

Міністерство освіти і науки України
Миколаївський національний аграрний університет

**КРАМАРЕНКО О. С., ЛУГОВИЙ С. І.,
КАРАТЄЄВА О. І., КРАМАРЕНКО С. С.**

**СУЧАСНІ МЕТОДИ АНАЛІЗУ
МОЛОЧНОЇ ПРОДУКТИВНОСТІ
ТА ВІДТВОРЮВАЛЬНИХ ЯКОСТЕЙ
КОРІВ**

МОНОГРАФІЯ

Миколаїв
2025

УДК 636.2.034 : 636.082.2

К77

Авторський колектив:

О. С. Крамаренко,
С. І. Луговий,
О. І. Каратєєва,
С. С. Крамаренко

Друкується за рішенням Вченої ради Миколаївського національного аграрного університету від «25» листопада 2025 р., протокол № 4.

Рецензенти:

- В. Г. Прудніков – доктор с.-г. наук, професор, професор кафедри технології переробки і якості продукції тваринництва Державного біотехнологічного університету;
Р. В. Ставецька – докторка с.-г. наук, професорка, завідувачка кафедри генетики, розведення та селекції тварин Білоцерківського національного аграрного університету;
О. Д. Бірюкова – докторка с.-г. наук, старший науковий співробітник, завідувачка лабораторії розведення молочної худоби Інституту розведення і генетики тварин імені М.В.Зубця НААН

Крамаренко О. С., Луговий С. І., Каратєєва О. І., Крамаренко С. С.

К77 Сучасні методи аналізу молочної продуктивності та відтворювальних якостей корів : монографія. Миколаїв : МНАУ, 2025. 199 с.
ISBN 978-617-7149-90-2

У монографії наведено методики та результати використання прогнозування статі приплоду на підставі певних предикторних змінних, багатовимірних методів аналізу, лінійного дискримінантного аналізу, двофакторного дисперсійного аналізу (модель з випадковими факторами), двофакторного ієрархічного дисперсійного аналізу (nested ANOVA), фрактального аналізу, моделі Вуда, ТТЕ («Time-to-Event») аналізу для оцінки молочної продуктивності та відтворювальних якостей корів.

Монографія розрахована на студентів, аспірантів, наукових співробітників, викладачів закладів вищої та фахової передвищої освіти аграрного профілю, селекціонерів-практиків та всіх, хто цікавиться методикою аналізу показників молочної продуктивності та відтворювальних якостей корів.

УДК 636.2.034 : 636.082.2

© Миколаївський національний аграрний університет, 2025

© О. С. Крамаренко С. І. Луговий,
О. І. Каратєєва, С. С. Крамаренко, 2025

ISBN 978-617-7149-90-2

ЗМІСТ

ВСТУП (Крамаренко С.С., Луговий С.І.).....	4
РОЗДІЛ 1. Аналіз вторинного співвідношення статей у стаді молочної худоби (Крамаренко О.С., Крамаренко С.С.).	6
РОЗДІЛ 2. Використання багатовимірних методів аналізу внутрішньопородної мінливості вмісту жиру в молоці (Крамаренко О.С., Крамаренко С.С.)	15
РОЗДІЛ 3. Вплив фактора «Походження за батьком» на молочну продуктивність корів (Крамаренко О.С.).....	26
РОЗДІЛ 4. Вплив віку першого осіменіння на молочну продуктивність корів (Крамаренко С.С.).....	36
РОЗДІЛ 5. Аналіз впливу взаємодії «генотип × середовище» на молочну продуктивність корів (Крамаренко О.С., Крамаренко С.С.)	46
РОЗДІЛ 6. Аналіз показників лактаційної кривої корів (Крамаренко О.С.).....	59
РОЗДІЛ 7. Фрактальний аналіз молочної продуктивності та відтворювальної здатності корів (Крамаренко О.С., Крамаренко С.С., Луговий С.І.)	71
РОЗДІЛ 8. Вплив походження та генерації на оцінки фрактальної розмірності ознак молочної продуктивності корів (Крамаренко О.С., Крамаренко С.С., Луговий С.І.).....	86
РОЗДІЛ 9. Вплив номера лактації, року та сезону отелення на молочну продуктивність корів (Крамаренко О.С., Крамаренко С.С.)	102
РОЗДІЛ 10. Оцінювання впливу генетичних та не-генетичних факторів на тривалість тільності корів (з використанням ТТЕ аналізу) (Крамаренко О.С., Крамаренко С.С.)	118
РОЗДІЛ 11. Аналіз мінливості тривалості лактації та її зв'язок із молочною продуктивністю корів (Крамаренко О.С., Крамаренко С.С., Луговий С.І.)	131
РОЗДІЛ 12. Аналіз причин вибуття та тривалість господарського використання корів червоної степової породи (Каратєєва О.І.)	152
ВИСНОВКИ (Луговий С.І.)	163
СПИСОК ВИКОРИСТАНОЇ ЛІТЕРАТУРИ.....	165
ДОДАТОК А (Крамаренко С.С., Луговий С.І.)	190

ВСТУП

У різних країнах Світу молочне скотарство має багатофункціональне значення: воно забезпечує продовольчу безпеку, підтримує економіку, створює робочі місця, сприяє розвитку технологій у сільському господарстві та відіграє важливу соціальну роль.

За даними FAO, в 2024 році світове виробництво молока досягло 982 млн т і зросло на 1,4% відносно 2023 року. Зростання було забезпечене значним збільшенням обсягів виробництва в більшості регіонів світу, що компенсувало скорочення надоїв в Африці та Північній Америці. В ЄС обсяги виробництва молока зросли на 0,8% відносно 2023-го, оскільки підвищення надоїв компенсувало скорочення поголів'я молочної худоби. Наразі в більшості країн Європи пік виробництва молока.

Разом з тим, за даними Держстату, в Україні протягом останніх десятиліть спостерігається систематичне скорочення поголів'я великої рогатої худоби та обсягів виробництва молока.

Зокрема, станом на 01.01.2025 р. в Україні в усіх категоріях господарств утримувалося 2001,6 тис. гол. ВРХ, з яких 1154,7 тис. гол. корів. Порівняно з 2010 р., ці показники скоротилися на 58,5 та 57,8% відповідно. Порівнюючи з показниками 2020 р., скорочення відбулося на 35,3 та 35,4% відповідно.

Валове виробництво молока в 2024 р. в Україні становило 7246,4 тис. т, що на 35,6 та 21,8% менше, порівняно з аналогічними показниками 2010 та 2020 рр.

Існуючий стан галузі зумовлює необхідність пошуку шляхів її інтенсифікації, зокрема, поліпшення умов експлуатації тварин, підвищення рівня їх продуктивності та племінної цінності.

Підставою для складання оптимальних раціонів годівлі корів, коригування умов їх утримання, здійснення ефективного відбору та підбору, розробки стратегії управління стадом є об'єктивний аналіз молочної продуктивності та відтворювальних якостей тварин.

У представленій монографії наведено методики та результати використання прогнозування статі приплоду на підставі певних предикторних змінних, оцінки впливу статі приплоду на молочну продуктивність, багатовимірних методів аналізу, насамперед, Аналізу Головних Компонент, лінійного дискримінантного аналізу, двофакторного дисперсійного аналізу (модель з випадковими

факторами), двофакторного ієрархічного дисперсійного аналізу (nested ANOVA), фрактального аналізу, моделі Вуда, TTE («Time-to-Event») аналізу для оцінки молочної продуктивності корів.

Оскільки переважну більшість наукових публікацій, що розглядають питання впливу генетичних та не-генетичних факторів на молочну продуктивність та відтворювальні якості корів, представлено англійською мовою, ми у Додатку також наводимо «Короткий англо-український словник термінів, що використовуються у молочному скотарстві». Цей словник термінів може бути корисним, передусім, здобувачам вищої освіти, аспірантам, молодим науковцям і всім, хто проводить свої дослідження у галузі молочного скотарства.

Роботу виконано в рамках фінансування за держбюджетними тематиками Міністерства освіти і науки України: «Наукове обґрунтування та розробка нових методів визначення плеємної цінності та раннього прогнозування продуктивності сільськогосподарських тварин» (номер державної реєстрації 0117U000485), «Розробка технології прогнозування м'ясної та молочної продуктивності с.-г. тварин на підставі багатовимірних інформаційно-статистичних методів» (номер державної реєстрації 0121U109492), а також в рамках НДР Миколаївського національного аграрного університету «Розробка методів прогнозування біологічних та продуктивних характеристик сільськогосподарських тварин на підставі ДНК-маркерів, багатовимірних та інформаційно-статистичних методів» (номер державної реєстрації 0123U101191).

Висловлюємо подяку директору СТОВ «Промінь» Первомайського району Миколаївської області, кандидату с.-г. наук Сергію ЯСЕВІНУ та доктору с.-г. наук, професору Миколаївського НАУ Тетяні ПІДПАЛІЙ, а також вельмишановним рецензентам даної монографії.

Всі відгуки, зауваження та пропозиції до змісту даної монографії просимо надсилати на електронну адресу професора Крамаренка Сергія Сергійовича (kssnail0108@gmail.com).

РОЗДІЛ 1

АНАЛІЗ ВТОРИННОГО СПІВВІДНОШЕННЯ СТАТЕЙ У СТАДІ МОЛОЧНОЇ ХУДОБИ

Механізми, що впливають на співвідношення статей телят при народженні, мають суттєву фінансову роль при оцінці рентабельності галузі скотарства. В м'ясному скотарстві важливе значення має отримання пісного м'яса бугайців, у той час як у молочному, навпаки, більше значення мають телички для отримання молока та ремонту основного стада (Berry, Cromie, 2007). Крім того, відмічалось про збільшення рівня надою коровами, що отелилися теличками (Hinde et al., 2014; Baradar et al., 2019).

В цілому, частка бугайців та теличок серед новонароджених телят очікується 50% : 50%. Однак, згідно результатів багатьох досліджень, проведених на тваринах молочних порід, найчастіше це співвідношення відхиляється у бік збільшення частки телят чоловічої статі, при чому ця закономірність спостерігалася як серед одинаків, так і двійнят (Skjervold, James, 1978; Roche et al., 2006; Del Río et al., 2007; Hossein-Zadeh et al., 2008). Для м'ясних порід (наприклад, абердин-ангус та шароле) навпаки – це співвідношення було близьким до 50% : 50% (Berger et al., 1992; Crews, 2006).

Було висунуто декілька гіпотез щодо факторів, що впливають на *вторинне співвідношення статей* (ВСС, тобто, частку самців серед новонароджених) включаючи рН піхви та матки, зрілість ооциту, час штучного осіменіння (Pursley et al., 1998).

Серед характеристик, пов'язаних із материнським ефектом, на оцінку ВСС впливали: сезон запліднення, вік першого отелення та міжотельний період. Так, телиці, які були запліднені протягом березня-червня та отелилися у більш старшому віці, з більшою ймовірністю народжували телят чоловічої статі. Аналогічний ефект мало подовження тривалості міжотельного періоду, особливо, більше 390 діб (Skjervold, James, 1978).

Крім того, оцінки ВСС можуть значно коливатися в різних стадах, наприклад, при дослідженні корів голштинської породи Ірану, частка бугайців серед новонароджених телят-одинаків варіювала від 50,6% до 53,9% (Hossein-Zadeh et al., 2008).

Рік та місяць отелення також впливали на оцінки ВСС. Частка бугайців серед новонароджених телят корів голштинської породи

Ірану протягом 1996-1999 рр. становила 52,5%, у той час як протягом 2004-2007 рр. вона зменшилася до 48,5%. Найвища оцінка ВСС була відмічена для корів, які отелилися навесні, а найменша – серед корів, які отелилися влітку та восени (Hosseini-Zadeh, 2012). Збільшення частки бугайців серед отелень в теплі місяці року було також відмічено для інших молочних та м'ясних порід худоби. Більш того, використання штучного осіменіння збільшує ймовірність народження бугайця (Berry & Cromie, 2007).

Соціальний ієрархічний статус корови також впливав на стать приплоду. Так, було встановлено, що корови із більш високим соціальним рангом у стаді рідше отелювалися нащадками чоловічої статі (Hohenbrink & Meinecke-Tillmann, 2012).

Отримані численні результати вказують на те, що у дійних корів рівень молочної продуктивності може бути пов'язаним зі статтю приплоду, однак він може змінюватися, надаючи перевагу тій чи іншій статі, а інколи жодній (Sawa et al., 2014; Quaresma & Payan-Carreira, 2020).

Більше того, стать плоду під час першої тільності має стійкі наслідки для синтезу молока при наступному отеленні. Зокрема, тільність теличкою при першому отеленні збільшувала виробництво молока коровою голштинської породи США за перші дві лактації (Hinde et al., 2014). Для корів голштинської породи Португалії показано, що після отелення бугайцем чи теличкою, корови продукували приблизно однакову кількість молока із однаковим вмістом білка. Однак, вміст жиру в молоці був дещо вищим при народженні теличок ($P < 0,001$) (Quaresma et al., 2020).

Основною метою роботи було оцінювання вторинного співвідношення статей серед новонароджених телят корів дійного стада.

Для вирішення цієї мети було поставлено наступні завдання:

1. Оцінити частку бугайців серед приплоду залежно від номеру отелення.
2. Визначити, чи впливає стать новонародженого теляти на рівень молочної продуктивності корови.
3. Побудувати модель, що дозволяє прогнозувати стать приплоду на підставі даних щодо живої маси та екстер'єру матерів.

Матеріалом для дослідження були дані зоотехнічного обліку корів червоної степової породи, які утримувалися у ДП «Племрепродуктор «Степове» Миколаївської області протягом 2014-

2017 рр. Всього було проаналізовано 321 лактацію у 132 корів. Умови утримання та годівлі тварин були подібні.

Для кожної тварини фіксувалася стать приплоду (бугаєць/теличка) та номер лактації. Перевірка гіпотези щодо відповідності емпіричного ВСС рівномірному (тобто, 1 : 1) було проведено за допомогою критерію хі-квадрат Пірсона з корегуванням Йетса для чотирьохпільних таблиць (χ^2).

Перевірку гіпотези щодо відсутності впливу номеру отелення на оцінку ВСС та відсутність зв'язку між статтю приплоду за послідовні отелення також було проведено за допомогою критерію узгодженості хі-квадрат Пірсона (χ^2).

Крім того, було враховано основні показники молочної продуктивності: кількість дійних днів (діб), загальний надій за лактацію (кг), надій за 305 діб лактації (кг), вміст жиру в молоці (%) та жива маса корови (кг). Перевірку гіпотези щодо відсутності впливу статі народженого теляти на наступну молочну продуктивність корови було здійснено за допомогою критерію Стюдента (t) для незалежних вибірок.

В якості предикторів статі приплоду при першому отеленні були використані ознаки живої маси телиць у віці 9, 12, 15 та 18 міс. (кг). Крім того, було використано три основні проміри будови тіла (см): висота в холці, ширина заду в сідничних горбах та коса довжина тулуба.

Для побудови моделі прогнозування статі приплоду на підставі певних предикторних змінних було використано алгоритм бінарної логістичної регресії:

$$Y = \exp(a + b \times X) / (1 + \exp(a + b \times X)), \quad (1.1)$$

де Y – вірогідність народження бугайця/телички під час 1-го отелення;

X – предикторна змінна (жива маса в різному віці чи промір будови тіла);

a та b – коефіцієнти регресії.

Прогностичну цінність моделі було оцінено як частку вірних прогнозів (окремо для бугайців та теличок).

Всі статистичні розрахунки було проведено на підставі алгоритмів, що описано у посібнику С. Крамаренка та співавторів (2019) за допомогою програмного забезпечення MS Excel, PAST v. 2.14 (Hammer et al., 2001) та STATISTICA v.7 (Stat Soft Inc.).

Частка бугайців серед новонароджених телят під час 1-3-го отелень становила 54,5, 57,3 та 63,3%, відповідно (табл. 1.1).

Таблиця 1.1

Вторинне співвідношення статей під час 1-3-го отелень, %

Ознака	Номер отелення		
	1-е	2-е	3-є
Частка бугайців серед приплоду (<i>n</i>)	54,5 (<i>n</i> = 132)	57,3 (<i>n</i> = 110)	63,3 (<i>n</i> = 79)
χ^2 (<i>P</i>)	0,38 (ns)	0,90 (ns)	2,57 (ns)

Примітки: *n* – кількість записів. χ^2 (*P*) – оцінка критерію узгодженості хі-квадрат Пірсона та його рівень значущості. ns – $P > 0,05$.

Оцінки ВСС вірогідно не відхилялися від рівномірного (критерій хі-квадрат: у всіх випадках $P > 0,05$). Але, якщо проаналізувати співвідношення бугайців та теличок за три отелення разом, то спостерігається певна тенденція до збільшення частки телят чоловічої статі над жіночою – 57,6 та 42,4%, відповідно ($\chi^2 = 3,61$; $df = 1$; $P = 0,058$).

Деяке переважання частки бугайців серед новонароджених телят вже відмічалось раніше. Так, для корів норвезької червоно-рябої худоби (Norwegian Red and White cattle) оцінка ВСС складала 52,2% та вірогідно не залежала від порядкового номеру отелення (Skjervold & James, 1978). Середню оцінку в 52% для ВСС також було отримано при аналізі корів голштино-фризької породи у Новій Зеландії (Roche et al., 2006). У корів голштинської породи в Міннесоті (США) частка бугайців серед новонароджених телят-одинаків складала 53,3%, а серед двійнят – 51,9% (Del Río et al., 2007).

В умовах посушливого клімату (Саудівська Аравія) для повновікових корів голштино-фризької породи спостерігалася більша оцінка частки бугайців серед новонароджених телят-одинаків – 54,1%, а серед двійнят їх частка підвищувалася навіть до 55,0% (Ryan & Boland, 1991).

У нашому дослідженні стать приплоду при наступному отеленні корови визначалася випадково й не залежала від статі при попередньому її отеленні (1-е vs 2-е отелення: $\chi^2 = 0,98$; $df = 1$; $P = 0,321$; 2-е vs 3-є отелення: $\chi^2 = 0,07$; $df = 1$; $P = 0,785$; 1-е vs 3-є отелення: $\chi^2 = 0,04$; $df = 1$; $P = 0,841$). Хоча раніше було встановлено, що вірогідність народження бугайця збільшувалася у корів, які раніше також телилися бугайцем (Berry & Cromie, 2007).

Вірогідного впливу номеру отелення на оцінку ВСС не встановлено ($\chi^2 = 1,56$; $df = 2$; $P = 0,455$). Відсутність вірогідного

впливу номеру отелення раніше також було відмічено серед голштинських корів США (Del Río et al., 2007), у той час як у дослідженні (Ryan, Boland, 1991) рівномірний розподіл статей було відмічено лише при отеленні корів-первісток, а серед повновікових корів (отелення 2+) відмічалось вірогідне переважання бугайців.

Підвищення частки бугайців серед приплоду повновікових корів також було відмічено для інших молочних та м'ясних порід худоби (Berry & Cromie, 2007). Хоча ці результати суперечать даним, що було отримано для голштинських корів Ірану, для яких було доведено вірогідне ($P < 0,001$) зменшення частки бугайців від 1-го до 4-го отелень (Hosseini-Zadeh, 2012).

Стать приплоду впливала на рівень молочної продуктивності, але вірогідні відмінності було встановлено лише для первісток (табл. 1.2).

Таблиця 1.2

Показники мінливості ($M \pm SE$) ознак молочної продуктивності матерів-первісток залежно від статі приплоду

Ознака	Стать приплоду		$t (P)$
	бугайці ($n = 72$)	телячки ($n = 60$)	
Кількість дійних днів, діб	$313,6 \pm 6,0$	$325,1 \pm 6,0$	1,35 (ns)
Загальний надій за лактацію, кг	$3795,0 \pm 83,5$	$4085,1 \pm 97,4$	2,27 ($P = 0,025$)
Надій за 305 діб, кг	$3653,3 \pm 63,1$	$3863,2 \pm 76,9$	2,13 ($P = 0,035$)
Вміст жиру в молоці, %	$3,70 \pm 0,01$	$3,68 \pm 0,01$	0,98 (ns)
Жива маса, кг	$465,6 \pm 1,5$	$462,3 \pm 1,3$	1,61 (ns)

Примітки: n – кількість записів. $t (P)$ – оцінка критерію Ст'юдента та його рівень значущості. ns – $P > 0,05$.

У цьому випадку корови, які отелилися теличкою, характеризувалися більш високими оцінками надою (як загальним за всю лактацію, так і за 305 діб лактації) у порівнянні із ровесницями, які отелилися бугайцями (в обох випадках: $P < 0,05$). Ця різниця становила 290,1 та 209,9 кг молока відповідно (див. табл. 1.2).

Аналіз впливу статі приплоду тварин голштинської породи Ірану показав, що у корів з телятами жіночої статі надій і вміст жиру в молоці були вищими, а також більшою була тривалість лактації, у той час як

у корів, які народили бугайців, була довшою тривалість продуктивного довголіття. Крім того, у корів, які народили теличок був вищим добовий надій протягом перших двох лактацій, у той час як серед повновікових корів (лактації 3+) ця різниця була відсутня (Hess et al., 2016).

При аналізі близько 2,4 млн лактацій корів голштинської породи США було встановлено, що стать приплоду під час 1-ої тільності впливала на надій корів і під час наступної лактації (Hinde et al., 2014).

У цілому, механізми, за допомогою яких стать теляти може впливати на виробництво молока, до кінця не вивчені. Одним з припущень є те, що стать теляти *in utero* впливає на ендокринний контроль мамогенезу. Хоча загальновизнано, що пролактин та плацентарні лактогени відіграють важливу роль у мамогенезі та лактогенезі, точні механізми такого впливу ще залишаються предметом дискусій. Це складний процес, на який впливає широкий спектр факторів, у тому числі умови годівлі та генетика тварин (Gillespie et al., 2017).

Жива маса телиць частково впливала на стать приплоду під час 1-го отелення, при цьому, вірогідний зв'язок нами було встановлено для маси у віці 9, 12, 15 та 18 місяців (табл. 1.3).

Таблиця 1.3

Результати логістичної бінарної регресії залежності статі приплоду під час 1-го отелення від живої маси телиць

Ознака	χ^2	<i>P</i>	Результати вірної класифікації статі, %	
			бугайці	телички
Жива маса у 9 міс.	5,63	0,018	93,1	18,3
Жива маса у 12 міс.	8,85	0,003	88,9	26,7
Жива маса у 15 міс.	5,20	0,023	93,1	15,0
Жива маса у 18 міс.	6,04	0,014	80,6	41,7

Примітки: χ^2 (*P*) – оцінка критерію узгодженості хі-квадрат Пірсона та його рівень значущості.

Точність прогнозування для різних моделей варіювала в межах 57,6...62,8%. При цьому, отримані моделі точніше прогнозували народження теляти чоловічої статі – точність прогнозування в цьому випадку становила 80,6...93,1% (див. табл. 1.3).

У цілому, найвищу прогностичну цінність мала модель, що розглядала вплив живої маси телиць у віці 18 місяців (*X*) на

вірогідність народження бугайця/телички (Y) під час першого отелення, та мала наступний вигляд:

$$Y = \exp(20,8985 - 0,0599 \times X) / (1 + \exp(20,8985 - 0,0599 \times X)).$$

Вона вірно прогнозувала народження первісткою бугайця у 80,6% та телички – у 41,7% випадків (див. табл. 1.3).

При цьому, нами було встановлено, що первістки, які отелилися бугайцями, вірогідно переважали своїх ровесниць за живою масою у віці 9-18 місяців (табл. 1.4).

Таблиця 1.4

Показники мінливості ($M \pm SE$) живої маси телиць залежно від статі приплоду при першому отеленні, кг

Ознака	Стать приплоду		$t(P)$
	бугайці ($n = 72$)	телички ($n = 60$)	
Жива маса у 9 міс.	$203,9 \pm 1,3$	$198,1 \pm 2,2$	2,39 ($P = 0,018$)
Жива маса у 12 міс.	$254,1 \pm 0,9$	$248,0 \pm 2,0$	2,98 ($P = 0,003$)
Жива маса у 15 міс.	$304,7 \pm 0,6$	$300,1 \pm 2,2$	2,23 ($P = 0,027$)
Жива маса у 18 міс.	$353,8 \pm 1,0$	$349,5 \pm 1,5$	2,49 ($P = 0,014$)

Примітки: n – кількість записів. $t(P)$ – оцінка критерію Ст'юдента та його рівень значущості. ns – $P > 0,05$.

Серед промірів будови тіла зі статтю теляти при першому отеленні вірогідно були пов'язані висота в холці, ширина заду в сідничних горбах та коса довжина тулуба (табл. 1.5).

Таблиця 1.5

Результати логістичної бінарної регресії залежності статі приплоду під час першого отелення від промірів будови тіла матерів

Ознака	χ^2	P	Результати вірної класифікації, %	
			бугайці	телички
Висота в холці	7,30	0,007	77,8	38,3
Ширина заду в сідничних горбах	6,33	0,012	73,6	48,3
Коса довжина тулуба	7,36	0,007	80,6	36,7

Примітки: n – кількість записів. $t(P)$ – оцінка критерію Ст'юдента та його рівень значущості. ns – $P > 0,05$.

При цьому, отримані моделі, як і у випадках із живою масою, більш точно прогнозували народження теляти чоловічої статі (точність прогнозу для різних предикторних ознак становила 73,6...80,6%), ніж жіночої (36,7...48,3%). Як і можна було очікувати, бугайці частіше народжувалися у первісток, що мали більші лінійні проміри (табл. 1.6).

Таблиця 1.6

Показники мінливості ($M \pm SE$) промірів будови тіла матерів залежно від статі приплоду при першому отеленні, см

Ознака	Стать приплоду		$t (P)$
	бугайці ($n = 72$)	телички ($n = 60$)	
Висота в холці	$129,4 \pm 0,4$	$127,6 \pm 0,5$	2,73 ($P = 0,007$)
Ширина заду в сідничних горбах	$52,6 \pm 0,3$	$51,4 \pm 0,4$	2,51 ($P = 0,013$)
Коса довжина тулуба	$157,2 \pm 0,8$	$154,1 \pm 0,9$	2,65 ($P = 0,009$)

Примітки: n – кількість записів. $t (P)$ – оцінка критерію Стюдента та його рівень значущості. ns – $P > 0,05$.

У ссавців, згідно моделі Р. Трайверса та Д. Уїлларда (Trivers & Willard, 1973), матері, які мають кращий фізіологічний стан, будуть вкладати більше ресурсів у більш репродуктивно стабільну стать для забезпечення продовження генетичної лінії. Таким чином, дана модель передбачає, що дійні корови, які перебувають у кращому фізіологічному стані, частіше народжуватимуть нащадків чоловічої статі (бугайців).

На коровах голштино-фризької породи (Нова Зеландія) було відмічено, що зменшення втрати живої маси тварин між отеленням та заплідненням, а також більший приріст живої маси між послідовними отеленнями збільшувала ймовірність народження бугайців, що узгоджується із гіпотезою Трайверса-Уїлларда (Roche et al., 2006).

У нашому дослідженні, корови, які під час 1-го та 2-го отелень отелилися бугайцями, вірогідно ($t = 2,96$; $P = 0,004$) переважали за живою масою під час 2-го отелення тварин, що обидва рази телилися теличками (на $13,3 \pm 4,5$ кг).

Висновки. Частка бугайців серед новонароджених телят під час 1-3-го отелень становила 54,5, 57,3 та 63,3%, відповідно. Оцінка ВСС вірогідно не відхилялася від рівномірного. Вірогідного впливу номеру

отелення на оцінки ВСС не встановлено. Стать теляти при наступному отеленні визначалася випадково й не залежала від статі теляти при попередньому отеленні.

Стать приплоду впливала на рівень молочної продуктивності, але вірогідні відмінності було встановлено лише для первісток. Тварини, які отелились теличкою характеризувалися більш високими оцінками надою (як загальним за всю лактацію, так і за 305 діб лактації) у порівнянні з ровесницями, які отелились бугайцями.

Жива маса телиць та проміри будови тіла частково впливали на стать приплоду під час першого отелення. Бугайці частіше народжувалися у первісток, які мали більшу живу масу у віці 9-18 місяців та більші лінійні проміри будови тіла, що узгоджується із гіпотезою Трайверса-Уїлларда.

РОЗДІЛ 2

ВИКОРИСТАННЯ БАГАТОВИМІРНИХ МЕТОДІВ АНАЛІЗУ ВНУТРІШНЬОПОРОДНОЇ МІНЛИВОСТІ ВМІСТУ ЖИРУ В МОЛОЦІ

Рівень продуктивності молочної худоби зумовлюється кількісними (добові надої) та якісними (вміст жиру та білка в молоці) ознаками, для яких характерні суттєві коливання протягом усього періоду лактації. Особливості динаміки лактаційної діяльності (наприклад, час досягнення пікової продуктивності, абсолютне пікове значення надою та/або вмісту жиру в молоці, швидкість зниження рівня продуктивності після досягнення пікового значення) зумовлюються як генетичними, так і паратиповими факторами, а також проявом взаємодії «генотип $\times$ середовище» (Hayes et al., 2003; Haile-Mariam et al., 2008; Sundberg et al., 2010; Крамаренко та ін., 2018).

В останні роки з'явилася низка робіт, в яких запропоновано використання багатовимірних методів аналізу, насамперед, Аналізу Головних Компонент (*Principal Component Analysis*) для вивчення особливостей формування молочної продуктивності протягом лактації (Macciotta et al., 2010; Yilmaz et al., 2011; Крамаренко та ін., 2017b). Головною ідеєю цього методу є зниження вимірності для багатовимірної матриці вихідних даних (наприклад, надоїв чи жирномолочності за окремі місяці лактації). Результатом стає отримання невеликої кількості (найчастіше, двох-трьох) нових змінних (т.з. латентні змінні), що не можуть бути отримані при безпосередньому дослідженні об'єктів, проте мають дуже високий рівень кореляції з фактичними ознаками та є їх лінійними комбінаціями. Крім того, ці нові змінні є ортогональними одна до одної (тобто, між ними відсутня кореляція) та описують суттєву (найчастіше 70...90%) частку мінливості (ко)варіаційної матриці вихідних ознак (Шебанін та ін., 2008).

Аналіз Головних Компонент (АГК) часто використовується для аналізу екстер'єрних особливостей різних порід худоби (Traoré et al., 2016; Крамаренко та ін., 2017a), а також якісного складу молока (Mele et al., 2016) чи м'яса (Yu et al., 2017).

Використання класичних методів перевірки статистичної гіпотези щодо впливу фактора (будь-якого походження – гено- або паратипового) на певний набір ознак продуктивності тварин

передбачає отримання аналогічного набору оцінок рівня значущості, частина з яких може свідчити про відхилення нульової гіпотези, у той час як інша частина може її підтверджувати. Це унеможлиблює прийняття однозначного рішення щодо подібності чи, навпаки, відмінності між групами. В цьому випадку використання багатовимірних методів дозволяє як проводити замість декількох міжгрупових порівнянь одне-єдине, що одночасно розглядає всю матрицю вихідних даних, так і, відповідно, отримати одну-єдину оцінку рівня вірогідності відмінностей між групами. Одним із методів, що дозволяє вирішити таку задачу, є Лінійний Дискримінантний Аналіз (*Linear Discriminant Analysis*). Він базується на лінійному перетворенні вихідних даних таким чином, щоб нові отримані класифікаційні функції дозволяли з високим рівнем точності віднести будь-яку особину до її власної групи.

Лінійний Дискримінантний Аналіз (ЛДА) широко використовується в дослідженнях, що пов'язані із виробництвом та переробкою тваринницької продукції. Найчастіше він використовується для порівняння худоби різних порід (або внутрішньопородних груп) на підставі екстер'єрних ознак будови тіла (Yakubu et al., 2010; Pundir et al., 2015). ЛДА виявився ефективним інструментом для визначення головних відмінностей між коровами м'ясних та молочних порід із нормальним отеленням та тварин, які мали проблеми під час отелення (дистоція), що дало змогу прогнозування виникнення можливих ускладнень на підставі низки ознак корови (Morrison et al., 1985; Basarab et al., 1993; Zaborski et al., 2018). Використовується ЛДА й для визначення фальсифікації молока (Conte et al., 2018) чи м'яса (Boyaci et al., 2014).

Таким чином, метою нашого дослідження стало вивчення механізмів формування внутрішньопородної мінливості вмісту жиру в молоці первісток різного походження за різні місяці лактації за допомогою багатовимірних методів аналізу – Аналізу Головних Компонент та Лінійного Дискримінантного Аналізу.

Матеріалом для дослідження були дані зоотехнічного обліку стосовно 109 корів червоної степової породи, які утримувалися у ДП «Племрепродуктор «Степове» Миколаївського району Миколаївської області протягом 2001-2014 рр. В якості залежної змінної були використані дані щодо вмісту жиру в молоці (MFP) за 1-й, 2-й, ..., 10-й місяці першої лактації (MFP1, MFP2, ..., MFP10). За походженням

тварини були віднесені до п'яти груп, що включали дочок-напівсестер бугаїв-плідників Нарциса, Тополя, Тангенса, Нептуна та Орфея.

Для кожної групи було розраховано оцінки середньої арифметичної та її статистичної похибки ($M \pm SE$) для вмісту жиру в молоці за всі десять місяців лактації. Перевірку гіпотези щодо відсутності вірогідного впливу групи, до якої відносилися первістки, було проведено за допомогою однофакторного дисперсійного аналізу (із фіксованим фактором – «група нащадків бугая-плідника»).

Post-hoc-процедура множинних порівнянь (для груп із нерівними n) була використана для визначення середніх значень груп нащадків бугаїв-плідників, між якими існують вірогідні відмінності (на рівні $P < 0,05$).

Рівень лінійного зв'язку між аналізованими ознаками було оцінено за допомогою коефіцієнта парної лінійної кореляції Пірсона із визначенням рівня вірогідності їх відхилення від нуля.

Для визначення латентних змінних, що впливають на характер мінливості вмісту жиру в молоці дослідних тварин протягом 1-10-го місяців лактації, нами було використано Аналіз Головних Компонент на підставі (ко)варіаційної матриці. В подальшому, використовуючи оцінки факторних навантажень (*factor scores*) по перших трьох Головних Компонентах (PC1, PC2, PC3), дослідні тварини було віднесено до трьох груп – М-, М0 та М+. В групу М- було віднесено особин, які мали оцінки факторних навантажень менше ніж -0,67, в групу М0 було віднесено особин, які мали оцінки факторних навантажень від -0,669 до +0,669, а у групу М+ – особин, які мали оцінки факторних навантажень, більше ніж +0,67.

Для визначення ступеню внутрішньопородної диференціації було використано багатовимірний Лінійний Дискримінантний Аналіз на підставі матриці вихідних даних протягом 1-10-го місяців лактації. Для цього між групами нащадків окремих бугаїв-плідників було розраховано відстані Махаланобіса (*Mahalanobis distances*) та визначено рівень вірогідності відхилення їх від нуля на підставі F-критерію Фішера.

Для візуалізації результатів аналізу, оцінки міток канонічних осей нащадків окремих бугаїв-плідників було представлено у просторі перших двох Канонічних осей (*Canonical Axis*), що забезпечували найбільший внесок у дискримінацію груп, та побудовано їх 95% довірчі еліпси.

Всі статистичні розрахунки було проведено за допомогою пакету прикладних програм STATISTICA (Stat Soft Inc.).

Для всіх аналізованих груп первісток проглядається тенденція до поступового зростання вмісту жиру в молоці з 1-ого по 10-й місяці лактації незалежно від їх походження (табл. 2.1).

Таблиця 2.1

Середні арифметичні та їх статистичні похибки ($M \pm SE$) вмісту жиру в молоці нащадків різних бугаїв-плідників за десять місяців лактації, %

Ознака	Група нащадків бугая-плідника									
	Нарцис ($n = 50$)		Тополь ($n = 24$)		Тангенс ($n = 14$)		Нептун ($n = 9$)		Орфей ($n = 12$)	
	M	$\pm SE$	M	$\pm SE$	M	$\pm SE$	M	$\pm SE$	M	$\pm SE$
MFP1	3,53 ^A	$\pm 0,01$	3,48 ^A	$\pm 0,01$	3,34 ^{BC}	$\pm 0,03$	3,47 ^{AC}	$\pm 0,07$	3,32 ^B	$\pm 0,04$
MFP2	3,56 ^A	$\pm 0,01$	3,51 ^A	$\pm 0,01$	3,38 ^B	$\pm 0,03$	3,51 ^A	$\pm 0,05$	3,31 ^B	$\pm 0,03$
MFP3	3,57 ^C	$\pm 0,02$	3,54 ^{BC}	$\pm 0,02$	3,39 ^{AB}	$\pm 0,02$	3,54 ^{ABC}	$\pm 0,06$	3,37 ^A	$\pm 0,04$
MFP4	3,62 ^A	$\pm 0,01$	3,60 ^A	$\pm 0,02$	3,51 ^{AB}	$\pm 0,02$	3,61 ^A	$\pm 0,03$	3,43 ^B	$\pm 0,04$
MFP5	3,67 ^C	$\pm 0,02$	3,64 ^{BC}	$\pm 0,02$	3,54 ^{AB}	$\pm 0,02$	3,59 ^{ABC}	$\pm 0,02$	3,51 ^A	$\pm 0,04$
MFP6	3,72 ^B	$\pm 0,02$	3,72 ^B	$\pm 0,02$	3,60 ^A	$\pm 0,02$	3,66 ^{AB}	$\pm 0,02$	3,59 ^A	$\pm 0,04$
MFP7	3,77 ^{AB}	$\pm 0,02$	3,79 ^B	$\pm 0,02$	3,66 ^A	$\pm 0,01$	3,67 ^{AB}	$\pm 0,02$	3,68 ^{AB}	$\pm 0,04$
MFP8	3,82 ^{AB}	$\pm 0,02$	3,88 ^B	$\pm 0,02$	3,71 ^A	$\pm 0,02$	3,70 ^{AB}	$\pm 0,03$	3,75 ^{AB}	$\pm 0,03$
MFP9	3,91 ^A	$\pm 0,01$	3,89 ^A	$\pm 0,05$	3,73 ^B	$\pm 0,02$	3,74 ^{AB}	$\pm 0,02$	3,82 ^{AB}	$\pm 0,03$
MFP10	3,94 ^C	$\pm 0,01$	3,98 ^C	$\pm 0,02$	3,73 ^A	$\pm 0,03$	3,72 ^{AB}	$\pm 0,02$	3,84 ^B	$\pm 0,03$

Примітки: n – кількість записів. ^{A, B, C} Різні індекси позначають середні значення груп нащадків бугаїв-плідників, між якими встановлено вірогідні відмінності ($P < 0,05$).

При цьому, було встановлено, що середні значення вмісту жиру в молоці тварин, які належали до різних за походженням груп, вірогідно відрізнялися між собою (у всіх випадках: $P < 0,001$), що свідчить про наявність певної генетичної компоненти характеру мінливості цієї ознаки молочної продуктивності.

Результати *Post-hoc*-процедури множинних порівнянь свідчать про зміну рангу окремих бугаїв-плідників стосовно вмісту жиру їх дочок протягом різних місяців лактації.

Так, нащадки бугая Орфея демонстрували найнижчий рівень продуктивності протягом 1-5-го місяців лактації, тоді як за 10-й місяць лактації вони займали проміжне положення щодо вмісту жиру в молоці, поступаючи лише нащадкам Нарциса та Тополя.

Таким чином, визначити бугая із найвищим проявом продуктивності його дочок на підставі даних за окремі місяці їх лактації неможливо, і це потребує використання не багатьох одномірних тестів, а одного багатовимірного, тобто, статистичної процедури, що розглядає багато ознак одночасно.

Про це свідчить також і наявність суттєвої взаємозалежності між оцінками вмісту жиру в молоці, що отримані протягом десяти місяців лактації (табл. 2.2).

Таблиця 2.2

Оцінки коефіцієнта кореляції Пірсона між вмістом жиру в молоці за десять місяців лактації

Ознака	Ознака								
	MFP2	MFP3	MFP4	MFP5	MFP6	MFP7	MFP8	MFP9	MFP10
MFP1	0,777	0,526	0,433	0,411	0,421	0,211			0,272
MFP2		0,605	0,630	0,571	0,531	0,369	0,296		0,346
MFP3			0,591	0,484	0,368	0,317	0,305		0,268
MFP4				0,799	0,692	0,580	0,429	0,197	0,243
MFP5					0,819	0,748	0,588	0,325	0,399
MFP6						0,796	0,635	0,318	0,386
MFP7							0,813	0,487	0,560
MFP8								0,545	0,675
MFP9									0,825

Примітка: Наведено лише вірогідні оцінки коефіцієнта кореляції ($P < 0,05$)

В цілому, найвищий рівень кореляції було відмічено між суміжними місяцями лактації, 1-м та 2-м ($r = 0,777$), 4-м та 5-м ($r = 0,799$), 5-м та 6-м ($r = 0,819$) і т.п. У той час як для решти місяців лактації характер мінливості вмісту жиру в молоці майже не залежав від значень, отриманих від первісток протягом 1-3-го місяця лактації (див. табл. 2.2).

В таблиці 2.3 наведено оцінки коефіцієнта кореляції Пірсона між вмістом жиру в молоці первісток за 1-10-й місяці лактації та першими трьома Головними Компонентами.

Перша Головна Компонента (PC1) описує 53,5% загальної мінливості (ко)варіаційної матриці та характеризується високими негативними оцінками коефіцієнта кореляції для всіх ознак, але в найбільшій мірі – для ознак вмісту жиру за 4-10-й місяці лактації. Таким чином, Перша Головна Компонента може бути інтерпретована, як «Загальний вміст жиру в молоці».

Таблиця 2.3

Оцінки коефіцієнта кореляції Пірсона між вмістом жиру в молоці за десять місяців лактації та Головними Компонентами

Ознака	Головна Компонента		
	перша (PC1)	друга (PC2)	третя (PC3)
MFP1	-0,505	-0,578	+0,492
MFP2	-0,721	-0,488	+0,266
MFP3	-0,593	-0,411	+0,183
MFP4	-0,754	-0,393	-0,306
MFP5	-0,860	-0,104	-0,365
MFP6	-0,828	-0,063	-0,344
MFP7	-0,844	+0,299	-0,270
MFP8	-0,781	+0,461	+0,003
MFP9	-0,678	+0,580	+0,299
MFP10	-0,670	+0,476	+0,452

Особини групи М- характеризувалися найвищими оцінками вмісту жиру в молоці протягом всієї лактації (особливо, протягом 4-10-го місяців), групи М+, навпаки – найнижчими оцінками вмісту жиру в молоці протягом всієї лактації, і, нарешті тварини групи М0 займали проміжне положення (рис. 2.1).

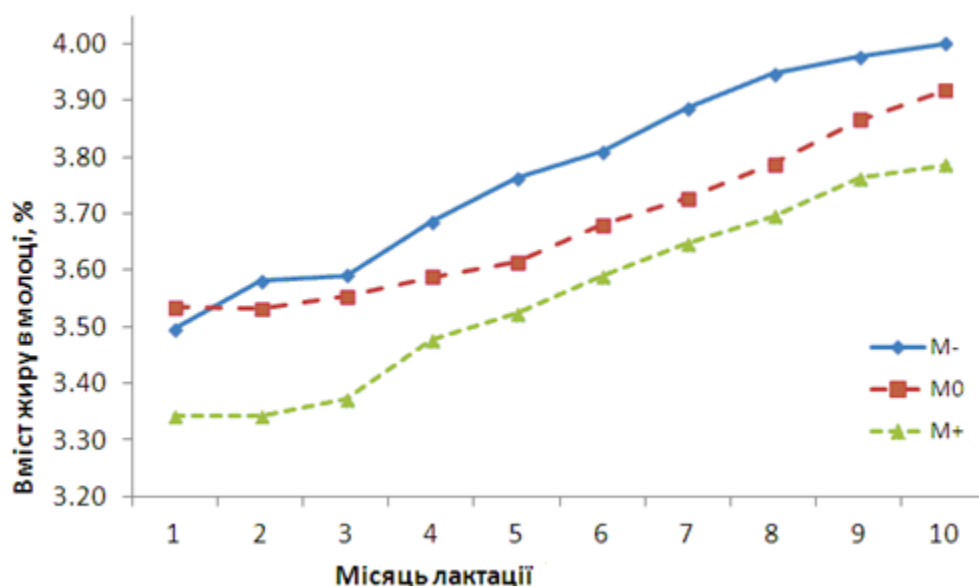


Рис. 2.1. Оцінки вмісту жиру в молоці первісток різних груп на підставі факторних оцінок за Першою Головною Компонентою (PC1)

Примітка: М-, М0, М+ - групи.

Друга Головна Компонента (PC2) описує додаткові 17,7% загальної мінливості (ко)варіаційної матриці та характеризується високими негативними оцінками коефіцієнта кореляції для 1-3-го місяців лактації та високими, але позитивними, для 8-10-го місяців лактації (табл. 2.3). Таким чином, Друга Головна Компонента може бути інтерпретована, як *«Інтенсивність зростання жирномолочності протягом лактації»*. Для тварин групи М- вміст жиру в молоці залишається майже на одному рівні протягом 1-10-го місяців лактації, для тварин групи М+ він різко підвищується між 1-3-м та 9-10-м місяцями лактації. Нарешті, серед особин групи М0 відмічається поступове підвищення жирномолочності протягом лактації, але не таке різке, як серед тварин групи М+ (рис. 2.2).

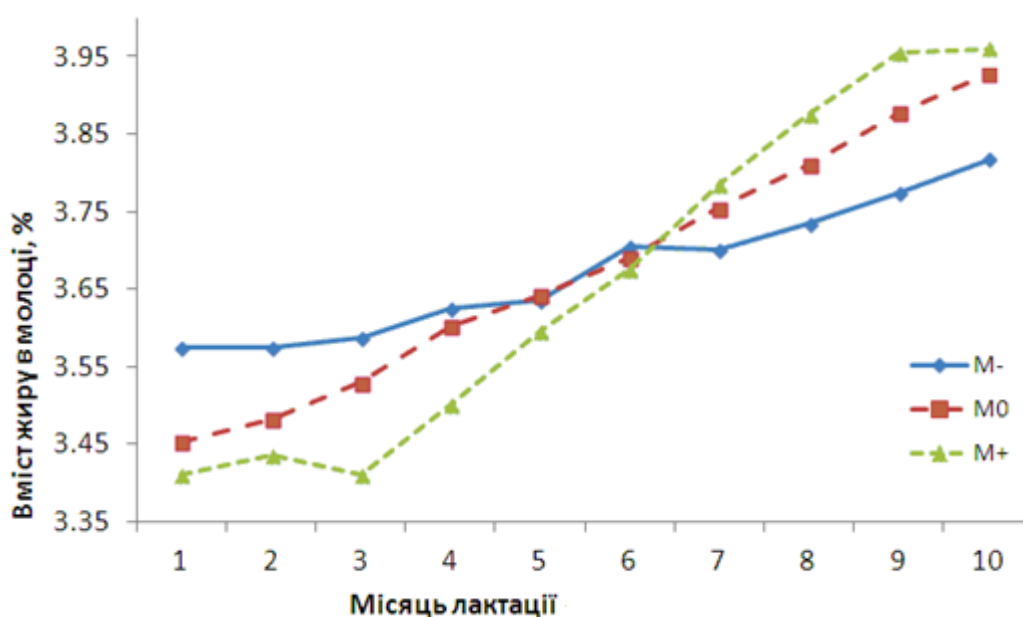


Рис. 2.2. Оцінки вмісту жиру в молоці первісток різних груп на підставі факторних оцінок за Другою Головною Компонентою (PC2)

Примітка: М-, М0, М+ - групи.

Третя Головна Компонента (PC3) описує ще додаткові 10,6% загальної мінливості (ко)варіаційної матриці та характеризується високими та позитивними оцінками коефіцієнта кореляції для вмісту жиру в молоці протягом 1-го та 10-го місяців лактації, але високими негативними – для жирномолочності тварин протягом 5-6-го місяців лактації (табл. 2.3). Таким чином, Третя Головна Компонента може бути інтерпретована, як *«Сталість кривої жирномолочності протягом лактації»*.

Для особин групи М- проглядається поступове зростання вмісту жиру в молоці протягом першої половини лактації із його стабілізацією майже на одному рівні, починаючи з 6-го місяця. Для тварин групи М+, навпаки, майже однакові значення вмісту жиру в молоці протягом 1-5-го місяців лактації із їх різким підвищенням у другу половину лактації. Нарешті, серед тварин групи М0 зростання жирномолочності протягом обох половин лактації має однакову інтенсивність (рис. 2.3).

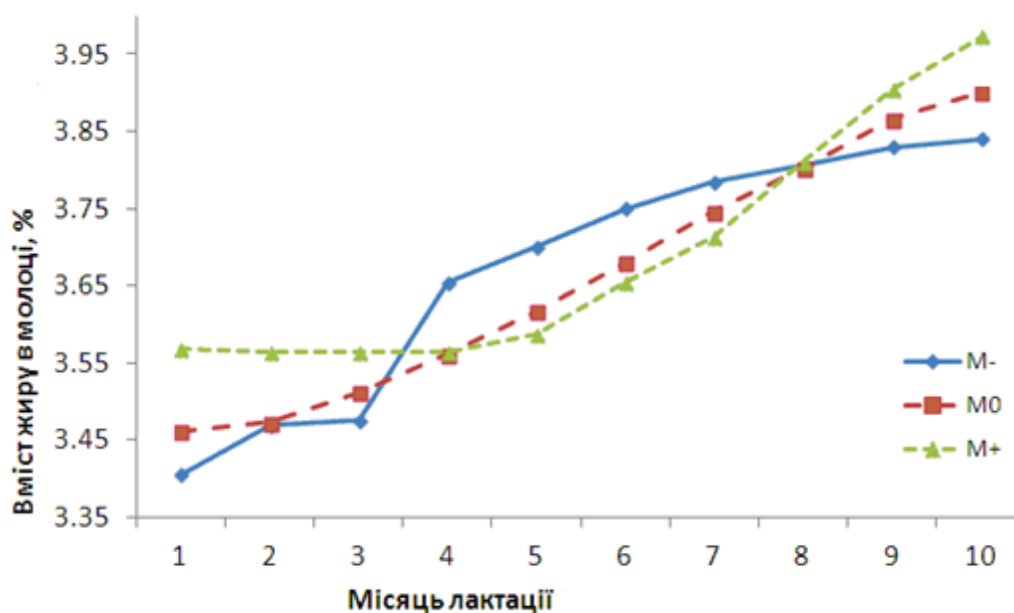


Рис. 2.3. Оцінки вмісту жиру в молоці первісток різних груп на підставі факторних оцінок за Третьою Головною Компонентою (РС3)

Примітка: М-, М0, М+ - групи.

