усилие, выдерживаемое образцом до разрыва на разрывной машине марки ДВК-60, с погрешностью $\pm 2\%$ от прилагаемой нагрузки. При фиксации значения разрывной нагрузки оператором происходит округление результата с точностью до цены деления шкалы, равной 5 Н.

Таким образом, при оценке неопределенности измерения разрывной нагрузки длинного трепаного льноволокна нужно учитывать:

- поправку, связанную с погрешностью разрывной машины (по паспорту $\pm 2\%$ от измеренного значения). Принимая предположение о равномерном законе распределения, стандартная неопределенность, обусловленная данным фактором, составит:

$$\Delta P_1 = \frac{2 \cdot \bar{P}}{100\sqrt{3}}, \quad (1)$$

где \bar{P} – среднее значение разрывной нагрузки 30 проб льноволокна.

- поправку на вариационный разброс, вычисляемую как оценку стандартной ошибки среднего [1] разрывной нагрузки, в предположении о нормальном законе распределения величины:

$$\Delta P_2 = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (P_i - \bar{P})^2}{n(n-1)}}, \quad (2)$$

где P_i – отдельные значения разрывной нагрузки 30 проб льноволокна.

- поправку на округление, связанную с ценой деления измерительной шкалы (цена деления 5 Н). При постулировании равномерного закона распределения стандартная неопределенность из-за влияния данного фактора составит:

$$\Delta P_3 = \frac{5 \cdot 0.5}{\sqrt{3}} = 1,443; \quad (3)$$

- поправку на допустимое отклонение массы при подготовке проб (масса пробы 0.42 г, погрешность весов ± 0.001 г), в предположении о равномерном законе распределения стандартная неопределенность составит:

$$\Delta P_4 = \frac{\bar{P} \cdot 0.001}{0.42 \cdot \sqrt{3}}. \quad (4)$$

Модель измерения для вычисления неопределенности должна учитывать поправки на воздействие факторов, влияющих на процесс измерения разрывной нагрузки, и будет иметь следующий вид:

$$P = \bar{P} + \Delta P_1 + \Delta P_2 + \Delta P_3 + \Delta P_4. \quad (5)$$

При расчете суммарной неопределенности вклад каждой из рассмотренных величин (поправок) учитывается с помощью коэффициентов чувствительности, которые являются частными производными первого порядка модели измерения (5). Коэффициенты чувствительности в данной методике приняты равными 1, так как модель измерения (5) имеет линейную зависимость:

$$cP = (1, 1, 1, 1). \quad (6)$$

Суммарная стандартная неопределенность вычисляется по формуле:

$$u_P = \sqrt{\sum_{i=1}^n (cP_i \cdot \Delta P_i)^2}. \quad (7)$$

Расширенная неопределенность – это интервал, который содержит большую часть распределения значений, которые можно с достаточным основанием приписать анализируемой величине. Расширенная неопределенность при измерении разрывной нагрузки длинного трёпаного льноволокна при [1]:

$$U_P = u_P \cdot t_{\alpha;n}, \quad (8)$$

где $t_{\alpha;n}$ – коэффициент охвата, принимаемый равным коэффициенту Стьюдента. При вычислениях расширенной неопределенности при измерении разрывной нагрузки длинного трёпаного льноволокна по типу В [1], принимаем число степеней свободы $n = \infty$, а уровень значимости $\alpha = 0.05$.

На основе данных о физико-механических свойствах белорусского льноволокна урожая 2013 – 2015 гг. [5], взятых из более 2000 протоколов, накопленных в информационной системе контроля качества РУПТП «Оршанский льнокомбинат» [6, 7], по формуле (8) произведена оценка совместного распределения среднего значения разрывной нагрузки длинного трёпаного льноволокна и расширенной неопределенности при ее измерении.

На рисунке 1а приведена диаграмма рассеяния и линии равного уровня совместного распределения расширенной неопределенности и среднего значения разрывной нагрузки. На рисунке 1б приведено трехмерное представление ядерной оценки совместного распределения расширенной неопределенности и среднего значения разрывной нагрузки [8, 9, 10].

