

<https://en.engormix.com/feed-machinery/articles/phytobiotics-on-performance-gut-function-in-monogastrics-t33528.htm>.

12. Windisch W., Schedle K., Plitzner C., Kroismayr A. Use of phytogenic products as feed additives for swine and poultry. *J. Anim. Sci.*, 2008, 86 (Suppl. 14): 140-148 (doi: 10.2527/jas.2007-0459).

УДК 636.2.034 / 57.087.01

DOI <https://doi.org/10.32851/2226-0099.2022.124.21>

ФРАКТАЛЬНИЙ АНАЛІЗ МОЛОЧНОЇ ПРОДУКТИВНОСТІ ТА ВІДТВОРЮВАЛЬНОЇ ЗДАТНОСТІ КОРІВ

Крамаренко О.С. – к.с.-г.н.,

доцент кафедри технології переробки, стандартизації і сертифікації продукції тваринництва,

Миколаївський національний аграрний університет

Луговий С.І. – д.с.-г.н., доцент,

в.о. завідувача кафедри генетики, годівлі тварин та біотехнології,

Миколаївський національний аграрний університет

Крамаренко С.С. – д.біол.н., професор,

професор кафедри генетики, годівлі тварин та біотехнології,

Миколаївський національний аграрний університет

Основною метою нашої роботи була розробка та запровадження фрактального аналізу для дослідження характеру вікової мінливості ознак молочної продуктивності та відтворювальної здатності корів. Матеріалом для виконання роботи слугували дані щодо продуктивності великої рогатої худоби в умовах ПРАТ «Племзавод «Степной» Кам'янсько-Дніпровського району Запорізької області. Для кожної тварини було оцінено наступні ознаки молочної продуктивності та відтворювальної здатності: тривалість лактації, надій за 305 днів, надій за всю лактацію, тривалість сервіс-періоду, тривалість сухостійного періоду та тривалість міжотельного періоду. Кожну тварину було оцінено протягом перших трьох лактацій.

Для кожної ознаки було розраховано середнє арифметичне значення та її помилка, а також проведено перевірку вибіркового даного щодо відповідності їх нормальному розподілу Гауса-Лапласа із використанням критерію Колмогорова-Смирнова. Перевірку гіпотези щодо відсутності впливу віку тварин (тобто, номеру лактації) на ознаки молочної продуктивності та відтворювальної здатності було проведено на підставі однофакторного дисперсійного аналізу із подальшим використанням HSD-критерію Т'юкі для попарних порівнянь. Для кожної ознаки в межах вікової групи було розраховано оцінку інформаційної фрактальної розмірності (FD).

Для всіх ознак молочної продуктивності та відтворювальної здатності корів молочно-го стада було встановлено вірогідний вплив віку (тобто, вплив номеру лактації). В цілому, в розрізі перших трьох лактацій, первістки характеризувалися найменшими значеннями показників ознак молочної продуктивності та відтворювальної здатності.

На підставі оцінки інформаційної фрактальної розмірності (FD) нами було встановлено, що всі використані в аналізі ознаки характеризувалися фрактальними властивостями. Це, можливо, є результатом дії штучного (та, частково, природного) відбору спрямованого на формування оптимальної репродуктивної стратегії корів молочно-го стада.

Характерно, що найбільшою мірою фрактальні властивості характерні для тих ознак, розподіл яких значно відхилявся від нормального. Таким чином, можна стверджувати про існування значень, вірогідність отримання яких для досліджених тварин була

значно вища, ніж інших. Так, отримані оцінки 340,6 та 61,0 діб (для тривалості міжотельного та сервіс-періоду, відповідно) дуже наближені до оптимальних величин, що максимізують технологію молочного скотарства (тобто, 365 та 60 діб, відповідно).

В цілому, вірогідний вплив номеру лактації на отримані оцінки інформаційної фрактальної розмірності було встановлено для всіх ознак молочної продуктивності та відтворювальної здатності корів голштинської породи, за виключенням тривалості сухостійного періоду та міжотельного періоду.

Для надою (як за 305 днів лактації, так й за всю лактацію) зі зростанням віку тварин (тобто, номеру лактації) оцінки інформаційної фрактальної розмірності (FD_1) мали вірогідну тенденцію до зниження. Це може свідчити про зростання ступеня фрактальності, що пов'язане із підвищенням ролі селекційної роботи внаслідок вибракування після I-II-ї лактації корів із незадовільним рівнем молочної продуктивності.

Ключові слова: молочна продуктивність та відтворювальні здатності, фрактальний аналіз, молочна худоба

Kramarenko A.S., Lugovoy S.I., Kramarenko S.S. Fractal analysis of milk production and reproductive traits of dairy cows

The main aim of our work was to develop and implement fractal analysis to study the age-relation variation in milk production and reproductive traits within a dairy cattle herd. This work analyzes data from the milk production of cattle in the PJSC "Pedigree farm "Stepnoy" Kamiansko-Dniprovsky district of Zaporizhia region. The following traits of milk production and reproduction were assessed for each animal: days in milk, 305-days milk yield, total milk yield, length of service period, dry period length and inter-calving interval duration. Each animal was evaluated in each of the first three lactations.

The mean and standard error were calculated for each of the traits. Agreement with the Gaussian distribution was performed using the Kolmogorov-Smirnov test. The null-hypothesis of the absence of the influence of animal age (i.e., parity) on milk production and reproductive traits was tested using one-way analysis of variance followed by use of the Tukey's honestly significant difference test for all pairwise differences.

The information fractal dimension (FD_1) estimate was calculated for each trait within each age group. The significant influence of age (i.e., parity) on all milk production and reproductive traits of dairy cows was found. In general, first-calf heifers were characterized by the lowest estimates of milk production and reproductive traits.

Based on information fractal dimension (FD_1) estimates obtained from analysis, we found that all used traits were characterized by fractal properties. This may be the result of artificial (and, in part, natural) selection pressures on the optimal reproductive management of dairy cows.

The highest estimates of the fractal dimension FD_1 were found for traits which are not normally distributed. Thus, it can be argued that there are sample data, the probability values of which for the studied animals are much higher than others. For example, 340.6 and 61.0 days for length of service period and inter-calving interval duration, respectively, are very close to optimal values, which maximizing dairy technology (i.e., 365 and 60 days, respectively).

Significant effect of parity on the information fractal dimension estimates was found for all milk production and reproductive traits in Holstein cows, except for dry period length and inter-calving interval duration.