Відповідно, перші три Головні Компоненти разом описують майже 82% загальної мінливості (ко)варіаційної матриці вихідних ознак та здатні класифікувати дослідних тварин як за абсолютним рівнем вмісту жиру в їх молоці, так і за формою динаміки жирномолочності протягом лактації. Оскільки відповідно до алгоритму аналізу Головні Компоненти є ортогональними одна до одної, то вони можуть виступати в якості незалежних оцінок при аналізі молочної продуктивності.

Результати Лінійного Дискримінантного Аналізу свідчать про наявність суттєвих відмінностей між групами нащадків різних бугаїв-плідників на підставі матриці вмісту жиру в молоці протягом всіх десяти місяців лактації ($Wilks' \lambda = 0,106$; $F_{40;263} = 5,31$; $P < 0,001$). Але попарні порівняння на підставі відстаней Махаланобіса доводять

наявність вірогідних відмінностей лише між групами нащадків бугаїв Тангенс, Нептун та Орфей, тоді як первістки, що походили від Нарциса та Тополя, навпаки, вірогідно не відрізнялися між собою. Найсуттєвіші відмінності було відмічено між групами нащадків Нептуна та Орфея, а також Нарциса та Орфея. У той час як найближче одна до одної знаходилися групи нащадків Тангенса та Орфея (табл. 2.4).

Таблиця 2.4

Відстані Махаланобіса між групами нащадків різних бугаїв-плідників на підставі вмісту жиру в молоці за десять місяців лактації

Група нащадків бугая-плідника	Група нащадків бугая-плідника				
	Нарцис	Тополь	Тангенс	Нептун	Орфей
Нарцис		1,478	17,237	10,933	19,287
Тополь	ns		16,835	16,984	15,676
Тангенс	< 0,001	< 0,001		13,544	7,789
Нептун	< 0,001	< 0,001	< 0,001		27,127
Орфей	< 0,001	< 0,001	0,004	< 0,001	

Примітки: Над діагоналлю наведено оцінки відстані Махаланобіса. Під діагоналлю наведено відповідні оцінки рівня вірогідності. ns – $P > 0,05$.

Ординацію досліджених особин із різних груп за походженням було проведено у просторі перших двох Канонічних осей. Разом вони описують близько 94% загальної мінливості матриці вихідних даних. При цьому, Перша Канонічна вісь описує 67% і в найбільшій мірі пов'язана із вмістом жиру в молоці протягом перших (1-2-го) та останніх (9-10-го) місяців лактації. Таким чином, найсуттєвіші відмінності між первістками, які походили від різних бугаїв-плідників, обумовлюються жирномолочністю тварин на початку та в кінці лактації.

Розташування 95% довірчих еліпсів свідчить по їх повне перекривання для нащадків Нарциса та Тополя, у той час як еліпси нащадків Тангенса та Орфея майже не перетинаються між собою, а також із еліпсами Нарциса та Тополя. Нащадки Нептуна відокремлені від решти тварин як за Першою, так і Другою Канонічною віссю (рис. 2.4).

Точність класифікації становила в середньому 75,9%. При цьому найнижча кількість коректно віднесених до власної групи особин була відмічена серед нащадків бугая-плідника Тополя (44,4%).

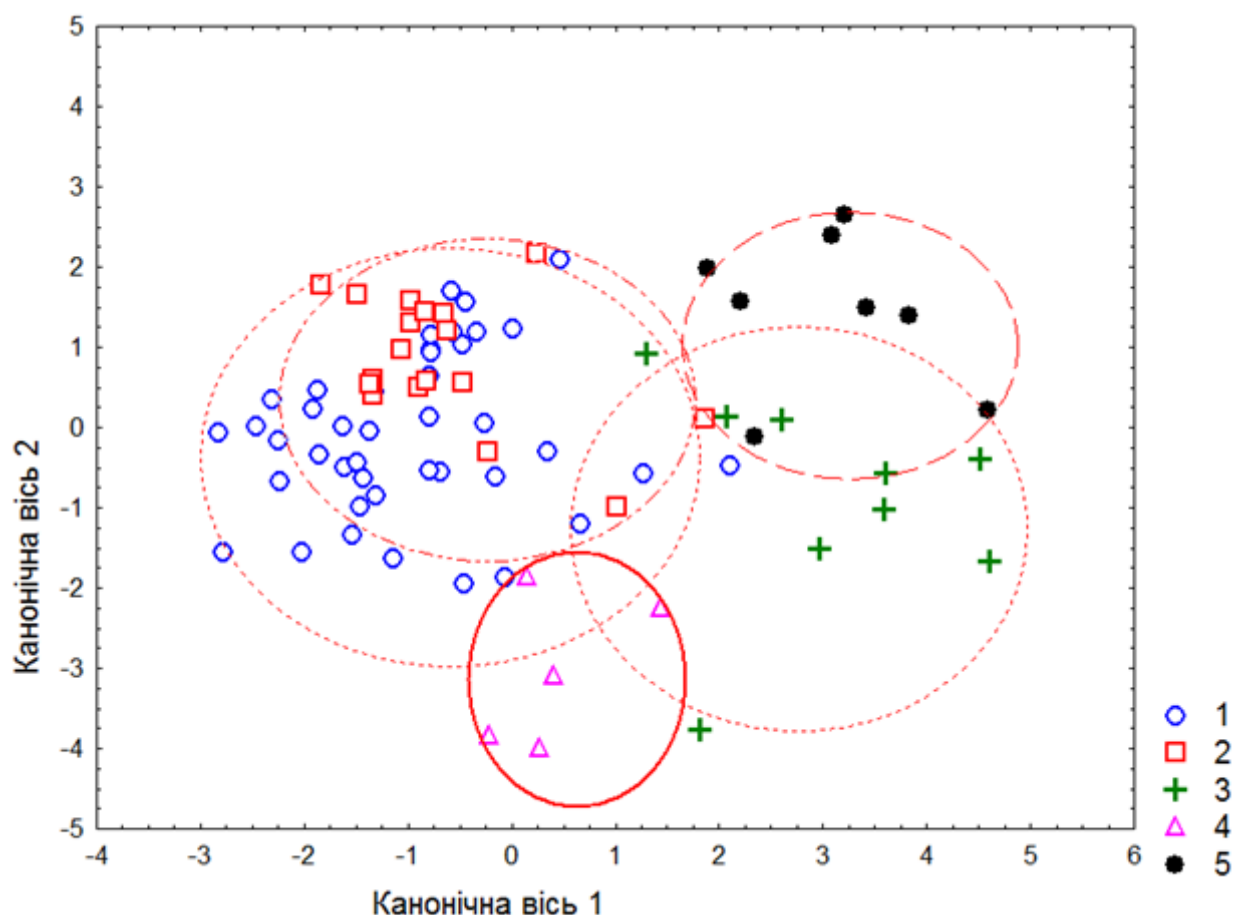


Рис. 2.4. Точкова діаграма дискримінантних функцій (міток канонічних осей) Лінійного Дискримінантного Аналізу із 95% довірчими еліпсами, що демонструють розподілення груп нащадків бугаїв-плідників на підставі вмісту жиру в молоці за десять місяців лактації

Примітки: 1 – Нарциса; 2 – Тополя; 3 – Тангенса; 4 – Нептуна; 5 – Орфея

Ще 50% особин цієї групи було помилково віднесено до нащадків Нарциса, а 11,6% нащадків Нарциса, в свою чергу, було помилково віднесено до групи Тополя (табл. 2.5).

Це ще раз підтверджує високий рівень подібності між нащадками бугаїв Нарциса та Тополя за вмістом жиру в молоці протягом різних місяців лактації. Для решти первісток відмічено відносно високий рівень коректного віднесення до власної групи (77,8...87,5%) та лише поодинокі випадки помилок при класифікації (табл. 2.5). Таким чином, нащадки бугаїв-плідників Тангенса, Нептуна та Орфея демонструють високий рівень внутрішньогрупової гомогенності за рівнем продуктивності, з одного боку, та суттєву відокремленість груп одна від одної, з іншого.

Таблиця 2.5

Кількість (та відсоток) особин, що класифіковані у різні групи нащадків бугаїв-плідників на підставі вмісту жиру в молоці за десять місяців лактації

Група нащадків бугая-плідника	Передбачена група нащадків бугая-плідника					Відсоток коректних класифікацій (%)
	Нарцис	Тополь	Тангенс	Нептун	Орфей	
Нарцис	37	5	1	0	0	86,0
Тополь	9	8	1	0	0	44,4
Тангенс	0	1	7	1	0	77,8
Нептун	1	0	0	4	0	80,0
Орфей	0	0	1	0	7	87,5

Висновки. Перша Головна Компонента (PC1) описує 53,5% загальної мінливості (ко)варіаційної матриці та може бути інтерпретована, як *«Загальний вміст жиру в молоці»*. Друга Головна Компонента (PC2) описує додаткові 17,7% загальної мінливості та може бути інтерпретована, як *«Інтенсивність зростання жирномолочності протягом лактації»*. Нарешті, Третя Головна Компонента (PC3) описує ще додаткові 10,6% загальної мінливості і може бути інтерпретована, як *«Сталість кривої жирномолочності протягом лактації»*.

Перші дві Канонічні осі описують близько 94% загальної мінливості матриці вихідних даних, при цьому, Перша Канонічна вісь, що описує 67% мінливості, в найбільшій мірі пов'язана із вмістом жиру в молоці протягом перших (1-2-го) та останніх (9-10-го) місяців лактації. Таким чином, найсуттєвіші відмінності між первістками, що походили від різних бугаїв-плідників, обумовлюються жирномолочністю тварин на початку та в кінці лактації. Точність класифікації становила в середньому 75,9%. При цьому найменша кількість коректно віднесених до власної групи особин була відмічена серед нащадків бугая-плідника Тополя (44,4%). Для решти первісток відмічено відносно високий рівень коректного віднесення до власної групи (77,8...87,5%) та лише поодинокі випадки помилок при класифікації. Таким чином, нащадки бугаїв-плідників Тангенса, Нептуна та Орфея демонструють високий рівень внутрішньогрупової гомогенності за рівнем продуктивності, з одного боку, та суттєву відокремленість груп одна від одної, з іншого.

РОЗДІЛ 3

ВПЛИВ ФАКТОРА «ПОХОДЖЕННЯ ЗА БАТЬКОМ» НА МОЛОЧНУ ПРОДУКТИВНІСТЬ КОРІВ

Важливі ознаки молочної продуктивності худоби мають складну природу та зумовлюються низкою генетичних, фізіологічних, технологічних факторів та умовами середовища. При цьому, рівень міжгрупової диференціації за цими ознаками залежить від впливу генетичних факторів, важливішим серед яких є походження за батьком та лінійна належність (Базишина, 2017).

Спадковість бугаїв-плідників відіграє важливу роль для генетичного поліпшення молочних порід худоби, про що свідчить підвищення рівня продуктивності, покращення екстер'єрних та технологічних властивостей тварин. Використання бугаїв-поліпшувачів для осіменіння маточного поголів'я сприяє підвищенню генетичного потенціалу стада та формуванню високопродуктивних тварин бажаного типу (Кучер та ін., 2022).

Використання бугаїв-плідників, які передають свої цінні ознаки нащадкам є одним із найважливіших прийомів удосконалення продуктивних, технологічних та племінних якостей худоби молочних та комбінованих порід. Він дає можливість відносно швидко створити високопродуктивні молочні стада, що консолідовані за екстер'єрним типом, молочною продуктивністю та тривалістю господарського використання. Про те, бугаї-плідники суттєво відрізняються препотентністю та відповідно, характеризуються не однаковою передачею своїх генетичних задатків дочкам у їх певному та взаємному поєднанні, тим більше, в бажаному (Пелехатий та ін., 2020).

Відомо, що правильний підбір бугая для відтворення стада може бути важливим та відповідальним заходом, оскільки на сучасному етапі селекції роль спадковості плідників у генетичному поліпшенні порід надзвичайно велика. Тому при формуванні високопродуктивного стада є сенс використовувати бугаїв, дочки яких характеризуються високою молочною продуктивністю, скороспілістю та відповідають параметрам будови тіла, а систематична оцінка бугаїв за якістю нащадків сприятиме поліпшенню стада корів та збільшенню рентабельності галузі молочного скотарства (Ведмеденко, 2021).

При цьому, фенотипова компонента мінливості груп напівсестер за батьком та особин різної лінійної належності певною мірою (часом

істотно) коливається протягом різних років господарського використання і у різних стадах. Це зумовлює необхідність проведення постійного генетичного моніторингу за селекційними групами та роками господарського використання у стадах молочної худоби (Гладій та ін, 2014а).

Основною *метою* роботи було визначення впливу батьків корів та належності до лінії на формування основних ознак молочної продуктивності худоби.

Для вирішення цієї мети було поставлено наступні *завдання*:

- провести аналіз впливу походження за батьком на основні ознаки молочної продуктивності;
- визначити рівень вікової компоненти мінливості ознак молочної продуктивності та її асоціацію із походженням за батьком;
- встановити відносну роль походження за батьком та лінійної належності корів у формуванні вікової мінливості основних ознак молочної продуктивності.

При виконанні роботи було використано первинні дані щодо молочної продуктивності великої рогатої худоби голштинської породи в умовах ПрАТ «Племзавод «Степной» Кам'янсько-Дніпровського району Запорізької області ($n = 238$ голів), які отелились протягом 2014-2017 років. Всі тварини були нащадками 14 бугаїв-плідників, які належали до п'яти ліній.

Для кожної особини було визначено наступні ознаки молочної продуктивності за перші три лактації: тривалість лактації (DIM), загальний надій за лактацію (ТМУ), надій за 305 днів лактації (МУ305), вміст жиру в молоці (FP) та вміст білка в молоці (PP).

Перевірку гіпотези щодо однорідності середніх по групах напівсестер, які були нащадками окремих бугаїв-плідників, було виконано на підставі алгоритму дисперсійного аналізу (one-way ANOVA). Оцінку ступеня впливу фактора «бугай-плідник» було проведено за формулою:

$$\eta^2 = \frac{F - 1}{F - 1 + n'}, \quad (3.1)$$

де F – оцінка дисперсійного відношення Фішера-Снедекора; n' – оцінка середнього геометричного обсягів окремих груп дисперсійного комплексу.

Для зручності, отриману оцінку η^2 було представлено у відсотках.

Рівень значущості оцінки η^2 відповідав рівню значущості оцінки дисперсійного відношення Фішера-Снедекора певного дисперсійного

комплексу, градації якого відповідали окремим бугаям-плідникам, а строчки – їх дочкам.

Крім того, було використано алгоритм двофакторного ієрархічного дисперсійного аналізу (nested ANOVA), де градаціями першого фактора були окремі лінії, а градаціями другого – окремі бугаї-плідники, ієрархічно включені у відповідні градації фактора «лінія».

Всі статистичні розрахунки було проведено на підставі алгоритмів, що описано у посібнику С. Крамаренко та ін. (2019) за допомогою програмного забезпечення MS Excel та PAST v. 2.14 (Hammer et al., 2001).

Було встановлено, що корови-первістки різного походження характеризувалися дуже значним рівнем мінливості основних ознак молочної продуктивності (табл. 3.1).

Таблиця 3.1

Аналіз впливу походження за батьком на ознаки молочної продуктивності корів-первісток

Інвентарний номер та кличка батька	<i>n</i>	DIM, днів	ТМУ, кг	МУ305, кг	FP, %	PP, %
101709244 Нірвана	16	350,1	10197,6	8902,1	4,22	3,27
207184648 Самуело	24	348,5	10257,6	9291,3	4,17	3,23
60700461 Хіатт	12	309,8	9688,6	9502,9	4,29	3,27
7352184 Унгут	21	339,9	9894,8	9033,1	4,23	3,26
7418701 Твістер	14	338,7	10171,3	9345,7	4,29	3,29
9498163 Гармоні	15	377,5	11077,9	9282,1	4,13	3,23
СА 948124 Сідней	17	336,7	10161,7	9392,1	4,30	3,30
СА 94329 Роллінгстоу	27	341,0	9992,4	9048,7	4,30	3,30
UA 948 Кингли	11	369,0	12307,3	10530,0	4,30	3,30
US 40841 Клевеланд	19	313,5	9137,6	8934,2	4,30	3,30
US 90982 Бахелор	20	341,4	10605,2	9564,4	4,31	3,31
9434213 Тандем	15	311,3	9054,3	8975,0	4,25	3,27
СА 10785322 Ломакс	11	330,5	11429,8	10638,6	4,30	3,30
СА 8641364 Пагевайр	15	318,3	10396,8	10006,3	4,30	3,30
<i>F</i>(13; 223)	-	1,12	1,85	2,71	8,44	6,50
<i>P</i>	-	ns	0,037	0,001	< 0,001	< 0,001

Примітки: *n* – кількість записів. *F*(*P*) – оцінка критерію Фішера-Снедекора та його рівень значущості. DIM – тривалість лактації; ТМУ – загальний надій за лактацію; МУ305 – надій за 305 днів лактації; FP – вміст жиру в молоці; PP – вміст білка в молоці. ns – *P* > 0,05.

За розмаху середньої тривалості лактації від 309,8 (дочки 60700461 Хіатт) до 377,5 днів (дочки 9498163 Гармоні) сумарний надій варіював від 9054,3 (дочки 9434213 Тандем) до 12307,3 кг (дочки UA 948 Кингли). При цьому, оцінки середнього надою коливалися від 8975,0 (дочки 9434213 Тандем) до 10530,0 кг (дочки UA 948 Кингли).

Раніше також було виявлено значну диференціацію молочної продуктивності за 305 днів I-ї лактації у дочок різних бугаїв-плідників, що свідчить про значну неоднорідність стад за основними селекційними ознаками (Войтенко та Сидоренко, 2020). Для тварин української червоної молочної породи було встановлено значний рівень диференціації між групами напівсестер за батьком і різної лінійної належності, що забезпечує можливість результативної селекції через переважне використання бугаїв-поліпшувачів і плідників кращих заводських ліній (Гладій та ін, 2014а).

У роботі (Даньків та ін., 2018) було встановлено, що на формування і прояв ознак молочної продуктивності корів-первісток симентальської комбінованої (молочно-м'ясної) породи, помітний вплив мали їх батьки та належність до певної лінії.

Вірогідний вплив походження за батьком на живу масу дочок симентальської породи було встановлено лише на живу масу корів у віці 15 міс. ($P < 0,05$) та 18 міс. ($P < 0,01$), при цьому, тварини, які характеризувалися вірогідно вищими показниками живої маси у різні вікові періоди вирощування, відзначилися в майбутньому високою молочною продуктивністю (Кучер та ін., 2022).

В роботі (Сіряк та ін., 2019) також було показано, що походження за батьком вірогідно впливало на формування живої маси та прирости у різні вікові періоди, а також на основні ознаки молочної продуктивності корів-первісток.

Характерно, що корови-первістки, які походили від бугая 9498163 Гармоні та мали найтривалішу лактацію, демонстрували найнижчий рівень вмісту жиру (4,13%) та білка (3,23%) в молоці. Дана закономірність простежувалася також на індивідуальному рівні – із збільшенням тривалості лактації вміст жиру і білка в молоці мав вірогідну (в обох випадках: $P < 0,05$) тенденцію до зниження; особливо це проявлялося для рівня жирномолочності. Крім того, було відмічено високо вірогідну кореляцію між вмістом жиру і білка в молоці корів-первісток ($r = 0,887$; $P < 0,001$).

Раніше високі позитивні корелятивні зв'язки вже було встановлено між масовими частками жиру й білка в молоці для корів

української чорно-рябої молочної породи одного з господарств Півдня України. З іншого боку, негативний зв'язок було встановлено між тривалістю лактації та якісними показниками молочної продуктивності (Ведмеденко, 2021). Високо вірогідну кореляцію між масовими частками жиру й білка в молоці також раніше було відмічено для корів-дочок різних бугаїв-плідників голштинської породи (Підпала та ін., 2019).

В цілому, вплив походження за батьком мав наступні оцінки: для сумарного надою – $\eta^2 = 4,9\%$ ($P = 0,037$); для надою за 305 днів лактації – $\eta^2 = 9,5\%$ ($P = 0,001$); для вмісту жиру в молоці – $\eta^2 = 31,3\%$ ($P < 0,001$); для вмісту білка в молоці – $\eta^2 = 25,2\%$ ($P < 0,001$).

Раніше (Адміна та ін., 2019) було виявлено, що вплив бугаїв-плідників української чорно-рябої молочної породи на надій та якісний склад молока їхніх дочок мав наступний прояв: для добового надою – $\eta^2 = 18,6\%$ ($P < 0,05$); для вмісту жиру в молоці – $\eta^2 = 6,7\%$ ($P < 0,01$); для вмісту білка в молоці – $\eta^2 = 4,4\%$ ($P < 0,001$); для вмісту соматичних клітин – $\eta^2 = 4,1\%$ ($P < 0,05$).

В роботі (Піддубна та ін., 2021) було отримано оцінки впливу походження за батьком на основні ознаки молочної продуктивності, що є більш близькими до наших: для надою – $\eta^2 = 11,4\%$ ($P < 0,001$); для вмісту жиру в молоці – $\eta^2 = 31,0\%$ ($P < 0,001$); для вмісту білка в молоці – $\eta^2 = 31,5\%$ ($P < 0,001$). При цьому, оцінки впливу лінійної належності бугаїв-плідників були в 2-3 рази нижчими, ніж оцінки впливу походження за батьком.

В роботі (Філіпенко, 2020) було показано, що фактор «бугай-плідник» вірогідно впливав на добові надої, вміст жиру і білка та кількість соматичних клітин у молоці їх дочок української чорно-рябої та червоно-рябої молочних порід. За силою впливу цього фактора на показники добових надоїв було отримано наступні результати: середньодобовий надій – $\eta^2 = 2,1\%$, вміст жиру – $\eta^2 = 4,2\%$, вміст білка – $\eta^2 = 8,2\%$, кількість соматичних клітин – $\eta^2 = 1,1\%$ (у всіх випадках: $P < 0,001$).

Вірогідного впливу походження за батьком на основні ознаки молочної продуктивності за II-у та III-ю лактацію не встановлено. Хоча мала місце певна вікова мінливість їх прояву у корів різного походження (табл. 3.2).

Як і можна було очікувати, для всіх досліджених ознак було встановлено високо вірогідний вплив віку (тобто, номеру лактації),

тоді як генотипова компонента мінливості (тобто, походження за батьком) була вірогідною лише для тривалості лактації ($P = 0,005$).

Таблиця 3.2

Результати двофакторного дисперсійного аналізу (модель з випадковими факторами) впливу походження за батьком (А), номеру лактації (В) та їх спільного впливу (А×В) на ознаки молочної продуктивності корів

Ознака	Походження А ($df = 13$)	Номер лактації В ($df = 2$)	Спільний вплив А×В ($df = 24$)
DIM	3,89 ($P = 0,005$)	15,34 ($P < 0,001$)	0,66 (ns)
ТМУ	1,37 (ns)	22,86 ($P < 0,001$)	1,09 (ns)
МУ305	1,29 (ns)	25,66 ($P < 0,001$)	1,39 (ns)
FP	0,99 (ns)	7,07 ($P = 0,004$)	5,62 ($P < 0,001$)
PP	1,12 (ns)	8,25 ($P = 0,002$)	3,84 ($P < 0,001$)

Примітки: DIM – тривалість лактації; ТМУ – загальний надій за лактацію; МУ305 – надій за 305 днів лактації; FP – вміст жиру в молоці; PP – вміст білка в молоці. P – рівень значущості. df – число ступенів свободи. ns – $P > 0,05$.

Дійсно, середня тривалість лактації коливалася з віком дуже значно – зростала від 337,8 днів (у корів-первісток) до 377,8 днів (у корів за II-ю лактацію), але потім знижувалася до 357,7 днів (у корів за III-ю лактацію).

Спільний вплив походження і номеру лактації було встановлено для вмісту жиру та білка в молоці (в обох випадках: $P < 0,001$). Це зумовлювалося нерівномірними змінами рівня жирно- та білково-молочності у корів різного походження, що мали місце протягом I-III-ї лактацій. Хоча, в цілому для досліджуваних корів молочного стада, як і можна було очікувати, середні оцінки надою (як сумарного, так і за 305 днів лактації) вірогідно зростали у тварин за II-III-ю лактацію у порівнянні із оцінками корів-первісток (в обох випадках: $P < 0,001$).

У роботі (Базишина, 2017) також було відмічено, що найбільшого ефекту від проведення селекції за батьком можна очікувати за першу лактацію.

Оскільки всі бугаї відносилися до різних ліній, нами також було проведено аналіз впливу цієї лінійної належності на характер мінливості основних ознак молочної продуктивності корів. Встановлено, що лінійна структура впливала лише на вміст жиру та

білка в молоці корів дослідного стада, але лише під час I-ї лактації (табл. 3.3).

Таблиця 3.3

Аналіз впливу лінії бугая на ознаки молочної продуктивності корів за I-III-ю лактації

Лінія	<i>n</i>	DIM, днів	ТМУ, кг	МУ305, кг	FP, %	PP, %
I-а лактація						
Старбака	46	339,5	10264,2	9304,6	4,27	3,29
Белла	35	342,9	10626,0	9714,7	4,21	3,25
Чіфа	42	313,4	9715,0	9494,2	4,28	3,28
Валіанта	65	339,5	10005,1	9133,4	4,28	3,29
Елевейшна	49	351,7	10625,9	9415,5	4,25	3,28
<i>F</i>(4; 233)	-	1,67	1,24	1,30	3,46	3,17
<i>P</i>	-	ns	ns	ns	0,009	0,0015
II-а лактація						
Старбака	46	367,5	11759,1	10565,3	4,30	3,30
Белла	36	391,6	12264,0	10469,2	4,30	3,30
Чіфа	42	338,8	11964,3	11112,6	4,30	3,30
Валіанта	65	382,5	12558,1	10886,9	4,30	3,30
Елевейшна	49	404,6	12667,8	10450,7	4,30	3,30
<i>F</i>(4; 233)	-	1,93	0,52	0,98	1,51	2,01
<i>P</i>	-	ns	ns	ns	ns	ns
III-я лактація						
Старбака	14	393,6	11440,1	10183,5	4,31	3,30
Белла	16	403,1	11413,1	9754,3	4,28	3,29
Чіфа	31	329,3	11842,0	11247,1	4,31	3,30
Валіанта	25	334,1	10570,2	10215,5	4,31	3,30
Елевейшна	21	369,3	12553,5	11184,5	4,30	3,30
<i>F</i>(4; 102)	-	2,41	0,96	1,46	1,06	0,66
<i>P</i>	-	ns	ns	ns	ns	ns

Примітки: *n* – кількість записів. *F*(*P*) – оцінка критерію Фішера-Снедекора та його рівень значущості. DIM – тривалість лактації; ТМУ – загальний надій за лактацію; МУ305 – надій за 305 днів лактації; FP – вміст жиру в молоці; PP – вміст білка в молоці. ns – *P* > 0,05.

У роботі (Войтенко, Сидоренко, 2020) було встановлено, що походження за батьком корів української чорно-рябої, української червоно-рябої та української червоної молочних порід чинило більш

суттєвий вплив на їх продуктивність у порівнянні із лінією. Потомство бугаїв-плідників однієї лінії у межах відповідної породи характеризувалося значною диференціацією молочної продуктивності.

Ці відмінності стосувалися лише корів лінії Белла, які характеризувалися найнижчими оцінками вмісту жиру та білка в молоці (4,21% та 3,25% відповідно). Хоча, при цьому, середній надій за 305 днів у корів-первісток цього походження був найвищим (див. табл. 3.3).

Результати двофакторного ієрархічного дисперсійного аналізу впливу лінії та окремих бугаїв (у межах цих ліній) на основні ознаки молочної продуктивності корів показали, що встановлені вище міжлінійні відмінності (див. табл. 3.3) зумовлені, насамперед, внутрішньо-лінійною варіабельністю між нащадками різних бугаїв (табл. 3.4).

Таблиця 3.4

Результати двофакторного ієрархічного дисперсійного аналізу (модель з випадковими факторами) впливу лінії (A) та походження за батьком (B(A)) на ознаки молочної продуктивності корів за I-III-ю лактаціями

Ознака	I-а лактація		II-а лактація		III-я лактація	
	Лінія A (<i>df</i> = 4)	Батько B(A) (<i>df</i> = 9)	Лінія A (<i>df</i> = 4)	Батько B(A) (<i>df</i> = 9)	Лінія A (<i>df</i> = 4)	Батько B(A) (<i>df</i> = 7)
DIM	1,94 (ns)	0,87 (ns)	1,84 (ns)	1,05 (ns)	3,05 (ns)	0,87 (ns)
TMY	0,59 (ns)	2,09 (<i>P</i> = 0,031)	0,34 (ns)	1,49 (ns)	0,99 (ns)	0,98 (ns)
MY305	0,41 (ns)	3,28 (<i>P</i> < 0,001)	0,81 (ns)	1,20 (ns)	1,00 (ns)	1,28 (ns)
FP	0,43 (ns)	10,11 (<i>P</i> < 0,001)	2,14 (ns)	0,72 (ns)	-	-
PP	0,49 (ns)	7,62 (<i>P</i> < 0,001)	1,54 (ns)	1,29 (ns)	-	-

Примітки: DIM – тривалість лактації; TMY – загальний надій за лактацією; MY305 – надій за 305 днів лактації; FP – вміст жиру в молоці; PP – вміст білка в молоці. *P* – рівень значущості. *df* – число ступенів свободи. ns – *P* > 0,05.

Тобто, рівень мінливості основних ознак молочної продуктивності корів-первісток обумовлюється не стільки їх належністю до окремих ліній, скільки характером мінливості між нащадками різних бугаїв однієї лінії.

Раніше вже було встановлено, що надій корів-первісток української чорно-рябої молочної, української червоно-рябої молочної та української червоної молочної породи в більшій мірі був обумовлений племінною цінністю їх батька, в той час як належність до лінії справляла значно менший вплив (Войтенко та Сидоренко, 2020). Аналогічні результати було виявлено і стосовно оцінок впливу походження за батьком та належності до лінії на екстер'єрні ознаки корів української червоної молочної породи (Гладій та ін, 2014а).

Але цей вплив мав місце лише під час I-ї лактації, тоді як для корів за II-III-ю лактації вірогідного впливу ані лінійної належності, ані походження за батьком не було встановлено (див. табл. 3.4).

Для тварин української червоної та чорно-рябої молочних порід великої рогатої худоби раніше вже було встановлено, що походження за батьком обумовлювало 7...61%, а належність до лінії чи спорідненої групи 3...51% загальної фенотипової мінливості основних ознак молочної продуктивності, відтворювальної здатності та екстер'єру (Базишина, 2017).

При дослідженні рівня молочної продуктивності дочок 36 бугаїв 18 ліній та споріднених груп, що належали до трьох порід і типів (південного внутрішньопорідного типу української чорно-рябої молочної та жирномолочного і голштинізованого типів української червоної молочної порід) було встановлено, що із генетичних факторів вплив на надій батька складав – $\eta^2 = 19\%$ ($P < 0,001$), вплив лінії – $\eta^2 = 13\%$ ($P < 0,001$), а породи – $\eta^2 = 13\%$ ($P < 0,001$). Аналогічні тенденції було відмічено і стосовно вмісту жиру та білка в молоці (Гладій та ін, 2014б).

Серед головних генотипових факторів, що зумовлювали рівень молочної продуктивності корів української червоно-рябої молочної породи найбільший вплив мало походження за батьком. Його сила впливу на надій становила 23,5%, на вміст жиру і білка в молоці – 15,2 та 24,5% (у всіх випадках: $P < 0,05...0,001$), а друге місце займала лінійна належність – її вплив становив 20,7, 10,1 та 12,3% (у всіх випадках: $P < 0,05...0,01$), відповідно (Димчук та Понько, 2022).

Для корів української бурої молочної породи оцінки впливу походження за батьком на надій за I-у та III-ю лактації становили

26,6% та 25,6%, відповідно (в обох випадках: $P < 0,001$), тоді як оцінки впливу лінійної належності бугаїв-плідників були на один порядок нижчими і вірогідними лише для корів-первісток (Скляренко, 2018).

В роботі (Філіпенко, 2020) було зроблено висновок, що оцінку і селекцію за ознаками молочної продуктивності доцільно вести по окремих бугаях-плідниках, а не за лінійною належністю, оскільки сила впливу фактора «бугай-плідник» на ці ознаки та кількість випадків діагностики захворюваності маститом їх дочок більша, ніж фактора «лінійна належність».

Висновки. В цілому, вплив походження за батьком мав наступні оцінки: для сумарного надою – $\eta^2 = 4,9\%$ ($P = 0,037$); для надою за 305 днів лактації – $\eta^2 = 9,5\%$ ($P = 0,001$); для вмісту жиру в молоці – $\eta^2 = 31,3\%$ ($P < 0,001$); для вмісту білка в молоці – $\eta^2 = 25,2\%$ ($P < 0,001$). На основні ознаки молочної продуктивності корів за II-у та III-ю лактацію вірогідного впливу походження за батьком не встановлено.

Спільний вплив походження і номеру лактації було встановлено для вмісту жиру та білка в молоці (в обох випадках: $P < 0,001$). Це зумовлювалося нерівномірними змінами рівня жирно- та білковомолочності у корів різного походження, що мали місце протягом I-III-ї лактацій.

Встановлено, що лінійна структура впливала лише на вміст жиру та білка в молоці корів дослідного стада, але лише під час I-ї лактації. Результати двофакторного ієрархічного дисперсійного аналізу впливу лінії та окремих бугаїв (в межах цих ліній) показали, що встановлені вище міжлінійні відмінності зумовлені, насамперед, внутрішньо-лінійною варіабельністю між нащадками різних бугаїв.

Отже, рівень мінливості основних ознак молочної продуктивності корів-первісток обумовлюється не стільки їх належністю до окремих ліній, скільки характером мінливості між нащадками різних бугаїв однієї лінії.

РОЗДІЛ 4

ВПЛИВ ВІКУ ПЕРШОГО ОСІМЕНІННЯ НА МОЛОЧНУ ПРОДУКТИВНІСТЬ КОРІВ

Проблема відтворення стада стає все більш актуальною у зв'язку із низькими оцінками виходу телят на 100 корів (Любецький та Масалович, 2016). Щорічні отелення підвищують рентабельність виробництва молока, а регулярне одержання телят дозволяє проводити селекційно-племінну роботу на високому рівні та є передумовою розширеного відтворення стада. Проблема визначення оптимального віку першого осіменіння та першого отелення, тривалості сервіс- та міжотельного періодів, за яких проявляється найвищий рівень молочної продуктивності корів, треба розглядати в конкретних умовах їх використання. Оптимізація відтворних якостей дійних корів сприяє повній реалізації їх генетичного потенціалу за ознаками молочної продуктивності (Федорович та Бабік, 2015).

Ефективність відтворення великої рогатої худоби значною мірою залежить від віку першого осіменіння ремонтних телиць та першого отелення корів-первісток. Загальновідомо, що цей вік значно впливає на продуктивність та прояв основних селекційних ознак тварин. Тому, при організації відтворення цим показникам, а також живій масі тварин у ці періоди, необхідно приділяти найбільшу увагу. Оптимальним віком першого отелення корови треба вважати такий, за якого особина характеризується довголіттям господарського використання та високою молочною продуктивністю, починаючи вже з першої лактації, за умов збереження доброго здоров'я та при низькій собівартості отриманої продукції (Гончаренко, 2020).

При цьому, при визначенні терміну першого осіменіння телиць необхідно враховувати, що раннє осіменіння, насамперед, недорозвинених телиць може гальмувати їх подальший ріст та розвиток, від них народжуються дрібні телята, вони характеризуються нижчими надоями молока. З іншого боку, за пізнього терміну першого осіменіння телиць отримують менше телят та молока протягом терміну їх продуктивного використання (Коропець та ін., 2013).

Встановлено, що сила впливу віку першого осіменіння на надій та вихід молочного жиру і білка за 305 днів лактації первісток перевищувала 50%, тоді як, вплив живої маси у цьому віці на показники продуктивності корів становив від 20...33% (Іляшенко,

2017). Також було встановлено, що зменшення віку першого осіменіння ремонтних теличок позитивно впливало на їх оцінки індексів відтворення та плодючості, молочну продуктивність та економічну ефективність галузі молочного скотарства в цілому (Дьяченко, 2022).

Вік першого отелення впливав також на загальну тривалість господарського використання корів. Вирощування ремонтних телиць і одержання першого отелення від них у віці 24-27 міс. було більш ефективним із селекційної та господарсько-економічної точок зору. Пізнє парування телиць негативно впливало на їх запліднювальну здатність (Лесновська та ін., 2023).

Основною метою роботи було проведення аналізу впливу віку першого осіменіння на основні ознаки молочної продуктивності корів.

Було використано первинні дані щодо молочної продуктивності корів голштинської породи, які утримувалися в умовах ПрАТ «Племзавод «Степной» Кам'янсько-Дніпровського району Запорізької області ($n = 238$ голів) протягом 2014-2017 років.

Для кожної особини оцінювалися наступні ознаки молочної продуктивності: тривалість лактації (DIM), загальний надій за лактацію (ТМУ), надій за 305 днів лактації (МУ305), вміст жиру в молоці (FP) та вміст білка в молоці (PP) за перші три лактації.

Для аналізу впливу віку першого осіменіння на основні ознаки молочної продуктивності корів усіх тварин було об'єднано в групи, відповідно до віку їх першого осіменіння: 13 міс., 14 міс., 15 міс., і т.ін. Остання група (21+ міс.) містила тварин, яких було вперше запліднено у віці 21 міс. або старше.

Перевірку гіпотези щодо впливу групи тварин на основні ознаки їх молочної продуктивності (у розрізі перших трьох лактацій) було проведено на підставі алгоритму однофакторного дисперсійного аналізу. Порівняння окремих групових середніх було проведено на підставі алгоритму *post-hoc analysis*.

Крім того, було використано алгоритм двофакторного дисперсійного аналізу (модель з випадковими факторами) для встановлення рівня вірогідності впливу номеру лактації, віку першого осіменіння та їх спільного впливу на ознаки молочної продуктивності корів.

На підставі отриманих під час аналізу оцінок групових середніх було побудовано модель динаміки надою за 305 днів лактації залежно від віку першого осіменіння корів за використання алгоритму

поліному II-го ступеня. Рівень адекватності моделі було визначено на підставі оцінки коефіцієнта детермінації (R^2).

Весь статистичний аналіз було проведено на підставі посібника С. Крамаренка та ін. (2019) за допомогою табличного редактора MS Excel та програми PAST v. 2.14 (Hammer et al., 2001).

Вік першого осіменіння вірогідно впливав лише на вміст жиру та білка в молоці корів-первісток (в обох випадках: $P < 0,001$). При цьому, ці відмінності були зумовлені різким зниженням рівня жирномолочності корів-первісток, яких було запліднено у віці 18 міс., та зниженням рівням білково-молочності корів-первісток, яких було запліднено у віці 17-18 міс. (табл. 4.1). При цьому, найвищі оцінки середнього вмісту жиру та білка в молоці було відмічено серед тварин, яких було запліднено у наймолодшому (13-15 міс.) або у найстаршому (21 міс. або пізніше) віці.

Таблиця 4.1

Аналіз впливу віку першого осіменіння на ознаки молочної продуктивності корів за I-у лактацію

Вік першого осіменіння, міс.	<i>n</i>	DIM, днів	ТМУ, кг	МУ305, кг	FP, %	PP, %
13	43	327,4	9878,5	9294,8	4,30	3,30
14	53	341,0	10497,7	9495,8	4,30	3,30
15	36	327,8	10227,5	9615,2	4,28	3,28
16	31	349,3	10266,3	9211,1	4,25	3,27
17	17	328,2	10118,0	9415,6	4,23	3,25
18	28	342,5	10178,0	9321,9	4,18	3,25
19	9	352,0	10326,4	8948,7	4,23	3,27
20	10	348,4	9872,3	8795,9	4,24	3,26
21+	10	347,5	10684,8	9759,8	4,27	3,28
<i>F</i>(8; 228)	-	0,43	0,28	0,77	5,50	4,21
<i>P</i>	-	ns	ns	ns	< 0,001	< 0,001

Примітки: *n* – кількість записів. *F*(*P*) – оцінка критерію Фішера-Снедекора та його рівень значущості. DIM – тривалість лактації; ТМУ – загальний надій за лактацію; МУ305 – надій за 305 днів лактації; FP – вміст жиру в молоці; PP – вміст білка в молоці. ns – $P > 0,05$.

Щодо надою за 305 днів лактації корів-первісток, простежувалася тенденція до нелінійного зв'язку цього показника із віком першого осіменіння; мало місце поступове збільшення надою зі зростанням віку першого осіменіння (із досягненням максимуму у віці 15-16 міс.), а

потім спостерігалось різке зниження рівня молочної продуктивності серед тварин, яких було запліднено у більш пізньому віці (рис. 4.1А). Характерно, що після виключення групи тварин, яких було запліднено у віці 16 міс., рівень вірогідності цієї моделі (оцінка коефіцієнта детермінації – R^2) збільшувався з 80,76% до 95,60% (рис. 4.1В).

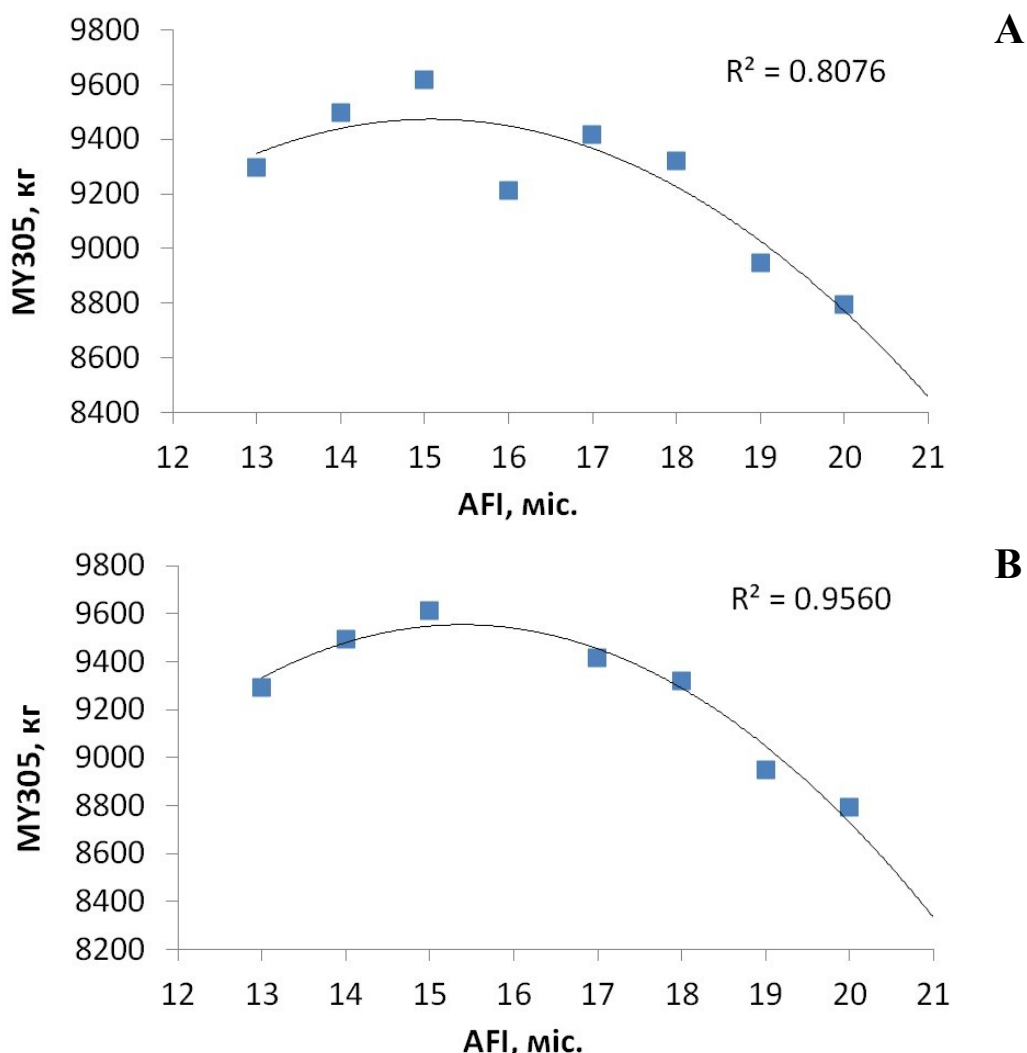


Рис. 4.1. Динаміка надою за 305 днів лактації залежно від віку першого осіменіння корів-первісток

Примітки: А – загальна модель; В – без урахування групи тварин, яких було запліднено у віці 16 міс. AFI – вік першого осіменіння. MY305 – надій за 305 днів лактації. R^2 – коефіцієнт детермінації.

Вік першого осіменіння корів не вплинув на основні ознаки молочної продуктивності під час II-ї лактації, хоча було відмічено певну тенденцію ($P = 0,086$) для тривалості лактації (табл. 4.2). Вірогідні відмінності було відмічено між групами тварин, яких було запліднено у віці 14-15 міс., з одного боку, та 19 міс., з іншого (*post-hoc analysis*; в обох випадках $P < 0,05$).

Знову ж таки, для надою за 305 днів II-ї лактації відмічалася аналогічна тенденція до нелінійного зв'язку цього показника із віком першого осіменіння (рис. 4.2А).

Таблиця 4.2

Аналіз впливу віку першого осіменіння на ознаки молочної продуктивності корів за II-у лактацію

Вік першого осіменіння, міс.	<i>n</i>	DIM, днів	ТМУ, кг	МУ305, кг	FP, %	PP, %
13	43	400,6	12463,6	10596,0	4,30	3,30
14	53	357,3	11834,8	10749,8	4,30	3,30
15	36	342,6	12142,3	11305,0	4,31	3,30
16	31	390,2	11725,6	10061,0	4,30	3,30
17	17	390,4	12907,3	10822,4	4,30	3,30
18	28	380,5	12707,0	10853,5	4,30	3,30
19	9	465,5	13402,0	9833,4	4,31	3,30
20	10	331,8	11093,4	10383,2	4,30	3,30
21+	10	406,3	13795,6	11507,7	4,30	3,30
<i>F</i>(8; 228)	-	1,76	0,74	1,38	1,15	1,38
<i>P</i>	-	0,086[#]	ns	ns	ns	ns

Примітки: *n* – кількість записів. *F*(*P*) – оцінка критерію Фішера-Снедекора та його рівень значущості. DIM – тривалість лактації; ТМУ – загальний надій за лактацію; МУ305 – надій за 305 днів лактації; FP – вміст жиру в молоці; PP – вміст білка в молоці. ns – *P* > 0,05.

При виключенні із загальної моделі групи тварин, яких було запліднено у віці 16 міс., рівень вірогідності цієї моделі (оцінка коефіцієнта детермінації – R^2) збільшувався майже вдвічі – з 21,59% до 50,54% (рис. 4.2В).

Нарешті, у віці III-ї лактації вірогідний вплив віку першого осіменіння було відмічено лише для тривалості лактації (*P* = 0,042). Вірогідні відмінності було відмічено між групами тварин, яких було запліднено у віці 14 міс., з одного боку, та 15, 18 та 21+ міс., з іншого (*post-hoc analysis*; у всіх випадках *P* < 0,05). Крім того, було відмічено певну тенденцію (*P* = 0,069...0,077) для вмісту жиру та білка в молоці, насамперед, через різке зниження відповідних оцінок серед тварин, яких було вперше запліднено у віці 19 міс. (табл. 4.3).

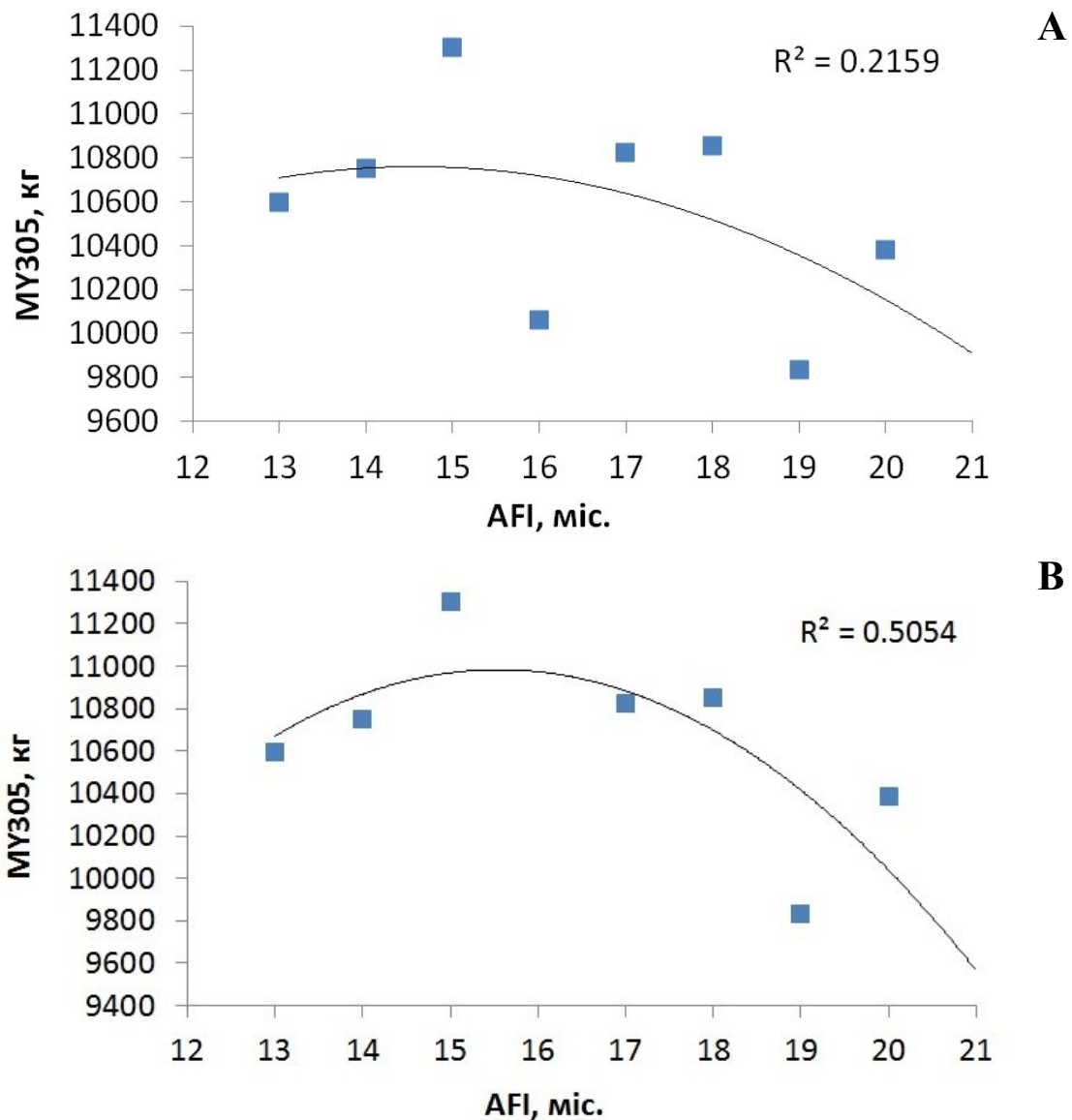


Рис. 4.2. Динаміка надою за 305 днів II-ї лактації залежно від віку першого осіменіння корів

Примітки: А – загальна модель; В – без врахування групи тварин, яких було запліднено у віці 16 міс. AFI – вік першого осіменіння. MY305 – надій за 305 днів лактації. R^2 – коефіцієнт детермінації.

