

МЕТОДИКА СТАТИСТИЧЕСКОЙ ОБРАБОТКИ ДАННЫХ УЗИ ДЛЯ ДИАГНОСТИКИ РЕПРОДУКТИВНОЙ ФУНКЦИИ КРС

Введение

Основной задачей сельского хозяйства является расширение и стабильное воспроизводство количества голов крупного рогатого скота (КРС) для обеспечения населения продуктами животного происхождения. Несмотря на многочисленные разработки методов управления процессами размножения животных, проблемы профилактики бесплодия и получения здорового приплода продолжают оставаться одними из важнейших проблем ветеринарной науки [1].

Актуальность

Одной из причин снижения репродуктивности коров являются заболевания, которые связаны с уплотнением гонад. Поэтому на сегодняшний день в ветеринарии актуальным является определение плотности этих органов, а также выявление заболеваний, связанных с их уплотнением.

Материалы и методы исследования

Исследования проводились в период с 2010 – 2012 гг. на коровах молочной породы с помощью ультразвукового диагностического прибора SLE-101PC с использованием трансректального датчика. В результате исследований было получено 62 сканограммы гонад (32 – норма, 30 – патология (уплотнение)). В среде Delphi было разработано программное средство, которое выполняет в автоматизированном режиме обработку полученных ультразвуковых данных и определяет их плотность.

Целью работы является статистическая обработка экспериментальных данных плотности гонад, полученных с помощью программного обеспечения для нахождения показателей, характеризующих особенности эмпирических совокупностей и обеспечивающих возможность их сравнения.

Методика статистических расчетов

Все необходимые вычисления проводились с помощью компьютерной программы Maple 9.

Для исследования было отобрано $n = 32$ образца (норма) в диапазоне изменения плотности x от 1010 до 1100 г/см³. Согласно формуле Стерджеса: $m = 1 + 3,322 \lg n$ весь диапазон был разбит на шесть интервалов с одинаковой шириной 15 г/см³. Частоты попадания в интервалы m_i , относительные частоты P_i и плотности относительных частот f_i представлены в табл. 1.

Определили следующие параметры: средневывборочное $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^6 m_i \bar{x}_i = 1059,69$; исправленная выборочная дисперсия $s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^6 m_i (x_i - \bar{x})^2 = 398,29$ и стандартная ошибка $s = 19,96$.

По этим данным рассчитывали плотности теоретических частот f_{Ti} , соответствующие значениям плотностей вероятности нормального распределения: $f_{Ti} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}s} e^{-\frac{(x_i - \bar{x})^2}{2s^2}}$. (табл. 1). Затем от плотностей относительных частот переходим к теоретическим частотам:

$m_{Ti} = f_{Ti}n\Delta x$, где Δx – ширина интервала в табл. 1. В последней строке приводятся соотношения $\frac{(m_i - m_{Ti})^2}{m_{Ti}}$, сумма которых составляет эмпирическое значение критерия Пирсона: $\chi_{\text{yir}}^2 = 1,385$ для проверки гипотезы о нормальном законе полученного распределения плотностей. Это значение сравним с критическими для числа степеней свободы $k = n - 3 = 29$ и доверительной вероятностью 0,95 и 0,99: $\chi_{\text{ed}}^2(29; 0,95) = 17,71$ и $\chi_{\text{ed}}^2(29; 0,99) = 14,26$; $\chi_{\text{ed}}^2(27; 0,999) = 13,12$; $\chi_{\text{yir}}^2 < \chi_{\text{ed}}^2(29; 0,999)$. Поэтому на уровне доверительной вероятности $P > 0,999$ распределение плотностей образцов (норма) совпадает с нормальным [3].