The information fractal dimension (FD_1) estimates are tended to decrease for 305-days milk and total milk yield with increasing age of the animals (i.e., parity). The results obtained may indicate an increase in the degree of fractality associated with high selection pressure in this herd due to culling after 1st and 2nd parities for animals with low level of milk production and reproduction.

Key words: milk production and reproductive traits, fractal analysis, dairy cattle.

Постановка проблеми. Фрактальний аналіз вже продемонстрував свої переваги при аналізі різних елементів тваринництва та переробки продукції тваринництва.

Головною перевагою використання фрактального аналізу є те, що він дозволяє знайти порядок u , здавалося б, хаотичних і неупорядкованих структурах або явищах. У класичній евклідовій геометрії розмірність (*dimension*) точки, лінії, поверхні та простору складають відповідно 0, 1, 2 і 3, у той час як у випадку фрактальних об'єктів їх розмірності (FD – fractal dimension) можуть набувати проміжних значень між зазначеними вище [5].

Наприклад, при аналізі двовимірного зображення сухого молока ця розмірність набувала проміжних значень між 1 та 2, що вказує на ступінь нерівності (заповнення поверхні) контуру часток [6]. У роботі [16] фрактальний аналіз було використано при дослідженні впливу параметрів виробничого процесу на відмінності в мікроструктурі виготовлених порошків сухого молока, що впливають на їх функціональні ознаки. Було встановлено, що значення фрактальної розмірності (FD) дещо зменшилися із підвищенням температури сушіння, що свідчило про те, що технологічні параметри впливають на мікроструктуру виробленого сухого молока.

Також фрактальний аналіз записів температури тіла, отриманих з інтервалом від 2 до 10 хв., може бути використано для об'єктивної диференціації реакцій великої рогатої худоби в прохолодному та жаркому кліматі [9]. Отримані результати надали розуміння того, як і чому тварини реагують на екологічні проблеми – інформацію, що необхідна для уточнення моделей продуктивності та розробки енергетичних і терморегуляторних моделей.

Фрактальна розмірність пасовищних маршрутів руху вівцематок виявилася синтетичним показником, що дозволила визначити ієрархічний поріг просторової адаптації кормової поведінки свійських травоядних на пасовищі [8]. Крім того, фрактальний аналіз було застосовано при аналізі пасовищних маршрутів, щоб уточнити інформацію щодо поведінки та оцінити вплив соціальних факторів на прикладі корів голштинської породи. Було встановлено, що застосування фрактального аналізу може кількісно визначити три аспекти пасовищних шляхів корів: ієрархічні масштаби, структуру та їх звивистість за масштабом [17].

Продемонстровано, що фрактальний аналіз може бути використано для біометричної ідентифікації великої рогатої худоби на підставі текстури дерматогліфічних особливостей носогубного дзеркала з подальшим використанням штучних нейронних мереж [7].

У роботі [13] було отримано результати, що свідчать про фрактальну природу жирової та сполучної тканини іберійської шинки. Отримані фрактальні параметри розглядалися як додаткова інформація для перевірки якості шинки за допомогою методів, заснованих на комбінації аналізу зображень і методів прогнозування для оцінки м'ясних продуктів, особливо, коли жирова та сполучна тканина має складний розподіл у структурі м'ясних виробів.

В роботі [1] структура м'яса свиней розглядалася як фрактал і було зроблено припущення, що зображення гістологічного профілю може бути описано на підставі оцінок фрактальної розмірності. Для кількісного аналізу гістологічних зображень м'язової тканини було використано оцінки фрактальної розмірності, розраховані з використанням *box-counting* алгоритму. Було встановлено, що всі характеристики гістологічного профілю суттєво корелюють із оцінками фрактальної розмірності – високу вірогідну кореляцію було отримано між середнім вмістом жиру, виміряним методом гістологічного аналізу, та оцінками фрактальної розмірності у різних досліджених генетичних групах свиней, яких було віднесено до трьох кластерів, що характеризувалися різними властивостями м'язової тканини, на підставі отриманих оцінок фрактальної розмірності.

Постановка завдання. Основною метою даної роботи була розробка та запровадження фрактального аналізу для дослідження характеру вікової мінливості ознак молочної продуктивності та відтворювальної здатності корів.

Матеріали і методи досліджень. Матеріалом для виконання роботи слугували дані щодо продуктивності та відтворювальної здатності великої рогатої худоби

в умовах ПрАТ «Степной» Кам'янсько-Дніпровського району Запорізької області. Для цього було сформовано дослідну групу корів голштинської породи ($n = 238$).

Для кожної тварини було оцінено наступні ознаки молочної продуктивності та відтворювальної здатності: тривалість лактації (DIM), надій за 305 днів (Y305), надій за всю лактацію (YTot), тривалість сервіс-періоду (SI), тривалість сухостійного періоду (DP) та тривалість міжотельного періоду (ICI). Кожну тварину було оцінено протягом перших трьох лактацій.

Для кожної ознаки було розраховано середнє арифметичне значення та його помилку ($Mean \pm SE$), а також проведено перевірку вибірових даних щодо відповідності їх нормальному розподілу Гауса-Лапласа із використанням критерію Колмогорова-Смирнова (d_{KS}).

Перевірку гіпотези щодо відсутності впливу віку тварин (тобто, номеру лактації) на ознаки молочної продуктивності та відтворювальної здатності було проведено на підставі однофакторного дисперсійного аналізу (ANOVA) з подальшим використанням для попарних порівнянь HSD-критерію Т'юкі.

Для кожної ознаки в межах кожної групи було розраховано оцінку інформаційної фрактальної розмірності (FD_1) та її статистичну помилку за наступним алгоритмом:

Крок 1. Будується гістограма розподілу значень вихідної вибірки (рис. 1А).

Крок 2. Для кожного значення вибірки розраховуються z-оцінки за формулою:

$$z_i = \frac{x_i - \bar{X}}{\sigma}, \quad (1)$$

де x_i – вихідне значення; \bar{X} – вибірове середнє арифметичне; σ – вибірове середнє квадратичне відхилення. Тепер всі z-трансформовані значення приймають значення від -3,5 до +3,5. Гістограму їх розподілу наведено на рисунку 1В.

Крок 3. Розраховуються $\Phi(z)$ -трансформовані значення, використовуючи формулу інтеграла щільності нормального розподілу. Як вказано в роботі [2], важливими особливостями цих оцінок є те, що вони мають близький до рівномірного тип розподілу і приймають значення від 0 до 1.