Результати двофакторного дисперсійного аналізу (табл. 4.4) впливу номера лактації та віку першого осіменіння, як і очікувалося, доводили наявність вірогідного впливу номера лактації на всі використані в аналізі ознаки молочної продуктивності (у всіх випадках: $P < 0,001$). Вірогідний вплив фактора «вік першого осіменіння» було доведено лише для якісних ознак молочної продуктивності – вмісту жиру ($P < 0,001$) та білка в молоці корів ($P = 0,004$).

Таблиця 4.3

Аналіз впливу віку першого осіменіння на ознаки молочної продуктивності корів за III-ю лактацією

Вік першого осіменіння, міс.	<i>n</i>	DIM, днів	ТМУ, кг	МУ305, кг	FP, %	PP, %
13	10	336,5	11885,8	11347,6	4,30	3,30
14	16	307,4	10192,7	10359,2	4,31	3,30
15	15	408,0	12750,1	10565,3	4,31	3,30
16	12	328,2	11229,3	10587,8	4,31	3,30
17	10	371,4	12203,9	10668,9	4,30	3,30
18	21	394,1	12476,6	11077,4	4,30	3,30
19	7	343,1	9762,7	9306,1	4,25	3,26
20	10	312,4	10378,7	10250,2	4,32	3,31
21+	6	403,0	12272,3	10974,0	4,30	3,30
<i>F</i>(8; 98)		2,10	1,16	0,46	1,85	1,90
<i>P</i>		0,042	ns	ns	0,077[#]	0,069[#]

Примітки: *n* – кількість записів. *F*(*P*) – оцінка критерію Фішера-Снедекора та його рівень значущості. DIM – тривалість лактації; ТМУ – загальний надій за лактацію; МУ305 – надій за 305 днів лактації; FP – вміст жиру в молоці; PP – вміст білка в молоці. ns – *P* > 0,05.

Більше того, для цих же ознак було встановлено наявність вірогідного спільного впливу факторів «номер лактації» та «вік першого осіменіння» (у обох випадках: *P* < 0,001).

Таблиця 4.4

Результати двофакторного дисперсійного аналізу (модель з випадковими факторами) впливу номера лактації (А), віку першого осіменіння (В) та їх спільного впливу (А×В) на ознаки молочної продуктивності корів

Ознака	Номер лактації А (<i>df</i> = 2)	Вік першого осіменіння В (<i>df</i> = 8)	Спільний вплив А×В (<i>df</i> = 16)
DIM	8,29 (<i>P</i> < 0,001)	1,60 (ns)	1,65 (<i>P</i> = 0,052 [#])
ТМУ	19,34 (<i>P</i> < 0,001)	1,25 (ns)	0,80 (ns)
МУ305	24,71 (<i>P</i> < 0,001)	1,64 (ns)	0,46 (ns)
FP	32,67 (<i>P</i> < 0,001)	4,02 (<i>P</i> < 0,001)	3,68 (<i>P</i> < 0,001)
PP	30,22 (<i>P</i> < 0,001)	2,87 (<i>P</i> = 0,004)	3,06 (<i>P</i> < 0,001)

Примітки: DIM – тривалість лактації; ТМУ – загальний надій за лактацію; МУ305 – надій за 305 днів лактації; FP – вміст жиру в молоці; PP – вміст білка в молоці. *P* – рівень значущості. *df* – число ступенів свободи. ns – *P* > 0,05.

Отже, формування жирно- та білковомолочності у корів залежно від віку першого осіменіння забезпечується різними механізмами у різному віці. При цьому, найбільшою мірою вплив віку першого осіменіння мав прояв у корів-первісток (див. табл. 4.1).

В таблиці 4.5 наведено результати літературного пошуку щодо оцінювання віку першого осіменіння, при якому відмічався найвищий рівень молочної продуктивності корів різних порід.

Таблиця 4.5

Вік першого осіменіння, при якому відмічався найвищий рівень молочної продуктивності корів різних порід України (за літературними та власними даними)

Порода	Вік першого осіменіння, міс.	Жива маса	Джерело
1	2	3	4
Айрширська	16,0-18,0	-	Федорович, Бабік, 2015
Бура карпатська	18,0-20,0	-	Федорович, 2017
Симентальська	18,0-20,0	-	Оріхівський та ін., 2015
Гоштинська	15,0-16,0	-	власні дані
Українська червона молочна	14,5-15,0	420-439 кг	Іляшенко, 2017
Українська червона молочна	20,0-21,0	-	Китаєва, Проноза, 2011
Українська червона молочна	16,0-17,0	понад 400 кг	Коропець та ін., 2013
Українська червона молочна	16,0-18,0	-	Лесновська та ін., 2023
Українська червоно-ряба молочна	16,0-18,0	-	Федорович та ін., 2019
Українська червоно-ряба молочна	16,0-18,0	-	Димчук, Понько, 2022
Українська червоно-ряба молочна	16,0-19,0	360-410 кг	Лівінський, 2016
Українська червоно-ряба молочна (прикарпатський внутрішньопородний тип)	16,0-18,0	-	Любинський та ін., 2011

Продовження табл. 4.5

1	2	3	4
Українська чорно-ряба молочна	не більше 17 міс.	380-400 кг	Дяченко, 2022
Українська чорно-ряба молочна	18,0-20,0	-	Карлова та ін., 2018
Українська чорно-ряба молочна	16,0-18,0	400 кг	Кузів, 2014
Українська чорно-ряба молочна	18,0-19,0 та старше	-	Лесновська та ін., 2023
Українська чорно-ряба молочна	16,0-18,0	-	Новак та ін., 2012
Українська чорно-ряба молочна	до 16,0	406-435 кг	Пославська та ін., 2016
Українська чорно-ряба молочна	16,0-17,0	-	Шпетний та ін., 2021
Українська чорно-ряба молочна	16,0-18,0	-	Шуляр, 2019
Українська чорно-ряба молочна (подільський заводський тип)	20,5	400 кг	Димчук, 2016
Червона молочна	18,0	330-350 кг	Гармаш, 2013
Червона польська	до 16,0	-	Федорович, 2016
Червона степова	16,0-18,0	-	Карлова та ін., 2018
Чорно-ряба голштинизована	14,5-18,0	-	Зікранець, Колесник, 2013

Найчастіше максимальний прояв молочної продуктивності було відмічено у корів різних порід, яких було вперше запліднено у віці 16,0-18,0 міс. Хоча були і суттєві відхилення від цієї оптимальної оцінки. Так, у роботі (Іляшенко, 2017) оптимальним віком першого осіменіння для телиць української червоної молочної породи було вказано 14,5-15,0 міс., тоді як у роботі (Китаєва та Проноза, 2011) для тварин цієї породи було вказано 20,0-21,0 міс.

Висновки. Вік першого осіменіння вірогідно впливав лише на вміст жиру та білка в молоці корів-первісток голштинської породи в

умовах ПрАТ «Племзавод «Степной» Кам'янсько-Дніпровського району Запорізької області (в обох випадках: $P < 0,001$). Щодо надою корів-первісток за 305 днів лактації простежувалася тенденція до нелінійного зв'язку цього показника з віком першого осіменіння. Мало місце поступове збільшення надою зі зростанням віку першого осіменіння (із досягненням максимуму для віку 15-16 міс.), а потім спостерігалось різке зниження рівня молочної продуктивності серед тварин, яких було запліднено у більш пізньому віці. Для II-ї лактації вірогідного впливу віку першого осіменіння на основні ознаки молочної продуктивності відмічено не було. Нарешті, для показників III-ї лактації вірогідний вплив віку першого осіменіння було відмічено лише для тривалості лактації ($P = 0,042$). Для вмісту жиру та білка в молоці було встановлено наявність вірогідного спільного впливу факторів «номер лактації» та «вік першого осіменіння» (двофакторний дисперсійний аналіз; у обох випадках: $P < 0,001$).

Отже, формування жирно- та білковомолочності у корів залежно від віку першого осіменіння забезпечується різними механізмами у різному віці. При аналізі результатів літературного пошуку щодо оцінювання віку першого осіменіння, при якому відмічався найвищий рівень молочної продуктивності корів різних порід, було встановлено, що найчастіше максимальний прояв молочної продуктивності було відмічено у корів різних порід, яких уперше запліднили у віці 16,0-18,0 міс.

РОЗДІЛ 5

АНАЛІЗ ВПЛИВУ ВЗАЄМОДІЇ «ГЕНОТИП × СЕРЕДОВИЩЕ» НА МОЛОЧНУ ПРОДУКТИВНІСТЬ КОРІВ

Рівень прояву продуктивних ознак сільськогосподарських тварин (у т.ч., корів) залежить від їх спадковості (пулу генів, отриманих від батьків) та формується під впливом навколишнього середовища, в якому тварина вирощувалася та/або утримувалася під час всього терміну господарського використання (Polupan et al., 2019). Обидва ці чинники є важливими, оскільки як спадковість, так і фактори навколишнього середовища можуть лімітувати продуктивність тварини. Для селекціонерів найбільший інтерес становить оцінка сили впливу генетичних та систематичних паратипових факторів на фенотипову мінливість продуктивних ознак тварин. Оцінки генетичних параметрів повинні бути релевантні для тієї популяції та умов навколишнього середовища, в яких тварини будуть використовуватися (Bedhiaf-Romdhan & Djemali, 2017).

Прояв взаємодії «генотип × середовище» (GEI – *Genotype × Environment Interaction*) розглядається як зміна відносного значення ознаки двох (або більше) генотипів, що було оцінено для двох (або більше) градацій фактора «середовище». В цілому, GEI-ефект проявляється, коли рівень продуктивності для різних генотипів обумовлюється різними умовами середовища не в рівній мірі, тобто, відмінності між окремими генотипами не залишаються однаковими у різних умовах середовища (Falconer & Mackay, 1996).

В огляді Montaldo (2001) GEI-ефект розглядається, як наявність адитивної мінливості, що є проявом спільного впливу генотипу та середовища, який не може бути оцінений лише на підставі їх окремих середніх ефектів. Ним же надано і класифікацію основних типів GEI-ефекту, залежно від рівня мінливості генетичного та середовищного факторів. Врахування GEI-ефекту дозволяє отримувати більш точні оцінки племінної цінності (EBV) тварин.

У молочному скотарстві в якості градацій фактора «генотип» можна розглядати окремих бугаїв-плідників, окремі внутрішньопородні одиниці (наприклад, лінії) або навіть окремі породи. В огляді Hayes et al. (2016) наведено особливості формування прояву GEI-ефекту для геномного рівня (SNP-генотип).

В якості градацій фактора «середовище» можна використовувати різноманітні умови утримання тварин. Це можуть бути фізичні та/або кліматичні відмінності між окремими країнами (чи регіонами), в яких утримуються однакові генотипи (Hayes et al., 2003; Zwald et al., 2003; Haile-Mariam et al., 2008; Montaldo et al., 2015), відмінності окремих елементів технології утримання тварин та рівні їх продуктивності (Hayes et al., 2003; Nauta et al., 2006; Sundberg et al., 2010; van der Laak et al., 2016), різні періоди дослідження (Ron & Hillel, 1983) та ін.

Таким чином, головною *метою* нашої роботи став аналіз впливу GEI-ефекту на молочну продуктивність корів і можливості використання цього ефекту в племінній роботі для корекції оцінки племінної цінності бугаїв-плідників. Оскільки загальний рівень молочної продуктивності формується на підставі накопичення надою за окремі етапи лактації, то нами було проведено аналіз GEI-ефекту як у розрізі надою за 305 днів лактації в цілому, так і за окремі її місяці.

Матеріалом для дослідження слугували дані зоотехнічного обліку корів червоної степової породи, які утримувалися у ДП «Племрепродуктор «Степове» Миколаївського району Миколаївської області протягом 2001-2014 рр. Всього було проаналізовано 526 повних лактацій.

В якості ознак молочної продуктивності корів було використано дані щодо їх надою за десять місяців (M1-M10) та надій за 305 днів лактації (MY305). Всі вихідні дані було попередньо стандартизовано (на тривалість 30,5 днів для кожного місяця лактації) на підставі методу нелінійної апроксимації за алгоритмом, наведеним в посібнику С. Крамаренка та ін. (2019).

В якості градацій фактора «генотип» було використано п'ять бугаїв-плідників, що були батьками дослідних корів (фактор «Sire»; Памір 6467, Орфей 2719, Тангенс 22510, Нарцис 2543, Тополь 2613). У якості градацій фактора «середовище» було використано: номер лактації (фактор «NoL»; 1-я, 2-я, 3-я та 4-а і вище), генерація (фактор «Gen»; G1 – 2001-2003 рік народження, G2 – 2004-2006 рік народження, G3 – 2007-2009 рік народження, G4 – 2010-2011 рік народження) та сезон отелення корів (фактор «SoC»; S1 – грудень-лютий; S2 – березень-травень; S3 – червень-серпень; S4 – вересень-листопад).

На першому етапі аналізу було визначено вірогідність впливу використаних градацій як генотипового, так і не-генотипового факторів на рівень мінливості молочної продуктивності як за окремі

місяці лактації, так і за 305 днів в цілому. На другому – було проведено оцінку рівня значущості прояву GEI-ефекту для різних типів взаємодії «генотип × середовище»: «бугай-плідник × номер лактації корови», «бугай-плідник × генерація корови» та «бугай-плідник × сезон отелення корови». Всі розрахунки було проведено за допомогою модулів «Компоненти варіанси» та «Дисперсійний аналіз» пакету прикладних програм STATISTICA (StatSoft Inc, USA).

Рівень молочної продуктивності корів дослідного стада (як за окремі місяці лактації, так і за 305 днів) вірогідно залежав від генотипового фактора (бугай-плідник) (табл. 5.1). Особливо, цей вплив мав прояв під час 3-6-го місяців лактації, тобто, протягом періоду максимальної реалізації молочної продуктивності тваринами.

Таблиця 5.1

Результати дисперсійного аналізу впливу різних факторів на ознаки молочної продуктивності корів

Ознака	Фактор							
	Sire		NoL		Gen		SoC	
	$F_{4; 502}$	P	$F_{3; 522}$	P	$F_{3; 522}$	P	$F_{3; 522}$	P
M1	0,70	ns	23,02	<0,001	8,04	<0,001	4,93	0,002
M2	2,82	0,024	57,52	<0,001	19,87	<0,001	6,37	<0,001
M3	6,63	<0,001	50,81	<0,001	16,64	<0,001	1,53	ns
M4	8,92	<0,001	25,33	<0,001	9,57	<0,001	3,94	0,008
M5	8,08	<0,001	9,72	<0,001	4,96	0,002	8,41	<0,001
M6	6,07	<0,001	3,44	0,017	2,72	0,044	10,19	<0,001
M7	3,66	0,006	1,07	ns	1,69	ns	8,40	<0,001
M8	1,49	ns	0,28	ns	2,14	ns	4,06	0,007
M9	1,01	ns	0,14	ns	4,43	0,004	1,59	ns
M10	2,24	ns	0,20	ns	6,87	<0,001	3,46	0,016
MY305	3,33	0,011	19,49	<0,001	10,81	<0,001	1,42	ns

Примітки: M1-M10 – надій за 1-10-й місяці лактації. MY305 – надій за 305 днів лактації. Sire – бугай-плідник; NoL – номер лактації; Gen – генерація; SoC – сезон отелення. ns – $P > 0,05$.

З іншого боку, перший (M1) та два останні місяці лактації (M9 та M10), характеризувалися значною випадковою компонентою (в усіх випадках: $P > 0,05$). Суттєві відмінності між надоями за окремі місяці серед корів різного походження зумовлювали формування лактаційних кривих різної форми (рис. 5.1).

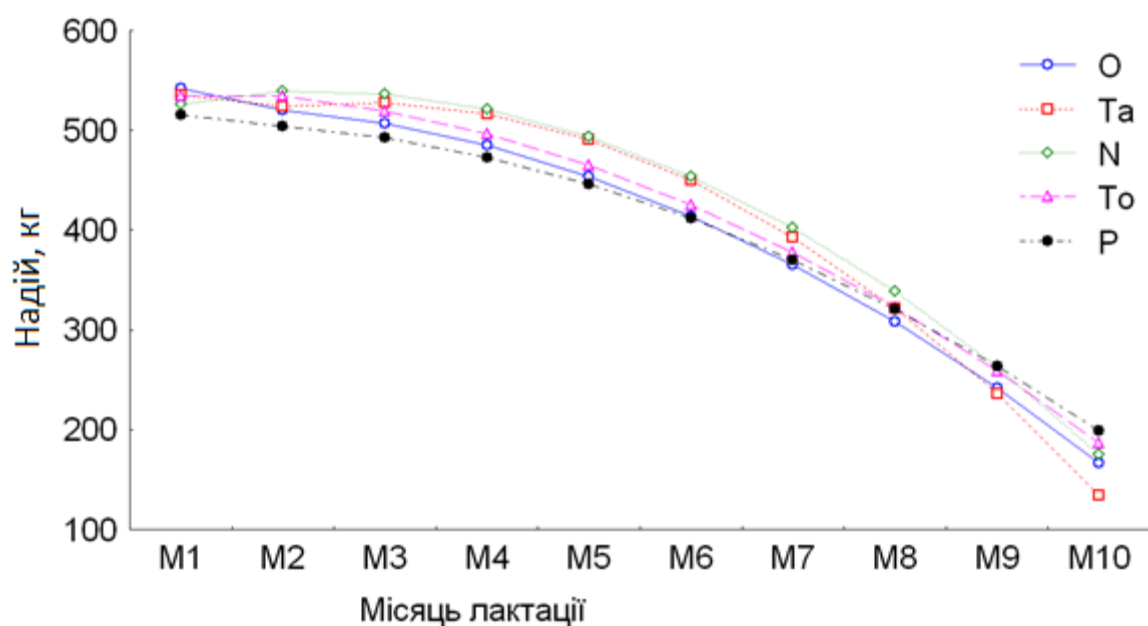


Рис. 5.1. Лактаційні криві корів, що походили від різних бугаїв-плідників

Примітки: О – Орфей, Та – Тангенс, N – Нарцис, То – Тополь, Р – Памір.

Серед генетичних факторів, що суттєво впливають на рівень молочної продуктивності корів, одним з найбільш важливих є вплив їх батька (Broucek et al., 2004; Hammoud et al., 2010; ElBoshra et al., 2016) або його лінії. Так, нащадки чорно-рябих або червоно-рябих голштинських бугаїв вірогідно відрізнялися за середніми прижиттєвими добовими надоями їх дочок (Adamczyk et al., 2017). Було також встановлено, що походження тварин впливає на форму їх лактаційної кривої, що визначало, насамперед, рівень пікового значення надоїв протягом 2-3-го місяців їх лактації (Horan et al., 2005).

Вік корів (виражений у порядковому номері лактації) суттєво впливав як на сумарний надій за 305 днів лактації, так і на надої протягом перших шести місяців лактації (див. табл. 5.1).

У той час як надої протягом другої половини лактації (яка характеризується повільним зниженням молочної продуктивності корів), навпаки, ніяким чином не залежали від порядкового номеру їх лактації.

Лактаційна крива первісток характеризується практично однаковими надоями протягом першої половини лактації, після чого вони поступово знижувалися (рис. 5.2).

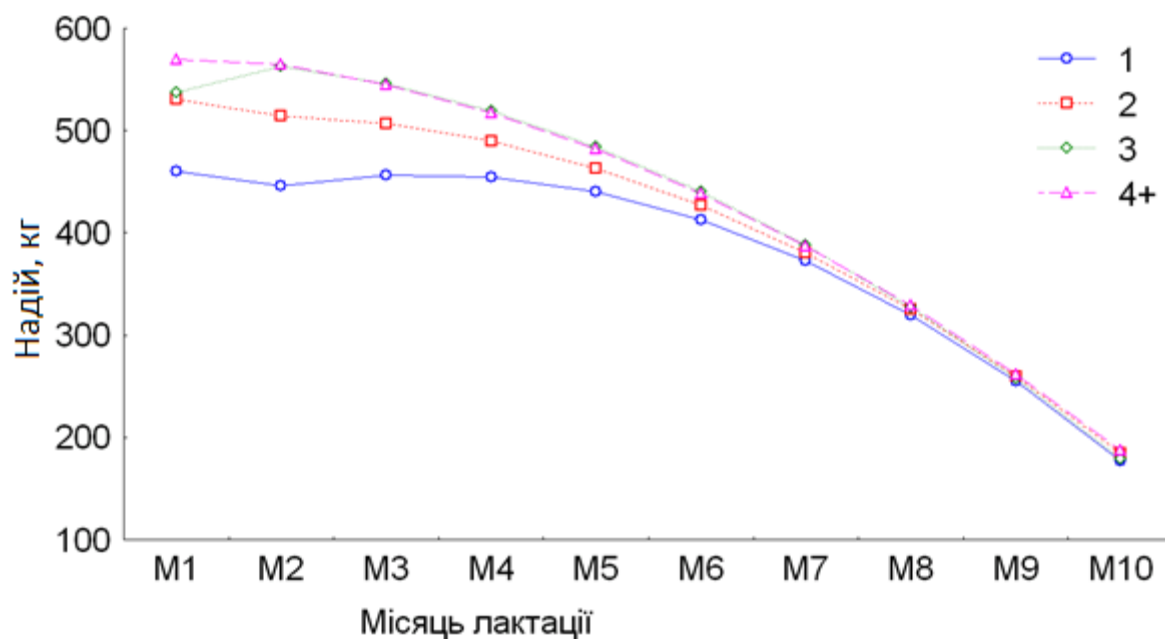


Рис. 5.2. Лактаційні криві корів залежно від віку

Примітки: 1 – перша лактація; 2 – друга лактація; 3 – третя лактація; 4+ – четверта та вище лактація.

Зі збільшенням номеру лактації зростали, насамперед, надої за перші три місяці лактації. Але серед тварин із трьома та більше лактаціями рівень молочної продуктивності досягав максимально можливого рівня і форма їх лактаційних кривих вже практично не відрізняється між собою (див. рис. 5.2).

Чисельні опубліковані дані свідчать про наявність двох типових патернів вікової мінливості молочної продуктивності корів.

У першому випадку відмічається вірогідне збільшення надою (за 305 днів лактації або середньодобового за всю лактацію) від 1-ої до 3-ої лактації із подальшою стабілізацією на практично однаковому рівні, тобто, патерн $1 < 2 < 3 = 4+$. Він був відмічений як серед досліджених нами корів, а також, наприклад, корів голштинської породи в Угорщині (Jonas et al., 2016), Кореї (Vijayakumar et al., 2017) та ін.

У другому випадку рівень молочної продуктивності досягає свого максимального значення вже за другу лактацію, тобто, характеризується патерном $1 < 2 = 3+$, який було відмічено серед корів голштинської або голштино-фризької породи в Марокко (Talbi & El Madidi, 2015), Єгипті (Rushdi, 2015), Китаї (Yang et al., 2013) та ін.

Встановлено й значний вплив року народження на рівень молочної продуктивності (як за окремі місяці, так і за 305 днів лактації в цілому) серед корів різних генерацій. Знову ж, найбільшою мірою він

виражений протягом 2-3-го місяців лактації, тоді як наприкінці лактації (7-8-й місяці) вплив року народження корів не проявлявся (див. табл. 5.1).

У цілому, тварини 2001-2003 років народження (група G1) відрізнялися найнижчими оцінками молочної продуктивності протягом всіх десяти місяців лактації (рис. 5.3).

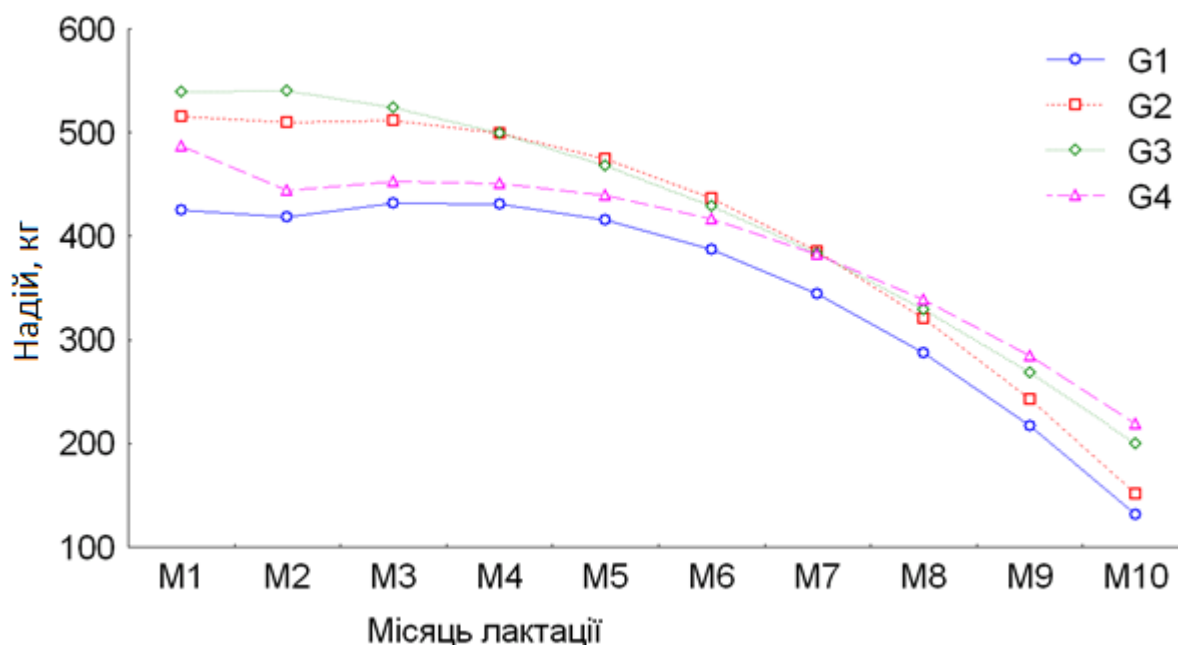


Рис. 5.3. Лактаційні криві корів залежно від генерації

Примітки: G1 – 2001-2003 рік народження; G2 – 2004-2006 рік народження; G3 – 2007-2009 рік народження; G4 – 2010-2011 рік народження.

Для корів генерацій G2 та G3 притаманні лактаційні криві майже однакової форми, для яких характерне суттєве збільшення надоїв протягом перших трьох місяців лактації. А тварини генерації G4 хоча і поступалися двом попереднім групам за показниками надоїв за 1-4-й місяці лактації, проте вони характеризувалися більш повільним зниженням лактаційної діяльності (див. рис. 5.3).

Сезон отелення не впливав на надій корів за 305 днів лактації (див. табл. 5.1). Хоча на окремі етапи лактації вплив сезону отелення був суттєвим (за виключенням 3-го та 9-го місяців лактації). Прояв сезону отелення простежується, насамперед, стосовно форми лактаційної кривої тварин із зимовими отеленнями – для таких тварин відмічається поступове зростання надоїв від 1-го до 4-го місяця лактації, а потім їх дуже різке зниження (рис. 5.4).

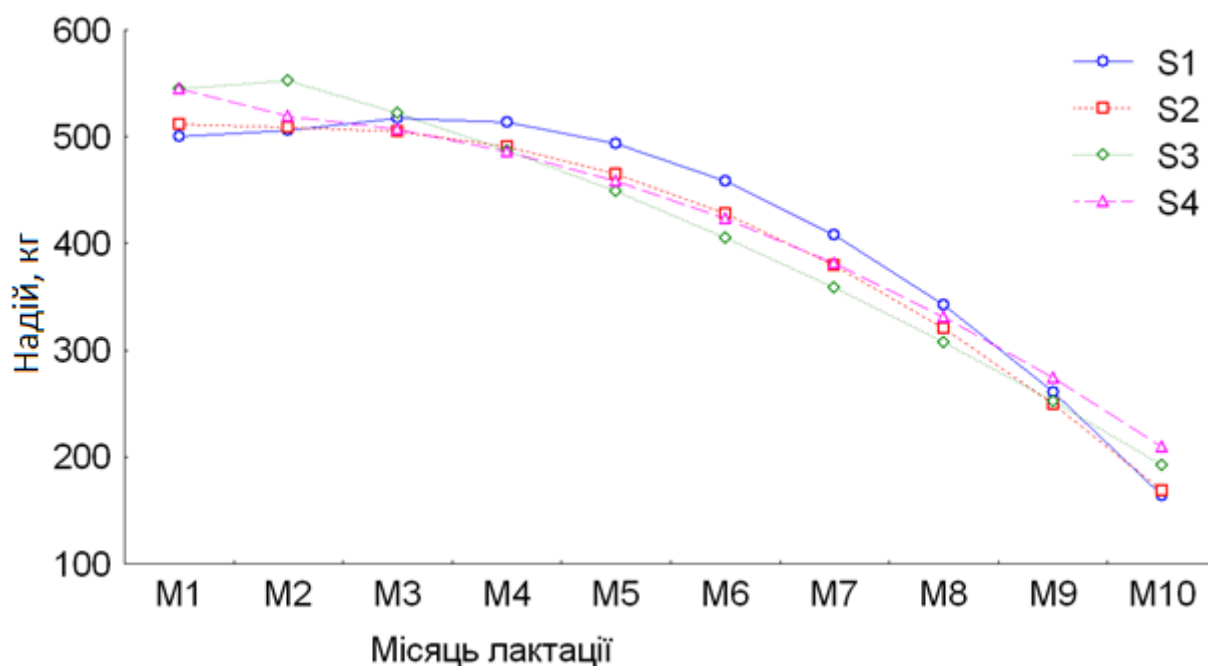


Рис. 5.4. Лактаційні криві корів залежно від сезону отелення

Примітки: S1 – грудень-лютий; S2 – березень-травень; S3 – червень-серпень; S4 – вересень-листопад.

Водночас, для решти корів лактаційні криві характеризуються більш повільним спадом лактаційної діяльності протягом 3-10-го місяців лактації.

В роботі Wood (1970) наведено результати аналізу впливу сезону (або календарного місяця) отелення на рівень молочної продуктивності корів та показано, що тварини, які отелилися в жовтні-грудні характеризуються максимальними надоями та суттєво переважають корів, які отелилися в травні-червні.

Більш пізні роботи також підтверджують наявність цієї закономірності як у країнах з помірним кліматом (Horn et al., 2014; Jonas et al., 2016), так і в таких жарких, як Туніс (Bedhiaf-Romdhani & Djemali, 2017) або Іран (Torshizi, 2016). При цьому встановлено, що сезон отелення регулює отриманий за лактацію надій за рахунок зміни форми лактаційної кривої й, насамперед, підвищення її персистентності (Корес et al., 2013; Torshizi, 2016). Як і в нашому випадку, для первісток голштинської породи в умовах Кореї сезон отелення впливав, насамперед, на надої за окремі стадії лактації, особливо, протягом 4-8-го місяців (Won et al., 2014).

Спільний вплив бугая-плідника та номеру лактації мав різний прояв на ознаки молочної продуктивності тварин (рис. 5.5).

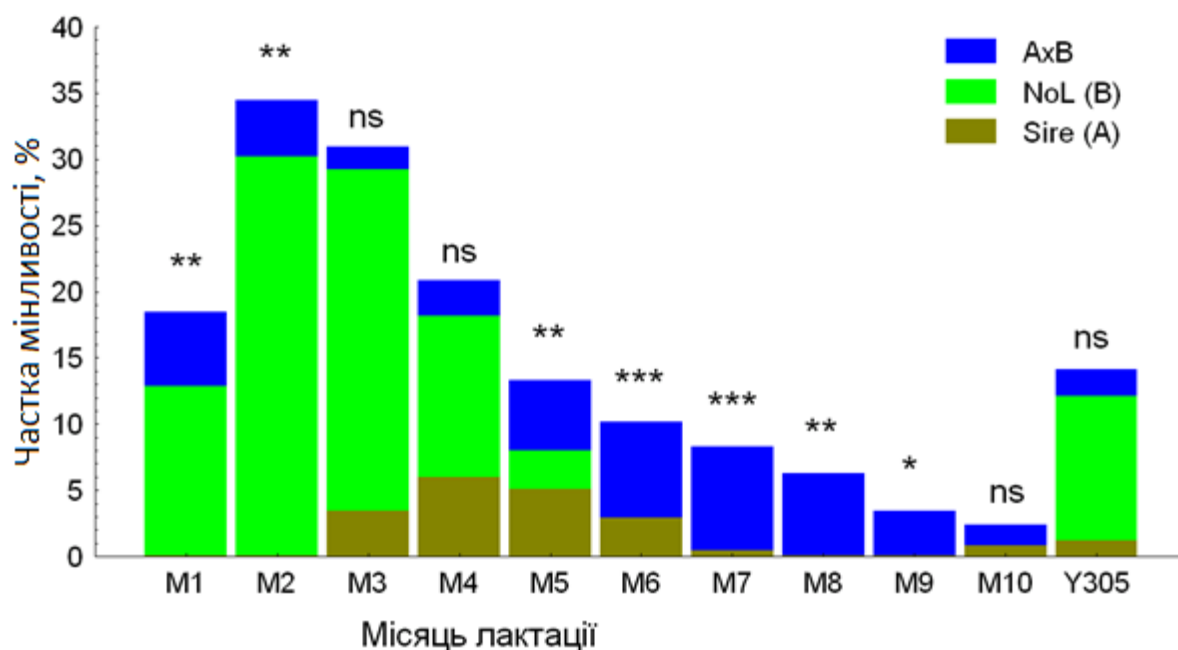


Рис. 5.5. Оцінки частки мінливості впливу бугая-плідника, номера лактації та їх взаємодії на ознаки молочної продуктивності корів

Примітки: Sire – плідник; NoL – номер лактації. * – $P < 0,05$; ** – $P < 0,01$; *** – $P < 0,001$; ns – $P > 0,05$.

Але, при цьому, нами відзначено й вірогідний спільний вплив цих факторів, який, найбільшою мірою, проявляється протягом перших двох місяців та другої половини лактації. Хоча, в цілому для надою за 305 днів лактації вірогідного впливу GEI-ефекту не відмічено (див. рис. 5.5).

Спільний вплив року народження корів (генерація) та генотипового фактора (бугай-плідник) також більшою мірою проявлявся для показників надою за 2-3-й та 6-10-й місяці лактації, але для сумарного надою за 305 днів лактації, знову ж, вірогідного прояву їх сполучення не встановлено (рис. 5.6).

Вірогідний вплив сполучення «бугай-плідник × сезон отелення корови» був відсутній як для окремих місяців лактації, так і для сумарного надою за 305 днів лактації. Виключення складають лише показники надою протягом останньої третини лактації (тобто, M8-M10) (рис. 5.7).

В роботі (Ron & Hillel, 1983) також було встановлено вірогідний GEI-ефект сполучення «бугай-плідник × номер лактації корови», а також «бугай-плідник × рік лактації». На підставі отриманих результатів авторами було зроблено висновок, що оцінку племінної

цінності бугаїв-плідників необхідно проводити з урахуванням даних їх дочок за декілька лактацій, а не лише першої.

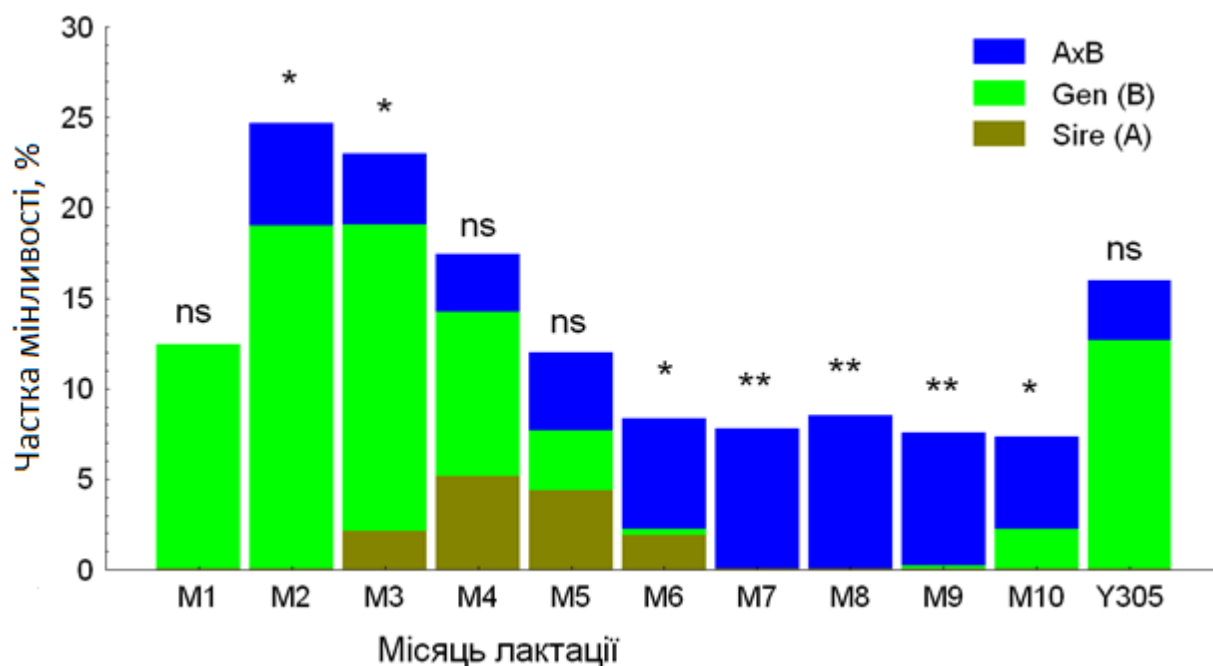


Рис. 5.6. Оцінки частки мінливості впливу бугая-плідника, генерації та їх взаємодії на ознаки молочної продуктивності корів
Примітки: Sire – плідник; Gen – генерація. * – $P < 0,05$; ** – $P < 0,01$; *** – $P < 0,001$; ns – $P > 0,05$.

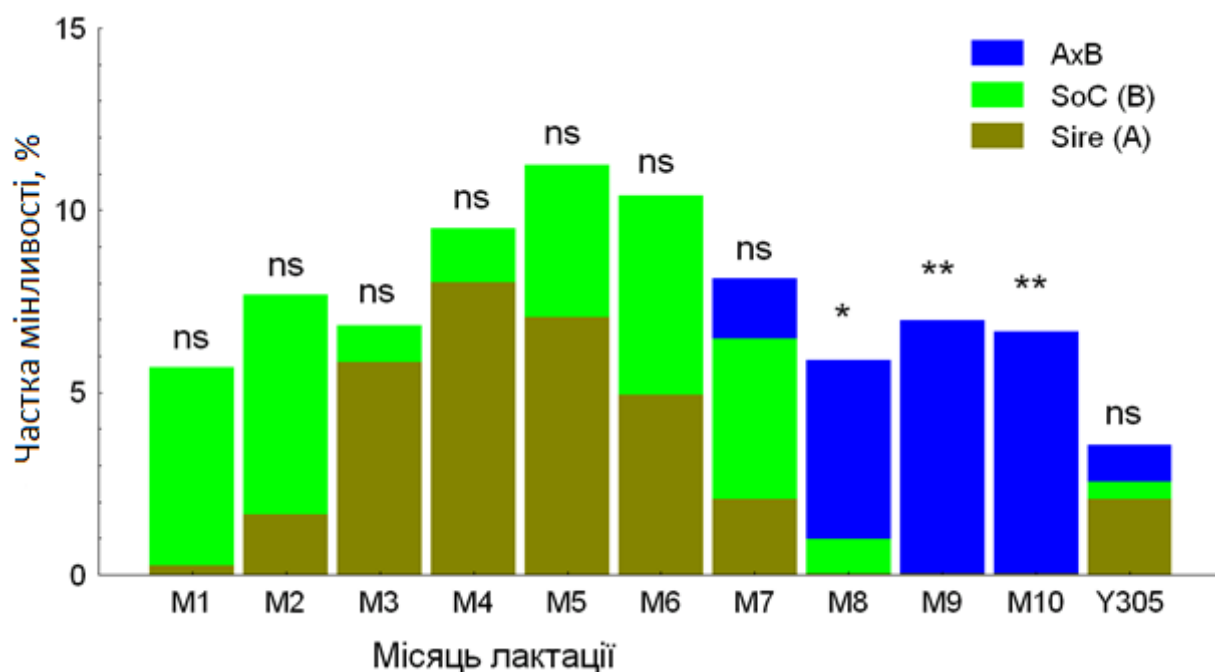


Рис. 5.7. Оцінки частки мінливості впливу бугая-плідника, сезону отелення та їх взаємодії на ознаки молочної продуктивності корів
Примітки: Sire – плідник; SoC – сезон отелення. * – $P < 0,05$; ** – $P < 0,01$; *** – $P < 0,001$; ns – $P > 0,05$.

Вірогідний ефект взаємодії бугаїв-плідників із роком (чи сезоном) отелення їх дочок найчастіше проявлявся при розгляді рівня мінливості нащадків певних бугаїв, що утримуються в різних господарствах (стадах). Так, для голштино-фризьких корів господарств Великої Британії було відмічено вірогідну взаємодію сполучення «бугай-плідник $\times$ стадо-рік-сезон отелення» (Meyer, 1987), а для голтинських корів господарств США – вірогідна взаємодія сполучень «бугай-плідник $\times$ стадо», «бугай-плідник $\times$ стадо $\times$ рік» та «бугай-плідник $\times$ стадо $\times$ рік $\times$ сезон отелення» (Dimov et al., 1995).

Необхідно окремо відзначити, що у більшості випадків для корів дослідного стада вірогідний GEI-ефект проявлявся, насамперед, для надоїв за другу половину лактації, тобто, він обумовлює не стільки пік продуктивності, скільки швидкість зниження молочної продуктивності після досягнення піку, тобто, персистентність (*persistency*) лактаційної кривої. Даний показник також характеризувався значною мінливістю у тварин залежно від їх року народження та місяця отелення (Крамаренко та ін., 2017b).

Як відомо, існує дві форми прояву GEI-ефекту – ефект масштабу (*scaling effect*) та ефект зміни рангу (*re-ranking effect*). У першому випадку, оцінка фенотипу тварин двох (чи більше) генотипів змінюється практично пропорційно при їх утриманні в двох (чи більше) градаціях фактора «середовище». У другому, ця зміна для різних генотипів відбувається по-різному, що призводить до зміни відносного рангу їх фенотипової оцінки (див. огляд Hammami et al., 2009). В деяких випадках обидві ці форми можуть зустрічатися разом.

Нами було досліджено, яка з цих форм прояву GEI-ефекту зустрічалася для корів дослідного стада. Дизайн двофакторного дисперсійного аналізу (з фіксованими факторами) був неповним для 4-ої лактації та генерації G1, тому їх було виключено з подальшого аналізу.

Для сполучення «бугай-плідник $\times$ номер лактації» відмічався вірогідний вплив генотипового фактора, віку корів (у лактаціях) та їх спільної дії на сумарний надій корів за 305 днів лактації (рис. 5.8).

Таким чином, під час 1-ої та 2-ої лактації відбувалася значна зміна рангу бугаїв-плідників залежно від надою їх дочок. Так, нащадки бугая Тангенса характеризувалися в середньому найнижчим надоєм за 1-ою лактацією, але вони значно переважали своїх ровесниць під час 2-ої лактації.

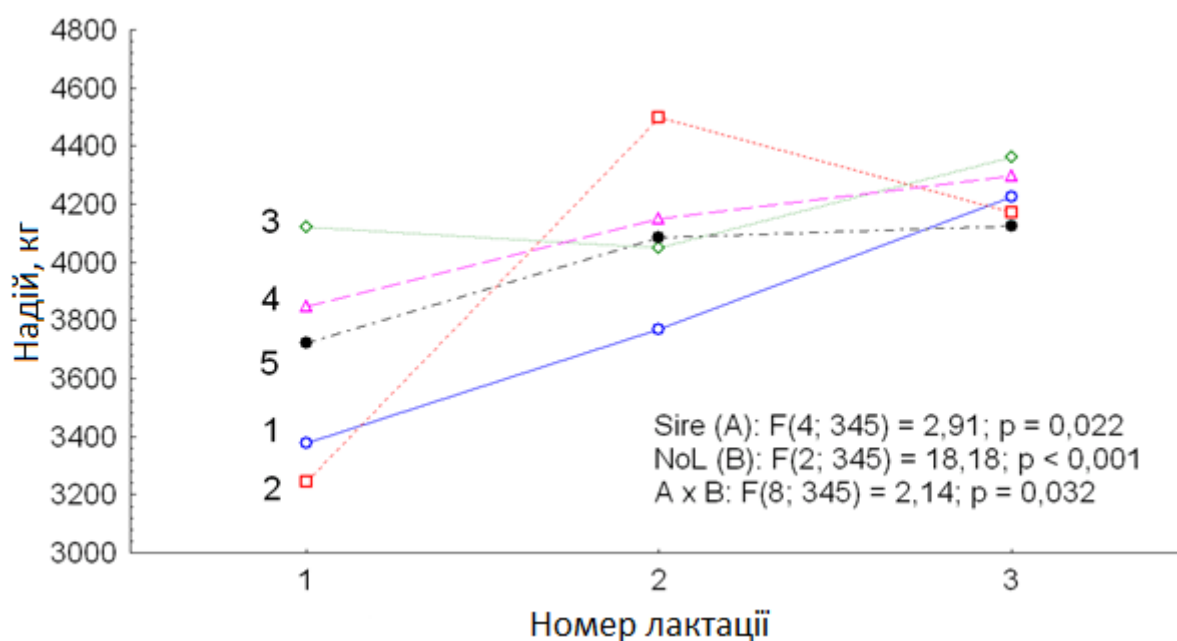


Рис. 5.8. Аналіз спільного впливу бугая-плідника та номера лактації на надій за 305 днів лактації

Примітки: Sire – плідник; NoL – номер лактації. 1 – Орфей, 2 – Тангенс, 3 – Нарцис, 4 – Тополь, 5 – Памір.

Лише нащадки Тополя зберігали свій ранг протягом 1-3-ої лактації. Характерно, що під час 3-ої лактації тварини характеризувалися відносно близькими оцінками надою, незалежно від їх походження.

У розрізі генерацій отримані вище закономірності практично повністю зберігалися – відмічався вірогідний вплив і бугая-плідника, і генерації (хоча й майже на межі вірогідності), а також їх спільний вплив (рис. 5.9).

Ранг бугаїв-плідників значно змінювався, особливо, при порівнянні генерацій G2 та G4. Так, для генерації G2 нащадки бугаїв-плідників Орфей та Тополь займали третій та четвертий ранг, відповідно, тоді як для генерації G4 – перший та другий, відповідно. З іншого боку, нащадки Паміра характеризувалися найнижчим рівнем молочної продуктивності, незалежно від року їх народження.

Стосовно впливу сезону отелення, то, як вже було вказано вище, спільного впливу «бугай-плідник × сезон отелення корови» на надій за 305 днів лактації нами встановлено не було (див. рис. 5.7).

Таким чином, стосовно сумарного надою за 305 днів лактації тварин дослідного стада нами було встановлено вірогідний прояв GEI-ефекту для сполучень «бугай-плідник × номер лактації корови» та «бугай-плідник × генерація корови». В обох випадках він був

виражений у формі ефекту зміни рангу. Прояв GEI-ефекту у вигляді зміни рангу бугайів-плідників було раніше відмічено серед худоби молочного напрямку (Kolmodin et al., 2002; Raffrenato et al., 2003).

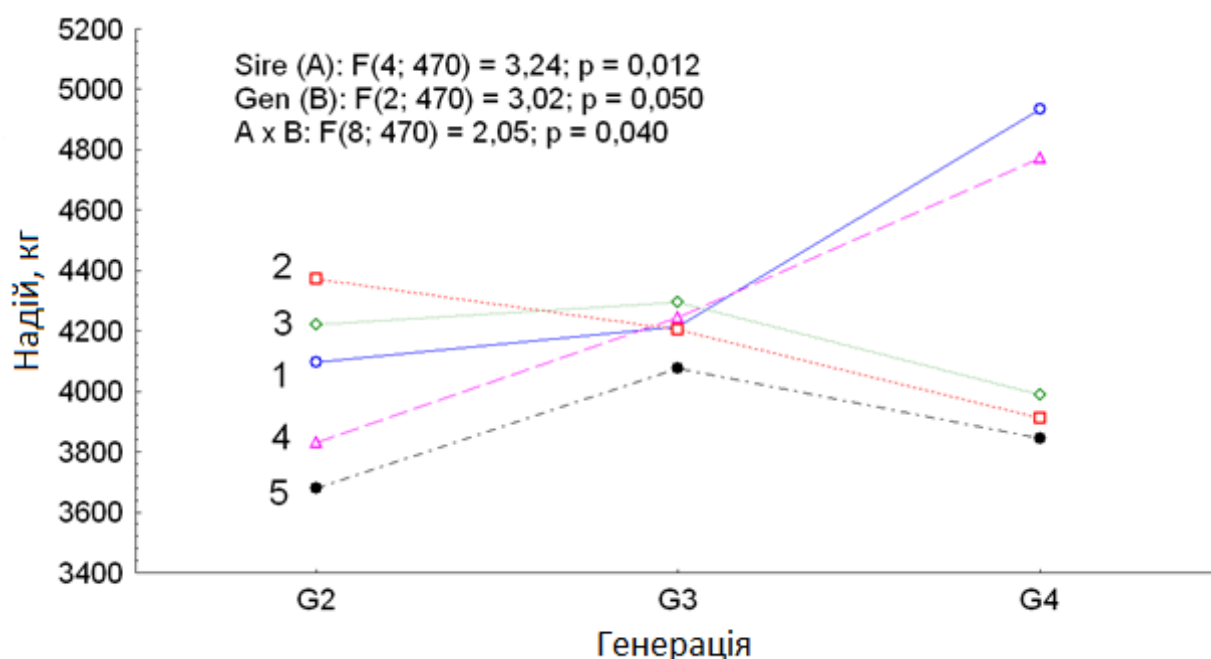


Рис. 5.9. Аналіз спільного впливу бугая-плідника та генерації на надій за 305 днів лактації

Примітки: Sire – плідник; Gen – генерація. 1 – Орфей, 2 – Тангенс, 3 – Нарцис, 4 – Тополь, 5 – Памір.

