

# СТАТИСТИЧЕСКАЯ ОБРАБОТКА ДАННЫХ УЗИ ДЛЯ ДИАГНОСТИКИ СОСТОЯНИЯ ГОНАД КРУПНОГО РОГАТОГО СКОТА

Т.А.Утицких, О.Г.Аврунин

Харьковский национальный университет радиоэлектроники,  
пр. Ленина 14, Харьков, 61166, Украина,  
E-mail: [tanyakarpenko1984@mail.ru](mailto:tanyakarpenko1984@mail.ru)

**Annotation** – In work is organized statistical processing experimental density data gonads, got by means of software for finding of the factors, characterizing particularities of the empirical collections and providing possibility of their comparison. It is installed that two samples pertain to different general collection.

**Key words** – density, gonads, reproductive performance, statistical processing, normal distribution.

## ВВЕДЕНИЕ

Увеличение производства продуктов животноводства и снижения ее себестоимости в значительной степени зависит от воспроизводительной способности крупного рогатого скота (КРС) и продолжительности использования их в хозяйстве. Поэтому основной задачей современного сельского хозяйства является расширение и стабильное воспроизводство количества голов КРС. 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].

Нормально развитые животные способны к размножению и характеризуются определенной плодовитостью. Но она может нарушаться, и животные становятся бесплодными временно или на долгий период жизни, и их содержание становится убыточным [2]. Одной из причин снижения репродуктивной функции являются заболевания, которые связаны с изменением плотности гонад коровы (гипотрофия, гипоплазия, дисфункция яичников и т.д.) [3]. В современной ветеринарии актуальными задачами являются определение плотности гонад коровы для определения репродуктивности животного, а также выявление заболеваний, связанных с их уплотнением.

Целью работы является статистическая обработка экспериментальных данных плотности гонад, полученных с помощью автоматизированного программного обеспечения для нахождения показателей, характеризующих особенности эмпири-

ческих совокупностей и обеспечивающих возможность их сравнения.

**Материалы и методы исследования.** Исследования проводились в период с 2010–2012 г.г. на коровах молочной породы с помощью ультразвукового диагностического прибора SLE-101PC с использованием трансректального датчика на базе харьковской государственной зооветеринарной академии. В результате исследований было получено 62 сканограммы гонад (32-норма, 30-патология (уплотнение)) (рис. 1, 2). В среде Delphi было разработано программное средство, которое выполняет в автоматизированном режиме обработку полученных ультразвуковых данных и определяет их плотность (рис. 3)

## 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<sup>3</sup>. Согласно формулы Стерджеса  $m = 1 + 3,322 \lg n$  весь диапазон был разбит на шесть интервалов с одинаковой шириной 15 кг/м<sup>3</sup>. Частоты попадания в интервалы  $m_i$ , относительные частоты  $P_i$  и плотности относительных частот  $f_i$  представлены в табл. 1. Определили параметры:

средневыборочное  $\bar{x} = n^{-1} \sum_{i=1}^6 m_i \bar{x}_i = 1059,69$ ;

исправленная выборочная дисперсия  $s^2 = (n-1)^{-1} \sum_{i=1}^6 m_i (\bar{x}_i - \bar{x})^2 = 398,29$  и стандартная ошибка  $s = 19,96$ .

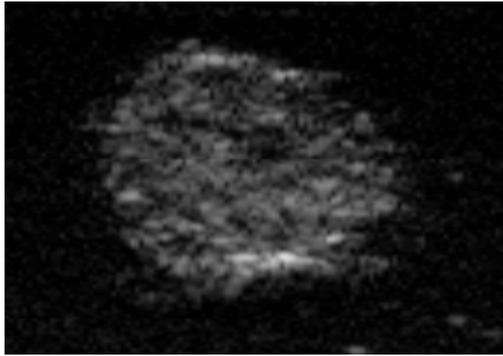


Рис. 1 УЗИ гоналы копovy (норма)