Крок 4. Обирається кількість інтервалів (L) та розраховуються їх верхні та нижні межі. Наприклад, при $L = 10$, це будуть інтервали $0...0,100, 0,101...0,200$ і т.п. Підраховується кількість $\Phi(z)$ -трансформованих значень, що опинилися в межах кожного інтервалу (n_j ; де j приймає значення від 1 до L). На рисунку 1С наведено гістограму розподілу $\Phi(z)$ -трансформованих значень при $L = 10$.

Крок 5. Розраховуються відносні частоти $p_j = n_j/n$ для кожного інтервалу. На підставі отриманих оцінок відносної частоти розраховується оцінка ентропії Шеннона [14]:

$$H(L) = - \sum_{j=1}^L p_j \log_2 p_j. \quad (2)$$

Крок 6. Повторюються Кроки 4 та 5 для різних значень L . У нашому прикладі, було обрано наступні значення L : 40, 32, 25, 20, 16, 12, 10, 8, 6, 5, 4, 3 та 2. Для кожного з цих значень було розраховано відповідні оцінки $H(L)$.

Крок 7. Будується графік залежності оцінок $H(L)$ від $\log_2 L$, який апроксимується лінійною моделлю:

$$H(L) = a + b \times \log_2 L. \quad (3)$$

На рисунку 1D наведено відповідний графік для даних вихідної вибірки. Оцінка коефіцієнта кута нахилу цієї моделі (b), що розраховується на підставі метода найменших квадратів (МНК), і буде шуканою оцінкою інформаційної фрактальної розмірності (FD_1).

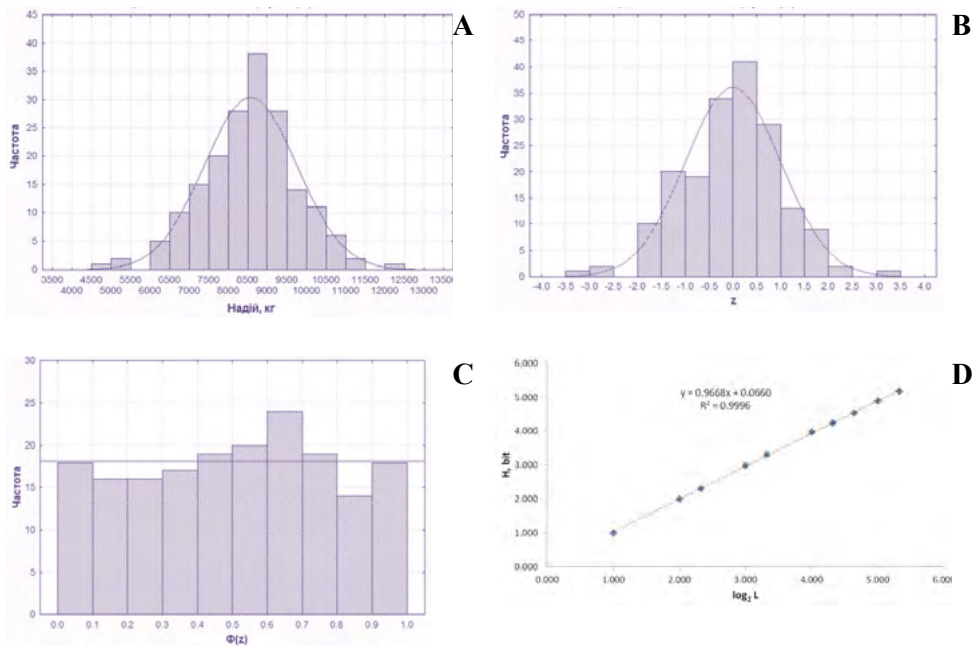


Рис. 1. Основні етапи розрахунку оцінки інформаційної фрактальної розмірності (FD_1) для надою: А – гістограма розподілу вихідних даних (наведено теоретичну криву нормального розподілу); В – гістограма розподілу z -трансформованих значень (наведено теоретичну криву нормального розподілу); С – гістограма розподілу $\Phi(z)$ -трансформованих значень (наведено теоретичну лінію рівномірного розподілу); D – графік залежності $H(L) = a + b \times \log_2 L$ (коефіцієнт детермінації: $R^2 = 99,96\%$)

Поняття **інформаційної фрактальної розмірності** (FD_1) є імовірнісним і визначається через частоту потрапляння будь-якого елемента траєкторії системи в задану область. При цьому, оскільки ознаки попередньо піддаються стандартизації та $\Phi(z)$ -трансформуванню, використовуючи формулу інтеграла щільності нормального розподілу (див. вище), то всі вони розподілені в одиночному інтервалі (тобто, від 0 до 1).

Із статистичної точки зору, **інформаційна фрактальна розмірність** (FD_1) розглядається, як середня інформація, що необхідна для визначення місцеположення точки в певній комірці. Таким чином, оцінка FD_1 – це швидкість зростання кількості інформації, що необхідна для визначення того, що певна особина в популяції може приймати певний рівень продуктивності, зі зменшенням розміру комірки (тобто, збільшенням кількості інтервалів – L).

Інформаційна фрактальна розмірність (FD_1) може приймати значення від 0, коли в популяції всі особини мають однаковий прояв- ознаки (рис. 2А), до майже 1, коли в популяції всі особини мають різний прояв ознаки й рівномірно розподілені від мінімального до максимального значення (рис. 2В).

При цьому, ступінь наближення оцінки FD_1 до 1 залежить від обсягу вибірки та в крайньому випадку (при $n \rightarrow \infty$, тобто, коли елементи вибірки приймуть всі можливі значення від 0 до 1) оцінка FD_1 дорівнюватиме 1.

Тому, при роботі із вибіркою обмеженої чисельності (тобто, $n \ll \infty$), необхідно визначити порогове значення $FD_{1(n)}$, яке б відповідало максимально можливій оцінці FD_1 для вибірки певного обсягу. Якщо отримана для фактичних даних оцінка FD_1 (для відповідного n) буде більше чи дорівнюватиме $FD_{1(n)}$, то робиться висновок про відсутність фрактальних властивостей вибірки, що досліджується та вважається, що вибірка має повністю випадковий механізм її формування.