Вірогідний вплив сполучення «бугай-плідник × сезон отелення корови» було відмічено лише для показників надою протягом третьої третини лактації (M8-M10).

Висновки. Рівень молочної продуктивності корів дослідного стада (як за окремі місяці лактації, так і за 305 днів) вірогідно залежав від генотипового фактора (бугай-плідник). Особливо, цей вплив мав прояв під час 3-6-го місяців лактації, тобто, протягом періоду максимальної реалізації молочної продуктивності тваринами.

Вік корів (виражений у порядковому номері лактації) суттєво впливав як на сумарний надій за 305 днів лактації, так і на надої протягом перших шести місяців лактації. Встановлено й значний вплив на рівень молочної продуктивності (як за окремі місяці, так і за 305 днів лактації в цілому) серед корів різних генерацій. Найбільшою мірою він виражений протягом 2-3-го місяців лактації. Сезон отелення не впливав на надій корів за 305 днів лактації, тоді як на окремі етапи лактації вплив сезону отелення був суттєвим (за виключенням 3-го та 9-го місяців лактації). Прояв сезону отелення простежується,

насамперед, стосовно зміни форми лактаційної кривої тварин із зимовими отеленнями.

Вірогідний GEI-ефект проявлявся, насамперед, для надоїв за другу половину лактації, тобто, він обумовлює не стільки пік продуктивності, скільки швидкість зниження молочної продуктивності після досягнення піку, тобто, персистентність (*persistency*) лактаційної кривої. Стосовно сумарного надою за 305 днів лактації тварин дослідного стада нами було встановлено вірогідний прояв GEI-ефекту для сполучень «бугай-плідник × номер лактації корови» та «бугай-плідник × генерація корови». В обох випадках він був виражений у формі ефекту зміни рангу.

РОЗДІЛ 6

АНАЛІЗ ПОКАЗНИКІВ ЛАКТАЦІЙНОЇ КРИВОЇ КОРІВ

В останні роки у численних дослідженнях вивчалася тема генетичної оцінки молочної худоби з використанням даних за окремі контрольні дні (TD – *test-day*). Переваги моделі TD у порівнянні з підходом, що використовує 305-денну лактацію, широко визнані (Druet et al., 2003). Використання моделі контрольного дня (*test-day model*) дозволяє підвищити точність оцінки генетичної цінності плідників на 4...8%, а прогнозування надою молочних корів на підставі особливостей їх лактаційних кривих можна розглядати як важливий інструмент менеджменту в молочному скотарстві (Bakri et al., 2022).

Важливішою характеристикою лактаційної кривої є її сталість (*persistency*), що відображає наскільки швидко знижуються добові надої після досягнення пікового рівня продуктивності. Вона має більш високі значення у тварин, які мають нижчі надої та пізніше досягають пікового рівня молочної продуктивності. Проведений аналіз зв'язків між сталістю лактаційної кривої корів та іншими функціональними ознаками їх молочної продуктивності показав, що генетичне вдосконалення цього показника можливе та сприятливе для селекційного процесу (Torshizi et al., 2019). Оцінки коефіцієнта успадкування (h^2) параметра сталості лактаційної кривої корів голштинської породи протягом перших трьох лактацій мали тенденцію до зниження, головним чином, через зростання величини залишкової дисперсії, і складали 0,17, 0,16 та 0,14, відповідно. Оцінка коефіцієнтів генетичної кореляції між параметром сталості лактаційної кривої для різних лактацій становила 0,26 (між I-ю і II-ю), 0,32 (між II-ю і III-ю) і 0,23 (між I-ю і III-ю лактаціями) (Rekaya et al., 2001).

Корови з більш рівномірним розподілом добового надою протягом лактації менше схильні до метаболічних порушень та проблем зі здоров'ям і відтворенням, а також мають більш стабільні потреби в енергії, що дозволяє використовувати більш дешеві корми (Jakobsen et al., 2002). Таким чином, включення оцінки показника сталості лактації до програми селекції молочних порід може бути бажаним.

Багатовимірні методи аналізу даних такі, наприклад, як факторний аналіз (ФА) чи аналіз головних компонент (РСА – *Principal Component Analysis*), здатні інтегрувати багатовимірні складні фенотипи у вигляді лінійних комбінацій вихідних даних, відносні ваги яких об'єктивно розраховані на підставі кореляційної-коваріаційної матриці. Більше того, RSA дає можливість отримати унікальний набір *латентних змінних*, тобто, змінних, які не було безпосередньо виміряно в ході дослідження, але таких, що мають високий рівень кореляції з вихідними даними (Macciotta et al., 2006).

Таким чином, *головною метою* даного дослідження був аналіз основних показників (латентних змінних) лактаційних кривих молочних корів з використанням багатовимірного аналізу головних компонент.

Матеріалом для виконання роботи слугували первинні дані щодо молочної продуктивності великої рогатої худоби голштинської породи в умовах ПрАТ «Племзавод «Степной» Кам'янсько-Дніпровського району Запорізької області ($n = 238$ голів). В аналіз було включено дані за перші три лактації тварин, які отелились протягом 2014-2017 років.

Для кожної тварини було визначено добовий надій тварин для 10 контрольних днів (TD1-TD10), що відповідали 30-му, 60-му, 90-м і т.п. дням від початку лактації. Крім того, було використано дані щодо надою за 305 днів лактації (MY305).

Попередньо всі вихідні дані TD1-TD10 було стандартизовано на підставі формули:

$$z_i = \frac{X_i - \bar{X}}{\sigma}, \quad (6.1)$$

де X_i – значення певної ознаки i -ої тварини;

$\bar{X}$ – її вибіркове середнє арифметичне;

σ – її вибіркове середнє квадратичне відхилення.

Після цієї процедури всі ознаки мали однакове середнє арифметичне, що дорівнювало 0 та варіансу (тобто, σ^2), що дорівнювала 1.

Надалі матрицю стандартизованих значень TD1-TD10 було використано для проведення аналізу головних компонент. Результати аналізу являють собою набір оцінок факторних навантажень (*factor loadings*) для кожної ознаки та, відповідно, для PC1-PC3. Ці значення можна інтерпретувати, як міру зв'язку між вихідними даними (TD1-TD10) та відповідними головними компонентами (Manly & Alberto, 2017).

Для інтерпретації виявлених латентних змінних (перших трьох головних компонент) всіх тварин було розподілено на чотири групи на підставі отриманих оцінок їх факторних міток (*factor scores*) для PC1-PC3. В групу G1 увійшли тварини, які мали відповідні оцінки нижче, ніж -0,667, в групу G2 – з оцінками від -0,666 до 0, в групу G3 – з оцінками від 0 до +0,666, й нарешті, в групу G4 – з оцінками вищими, ніж +0,667. Використання таких меж дало можливість розподілити особин у чотири групи, що мали більш-менш однаковий обсяг.

Для перевірки гіпотези щодо наявності впливу певних генетичних та не-генетичних факторів на виявлені латентні змінні нами було використано однофакторний дисперсійний аналіз Р.Фішера, де в якості факторних змінних було використано: вік корови у лактаціях із трьома градаціями, рік народження із чотирма градаціями (2011-2014 рр.), рік отелення з трьома градаціями (2015-2017 рр.), індивідуальний номер та кличка батька із 14 градаціями, лінія батька із п'ятьма градаціями (Белла, Валіанта, Елевейшна, Старбака та Чіфа) та місяць отелення з 12-ма градаціями (січень-грудень).

Всю статистичну обробку було проведено на підставі методик, наведених у посібнику С. Крамаренка та ін. (2019) за допомогою програмного забезпечення MS Excel та PAST (Hammer et al., 2001).

У таблиці 6.1 наведено коефіцієнти кореляції між оцінками добового надою корів голштинської породи за окремі контрольні дні (TD1-TD10) та в цілому за 305 днів лактації.

Було виявлено вірогідні позитивні зв'язки між добовим надоєм за окремі контрольні дні. Переважно цей зв'язок мав місце між сусідніми контрольними днями – між TD2 та TD3 ($r = 0,865$; $P < 0,001$), між TD3 та TD4 ($r = 0,845$; $P < 0,001$), між TD4 та TD5 ($r = 0,853$; $P < 0,001$) і т.п. Чим більше були віддалені між собою контрольні дні, тим нижчою була оцінка коефіцієнта кореляції між ними, хоча навіть між TD1 та TD10 вона була вірогідною ($r = 0,115$; $P = 0,032$).

Високі вірогідні зв'язки (у всіх випадках $P < 0,001$) було відмічено і між оцінками надою за окремі контрольні дні та сумарним надоєм за 305 днів лактації.

Перші три головні компоненти описували 90,33% сумарної мінливості варіаційно-коваріаційної матриці стандартизованих значень надою за окремі контрольні дні корів голштинської породи (табл. 6.2).

Таблиця 6.1

**Коефіцієнти кореляції між оцінками TD1-TD10 та за 305 днів
лактації корів голштинської породи**

Ознака											
	TD1	TD2	TD3	TD4	TD5	TD6	TD7	TD8	TD9	TD10	MY305
TD1	X	0,779	0,655	0,571	0,516	0,477	0,387	0,298	0,204	0,115	0,659
TD2		X	0,865	0,786	0,699	0,626	0,504	0,400	0,288	0,202	0,775
TD3			X	0,845	0,791	0,729	0,602	0,507	0,403	0,313	0,826
TD4				X	0,853	0,797	0,668	0,590	0,477	0,370	0,858
TD5					X	0,875	0,774	0,693	0,588	0,492	0,889
TD6						X	0,851	0,817	0,735	0,624	0,908
TD7							X	0,867	0,783	0,669	0,839
TD8								X	0,900	0,794	0,795
TD9									X	0,893	0,715
TD10										X	0,611

Примітки: TD1-TD10 – добовий надій за 1-10-й контрольні дні. MY305 – надій за 305 днів лактації. У всіх випадках: $P < 0,001 \dots 0,05$.

Таблиця 6.2

**Факторні навантаження для перших трьох головних компонент
мінливості молочної продуктивності корів голштинської породи
на підставі матриці оцінок TD1-TD10**

Ознака	Головна компонента		
	PC1	PC2	PC3
TD1	0,599	0,576*	0,510*
TD2	0,751*	0,573*	0,113
TD3	0,828*	0,430	-0,092
TD4	0,865*	0,304	-0,248*
TD5	0,908*	0,123	-0,252*
TD6	0,938*	-0,071	-0,135
TD7	0,886*	-0,245	-0,054
TD8	0,854*	-0,428	0,055
TD9	0,776*	-0,565*	0,153
TD10	0,674*	-0,621*	0,203*
Частка мінливості, %	66,32	19,06	4,95

Примітки: TD1-TD10 – добовий надій за 1-10-й контрольні дні. * – ознаки, що чинять найбільший внесок в інтерпретацію головних компонент.

Перша головна компонента (PC1) описувала 66,32% сумарної мінливості. Вона характеризувалася високими оцінками факторних навантажень стосовно TD2-TD10 і, таким чином, її можна інтерпретувати, як «Загальний рівень молочної продуктивності» (див. табл. 6.2).

На рис. 6.1А наведено усереднені лактаційні криві тварин, залежно від величини відповідних факторних міток за PC1.

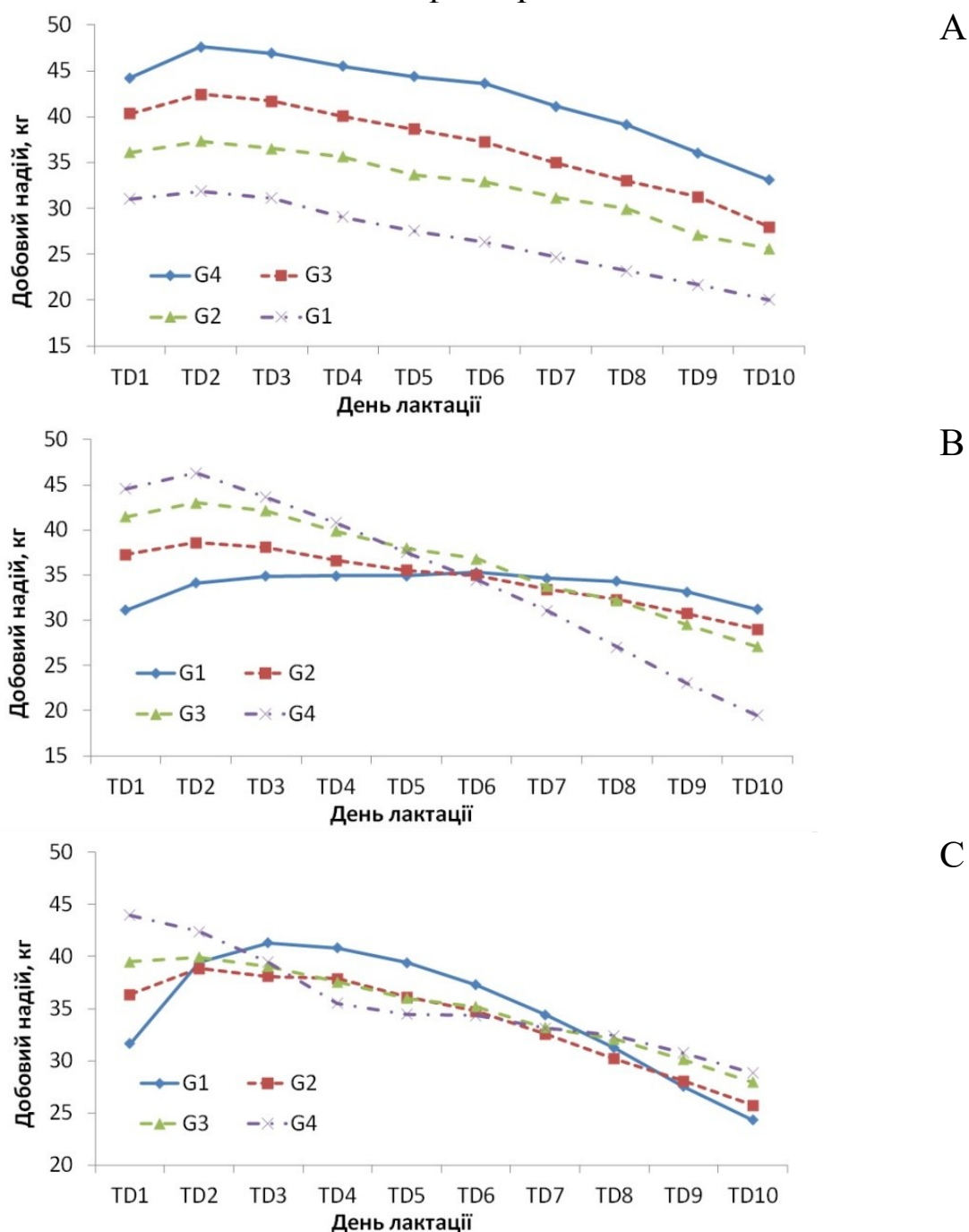


Рис. 6.1. Усереднені лактаційні криві корів голштинської породи різних груп стосовно PC1 (А), PC2 (В) та PC3 (С)

Примітка: G1-G4 – групи, що виділено на підставі оцінок факторних міток для кожної Головної Компоненти.

Тварини, яких було віднесено до групи G1 (тобто, з найменшими оцінками факторних міток за PC1) характеризувалися найнижчими величинами добового надою за різні контрольні дні. Водночас, тварини, яких було віднесено до групи G4 (із найбільшими оцінками факторних міток за PC1) характеризувалися, навпаки, найвищими величинами. Тварини, яких було віднесено до груп G2 та G3, займали проміжне положення.

Таким чином, перша головна компонента розподіляла тварин із низькими та високими оцінками добового надою за окремі контрольні дні. Між тваринами різних груп, що було виділено на підставі PC1, мали місце вірогідні відмінності (у всіх випадках $P < 0,001$) для всіх десяти контрольних днів (табл. 6.3).

Таблиця 6.3

Вплив групи (G1-G4) залежно від оцінок факторних міток у відношенні PC1-PC3 на оцінки TD1-TD10 корів голштинської породи ($df_1 = 3$; $df_2 = 340$)

Ознака	Головна компонента		
	PC1	PC2	PC3
TD1	< 0,001	< 0,001	< 0,001
TD2	< 0,001	< 0,001	ns
TD3	< 0,001	< 0,001	ns
TD4	< 0,001	< 0,001	< 0,001
TD5	< 0,001	0,016	< 0,001
TD6	< 0,001	ns	ns
TD7	< 0,001	0,010	ns
TD8	< 0,001	< 0,001	ns
TD9	< 0,001	< 0,001	0,019
TD10	< 0,001	< 0,001	0,001

Примітки: TD1-TD10 – добовий надій за 1-10-й контрольні дні. PC1-PC3 – перші три Головні Компоненти. ns – $P > 0,05$. df – число ступенів свободи.

Типові індивідуальні лактаційні криві для особин, які мали найвищі та найнижчі оцінки факторних міток за PC1 наведено на рис. 6.2А.

Друга головна компонента (PC2) описувала 19,06% сумарної мінливості та характеризувалася високими позитивними оцінками факторних навантажень у відношенні TD1-TD2 та високими, але негативними оцінками у відношенні TD9-TD10. Таким чином, цю

головну компоненту можна інтерпретувати, як «*Сталість лактаційної кривої*» (див. табл. 6.2).

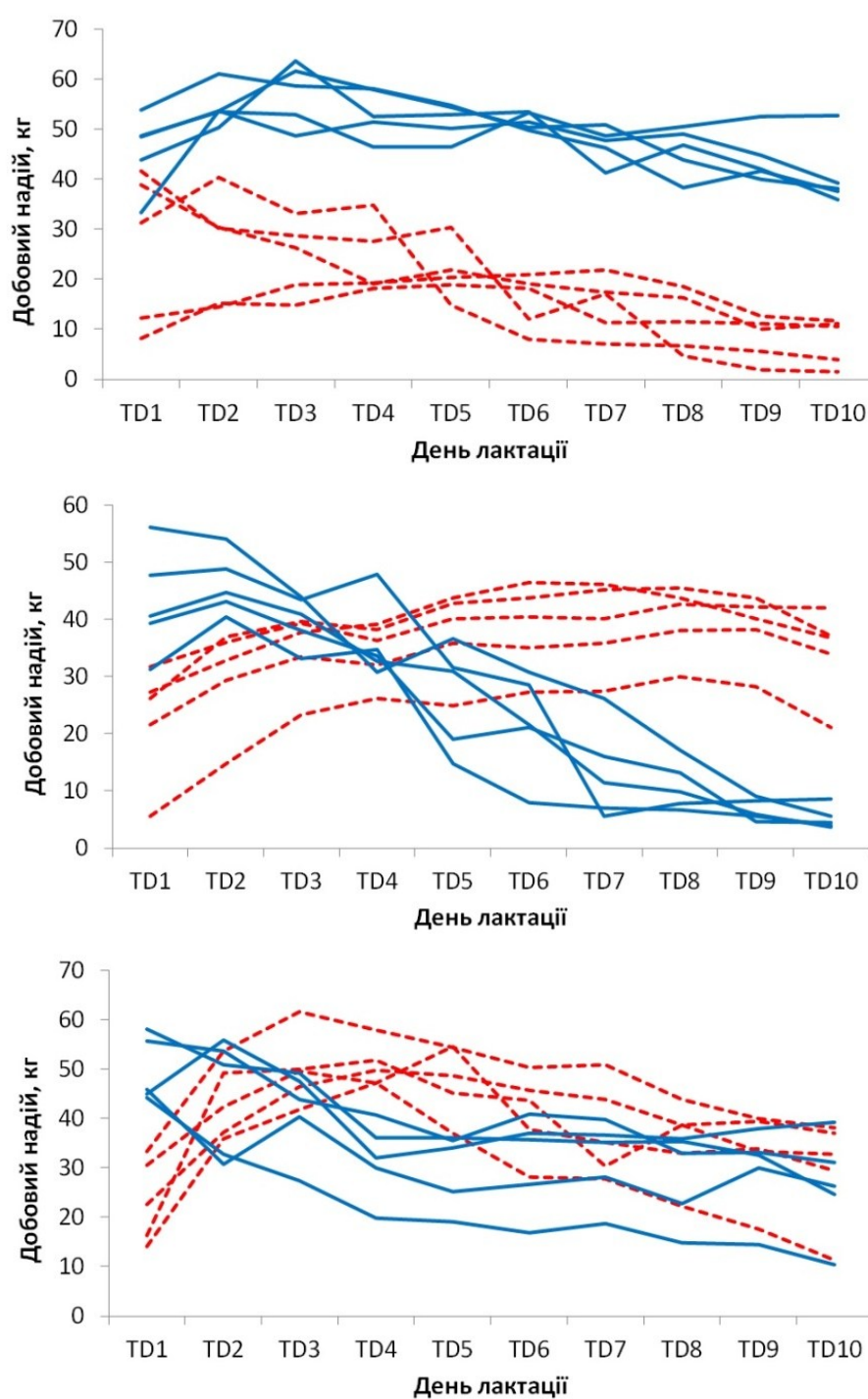


Рис. 6.2. Індивідуальні лактаційні криві корів голштинської породи, які мали п'ять найвищих (суцільна лінія, синій колір) та п'ять найнижчих (пунктирна лінія, червоний колір) оцінок факторних міток за PC1 (А), PC2 (В) та PC3 (С)

На рис. 6В наведено усереднені лактаційні криві тварин, залежно від величини відповідних факторних міток за PC2. Тварини, яких було віднесено до групи G1 (тобто, із найнижчими оцінками факторних

міток за PC2) мали лактаційну криву із дуже високим показником сталості, тобто, оцінки надою тварин цієї групи за окремі контрольні дні майже не відрізнялися між собою.

З іншого боку, тварини, яких було віднесено до групи G4 (із найвищими оцінками факторних міток за PC2) характеризувалися, навпаки, лактаційними кривими з дуже низькими показниками сталості, тобто, оцінки надою тварин цієї групи суттєво відрізнялися між собою на початку та наприкінці лактації. Тварини, яких було віднесено до груп G2 та G3, займали проміжне положення.

Таким чином, друга головна компонента розподіляла тварин із високою та низькою оцінками показника сталості лактаційної кривої. Вірогідні відмінності між тваринами різних груп, що було виділено на підставі PC2, також мали місце для всіх десяти контрольних днів, за виключенням TD6 (див. табл. 6.3). Типові індивідуальні лактаційні криві для особин, які мали найвищі та найнижчі оцінки факторних міток за PC2 наведено на рис. 6.2В.

Нарешті, третя головна компонента (PC3) описувала 4,95 % сумарної мінливості та характеризувалася високими позитивними оцінками факторних навантажень у відношенні TD1 та TD10 та високими, але негативними оцінками у відношенні TD4-TD5. Таким чином, цю головну компоненту можна інтерпретувати, як «*Тип лактаційної кривої*» (див. табл. 6.2).

На рис. 6.1С наведено усереднені лактаційні криві тварин, залежно від величини відповідних факторних міток за PC3. Тварини, яких було віднесено до групи G1 (тобто, із найнижчими оцінками факторних міток за PC3) мали лактаційну криву типової форми, тобто, зі швидким зростанням надою у першу третину лактації та подальшим поступовим зниженням до закінчення лактації. Тварини, яких було віднесено до груп G2-G3, мали лактаційну криву менш типової форми, а для тварин групи G4 форма лактаційної кривої була атиповою.

Таким чином, третя головна компонента розподіляла тварин із типовою та атиповою формою лактаційної кривої. Вірогідні відмінності між тваринами різних груп, що було виділено на підставі PC3, мали місце для TD1, TD4, TD5, TD9 та TD10 (див. табл. 6.3). Типові індивідуальні лактаційні криві для особин, які мали найвищі та найнижчі оцінки факторних міток за PC3, наведено на рис. 6.2С.

У роботі (Macciotta et al., 2006) також було використано багатовимірний підхід до аналізу матриці оцінок добового надою за сім контрольних днів протягом лактації з використанням методу PCA.

Перші дві головні компоненти, що було ними виділено, описували 87% загальної мінливості. При цьому, перша головна компонента була пов'язана із оцінками добового надою за всі контрольні дні, а друга – була негативно пов'язана із оцінками надою протягом першої половини лактації та позитивно пов'язана із відповідними оцінками протягом другої половини лактації. Таким чином, автори трактували першу головну компоненту, як рівень продуктивності за всю лактацію, а другу – як сталість (*persistence*) лактаційної кривої. При цьому, ці дві нові латентні змінні не були пов'язані між собою і, таким чином, можуть розглядатися, як незалежні характеристики лактаційної кривої тварин.

Характерно, що використання багатовимірного підходу (РСА) для аналізу показників лактаційної кривої на підставі оцінок надоїв за контрольні дні дав дуже подібні результати у випадку дослідження молочної продуктивності інших свійських тварин. Так, результати РСА дозволили для форми лактаційних кривих молочних порід кіз Франції інтерпретувати три основні компоненти: перша компонента характеризувала рівень надоїв протягом усієї лактації, друга компонента – сталість лактації, а третя – мінливість надою в середині лактації (Arnal et al., 2018).

При аналізі молочної продуктивності овець Італії на підставі оцінок надою за певні контрольні дні було інтерпретовано перші дві головні компоненти, що описували сумарно більше 90% загальної мінливості. Вони також стосувалися мінливості загального надою за лактацію та сталості лактаційної кривої, відповідно (Carta et al., 2014).

Найбільшою мірою на оцінки факторних міток для РС1-РС3 було відмічено вплив таких не-генетичних факторів, як вік тварини (у лактаціях), рік та місяць отелення (табл. 6.4).

Таблиця 6.4

Результати перевірки гіпотези щодо впливу генетичних та не-генетичних факторів на оцінки факторних міток для РС1-РС3

Фактор	Головна компонентна		
	PC1	PC2	PC3
Генотип батька	0,058	0,006	0,033
Лінія батька	ns	0,018	ns
Рік народження	ns	ns	0,011
Вік тварини (у лактаціях)	< 0,001	< 0,001	0,002
Рік отелення	< 0,001	< 0,001	< 0,001
Місяць отелення	0,024	< 0,001	< 0,001

Примітки: РС1-РС3 – перші три Головні Компоненти. ns – $P > 0,05$.

Вірогідний вплив номеру лактації, року та сезону отелення на латентні змінні, що характеризують основні показники лактаційної кривої та встановлені на підставі багатовимірною факторного аналізу, раніше вже був доведений для корів симентальської породи Італії (Macciotta et al., 2004).

У тварин дослідного стада від I-ї до III-ї лактації спостерігалася тенденція збільшення середніх значень оцінок факторних міток для PC1 та PC2, тобто, з віком зростає загальний рівень молочної продуктивності, але знижувалася сталість лактаційної кривої. В цілому, первістки характеризувалися відносно низькими та більш-менш стабільними надоями на різних етапах лактації, а під час II-ї та III-ї лактації форма лактаційних кривих набувала типового вигляду з швидким зростанням на початку та поступовим зниженням добових надой після досягнення пікового значення (Kramarenko & Kramarenko, 2022). Також було встановлено, що надой збільшувалися зі зростанням номеру лактації та максимізувалися під час IV-ї або V-ї лактації. Це може бути пов'язано зі збільшенням розміру вим'я та кількості секреторних клітин у повновікових тварин (Davis & Hughson, 1988).

Іншим поясненням впливу номеру лактації на форму лактаційної кривої може бути наявність різниці в швидкості виснаження організму – повновікові корови використовують свій резерв швидше на більш ранніх стадіях лактації. Більш високі показники виснаження на ранніх стадіях лактації у повновікових корів призводять, відповідно, до більш раннього досягнення піку продуктивності (Wood, 1968; Collins-Lusweti, 1991).

Не менш суттєвим був вплив на форму лактаційної кривої та, відповідно, загальний рівень молочної продуктивності, таких факторів зовнішнього середовища, як рік та, особливо, сезон отелення (див. табл. 6.4). Як відомо, під впливом теплового стресу тварини віддають пріоритет, насамперед, росту та підтримці власної життєздатності за рахунок синтезу молока. Так, на поголів'ї корів голштино-фризької породи в умовах Туреччини було доведено, що їх надой повільно знижувалися, починаючи з квітня, і різко знизились у травні, коли значення коефіцієнта ТНІ перевищувало 65...70. Протягом літніх місяців, коли це значення перевищувало 70, надій продовжував зменшуватися. Проте надой знову починали зростати у кінці серпня і, нарешті, у жовтні досягали травневих значень (Duru, 2018).

Для PC3, що відображає атиповість форми лактаційної кривої, раніше вже було встановлено, що у 15...42% голштинських корів в

умовах Тунісу індивідуальні лактаційні криві мали атипову форму (Rekik et al., 2003). А в роботі (Tekerli et al., 2000) було встановлено, що 26,3% із 1278 проаналізованих повних лактаційних кривих турецьких корів голштинської породи також мали атипову форму.

Вплив генотипу батька на рівень мінливості добового надою під час TD1-TD10 знаходився трохи нижче першого рівня вірогідності ($P = 0,058$), хоча, з іншого боку, стосовно PC2 та PC3 він був вірогідним. Лінія бугая-батька демонструвала вірогідний вплив лише на показник сталості лактаційної кривої (див. табл. 6.4). Це може свідчити про те, що вплив мають не стільки відмінності між лініями, до яких належали бугаї (Белла, Валіанта, Елевейшна, Старбака та Чіфа), скільки відмінності між окремими бугаями в межах окремих ліній.

Висновки. Було виявлено вірогідні зв'язки між добовими надоями корів голштинської породи за окремі контрольні дні (TD1-TD10). Перші три головні компоненти описували 90,33% сумарної мінливості варіаційно-коваріаційної матриці стандартизованих значень надою за окремі контрольні дні. Перша головна компонента (PC1) описувала 66,32% сумарної мінливості. Вона характеризувалася високими оцінками факторних навантажень у відношенні TD2-TD10 та її можна інтерпретувати, як *«Загальний рівень молочної продуктивності»*. Друга головна компонента (PC2) описувала 19,06% сумарної мінливості та характеризувалася високими позитивними оцінками факторних навантажень у відношенні TD1-TD2 та високими, але негативними оцінками у відношенні TD9-TD10. Таким чином, цю головну компоненту можна інтерпретувати, як *«Сталість лактаційної кривої»*. Нарешті, третя головна компонента (PC3) описувала 4,95% сумарної мінливості та характеризувалася високими позитивними оцінками факторних навантажень у відношенні TD1 та TD10 та високими, але негативними оцінками у відношенні TD4-TD5. Таким чином, цю головну компоненту можна інтерпретувати, як *«Тип лактаційної кривої»*.

Характерно, що використання багатовимірної підходу (PCA) для аналізу показників лактаційної кривої на підставі місячних оцінок контрольних днів надоїв давав дуже близькі результати у випадку дослідження молочної продуктивності різних видів свійських тварин (худоби, кіз та овець). У всіх випадках перша головна компонента описувала абсолютний рівень молочної продуктивності протягом лактації, а друга – сталість лактаційної кривої.

Найбільший вплив на оцінки факторних міток для РС1-РС3 було відмічено для не-генетичних факторів, таких як вік тварини (у лактаціях), рік та місяць отелення. Із генетичних факторів більший вплив на форму лактаційної кривої мали не стільки відмінності між лініями, до яких належали бугаї (Белла, Валіанта, Елевейшна, Старбака та Чіфа), скільки відмінності між окремими бугаями в межах окремих ліній.

РОЗДІЛ 7

ФРАКТАЛЬНИЙ АНАЛІЗ МОЛОЧНОЇ ПРОДУКТИВНОСТІ ТА ВІДТВОРЮВАЛЬНОЇ ЗДАТНОСТІ КОРІВ

Фрактальний аналіз вже продемонстрував свої переваги при аналізі різних елементів тваринництва та переробки продукції. Головною перевагою використання фрактального аналізу є те, що він дозволяє знайти порядок у, здавалося б, хаотичних і невпорядкованих структурах або явищах. У класичній евклідовій геометрії розмірність (*dimension*) точки, лінії, поверхні та простору складають відповідно 0, 1, 2 і 3, тоді як у випадку фрактальних об'єктів їх розмірності (*FD – fractal dimension*) можуть набувати проміжних значень між зазначеними вище (Мандельброт, 2002).

Наприклад, при аналізі двовимірного зображення сухого молока ця розмірність може набувати проміжних значень між 1 та 2, що вказує на ступінь нерівності (заповнення поверхні) контуру часток (Barrett & Peleg, 1995). У роботі (Smoczyński, 2020) 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 разом із підвищенням температури сушіння, що свідчило про те, що технологічні параметри відображаються на мікроструктурі виробленого сухого молока.

Також фрактальний аналіз записів температури тіла, отриманих з інтервалом від 2 до 10 хвилин, може бути використано для об'єктивної диференціації реакцій великої рогатої худоби в прохолодному та спекотному середовищі (Hahn, 1999). 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 доріжок вівцематок виявилася синтетичним показником, що дозволив визначити ієрархічний поріг просторової адаптації кормової поведінки домашніх травоядних тварин на пасовищі (García et al., 2005). Крім того, фрактальний аналіз було застосовано при аналізі пасовищних доріжок, щоб уточнити інформацію щодо поведінки та оцінити вплив соціальних факторів на пасовища 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 (Tada et al., 2013).

Продемонстровано, що фрактальний аналіз може бути використано для біометричної ідентифікації великої рогатої худоби на підставі текстури дерматогліфічних особливостей носогубного дзеркала із подальшим використанням штучних нейронних мереж (El-Henawy et al., 2016).

У роботі Serrano et al. (2019) було отримано результати, що свідчать про мультифрактальну природу жирової та сполучної тканини іберійської шинки. Отримані мультифрактальні параметри можуть розглядатися як додаткова інформація для перевірки її якості 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 Крамаренко та ін. (2019) 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 (FD) – високу вірогідну кореляцію було отримано між середнім вмістом жиру, вимірним 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.

Основною метою 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 та відтворювальної здатності великої рогатої худоби в умовах ПрАТ «Племзавод «Степной» 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 (MY305), надій за всю лактацію (MYTot), тривалість сервіс-періоду (SI), тривалість сухостійного періоду (DP) та тривалість міжотельного періоду (ICI). Кожну тварину було оцінено за перші три лактації.

Для кожної ознаки було розраховано середнє арифметичне значення та його помилку ($M \pm SE$), а також проведено перевірку вибірових даних щодо відповідності 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) із 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. 7.1А).

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

$$z_i = \frac{x_i - \bar{X}}{\sigma}, \quad (7.1)$$

де x_i – вихідне значення;

$\bar{X}$ – вибірове середнє арифметичне;

σ – вибірове середнє квадратичне відхилення.

Тепер всі z-трансформовані значення набувають величину від -3,5 до +3,5. Гістограму їх розподілу наведено на рисунку 7.1В.

Крок 3. Розраховуються $\Phi(z)$ -трансформовані значення, використовуючи формулу інтеграла щільності нормального розподілу. Як вказано в роботі Крамаренка (2005), важливими особливостями цих оцінок є те, що вони мають близький до рівномірного тип розподілу і набувають 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 7.1С 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 (Shannon, 1948):

$$H(L) = - \sum_{j=1}^L p_j \log_2 p_j. \quad ((7.2))$$

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:

$$H(L) = a + b \times \log_2 L. \quad (7.3)$$

На рисунку 7.1D наведено відповідний графік для даних вихідної вибірки. Оцінка коефіцієнта кута нахилу цієї моделі (b), що розрахована на підставі метода найменших квадратів (МНК), і буде шуканою оцінкою інформаційної фрактальної розмірності (FD_1).

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 у 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 набувати значення від 0, коли в популяції всі особини мають однаковий прояв ознаки (рис. 7.2А), до майже 1, коли в популяції всі особини мають різний прояв ознаки й розподілені від мінімального до максимального значення рівномірно (рис. 7.2В).

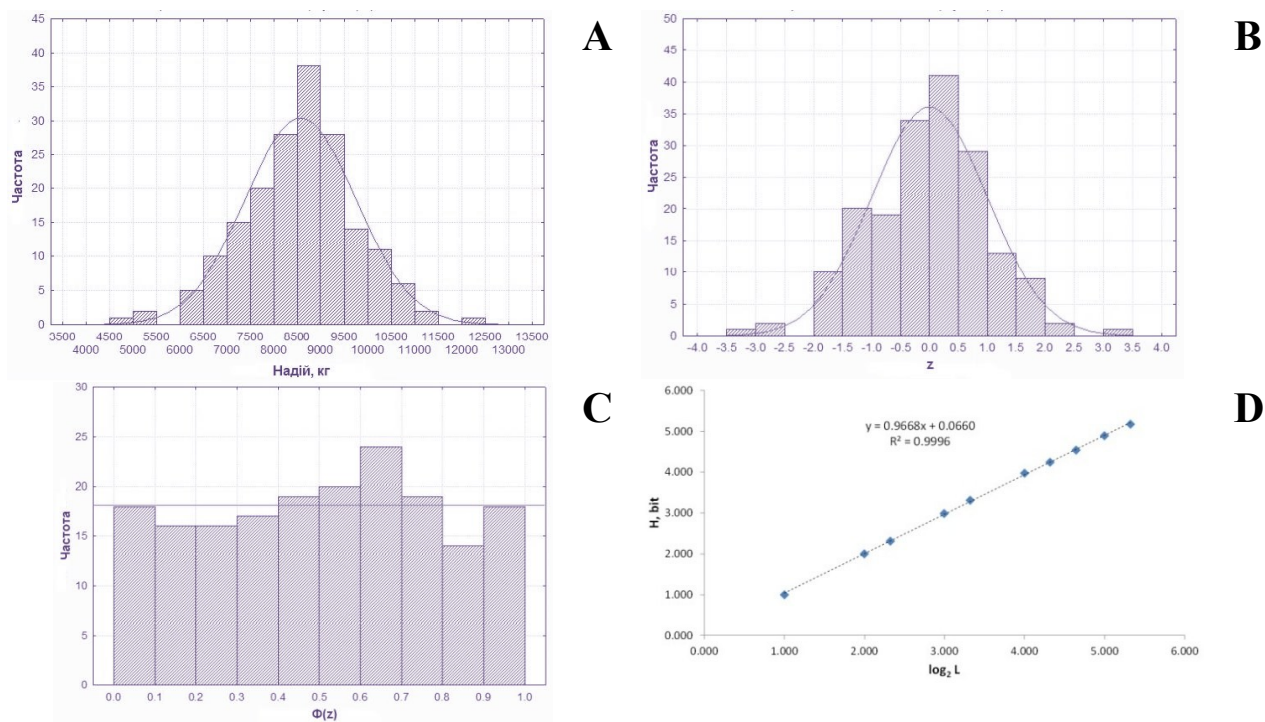


Рис. 7.1. Основні етапи розрахунку оцінки інформаційної фрактальної розмірності (FD_1) для надою за 305 днів: А – гістограма розподілу вихідних даних (наведено теоретичну криву нормального розподілу); В – гістограма розподілу z -трансформованих значень (наведено теоретичну криву нормального розподілу); 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: $R^2 = 99,96\%$).

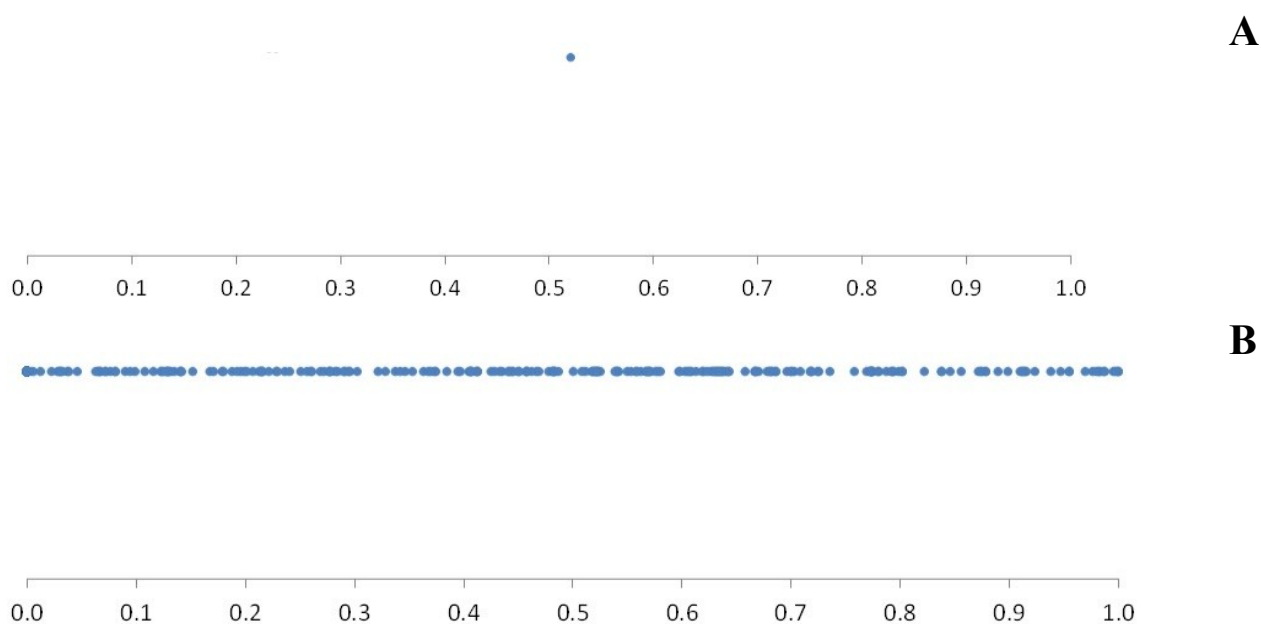


Рис. 7.2. Розподіл вибірових даних у випадку $FD_1 = 0$ (А) та $FD_1 \rightarrow 1$ (В)

При цьому, ступінь наближення оцінки FD_1 до 1 залежить від обсягу вибірки та у крайньому випадку (при $n \rightarrow \infty$, тобто, коли елементи вибірки набудуть всіх можливих значень 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_{1n} , яке б відповідало максимально можливій оцінці FD_1 для певного обсягу вибірки. Якщо отримана для фактичних даних оцінка FD_1 (для відповідного n) буде більше чи дорівнюватиме FD_{1n} , то робиться висновок про відсутність фрактальних властивостей вибірки, що досліджується, та вважається, що вибірка має повністю випадковий механізм процесу її формування.

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 7.2В 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 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. 7.3А). При збільшенні масштабу ще у два рази ця властивість характеру розподілу елементів у цій вибірці залишається аналогічною (рис. 7.3В).

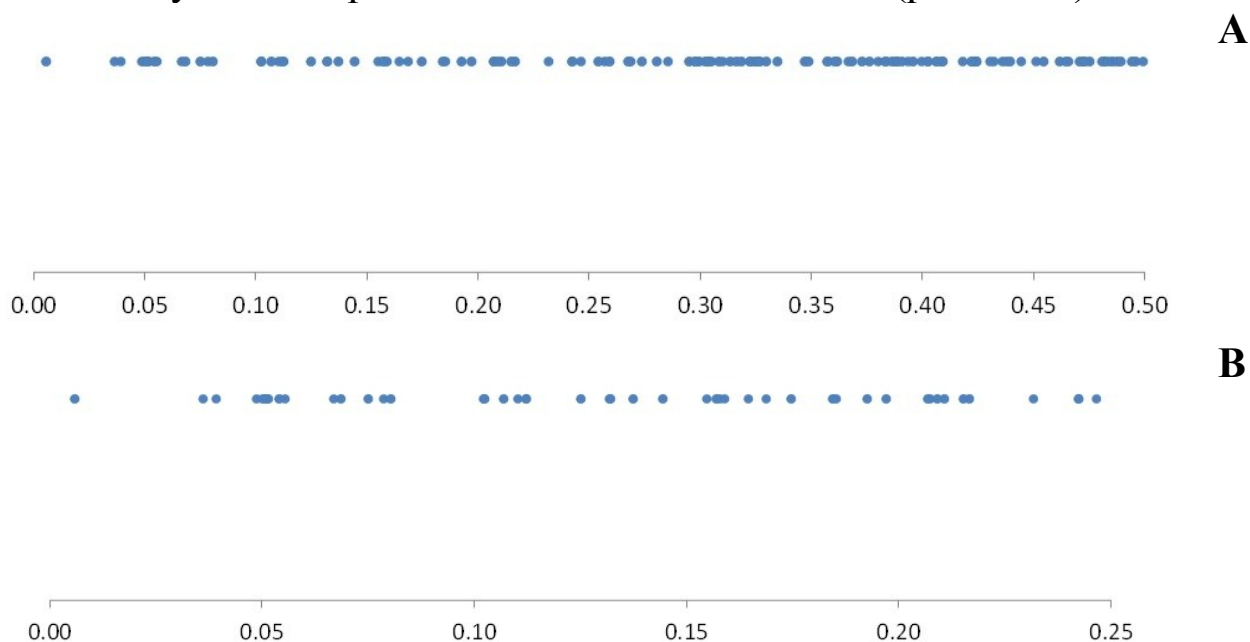


Рис. 7.3. Розподіл вибірових даних при збільшенні масштабу у два (А) та чотири рази (В)

Така інваріантність характеру розподілу елементів незалежно від обраного масштабу й вважається проявом фрактального характеру сукупності (Мандельброт, 2002).

Використавши генератор випадкових значень, нами було згенеровано 100 псевдовибірок, 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 100 цих псевдооцінок надалі було визначено FD_{1n} (для рівня значущості $P = 0,05$), тобто, значення для якого 95 ранжованих псевдооцінок FD_1 були б меншими, ніж FD_{1n} , а п'ять – більшими чи йому дорівнювали.

Перевірку гіпотези щодо відсутності вірогідного впливу номеру лактації на отримані оцінки інформаційної фрактальної розмірності для різних ознак молочної продуктивності було проведено за допомогою коваріаційного аналізу (ANCOVA).

Всі статистичні розрахунки було проведено на підставі алгоритмів, що описано у посібнику Крамаренка та ін. (2019) за допомогою програмного забезпечення MS Excel та PAST v. 2.14 (Hammer et al., 2001).

В таблиці 7.1 наведено оцінки мінливості ознак молочної продуктивності та відтворювальної здатності корів голштинської породи залежно від номеру лактації, а також результати перевірки вибірових даних щодо відповідності нормальному розподілу Гауса-Лапласа із використанням критерію Колмогорова-Смирнова (d_{KS}).

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 сумарний надій за III-ю лактацію, для якого розподіл вірогідно не відхилявся від нормального (критерій Колмогорова-Смирнова d_{KS} : $P > 0,05$).

Таблиця 7.1

**Оцінки мінливості ($M \pm SE$) та критерію Колмогорова-Смирнова
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	$M \pm SE$	337,9 ± 4,8	377,8 ± 7,9	357,7 ± 9,7	9,36***
	d_{KS}	0,194**	0,161**	0,175**	
MYTot, кг	$M \pm SE$	10224,0 ± 153,5	12277,0 ± 241,9	11567,8 ± 342,6	24,78***
	d_{KS}	0,089**	0,106**	0,066 ^{ns}	
MY305, кг	$M \pm SE$	9374,8 ± 84,5	10711,6 ± 127,7	10631,4 ± 247,8	34,81***
	d_{KS}	0,067**	0,107**	0,117**	
SI, днів	$M \pm SE$	114,0 ± 4,6	136,8 ± 6,3	121,8 ± 9,5	4,45*
	d_{KS}	0,204**	0,152**	0,155**	
DP, днів	$M \pm SE$	-	54,8 ± 0,7	59,1 ± 1,8	6,72***
	d_{KS}	-	0,185**	0,284**	
ICI, днів	$M \pm SE$	-	393,1 ± 4,7	400,4 ± 6,1	0,81 ^{ns}
	d_{KS}	-	0,174**	0,118**	

Примітки: DIM – тривалість лактації; MYTot – сумарний надій за лактацію; MY305 – надій за 305 днів лактації; SI – тривалість сервіс-періоду; DP – тривалість сухостійного періоду; ICI – тривалість міжотельного періоду. d_{KS} – критерій Колмогорова-Смирнова. ANOVA's *F* – критерій Фішера-Снедекора (дисперсійний аналіз). * – $P < 0,05$; ** – $P < 0,01$; *** – $P < 0,001$; ns – $P > 0,05$.

В цілому, в розрізі перших трьох лактацій, первістки характеризувалися найменшим рівнем ознак молочної продуктивності.

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.

Раніше вже було продемонстровано наявність двох патернів вікової мінливості молочної продуктивності корів (Крамаренко та ін., 2018). Для першого з них відмічається вірогідне збільшення надою від

I-ї до III-ої лактації із його подальшою стабілізацією (патерн $1 < 2 < 3 = 4+$). Його також було відмічено серед корів голштинської породи в Угорщині (Jonas et al., 2016), Кореї (Vijayakumar et al., 2017) та ін.

Для другого патерна рівень молочної продуктивності досягав свого максимального значення вже під час II-ї лактації (патерн $1 < 2 = 3+$), і його було відмічено в даному дослідженні, а також серед корів голштинської або голштино-фризької породи в Марокко (Talbi & El Madidi, 2015), Єгипті (Rushdi, 2015), Китаї (Yang et al., 2013) та ін.

При розрахунку оцінок інформаційної фрактальної розмірності (FD_1) ознак молочної продуктивності корів голштинської породи було встановлено (табл. 7.2), що адекватність використаної нами лінійної моделі $H(L) = a + b \times \log_2 L$ для вихідних даних була дуже високою і оцінка коефіцієнта детермінації моделей (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).

У цілому, жодна оцінка інформаційної фрактальної розмірності (FD_1) ознак молочної продуктивності та відтворювальної здатності корів голштинської породи не переважала FD_{1n} (для I-II-ї лактації ця оцінка дорівнювала 0,9812, а для III-ї лактації – 0,9518). Таким чином, всі досліджені ознаки характеризувалися фрактальними властивостями. Це свідчить про те, що для всіх досліджених ознак розподіл окремих значень у межах вибірки був не рівномірний, а більш «згрупований», тобто, ознаки набували не будь-яке значення (від мінімального до максимального для вибірки), а були певні значення, які спостерігалися з більшою ймовірністю, 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). Дещо вищі оцінки було отримано для тривалості лактації (0,7435...0,8601), міжотельного (0,8229...0,8247) та сухостійного періодів (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 найбільшою мірою фрактальні властивості було встановлено для тих ознак, розподіл яких значно відхилявся від нормального розподілу. Для цього нами було використано нормальний імовірнісний папір.