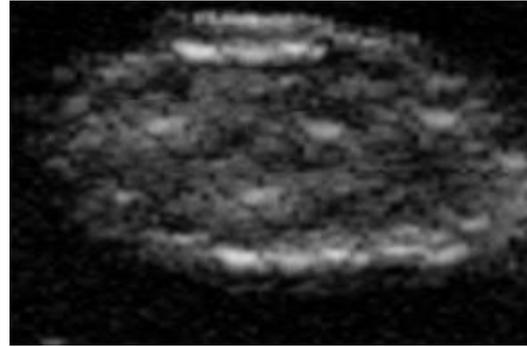


Рис. 2. УЗИ гоналы копovy

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	-
$(m_i - m_{Ti})^2 / m_{Ti}$	0,921	0,166	0,116	0,026	0,048	0,107	1,385

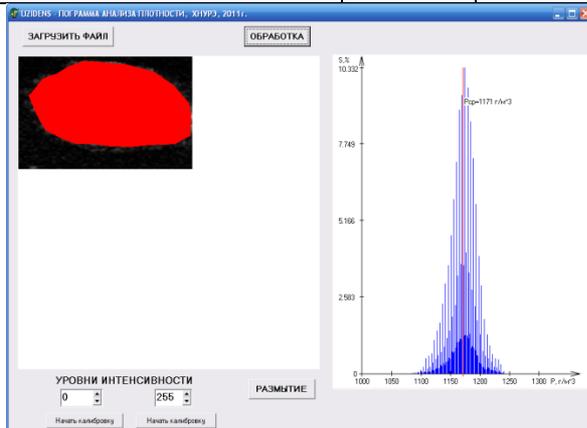


Рис. 3. Интерфейс программного средства

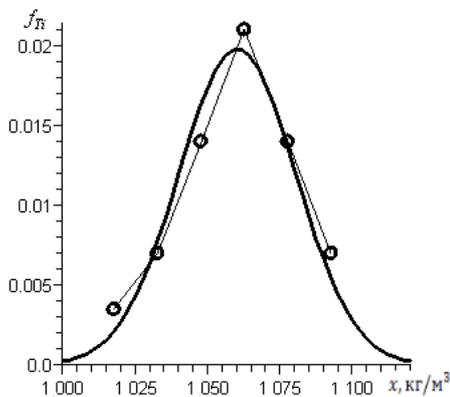


Рис. 4

По этим данным рассчитывали плотности теоретических частот  $f_{Ti}$ , соответствующие значениям плотностей вероятности нормального рас-пределения (рис. 4)

$$f_{Ti} = (\sqrt{2\pi}s)^{-1} e^{-\frac{(\bar{x}_i - \bar{x})^2}{2s^2}} \quad (1)$$

Для проверки гипотезы о нормальном законе полученного распределения плотностей используем критерий Пирсона

$$\chi_{эмн}^2 = \sum_{i=1}^n (m_i - m_{Ti})^2 / m_{Ti}, \quad (2)$$

где  $m_{Ti} = f_{Ti}n\Delta x$ , теоретические частоты ( $\Delta x$  – ширина интервала в табл. 1) [4].

В результате  $\chi_{эмн}^2 = 1,385$ . Это значение сравним с критическими для числа степеней свободы  $k = n - 3 = 29$  и доверительной вероятностью 0,95 и 0,99:  $\chi_{кр}^2(29;0,95) = 17,71$  и  $\chi_{кр}^2(29;0,99) = 14,26$ ;  $\chi_{кр}^2(27;0,999) = 13,12$ ;  $\chi_{эмн}^2 < \chi_{кр}^2(29;0,999)$ . Поэтому на уровне доверительной вероятности  $P > 0,999$  распределение плотностей образцов (норма) совпадает с нормальным [5]. Аналогичные вычисления были проведены для  $n = 30$  образцов

