

тов измерений при проведении испытаний сельскохозяйственных машин, о чём свидетельствует отсутствие упоминания об обработке результатов измерений в различных протоколах испытаний сельскохозяйственных машин.

Список используемой литературы

1. Испытания сельскохозяйственной техники, машин и оборудования для переработки сельскохозяйственного сырья. Основные положения. ТКП148-2008 (02150). – Введ. 01.02.2009 – Минск: БелГИСС, 2009. – 24с.

2. Испытания сельскохозяйственной техники. Методы эксплуатационно-технологической оценки: ГОСТ Р 52778-2007 Введ. 30.06.2008. –М. Стандартиформ. 2008г. -24с.

УДК 631: 519.24

ОЦЕНКА ПОГРЕШНОСТИ ПРИ ПРОВЕДЕНИИ ЭКСПЕРИМЕНТОВ И ИСПЫТАНИЯХ СЕЛЬСКОХОЗЯЙСТВЕННЫХ МАШИН

С.В. Крылов, к.т.н., доцент, В.В. Носко, А.В. Иванов

*УО «Белорусский государственный аграрный технический университет»,
г. Минск, Республика Беларусь*

Введение

Разработка сельскохозяйственных машин неразрывно связана с сезонностью их использования, а испытания еще и ограничены агрономическими сроками выполнения технологических операций в сельском хозяйстве. Это, безусловно, ограничивает количество экспериментов и нашло отражение в технических нормативно правовых актах (ТНПА).

Основная часть

Как уже отмечалось в работе [1] применение ГОСТа Р 50779.21-2004 [2] в целом ряде случаев при проведении испытаний и исследований при проектировании сельскохозяйственной техники невозможно.

В настоящее время существует другой ГОСТ Р8.736-2011 [3], который распространяется на прямые многократные независимые

измерения и устанавливает основные положения методов обработки результатов этих измерений и вычисления погрешностей.

Первое отличие от общепринятой практики то, что измерения считаются многократными или в терминах данного ГОСТа группа результатов измерений при $n \geq 4$, а не при $n \geq 3$, где n - количество измерений.

Это правило вызвано, по нашему мнению, расчётом грубой ошибки в данном ГОСТе по критерию Граббса.

Вводится следующее положение: «Е2 Погрешность оценки измеряемой величины следует выражать не более чем двумя значащими цифрами. Две значащие цифры в погрешности оценки измеряемой величины сохраняют:

- при точных измерениях;
- если первая значащая цифра не более трёх».

Это положение (Е2) отличается от, предлагаемых правил округления, изложенных в учебно-методическом пособии под редакцией профессора Леонова [4].

Проверка гипотезы о принадлежности результатов измерений нормальному закону распределения в данном ГОСТе [3] осуществлять следует при $15 < n \leq 50$.

Вычисляют отношение \tilde{d}

$$\tilde{d} = \frac{\sum_{i=1}^n |Y_i - \bar{Y}|}{nS^*}, \text{ где } S^* = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2}{n}}.$$

Результаты измерений в ряду считают распределёнными нормально, если

$$d_{1-\frac{q}{2}} < \tilde{d} \leq d_{1-\frac{q}{2}},$$

где $d_{1-\frac{q}{2}}$ и $d_{1-\frac{q}{2}}$ - квантили распределения, получаемые из таблицы Б.1 ГОСТа Р8.736-2011, по n , $q_1/2$ и $(1 - q_1/2)$ причём q_1 - заранее выбранный уровень значимости (1%, 5%, 99% или 95%).

Для $n > 50$ по ГОСТ Р8.736-2011 предлагает другую процедуру проверки гипотезы о принадлежности нормальному распределению.

Количество повторностей при проведении испытаний и исследований в области проектирования сельскохозяйственных машин из-за значительных ограничений в сроках и финансировании, как правило, меньше

пятидесяти. Поэтому рассмотрение гипотезы о принадлежности нормальному распределению начнём с $n=3$, так в ГОСТ Р 52778-2007 [2] рекомендуемое число измерений равно 1, 3, 10. Для оценки эффективности различных критериев будем использовать ряд натуральных чисел [1].

В методическом пособии [4] представлен критерий CAO (Θ_3)

$$\Theta_3 = \left| \frac{\text{CAO}}{S} - 0.7979 \right|.$$

Табличное значение критерия CAO (Θ_T) при доверительной вероятности $p=0,95$ рассчитывают по формуле

$$\Theta_T = \frac{0,4}{\sqrt{n}}.$$

Выполнение неравенства $\Theta_3 < \Theta_T$, означает, что результаты измерений не противоречат гипотезе об их нормальном распределении, а выполнение неравенства $\Theta_3 \geq \Theta_T$, означает что гипотеза о нормальном распределении результатов измерений должна быть отвергнута. При этом для каждого значения n справедливость данного критерия не оговаривается.