Таблиця 7.2

Оцінки інформаційної фрактальної розмірності ознак молочної продуктивності та відтворювальної здатності корів голштинської породи залежно від номеру лактації

Ознака	Лактація						ANCOVA's <i>F</i>
	I-a (<i>n</i> = 238)		II-a (<i>n</i> = 238)		III-я (<i>n</i> = 107)		
	<i>FD</i> ₁ ± <i>SE</i>	<i>R</i> ² , %	<i>FD</i> ₁ ± <i>SE</i>	<i>R</i> ² , %	<i>FD</i> ₁ ± <i>SE</i>	<i>R</i> 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}

Примітки: DIM – тривалість лактації; MYTot – сумарний надій за лактацію; MY305 – надій за 305 днів лактації; SI – тривалість сервіс-періоду; DP – тривалість сухостійного періоду; ICI – тривалість міжотельного періоду. *FD*₁ ± *SE* – оцінка інформаційної фрактальної розмірності та її статистична помилка. ANOCVA's *F* – критерій Фішера-Снедекора (коваріаційний аналіз). * – *P* < 0,05; ** – *P* < 0,01; *** – *P* < 0,001; ns – *P* > 0,05.

Як відомо, для вибірок, що мають нормальний розподіл, всі її елементи будуть розташовуватися вздовж однієї прямої лінії (Sokal & Rohlf, 1995). Перевірка вихідних даних, особливо тих, що мали найнижчі оцінки *FD*₁ за допомогою нормального ймовірнісного паперу свідчила 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, кожену з яких можна апроксимувати відповідною прямою лінією, що, наприклад, дуже добре відмічається для тривалості міжотельного періоду (рис. 7.4А) та тривалості сервіс-періоду (рис. 7.4В) корів голштинської породи.

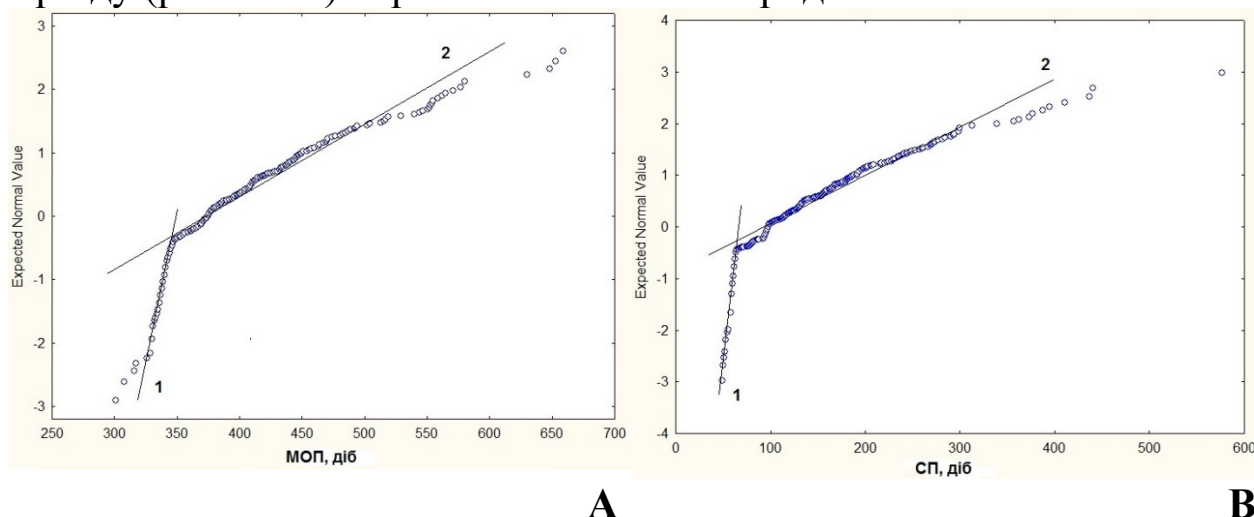


Рис. 7.4. Перевірка характеру розподілу з використанням нормального ймовірнісного паперу для тривалості міжотельного періоду (А) та тривалості сервіс-періоду (В) корів голштинської породи

Примітки: МОП – тривалість міжотельного періоду; СП – тривалість сервіс-періоду. Цифрами 1 та 2 позначено субгрупи, що характеризувалися різними оцінками середнього арифметичного значення та стандартного відхилення ($Mean \pm \sigma$).

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. 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 першого розподілу та $419,0 \pm 70,36$ діб для другого. Для тривалості сервіс-періоду об'єднана вибірка є сумішшю двох нормальних розподілів із параметрами $61,0 \pm 2,14$ діб для першого розподілу та $149,5 \pm 76,34$ діб для другого. При цьому, пропорції цих двох розподілів становили приблизно 30% : 70%.

Таким чином, можна стверджувати про існування значень, вірогідність отримання яких для досліджених тварин значно вища, ніж якихось 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.

Найменшою мірою фрактальний характер 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 них були дуже близькі до оцінок FD_{1n} (див. табл. 7.2). Для цих же ознак відмічено й найбільш наближений характер розподілу вибірових даних до нормального, оскільки всі значення (незалежно від номеру лактації) розташовувалися майже вздовж прямої лінії при використанні нормального ймовірнісного паперу (рис. 7.5). Відмінності ступеня нахилу цих ліній свідчать про різні параметри ($Mean \pm \sigma$) для різних лактацій, на що вказують отримані результати (див. табл. 7.1).

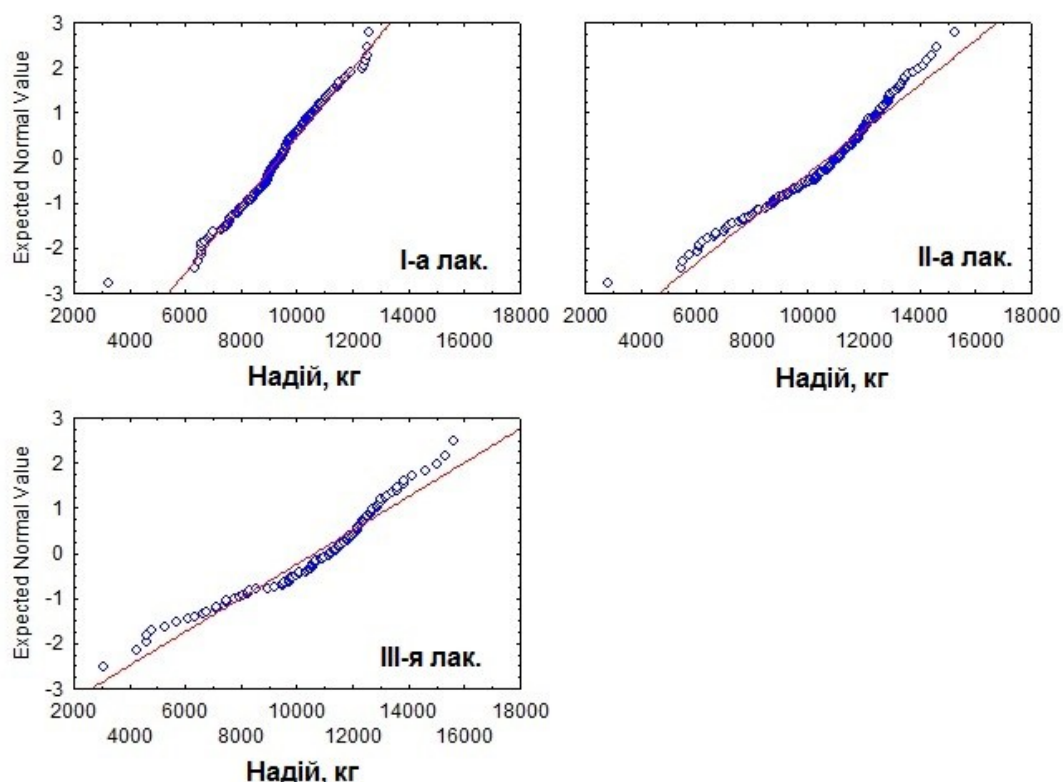


Рис. 7.5. Перевірка характеру розподілу з використанням нормального ймовірнісного паперу для надою за 305 днів корів голштинської породи протягом I-III-ї лактацій

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. 7.6А), 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. 7.6В).

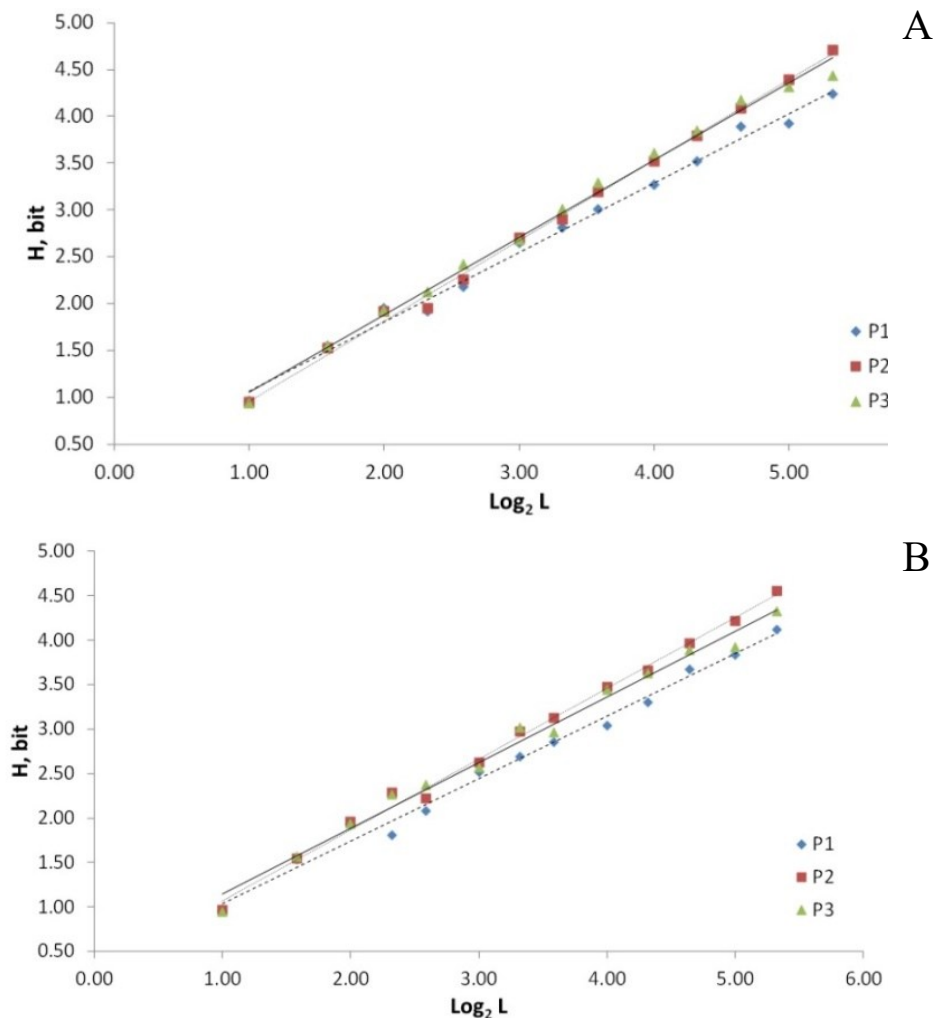


Рис. 7.6. Графіки залежності оцінок ентропії $H(L)$ від $\log_2 L$ для тривалості лактації (А) та тривалості сервіс-періоду (В) корів голштинської породи залежно від номеру лактації

Примітки: P1-P3 – перша-третя лактації. H – оцінка ентропії. L – кількість інтервалів.

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. 7.2).

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. 7.7).

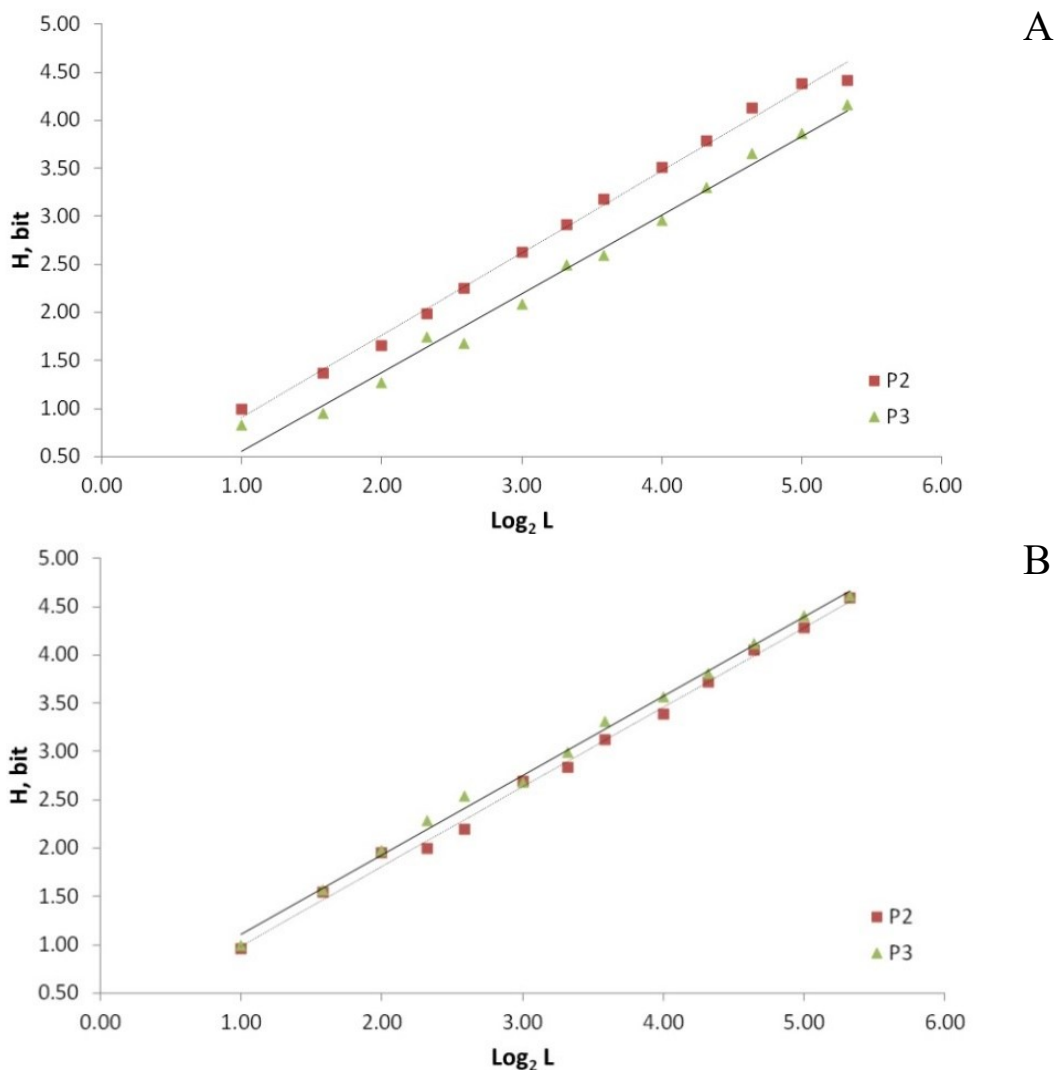


Рис. 7.7. Графіки залежності оцінок ентропії $H(L)$ від $\log_2 L$ для тривалості сухостійного (А) та міжотельного періоду (В) корів голштинської породи залежно від номеру лактації

Примітки: P2, P3 – друга та третя лактації. H – оцінка ентропії. L – кількість інтервалів.

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

На підставі розрахунку 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 якихось 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 та міжотельного періодів.

Для надою (як за 305 днів лактації, так і за всю лактацію) із 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 із підвищенням ролі селекційної роботи із тваринами даного стада внаслідок вибракування під час I-II-ї лактації тварин із незадовільним рівнем молочної продуктивності.

РОЗДІЛ 8

ВПЛИВ ПОХОДЖЕННЯ ТА ГЕНЕРАЦІЇ НА ОЦІНКИ ФРАКТАЛЬНОЇ РОЗМІРНОСТІ ОЗНАК МОЛОЧНОЇ ПРОДУКТИВНОСТІ КОРІВ

Фрактали можна визначити як клас математичних функцій, що є інваріантними в широкому діапазоні масштабів, тобто, фрактали – це фігури з самоподібною структурою, що можна розкласти на менші версії самих себе. Фрактальний аналіз охоплює цілий ряд методів, що досліджують ступінь фрактальності (самоподібності) об'єктів або процесів шляхом порівняння їх вимірювання у різних масштабах (часових чи просторових) і, відповідно, аналіз фрактальної розмірності забезпечує новий спосіб для кількісної оцінки рівня стохастичної мінливості системи (Mandelbrot, 1982).

У широкому розумінні, фрактальна розмірність (FD – fractal dimension) складної структури дозволяє вимірювати, як вона заповнює простір, і, таким чином, є мірою її складності. Відповідно, якщо структура, процес чи поведінковий патерн, що має високу фрактальну розмірність, є адаптивними, то можна очікувати, що процеси розвитку характеризуватимуться точно налаштованими петлями зворотного зв'язку, спрямованими на збереження її складності (Alados et al., 1996).

Фрактальний аналіз (ФА) має декілька переваг: 1) він визначає самоподібність, тип організації, який зазвичай притаманний природним системам, але його нелегко визначити кількісно за допомогою традиційної математики; 2) він вивчає часові моделі, тому стискає інформацію з даних, отриманих за тривалі періоди часу; 3) він дозволяє визначити ієрархічні або функціональні рівні організації системи чи процесу, що підлягає дослідженню, наприклад, поведінки, фізіологічних реакцій, патернів рухової діяльності, тощо (Asher et al., 2009).

Починаючи з 80-х років XX сторіччя методи та підходи фрактальної геометрії були запропоновані як нова основа для розуміння та кількісного опису складних фізіологічних, морфологічних та поведінкових систем, у тому числі, й при дослідженнях свійських тварин. При аналізі наслідків стресу на терморегуляцію худоби (Hahn & Nienaber, 1993; Korthals et al., 1997) було показано, що оцінки фрактальної розмірності можуть бути використані для об'єктивної класифікації терморегуляційних реакцій

на прохолодне та спекотне середовище на основі температури барабанної перетинки, записаної з інтервалом від 5 до 10 хв.

ФА також було використано для перевірки зниження складності поведінкових моделей у стресових ситуаціях у іспанського козерога (*Capra pyrenaica*). Так було встановлено, що фрактальна розмірність розподілу частоти підйому голови тісно пов'язана з ефективністю виявлення хижаків. Її величина зменшувалася під час стресових умов, таких як останні етапи вагітності чи наявність паразитарної інфекції (Escós et al., 1995). Цей підхід надав новий та ефективний спосіб оцінки загального стану здоров'я тварин у польових умовах без необхідності їх відлову (Alados et al., 1996).

При порівняльному аналізі впливу умов утримання новонароджених телят голштинської породи на оцінки ефективності пристосування їх до потенційно стресових умов було показано, що розраховані оцінки фрактальної розмірності температури барабанної перетинки свідчили про поступове зменшення стресу, оскільки телята ставали старшими та краще акліматизувалися до умов навколишнього середовища (Macauley et al., 1995). В цілому, West (1990) стверджував, що фрактальні процеси більш адаптивні до внутрішніх змін і змін середовища, ніж нефрактальні, оскільки перші більш стійкі до помилок.

З'являється інформація про використання ФА як ефективного інструменту для вимірювання часової складності конкретної поведінки тварин. Оскільки ФА розглядає повну послідовність даної поведінки, він надає додаткову інформацію до стандартного поведінкового аналізу, що виконується без урахування структури послідовності діяльності. Наприклад, у роботі (Rutherford et al., 2003) показано на прикладі домашніх курей, що ФА був особливо чутливим до змін в організації часових моделей поведінки, таких як збільшення складності поведінки настороженості після стриманості та взяття крові.

ФА було використано для визначення, чи був пов'язаний рівень рандомізації локомоторних послідовностей і послідовностей спокою з умовами вирощування курей (*Gallus gallus domesticus*). Встановлено, що складність локомоторних послідовностей курей (і, відповідно, оцінки їх фрактальної розмірності) зменшувалася при високому стресі (обмеження їжі). Таким чином, фрактальна розмірність часової моделі рухової активності та активності спокою описувала різні аспекти центрального генератора шаблонів організмів для переміщення та

відпочинку та його мотиваційного контролю. У відповідь на стрес організм виконує ряд компенсаторних реакцій для підвищення ймовірності виживання, залучаючи ендокринну систему та поведінку (Maria et al., 2004).

У роботі Kembro et al. (2009) досліджено практичність і корисність ФА для оцінки тимчасової організації амбулаторної поведінки птахів за допомогою використання самок японських перепелів (*Coturnix coturnix japonica*). Було показано що, ФА виявив відмінності між нестимульованими та стимульованими групами тварин, що не було встановлено при використанні традиційних методів дослідження, і це свідчить про його корисність як інструменту для поведінкових досліджень. У роботі Rutherford et al. (2006) досліджували свиней, яких лікували від хронічного легкого стресу. Було виявлено, що свині мали більш правильну (вищі значення α) постуральну поведінку після впливу стресових факторів.

Ряд авторів використовували фрактальну розмірність пасовищних шляхів травоядних для вимірювання ефективності пошуку з точки зору використання простору. Патерни руху тварин в основному аналізувалися двома різними способами: за допомогою моделі корельованих випадкових блукань та визначення оцінки фрактальної розмірності, що стосуються зв'язку моделі шляхів руху тварин із просторовими моделями розподілу ресурсів. Так, ФА було використано для визначення, якою мірою моделі переміщення на пасовищі північних оленів (*Rangifer tarandus*) пов'язані з наявністю та характером розподілу харчових ресурсів у просторі та часі (Mårell et al., 2002). Крім того, ФА було застосовано при аналізі пасовищних маршрутів, для того щоб уточнити інформацію щодо поведінки та оцінити вплив соціальних факторів на прикладі корів голштинської породи. Було встановлено, що застосування ФА може кількісно визначити три аспекти пасовищних шляхів корів: ієрархічні масштаби, структуру та їх звивистість за масштабом (Tada et al., 2013).

Фрактальна розмірність пасовищних маршрутів руху вівцематок виявилася синтетичним показником, що дозволила визначити ієрархічний поріг просторової адаптації кормової поведінки свійських травоядних на пасовищі (Garcia et al., 2005). Таким чином, фрактальні коливання в послідовності поведінки відображають зміни умов середовища.

Доведено, що фрактальна організація локомоторної діяльності оптимізує співвідношення витрат і переваг, що було підтверджено при

порівнянні ефективності випадкового та фрактального пошуку (Cole, 1995).

Продemonстровано, що ФА може бути використано і для біометричної ідентифікації великої рогатої худоби на підставі текстури дерматогліфічних особливостей носогубного дзеркала з подальшим використанням штучних нейронних мереж (El-Henawy et al., 2016). Крім того, доведено, що у стресових ситуаціях через негативну дію інбридингу зменшувався фрактальна розмірність сагітального шва черепа самки газелі Дама (*Gazella dama*) (Alados et al. 1995).

Таким чином, основною метою нашої роботи було визначення впливу походження та генерації (в розрізі матері – дочки) на оцінки фрактальної розмірності ознак молочної продуктивності корів.

Матеріалом для виконання роботи слугували дані щодо молочної продуктивності великої рогатої худоби в умовах СТОВ «Промінь» Первомайського району Миколаївської області. Для цього було сформовано чотири дослідні групи з корів-первісток голштинської породи: перша – імпортовані тварини з Німеччини (G_M; $n = 181$); друга – їхні дочки, тобто, тварини власної репродукції (G_D; $n = 181$); третя – тварини української селекції (U_M; $n = 175$) і четверта – їхні дочки (U_D; $n = 175$).

Для кожної тварини було оцінено наступні ознаки: надій за 305 днів (MY305), надій за всю лактацію (MYTot), вміст жиру в молоці (FP), кількість молочного жиру (FY), вміст білка в молоці (PP), кількість молочного білка (PY) та тривалість лактації (DIM).

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. 8.1А). Для прикладу було взято оцінки надою за 305 днів для тварин групи G_D. Розмір вибірки $n = 181$.

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

$$z_i = \frac{x_i - \bar{X}}{\sigma}, \quad (8.1)$$

де x_i – вихідне значення;

$\bar{X}$ – вибіркове середнє арифметичне;

σ – вибіркове середнє квадратичне відхилення.

Тепер усі z -трансформовані значення приймають значення від -3,5 до +3,5. Гістограма їх розподілу наведена на рис. 8.1В.

Крок 3. Розраховуються $\Phi(z)$ -трансформовані значення, використовуючи формулу інтегралу щільності нормального розподілу. Важливими особливостями цих оцінок є те, що вони мають близький до рівномірного тип розподілу й набувають значення від 0 до 1.

Крок 4. Обирається кількість інтервалів (L) та розраховується їх верхні та нижні межі. Наприклад, при $L = 10$, це будуть інтервали 0...0,100; 0,101...0,200; 0,201...0,300 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). Частоти n_j для вихідних даних із нашого прикладу набувають значення 18, 16, 16, 17, 19, 20, 24, 19, 14 та 18 (із очікуваним теоретичним значенням 18,1, тобто, 181/10). На рис. 8.1С наведено гістограму розподілу $\Phi(z)$ -трансформованих значень при $L = 10$.

Крок 5. Розраховуються відносні частоти $p_j = n_j/n$ для кожного інтервалу. Для нашого прикладу, $p_1 = 18/181 = 0,0994$, $p_2 = 16/181 = 0,0884$ і т.п. На підставі отриманих оцінок відносної частоти розраховується оцінка ентропії Шеннона (Shannon, 1948):

$$H(L) = - \sum_{j=1}^L p_j \log_2 p_j. \quad (8.2)$$

Для нашого прикладу отримана оцінка становить $H(10) = 3,308$ bit.

Крок 6. Повторюються Кроки 4 та 5 для різних значень L . В нашому прикладі, було обрано наступні значення L : 40, 32, 25, 20, 16, 12, 10, 8, 5, 4 та 2. Для кожного з цих значень було розраховано відповідні оцінки $H(L)$. Наприклад, $H(40) = 5,172$, $H(32) = 4,897$ bit і т.п.

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

$$H(L) = a + b \times \log_2 L. \quad (8.3)$$

На рис. 8.1D наведено відповідний графік для даних вихідної вибірки. Оцінка коефіцієнта кута нахилу цієї моделі « b », що розрахована на підставі методу найменших квадратів (МНК), і буде шуканою оцінкою інформаційної фрактальної розмірності (FD_1).

Інформаційна фрактальна розмірність (FD_1) може набувати значення від 0, коли в популяції всі особини мають однаковий прояв ознаки, до майже 1, коли в популяції всі особини мають різний прояв

ознаки й рівномірно розподілені від мінімального до максимального значення.

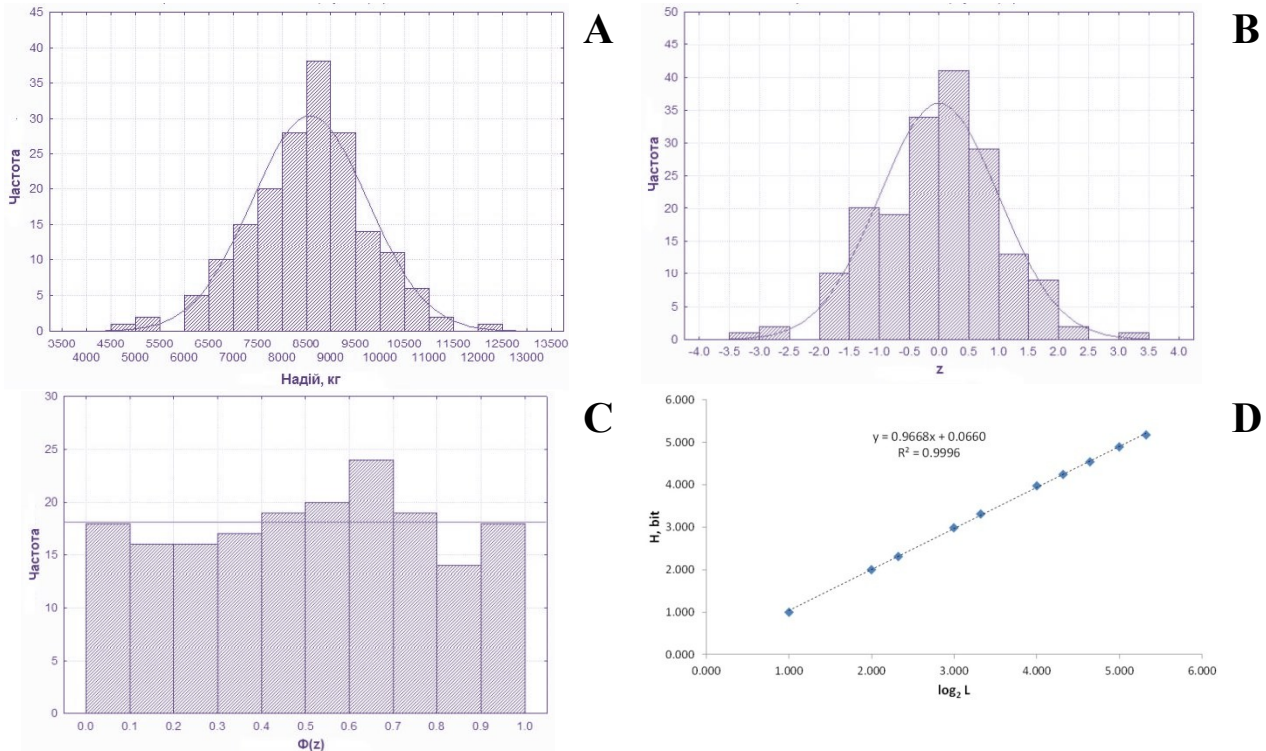


Рис. 8.1. Основні етапи розрахунку оцінки інформаційної фрактальної розмірності (FD_1) для надою за 305 днів тварин групи G_D: А – гістограма розподілу вихідних даних (наведено теоретичну криву нормального розподілу); В – гістограма розподілу z -трансформованих значень (наведено теоретичну криву нормального 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: $R^2 = 99,96\%$).

Таким чином, фрактальні властивості для одновимірної вибірки притаманні лише в тому випадку, коли оцінка її фрактальної розмірності набуває значення у межах $0 < FD_1 < 1$. При цьому, ступінь наближення оцінки FD_1 до 1 залежить від обсягу вибірки і в крайньому випадку (при $n \rightarrow \infty$, тобто, коли елементи вибірки набудуть всі можливі значення від 0 до 1) оцінка FD_1 дорівнюватиме 1.

Тому, при роботі з вибіркою обмеженої чисельності (у нашому випадку $n = 181$ та $n = 175$), перевірку гіпотези щодо наявності фрактальних властивостей у вибірці було проведено на підставі ресамплінг-процедури (Efron & Tibshirani, 1994). Використавши генератор випадкових значень, що вбудовано у MS Excel, нами було згенеровано N вибірок (наприклад, 100, 200, 300 та більше) обсягом n ,

елементи яких мали рівномірний тип розподілу від 0 до 1. Для кожної з цих вибірок було розраховано псевдо-оцінку $FD_{I(n)}$. При цьому, підраховувалося скільки разів отримана нами оцінка FD_I для фактичної вибірки переважала (чи точно дорівнювала) отриманій псевдо-оцінці $FD_{I(n)}$, тобто, був справедливий вираз $FD_I \geq FD_{I(n)}$. Дане значення позначимо m . Тому, вірогідність того, що FD_I більше чи дорівнює $FD_{I(n)}$ для певного n , може бути розрахована за формулою:

$$Pr = \frac{m}{N+1}. \quad (8.4)$$

Таким чином, для всіх вибірових даних, для яких отримана оцінка Pr була меншою 0,05, було зроблено висновок про наявність фрактальних властивостей. В іншому випадку, було зроблено висновок про випадковий характер мінливості відповідної ознаки.

Перевірку гіпотези щодо відсутності вірогідного впливу номера 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 « b » у моделі (8.3).

Всі статистичні розрахунки було проведено за допомогою табличного редактора MS Excel та пакету статистичних програм PAST (Hammer et al., 2001).

Незалежно від походження тварин, найвищі оцінки FD_1 було отримано для трьох ознак молочної продуктивності – надою за 305 днів, кількості молочного жиру та молочного білка (табл. 8.1). При цьому, отримані оцінки вірогідно не відрізнялися між собою в межах кожної з груп (ANCOVA: у всіх випадках $P > 0,05$), а також між матерями та дочками як німецького, так і українського походження (ANCOVA: у всіх випадках $P > 0,05$). Більш того, всі 12 оцінок (три ознаки у чотирьох групах тварин) також вірогідно не відрізнялися між собою (ANCOVA: $P > 0,05$).

Принципово інші закономірності було відмічено стосовно оцінок FD_1 надою за всю лактацію. По-перше, вони не відрізнялися між собою у матерів та дочок тварин як німецької, так і української селекції (ANCOVA: у всіх випадках $P > 0,05$). По-друге, якщо для тварин української селекції оцінки FD_1 надою за всю лактацію вірогідно не відрізнялися від відповідних оцінок надою за 305 днів (ANCOVA: у обох випадках $P > 0,05$), то для тварин німецької селекції, навпаки, і в групі матерів, і в групі дочок оцінки FD_1 надою за всю лактацію були вірогідно нижчими, ніж відповідні оцінки надою за 305 днів (ANCOVA: для групи G_M – $P = 0,001$; для групи G_D – $P = 0,024$).

Таблиця 8.1

Оцінки інформаційної фрактальної розмірності ознак молочної продуктивності корів-первісток голштинської породи різних груп

Ознака	Група							
	G_M (n = 181)		G_D (n = 181)		U_M (n = 175)		U_D (n = 175)	
	$FD_1 \pm SE$	$R^2, \%$	$FD_1 \pm SE$	$R^2, \%$	$FD_1 \pm SE$	$R^2, \%$	$FD_1 \pm SE$	$R^2, \%$
MY305	0,9668 $\pm$ 0,0064	99,9	0,9652 $\pm$ 0,0062	99,9	0,9591 $\pm$ 0,0121	99,9	0,9422 $\pm$ 0,0087	99,9
MYTot	0,9324 $\pm$ 0,0061	99,9	0,9427 $\pm$ 0,0066	99,9	0,9295 $\pm$ 0,0081	99,9	0,9195 $\pm$ 0,0106	99,9
FP	0,7755 $\pm$ 0,0223	99,3	0,6156 $\pm$ 0,0446	96,0	0,7029 $\pm$ 0,0240	99,1	0,7104 $\pm$ 0,0240	99,1
FY	0,9590 $\pm$ 0,0100	99,9	0,9622 $\pm$ 0,0058	99,9	0,9520 $\pm$ 0,0113	99,9	0,9390 $\pm$ 0,0110	99,9
PP	0,7550 $\pm$ 0,0307	98,4	0,7649 $\pm$ 0,0255	99,4	0,6680 $\pm$ 0,0385	98,0	0,6694 $\pm$ 0,0232	99,0
PY	0,9616 $\pm$ 0,0090	99,9	0,9571 $\pm$ 0,0071	99,9	0,9656 $\pm$ 0,0075	99,9	0,9511 $\pm$ 0,0084	99,9
DIM	0,7695 $\pm$ 0,0227	99,4	0,7802 $\pm$ 0,0262	99,1	0,7735 $\pm$ 0,0206	99,4	0,8108 $\pm$ 0,0196	99,5

Примітки: DIM – тривалість лактації; MYTot – сумарний надій за лактацію; MY305 – надій за 305 днів лактації; FP – вміст жиру в молоці; FY – кількість молочного жиру; PP – вміст білка в молоці; PY – кількість молочного білка. $FD_1 \pm SE$ – оцінка інформаційної фрактальної розмірності та її статистична помилка. ANOCVA's F – критерій Фішера-Снедекора (коваріаційний аналіз). * – $P < 0,05$; ** – $P < 0,01$; *** – $P < 0,001$; ns – $P > 0,05$.

Під час аналізу оцінок інформаційної фрактальної розмірності (FD_1) вмісту жиру в молоці корів-первісток голштинської породи було встановлено суттєвий вплив походження тварин. Так, для тварин німецької селекції оцінка FD_1 вмісту жиру в молоці матерів була вірогідно вищою, ніж у дочок – 0,7755 та 0,6156, відповідно (ANCOVA: $P = 0,006$), у той час як для тварин української селекції ці відмінності не були вірогідними – 0,7029 та 0,7104, відповідно (ANCOVA: $P > 0,05$).

Характерно, що незалежно від походження, оцінки ентропії Шеннона дочок для різних L були меншими, ніж матерів (рис. 8.2).

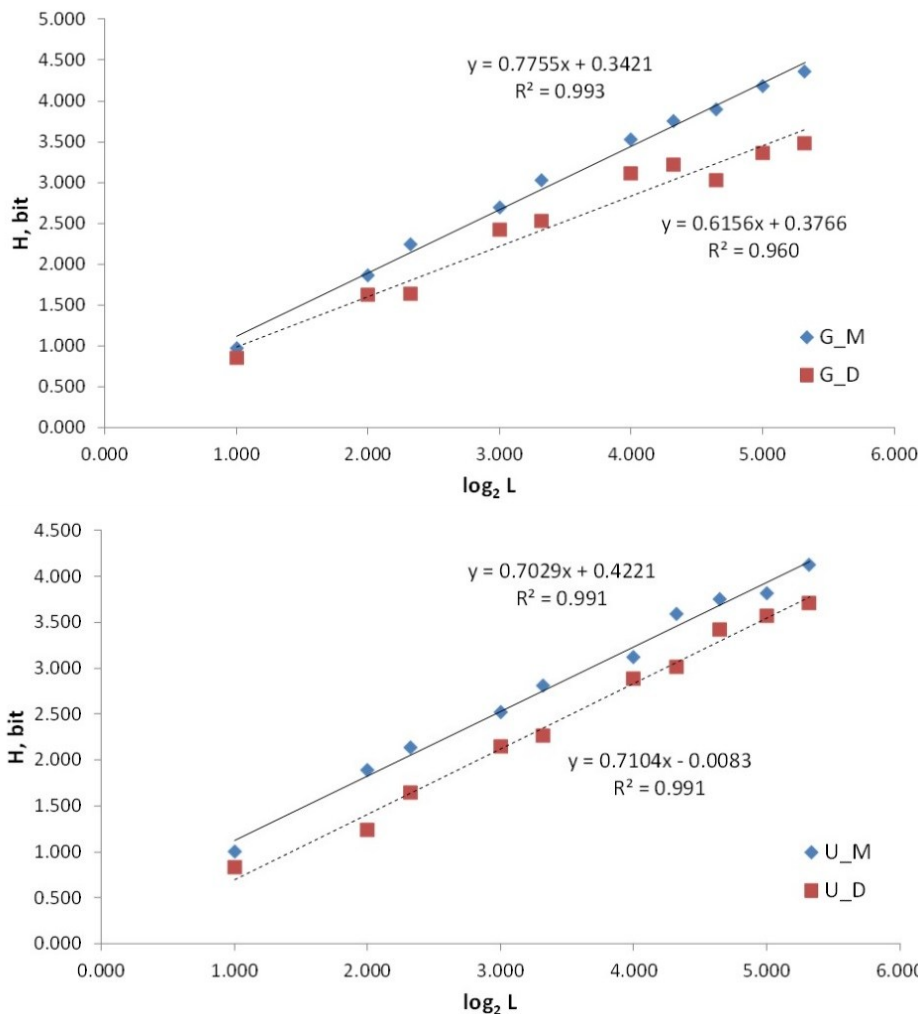


Рис. 8.2. Оцінки інформаційної фрактальної розмірності (FD_1) вмісту жиру в молоці матерів та дочок голштинської породи німецького (А) та українського (В) походження

Примітки: H – оцінка ентропії. L – кількість інтервалів. Імпортовані тварини з Німеччини (G_M), їхні дочки (G_D), тварини української селекції (U_M), їхні дочки (U_D).

З іншого боку, оцінки FD_1 вмісту білка в молоці вірогідно не відрізнялися у матерів та дочок як німецького, так і українського походження (ANCOVA: у обох випадках $P > 0,05$). Хоча, в цілому, відповідні оцінки FD_1 тварин українського походження були дещо нижчими, ніж німецького (див. табл. 8.1). Крім того, відмічено, що для великих значень L оцінки ентропії $H(L)$ тварин німецької селекції залишалися майже без змін (рис. 8.3А), а також матерів української селекції (рис. 8.3В). Це може бути пояснено тим, що зі збільшенням кількості інтервалів (L) їх ширина стає меншою, ніж точність

оцінювання вмісту білка в молоці тварин (тобто, 0,01%). Тому, у даному випадку, оцінювання FD_1 було проведено без врахування граничних значень L , насамперед, для тварин німецької селекції (див. рис. 8.3А).

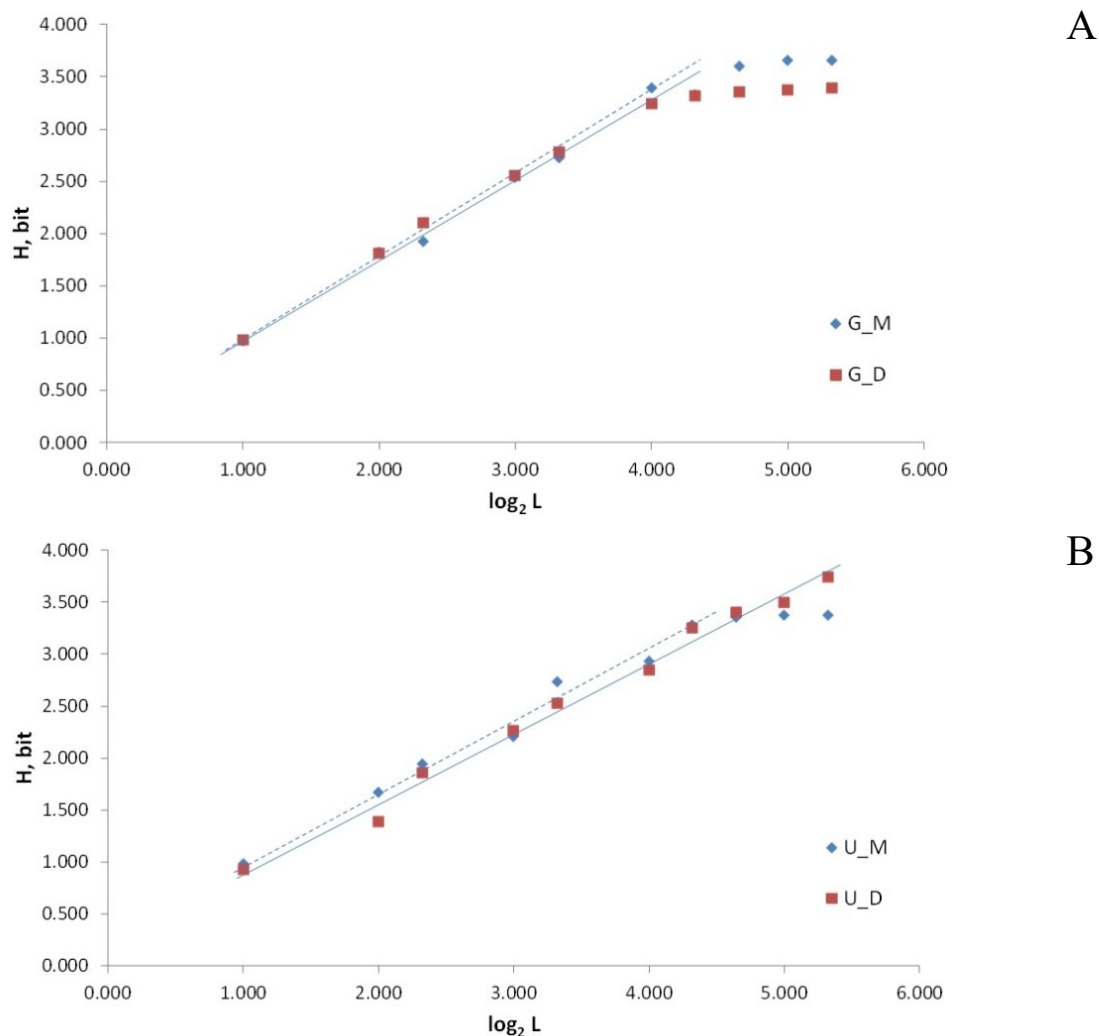


Рис. 8.3. Оцінки інформаційної фрактальної розмірності (FD_1) вмісту білка в молоці матерів та дочок голштинської породи німецького (А) та українського (В) походження

Примітки: H – оцінка ентропії. L – кількість інтервалів. Імпортовані тварини з Німеччини (G_M), їхні дочки (G_D), тварини української селекції (U_M), їхні дочки (U_D).

Стосовно тривалості лактації, отримані оцінки інформаційної фрактальної розмірності вірогідно не відрізнялися між матерями та дочками незалежно від селекції (ANCOVA: в обох випадках $P > 0,05$), а також вірогідно не відрізнялися між тваринами всіх чотирьох груп (ANCOVA: $P > 0,05$) (див. табл. 8.1).

Якщо розглянути отримані оцінки FD_1 у розрізі окремих ознак, то найвищі оцінки (дуже близькі до 1) було отримано для надою за 305 днів, кількості молочного жиру та молочного білка (див. табл. 8.1). Для тварин трьох груп (G_M, G_D та U_M) отримані оцінки P_r були значно більшими 0,05 і, таким чином, для цих ознак можна стверджувати про випадковий механізм їх формування та, відповідно, про відсутність фрактальних властивостей. Для групи U_D аналогічний результат було отримано для кількості молочного білка, оцінка FD_1 для якого становила 0,9511. При цьому, для інших двох ознак (надою за 305 днів та кількості молочного жиру) у корів-дочок, навпаки, було доведено наявність фрактальних властивостей. Це може свідчити про те, що процеси формування особливостей їх мінливості мають однаковий (білка) впливають численні випадкові, але відносно слабкі фактори, оскільки їх оцінки FD_1 близькі до 1 (див. табл. 8.1).

В середньому оцінка коефіцієнта успадкування (h^2) надою становить 0,25, що свідчить про те, що лише 25% різниці між надоями великої рогатої худоби пояснюється їх геномною структурою, у той час як решта 75% припадає на вплив середовищних факторів, що включає управлінські, екологічні та фізичні фактори, що впливають на корів під час їх лактації (Collier et al., 2017).

Серед генетичних та не-генетичних факторів, що впливають на рівень молочної продуктивності корів було доведено суттєвий вплив наступних: лінія бугая-плідника (Choudhary et al., 2019; Thakkar et al., 2021), номер лактації, тобто, вік тварин (Gorgulu, 2011; Bolacali & Öztürk, 2018; Marumo et al., 2022), вік першого осіменіння чи першого запліднення (Gorgulu, 2011; Eastham et al., 2018; Adamczyk et al., 2018), сезон року (ElBoshra et al., 2016), тривалість міжотельного періоду (Němečková et al., 2015; Vujko et al., 2018), тривалість сухостійного періоду (Gorgulu, 2011) та ін.

Дещо нижчими (0,9200...0,9400) були оцінки FD_1 надою за всю лактацію, при цьому, ці оцінки у тварин всіх чотирьох груп коливалися в дуже вузьких межах і на них не було доведено вірогідного впливу ані походження, ані генерації (ANCOVA: $P > 0,05$). З іншого боку, встановлено, що для тварин всіх чотирьох дослідних груп оцінки FD_1 для надою за всю лактацію були вірогідно нижчими, ніж відповідні оцінки надою за 305 днів. Це, можливо, пов'язано з тим, що надій за всю лактацію має більш високий рівень детермінованості, оскільки одним із важливих факторів, що на нього впливають, є тривалість лактації.

Нами було доведено, що походження тварин вплинуло на особливості зростання загального надою зі збільшенням тривалості лактації. Для тварин німецької селекції цей показник вірогідно не відрізнявся у матерів та дочок (ANCOVA: $P > 0,05$) і становив $24,62 \pm 1,21$ та $27,52 \pm 1,30$ кг/добу, відповідно. У той час як для тварин української селекції, навпаки, середній приріст надою у розрахунку на одну добу лактації вірогідно відрізнявся у матерів та дочок (ANCOVA: $P < 0,001$). В групі U_M ця оцінка становила $21,17 \pm 1,55$, у той час як у групі U_D майже у 1,5 рази вище – $30,99 \pm 1,52$ кг/добу.

Цікаву закономірність було встановлено при оцінюванні FD_1 вмісту жиру в молоці. З'ясовано, що оцінки коефіцієнта « a » моделі (3) вірогідно відхилялися від нуля у тварин материнської генерації, у той час як вони дорівнювали нулю у тварин дочірньої генерації, не зважаючи на походження. При цьому, у всіх випадках доведено наявність фрактальних властивостей для цієї ознаки молочної продуктивності (див. табл. 8.1).

Можливо, це може бути пов'язано із особливостями характеру розподілу вибірових даних в обох дочірніх генераціях. Це добре видно, якщо використовується нормальний ймовірнісний папір. Як відомо, при нормальному розподілі вибірові дані на нормальному ймовірнісному папері дуже добре апроксимуються прямою лінією (Sokal & Rohlf, 1995). Ці закономірності були справедливими лише для вибірових даних материнських генерацій корів німецького та українського походження. У той час як для обох дочірніх генерацій на нормальному ймовірнісному папері відмічається наявність двох підгруп, що характеризувалися різними оцінками параметрів середнього арифметичного ($Mean$) та середнього квадратичного відхилення (σ) (рис. 8.4).

Таким чином, використання фрактального аналізу дозволило встановити суттєві відмінності, в основі яких є різні механізми формування рівня жирномолочності для тварин дочірньої генерації. Для дочок відмічається «розшарування» на мінімум дві підгрупи (на рис. 8.4 їх позначено як 1 та 2), представники яких, можливо, є нащадками різних бугаїв-плідників із високим рівнем препотентності за даною ознакою. Цим же можна пояснити і нижчі оцінки ентропії Шеннона дочок для різних L , ніж матерів (див. рис. 8.2).