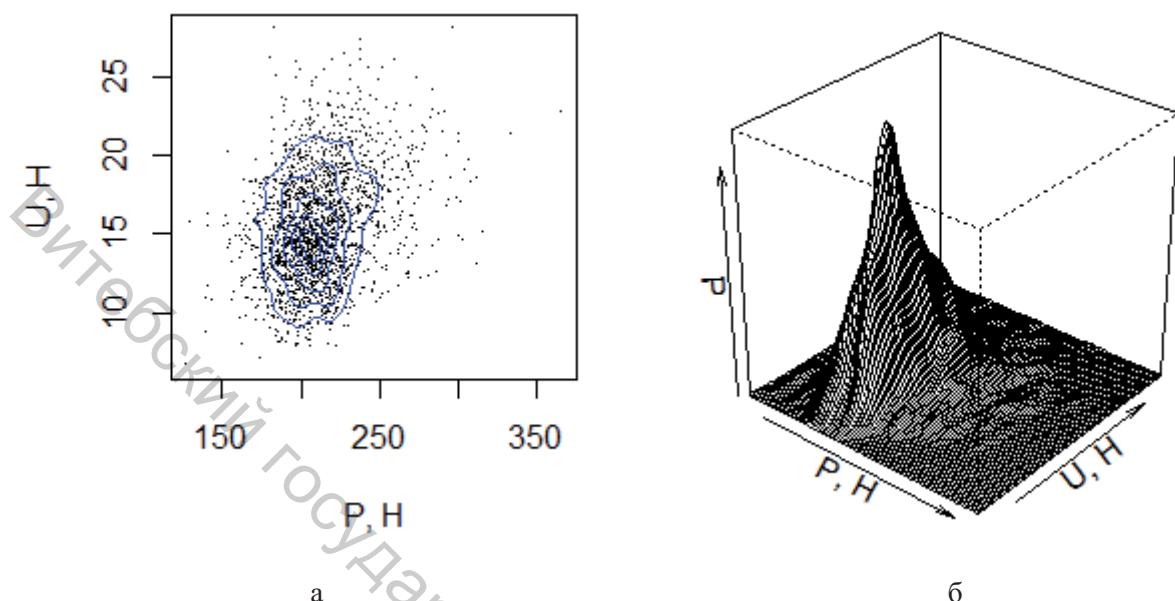


Рисунок 1 – Совместное распределение среднего значения разрывной нагрузки (Р) и расширенной неопределенности (U) при ее измерении

На основе данных, приведенных на рисунке 1, был проведен регрессионный анализ и построена статистически значимая линейная регрессионная модель:

$$U_P = 7.43 + 0.038\bar{P}, \quad (9)$$

коэффициент детерминации полученной модели $R^2=0.07$ ($p\text{-value} < 2.2\text{e-}16$). То есть, только 7 % изменения значения расширенной неопределенности объясняется изменением среднего значения разрывной нагрузки.

В работе предложена методика расчета расширенной неопределенности при испытаниях разрывной нагрузки длинного трепаного льноволокна, проводимых согласно действующей нормативной документации [2, 3].

Приведены данные оценки значений расширенной неопределенности при определении среднего значения разрывной нагрузки белорусского длинного трепаного льноволокна урожая 2013-2015 годов в производственных условиях РУПТП «Оршанский льнокомбинат».

Литература:

1. Руководство по выражению неопределенности измерения. – СПб.: ГП «Всероссийский научно-исследовательский институт метрологии им. Д. И. Менделеева», 1999. - 119 с.
2. СТБ 1195-2008 Волокно льняное трепаное длинное. Введ. 2008-04-30. – Минск : Госстандарт Республики Беларусь 2008. – 30 с.
3. ГОСТ 10330-76. Лен трепаный, Введ. 1989-01-01, Москва, Издательство стандартов 1989, 23 с.
4. Дягилев, А. С. Оценка прядильной способности длинного трепаного льноволокна/ А. С. Дягилев, А.Н. Бизюк, А.Г. Коган // Вестник Витебского государственного технологического университета . – 2015. – № 28. – С. 61.
5. Дягилев, А.С. Исследование качественных характеристик белорусского длинного трепаного льноволокна урожая 2013 года / А.С. Дягилев, А.Н. Бизюк, А.Г. Коган // Вестник Витебского государственного технологического университета. – 2014. – № 27. – С. 31.
6. Дягилев, А. С. Производственный контроль качества длинного трепаного льноволокна / А. С. Дягилев, А.Н. Бизюк, А.Г. Коган // Известия вузов. Технология легкой промышленности. – 2015. – № 2. – С. 59.
7. Дягилев, А.С. Исследование цветовых характеристик льноволокна в процессе чесания/ А.С. Дягилев, А.Н. Бизюк, А.Г. Коган // Вестник Витебского государственного технологического университета . – 2015. – № 29. – С. 31.