(патология) в диапазоне изменения плотности  $x$  от 1120 до 1170 кг/м<sup>3</sup>. Весь диапазон был разбит на пять интервалов с одинаковой шириной 10 кг/м<sup>3</sup>. Частоты

**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	-
$(m_i - m_{Ti})^2 / m_{Ti}$	0,130	0,024	0,000	0,000	0,118	0,272

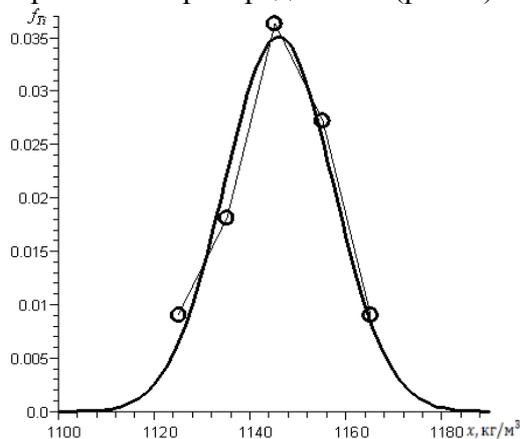
Средневыборочное  $\bar{x} = n^{-1} \sum_{i=1}^5 m_i \bar{x}_i = 1146,33$ ;

исправленная выборочная дисперсия

$$s^2 = (n-1)^{-1} \sum_{i=1}^5 m_i (\bar{x}_i - \bar{x})^2 = 115,40$$

и стандартная ошибка  $s = 10,74$ .

Далее рассчитали плотности теоретических частот  $f_{Ti}$ , построили график нормального распределения (рис. 5).



**Рис. 5.** График нормального распределения для выборки (патология)

По формуле (2), где  $\Delta x$  - ширина интервала в табл. 2, определили эмпирическое значение критерия Пирсона:

$\chi_{эм}^2 = 0,272$ . Это значение сравним с критическими для числа степеней свободы  $k = n - 3 = 27$  и доверительной вероятностью 0,95 и 0,99:  $\chi_{кр}^2(27; 0,95) = 16,16$ ;

попадания в интервалы  $m_i$ , относительные частоты  $P_i$  и плотности относительных частот  $f_i$  представлены в табл. 2:

$$\chi_{кр}^2(27; 0,99) = 12,88; \quad \chi_{кр}^2(27; 0,999) = 11,81.$$

Следовательно,  $\chi_{эм}^2 < \chi_{кр}^2(27; 0,999)$ .

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

После проверки гипотезы о соответствии статистических распределений первой (норма) и второй (патология) групп образцов нормальным, возникает вопрос о достоверности разности средневыборочных для двух групп образцов. Поэтому следующим этапом статистической обработки является проверка гипотезы о достоверности различия средних значений в двух выборочных совокупностях с целью выяснения есть ли эти различия чисто случайными или они являются результатом влияния различных условий получения выборок [6]. Другими словами необходимо выяснить, относятся ли выборки, которые исследуются, к одной генеральной совокупности и, следовательно, различия между средними выборочными этих выборок являются чисто случайными, или эти различия являются достоверными, т.е. выборки относятся к разным генеральных совокупностей. Для решения этой задачи при анализе выборок воспользуемся  $t$ -критерием Стьюдента.

Составим фактическое значение коэффициента Стьюдента:

$$T = \sqrt{n_1 n_2 k (n_1 + n_2)^{-1} H^{-1}} \cdot |\bar{x}_1 - \bar{x}_2|, \quad (3)$$

$$H = (n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2,$$

где  $n_1 = 32$ ,  $n_2 = 30$  – объем первой и второй групп;  $k = n_1 + n_2 - 2 = 60$  – число степеней свободы;  $\bar{x}_1$  и  $\bar{x}_2$  – средневыворочные 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 средневыворочных достоверно, и оно есть следствием различий генеральных совокупностей, из которых формировались выборки (группы).