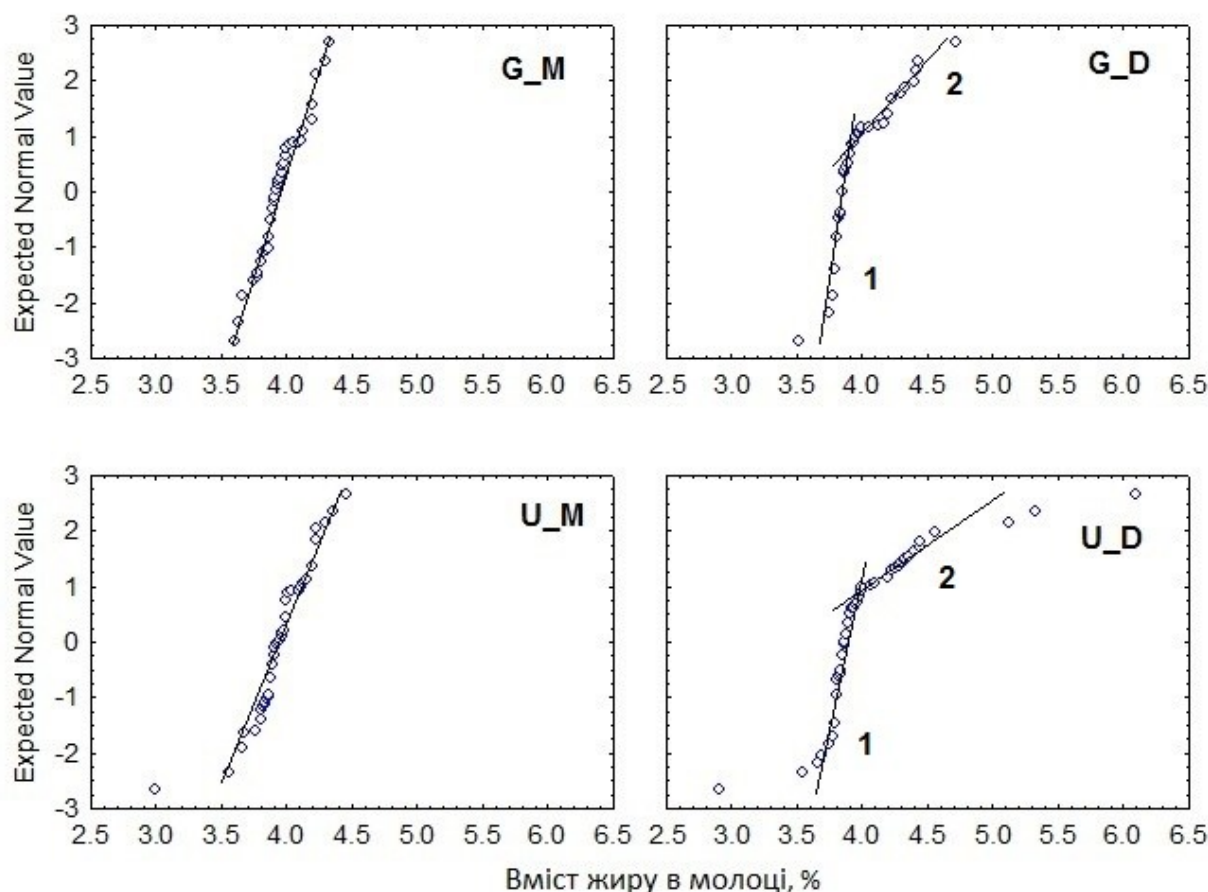


Рис. 8.4. Перевірка характеру розподілу з використанням нормального ймовірнісного паперу для вмісту жиру в молоці у матерів та дочок голштинської породи різного походження

Примітки: Імпортовані тварини з Німеччини (G_M), їхні дочки (G_D), тварини української селекції (U_M), їхні дочки (U_D). Цифрами 1 та 2 позначено субгрупи, що характеризувалися різними оцінками середнього арифметичного значення та стандартного відхилення ($Mean \pm \sigma$).

Перевірку цієї гіпотези нами було проведено за допомогою 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, що дозволило нам визначити відповідні параметри. Результати аналізу суміші для групи G_D визначають існування двох підгруп із параметрами – $3,84 \pm 0,045\%$ (153 особини) та $4,19 \pm 0,210\%$ (28 особин). Більшість дочок були нащадками бугаїв трьох ліній – Старбака 352790.79, Чіфа 1427381.62 та Елевейшна 1491007.65.

Встановлено, що існує вірогідний зв'язок між належністю тварини до певної підгрупи та походженням (критерій хі-квадрат Пірсона: $\chi^2 = 9,59$; $df = 2$; $P = 0,008$). Близько 25% нащадків бугаїв-

плідників ліній Старбака 352790.79 та Чіфа 1427381.62 входили до складу другої підгрупи, у той час як серед нащадків лінії Елевейшна 1491007.65 до складу цієї підгрупи входило лише 6,5%.

Для дочок українського походження (група U_D) такого вірогідного впливу не встановлено. Хоча, якщо розглядати окремих бугаїв-плідників, то, наприклад, для Г.Тандем Ет Тв Тл співвідношення нащадків із двох підгруп складало 4:6 особин, у той час як для бугая Брадок Ет Ред Тв Тл це співвідношення складало 1:12. Таким чином, вказані особливості мали тенденцію до відмінностей (точний критерій Фішера: $p_F = 0,089$).

Високо вірогідний вплив ($P < 0,001$) лінії батька на вміст жиру в молоці первісток голштинської худоби раніше вже було доведено в роботі (Brouček et al., 2004). При цьому, лінійна належність тварин також впливала на характер динаміки жирномолочності протягом лактації, що було відмічено для голштино-фризької худоби Ірландії, як і спільний вплив лінійної належності та системи годівлі (Horan et al., 2005).

Крім того, при дослідженні корів фризької породи (Hammoud et al., 2010) було встановлено, що наявність вірогідного впливу плідника на основні ознаки відтворювальної здатності корів (тривалість сервіс-, сухостійного та міжотельного періодів) може бути корисним інструментом для генетичного поліпшення цих ознак, і, таким чином, може бути максимізований генетичний прогрес.

Для тривалості лактації оцінки FD_1 відносно низькі та коливалися у відносно вузьких межах серед тварин різного походження та різної генерації (див. табл. 8.1). При цьому, як серед тварин німецького, так і українського походження встановлено, що оцінки ентропії Шеннона дочок для різних L були більшими, ніж матерів. Це означає, що контроль над тривалістю лактації у тварин дочірного покоління був нижчим, ніж материнського (не залежно від їх походження).

В цілому, підвищення мінливості тривалості лактації зумовлено, насамперед, наслідками утримання тварин із подовженою (тобто, більше 305 діб) лактацією. В огляді (Sehested et al., 2019) було розглянуто вплив подовження лактації, як певної стратегії у молочному скотарстві, а також вплив її на молочну продуктивність, відтворення, якість молока, довічну продуктивність корови і, нарешті, вплив на економічну ефективність стада та ферми. Було показано, що первістки здатні давати не менше молока щоденно під час подовженої лактації, ніж при стандартній 305-денній лактації, у той час як для

повновікових корів отримані результати є суперечливими. Корови, які мали подовжені лактації, досягали більшого рівня довічної продуктивності, продукуючи молоко із покращеними якісними властивостями. Крім того, відтерміноване запліднення (за рахунок подовження тривалості лактації) покращує рівень запліднення корів та дозволяє осіменити їх після того, як енергетичний баланс тварини стає позитивним. Хоча, у більшості випадків, подовження лактації не впливає або має незначний позитивний вплив на репродуктивну здатність корів. У цілому, стратегія, що використовує подовження тривалості лактації, призводить до меншої кількості отелень і, таким чином, очікується менше захворювань, потребує меншої кількості ремонтних телиць і менше сухостійних днів на корову на рік.

Крім того, період від початку лактації до її пікового рівня пов'язаний з найвищою поширеністю репродуктивних і продуктивних захворювань, а отже, і з підвищеним ризиком вибракування. Таким чином, на думку деяких дослідників, подовження тривалості лактації дійних корів може бути альтернативним способом подолання цих проблем (Niozas et al., 2019).

Висновки. Стосовно надою за 305 днів, кількості молочного жиру та молочного білка отримані для всіх груп тварин (за виключенням корів-дочок) оцінки інформаційної фрактальної розмірності дуже наближені до 1 і, таким чином, можна стверджувати про випадковий механізм їх формування та, відповідно, відсутність фрактальних властивостей. Це може свідчити про те, що процеси формування особливостей їх мінливості мають однаковий механізм, що залежить від дії чисельних випадкових, але відносно слабких факторів.

Дещо нижчими були оцінки FD_1 надою за всю лактацію. При цьому, ці оцінки у тварин всіх чотирьох груп коливалися в дуже вузьких межах і на них не було відмічено вірогідного впливу ані походження, ані генерації. З іншого боку, встановлено, що для тварин всіх чотирьох дослідних груп оцінки FD_1 надою за всю лактацію були вірогідно нижчими, ніж відповідні оцінки для надою за 305 днів. Крім того нами було доведено, що походження тварин вплинуло на особливості збільшення загального надою при подовженні тривалості лактації.

Під час аналізу оцінок інформаційної фрактальної розмірності вмісту жиру в молоці корів-первісток голштинської породи було встановлено суттєвий вплив на них походження тварин. Крім того,

використання фрактального аналізу дозволило встановити суттєві відмінності, в основі яких є різні механізми формування рівня жирномолочності для тварин дочірньої генерації.

З іншого боку, оцінки FD_1 вмісту білка в молоці вірогідно не відрізнялися у матерів та дочок як німецького, так і українського походження. Хоча, в цілому, відповідні оцінки FD_1 тварин українського походження були незначно нижче, ніж німецького.

Для тривалості лактації оцінки FD_1 були відносно низькими та коливалися у вузьких межах серед тварин різного походження та різної генерації. При цьому, отримані оцінки інформаційної фрактальної розмірності вірогідно не відрізнялися між матерями та дочками незалежно від селекції. Встановлено, що контроль над тривалістю лактації у тварин дочірнього покоління був нижчим, ніж материнського (не залежно від їх походження).

Використання фрактального аналізу для вивчення механізмів формування ознак молочної продуктивності корів дійного стада дозволило визначити вплив як їх походження, так і генерації (в розрізі матері – дочки).

РОЗДІЛ 9

ВПЛИВ НОМЕРА ЛАКТАЦІЇ, РОКУ ТА СЕЗОНУ ОТЕЛЕННЯ НА МОЛОЧНУ ПРОДУКТИВНІСТЬ КОРІВ

Підвищення продуктивності молочної худоби потребує розуміння факторів, що на неї впливають. Серед факторів зовнішнього середовища можна виділити фактори, що можуть бути виміряні (вік, рік, сезон року, частота доїння і т.п.) та фактори з невимірним впливом (інфекційні захворювання, паразитарні інвазії, тощо). Відповідно, перші з них можуть бути визначені та використані в управлінні молочною фермою. Умови утримання та годівлі, номер лактації (або вік тварини), рік та сезон отелення є провідними факторами навколишнього середовища, що впливають на ефективність лактаційної діяльності великої рогатої худоби. Крім того, породна належність, стадія лактації та частота доїння також впливають на рівень молочної продуктивності (M'hamdi et al., 2012).

Раніше вірогідний вплив номеру лактації на ознаки молочної продуктивності вже було продемонстровано для тварин голштинської худоби, які утримувалися на великій комерційній фермі в Мексиці. Так, надій первісток за 305 днів лактації складав 7607 ± 145 кг молока, у той час як серед повновікових тварин (VI-а лактація та вище) досягав 9548 ± 181 кг молока. Загальний надій за лактацію первісток був приблизно на 4500 кг меншим, ніж аналогічний показник повновікових корів, що становив 13544 ± 5491 кг при середній тривалості лактації 454 ± 154 днів (Mellado et al., 2011).

Аналогічні результати було отримано для корів голштинської породи в умовах Аризони (США). Середній надій молока серед первісток становив 6656 ± 193 кг, а під час II-ї, III-ї та IV-ї лактації – 7335 ± 193 , 7769 ± 193 та 7894 ± 194 кг, відповідно. Максимального прояву надій досягав під час V-ї лактації та у більш старших корів (Ray et al., 1992).

Для тварин цієї ж породи в умовах Туреччини було встановлено, що первістки значно поступалися за рівнем надою за 305 днів лактації (5885 ± 48 кг) оцінкам, отриманим під час II-ї лактації (6096 ± 55 кг), але надалі спостерігалася тенденція до поступового зниження надою під час V-ї лактації (Çilek, 2009).

Для голштинських корів в аридних умовах північної Африки (Туніс) також було встановлено, що первістки характеризувалися

низьким рівнем молочної продуктивності (5412 ± 52 кг), у той час як під час II-ї та III-ї лактацій він суттєво зростав (5721 ± 55 та 5614 ± 47 кг, відповідно). Хоча надалі кількість отриманого молока поступово знижувалася до V-ї лактації (M'hamdi et al., 2012).

Таким чином, розглянуті дослідження продемонстрували, що виробництво молока збільшується зі зростанням номера лактації і максимізується під час IV-ї або V-ї лактації. Це може бути пов'язано зі збільшенням розміру вим'я та кількості секреторних клітин у повновікових тварин (Davis & Hughson, 1988). Вплив номера лактації на рівень молочної продуктивності може змінюватися залежно від року її початку (Duru, 2018).

Вплив року отелення було встановлено для корів голштинської породи в умовах Туреччини. Найнижчий рівень молочної продуктивності за 305 днів лактації було відмічено у 1995 році (4391 ± 109 кг), але надалі спостерігається його поступове збільшення із досягненням максимуму у 2004 році (7280 ± 81 кг). Причинами такого збільшення може бути використання бугаїв з високим генетичним потенціалом, селекція за надоєм, висока інтенсивність вибракування зі стада та покращення умов утримання та годівлі дійних корів (Çilek, 2009).

Для голштинських корів в аридних умовах Тунісу також було доведено вірогідний вплив року отелення на рівень молочної продуктивності. При цьому, найнижчу оцінку надою за 305 днів (4879 ± 118 кг) було відмічено у 1998 році, а найвищу (6251 ± 186 кг) – у 2003 році. Встановлено, що такі коливання можуть бути пов'язаними зі змінами розміру стада, віком тварин та удосконаленням практики менеджменту молочного стада, що впроваджувалися з року в рік (M'hamdi et al., 2012).

У роботі (Mellado et al., 2011) було показано, що молочна продуктивність корів голштинської породи за 305 днів лактації була нижчою у тварин, отелення яких припадало на весну (8804 ± 153 кг) та літо (8724 ± 163 кг), на відміну від особин, які отелилися восени (9079 ± 151 кг) та взимку (9085 ± 143 кг).

В умовах Аризони (США) найвищий надій за 305 днів лактації було отримано від корів голштинської породи, які отелилися навесні (7690 ± 195 кг) та взимку (7765 ± 193 кг), що суттєво переважало відповідні оцінки тварин із отеленням влітку (7387 ± 193 кг) та восени (7543 ± 193 кг). Аналогічні закономірності було відмічено і стосовно

впливу сезону отелення на сумарний надій за всю лактацію (Ray et al., 1992).

Також було відмічено наявність для аризонських корів одночасного впливу на рівень молочної продуктивності як номера лактації, так і сезону отелення – первістки, які отелилися навесні характеризувалися меншим надоєм молока за 305 днів лактації, ніж тварини із зимовими отеленнями (6625 та 6783 кг, відповідно). При цьому, тварини старшого віку не демонстрували вірогідних відмінностей між цими групами. Більше того, майже для всіх груп повновікових корів надій за 305 днів лактації був набагато вищим у тварин, які отелилися восени, порівняно з ровесницями із літніми отеленнями (Ray et al., 1992).

Таким чином, під впливом теплового стресу первістки віддавали пріоритет росту та підтримці власної життєздатності за рахунок виробництва молока. А корови, які мали отелення навесні та влітку були, вочевидь, більш чутливими до теплового стресу на початку лактації, коли потреби в енергії були найвищими (Ray et al., 1992).

Для турецьких голштинів найвищий рівень надою за 305 днів лактації було відмічено для корів із зимовими (5890 ± 64 кг), а найнижчий – для тварин із літніми отеленнями (5506 ± 68 кг). Ймовірно, що для корів, які отелилися взимку та мають високі надої, це пов'язано з достатнім рівнем годівлі в перші місяці лактації та додавання люцерни до раціону, коли надої починали знижуватися. З іншого боку, корови, які отелилися влітку, мають низькі надої через те, що вони піддаються впливу високих температур навколишнього середовища в перші 3-4 місяці лактації (Çilek, 2009).

Раніше було встановлено, що сезон отелення впливав на надій за 305 днів і для корів симентальської породи – найвищий надій (4819 ± 82 кг) також було відмічено у тварин із зимовими отеленнями, а найнижчу оцінку цієї ознаки було відмічено у корів, які отелилися влітку (4477 ± 81 кг) (Çilek & Tekin, 2005).

Було встановлено високо вірогідний вплив ($P < 0,001$) сезону отелення на надій за 305 днів лактації і для туніських корів голштинської породи – найвищі оцінки (5827 ± 69 кг) мали тварини, які отелилися взимку, у той час як корови, які отелилися влітку, поступалися їм майже на 614 кг молока (M'hamdi et al., 2012).

Наслідки впливу теплового стресу (на підставі коефіцієнта ТНІ) було досліджено на поголів'ї корів голштино-фризької породи в умовах Туреччини (Duru, 2018). Було доведено, що надої корів почали

повільно знижуватися, починаючи з квітня, і різко знизилися у травні, коли значення коефіцієнта ТНІ перевищували 65...70. Протягом літніх місяців, коли його значення перевищувало 70, надій продовжував зменшуватися. Проте, надої знову почали збільшуватися у кінці серпня і, нарешті, в жовтні досягли травневих значень.

Таким чином, основною *метою* даного дослідження був аналіз впливу номера лактації, року та сезону отелення на молочну продуктивність корів.

Матеріалом для виконання роботи слугували первинні дані щодо молочної продуктивності великої рогатої худоби в умовах ПрАТ «Племзавод «Степной» Кам'янсько-Дніпровського району Запорізької області. Для цього було сформовано дослідну групу корів голштинської породи у кількості 238 голів. В аналіз було включено дані за перші три лактації тварин, які отелилися протягом 2014-2017 років.

Для кожної тварини було оцінено наступні ознаки молочної продуктивності: тривалість лактації (DIM), надій за 305 днів лактації (MY305), надій за всю лактацію (TMY), вміст жиру в молоці (FP) та вміст білка в молоці (PP). Крім того, нами було визначено добовий надій тварин для 10 контрольних днів (TD1-TD10), що відповідали 30-му, 60-му, 90-му і т.п. дням лактації. Якщо для відповідної тварини були відсутні дані за певний контрольний день, то оцінку добового надою було розраховано методом лінійної інтерполяції для двох днів, що були раніше та пізніше контрольної дати, відповідно.

Для кожної ознаки було розраховано середнє арифметичне значення та його помилку ($M \pm SE$). Перевірку гіпотези щодо відсутності впливу номера лактації, року та сезону отелення на ознаки молочної продуктивності було проведено на підставі алгоритму одно-чи двофакторного дисперсійного аналізу (ANOVA) із фіксованими факторами.

Модель Вуда (Wood, 1967) було використано для апроксимації лактаційної кривої на підставі даних за 10 контрольних днів:

$$Y_t = ab^t e^{-ct}, \quad (9.1)$$

де Y_t – добовий надій (у кг) в момент часу t ;

a – початковий надій;

b – швидкість зростання надою до досягнення піку;

c – швидкість зниження надою після досягнення піку.

Оцінку пікового надою (у кг) було розраховано за формулою:

$$Y_{max} = a \left(\frac{b}{c} \right)^b e^{-b}, \quad (9.2)$$

а момент досягнення пікового надою (у днях) за формулою:

$$T_{max} = \frac{b}{c}. \quad (9.3)$$

Сталість лактаційної кривої (*persistence*) в моделі Вуда розраховується за формулою:

$$St = c^{-(b+1)}. \quad (9.4)$$

Якість апроксимації вихідних даних моделлю Вуда було оцінено на підставі оцінки коефіцієнта детермінації (R^2).

Всі статистичні розрахунки було проведено з використанням алгоритмів, що описано у посібнику Крамаренка та ін. (2019) за допомогою програмного забезпечення STATISTICA v. 6 (StatSoft Inc.).

Встановлено, що номер лактації вірогідно впливав на всі ознаки молочної продуктивності корів дослідного стада (табл. 9.1).

Таблиця 9.1

Показники мінливості ($M \pm SE$) ознак молочної продуктивності корів залежно від номеру лактації

Лактація	<i>n</i>	DIM, днів	ТМУ, кг	МУ305, кг	FP, %	PP, %
I-а	238	337,9 ± 4,8	10224,0 ± 153,5	9374,8 ± 84,5	4,26 ± 0,01	3,28 ± 0,01
II-а	238	377,8 ± 7,9	12277,0 ± 241,9	10711,6 ± 127,7	4,30 ± 0,01	3,30 ± 0,01
III-я	107	357,7 ± 9,7	11567,8 ± 342,6	10631,4 ± 247,8	4,30 ± 0,01	3,30 ± 0,01
$F(2; 579)$	-	452,50	16,04	34,81	26,53	23,03
P	-	< 0,001	< 0,001	< 0,001	< 0,001	< 0,001

Примітки: *n* – кількість записів. DIM – тривалість лактації; ТМУ – сумарний надій за лактацію; МУ305 – надій за 305 днів лактації; FP – вміст жиру в молоці; PP – вміст білка в молоці. $F(P)$ – критерій Фішера-Снедекора та його рівень значущості.

Середня тривалість лактації значно переважала 305 днів та варіювала від 337,9 (для первісток) до 377,8 днів (за II-у лактацію). Аналогічну закономірність було відмічено і щодо сумарного надою – він коливався від 10224,0 (для первісток) до 12277,0 кг (за II-у лактацію). Первістки також характеризувалися найнижчою оцінкою

надою за 305 днів лактації (9374,8 кг), що значно поступалася відповідним оцінкам, отриманим для тварин дослідного стада протягом II-ї та III-ї лактації.

Якісні характеристики молочної продуктивності також демонстрували вікову мінливість – як вміст білка, так і вміст жиру в молоці збільшувався у повновікових корів, порівняно з первістками (див. табл. 9.1).

Як і можна було очікувати, вікові відмінності рівня молочної продуктивності були тісно пов'язані з формою лактаційної кривої тварин. У цілому, первістки характеризувалися відносно низькими та більш-менш стабільними добовими надоями на різних етапах лактації, а протягом II-ї та III-ї лактації лактаційні криві набували типової форми із швидким зростанням на початку та поступовим зниженням добових надоїв після досягнення пікового значення (рис. 9.1).

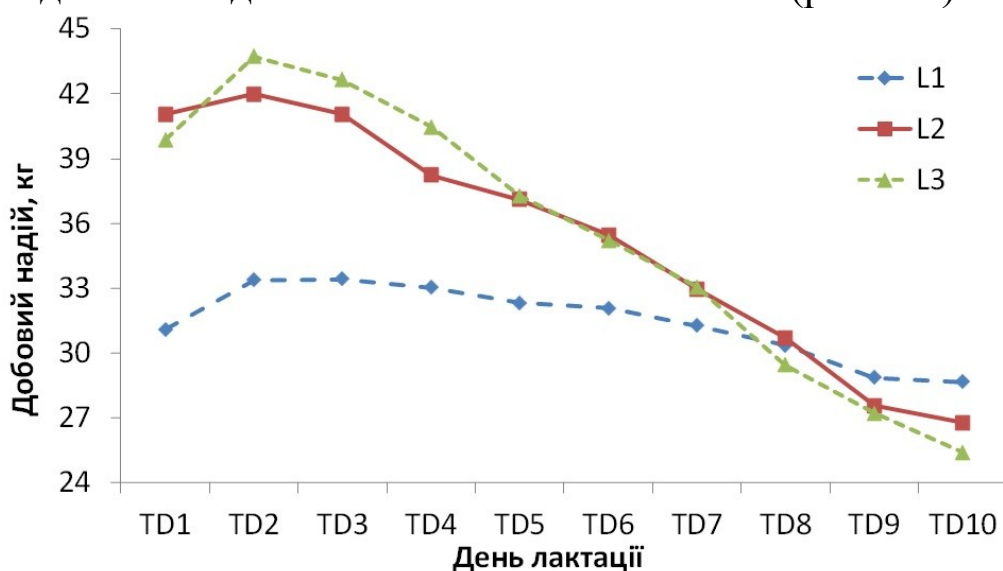


Рис. 9.1. Лактаційні криві корів залежно від номера лактації (L1-L3)

Примітка: L1-L3 – перша-третья лактації.

В цілому, вірогідні відмінності між добовими надоями тварин залежно від номера лактації було відмічено у контрольні дні TD1-TD6 (однофакторний дисперсійний аналіз: у всіх випадках $P < 0,001$) та для TD10 ($P = 0,023$).

Отримані лактаційні криві досить добре апроксимувалися моделлю Вуда – оцінки коефіцієнта детермінації (R^2) для тварин різних груп коливалися в межах 97,66...99,42% (табл. 9.2).

Первістки характеризувалися найнижчими оцінками коефіцієнтів «а» та «с» моделі Вуда та, відповідно, мінімальною величиною пікового надою ($Y_{\max}$), але при цьому їх лактаційна крива мала

найвищу оцінку показників сталості (St) та моменту досягнення пікового надою ($Tmax$).

Таблиця 9.2

Коефіцієнти та показники моделі Вуда лактаційної кривої корів залежно від номера лактації

Лактація	a	b	c	R^2 , %	St	$Tmax$, днів	$Ymax$, кг
I-а	32,83 $\pm 0,24$	0,149 $\pm 0,014$	0,049 $\pm 0,004$	97,66	32,0	92,7	33,4
II-а	44,87 $\pm 0,47$	0,157 $\pm 0,022$	0,089 $\pm 0,006$	99,25	16,5	53,8	41,9
III-я	45,57 $\pm 0,49$	0,270 $\pm 0,022$	0,123 $\pm 0,006$	99,42	14,3	67,0	43,0

Примітки: a , b , c – коефіцієнти моделі Вуда. R^2 – коефіцієнт детермінації. St – оцінка сталості лактаційної кривої; $Tmax$ – момент досягнення пікового надою; $Ymax$ – величина пікового надою.

У той час як протягом II-ї та III-ї лактації тварини дослідного стада мали найвищі оцінки коефіцієнтів « a » та « c » моделі Вуда, а також високу величину пікового надою при більш ранньому його досягненні, але нижчу сталість лактаційної кривої.

Стосовно впливу року отелення, то найвищу оцінку середньої тривалості лактації було відмічено для корів II-ї лактації, які отелилися в 2016 році (405,7 днів). У цих тварин, відповідно, було відмічено й найвищу оцінку сумарного надою (13155,0 кг). З іншого боку, найвищу оцінку надою за 305 днів лактації (11210,2 кг) було відмічено для корів III-ї лактації, які також отелилися в 2016 році (табл. 9.3).

В цілому, не було відмічено впливу року отелення лише для тривалості лактації та сумарного надою серед первісток, надою за 305 днів лактації для тварин II-ї лактації та вмісту білка в молоці для тварин III-ї лактації. Таким чином, у більшості випадків, рік отелення вірогідно впливав на кількісні та якісні характеристики молочної продуктивності корів дослідного стада.

В цілому, тварини, які отелилися у 2016 році (з урахуванням впливу номера лактації) характеризувалися найвищими оцінками молочної продуктивності у порівнянні із 2014, 2015 та 2017 роками.

Спільний вплив номера лактації та року отелення було відмічено лише для вмісту жиру та білка в молоці (двофакторний дисперсійний аналіз з фіксованими факторами: в обох випадках $P < 0,001$). Це може

бути пов'язано із тим, що у первісток, які отелились у 2014 році як вміст білка, так і вміст жиру в молоці був значно нижчим, ніж в інших групах.

Таблиця 9.3

Показники мінливості ($M \pm SE$) ознак молочної продуктивності корів залежно від року отелення та номера лактації

Рік отелення	<i>n</i>	DIM, днів	ТМУ, кг	МУ305, кг	FP, %	PP, %
І-а лактація						
2014	61	353,1 ± 11,6	10396,8 ± 329,7	9215,9 ± 117,8	4,14 ± 0,02	3,21 ± 0,01
2015	107	335,6 ± 6,3	9997,6 ± 222,5	9212,5 ± 130,1	4,30 ± 0,01	3,30 ± 0,01
2016	67	330,3 ± 8,1	10555,0 ± 261,0	9843,4 ± 170,2	4,30 ± 0,01	3,30 ± 0,01
<i>F</i> (2; 232)		1,75	1,32	5,94	162,33	170,11
<i>P</i>		ns	ns	0,003	< 0,001	< 0,001
II-а лактація						
2015	59	381,1 ± 19,1	12340,2 ± 503,2	10589,2 ± 201,5	4,29 ± 0,01	3,29 ± 0,01
2016	105	405,7 ± 12,7	13155,0 ± 392,9	10980,7 ± 177,1	4,30 ± 0,01	3,30 ± 0,01
2017	72	337,7 ± 7,2	11082,6 ± 316,3	10488,0 ± 284,0	4,31 ± 0,01	3,31 ± 0,01
<i>F</i> (2; 232)		4,89	5,02	1,31	6,20	5,11
<i>P</i>		0,003	0,002	ns	0,001	0,001
III-я лактація						
2016	49	394,4 ± 17,0	12883,5 ± 514,7	11210,2 ± 330,3	4,30 ± 0,01	3,30 ± 0,01
2017	56	327,1 ± 9,5	10429,4 ± 421,3	10112,3 ± 363,8	4,32 ± 0,01	3,30 ± 0,01
<i>F</i> (1; 103)		12,80	13,86	4,89	8,14	3,30
<i>P</i>		0,001	< 0,001	0,029	0,005	ns

Примітки: *n* – кількість записів. DIM – тривалість лактації; ТМУ – сумарний надій за лактацію; МУ305 – надій за 305 днів лактації; FP – вміст жиру в молоці; PP – вміст білка в молоці. *F*(*P*)– критерій Фішера-Снедекора та його рівень значущості. ns – *P* > 0,05.

Вірогідні відмінності між добовими надоями залежно від року отелення було відмічено для первісток у всі контрольні дні лактації (у всіх випадках $P < 0,05$), за виключенням перших двох (TD1-TD2). Під час II-ї лактації, навпаки, добові надої за окремі контрольні дні майже не відрізнялися серед тварин, які отелилися в різні роки; виключення становили лише надої протягом TD2, TD3 та TD8 (у всіх випадках $P < 0,05$). Нарешті, під час III-ї лактації вірогідний вплив року отелення було відмічено для добових надоїв за другу половину лактації (TD6-TD8) (у всіх випадках $P < 0,05$).

Апроксимація лактаційних кривих моделлю Вуда для дослідних тварин різного року отелення та різної лактації також була досить високою – оцінки коефіцієнта детермінації (R^2) у більшості випадків становили 95...98%, за виключенням первісток, які отелились у 2014 році (табл. 9.4).

Встановлено, що як рік отелення, так і номер лактації вірогідно впливали на отримані для різних груп тварин оцінки показника сталості лактації (St) (двофакторний дисперсійний аналіз з фіксованими факторами: в обох випадках $P < 0,05$). Стосовно пікового надою, то встановлено лише вірогідний вплив номера лактації ($P = 0,007$), у той час як момент досягнення пікового надою (T_{max}) для різних груп тварин демонстрував повністю випадкову мінливість і не залежав від використаних в аналізі факторів.

Певний вплив сезону отелення на ознаки молочної продуктивності було встановлено лише серед первісток (табл. 9.5). При цьому, майже вірогідну тенденцію до міжсезонних відмінностей було встановлено для надою за 305 днів ($P = 0,057$), насамперед, за рахунок суттєвих відмінностей між оцінками тварин, які отелилися в зимовий період (8957,1 кг) та тварин, які отелилися влітку та восени (9552,3...9606,9 кг).

Для якісних ознак молочної продуктивності вплив сезону отелення був високо вірогідний (в обох випадках $P < 0,001$) та супроводжувався більш високими оцінками вмісту жиру та білка у первісток, які отелилися в холодні сезони року (осінньо-зимовий) та низькими – в теплі сезони року (весняно-літній).

Вірогідні відмінності між добовими надоями первісток залежно від сезону отелення було відмічено для всіх контрольних днів (у всіх випадках $P < 0,05$), за виключенням останнього (TD10). Під час II-ї лактації, навпаки, добові надої за окремі контрольні дні вірогідно відрізнялися лише протягом першої частини лактації (TD2-TD4) (у

всіх випадках $P < 0,05$), тобто, коли рівень молочної продуктивності найвищий.

Таблиця 9.4

Коефіцієнти та показники моделі Вуда лактаційної кривої корів залежно від року отелення та номера лактації

Рік отелення	a	b	c	R^2 , %	St	T_{max} , днів	Y_{max} , кг
I-а лактація							
2014	33,49 ± 1,46	0,085 ± 0,075	0,043 ± 0,015	91,43	30,3	60,2	32,6
2015	32,83 ± 0,21	0,106 ± 0,012	0,042 ± 0,003	98,30	33,5	77,3	32,6
2016	32,86 ± 0,36	0,206 ± 0,021	0,056 ± 0,005	94,90	32,2	111,8	34,9
II-а лактація							
2015	43,34 ± 0,58	0,089 ± 0,028	0,067± 0,007	98,40	19,1	40,8	40,7
2016	45,35 ± 0,68	0,132 ± 0,031	0,080± 0,008	98,29	17,4	50,1	42,4
2017	45,77 ± 0,86	0,261 ± 0,040	0,124 ± 0,011	98,33	13,8	63,9	42,8
III-я лактація							
2016	46,09 ± 0,68	0,261 ± 0,031	0,115 ± 0,008	98,74	15,3	69,4	44,0
2017	45,28 ± 1,11	0,292 ± 0,052	0,135 ± 0,014	97,42	13,2	65,8	42,3

Примітки: a , b , c – коефіцієнти моделі Вуда. R^2 – коефіцієнт детермінації. St – оцінка сталості лактаційної кривої; T_{max} – момент досягнення пікового надою; Y_{max} – величина пікового надою.

Нарешті, протягом III-ї лактації вірогідний вплив сезону отелення було відмічено для добових надоїв лише на початку лактації (TD1-TD2) (у всіх випадках $P < 0,05$).

Апроксимація лактаційних кривих моделлю Вуда для дослідних тварин різної лактації та різного сезону отелення знову ж була високою – оцінки коефіцієнта детермінації (R^2) у більшості випадків становили 90...98%, за виключенням первісток, які отелилися взимку (табл. 9.6). У первісток (незалежно від сезону отелення) лактаційні криві дуже суттєво відрізнялися від типової форми, у той час як протягом II-ї та

III-ї лактації форма цих кривих мала вигляд, дуже близький до типової (рис. 9.2).

Таблиця 9.5

Показники мінливості ($M \pm SE$) ознак молочної продуктивності первісток залежно від сезону отелення

Сезон отелення	<i>n</i>	DIM, днів	ТМУ, кг	МУ305, кг	FP, %	PP, %
Зимовий	41	358,8 ± 16,4	10429,2 ± 536,8	8957,1 ± 241,2	4,30 ± 0,01	3,30 ± 0,01
Весняний	73	340,4 ± 6,6	10182,7 ± 238,1	9284,8 ± 143,6	4,26 ± 0,01	3,28 ± 0,01
Літній	85	328,5 ± 6,4	10130,9 ± 212,1	9552,3 ± 138,2	4,23 ± 0,01	3,26 ± 0,01
Осінній	38	331,5 ± 8,1	10290,5 ± 399,3	9606,9 ± 181,1	4,31 ± 0,01	3,30 ± 0,01
<i>F</i> (3; 232)		1,74	0,16	2,54	8,79	6,82
<i>P</i>		ns	ns	0,057	< 0,001	< 0,001

Примітки: *n* – кількість записів. DIM – тривалість лактації; ТМУ – сумарний надій за лактацію; МУ305 – надій за 305 днів лактації; FP – вміст жиру в молоці; PP – вміст білка в молоці. *F*(*P*) – критерій Фішера-Снедекора та його рівень значущості. ns – $P > 0,05$.

Встановлено, що сезон отелення вірогідно не впливав на отримані для тварин різних груп оцінки показників сталості лактації (*St*), пікового надою (*Y_{max}*) та моменту його досягнення (*T_{max}*), у той час як вірогідний вплив було доведено для всіх цих показників лише стосовно номера лактації (двофакторний дисперсійний аналіз з фіксованими факторами: у всіх випадках $P < 0,01$).

У цілому, модель Вуда достатньо адекватно описувала вихідні дані. Лише для первісток, які отелилися взимку, коефіцієнт детермінації був низьким (65,11%) і, відповідно, форма їх лактаційної кривої була атипова. Раніше було встановлено, що у 15...42% голштинських корів в умовах Тунісу індивідуальні лактаційні криві можуть мати атипову форму (Rekik et al., 2003). А в роботі (Tekerli et al., 2000) показано, що 26,3% із 1278 проаналізованих повних лактаційних кривих турецьких корів голштинської породи в умовах Туреччини мали атипову форму.

В роботі (Abubakar & Buvanendran, 1981) було відмічено вірогідний вплив номера лактації на сталість лактаційної кривої; лактаційні криві помісних первісток Friesian × Bunaї мали більш

пласку форму та нижчий рівень добових надоїв, ніж повновікових тварин.

Таблиця 9.6

Коефіцієнти та показники моделі Вуда лактаційної кривої корів залежно від сезону отелення та номеру лактації

Сезон отелення	<i>a</i>	<i>b</i>	<i>c</i>	R^2 , %	<i>St</i>	<i>Tmax</i> , днів	<i>Ymax</i> , кг
І-а лактація							
Зимовий	31,90 ± 1,12	0,109 ± 0,069	0,043± 0,017	65,11	33,1	78,2	31,7
Весняний	31,56 ± 0,31	0,097 ± 0,019	0,031± 0,005	90,17	45,3	95,9	32,0
Літній	33,64 ± 0,52	0,201 ± 0,030	0,058± 0,007	91,67	30,3	105,0	35,3
Осінній	35,18 ± 0,36	0,219 ± 0,025	0,077± 0,006	97,52	22,7	86,6	35,5
ІІ-а лактація							
Зимовий	46,89 ± 0,89	0,183 ± 0,041	0,107 ± 0,011	98,21	14,1	52,1	43,1
Весняний	43,96 ± 0,87	0,101 ± 0,042	0,073 ± 0,011	96,99	17,8	42,2	41,1
Літній	43,32 ± 0,54	0,172 ± 0,026	0,089 ± 0,007	98,85	17,1	59,1	40,9
Осінній	47,38 ± 0,41	0,167 ± 0,018	0,091 ± 0,005	99,48	16,4	55,9	44,4
ІІІ-я лактація							
Зимовий	49,32 ± 1,07	0,132 ± 0,047	0,093 ± 0,012	97,47	14,7	43,2	45,3
Весняний	42,30 ± 1,60	0,306 ± 0,081	0,139 ± 0,021	94,41	13,2	67,3	39,7
Літній	42,41 ± 0,53	0,340 ± 0,026	0,133 ± 0,007	99,19	14,9	77,9	41,5
Осінній	50,07 ± 0,71	0,215 ± 0,030	0,112 ± 0,008	98,98	14,2	58,3	46,4

Примітки: *a*, *b*, *c* – коефіцієнти моделі Вуда. R^2 – коефіцієнт детермінації. *St* – оцінка сталості лактаційної кривої; *Tmax* – момент досягнення пікового надою; *Ymax* – величина пікового надою.

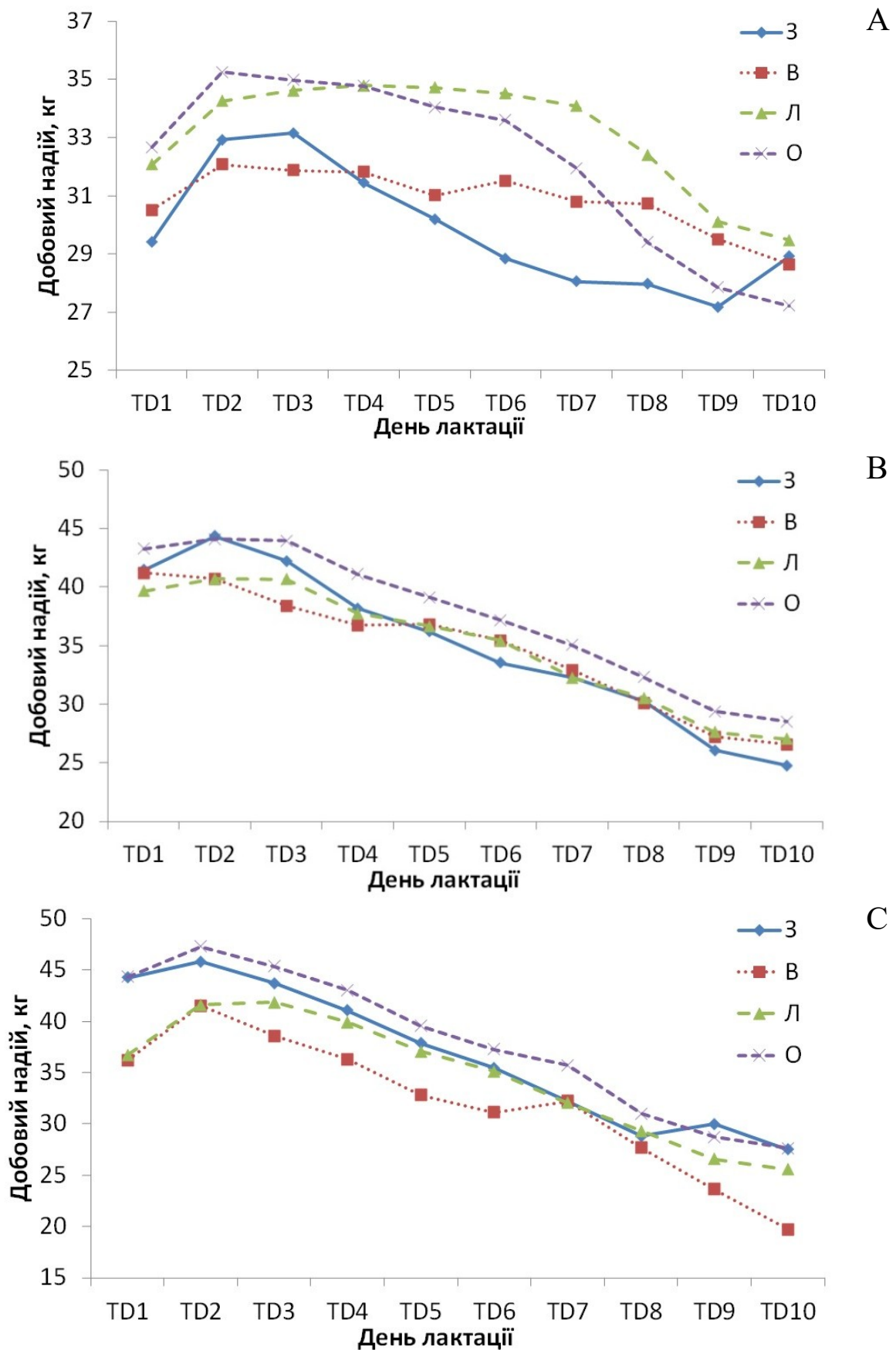


Рис. 9.2. Лактаційні криві корів залежно від сезону отелення первісток (А), тварин II-ї лактації (В) та III-ї лактації (С)

Примітки: 3 – зимовий сезон; В – весняний сезон; Л – літній сезон; О – осінній сезон.

Ці автори також вказували, що молочна продуктивність первісток більшою мірою зумовлюється факторами навколишнього середовища, ніж лактаційна діяльність більш дорослих корів.

Про аналогічні закономірності формування лактаційних кривих корів голштинської породи в умовах Тунісу вказано також в роботі (Rekik et al., 2003). Лактаційні криві первісток характеризувалися нижчими добовими надоями, ніж відповідні оцінки повновікових корів, але, при цьому, мали більш високі оцінки показника сталості. З іншого боку, ці автори також вказували, що повновікові корови досягали пікового надою раніше (протягом 5-6-го тижнів лактації), ніж первістки (протягом 7-10-го тижнів лактації). І сама величина пікового надою була вищою у повновікових корів (23...34 кг), ніж у первісток (17...20 кг) (Rekik et al., 2003).

Оцінки коефіцієнта успадкування (h^2) параметра сталості лактаційної кривої корів голштинської породи протягом перших трьох лактацій мали тенденцію до зниження, головним чином, через зростання величини залишкової дисперсії, і складали 0,17, 0,16 та 0,14, відповідно. Оцінки коефіцієнтів генетичної кореляції між параметром сталості становила 0,26 (між I-ю і II-ю), 0,32 (II-ю і III-ю) і 0,23 (I-ю і III-ю лактаціями) (Rekaya al., 2001).

При дослідженні паратипових факторів, що впливали на мінливість лактаційних кривих корів голштинської та джерсейської порід було встановлено (Collins-Lusweti, 1991) вірогідний вплив номера лактації та сезону отелення на коефіцієнти моделі Вуда, а також показник сталості лактаційної кривої. При цьому, було виявлено вірогідний спільний вплив факторів «номер лактації $\times$ сезон отелення» на точність апроксимації фактичних даних моделі (оцінка коефіцієнта детермінації R^2). З іншого боку, вірогідний вплив фактора «рік отелення» на оцінки коефіцієнтів Вуда було відмічено лише серед корів джерсейської породи, але не голштинської.

Як вказувалося в роботі (Wood, 1968), вплив номера лактації (тобто, віку корів) на оцінки коефіцієнтів та показників моделі Вуда може бути пояснено тим, що чим доросліше тварина, тим її лактація починається з більш високих надоїв, але оскільки гальмівний ефект тільності виникає на певному етапі лактації незалежно від рівня продуктивності, швидкість зниження молочної продуктивності є інтенсивнішою у більш дорослих корів. Таким чином, тільність має більший гальмівний ефект на продуктивність дорослих тварин через їх більш високу продуктивність.

При цьому, вплив номера лактації був більш відчутним для порід, що розводяться в тропічних регіонах, ніж серед європейських та американських порід худоби (Abubakar & Buvanendran, 1981).

Іншим поясненням впливу номера лактації на форму лактаційної кривої може бути наявність різниці в швидкості виснаження організму; повновікові корови, відповідно, використовують свій резерв набагато швидше на більш ранніх стадіях лактації, що призводить до більш високих значень коефіцієнта «*b*» та, навпаки, до нижчих значень коефіцієнта «*c*», ніж серед первісток (Wood, 1968).

Більш пізній термін досягнення пікового надою серед первісток, у порівнянні із повновіковими коровами (див. табл. 9.2), може бути пояснено відмінностями у темпах виснаження резервів організму між дорослими коровами та теличками. Більш високі показники виснаження на ранніх стадіях лактації у повновікових корів призводять до раннього піку продуктивності (Wood, 1968; Collins-Luswet, 1991).

Кліматичні фактори також суттєво впливали на оцінки коефіцієнтів та параметрів моделі Вуда корів голштинської породи в умовах Тунісу (Rekik et al., 2003). При цьому, оцінки загального та пікового надою були найнижчими серед корів, які отелилися влітку завдяки обмеженому раціону годівлі та дії теплового стресу на тварин.

Висновки. Встановлено, що номер лактації вірогідно впливав на всі використані в аналізі ознаки молочної продуктивності корів дослідного стада (в усіх випадках: $P < 0,001$). Вікові відмінності рівня молочної продуктивності були тісно пов'язані з формою лактаційної кривої тварин; первістки характеризувалися відносно низькими та більш-менш стабільними добовими надоями на різних етапах лактації, а під час II-ї та III-ї лактації лактаційні криві набували типової форми із швидким зростанням на початку та поступовим зниженням добових надоїв після досягнення пікового значення.

У більшості випадків, рік отелення вірогідно впливав на кількісні та якісні характеристики молочної продуктивності корів дослідного стада. В цілому, тварини, які отелились у 2016 році (з урахуванням впливу номера лактації) характеризувалися найвищими оцінками молочної продуктивності у порівнянні із 2014, 2015 та 2017 роками.

Деяку тенденцію до впливу сезону отелення на ознаки молочної продуктивності було встановлено лише серед первісток ($P = 0,057$), насамперед, за рахунок суттєвих відмінностей між оцінками тварин, які отелилися в зимовий період та тварин, які отелилися влітку та

восени. Для якісних ознак молочної продуктивності вплив сезону отелення був високо вірогідним та супроводжувався більш високими оцінками вмісту жиру та білка у первісток, які отелилися в холодні сезони року (осінньо-зимовий) та низькими – в теплі сезони року (весняно-літній).

РОЗДІЛ 10

ОЦІНЮВАННЯ ВПЛИВУ ГЕНЕТИЧНИХ ТА НЕ-ГЕНЕТИЧНИХ ФАКТОРІВ НА ТРИВАЛІСТЬ ТІЛЬНОСТІ КОРІВ (З ВИКОРИСТАННЯМ TTE АНАЛІЗУ)

TTE аналіз – це скорочення від англomовного терміну «Time-to-Event», що можна перекласти, як «аналіз часу до певної події» (Harman et al., 1996a). Він є більш широким поняттям Аналізу Виживаності (*Survival Analysis*) – розділу статистики, що розглядає ймовірність доживання об'єкта до певного віку (Machin et al., 2006). Спершу ці методи були запропоновані для вирішення суто медичних завдань, але останнім часом підходи, що використовуються в Аналізі виживаності, знаходять все більш широке використання в інженерії, економіці, соціології та ін. Всі вони розглядають один і той же тип вихідних даних, а саме, дані, що являють собою інтервал часу між двома подіями.

У молочному скотарстві дані методи також почали часто використовувати, починаючи із 80-х років минулого сторіччя (Thyssen, 1988). Хоча перші спроби побудови та аналізу таблиць виживаності корів молочного стада та, відповідно, аналізу тривалості їх продуктивного довголіття були зроблені ще у 30-х роках минулого сторіччя (Cannon & Hansen, 1939).

Наприклад, вік першого ефективного осіменіння (AFI – *age at first insemination*) – це, по суті, різниця між датою, коли осіменіння телички закінчилося заплідненням, та датою її народження. Вік першого отелення (AFC – *age at first calving*) – це, відповідно, різниця між датою її отелення та датою народження. Інколи для характеристики таких ознак використовують термін «тривалість». Наприклад, тривалість тільності (GL – *gestation length*) – це різниця часу між датою отелення та датою запліднення телиці (чи корови). А тривалість міжотельного періоду (CI – *calving interval*) – це різниця часу між датою наступного та датою попереднього отелення (Harman et al., 1996b).

Для даних такого типу є декілька спільних особливостей. По-перше, вони завжди набувають значення від 0 до нескінченності (в теорії), тобто, мають додатній знак. По-друге, їх емпіричний розподіл часто відрізняється від нормального (Гауса-Лапласа), що не завжди дозволяє проводити їх статистичний аналіз класичними (параметричними) методами. Цю проблему може бути вирішено в

результаті використання не-параметричних (рангових) методів аналізу. Крім того, емпіричний розподіл таких даних характеризується яскраво вираженою асиметрією із довгим правим «хвостом». Інколи, для них характерна наявність плосковершинної (платікуртичної) або гостровершинної (лептокуртичної) форми. Цю проблему, знову ж, може бути вирішено шляхом використання певних методів перетворення асиметричних розподілів до нормального. І, нарешті, інколи отримані під час дослідження (чи експерименту) результати можуть мати незвичну форму. Наприклад, запис, що «*певна корова не запліднилася, як мінімум, на 150 день після отелення*» означає, що тривалість сервіс-періоду даної тварини складав, як мінімум, 150 днів, але точної дати її запліднення (і, відповідно, точної тривалості сервіс-періоду) не маємо (наприклад, якщо корову було еліміновано зі стада через якусь причину). З точки зору методів класичної статистики, такі дані повинні видалятися під час їх верифікації з бази даних та не враховуватися при проведенні оцінювання математичного очікування (наприклад, середнього арифметичного) або рівня варіабельності (наприклад, стандартного відхилення) вибірки. Але такий крок, з точки зору методології Аналізу виживаності, є хибним і призведе до зміщення (насамперед, заниження) відповідних оцінок. Остільки, все ж таки, ця тварина має запис про тривалість сервіс-періоду і це значення може бути представлено, як «150+» днів. Використання таких даних, а вони називаються «цензурованими», також є особливістю методів Аналізу виживаності (Kaplan & Meier, 1958).