Таблица 1

| Интервалы изменения x | 1010–1025 | 1025–1040 | 1040–1055 | 1055–1070 | 1070–1085 | 1085–1100 | Сумма |
|-----------------------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-------|
| Среднеинтервальное \bar{x}_i | 1017,5 | 1032,5 | 1047,5 | 1062,5 | 1077,5 | 1092,5 | - |
| m_i | 2 | 3 | 7 | 10 | 7 | 3 | 32 |
| m_{Ti} | 1,03 | 3,79 | 7,96 | 9,50 | 6,44 | 2,48 | 31,2 |
| P_i | 0,0625 | 0,0938 | 0,2188 | 0,3125 | 0,2188 | 0,0938 | 1 |
| f_i | 0,0042 | 0,0063 | 0,0146 | 0,0208 | 0,0146 | 0,0063 | - |
| f_{Ti} | 0,0021 | 0,0079 | 0,0166 | 0,0198 | 0,0134 | 0,0052 | - |
| $\frac{(m_i - m_{Ti})^2}{m_{Ti}}$ | 0,921 | 0,166 | 0,116 | 0,026 | 0,048 | 0,107 | 1,385 |

Аналогичные вычисления были проведены для $n = 30$ образцов (патология) в диапазоне изменения плотности x от 1120 до 1170 г/см³. Весь диапазон был разбит на пять интервалов с одинаковой шириной 10 г/см³. Частоты попадания в интервалы m_i , относительные частоты P_i и плотности относительных частот f_i представлены в табл. 2:

Таблица 2

| Интервалы изменения x | 1120–1030 | 1130–1140 | 1140–1150 | 1050–1060 | 1060–1070 | Сумма |
|-----------------------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-------|
| Среднеинтервальное \bar{x}_i | 1125 | 1135 | 1045 | 1055 | 1065 | - |
| m_i | 2 | 6 | 11 | 8 | 3 | 30 |
| m_{Ti} | 1,55 | 6,38 | 11,06 | 8,04 | 2,46 | 29,49 |
| P_i | 0,067 | 0,200 | 0,367 | 0,267 | 0,100 | 1 |
| f_i | 0,0067 | 0,0200 | 0,0367 | 0,0267 | 0,01 | - |
| f_{Ti} | 0,0052 | 0,0213 | 0,0368 | 0,0268 | 0,0082 | - |
| $\frac{(m_i - m_{Ti})^2}{m_{Ti}}$ | 0,130 | 0,024 | 0,000 | 0,000 | 0,118 | 0,272 |

Средневыборочное $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^6 m_i \bar{x}_i = 1146,33$; исправленная выборочная дисперсия

$$s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^6 m_i (x_i - \bar{x})^2 = 115,40 \text{ и стандартная ошибка } s = 10,74.$$

Далее рассчитали плотности теоретических частот f_{Ti} . Затем от плотностей относительных частот перешли к теоретическим частотам: $m_{Ti} = f_{Ti}n\Delta x$. Результаты вычислений занесли в табл.2. Эмпирическое значение критерия Пирсона составляет $\chi_{yii}^2 = 0,272$. Это значение сравним с критическими для числа степеней свободы $k = n - 3 = 8$ и доверительной вероятностью 0,95 и 0,99: $\chi_{\epsilon\delta}^2(27;0,95) = 16,16$; $\chi_{\epsilon\delta}^2(27;0,99) = 12,88$; $\chi_{\epsilon\delta}^2(27;0,999) = 11,81$. Следовательно, $\chi_{yii}^2 < \chi_{\epsilon\delta}^2(27;0,999)$.

Исходя из полученных данных на уровне доверительной вероятности $P > 0,999$ распределение плотностей образцов при патологии совпадает с нормальным.

Проверка гипотезы о достоверности разности средневывборочных для двух групп образцов

После проверки гипотезы о соответствии статистических распределений первой (норма) и второй (патология) групп образцов нормальным проверяем гипотезу о достоверности разности средневывборочных для двух групп образцов [4]. Для проверки воспользуемся t -критерием Стьюдента.

Составим фактическое значение коэффициента Стьюдента:

