УДК: 618.11:636.22/28

Т.А. УТИЦКИХ

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.

Цель работы – 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 *кг/м*^{3}. Согласно формуле Стерджеса: $m = 1 + 3{,}322\lg n$ весь диапазон был разбит на шесть интервалов с одинаковой шириной 15 *кг/м*^{3}. Частоты попадания в интервалы m_i, относительные частоты P_i и плотности относительных частот f_i представлены в табл. 1.

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

По этим данным рассчитывали плотности теоретических частот f_{Ti}, соответствующие значениям плотностей вероятности нормального распределения: $f_{Ti} = \frac{1}{\sqrt{2\pi}s} e^{-\frac{(\bar{x}_i - \bar{x})^2}{2s^2}}$. (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: $\chi^2_{эмп} = 1{,}385$ 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: $\chi^2_{кр}(29;0{,}95) = 17{,}71$ и $\chi^2_{кр}(29;0{,}99) = 14{,}26$; $\chi^2_{кр}(27;0{,}999) = 13{,}12$; $\chi^2_{эмп} < \chi^2_{кр}(29;0{,}999)$. 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 *кг/м*^{3}. Весь диапазон был разбит на пять интервалов с одинаковой шириной 10 *кг/м*^{3}. 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	1120–1130	1130–1140	1140–1150	1150–1160	1160–1170	Сумма
Среднеинтервальное $\bar{x}_i$	1125	1135	1145	1155	1165	-
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 $\bar{x} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{5} m_i \bar{x}_i = 1146{,}33$; исправленная выборочная дисперсия $s^2 = \frac{1}{n-1}\sum_{i=1}^{5} m_i (\bar{x}_i - \bar{x})^2 = 115{,}40$ 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: $\chi^2_{эмп} = 0{,}272$. Это значение сравним с критическими для числа степеней свободы $k = n - 3 = 8$ и доверительной вероятностью 0,95 и 0,99: $\chi^2_{кр}(27;0{,}95) = 16{,}16$; $\chi^2_{кр}(27;0{,}99) = 12{,}88$; $\chi^2_{кр}(27;0{,}999) = 11{,}81$. Следовательно, $\chi^2_{эмп} < \chi^2_{кр}(27;0{,}999)$.

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

Проверка гипотезы о достоверности разности средневыборочных для двух групп образцов

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

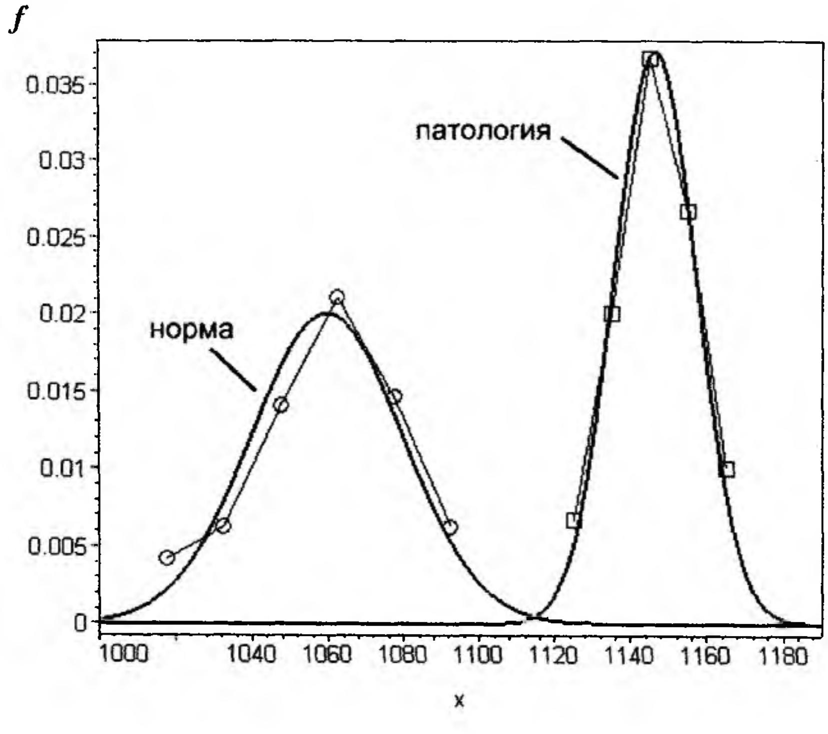
Составим фактическое значение коэффициента Стьюдента:

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

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 $\bar{x}_2$ – средневыборочные 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 средневыборочных достоверна и она есть следствием различий генеральных совокупностей из которых формировались выборки (группы).



Таким образом, на уровне доверительной вероятности $P > 0{,}999$ принимается гипотеза о различии средневыборочных 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 средневыборочное значение плотности для нормы составляет 1059,69 $кг/м^3$, для патологии – 1146,33 $кг/м^3$. Выполнена проверка гипотезы 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 узд. – М. : Высш. шк., 2004. – 479. 6. *Кудрявцев, В.А., Демидович, Б.П.* Краткий курс высшей математики. – М. : Наука, 1989. – 656 с. 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