Одним із важливіших показників, що використовуються під час TTE аналізу, є оцінка медіани та її 95% довірчий інтервал (95% CI). Наприклад, для тривалості тільності ця оцінка має наступний сенс: це така тривалість тільності, при якій 50% корів вже отелилися, а решта 50% – ще залишалися тільними. А для тривалості сервіс-періоду – це така тривалість сервіс-періоду, при якому 50% корів вже запліднилися, а інші 50% ще залишалися незаплідненими (Vargas et al., 1998).

Крім того, при проведенні TTE аналізу можна оцінити наявність впливу певних факторів різної природи (як якісних, так і кількісних) на залежну змінну. Теоретичною базою такого аналізу є модель пропорційних ризиків Кокса (*Cox proportional hazard model*). І одним із важливіших показників цієї методології є оцінка відношення ризиків (HR – *Hazard Ratio*) та її 95% довірчий інтервал. Якщо одиниця потрапляє в цей інтервал, це означає що вірогідної різниці між двома

групами, що порівнюються, не встановлено. Це ж ілюструється і відповідною оцінкою рівня значущості (P) (Сох, 1972).

Отже, *головною метою* даної роботи стало оцінювання впливу генетичних та не-генетичних факторів на тривалість тільності молочних корів дослідної групи із використанням методів ТТЕ аналізу.

Матеріалами для виконання даної роботи є вихідні дані щодо 237 корів-первісток голштинської породи, які утримувалися в умовах ПрАТ «Племзавод «Степной» Кам'янсько-Дніпровського району Запорізької області протягом 2014-2016 років.

В якості залежної змінної було використано ознаку «тривалість тільності», що була розрахована як різниця між датою отелення та датою запліднення (у днях) для відповідної корови-первістки.

Для перевірки гіпотези щодо наявності впливу певних генетичних та не-генетичних факторів на тривалість тільності було використано наступні незалежні фактори: індивідуальний номер та кличка батька (із 14 градаціями), лінія батька (із п'ятьма градаціями – лінії Белла, Валіанта, Елевейшна, Старбака та Чіфа), рік отелення (із трьома градаціями – 2014-2016 рр.), сезон отелення (із чотирма градаціями – зимовий, весняний, літній та осінній) та вік першого отелення (із трьома градаціями – 22-24 міс., 25-27 міс. та 28 і більше міс.).

Під час аналізу було розраховано оцінки медіани (та її 95% довірчий інтервал) тривалості тільності корів-первісток для кожної субгрупи, що було виділено на підставі градацій відповідних факторів. Крім того, нуль-гіпотезу щодо відсутності впливу певного фактора, було перевірено на підставі оцінки відношення ризиків (HR) та її 95% довірчого інтервалу (ДІ) для референтної субгрупи та кожної із решти субгруп. Крім того, для кожного фактора було розраховано оцінку тесту відношення правдоподібностей (*Likelihood Ratio Test*), що має розподіл, близький до розподілу критерію узгодженості Пірсона хі-квадрат (χ^2) із $k-1$ ступенями свободи, де k – кількість градацій фактора.

Всю статистичну обробку було проведено на підставі методик, що наведено в базових посібниках з Аналізу виживаності (Klein & Moeschberger, 2003; Kleinbaum & Klein, 2005; Machin et al., 2006) за допомогою програмного забезпечення Jamovi v. 2.6.19 (Şahin & Aybek, 2019; de Souza et al., 2024; Sequeira & Borges, 2024).

Загалом для 237 корів-первісток голштинської породи в умовах ПрАТ «Племзавод «Степной» тривалість тільності варіювала від 260 до 296 днів із середньою оцінкою – $277,8 \pm 0,3$ днів. Графіки розподілу

вихідних даних (як у вигляді гістограми, так і бокс-плоту та Violin-графіку; рис. 10.1) свідчать про наявність певного відхилення емпіричного розподілу від нормального (Гауса-Лапласа), що підтверджується вірогідними оцінками критерію Шапіро-Уїлка ($W = 0,982$; $P = 0,005$). Оцінка медіани, при цьому, дуже близька до оцінки середнього арифметичного (278 днів).

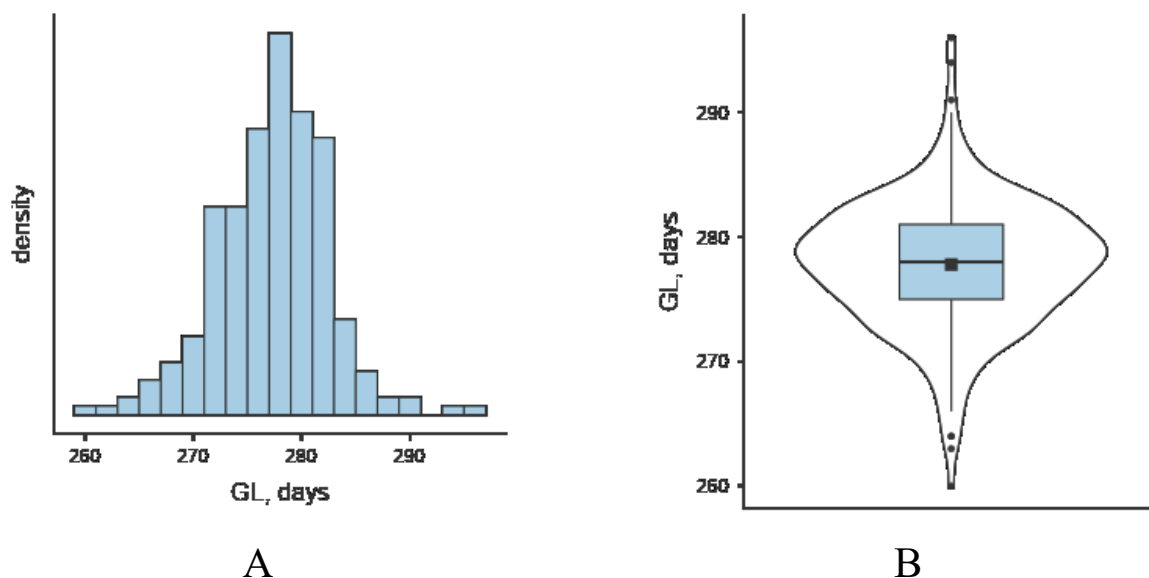


Рис. 10.1. Графіки розподілу тривалості тільності корів-первісток голштинської породи: А – гістограма; В – Violin-графік

Примітки: GL – тривалість тільності. density – щільність розподілу. Наведено оцінку середнього арифметичного (■) та кватилів Q_1 , Q_2 і Q_3 (прямокутник із лінією всередині).

На рисунку 10.2 наведено криву виживаності, побудовану за методом Каплана-Мейєра, тривалості тільності для всіх 237 корів голштинської породи, яких було включено до аналізу. (Для зручності, всі графіки кривих виживаності наведено для значень тривалості тільності, зменшених на 250 днів.)

Аналіз цієї кривої виживаності дозволяє нам оцінити, з якою ймовірністю тварини дослідної групи мали отелення для певного терміну тривалості тільності. Наприклад, для корів дослідної групи ймовірність отелитися на 268-й день тільності становила 4,2% (із 95% CI: 1,6-6,7%), а на 278-й день ця ймовірність становила вже 53,2% (із 95% CI: 46,4-59,1%). І, нарешті, на 288-й день тільності вона становила 98,3% (із 95% CI: 95,5-99,4%).

Але більшою мірою ТТЕ аналіз дозволяє оцінити наявність впливу певних факторів на форму кривих виживаності та, відповідно, отримані ймовірності.

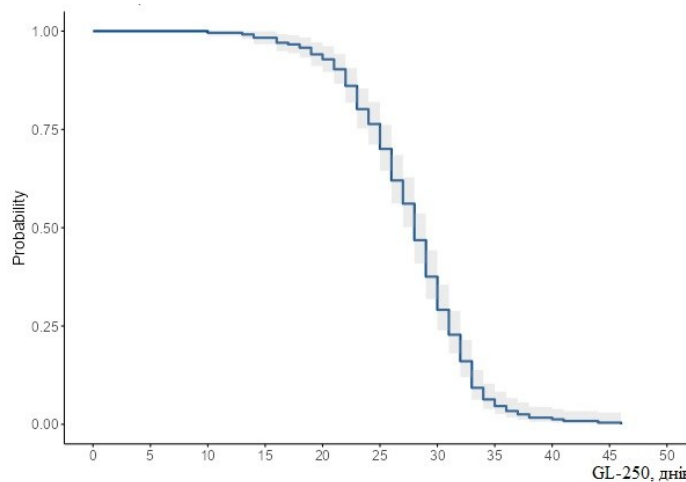


Рис. 10.2. Крива виживаності Каплана-Мейєра тривалості тільності корів-первісток голштинської породи ($n = 237$)

Примітки: GL – тривалість тільності (для інтервалу від 250 до 300 дня). Probability – ймовірність того, що корова ще не отелилася. Наведено 95 % довірчий інтервал для оцінок виживаності.

У таблиці 10.1 наведено оцінки медіани (та її 95% CI) тривалості тільності корів голштинської породи та відношення ризиків (HR) залежно від походження (бугая-плідника). Включення в аналіз всіх 14 субгруп (виділених на підставі походження) свідчить про вірогідний вплив цього фактора (тест відношення правдоподібностей: $\chi^2 = 23,545$; $df = 13$; $P = 0,036$). Отже, корови-первістки, які мали різне походження, характеризувалися певними особливостями у формі кривих виживаності тривалості тільності та оцінки медіани цієї ознаки.

Оцінка відношення ризиків (HR) дозволяє порівнювати попарно окремі субгрупи із субгрупою, яку обрано в якості референтної (у нашому випадку в якості референтної обрано субгрупу, до складу якої увійшли нащадки бугая-плідника 9498163 Гармоні). Встановлено, що ця субгрупа вірогідно відрізнялася від субгруп, які були сформовані із нащадків бугаїв-плідників СА8641364 Пагевайр та US 90982 Бахелор. В обох цих випадках оцінки відношення ризиків (HR) становили 0,42 та 0,34 (в обох випадках: $P < 0,05$).

Це означає, що «ризик» отелитися для певного терміну тільності у тварин цих підгруп нижчий, ніж у корів-первісток, які походили від бугая-плідника 9498163 Гармоні, і, відповідно, вони мали більш високі оцінки медіани тривалості тільності (279,0 та 281,5 днів, відповідно), ніж референтна субгрупа (276,0 днів).

На рисунку 10.3 наведено криві виживаності Каплана-Мейєра тривалості тільності корів-первісток голштинської породи для цих двох порівнянь.

Таблиця 10.1

**Оцінки медіани (та її 95% довірчий інтервал) тривалості
тільності корів-первісток голштинської породи та відношення
ризиків (HR) залежно від походження**

Код	ID та кличка бугая-плідника	<i>n</i>	<i>ME</i> (днів)	95% CI Low (днів)	95% CI High (днів)	HR (95% CI)	<i>P</i>
A	9498163 Гармоні	15	276,0	272,0	280,0	Ref	-
B	CA-94329 Роллінгстоу	27	275,0	273,0	279,0	1,00 (0,53-1,87)	ns
C	CA 948124 Сідней	17	275,0	275,0	279,0	0,96 (0,48-1,92)	ns
D	101709244 Нірвана	16	274,0	272,0	282,0	0,60 (0,29-1,24)	ns
E	us 40841 Клевеланд	19	278,0	275,0	280,0	0,72 (0,36-1,41)	ns
F	207184648 Самуело	25	278,0	276,0	282,0	0,68 (0,36-1,29)	ns
G	7418701 Твістер	14	278,0	277,0	282,0	0,57 (0,27-1,20)	ns
H	9434213 Тандем	15	277,0	276,0	282,0	0,70 (0,34-1,44)	ns
I	UA948 Кингли	11	280,0	279,0	NaN	0,64 (0,29-1,39)	ns
J	7352184 Унгут	20	279,0	277,0	281,0	0,53 (0,27-1,04)	ns
K	CA-10785322 Ломакс	11	280,0	278,0	NaN	0,50 (0,23-1,10)	ns
L	60700461 Хіатт	12	279,0	277,0	NaN	0,49 (0,23-1,05)	ns
M	CA8641364 Пагевайр	15	279,0	277,0	285,0	0,42 (0,20-0,87)	0,019
N	US 90982 Бахелор	20	281,5	281,0	283,0	0,34 (0,18-0,68)	0,002

Примітки: *n* – кількість записів; *ME* – оцінка медіани. 95% CI Low, 95% CI High – верхня та нижня межі 95% довірчого інтервалу оцінки медіани. NaN – оцінку розрахувати неможливо. HR – відношення ризиків. ns – $P > 0,05$. Ref – референтна субгрупа.

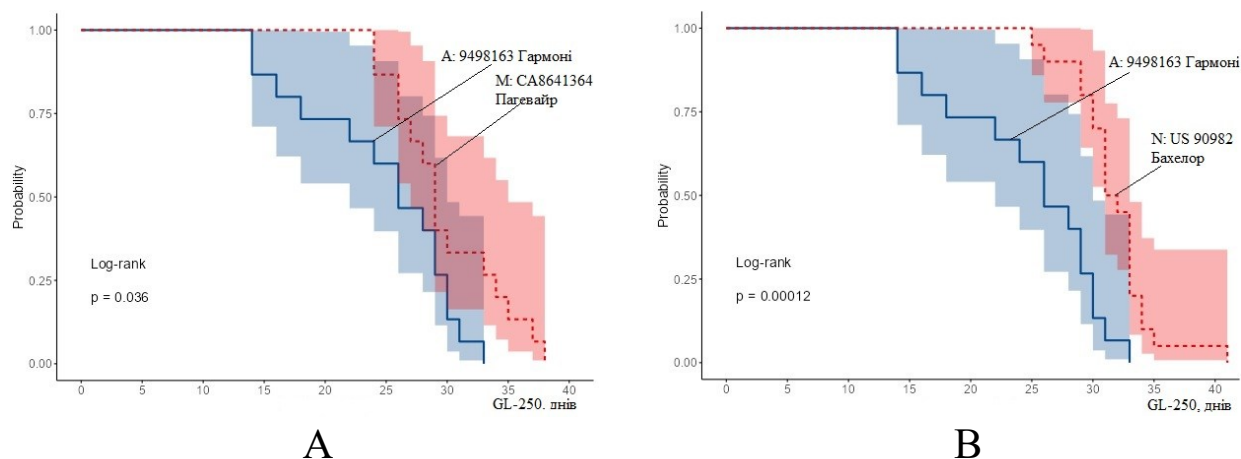


Рис. 10.3. Криві виживаності Каплана-Мейєра тривалості тільності корів-первісток голштинської породи залежно від походження: А – для нащадків бугаїв-плідників 9498163 Гармоні та CA8641364 Пагевайр; В – для нащадків бугаїв-плідників 9498163 Гармоні та US 90982 Бахелор.

Примітки: GL – тривалість тільності (для інтервалу від 250 до 290 дня). Probability – ймовірність того, що корова ще не отелилася. Наведено 95% довірчий інтервал для оцінок виживаності обох субгруп.

Як бачимо, оцінки лог-ранкового тесту, що використовувався для порівняння двох груп, також свідчили про наявність вірогідних відмінностей між субгрупами. Особливо ці відмінності мали найбільшу силу між коровами-первістками, які були нащадками бугаїв-плідників 9498163 Гармоні та US 90982 Бахелор (лог-ранковий тест: $P < 0,001$). 95% CI тривалості тільності для цієї пари субгруп також майже не перетиналися.

В таблиці 10.2 наведено оцінки медіани (та її 95% CI) тривалості тільності корів голштинської породи та відношення ризиків (HR) залежно від лінійної належності бугая-плідника.

Не зважаючи на те, що загальний аналіз не довів вірогідного впливу цього фактора на тривалість тільності корів-первісток (тест відношення правдоподібностей: $\chi^2 = 6,410$; $df = 4$; $P = 0,171$), аналіз на підставі відношення ризиків (HR) свідчив про те, що субгрупа корів-первісток, які походили від бугая-плідника лінії Валіанта вірогідно відрізнялася від тварин, які походили від бугаїв-плідників ліній Елевейшна та Чіфа. При цьому, для останніх характерний більш низький «ризик» отелитися для певного терміну тільності ($HR = 0,65$ та $HR = 0,67$, відповідно) та, знову ж, більш високі оцінки медіани тривалості тільності (279,0 та 278,5 днів, відповідно) у порівнянні із тваринами, які походили від бугая-плідника лінії Валіанта (276,5 днів).

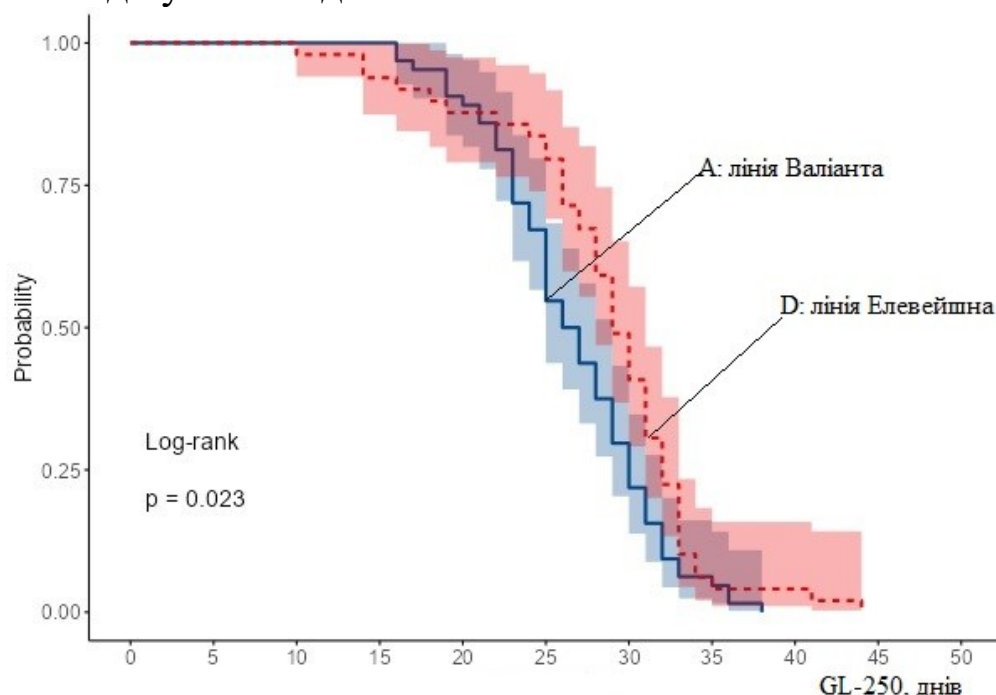
Таблиця 10.2

**Оцінки медіани (та її 95% довірчий інтервал) тривалості
тільності корів-первісток голштинської породи та відношення
ризиків (HR) залежно від лінії бугая-плідника**

Код	Лінія бугая-плідника	n	ME (днів)	95% CI Low (днів)	95% CI High (днів)	HR (95% CI)	P
A	Валіанта	64	276,5	275,0	279,0	Ref	-
B	Старбака	46	278,0	275,0	280,0	0,85 (0,58-1,24)	ns
C	Белла	36	278,0	276,0	281,0	0,79 (0,53-1,19)	ns
D	Елевейшна	49	279,0	278,0	281,0	0,65 (0,45-0,95)	0,027
E	Чіфа	42	278,5	277,0	280,0	0,67 (0,46-0,99)	0,047

Примітки: *n* – кількість записів; *ME* – оцінка медіани. 95% CI Low, 95% CI High – верхня та нижня межі 95% довірчого інтервалу оцінки медіани. NaN – оцінку розрахувати неможливо. HR – відношення ризиків. ns – $P > 0,05$. Ref – референтна субгрупа.

На рисунку 10.4 наведено криві виживаності Каплана-Мейєра тривалості тільності корів голштинської породи для субгруп, що походили від бугаїв-плідників ліній Валіанта та Елевейшна.



**Рис. 10.4. Криві виживаності Каплана-Мейєра тривалості
тільності корів-первісток голштинської породи залежно від лінії
бугая-плідника**

Примітки: GL – тривалість тільності (для інтервалу від 250 до 300 дня). Probability – ймовірність того, що корова ще не отелилася. Наведено 95% довірчий інтервал для оцінок виживаності обох субгруп.

Оцінки лог-ранкового тесту ($P = 0,023$) також свідчили про наявність вірогідних відмінностей між цими субгрупами. 95% СІ тривалості тільності цієї пари субгруп перетиналися незначно і лише для найменших або найбільших термінів тільності.

Вплив року отелення на тривалість тільності корів-первісток дослідної групи доведено не було (тест відношення правдоподібностей: $\chi^2 = 0,548$; $df = 2$; $P = 0,760$). Аналіз на підставі відношення ризиків (HR) також свідчив про відсутність різниці між субгрупами тварин, які отелилися в різні роки (табл. 10.3).

Таблиця 10.3

Оцінки медіани (та її 95% довірчий інтервал) тривалості тільності корів-первісток голштинської породи та відношення ризиків (HR) залежно від року отелення

Код	Рік отелення	<i>n</i>	<i>ME</i> (днів)	95% CI Low (днів)	95% CI High (днів)	HR (95% CI)	<i>P</i>
A	2014	61	278,0	277,0	279,0	Ref	-
B	2015	106	278,0	276,0	279,0	1,10 (0,80-1,51)	ns
C	2016	67	279,0	278,0	280,0	0,99 (0,70-1,41)	ns

Примітки: *n* – кількість записів; *ME* – оцінка медіани. 95% CI Low, 95% CI High – верхня та нижня межі 95% довірчого інтервалу оцінки медіани. HR – відношення ризиків. ns – $P > 0,05$. Ref – референтна субгрупа.

Стосовно сезону отелення, то, знову ж, не зважаючи на те, що загальний аналіз не виявив вірогідного впливу (тест відношення правдоподібностей: $\chi^2 = 5,032$; $df = 3$; $P = 0,169$), аналіз на підставі відношення ризиків (HR) доводив наявність вірогідної різниці між субгрупами тварин, які мали отелення взимку та влітку (табл. 10.4).

У цьому випадку, оцінка відношення ризиків (HR) складала 1,46 і знаходилася на межі вірогідності ($P = 0,050$). Отримана оцінка HR свідчить про те, що «ризик» отелитися для певного терміну тільності у тварин, які телилися влітку, був вищим, ніж для тварин, що мали отелення взимку. Відповідно, корови-первістки із літніми отеленнями мали більш тривалий термін тільності, порівняно з тваринами із зимовими отеленнями (278,0 та 280,0 днів, відповідно).

На рисунку 10.5 наведено криві виживаності Каплана-Мейєра тривалості тільності корів голштинської породи для субгруп, які телилися взимку та влітку. Оцінки лог-ранкового тесту ($P = 0,050$)

також свідчили про наявність вірогідних відмінностей між цими субгрупами.

Таблиця 10.4

Оцінки медіани (та її 95% довірчий інтервал) тривалості тільності корів-первісток голштинської породи та відношення ризиків (HR) залежно від сезону отелення

Код	Сезон отелення	<i>n</i>	<i>ME</i> (днів)	95% CI Low (днів)	95% CI High (днів)	HR (95 % CI)	<i>P</i>
A	Зимовий	41	280,0	279,0	281,0	Ref	-
B	Весняний	72	278,0	277,0	280,0	1,40 (0,96-2,07)	ns
C	Літній	85	278,0	276,0	279,0	1,46 (1,00-2,12)	0,050
D	Осінній	39	279,0	277,0	282,0	1,15 (0,74-1,79)	ns

Примітки: *n* – кількість записів; *ME* – оцінка медіани. 95% CI Low, 95% CI High – верхня та нижня межі 95% довірчого інтервалу оцінки медіани. HR – відношення ризиків. ns – $P > 0,05$. Ref – референтна субгрупа.

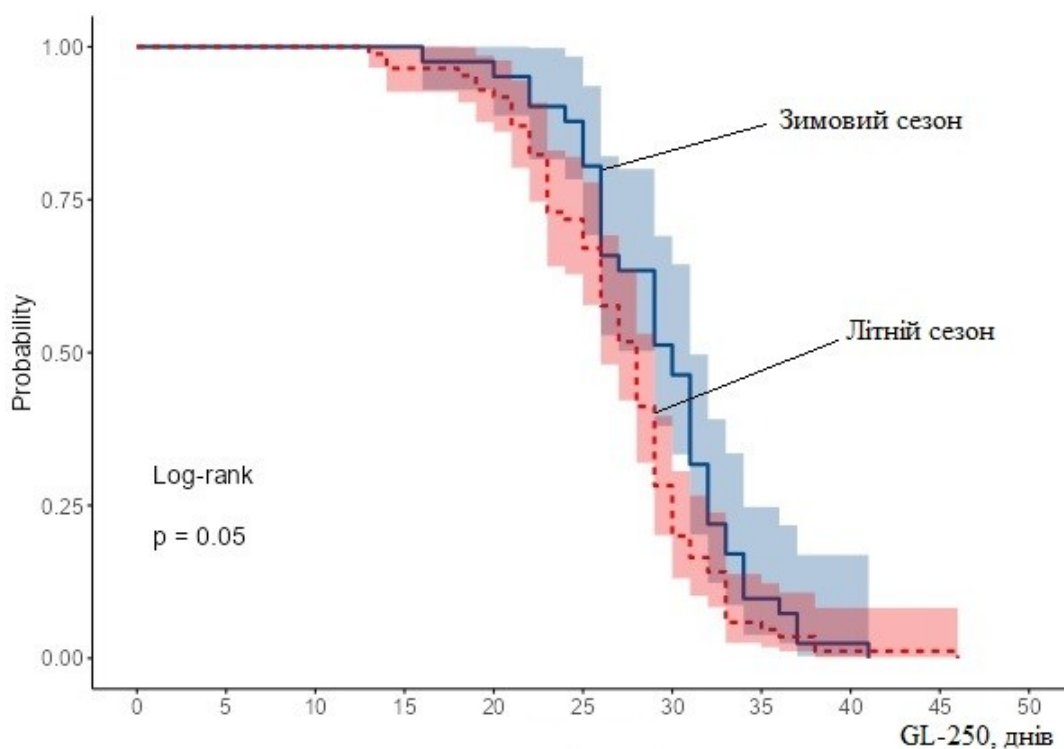


Рис. 10. 5. Криві виживаності Каплана-Мейєра тривалості тільності корів-первісток голштинської породи залежно від сезону отелення.

Примітки: GL – тривалість тільності (для інтервалу від 250 до 300 дня). Probability – ймовірність того, що корова ще не отелилася. Наведено 95% довірчий інтервал для оцінок виживаності обох субгруп.

У таблиці 10.5 наведено оцінки медіани (та її 95% довірчий інтервал) тривалості тільності корів-первісток голштинської породи та відношення ризиків (HR) залежно від віку отелення.

Таблиця 10.5

Оцінки медіани (та її 95% довірчий інтервал) тривалості тільності корів-первісток голштинської породи та відношення ризиків (HR) залежно від віку отелення

Код	Вік отелення	<i>n</i>	<i>ME</i> (днів)	95% CI Low (днів)	95% CI High (днів)	HR (95 % CI)	<i>P</i>
A	22-24 міс.	112	277,0	276,0	278,0	Ref	-
B	25-27 міс.	80	278,0	278,0	279,0	0,74 (0,56-1,00)	0,047
C	28 та більше міс.	45	280,0	278,0	282,0	0,63 (0,44-0,89)	0,009

Примітки: *n* – кількість записів; *ME* – оцінка медіани. 95% CI Low, 95% CI High – верхня та нижня межі 95% довірчого інтервалу оцінки медіани. HR – відношення ризиків. ns – $P > 0,05$. Ref – референтна субгрупа.

Як бачимо, цей фактор мав вірогідний вплив на тривалість тільності корів-первісток дослідної групи (тест відношення правдоподібностей: $\chi^2 = 8,201$; $df = 2$; $P = 0,017$). Тварини, які телилися у більш пізньому віці характеризувалися нижчим «ризиком» отелитися у певному віці і, відповідно, зі збільшенням віку отелення збільшувалася тривалість тільності тварин. Дану закономірність ілюструють криві виживаності трьох субгруп, що наведено на рисунку 10.6.

Раніше ТТЕ аналіз вже використовувався при дослідженні факторіальної залежності тривалості ембріонального розвитку (вагітності) різних видів ссавців. Наприклад, у роботі Jukic et al. (2013) за допомогою ТТЕ аналізу було досліджено вплив таких факторів, як вік породіллі, тривалість вагітності за іншими вагітностями, маса плоду при народженні на тривалість вагітності жінок. Також за допомогою кривих виживаності та аналізу Кокса було доведено вірогідний вплив вживання в їжу риби та риб'ячого жиру на тривалість вагітності жінок (Olsen et al., 2007).

Аналогічні дослідження було проведено і на свійських тваринах. В роботі Cleal et al. (2007) ТТЕ аналіз було використано для аналізу тривалості кітності овець та за допомогою кривих виживаності,

побудованих за методикою Каплана-Мейєра, доведено, що тип плоду (одинаки чи двійнята) вірогідно впливає на цю тривалість.

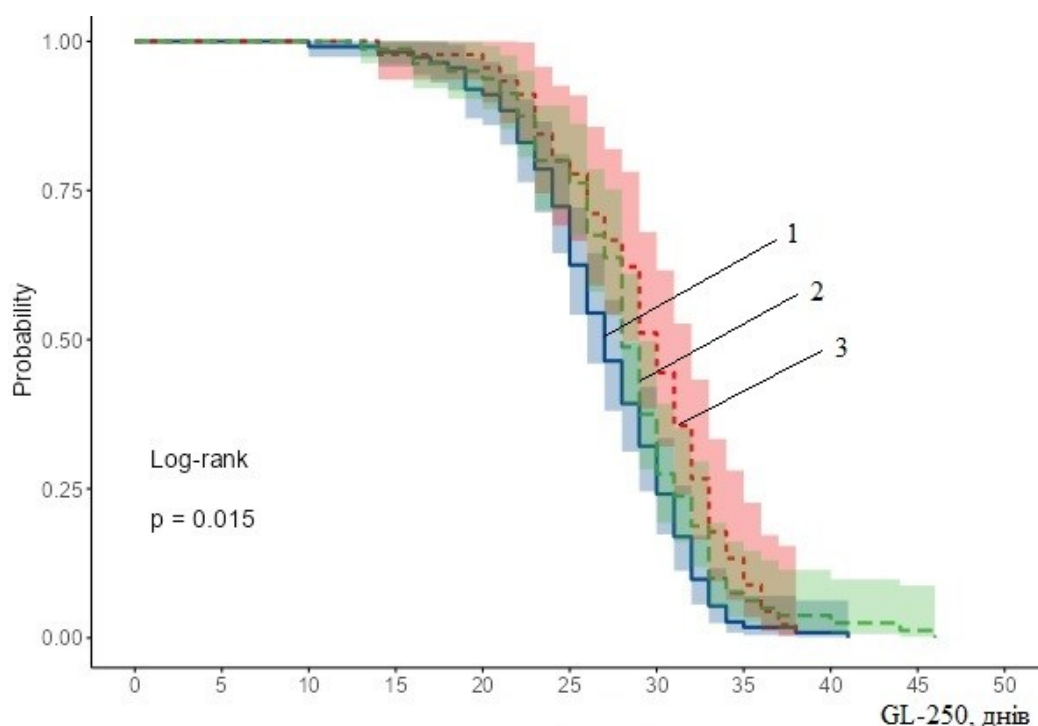


Рис. 10.6. Криві виживаності Каплана-Мейєра тривалості тільності корів-первісток голштинської породи залежно від віку отелення

Примітки: GL – тривалість тільності (для інтервалу від 250 до 300 дня). Probability – ймовірність того, що корова ще не отелилася. Наведено 95% довірчий інтервал для оцінок виживаності обох субгруп. 1 – 22-24 міс.; 2 – 25-27 міс.; 3 – 28 та більше міс.

Під час дослідження тривалості тільності молочної худоби криві виживаності було використано для аналізу тривалості тільності корів залежно від їх віку (номеру лактації). Було доведено, що повновікові корови характеризувалися більш високою оцінкою медіани тривалості тільності, ніж корови-первістки (279 та 277 днів, відповідно) (Gürçan & Akçay, 2007). Крім того, в роботі Villarroel & Lane (2010) було показано, що тривалість тільності корів голштинської породи залежала від використання препарату дексаметазону на 282 добу тільності.

Отже, на підставі результатів ТТЕ аналізу доведено наявність вірогідного впливу генетичних та не-генетичних факторів на тривалість тільності молочних корів.

Висновки. Загалом для 237 корів-первісток голштинської породи тривалість тільності варіювала від 260 до 296 днів із середньою оцінкою – $277,8 \pm 0,3$ днів. Корови-первістки, які мали різне

походження за бугаєм-плідником, характеризувалися певними особливостями щодо форми кривих виживаності тривалості тільності та оцінки медіани цієї ознаки (тест відношення правдоподібностей: $\chi^2 = 23,545$; $df = 13$; $P = 0,036$). Аналіз на підставі відношення ризиків свідчив про те, що субгрупа корів-первісток, які походили від бугая-плідника лінії Валіанта, вірогідно відрізнялася від тварин, які походили від бугаїв-плідників ліній Елевейшна та Чіфа. Впливу року отелення на тривалість тільності корів-первісток дослідної групи не доведено. Стосовно сезону отелення, то аналіз на підставі відношення ризиків довів наявність вірогідної різниці між субгрупами, що мали отелення взимку та влітку. Нарешті, зі збільшенням віку отелення збільшувалася тривалість тільності тварин.

РОЗДІЛ 11

АНАЛІЗ МІНЛИВОСТІ ТРИВАЛОСТІ ЛАКТАЦІЇ ТА ЇЇ ЗВ'ЯЗОК ІЗ МОЛОЧНОЮ ПРОДУКТИВНІСТЮ КОРІВ

Традиційно цикл лактації молочної корови базується на 12-місячному інтервалі між отеленнями, що передбачає 10-ть місяців лактації та двомісячний сухостійний період. Це означає, що корова повинна бути запліднена протягом двох-трьох місяців після отелення, коли вона перебуває на піку лактації та метаболічно має негативний енергетичний баланс. Але через ці складні фізіологічні умови корові важко запліднитися в цей час і, отже, відтермінування запліднення після піку продуктивності та, як наслідок, подовження лактації понад 10-ть місяців, може бути найбільш оптимальним вирішенням даної проблеми. Крім того, подовження лактації може мати інші переваги, наприклад, зменшення кількості новонароджених телят, яких потрібно вибраковувати в молодому віці, зменшення проблем зі здоров'ям і добробутом і, нарешті, покращення екологічних наслідків (зниження викидів парникових газів або зменшення використання антибіотиків) протягом життя тварини (Stelwagen et al., 2024).

На тривалість лактації корів молочних порід впливає ціла низка як генотипових, так і паратипових факторів. Серед генотипових факторів – це, насамперед, порода корови та бугая-плідника (Alfonso et al., 2024). Як відмічено в роботі Toure et al. (2019), особливо цей фактор має вагомий вплив для нащадків від схрещування молочних порід європейського та/або американського походження і різних порід зебу. А серед паратипових факторів – це вплив року та сезону отелення. Крім того, як вказували Dangar & Vataliya (2021), вік корови (у лактаціях) також впливає на мінливість тривалості лактації.

Але, крім цих факторів, також було відмічено, що на тривалість лактації можуть впливати й інші фактори, наприклад, стать новонародженого теляти. Так, у роботі Genena & ElSawy (2024) було доведено вірогідне ($P < 0,05$) переважання середньої тривалості лактації корів фризької породи (Єгипет), які отелилися теличками над оцінками, отриманими для корів, які отелилися бугайцями (318,9 та 268,9 днів, відповідно).

В роботі Kumar et al. (2023) показано наявність складного та багатогранного зв'язку між проявом субклінічного маститу та тривалістю лактації помісних корів на основі джерсейської породи в

умовах Індії. Так, підвищення показників SCM часто було пов'язано з інтрамамарною інфекцією, включаючи субклінічний мастит. Отже, корови з постійним або важким маститом мали скорочену тривалість лактації через зниження їх молочної продуктивності, підвищення рівня вибракування або проблем, пов'язаних із ветеринарним обслуговуванням. При цьому, корови фризької породи, які мали чашоподібну форму вим'я, в умовах Єгипту характеризувалися більш високими показниками молочної продуктивності та тривалості лактації (у середньому – 480,7 днів), порівняно з коровами, які мали вим'я іншої форми (Saleh et al., 2023).

Нарешті, на коровах породи Karan Fries (*Bos taurus* × *Bos indicus*) в умовах Індії (Magotra et al., 2020) було доведено вірогідний ($P < 0,05$) зв'язок між тривалістю лактації та SNP G43737229T гена раку молочної залози (*BRCAl*), у той час як в роботі Worku et al. (2022a) на молочній породі Sahiwal вірогідний ($P < 0,05$) зв'язок було відмічено між тривалістю лактації та SNP g. 306T>C гена *SIRT1*. Крім того, на тваринах цієї породи було встановлено вірогідний ($P < 0,05$) зв'язок між тривалістю лактації та SNP rs41255599: C>T гена *LAP3* (Worku et al., 2022b).

Виявлено низку позитивних та негативних наслідків подовження тривалості лактації для молочної худоби. Так, у роботі Sehested et al. (2019) було показано, що затримання осіменіння за рахунок подовження добровільного періоду очікування дозволяє покращити статеву поведінку корови і забезпечує її запліднення після того, як енергетичний баланс корови стане позитивним. У цілому, стратегія подовження тривалості лактації дійних корів призводить до меншої кількості отелень протягом терміну їх продуктивного використання і, відповідно, до зниження рівня захворюваності, зменшення кількості ремонтних телиць та зменшення кількості сухостійних днів у розрахунку на одну корову на рік.

При аналізі впливу подовження тривалості лактації високопродуктивних корів в умовах Мексики Rodríguez-Godina et al. (2021) було встановлено, що середній надій за лактацію збільшувався лінійно зі збільшенням кількості подовжених лактацій протягом терміну продуктивного життя з максимальним показником 19099 кг молока за лактацію для корів із п'ятьма подовженими лактаціями. При цьому, оцінки середньодобового надою із розрахунку на один день продуктивного використання були вірогідно ($P < 0,01$) нижчими у

корів, які не мали жодної подовженої лактації (30,2 кг) порівняно із тваринами, в яких всі п'ять лактацій були подовженими (32,1 кг).

З іншого боку, впровадження стратегії подовженої тривалості лактації має і свої негативні наслідки. Так, у роботі Clasen et al. (2019) було показано, що ця стратегія означає збільшення інтервалів між отеленнями, що може мати інгібуючий вплив на рівень генетичної мінливості у стаді. Це відбувається, насамперед, внаслідок генетичного відставання між адитивним генетичним рівнем популяції корів відносно популяції бугаїв-плідників. А в роботі Reindl et al. (2024) на коровах голштинської породи, породи Czech Fleckvieh та їх помісях було показано, що подовжена лактація у високопродуктивних молочних корів настільки ж вимоглива щодо енергетичного обміну, як і початкові етапи лактації. В обох випадках було виявлено вірогідно ($P < 0,001$) більш високий вміст кетонових тіл у молоці, ніж протягом середнього (101-200 днів) та пізнього (201-305 днів) періодів лактації.

Негативні наслідки подовження тривалості лактації, крім того, полягають у тому, що надої поступово знижуються, що може бути пов'язано із підвищеним ризиком ожиріння корів у кінці лактації. Є обмежена інформація щодо наслідків для продуктивності корів при подовженні лактації та для телят, народжених коровами із подовженою лактацією. Отже, стратегія, заснована на індивідуальних характеристиках корови, може стати майбутнім підходом до вибору високопродуктивних корів зі стійкими лактаційними кривими при продовженні тривалості лактації. Це дасть можливість обмежити ризик ожиріння та зменшення надоїв наприкінці лактації, одночасно, одержуючи вигоду зі зниження наслідків ускладнень при отеленні (van Knegsel et al., 2022).

Отже, **головною метою** даного дослідження стали аналіз залежності мінливості тривалості лактації від генотипових (бугай-плідник) та паратипових (номер лактації, рік та сезон отелення) факторів та оцінка її впливу на формування молочної продуктивності корів дійного стада.

У роботі було використано дані щодо 604 повних лактацій корів, які отелилися у ПрАТ «Племзавод «Степной» (Запорізька область, Україна) протягом 2014-2017 років. Всі тварини були нащадками 231 корови та 14 бугаїв-плідників голштинської породи, які належали до п'яти ліній (Старбака, Белла, Чіфа, Валіанта та Елевейшна) та мали в середньому $1,9 \pm 0,8$ ($Mean \pm SD$) лактацій із розмахом від 1 до 4 лактацій.

Для кожної тварини було використано наступні дані щодо їх молочної продуктивності: сумарний надій за всю лактацію (ТМУ), надій за 305 днів лактації (МУ305), вміст жиру в молоці (FP), вміст білка в молоці (PP), а також добовий надій за 1-10-ий тестові дні (TD1-TD10), що відповідали 30, 60, ... 300 дням лактації.

Серед факторів, вплив яких на тривалість лактації корів дослідної групи досліджувалося, було обрано наступні: походження за батьком (14-ть субгруп), вік у лактаціях (дві субгрупи: корови-первістки та повновікові корови, які мали ≥ 2 отелень), рік отелення (три субгрупи: 2014-2016 рр. для корів-первісток та 2015-2017 рр. для повновікових корів), сезон отелення (чотири субгрупи: зимовий (грудень – лютий), весняний (березень – травень), літній (червень – серпень) та осінній (вересень – листопад)).

Для кожної субгрупи було розраховано оцінки середніх для тривалості лактації за методом найменших квадратів (*LSM* – least squares mean) на підставі Загальної Лінійної Моделі (*GLM* – General Linear Model) (Al-Murrani, 2024):

$$Y_{ijk} = \mu + \text{Parity}_i + \text{SG}_j + e_{ijk}, \quad (11.1)$$

де Y_{ijk} – *LSM*-оцінка тривалості лактації;

μ – загальне середнє арифметичне;

Parity_i – фіксований фактор номера лактації (дві градації);

SG_j – фіксований фактор субгрупи, залежно від походження, року або сезону отелення;

e_{ijk} – випадкова помилка.

Парні порівняння середніх окремих субгруп було проведено на підставі HSD-тесту Тьюкі (для нерівних за об'ємом груп).

Для аналізу зв'язку тривалості лактації із ознаками молочної продуктивності корів, було розраховано оцінки коефіцієнта непараметричної рангової кореляції Спірмена (R_s).

Для апроксимації лактаційних кривих за перші 305 днів лактації корів різних субгруп, на підставі середніх добових оцінок добового надою за 1-10 тестові дні (TD 1-10), було використано модель Вуда:

$$Y_t = at^b e^{-ct}, \quad (11.2)$$

де Y_t – добовий надій у момент часу t (30-й, 60-й, 90-й, ... 300-й день лактації);

a , b та c – коефіцієнти моделі Вуда.

Міру адекватності моделі Вуда вихідним даним було оцінено на підставі коефіцієнта детермінації (R^2).

Крім того, на підставі отриманих оцінок коефіцієнтів моделі Вуда, також було розраховано показники моделі Вуда за наступними формулами (Kramarenko *et al.*, 2022):

$$Y_{max} = a \left(\frac{b}{c} \right)^b e^{-b}, \quad (11.3)$$

$$T_{max} = \frac{b}{c}, \quad (11.4)$$

$$Persistency = c^{-(b+1)}, \quad (11.5)$$

де Y_{max} – оцінка пікового (максимального) добового надою протягом 305 днів лактації;

T_{max} – час досягнення пікового надію лактації;

$Persistency$ – оцінка сталості лактації, що характеризує швидкість зниження молочної продуктивності від моменту досягнення пікового надою і до 305-го дня лактації.

Увесь математико-статистичний аналіз вихідних даних було проведено із використанням програмного забезпечення STATISTICA v.7 (Stat Soft Inc.).

Для корів дослідної групи тривалість лактації коливалася в межах від 173 до 1150 днів із середньою оцінкою $356,1 \pm 4,1$ ($Mean \pm SE$) днів. При аналізі їх розподілу на нормальному ймовірнісному папері було встановлено, що вибірка вихідних даних складається з чотирьох субгруп, що характеризуються більш-менш нормальним розподілом та які на ймовірнісному папері можуть бути, відповідно, апроксимовані прямими лініями. Точки перетину цих чотирьох апроксимуючих прямих ліній відповідають 285-му, 365-му та 435-му дням лактації (рис. 11.1).

Отже, всі вихідні дані було розподілено у чотири субгрупи відповідно до тривалості лактації: з укороченою лактацією (менше 285 днів), з нормальною лактацією (286-365 днів), з подовженою лактацією (366-435 днів) та дуже тривалою лактацією (більше 436 днів). Основні показники мінливості окремих субгруп корів голштинської породи за тривалістю лактації наведено в таблиці 11.1.

Раніше в роботі Mehta *et al.* (2021) помісних корів Red Dane $\times$ Sahiwal $\times$ Holstein-Friesian (Індія) також було розподілено у субгрупи, відповідно до тривалості їх лактації: із короткою лактацією тривалістю 102-179 днів, із нормальною лактацією тривалістю 180-483 днів, із подовженою лактацією тривалістю 484-560 днів та із дуже подовженою лактацією тривалістю більше 560 днів.

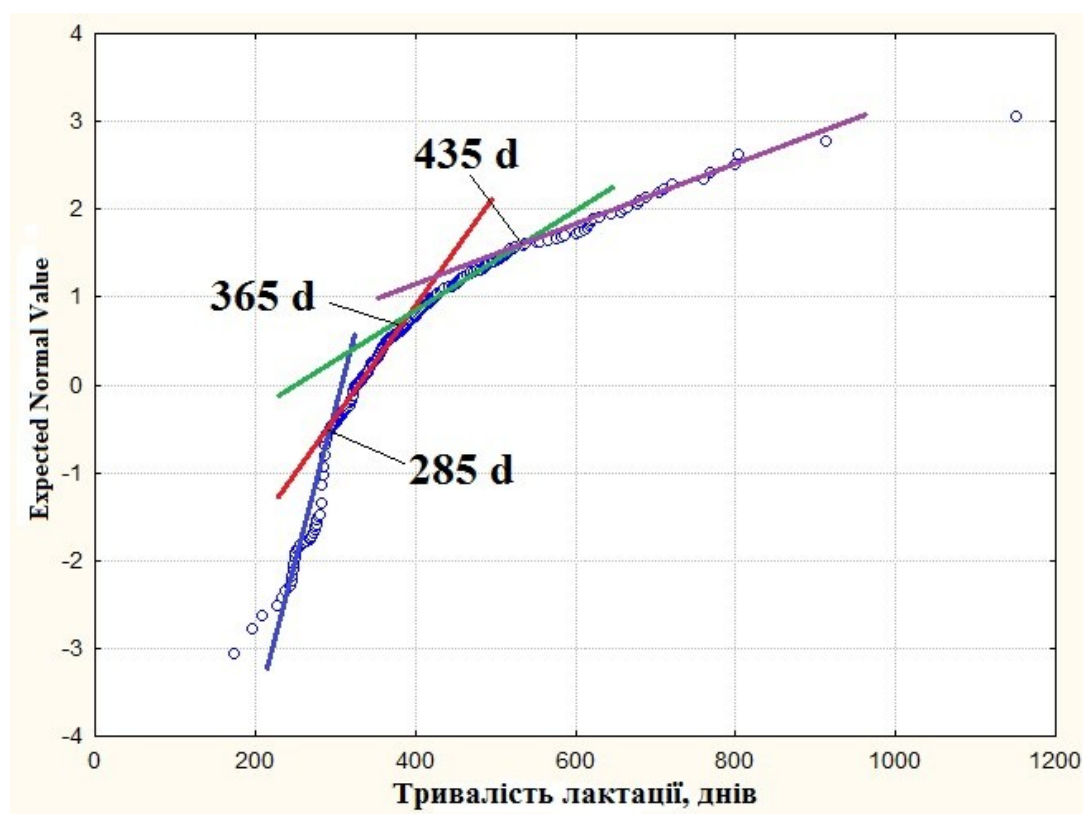


Рис. 11.1. Розподіл корів голштинської породи за тривалістю лактації на нормальному ймовірнісному папері

Примітка: Різним кольором наведено прямі лінії, що апроксимують окремі субгрупи за тривалістю лактації. 285 d, 365 d та 435 d – граничні межі для виділення окремих субгруп.

Таблиця 11.1

Показники мінливості окремих субгруп корів голштинської породи за тривалістю лактації

Субгрупа за тривалістю лактації	Межі тривалості лактації (днів)	<i>n</i>	$M \pm SE$ (днів)	SD (днів)
Укорочена	< 285	118	$237,6 \pm 1,8$	19,1
Нормальна	286-365	300	$319,7 \pm 1,4$	24,4
Подовжена	366-435	106	$398,1 \pm 1,9$	20,0
Дуже тривала	> 436	80	$558,9 \pm 13,7$	122,7
В цілому	173-1150	604	$356,1 \pm 4,1$	100,8
$F_L(3; 600); P$	-	-	-	134,13; $P < 0,001$

Примітки: *n* – кількість записів; F_L – оцінка тесту Левене на гомогенність субгрупових варіанс; *P* – рівень значущості; $M \pm SE$ – оцінка середнього арифметичного субгрупи та її статистична помилка; SD – стандартне відхилення субгрупи.

У таблиці 11.2 наведено *LSM*-оцінки ($\pm SE$) тривалості лактації залежно від породи/породності молочної худоби європейського/американського походження та країни розведення.