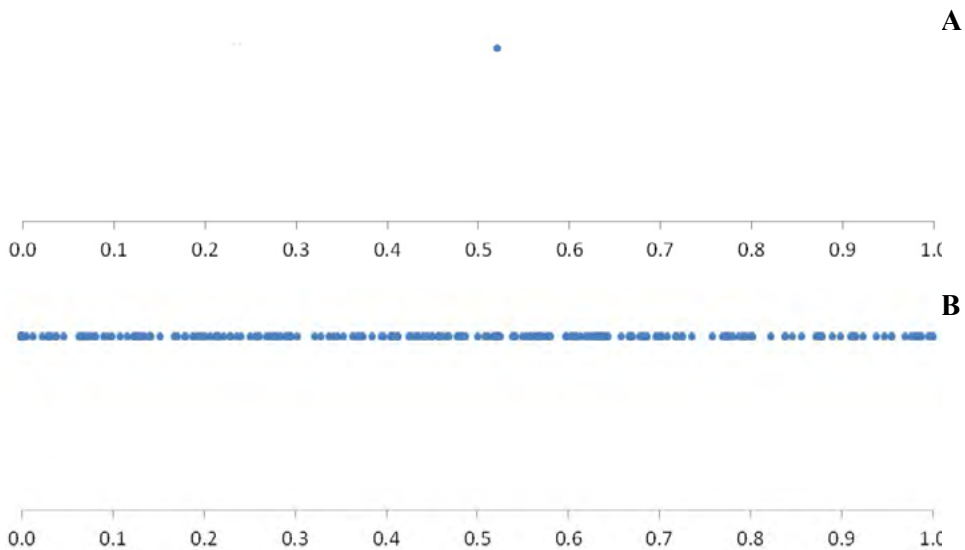


Рис. 2. Розподіл вибіркових даних у випадку $FDI = 0$ (A) та $FDI \rightarrow 1$ (A)

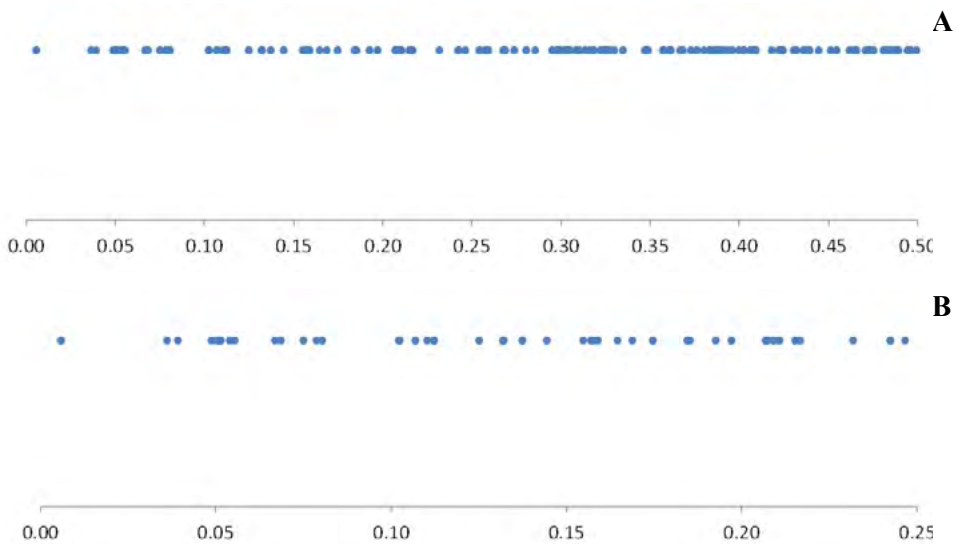


Рис. 3. Розподіл вибіркових даних при збільшенні масштабу у два рази (A) та чотири рази (B)

Таким чином, фрактальні властивості для одновимірної вибірки притаманні лише в тому випадку, коли оцінка її фрактальної розмірності набуває значення у межах $0 < FD_1 < 1$. Ці властивості можна охарактеризувати наступним чином. Як бачимо, на рисунку 2В окремі елементи вибірки розподілені на одиничному відрізку у вигляді скупчень різного розміру, між якими знаходяться ділянки, де елементи відсутні (тобто, у вибірці такі значення не було зафіксовано). При збільшенні масштабу у два рази характер розподілу елементів в цій вибірці принципово не змінюється; також є скупчення елементів, між якими знаходяться ділянки, де елементи відсутні (рис. 3А). При збільшенні масштабу ще у два рази ця властивість характеру розподілу елементів у вибірці залишається аналогічною (рис. 3В).

Така інваріантність характеру розподілу елементів незалежно від обраного масштабу й вважається проявом фрактального характеру сукупності [5].

Використавши генератор випадкових значень, нами було згенеровано 100 псевдовібірок, елементи яких мали рівномірний тип розподілу від 0 до 1. Обсяг цих вибірок дорівнював обсягу нашої вибірки: $n = 238$ (для даних за I-у та II-у лактації) та $n = 107$ (для даних за III-ю лактацію). Для кожної з цих вибірок нами було визначено відповідну псевдооцінку FD_1 . На підставі цих псевдооцінок надалі було визначено $FD_{1(n)}$ (для рівня значущості $P = 0,05$), тобто, значення, для якого 95 ранжованих псевдооцінок FD_1 були б менше, ніж $FD_{1(n)}$, а п'ять – більше чи дорівнювали б йому.

Перевірку гіпотези щодо відсутності вірогідного впливу номеру лактації на отримані оцінки інформаційної фрактальної розмірності для різних ознак було проведено за допомогою коваріаційного аналізу (ANCOVA) на підставі перевірки відмінностей між коефіцієнтами кута нахилу у моделі (3).

Всі статистичні розрахунки було проведено на підставі алгоритмів, що описано у посібнику [4] за допомогою програмного забезпечення MS Excel та PAST v. 2.14 [10].

Виклад основного матеріалу дослідження. В таблиці 1 наведено оцінки мінливості, а також результати перевірки вибірових даних щодо відповідності нормальному розподілу Гауса-Лапласа із використанням критерію Колмогорова-Смирнова (d_{KS}) ознак молочної продуктивності та відтворювальної здатності корів голштинської породи залежно від номеру лактації.

Для всіх ознак, що було використано в аналізі, нами було встановлено вірогідний вплив номеру лактації; виключення складає лише тривалість міжотельного періоду, оцінки якого між I-ю та II-ю та між II-ю та III-ю лактаціями були майже ідентичними – $393,1 \pm 4,7$ та $400,4 \pm 6,1$ днів, відповідно (однофакторний дисперсійний аналіз ANOVA: $P > 0,05$).

З іншого боку, для всіх вибірових даних (незалежно від ознаки чи номеру лактації) було встановлено вірогідне відхилення щодо відповідності нормальному розподілу Гауса-Лапласа; виключення складає лише загальний надій за III-ю лактацію, для якого розподіл вірогідно не відхилявся від нормального (критерій Колмогорова-Смирнова d_{KS} : $P > 0,05$).