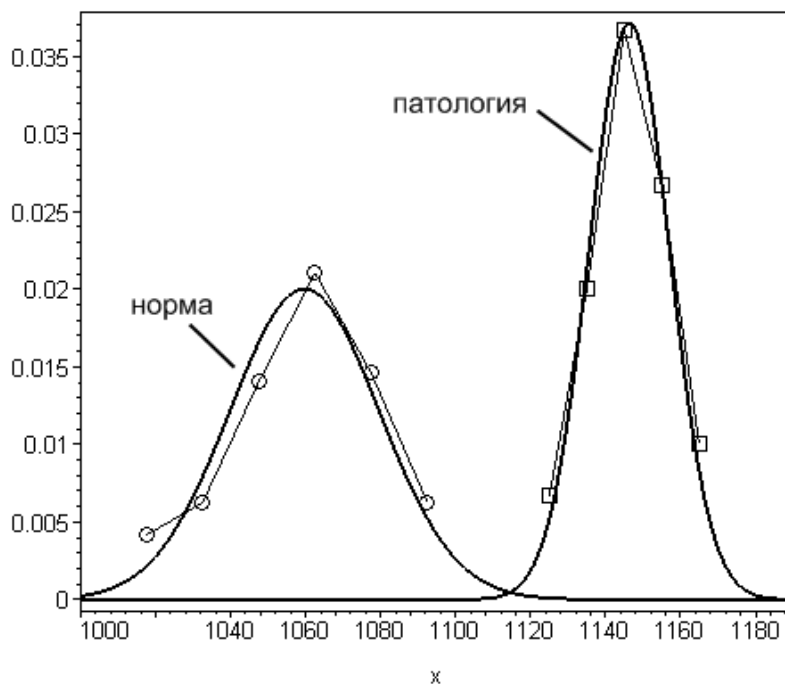
$$T = \sqrt{\frac{n_1 n_2 k}{(n_1 + n_2) H}} \cdot |\bar{x}_1 - \bar{x}_2|, \quad H = (n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2,$$

где $n_1 = 32$ – объем первой группы; $n_2 = 30$ – объем второй группы; $k = n_1 + n_2 - 2 = 60$ – число степеней свободы; \bar{x}_1 и \bar{x}_2 – средневывборочные двух групп; S_1 и S_2 – выборочные оценки средних квадратических отклонений для первой и второй групп соответственно.

Полученное значение $T = 21,08$ сравним с критическими значениями для $k = 60$ $t(60;0,95) = 2,00$; $t(60;0,99) = 2,66$; $t(28;0,999) = 3,46$.

Так как $T > t$, то можно говорить о том, что различие средневывборочных достоверно и оно есть следствием различий генеральных совокупностей, из которых формировались выборки (группы).

f



Таким образом, на уровне доверительной вероятности $P > 0,999$ принимается гипотеза о различии средневывборочных для двух групп. Это наглядно видно на уровне «трех сигм» из рисунка для распределений первой группы (кружки) и второй группы (квадраты).

Выводы

При статистической обработке экспериментальных данных плотностей гонад двух групп (норма и патология) определено, что распределения совпадают с нормальным законом распределения. Из распределений видно, что средневывборочное значение для нормы составляет 1059,69, для патологии – 1146,33. Проверена гипотеза о достоверности различия средних значений в двух выборочных совокупностях и установлено, что выборки относятся к разным генеральным совокупностям. Достоверно определены различия в плотности гонад в норме и патологии.

Перспективой работы является определение дискриминантных характеристик различных методов неинвазивной диагностики нарушений репродуктивной функции КРС.

Список литературы: 1. Яблонский, В. А. Практичне акушерство, гінекологія та біотехнологія відтворення тварин з основами андрології. – К. : Мета, 2002 – 319с. 2. Довідник з репродуктивної біотехнології великої рогатої худоби / Буркат В.П., Влізло В.В., Кравців Р.Й. та ін. ; за ред. С.Г. Шаловило. – Львів : Нові перспективи, 2004 – 149с. 3. Кремер, Н.Ш. Теория вероятностей и математическая статистика : учебник для вузов. – 2-е изд. – М. : ЮНИТИ-ДАНА, 2004. – 573. 4. Вольф, В.Г. Статистическая обработка опытных данных. – М. : КОЛОС, 1966. – 254. 5. Гмурман В.Е. Теория вероятности и математическая статистика. – 10-е изд. – М. : Высш. шк., 2004. – 479. 6. Кудрявцев, В.А., Демидович, Б.П. Краткий курс высшей математики. – М. : Наука, 1989. – 656с. 7. Засуха, В.А., Лисенко, В.П., Голуб, Б.Л. Прикладная математика : підручник. – 2-е вид. – К. : Арістей, 2005. – 302с.

*Харьковский национальный
университет радиоэлектроники*

Поступила в редколлегию 12.02.2012