Таким образом, на уровне доверительной вероятности  $P > 0,999$  принимается гипотеза о различии средневыворочных для двух групп [9]. Это наглядно видно на уровне «трех сигм» из рисунка для распределений первой группы (кружки) и второй группы (квадраты) (рис. 6).

#### ЗАКЛЮЧЕНИЕ

При статистической обработке экспериментальных данных плотностей гонад двух групп (норма и патология) определено, что распределения совпадают с нормальным законом распределения. Из распределений видно, что средневыворочное значение плотности для нормы составляет  $1059,69 \text{ кг/м}^3$ , для патологии –  $1146,33 \text{ кг/м}^3$ . Из нормальных распределений определили, что в интервале от  $1039,65 \text{ кг/м}^3$  до  $1079,65 \text{ кг/м}^3$  плотность объекта в норме и в интервале  $1135,59 \text{ кг/м}^3$  до  $1157,07 \text{ кг/м}^3$  – патология с вероятностью  $0,99$ .

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.

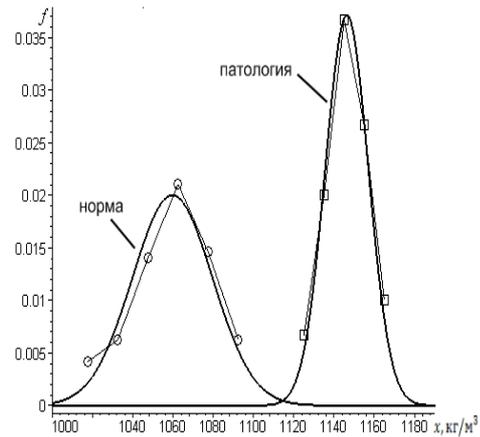


Рис. 6

Перспективой работы является определение дискриминантных характеристик различных методов неинвазивной диагностики нарушений репродуктивной функции крупного рогатого скота. При этом целесообразно выделить кроме характеристики интегральной плотности дополнительные признаки (наличие фрагментов с измененной плотностью, форму и степень резкости контуров гонад, геометрические параметры, наличие фолликулов и спаек), которые могли бы свидетельствовать о повышении достоверности диагностики патологий репродуктивной функции крупного рогатого скота.

[1]. В.А.Яблонский, «Практичне акушерство, гінекологія та біотехнологія відтворення тварин з основами андрології». – К.: Мета, 2002 – 319с.

[2]. «Довідник з репродуктивної біотехнології великої рогатої худоби» / В.П. Буркат, В.В. Влізло, Р.Й. Кравців та ін.; за ред. С.Г. Шаловило. – Львів : Нові перспективи, 2004 – 149с.

[3]. К.И.Скрябин «Ветеринарная энциклопедия». – М.: Советская энциклопедия, 5 томов, 1973.

[4]. Н.Ш.Кремер, «Теория вероятностей и математическая статистика»: учебник для вузов. – 2-е изд. – М.: ЮНИТИ-ДАНА, 2004. – 573.

[5]. В.Г.Вольф, «Статистическая обработка опытных данных». – М.: КОЛОС, 1966. – 254.

[6]. В.Е.Гмурман «Теория вероятности и математическая статистика». – 10-е изд. – М.: Высш. шк., 2004. – 479.

[7]. В.А.Засуха, В.П.Лисенко, Б.Л.Голуб «Прикладная математика: підручник». – 2-е вид. – К.: Арістей, 2005. – 302с.

[8]. В.А.Колемаев, О.В.Староверов, В.Б.Турундаевский «Теория вероятности и математическая статистика» – М.: Высш. Шк., 1991.- 400с.

[9]. О.М.Гетманец, В.Г.Гордієнко, Я.П.Раковський «Вища математика: навчальний посібник для студентів аграрних вищих навчальних закладів». – Х.: РВВ ХДЗВА, 2010. – 244с.