В цілому, в розрізі перших трьох лактацій, первістки характеризувалися найменшим рівнем ознак молочної продуктивності та відтворювальної здатності. При використанні попарних порівнянь, вірогідні відмінності (HSD-критерій Т'юкі: $P < 0,001 \dots 0,02$) було відмічено як між оцінками за I-у та II-у лактації для всіх ознак, що було використано в аналізі, так і між оцінками за I-у та III-ю лактації (HSD-критерій Т'юкі: $P < 0,001 \dots 0,03$), окрім тривалості лактації та тривалості сервіс-періоду (див. табл. 1).

Таблиця 1

Оцінки мінливості ($Mean \pm SE$) та критерію Колмогорова-Смирнова (d_{KS}) ознак молочної продуктивності та відтворювальної здатності корів голштинської породи залежно від номеру лактації

Ознака	Показник	Лактація			ANOVA's <i>F</i>
		I-а (<i>n</i> = 238)	II-а (<i>n</i> = 238)	III-я (<i>n</i> = 107)	
DIM, днів	$Mean \pm SE$	337,9 ± 4,8	377,8 ± 7,9	357,7 ± 9,7	9,36***
	d_{KS}	0,194**	0,161**	0,175**	
YTot, кг	$Mean \pm SE$	10224,0 ± 153,5	12277,0 ± 241,9	11567,8 ± 342,6	24,78***
	d_{KS}	0,089**	0,106**	0,066 ^{ns}	
Y305, кг	$Mean \pm SE$	9374,8 ± 84,5	10711,6 ± 127,7	10631,4 ± 247,8	34,81***
	d_{KS}	0,067**	0,107**	0,117**	
SI, днів	$Mean \pm SE$	114,0 ± 4,6	136,8 ± 6,3	121,8 ± 9,5	4,45*
	d_{KS}	0,204**	0,152**	0,155**	
DP, днів	$Mean \pm SE$	-	54,8 ± 0,7	59,1 ± 1,8	6,72***
	d_{KS}	-	0,185**	0,284**	
ICI, днів	$Mean \pm SE$	-	393,1 ± 4,7	400,4 ± 6,1	0,81 ^{ns}
	d_{KS}	-	0,174**	0,118**	

Примітки: * – $P < 0,05$; ** – $P < 0,01$; *** – $P < 0,001$; ns – $P > 0,05$.

Раніше вже було продемонстровано наявність двох патернів вікової мінливості молочної продуктивності корів [3]. Для першого з них відмічається вірогідне зростання надою від I-ї до III-ої лактації із його подальшою стабілізацією у повновікових тварин (патерн I < II < III = IV+). Його було відмічено серед корів голштинської породи в Угорщині [11], Кореї [19] та ін.

Для другого патерну рівень молочної продуктивності досягав свого максимального значення вже під час II-ї лактації (патерн I < II = III+) і його було відмічено як в даному дослідженні, так і серед корів голштинської або голштино-фризької породи в Марокко [18], Єгипті [12], Китаї [20] та ін.

При розрахунку оцінок інформаційної фрактальної розмірності (FD_1) ознак молочної продуктивності та відтворювальної здатності корів голштинської породи було встановлено (табл. 2), що адекватність використаної лінійної моделі (3) була дуже високою і оцінка коефіцієнта детермінації (R^2) варіювала від 98,22% (тривалість сухостійного періоду між II-ю та III-ю лактаціями) до 99,99% (сумарний надій за I-у лактацію).

Таблиця 2

Оцінки інформаційної фрактальної розмірності ($FD_1 \pm SE$) ознак молочної продуктивності та відтворювальної здатності корів голштинської породи залежно від номеру лактації

Ознака	Лактація						ANCOVA's <i>F</i>
	I-а (<i>n</i> = 238)		II-а (<i>n</i> = 238)		III-я (<i>n</i> = 107)		
	$FD_1 \pm SE$	$R^2, \%$	$FD_1 \pm SE$	$R^2, \%$	$FD_1 \pm SE$	$R^2, \%$	
DIM	0,7435 ± 0,0199	99,22	0,8601 ± 0,0133	99,74	0,8277 ± 0,0189	99,43	11,69***
YTot	0,9624 ± 0,0035	99,99	0,9556 ± 0,0058	99,96	0,9370 ± 0,0099	99,88	3,64*
Y305	0,9732 ± 0,0040	99,98	0,9579 ± 0,0036	99,98	0,9317 ± 0,0065	99,95	18,50***
SI	0,7025 ± 0,0216	98,97	0,7966 ± 0,0170	99,50	0,7407 ± 0,0243	98,83	5,00*
DP	-	-	0,8553 ± 0,0187	99,47	0,8197 ± 0,0270	98,22	1,18 ^{ns}
ICI	-	-	0,8247 ± 0,0156	99,61	0,8229 ± 0,0151	99,63	0,01 ^{ns}

У цілому, жодна оцінка інформаційної фрактальної розмірності (FD_1) ознак молочної продуктивності та відтворювальної здатності не переважала $FD_{1(n)}$ (для I-II-ї лактації ця оцінка дорівнювала 0,9812, а для III-ї лактації – 0,9518). Таким чином, всі досліджені ознаки корів голштинської породи характеризувалися фрактальними властивостями. Це свідчить про те, що для всіх досліджених ознак розподіл окремих значень у межах вибірки був не рівномірний, а більш «комкуватий», тобто, ознаки набували не будь-яке значення (від мінімального до максимального для вибірки), а були певні значення (або їх інтервали), які спостерігалися з більшою імовірністю, ніж інші. Це, можливо, є результатом дії штучного (та, частково, природного) відбору на формування оптимальної репродуктивної стратегії корів молочного стада.

Отримані оцінки інформаційної фрактальної розмірності (FD_1) були найменшими для тривалості сервіс-періоду (0,7025...0,7966). Трохи вищі оцінки було отримано для тривалості лактації (0,7435...0,8601), тривалості міжотельного (0,8229...0,8247) та сухостійного періоду (0,8197...0,8553). Нарешті, для надою за 305 днів лактації та за всю лактацію оцінки FD_1 були найвищими (0,9317...0,9732).

Характерно, що в найбільшій мірі фрактальні властивості були встановлені для тих ознак, розподіл яких значно відхилився від нормального. Як відомо, при використанні нормального ймовірнісного паперу для вибірок, що мають нормальний розподіл, всі її елементи будуть розташовуватися вздовж однієї прямої лінії [15].

Перевірка вихідних даних, особливо тих, що мали найнижчі оцінки FD_1 за допомогою нормального ймовірнісного паперу свідчить про те, що вони являють собою суміш як мінімум двох вибірок, що характеризувалися різними оцінками середнього арифметичного значення ($Mean$) та стандартного відхилення (σ). Внаслідок чого, на нормальному ймовірнісному папері формувалося дві сукупності елементів, кожна з яких можна апроксимувати відповідною прямою лінією, що, наприклад, дуже добре відмічається для тривалості міжотельного періоду (рис. 4А) та тривалості сервіс-періоду (рис. 4В) дослідних корів голштинської породи.