8. R Core Team (2016). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <http://www.R-project.org/>
9. Silverman, B.W. (1986). Density Estimation for Statistics and Data Analysis. Chapman & Hall/CRC. pp. 7–11.
10. Дягилев, А.С. Методы и средства исследований технологических процессов : учебное пособие для студентов вузов по специальности "Технология пряжи, тканей, трикотажа и нетканых материалов" / Дягилев А.С., Коган А.Г. ; Витебский государственный технологический университет. - Витебск : ВГТУ, 2012. - 206 с.

УДК 631.15, 330.43

ПАРЕТО-ОПТИМАЛЬНОСТЬ В ОЦЕНКЕ СРАВНИТЕЛЬНОЙ ЭФФЕКТИВНОСТИ ЭКСПЛУАТАЦИИ МАШИННО-ТРАКТОРНОГО ПАРКА

ЕФРЕМОВ А.А., ассистент

Белорусский государственный экономический университет,
г. Минск, Республика Беларусь

Ключевые слова: парето-оптимальность, сравнительная эффективность, линейное программирование, машинно-тракторный парк, АПК.

Реферат: представлена математическая постановка задачи определения парето-оптимальности с использованием линейного программирования; приведён пример использования анализа оболочки данных для оценки эффективности использования машинно-тракторного парка в АПК.

В настоящее время проблема эффективного использования ресурсов является одной из наиболее актуальных, в том числе на микроуровне. К числу самых современных методов оценки этого показателя можно отнести анализ оболочки данных.

Остановимся более подробно на анализе оболочки данных (DEA). Основная идея данного подхода в некотором смысле перекликается с симплекс-методом и заключается в построении выпуклой оболочки некоторого массива исходных данных в n -мерном пространстве [1].

Обозначим через $x = (x_1, \dots, x_n)$ вектор входа (ресурсы, используемые предприятием P для достижения своих целей), а через $y = (y_1, \dots, y_m)$ – вектор выхода (результатирующие показатели деятельности предприятия P). Пусть $z = (x, y) \in \Omega$ – множество допустимых планов. Создаваемая выпуклая оболочка наблюдаемых значений должна обладать следующими свойствами:

1. Если $z = (x, y) \in \Omega$, то $\tilde{z} = \alpha \cdot (x, y) \in \Omega$.
2. Если $\bar{z} = (\bar{x}, \bar{y}) \in \Omega$, $\tilde{x} \geq x$, $\tilde{y} \leq y$, то $\tilde{z} = (\tilde{x}, \tilde{y}) \in \Omega$.
3. Если $z' \in \Omega$ и $z'' \in \Omega$, то $\tilde{z} = \lambda z' + (1 - \lambda) z'' \in \Omega$, где $\lambda \in [0;1]$.

На основании этих свойств можно получить следующие утверждения:

1. Если $z_1, \dots, z_s \in \Omega$, то $z = \alpha_1 z_1 + \dots + \alpha_n z_s \in \Omega$, причём $\sum_{j=1}^s \alpha_j = 1$, $\alpha_j \geq 0$,
2. Если $z \in \Omega$, то $t \cdot z \in \Omega$ для любого $t > 0$.

Будем говорить, что $x' > x''$, если $x'_i \geq x''_i$, $i = \overline{1, n}$ и при этом существует хотя бы один индекс k такой, что $x'_k > x''_k$ [2].

Запись $z' \succ z''$ означает выполнение одного из следующих условий:

- 1) $x' < x''$ и $y' = y''$ (тот же результат достигается при использовании меньшего объёма ресурсов);