Существует другой критерий, с которым можно работать с $n=3$, критерий Дэвида-Хартли-Пирсона (U)

$$U = \frac{R}{S},$$

где $R = y_{\max} - y_{\min}$;

y_{\max} , y_{\min} – максимальное и минимальное значения.

В статье [1] продемонстрировано, что с $n=30$ т.е. числовой ряд от 0 до 29 критерий U отвергает гипотезу о нормальном распределении, для $n < 30$ эта гипотеза подтверждается.

Критерий CAO начинает отвергать гипотезу о нормальном распределении с $n=60$ т.е. для числового ряда от 0 до 59.

Для проверки числового ряда критерия ГОСТа Р 8.736-2011 для удобства расчётов S^* выражают через S (среднеквадратичное отклонение)

$$S^* = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2}{n}}, S = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2}{n-1}}.$$

Поэтому

$$S^{*2} = \frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2}{n}, S^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2}{n-1}$$

Умножаем последнее выражение на $\frac{n-1}{n}$, получим

$$S^* = S \sqrt{\frac{n-1}{n}}.$$

Тогда выражение для

$$\tilde{d}_3 = -\frac{\sum_{i=1}^n |Y_i - \bar{Y}|}{nS^*} = \frac{CAO}{S \sqrt{\frac{n-1}{n}}} = \frac{CAO}{S} \sqrt{\frac{n}{n-1}}.$$

Проведём расчёт \tilde{d} для числового ряда от 0 до 15; $n=16$, $\tilde{d}_3 \cong 0,8677$ табличные значения $0,7236 < \tilde{d}_3 \cong 0,8884$ т.е. полученное значение свидетельствует, что гипотеза о нормальном распределении верна. Числовой ряд от 0 до 20; $n=21$, $\tilde{d}_3 \cong 0,8650$, табличные значения $0,7304 < \tilde{d}_3 \cong 0,8768$ т.е. опять гипотеза о нормальном распределении верна. Числовой ряд от 0 до 30, $n=31$ $\tilde{d}_3 \cong 0,8656$, табличные значения $0,7404 < \tilde{d}_3 \cong 0,8625$ т.е. гипотеза о нормальном распределении отвергнута.

Из трёх рассмотренных критериев по числовому ряду два критерия работают фактически одинаково.

Заключение

Результаты проверки численных рядов трёх критериев по определению непротиворечивости экспериментальных данных нормальному распределению, наглядно демонстрируют, что лучше пользоваться критерием Дэвида-Хартли-Пирсона и критерием, представленным в ГОСТ Р8.736-2011. Хотя и эти оба критерия начинают работать с $n > 30$. Поэтому этот вопрос надо рассматривать отдельно, охватив значительно большее количество критериев.

Список используемой литературы

1. Крылов, С.В. Определение погрешности в проведении экспериментов при проектировании и испытаниях сельскохозяйственных машин/ С.В. Крылов// Техническое обеспечение инновационных технологий в сельском хозяйстве: сб. науч. ст. Междунар. науч. практ. конф. БГАТУ, Минск, 2016. – С.56-60.

2. ГОСТ Р 50779.21-2004 Статистические методы. Правила определения и методы расчета статистических характеристик по выборочным данным. Часть 1. Нормальное распределение. Введ. 12.01.2004; Взамен ГОСТ Р 50779.21-96. -М.: ИПК Издательство стандартов. 2004г. - 42с.

3. ГОСТ Р 8.736-2011 Государственная система обеспечения единства измерений. Измерения прямые многократные. Методы обработки результатов измерений. Основные положения. - Введ. 2013-01-01. -М.: Стандартинформ, 2013.

4. Леонов, А.Н. Основы научных исследований в примерах и задачах: учебно-методическое пособие/ А.Н. Леонов, М.М. Дечко, В.Б. Ловкис, Минск, БГАТУ, 2013г. -136с.

УДК 631.358.633.521

АНАЛИЗ РАСТЯНУТОСТИ СТЕБЛЕЙ ЛЬНА В ЛЕНТЕ ПРИ ТЕРЕБЛЕНИИ

**М.Н. Трибуналов, к.т.н., доцент, Д.М. Дорофейчик, инженер,
А.П. Курилович, ассистент**

*УО «Белорусский государственный аграрный технический университет»,
г. Минск, Республика Беларусь*

Введение

Механизация процесса уборки приводит к возникновению существенной неоднородности по свойствам, что является основной причиной снижения качества стланцевой льнотресты.

Практика применения рулонной технологии уборки льна показала, что для обеспечения ее эффективности, выращиваемый лен должен отвечать определенным требованиям. Это касается длины стеблей, их спутанности, растянутости и влажности. Растянutosть