При цьому, використання аналізу суміші (mixture analysis), що базується на методі максимальної правдоподібності для оцінки параметрів ($Mean \pm \sigma$) та пропорції двох (або більше) одновимірних нормальних розподілів на основі об'єднаної вибірки, дозволило нам визначити відповідні параметри.

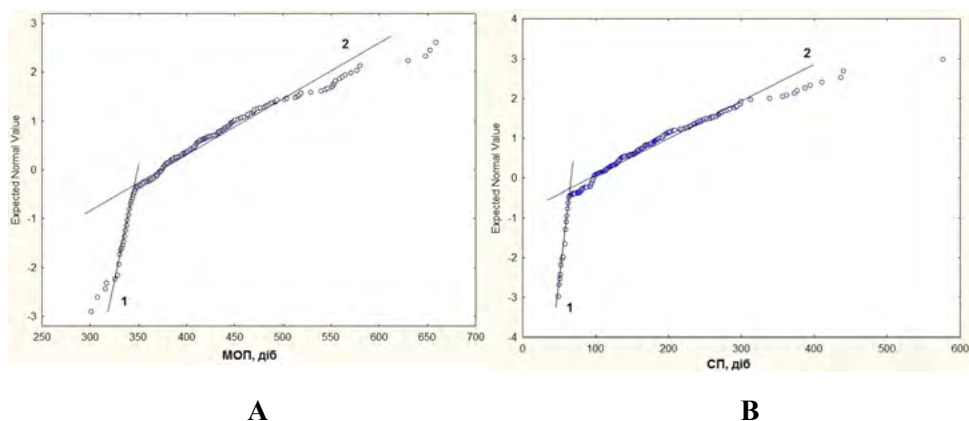


Рис. 4. Перевірка характеру розподілу з використанням нормального ймовірнісного паперу для тривалості міжотельного періоду (А) та тривалості сервіс-періоду (В) корів голштинської породи

Так, для тривалості міжотельного періоду результати аналізу свідчать про те, що об'єднана вибірка є сумішшю двох нормальних розподілів із параметрами ($Mean \pm \sigma$) – $340,6 \pm 5,21$ діб для першої сукупності та $419,0 \pm 70,36$ діб для другої. Для тривалості сервіс-періоду об'єднана вибірка є сумішшю двох нормальних розподілів із параметрами $61,0 \pm 2,14$ діб для першої сукупності та $149,5 \pm 76,34$ діб – для другої.

Таким чином, можна стверджувати про існування окремих значень (або їх інтервалів), вірогідність отримання яких для досліджених тварин була значно вища, ніж інших. Наприклад, стосовно тривалості міжотельного періоду такими «точками притягання» були значення 340,6 та 419,0 діб, для тривалості сервіс-періоду – 61,0 та 149,5 діб. При цьому, майже 30% елементів вибірки розподілялися навколо першої з них (із дуже вузьким розмахом), а решта майже 70% – навколо другої (навпаки, із дуже широким розмахом).

Характерно, що перші з цих оцінок (340,6 та 61,0 для тривалості міжотельного та сервіс-періоду, відповідно) наближені до оптимальних величин, що максимізують технологію молочного скотарства, тобто, 365 та 60 діб, відповідно.

Найменшу міру фрактальності було встановлено для рівня молочної продуктивності корів (як за 305 днів, так і за всю лактацію в цілому) – оцінки інформаційної фрактальної розмірності (FD_1) для цих ознак були дуже близькі до оцінок $FD_{1(n)}$ (табл. 2). Для цих же ознак відмічено й найбільш наближений характер розподілу вибірових даних до нормального, оскільки всі значення (незалежно від номеру лактації) розташовувалися майже вздовж однієї прямої лінії при використанні нормального ймовірнісного паперу (рис. 5).

Відмінності для різних лактацій ступеня нахилу отриманих ліній свідчать про різні параметри ($Mean \pm \sigma$), на що вказують отримані вище результати (табл. 1).

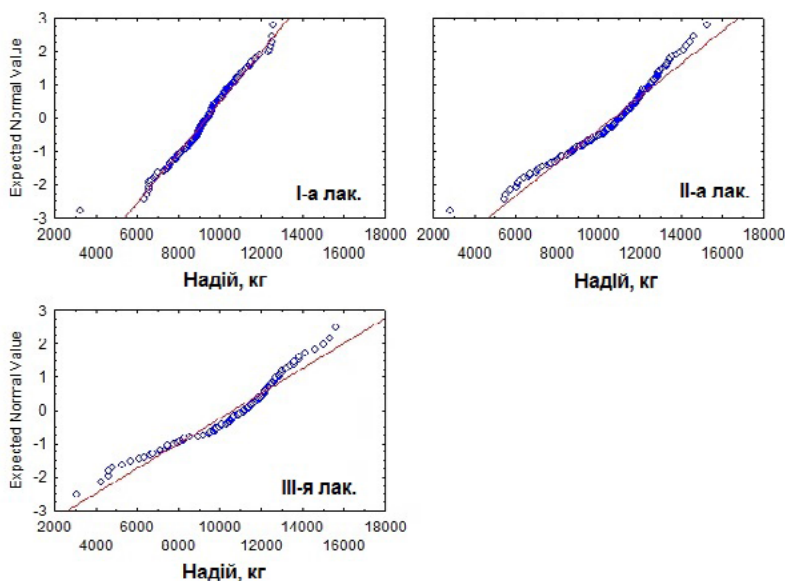


Рис. 5. Перевірка характеру розподілу з використанням нормального ймовірнісного паперу для надою за 305 днів корів голштинської породи протягом I-III-ї лактації

В цілому, вірогідний вплив номеру лактації на отримані оцінки інформаційної фрактальної розмірності було встановлено для всіх ознак молочної продуктивності та відтворювальної здатності корів голштинської породи, за виключенням тривалості сухостійного періоду та міжотельного періоду (коваріаційний аналіз ANCOVA: $P > 0,05$).

Стосовно тривалості лактації, вибіркові дані для I-ї лактації характеризувалися більш низькими оцінками ентропії $H(L)$ особливо для великих L (рис. 6A), що призвело до отримання для первісток вірогідно більш низької оцінки FD_1 (0,7435), ніж для повновікових корів під час II-ї (0,8601) та III-ї лактації (0,8277). Аналогічні закономірності було встановлено й для тривалості сервіс-періоду (рис. 6B).

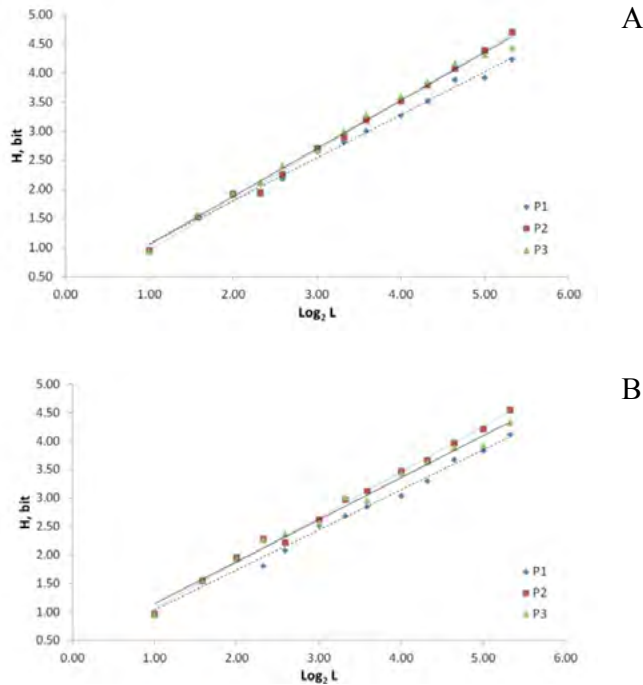


Рис. 6. Графіки залежності оцінок ентропії $H(L)$ від $\log_2 L$ для тривалості лактації (A) та тривалості сервіс-періоду (B) корів голштинської породи залежно від номеру лактації (P1-P3)

Що стосується надою (як за 305 днів лактації, так і за всю лактацію), то тут, навпаки, зі зростанням віку тварин (тобто, номеру лактації) оцінки інформаційної фрактальної розмірності (FD_1) мали вірогідну тенденцію до зниження. Причому, в більшій мірі ця тенденція простежувалася для надою за 305 днів лактації (див. табл. 2). Це може бути пов'язаним із підвищенням ролі селекційної роботи внаслідок вибракування після I-II-ї лактації корів, що мали незадовільний рівень молочної продуктивності.

Відсутність вірогідних відмінностей для тривалості сухостійного періоду та міжотельного періоду була зумовлена тим, що для цих ознак оцінки ентропії $H(L)$ змінювалася практично пропорційно для різних L , що призвело до формування паралельних модельних ліній у випадку різних лактацій (рис. 7).

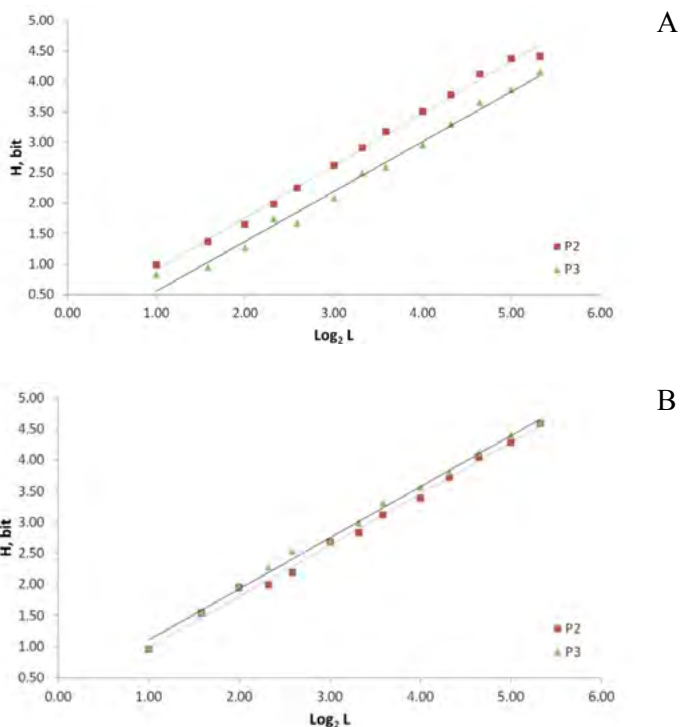


Рис. 7. Графіки залежності оцінок ентропії $H(L)$ від $\log_2 L$ для тривалості сухостійного періоду (А) та тривалості міжотельного періоду (В) корів голштинської породи залежно від номеру лактації (P2-P3)

Висновки. Для всіх ознак молочної продуктивності та відтворювальної здатності корів молочного стада, що було використано в аналізі, було встановлено вірогідний вплив віку (номеру лактації). В цілому, в розрізі перших трьох лактацій, первістки характеризувалися найменшими значеннями показників ознак молочної продуктивності та відтворювальної здатності.

На підставі оцінки інформаційної фрактальної розмірності (FD_1) нами було встановлено, що всі використані в аналізі ознаки характеризувалися фрактальними властивостями. Це, можливо, є результатом дії штучного (та, частково, природного) відбору на формування оптимальної репродуктивної стратегії корів молочного стада.

Характерно, що найбільшою мірою фрактальні властивості було встановлено для тих ознак, розподіл яких значно відхилявся від нормального. Таким чином, можна стверджувати про існування значень, вірогідність отримання яких для досліджених тварин значно вища, ніж інших. Так, отримані оцінки 340,6 та 61,0 діб (для тривалості міжотельного та сервіс-періоду, відповідно) дуже наближені до оптимальних величин, що максимізують технологію молочного скотарства (тобто, 365 та 60 діб, відповідно).

В цілому, вірогідний вплив номеру лактації на отримані оцінки інформаційної фрактальної розмірності було встановлено для всіх ознак молочної продуктивності та відтворювальної здатності корів голштинської породи, за виключенням тривалості сухостійного періоду та міжотельного періоду.

Для надою (як за 305 днів лактації, так й за всю лактацію) зі зростанням віку тварин (тобто, номеру лактації) оцінки інформаційної фрактальної розмірності (FD_1) мали вірогідну тенденцію до зниження, що свідчить про зростання ступеня фрактальності, пов'язаного з підвищенням ролі селекційної роботи із тваринами даного стада внаслідок вибракування після I-II-ї лактації корів із незадовільним рівнем молочної продуктивності.

Подяки. Робота виконана в рамках фінансування за держбюджетною тематикою Міністерства освіти і науки України (номер державної реєстрації 0121U109492).

СПИСОК ВИКОРИСТАНОЇ ЛІТЕРАТУРИ:

1. Крамаренко О. С., Крамаренко С. С., Лихач А. В., Лихач В. Я. Фрактальний аналіз гістоструктури м'язової тканини свиней: попередні результати. *Науково-технічний бюлетень Інституту тваринництва НААН*. 2019. Вип. 121. С. 146–156.
2. Крамаренко С. С. Метод использования энтропийно-информационного анализа для количественных признаков. *Известия Самарского научного центра Российской академии наук*. 2005. Т. 7(1). С. 242–247.
3. Крамаренко С. С., Кузьмічова Н. І., Крамаренко О. С. Аналіз взаємодії генотип × середовище на молочну продуктивність корів. *Науковий вісник Львівського національного університету ветеринарної медицини та біотехнологій імені С. З. Гіжцького. Серія: Сільськогосподарські науки*. 2018. № 20, № 89. С. 27–34.
4. Крамаренко С. С., Луговий С. І., Лихач А. В., Крамаренко О. С. *Аналіз біометричних даних у розведенні та селекції тварин* : навчальний посібник. Миколаїв : МНАУ, 2019. 226 с.
5. Мандельброт Б. *Фрактальная геометрия природы*. Москва : Институт компьютерных исследований, 2002. 656 с.
6. Barrett A. H., Peleg M. Applications of fractal analysis to food structure. *LWT-Food Science and Technology*. 1995. Vol. 28(6). P. 553–563.
7. El-Henawy I., El Bakry H. M., El Hadad H. M. Cattle identification using segmentation-based fractal texture analysis and artificial neural networks. *International Journal of Electronics and Information Engineering*. 2016. Vol. 4(2). P. 82–93.
8. Garcia F., Carrère P., Soussana J. F., Baumont R. Characterisation by fractal analysis of foraging paths of ewes grazing heterogeneous swards. *Applied Animal Behaviour Science*. 2005. Vol. 93(1-2). P. 19–37.
9. Hahn G. L. Dynamic responses of cattle to thermal heat loads. *Journal of Animal Science*. 1999. Vol. 77(suppl. 2). P. 10–20.
10. Hammer Ø., Harper D. A., Ryan P. D. PAST: Paleontological Statistics Software Package for Education and Data Analysis. *Palaeontologia Electronica*. 2001. # 4. P. 1–9.
11. Jonas E. M., Atasever S., Graff M., Erdem H. Non-genetic factors affecting milk yield, composition and somatic cell count in Hungarian Holstein cows. *Kafkas Üniversitesi Veteriner Fakültesi Dergisi*. 2016. Vol. 22(3). P. 361–366.
12. Rushdi H. E. Genetic and phenotypic analyses of days open and 305-day milk yield in a commercial Holstein Friesian herd. *Egyptian Journal of Animal Production*. 2015. Vol. 52(2). P. 107–112.
13. Serrano S., Perán F., de Ravé E. G., Cumplido A., Jiménez-Hornero F. J. Multifractal analysis application to the study of fat and its infiltration in Iberian ham: Influence of racial and feeding factors and type of slicing. *Meat Science*. 2019. Vol. 148. P. 55–63.
14. Shannon C. E. A mathematical theory of communication. *The Bell System Technical Journal*. 1948. Vol. 27(3). P. 379–423.
15. Sokal R. R., Rohlf F. J. *Biometry: The Principles and Practice of Statistics in Biological Research*. New York : W.H. Freeman and Co., 1995. 880 p.
16. Smoczyński M. Fractal analysis of the microstructure of milk powders produced at various temperatures. *Journal of Food Science and Technology*. 2020. Vol. 57(6). P. 2303–2309.

17. Tada S., Takahashi M., Ueda K., Nakatsuji H., Kondo S. Fractal analysis for quantification of grazing paths of cows on homogeneous pastures. *Behavioural Processes*. 2013. Vol. 92. P. 107–112.

18. Talbi A., El Madidi S. Effets des facteurs environnementaux sur la production laitière des vaches Holstein dans la région de Souss-Massa au Maroc. *Livestock Research for Rural Development*. 2015. Vol. 27, Article #116. <http://www.lrrd.org/lrrd27/6/talb27116.html>

19. Vijayakumar M., Park J. H., Ki K. S., Lim D. H., Kim S. B., Park S. M., Jeong H. Y., Park B. Y., Kim T. I. The effect of lactation number, stage, length, and milking frequency on milk yield in Korean Holstein dairy cows using automatic milking system. *Asian-Australasian Journal of Animal Sciences*. 2017. Vol. 30(8). P. 1093–1098.

20. Yang L., Yang Q., Yi M., Pang Z. H., Xiong B. H. Effects of seasonal change and parity on raw milk composition and related indices in Chinese Holstein cows in northern China. *Journal of Dairy Science*. 2013. Vol. 96(11). P. 6863–6869.

УДК 638.14:504(477.42)

DOI <https://doi.org/10.32851/2226-0099.2022.124.22>

ПОКАЗНИКИ ЯКОСТІ І БЕЗПЕЧНОСТІ МЕДУ ПРИ ЗБЕРІГАННІ

Лісогурська Д.В. – к.с.-г.н.,

завідувачка кафедри годівлі, розведення тварин та збереження біорізноманіття,
Поліський національний університет

Фурман С.В. – к.вет.н.,

доцент кафедри нормальної і патологічної морфології, гігієни та експертизи,
Поліський національний університет

Лісогурська О.В. – к.с.-г.н.,

старший викладач кафедри технологій виробництва, переробки та якості
продукції тваринництва,
Поліський національний університет

Адамчук Л.О. – к.с.-г.н.,

доцент кафедри стандартизації та сертифікації сільськогосподарської продукції,
Національний університет біоресурсів і природокористування України

Лігоміна І.П. – доцент кафедри нормальної і патологічної морфології,
гігієни та експертизи,
Поліський національний університет

У статті досліджено показники якості і безпечності меду протягом зберігання. Під час весняної ревізії були сформовані бджолині сім'ї-аналоги, однакові за походженням, силою, запасами корму, віком матки) і в кінці медоносного сезону відібрані зразки меду. У зразках були визначені показники якості та безпечності (колір, аромат, смак, консистенцію, ознаки бродіння, кристалізацію, наявність та видовий склад пилкових зерен, водність, діастазна активність, кислотність, кількість дріжджових клітин). У результаті проведених досліджень встановлено, що протягом 12 місяців зберігання масова частка води в меді зменшилась на 1,9%, протягом 24 – збільшилась на 0,9%. За 24 місяці зберігання діастазна активність меду значно знизилась і не відповідала національним та європейським вимогам.