Таблиця 11.2

Тривалість лактації залежно від породи/породності молочної худоби європейського/американського походження та країни розведення, днів

Порода/породність	Країна	<i>n</i>	<i>LSM</i> $\pm$ <i>SE</i>	Джерело
Friesian	Єгипет	1018	301,0 $\pm$ 3,5	Badr & Amer, 2020
Friesian	Єгипет	1630	358,3 $\pm$ 2,3	El-Den et al., 2020
Friesian	Єгипет	4413	319,9 $\pm$ 0,3	Genena & Ebrahim, 2023
Friesian	Єгипет	1976	310,1 $\pm$ 2,5	Sanad et al., 2020
Holstein	Коста-Рика	1726 9	333,0 $\pm$ 0,6	Vargas-Leitón et al., 2024
Holstein	Марокко	4737	347,1 $\pm$ 0,8	Boujenane, 2019
Holstein	Україна	604	356,1 $\pm$ 4,1	Власні дані
Holstein	Туреччина	823	350,0 $\pm$ 2,6	Genç & Mendes, 2021
Holstein	Туреччина	2936	357,6 $\pm$ 1,3	Genç, 2022
Holstein	Туреччина	530	316,5 $\pm$ 6,9	Ozdemir et al., 2021
Holstein-Friesian	Нова Зеландія	231	244,0 $\pm$ 1,0	Curry et al., 2024
Holstein-Friesian	Пакистан	66	285,9 $\pm$ 31,8	Ali et al., 2019
Holstein-Friesian	Туреччина	9844	350,9 $\pm$ 0,8	Öztürk et al., 2021
Holstein-Friesian	Єгипет	937	301,0 $\pm$ 3,6	Khatab et al., 2021
Holstein-Friesian	Пакистан	610	278,2 $\pm$ 10,9	Khalil et al., 2021
Holstein-Friesian $\times$ Jersey	Нова Зеландія	84	248,0 $\pm$ 2,0	Curry et al., 2024
Jersey	Ефіопія	2912	344,9 $\pm$ 3,8	Beneberu et al., 2020
Jersey	Туреччина	824	328,0 $\pm$ 2,2	Genc & Mendes, 2021
Jersey	Пакистан	39	290,5 $\pm$ 40,6	Ali et al., 2019
Jersey	Ефіопія	3495	352,9 $\pm$ 0,9	Abera et al., 2023
Montbeliarde	Туреччина	1448	333,0 $\pm$ 3,6	Genc & Mendes, 2021
Swedish Red	Туреччина	36	361,0 $\pm$ 15,3	

Примітки: *n* – кількість записів; *LSM* $\pm$ *SE* – оцінка середньої за методом найменших квадратів та її статистична помилка.

Можна відмітити, що значна кількість отриманих оцінок значно перевищували традиційні 305 днів лактації, що прийнято за стандарт. Наприклад, у роботі El-Den et al. (2020) для корів фризської породи *LSM*-оцінка тривалості лактації в умовах Єгипту становила 358,3 дні, а для корів породи *Swedish Red* в умовах Туреччини досягала 361,0 дні (Genç & Mendes, 2021). Разом з тим, для корів голштино-фризської породи та їх помісей із джерсейською породою в умовах Нової Зеландії *LSM*-оцінки тривалості лактації були найнижчими – лише близько 8-ми місяців, що, ймовірно, пов'язано із певною технологією галузі молочного скотарства в цих господарствах (Curry et al., 2024).

У цілому, на тривалість лактації впливає як породна належність тварин, так і обрана в певній країні (чи у певному господарстві) технологія. На тривалість лактації може вплинути процес адаптації. Наприклад, у роботі Benerberu et al. (2020) було встановлено, що при розведенні джерсейської породи середня тривалість лактації імпортованих особин, яких було завезено з Данії заплідненими телицями, була вірогідно ($P < 0,001$) вищою, ніж у нащадків імпортованих тварин, яких було вирощено в умовах Ефіопії (361,3 та 328,6 днів, відповідно).

Крім того, у роботі Alfonso et al. (2024) було показано, що при схрещуванні корів молочних порід із бугаями м'ясних порід, середня тривалість їх лактації була нижчою, ніж у випадку використання бугаїв-плідників молочних порід.

Максимально можливі терміни тривалості лактації також можуть суттєво змінюватися. Так, у роботі Mellado et al. (2021) було відмічено, що в умовах жаркого клімату Мексики корови голштинської породи ефективно запліднюються через більше, ніж 300 днів після отелення. Тому для них характерна подовжена лактація тривалістю в середньому 696 днів. В іншому дослідженні корів голштинської породи в умовах Мексики було відмічено, що максимальна тривалість лактації могла досягати 1018 днів (Rodríguez-Godina et al., 2021).

В умовах Європи, максимальна тривалість подовженої лактації корів голштино-фризської породи (Польща) досягала 622 днів (Salamonczyk, 2023), а у корів голштинської породи в умовах Туреччини – 550 днів. Нарешті, в роботі Корес et al. (2020) було досліджено корів-первісток симентальської породи, тривалість лактації яких максимально досягала 1348 днів.

Вік корів (у лактаціях) вірогідно впливав на тривалість лактації (однофакторний дисперсійний аналіз: $F_{3;600} = 8,04$; $P < 0,001$).

LSM-оцінки для корів-первісток, повновікових корів за II-у, III-ю та IV-у лактацію склали $337,9 \pm 6,4$, $377,8 \pm 6,4$, $357,7 \pm 9,6$ та $310,5 \pm 21,1$ днів, відповідно. За використання *HSD*-тесту Тьюкі, вірогідні відмінності було відмічено лише між тривалістю лактації корів-первісток та тварин за II-у лактацію. Отже, при проведенні подальшого аналізу було розглянуто лише дві вікові групи відповідно до тривалості лактації – корови-первістки та повновікові корови, які мали дві та більше лактацій.

У цілому, вік корів вірогідно впливав на співвідношення субгруп за тривалістю лактації (критерій узгодженості Пірсона: $\chi^2 = 10,58$; $df = 3$; $P = 0,014$). При цьому, більш тривалий лактаційний період повновікових корів був зумовлений майже вдвічі вищою часткою серед них тварин, які входять до субгрупи із дуже тривалою лактацією (> 436 днів) та, відповідно, низькою часткою тварин із укороченою та нормальною лактацією (рис. 11.2).

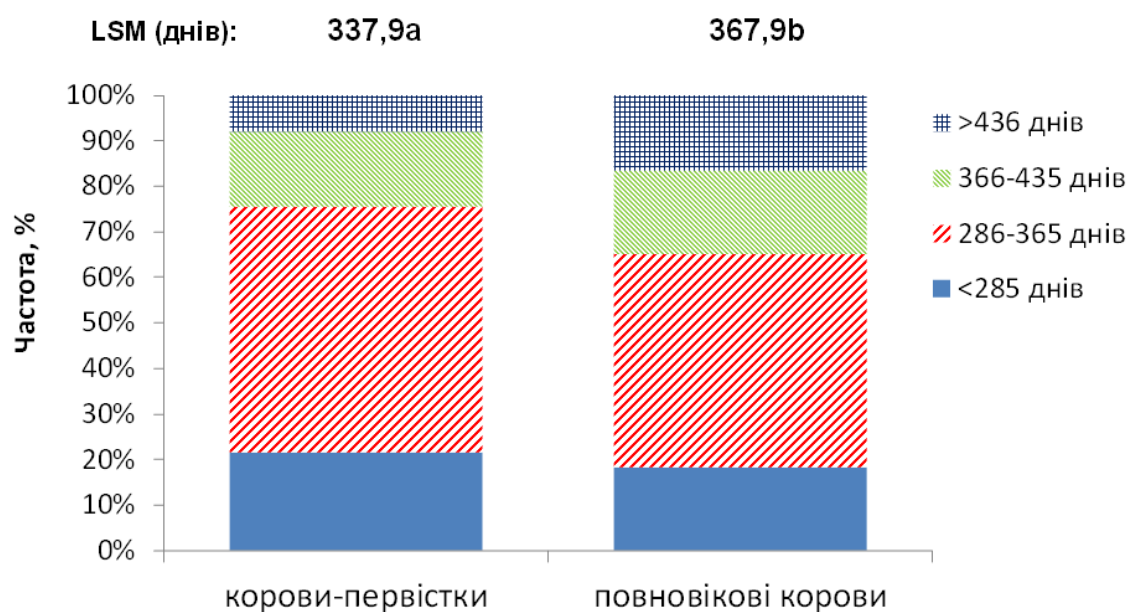


Рис. 11.2. Розподіл за тривалістю лактації корів-первісток та повновікових корів голштинської породи

Примітки: Наведено *LSM*-оцінки для відповідних субгруп. Вірогідні відмінності між середніми окремих субгруп ($P < 0,05$) на підставі *HSD*-тесту множинних порівнянь Тьюкі позначено різними буквами.

Отримані нами результати узгоджуються із даними, що було отримано раніше при аналізі впливу віку молочних корів на тривалість їх лактації. Із 14 проаналізованих робіт, в яких досліджувалася молочна худоба європейського/американського походження та помісні

тварини, в дев'яти випадках було відмічено наявність вірогідного впливу ($P < 0,001 \dots 0,05$), а в інших п'ятьох – вірогідного впливу не було встановлено (табл. 11.3).

Таблиця 11.3

Результати впливу віку корови (у лактаціях) на тривалість лактації залежно від породи/породності молочної худоби європейського/американського походження та країни розведення

Порода/породність	Країна	n	P_{Parity}	Порядок лактацій	Джерело
Friesian	Єгипет	1018	$< 0,01$	-	Badr & Amer, 2020
Friesian	Єгипет	1630	$< 0,05$	$1 = 2 > 3 < 4$	El-Den et al., 2020
Friesian	Єгипет	1300	ns	-	Saleh et al., 2023
Friesian	Єгипет	4913	$< 0,001$	$1 = 2 > 3 = 4$	Genena & ElSawy, 2024
Friesian	Єгипет	1976	$< 0,001$	$1 = 2 = 3 < 4$	Sanad et al., 2020
Friesian	Пакистан	608	ns	-	Khalil et al., 2021
Holstein	Туреччина	530	$< 0,05$	$1 < 2 < 3 > 4$	Ozdemir et al., 2021
Holstein	Україна	604	$< 0,001$	$1 < 2 = 3 = 4$	власні дані
Holstein-Friesian	Туреччина	796	ns	-	Sipahi, 2022
Holstein-Friesian	Єгипет	937	ns	-	Khattab et al., 2021
Holstein-Friesian × Sahiwal	Пакистан	641	ns	-	Tahir et al., 2023
Holstein-Friesian × Sahiwal	Індія	9094	$< 0,01$	$1 < 2 = 3 = 4$	Chopade et al., 2023
Jersey	Ефіопія	2912	$< 0,001$	$1 = 2 > 3 = 4$	Beneberu et al., 2020
Jersey	Ефіопія	3495	$< 0,01$	$1 = 2 = 3 = 4 < 5$	Abera et al., 2023

Примітки: n – кількість записів; P_{Parity} – рівень значущості впливу номера лактації (за результатами GLM); ns – $P_{sire} > 0,05$. Порядок лактацій – наявність вірогідних відмінностей між LSM -оцінками для різних лактацій. Знаки «<» або «>» означають, що вірогідні відмінності між суміжними лактаціями встановлено, а знак «=» – вірогідні відмінності відсутні.

Що стосується патерну зміни тривалості лактації різновікових корів, то він був непостійним і варіював від поступового зростання оцінки тривалості лактації зі збільшенням номеру лактації (як було відмічено для корів голштинської породи в умовах Туреччини (Ozdemir et al., 2021)) до повної подібності відповідних оцінок протягом чотирьох перших лактацій і вірогідного збільшення оцінки тривалості лактації лише під час п'ятої лактації (як було відмічено для корів джерсейської породи в умовах Ефіопії (Abera et al., 2023)).

Найчастіше проявлявся патерн, що характеризувався однаковою тривалістю лактації під час I-ї та II-ї лактації, але вірогідним її зростанням під час III-ї лактації. Водночас, у нашому випадку, навпаки, тривалість лактації вірогідно зростала між I-ю та II-ю лактацією, але потім майже не змінювалася. Аналогічний патерн також було відмічено для помісних тварин (Holstein-Friesian $\times$ Sahiwal) в умовах Індії (Chopade et al., 2023).

Для корів-первісток нами не було встановлено вірогідного впливу бугая-плідника на тривалість їх лактації. Але при розгляді всіх лактацій разом, вірогідний вплив бугая-плідника на тривалість лактації було доведено (однофакторний дисперсійний аналіз: $F_{13;590} = 2,33$; $P = 0,005$).

Отримані нами результати узгоджуються із отриманими раніше результатами аналізу впливу бугая-плідника на тривалість лактації молочних корів різних порід (табл. 11.4).

Більше того, результати аналізу, проведеного під час 18-ти незалежних досліджень на коровах молочних порід або помісних тваринах (9-ть із них враховували лише першу лактацію та ще 9-ть аналізували всі лактації) свідчать, що має місце вірогідний зв'язок між номером лактації та впливом бугая-плідника на тривалість лактації (відношення правдоподібності: $OR_{\text{prim/multi}} = 0,082$; $P = 0,027$). Отже, вірогідно частіше вплив бугая-плідника на тривалість лактації проявлявся при аналізі корів усіх вікових груп у порівнянні із включенням у аналіз лише корів-первісток.

Було встановлено, що мінливість тривалості лактації корів дослідної групи залежала від року отелення. При цьому, рік отелення вірогідно впливав на співвідношення субгруп за тривалістю лактації як корів-первісток (критерій узгодженості Пірсона: $\chi^2 = 16,22$; $df = 6$; $P = 0,013$), так і повновікових корів (критерій узгодженості Пірсона: $\chi^2 = 38,64$; $df = 6$; $P < 0,001$).

Таблиця 11.4

**Результати впливу бугая-плідника на тривалість лактації
залежно від породи/породності та країни розведення молочної
худоби**

Порода/породність	Країна	<i>n</i>	<i>n_{sire}</i>	<i>P_{sire}</i>	Джерело
Перша лактація					
Holstein	Україна	237	14	ns	Власні дані
Holstein-Friesian	Індія	973	42	ns	Singh et al., 2020
Holstein-Friesian × Gir	Індія	421	48	ns	Jadhav et al., 2019
Kankrej	Індія	291	66	ns	Thakkar et al., 2021
Kankrej	Індія	475	75	ns	Ankuya et al., 2020
Sahiwal + Crossbreds	Індія	965	78	< 0,05	Girimal et al., 2020
Crossbreds	Індія	2204	54	< 0,05	Panwar et al., 2022
Crossbreds	Індія	529	79	ns	Kaur et al., 2023
Crossbreds	Індія	1029	107	ns	Dangi et al., 2021
Всі лактації					
Friesian	Єгипет	1018	54	< 0,01	Badr & Amer, 2020
Friesian	Єгипет	1300	180	ns	Saleh et al., 2023
Friesian	Єгипет	1976	117	< 0,001	Sanad et al., 2020
Holstein	Україна	604	14	< 0,01	Власні дані
Holstein-Friesian	Єгипет	937	50	< 0,01	Khattab et al., 2021
Crossbreds	Індія	529	79	ns	Kaur et al., 2023
Holstein-Friesian × Sahiwal	Індія	9094	239	< 0,01	Chopade et al., 2023
Sahiwal	Індія	567	42	< 0,01	Ratwan et al., 2019
Tharparkar	Індія	284	-	< 0,01	Choudhary et al., 2019

Примітки: *n* – кількість записів; *n_{sire}* – кількість бугаїв-плідників, яких було використано в аналізі; *P_{sire}* – рівень значущості впливу бугая-плідника (за результатами GLM); ns – *P* > 0,05. Crossbreds – помісі між місцевими породами та породами європейського походження.

У цілому, найнижчою *LSM*-оцінкою тривалості лактації характеризувалися повновікові корови, які отелилися протягом 2017 року (329,2 днів) та корови-первістки, які отелилися протягом 2016 року (330,3 днів). Найвищою оцінкою тривалості лактації характеризувалися повновікові корови, які отелилися протягом 2016 року (401,6 днів). Більш тривалий лактаційний період у цьому випадку

було зумовлено значним переважанням серед них тварин із субгрупи з дуже тривалою лактацією (> 436 днів) та, відповідно, меншою часткою тварин із нормальною лактацією (рис. 11.3).

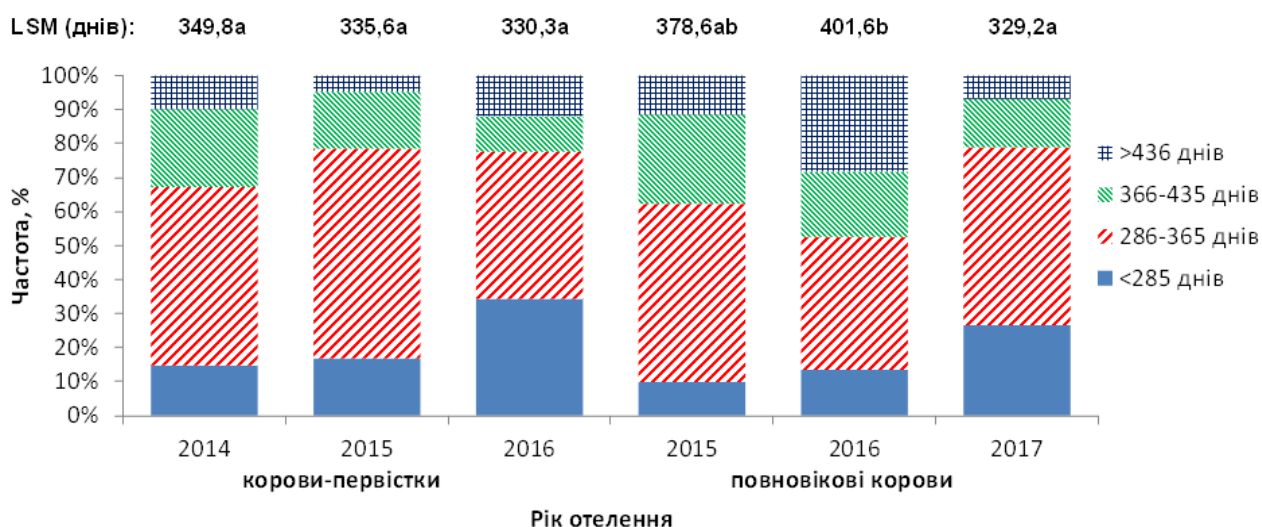


Рис. 11.3. Розподіл за тривалістю лактації корів-первісток та повновікових корів голштинської породи залежно від року отелення

Примітки: Наведено *LSM*-оцінки для відповідних субгруп. Вірогідні відмінності між середніми окремих субгруп ($P < 0,05$) на підставі HSD-тесту множинних порівнянь Тьюкі позначено різними буквами.

Нами також було встановлено, що мінливість тривалості лактації корів дослідної групи залежала від сезону отелення. При цьому, аналогічно, сезон отелення вірогідно впливав на співвідношення субгруп за тривалістю лактації лише для повновікових корів (критерій узгодженості Пірсона: $\chi^2 = 54,95$; $df = 9$; $P < 0,001$), у той час як для корів-первісток вірогідного впливу сезону отелення встановлено не було (критерій узгодженості Пірсона: $\chi^2 = 8,98$; $df = 9$; $P = 0,429$).

У цілому, найнижчою *LSM*-оцінкою тривалості лактації характеризувалися повновікові корови, які отелилися в осінні місяці року (332,9 днів), а найвищі відповідні оцінки було відмічено у тварин, які отелилися взимку або восени (386,3...397,0 днів). Тварини із літніми отеленнями займали проміжне положення за тривалістю лактації. Характерно, що саме серед повновікових корів, які отелилися влітку, була найбільша частка особин із нормальної тривалістю лактації (рис. 11.4).

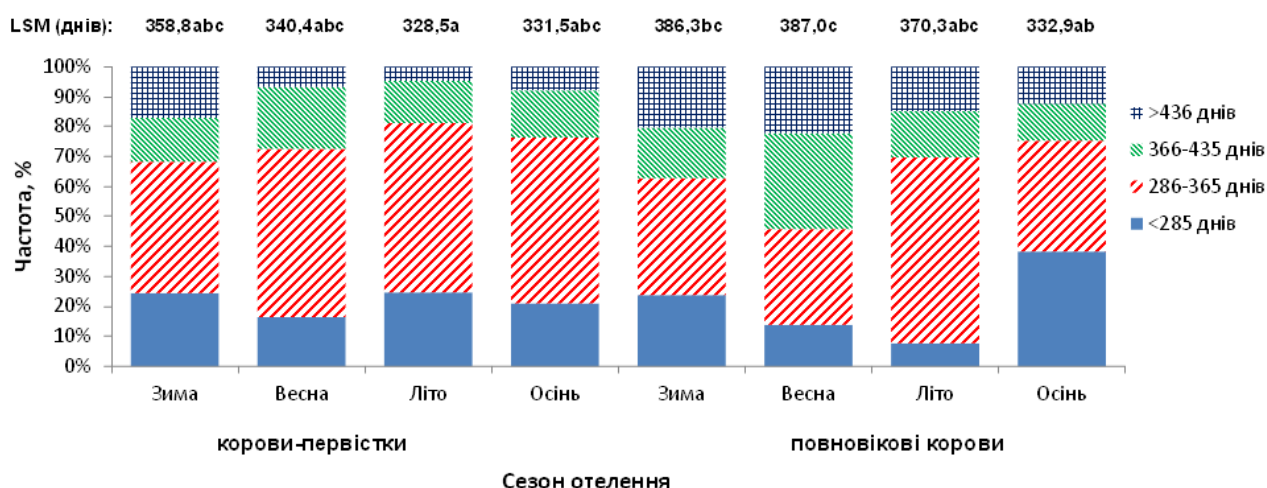


Рис. 11.4. Розподіл за тривалістю лактації корів-первісток та повновікових корів голштинської породи залежно від сезону отелення

Примітки: Наведено *LSM*-оцінки для відповідних субгруп. Вірогідні відмінності між середніми окремих субгруп ($P < 0,05$) на підставі *HSD*-тесту множинних порівнянь Тьюкі позначено різними буквами.

Із 15-ти проаналізованих робіт, в яких досліджувалася молочна худоба європейського / американського походження та помісні тварини, в 12-ти випадках було відмічено наявність вірогідного впливу ($P < 0,001 \dots 0,05$) року отелення (табл. 11.5). При цьому, шанс встановлення вірогідного впливу року отелення на тривалість лактації не був пов'язаний ані з тривалістю періоду дослідження (у роках), ані з кількістю періодів, на які було розподілено термін дослідження. Але цей шанс мав вірогідний зв'язок із загальним обсягом тварин, яких було включено до аналізу (непараметричний тест Манна-Уїтні: $Z = -2,02$; $P = 0,044$). Отже, зі зростанням розміру вибірки підвищувався шанс отримати підтвердження гіпотези щодо вірогідного впливу року отелення на тривалість лактації корів.

З іншого боку, в дев'яти випадках було відмічено наявність вірогідного впливу ($P < 0,001 \dots 0,05$) сезону отелення. І в цьому випадку шанс встановлення вірогідного впливу сезону отелення на тривалість лактації не був пов'язаний із загальною кількістю тварин, яких було включено до аналізу (непараметричний тест Манна-Уїтні: $Z = 0,72$; $P = 0,514$).

У цілому, в дослідженнях інших авторів зустрічалися підтвердження отриманих нами результатів щодо найдовшої тривалості лактації корів, які отелилися взимку чи навесні на відміну від тварин, що отелилися восени та/або влітку (див. рис. 11.4).

Таблиця 11.5

**Результати впливу року та сезону отелення на тривалість
лактації залежно від породи/породності молочної худоби
європейського/американського походження та країни розведення**

Порода/по- родність	Країна	<i>n</i>	<i>n_{Y/P}</i>	<i>P_{YoC}</i>	<i>P_{SoC}</i>	Порядок сезонів	Джерело
1	2	3	4	5	6	7	8
Friesian	Єгипет	1018	6/6	< 0,01	< 0,01	na	Badr & Amer, 2020
Friesian	Єгипет	1630	10/10	< 0,01	< 0,01	(win+spr) > aut	El-Den et al., 2020
Friesian	Єгипет	4913	36/5	< 0,001	< 0,05	(win+spr) > (sum+aut)	Genena & ElSawy, 2024
Friesian	Єгипет	1976	12/12	< 0,001	ns	-	Sanad et al., 2020
Friesian	Пакистан	608	16/16	< 0,001	na	na	Khalil et al., 2021
Holstein	Україна	604	4/4	< 0,001	0,003	(win+spr) > aut	Власні дані
Holstein- Fresian	Туреччин а	796	7/7	ns	< 0,05	sum > win	Sipahi, 2022
Holstein- Friesian	Єгипет	937	6/6	< 0,01	na	na	Khattab et al., 2021
Holstein- Friesian Crossbreds	Індія	529	30/6	< 0,01	ns	-	Kaur et al., 2023
Holstein- Friesian × Gir	Індія	161	10/2	ns	ns	-	Mote et al., 2020
Holstein- Friesian × Jersey × Gir	Індія	114	8/2	ns	ns	-	Mote et al., 2020
Holstein- Friesian × Sahiwal	Індія	9094	36/4	< 0,01	< 0,05	rainy > sum	Chopade et al., 2023

1	2	3	4	5	6	7	8
Holstein-Friesian × Sahiwal	Пакистан	641	20/4	< 0,001	< 0,001	win > sum	Tahir et al., 2023
Holstein-Friesian Crossbred	Пакистан	1131	17/-	na	0,01	(win+spr) > (sum+aut)	Ihsanullah et al., 2020
Holstein-Friesian Crossbred, Jersey Crossbred	Камерун	403	14/-	na	< 0,05	rainy > dry	Hakoueu et al., 2022
Jersey	Ефіопія	2912	31/11	< 0,001	ns	-	Beneberu et al., 2020
Jersey	Ефіопія	3495	17/6	< 0,01	ns	-	Abera et al., 2023

Примітки: n – кількість записів; $n_{Y/P}$ – кількість років та періодів дослідження; P_{YoC} – рівень значущості впливу року/періоду отелення (за результатами GLM); P_{SoC} – рівень значущості впливу сезону отелення (за результатами GLM); ns – $P > 0,05$; na – дані відсутні. Знак «>» означає, що вірогідні відмінності між відповідними сезонами отелення встановлено. win, spr, sum, aut – зимовий, весняний, літній та осінній сезон отелення; rainy, dry – вологий та сухий сезон отелення.

Аналогічні результати було отримано для корів фризської породи в умовах Єгипту (El-Den et al., 2020; Genena & ElSawy, 2024) та для помісних корів на основі голштино-фризської породи в умовах Пакистану (Ihsanullah et al., 2020; Tahir et al., 2023). У країнах з дуже жарким кліматом тривалість лактації корів, які отелилися протягом вологого сезону року також була вищою, ніж у тварин, які отелилися протягом сухого періоду року (Chopade et al., 2023; Hakoueu et al., 2022).

Тривалість лактації була вірогідно пов'язана із сумарним надосм як серед корів-первісток, так і серед повновікових корів (коефіцієнт рангової кореляції Спірмена: в обох випадках $P < 0,001$). Що стосується надою за 305 днів лактації, то вірогідну кореляцію було встановлено лише для повновікових корів (коефіцієнт рангової кореляції Спірмена: $R_s = 0,109$; $P = 0,036$). Крім того, надої за 6-10-ий

тестові дні (TD6-TD10) також були вірогідно (у всіх випадках: $P \leq 0,001 \dots 0,030$) корельовані із тривалістю лактації повновікових корів, у той час як серед корів-первісток вірогідну оцінку коефіцієнта рангової кореляції Спірмена ($R_s = 0,169$; $P = 0,024$) було встановлено лише для надою за 9-ий тестовий день (TD9) (табл. 11.6).

Таблиця 11.6

Оцінки коефіцієнта рангової кореляції Спірмена (R_s) тривалості лактації корів-первісток та повновікових корів з ознаками молочної продуктивності

Ознака	Корови-первістки		Повновікові корови	
	n	$R_s (P)$	n	$R_s (P)$
ТМУ	237	0,692 ($P < 0,001$)	367	0,602 ($P < 0,001$)
МУ305	237	0,064 (ns)	367	0,109 ($P = 0,036$)
FP	237	-0,251 ($P < 0,001$)	367	-0,475 ($P < 0,001$)
PP	237	-0,151 ($P = 0,020$)	367	-0,341 ($P < 0,001$)
TD1	176	0,028 (ns)	364	-0,013 (ns)
TD2	179	-0,051 (ns)	364	-0,090 (ns)
TD3	180	-0,074 (ns)	363	-0,080 (ns)
TD4	180	-0,062 (ns)	363	-0,024 (ns)
TD5	180	-0,042 (ns)	363	0,047 (ns)
TD6	180	-0,047 (ns)	362	0,121 ($P = 0,022$)
TD7	180	-0,044 (ns)	359	0,114 ($P = 0,030$)
TD8	179	0,014 (ns)	360	0,186 ($P < 0,001$)
TD9	178	0,169 ($P = 0,024$)	338	0,244 ($P < 0,001$)
TD10	103	0,072 (ns)	275	0,234 ($P < 0,001$)

Примітка: ТМУ – сумарний надій за всю лактацію; МУ305 – надій за 305 днів лактації; FP – вміст жиру в молоці; PP – вміст білка в молоці; TD1-TD10 – середні оцінки добового надою за 1-10 тестові дні. R_s – оцінка коефіцієнта рангової кореляції Спірмена; P – рівень значущості; ns – $P > 0,05$.

Вміст жиру і білка в молоці корів дослідної групи були також вірогідно (у всіх випадках: $P \leq 0,001 \dots 0,020$) пов'язані із тривалістю лактації, але на відміну від кількісних ознак молочної продуктивності, для якісних ознак оцінки коефіцієнта рангової кореляції Спірмена мали від'ємний знак. При цьому, у повновікових корів сила зв'язку між вмістом жиру і білка залежно від тривалості лактації була виражена більшою мірою, ніж у корів-первісток.

Високий рівень кореляції між тривалістю лактації та сумарним надоєм раніше вже було відмічено в різних дослідженнях. Так, у роботі

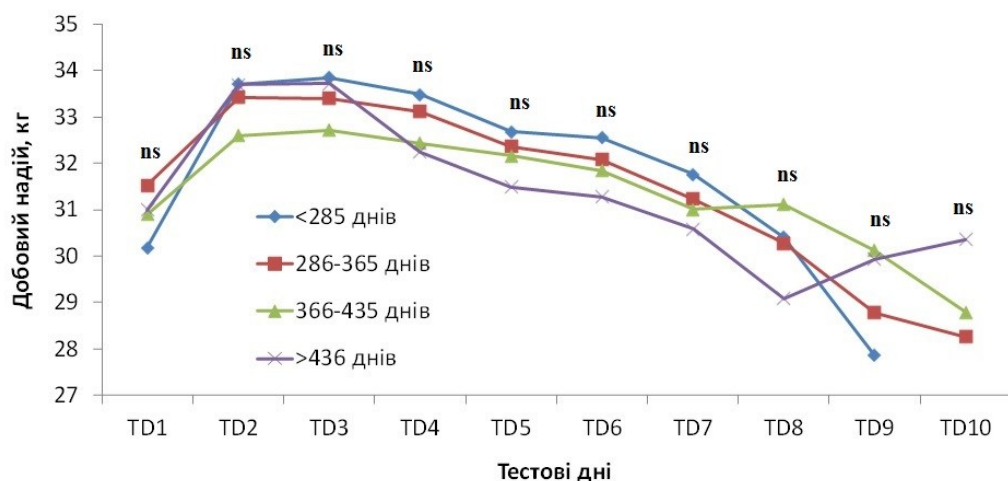
Hunde *et al.* (2022) у помісних корів між фризькою та джерсейською породами із місцевою породою худоби Boran (Ефіопія) відповідна оцінка становила 0,55 ($P < 0,001$). У помісних тварин на основі голштино-фризької породи в умовах Індії вона становила 0,72 ($P < 0,001$) (Kaur *et al.*, 2023). У роботі Worku *et al.* (2022a) відзначено, що у зебувидної худоби породи Sahiwal (Ефіопія) оцінка коефіцієнта кореляції між тривалістю лактації та сумарним надоем була дуже високою – 0,92 ($P < 0,001$). Значно нижчими були оцінки кореляції між тривалістю лактації та надоем за 305 днів лактації – для корів фризької породи в умовах Єгипту вона становила лише 0,159 ($P < 0,05$) (Sanad *et al.*, 2020).

Стосовно вмісту жиру та білка молоці, в дослідженні Boujenane (2019) на тваринах голштинської породи в умовах Марокко було отримані вірогідні, але позитивні оцінки коефіцієнта кореляції з тривалістю лактації (0,425 та 0,768; в обох випадках $P < 0,001$), у той час як у нашому дослідженні відповідні оцінки мали від'ємний знак. А в роботі Khattab *et al.* (2021) на голштино-фризькій худобі в умовах Єгипту вірогідного зв'язку між тривалістю лактації та вмістом жиру в молоці встановлено не було. Отже, для якісних ознак молочної продуктивності характер їх зв'язку із тривалістю лактації непостійний для різних порід, що утримуються в різних умовах.

На рис. 11.5 наведено лактаційні криві за перші 305 днів лактації корів різних субгруп залежно від тривалості їх лактації. Серед корів-первісток оцінки добового надою за 1-10-ий тестові дні вірогідно не відрізнялися у тварин із різною тривалістю лактації і, відповідно, їх лактаційні криві були подібними за формою. Водночас, серед повновікових корів оцінки добового надою за три останні місяці лактації вірогідно залежали від субгрупи за тривалістю лактації. В цілому, зі зростанням тривалості лактації відповідні оцінки добового надою за 8-10-ий тестові дні збільшувалися, що забезпечувало підвищення сталості лактаційної кривої (рис. 11.5В).

При апроксимації лактаційних кривих корів дослідної групи моделлю Вуда було встановлено, що зі зростанням тривалості лактації оцінки коефіцієнта «а» моделі Вуда збільшувалися, у той час як оцінки коефіцієнтів «b» та «с», навпаки, зменшувалися (табл. 11.7). Отримані закономірності мали схожий характер як серед корів-первісток, так і в повновікових корів. Це зумовлювало поступове зростання оцінки сталості лактаційної кривої корів зі зростанням тривалості їх лактації.

A



B

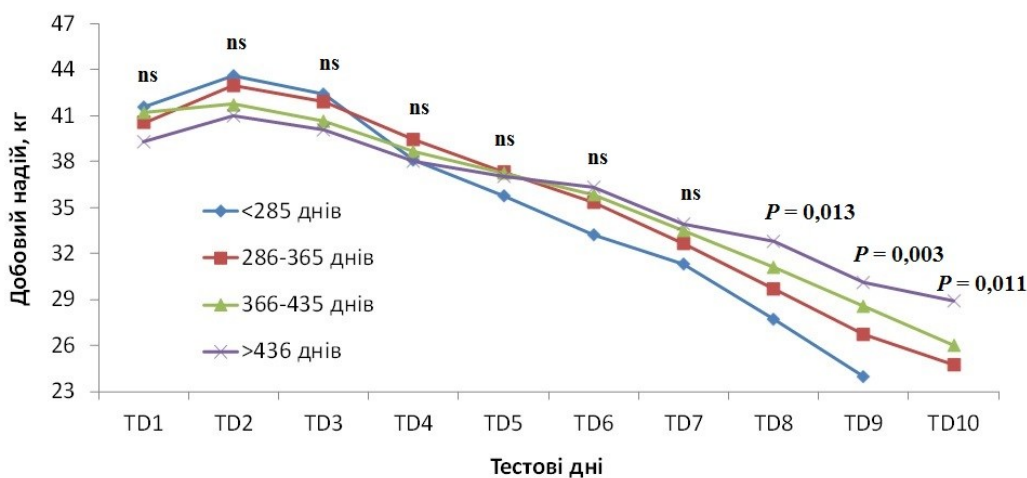


Рис. 11.5. Лактаційні криві за перші 305 днів лактації корів різних субгруп залежно від тривалості лактації: А – корови-первістки; В – повновікові корови

Примітки: Наведено результати критерію Фішера на гомогенність субгрупових середніх. ns – $P > 0,05$. TD1-TD10 – середні оцінки добового надою за 1-10-ий тестові дні.

З точки зору форми лактаційної кривої, у повновікових корів, на відміну від корів-первісток, відмічаються більш високі оцінки пікового надою ($Y_{max} = 40,5 \dots 43,3$ кг для різних субгруп за тривалістю лактації) при більш ранньому досягненні ними пікового надою ($T_{max} = 54,5 \dots 61,9$ днів для різних субгруп за тривалістю лактації).

Раніше в роботі Корес et al. (2020) також було встановлено, що найменше значення параметра «a» (15,2317) моделі Вуда лактаційної кривої корів-первісток симентальської породи було виявлено для лактацій тривалістю до 305 днів, на відміну від параметрів «b» та «c», що мали найвищі оцінки для цих лактацій (0,1029 та 0,0015, відповідно). Максимальне значення параметра «a» (17,4329) було виявлено у тварин із подовженими лактаціями (до 640 днів), на відміну

від параметрів «*b*» та «*c*», що мали мінімальні оцінки для цієї тривалості лактації (0,0603 та 0,0010, відповідно).

Таблиця 11.7

Оцінки коефіцієнтів та показників моделі Вуда лактаційної кривої корів-первісток та повновікових корів різних субгруп залежно від тривалості лактації

Субгрупа за тривалістю лактації	Коефіцієнт моделі Вуда				Показник моделі Вуда		
	$a \pm SE$	$b \pm SE$	$c \pm SE$	R^2 , %	Y_{max} (кг)	T_{max} (днів)	$Persistency$
Корови-первістки							
Укорочена лактація	14,641 ± 1,629	0,2351± 0,0308	0,00239± 0,00027	93,73	34,0	98,4	-0,00988
Нормальна лактація	20,416 ± 0,830	0,1428± 0,0111	0,00164± 0,00009	98,73	33,5	87,1	-0,00410
Подовжена лактація	21,591 ± 1,150	0,1167± 0,0144	0,00121± 0,00012	95,33	32,7	96,4	-0,00265
Дуже тривала лактація	24,916 ± 4,207	0,0809± 0,0461	0,00102± 0,00038	67,62	32,7	79,3	-0,00178
Повновікові корови							
Укорочена лактація	21,120± 2,724	0,2392± 0,0366	0,00439± 0,00035	98,94	43,3	54,5	-0,01608
Нормальна лактація	20,164± 1,074	0,2400± 0,0148	0,00388± 0,00013	99,75	42,7	61,9	-0,01471
Подовжена лактація	25,974± 2,055	0,1599± 0,0219	0,00294± 0,00019	99,22	41,9	54,6	-0,00747
Дуже тривала лактація	26,395± 1,997	0,1389± 0,0209	0,00233± 0,00018	98,78	40,5	59,6	-0,00541

Примітки: *a*, *b*, *c* – оцінки коефіцієнтів моделі Вуда лактаційної кривої; R^2 – коефіцієнт детермінації. Y_{max} – піковий надій лактації; T_{max} – час досягнення пікового надюю лактації; *Persistency* – оцінка сталості лактації.

Отже, формування специфічної для подовженої лактації форми лактаційної кривої проявляється вже протягом 8-10-го місяців лактації. В цілому, тривалість лактації зумовлюється впливом як генотипових (порода, породність, бугай-плідник), так і паратипових факторів (номер лактації, рік та сезон отелення) і, в свою чергу, впливає на

формування специфічної форми лактаційної кривої та рівня молочної продуктивності корів дійного стада.

Висновки. У корів голштинської породи в умовах ПрАТ «Племзавод «Степной» (Запорізька область, Україна) тривалість лактації варіювала від 173 до 1150 днів та в середньому становила $356,1 \pm 4,1$ днів. Тривалість лактації повновікових корів вірогідно ($P < 0,001$) переважала відповідну оцінку корів-первісток. Вірогідні ($P = 0,005$) відмінності оцінки тривалості лактації було встановлено серед нащадків різних бугаїв-плідників лише для повновікових корів.

Паратипові фактори (рік та сезон отелення) вірогідно впливали на мінливість тривалості лактації корів дослідної групи. Найнижчу оцінку тривалості лактації було відмічено для повновікових корів, які отелилися в осінні місяці року (332,9 днів), а найвищі оцінки – для тварин, які отелилися взимку або восени (386,3...397,0 днів).

Встановлено, що тривалість лактації вірогідно ($P < 0,001$) пов'язана із сумарним надоем, але лише для повновікових корів було встановлено вірогідну ($P = 0,036$) кореляцію між тривалістю лактації та надоем за 305 днів лактації. З іншого боку, встановлено вірогідну ($P \leq 0,001...0,020$), але від'ємну кореляцію між тривалістю лактації та вмістом жиру і білка в молоці. При використанні моделі Вуда для апроксимації лактаційної кривої за 1-10-й тестові дні було встановлено, що зі зростанням тривалості лактації оцінки коефіцієнта «*a*» збільшувалися, у той час як оцінки коефіцієнтів «*b*» та «*c*», навпаки, зменшувалися. В цілому, для тварин із подовженою лактацією відмічалось зростання добового надою за 8-10-ий тестові дні, що забезпечувало підвищення сталості лактаційної кривої.

РОЗДІЛ 12

АНАЛІЗ ПРИЧИН ВИБУТТЯ ТА ТРИВАЛІСТЬ ГОСПОДАРСЬКОГО ВИКОРИСТАННЯ КОРІВ ЧЕРВОНОЇ СТЕПОВОЇ ПОРОДИ

Важливою селекційною ознакою молочної худоби є продуктивне довголіття корів, оскільки вона визначає не лише результативність удосконалення стад та порід, але й економічну ефективність виробництва молока. При вдосконаленні племінних стад та розробці селекційних програм молочної худоби важливим елементом, який необхідно враховувати, є причини вибуття тварин (Ghaderi-Zefrehei et al., 2017; Biriukova et al., 2020; Polupan et al., 2020). Факторами, які зумовлюють виникнення захворювань у високопродуктивних корів і їх передчасне вибракування, є вплив дії «транспортного», «травматичного», «аліментарного» та «технологічного» стресів. В організмі корів і нетелей вони можуть призводити до зниження резистентності та виникнення різних захворювань. Чинниками, що пригнічують дію імунної системи, порушують функції печінки, нирок, травної та дихальної систем виступають ряд факторів зовнішнього середовища – незбалансованість раціонів годівлі за білком, вуглеводами, макро- і мікроелементами, вітамінами. Все це зумовлює передчасне виснаження, інтоксикацію, порушення функцій організму, виникнення інфекційних захворювань, що призводить до вибракування або загибелі тварин (Nor et al., 2014).

Інтенсифікація молочного скотарства та селекційне поліпшення стад з метою підвищення продуктивних якостей тварин призводить до значного скорочення терміну експлуатації корів (Бабік, 2017). У результаті середній строк використання корів на молочних фермах обмежується всього 3-4-ма лактаціями (Каратеева & Безбабна, 2014). Враховуючи, що велика рогата худоба має тривалий за часом і складний за фізіолого-господарською структурою біологічний цикл розвитку й відтворення, особливо актуального значення при інтенсифікації виробництва молока набуває проблема тривалості продуктивного використання корів (Шкурко, 2006). Поліпшення тварин червоної степової породи шляхом відтворювального схрещування з англєрською, червоною датською та червоно-рябою голштинською породами, поряд з підвищенням продуктивних та покращенням технологічних якостей тварин, супроводжувалося

підвищеною вимогливістю до умов вирощування. Це призводило до зниження тривалості життя та ефективності довічного продуктивного використання корів (Полупан, 2014).

Наявність різного ступеня генетичної різноманітності корів за ознаками, що визначають довголіття худоби, вплив бугаїв на формування даних ознак у їх дочок зумовлюють необхідність вивчення та поглиблення знань для запровадження шляхів ведення відбору за ознакою тривалості експлуатації тварин, що, у поєднанні з підбором батьківських пар, сприятиме підвищенню ефективності ведення галузі молочного скотарства (Forabosco et al., 2009).

Проблемою тривалості господарського використання та причинами вибуття корів почали перейматися ще з початку 2000-х років (Полупан, 2000; Ставецька, 2001). Ними в різні роки було доведено, що показники економічної ефективності ведення галузі молочного скотарства визначаються не тільки спадковим потенціалом тварин та його реалізацією через селекційно-племінні заходи, а й продуктивним довголіттям тварин. Так, у роботі (Potočnik et al., 2011) відмічено, що тривалість продуктивного використання тварин генетично детермінована, а її мінливість обумовлена реакцією генотипу на умови зовнішнього середовища. А в роботі (Meszaros et al., 2008) доведено, що тривалість виробничого використання корів і причини їх вибракування прямо залежали від генетичної резистентності тварин до захворювань. Також встановлено, що тривалість господарського використання корів була тісно пов'язана із умовами вирощування телиць, а також обумовлюється впливом бугаїв-плідників, які використовувалися на маточному поголів'ї (Chiumia et al., 2013; Jenko et al., 2013). Показано, що у відносно однакових умовах годівлі та утримання бугаїв-плідників було отримано від них дочок з різною тривалістю продуктивного використання. У господарствах з гіршими умовами годівлі, догляду та експлуатації тварин спостерігався вищий відсоток вибуття корів зі стада. Довголіття корів, у свою чергу, взаємопов'язане з одержанням більшої кількості молока і нащадків (Полупан, 2014).

На сьогодні питаннями продуктивного довголіття корів та його зв'язку з ознаками молочної продуктивності продовжують перейматися і сучасні вчені (Бабік, 2017). Так, у роботі (Шевчук, 2018) встановлено, що в українській червоній молочній породі найкращими за ознаками довголіття та довічної продуктивності є родини Бистрої 1988, Луни 610, Пурги 5842. Також було оцінено рівень фенотипової

мінливості селекційних ознак продуктивного довголіття родин корів української червоної молочної породи і встановлено високу мінливість довічного використання та довічної продуктивності, що свідчить про перспективність подальшої роботи з родинами корів української червоної молочної породи. Тому для подовження тривалості господарського використання та підвищення довічної продуктивності тварин при удосконаленні молочної худоби, рекомендується застосовувати родинне розведення (Шевчук, 2018).

В роботі (Підпала & Зайцев, 2018) доведено, що імпортовані корови голштинської породи німецької селекції за тривалістю використання і проявом довічної продуктивності не поступалися тваринам української селекції і навіть переважали їх за молочною продуктивністю. На прояв ознак тривалості та довічної продуктивності корів голштинської породи німецької та української селекції впливала їх лінійна належність. Результати кореляційного аналізу довели високу залежність довічної продуктивності корів від тривалості життя та господарського використання, що підтверджує доцільність «тандемної» селекції при формуванні високопродуктивного стада молочної худоби.

У нашому попередньому дослідженні (Каратєєва & Безбабна, 2014) було порівняно продуктивні характеристики з показниками господарського використання корів голштинської породи різних ліній. При цьому, було встановлено, що дочки, які належать до ліній з високим надоєм, не відрізнялися подовженою тривалістю продуктивного життя і поступалися іншим коровам за коефіцієнтом господарського використання. Відповідно зі зменшенням господарського життя скорочувалося їх продуктивне використання (до 2255,4 днів при 7,02 отеленнях). У той час як дочки ліній з гіршими показниками продуктивності характеризувалися високим рівнем продуктивного використання (2920,7 днів при 8,01 отеленнях). Також було доведено, що тривалість господарського використання у стадах голштинської породи Миколаївської області певним чином залежить від продуктивних характеристик корів через те, що більш продуктивні корови скоріше виснажують свої ресурси за рахунок вироблення більшої кількості молока і, як наслідок, швидше підлягають вибракуванню.

В роботі (Бабік, 2017) було досліджено вплив лінійної належності корів голштинської породи на тривалість та ефективність їх довічної продуктивності та для подовження термінів продуктивного

використання і підвищення довічної продуктивності корів було рекомендовано використовувати бугаїв-плідників Рока 373840409, Лорда 661287, Е. Самба 3035115974, Бг. Родео 27642626161 та В. Астрономера 2160431. А показники тривалості та ефективності довічного використання корів залежали від їх походження за батьком, лінії батька, лінії матері та різних варіантів підбору батьків. Кращими за тривалістю життя, продуктивного використання, кількістю лактацій за життя і довічною продуктивністю виявилися дочки бугаїв Рока 373840409, Лорда 661287, Е. Самба 3035115974, Бг. Родео 27642626161, В. Астрономера 2160431 та тварини ліній Х. Х. Т. Трейта 1629391, С. В. Д. Валіанта та Р. О. Р. Е. Елевейшна 1491007. Довшою тривалістю продуктивного використання характеризувалися корови, матері яких належали до лінії Р. Сайтейшна 267150, а найвищою довічною продуктивністю – корови, матері яких належали до лінії Р. Совріна 198998. Найнижчими ці показники були у тварин, матері яких належали до лінії Адема 26781.

Найбільш вдалим виявилось поєднання, коли матері належали до лінії Белла, а батьки – до лінії Елевейшна. Невдалими виявилися всі кроси ліній, коли мати належала до лінії Адема. За внутрішньолінійного підбору батьківських пар кращими за показниками тривалості та ефективності довічного використання виявилися тварини, батько і мати яких належали до лінії Елевейшна. Більший вплив на досліджувані показники тривалості та ефективності довічного використання тварин мало походження за батьком (51,6...55,2%), значно менший – лінія батька (16,5...19,0%) та лінія матері (10,3...11,4%) (Бабік, 2017).

На сьогодні так і залишається не вирішеним питання раннього вибуття корів та продовження їх продуктивного довголіття. Останнім часом скорочується тривалість господарського використання за рахунок вибракування корів раніше, ніж вони досягають віку найвищої молочної продуктивності. Це не дає змогу реалізовувати коровам дійного стада повністю свій спадковий потенціал і може наносити економічні збитки галузі, оскільки такі тварини не компенсують витрат на їх вирощування (Щербатый & Боднар, 2014).

Отже головною метою даної роботи було дослідити причини вибракування корів, тривалість господарського використання, довічну молочну продуктивність у стаді червоної степової худоби різних ліній.

Дослідження проводилися на базі ТзДВ «Південний Колос» Новоодеського району Миколаївської області на коровах червоної

степової породи різних ліній ($n = 122$). Для проведення дослідження було сформовано дві групи по 45 тварин, що належали до ліній Арика та Цирруса. Також було сформовано контрольну групу корів, до якої увійшли 42 тварини різного походження.

У процесі дослідження корів було оцінено за надоєм (кг), вмістом жиру у молоці (%) за 305 днів першої та третьої лактацій, тривалістю господарського і продуктивного використання (днів), числом отелень за життя, а також за довічною молочною продуктивністю (кг). Крім того було розраховано коефіцієнти господарського та продуктивного використання (%).

Коефіцієнт господарського використання визначався за формулою (Хмельничий та ін., 2012):

$$KGB \equiv \frac{Ж - K}{Ж} \times 100\%, \quad (12.1)$$

де $Ж$ – тривалість життя корови, днів;

K – вік корови при першому отеленні, днів.

Коефіцієнт продуктивного використання визначався за формулою (Полупан, 2014):

$$K_{пв} = \frac{T_{\partial л}}{T_{ж}} \times 100\%, \quad (12.2)$$

де $K_{пв}$ – коефіцієнт продуктивного використання, %;

$T_{\partial л}$ – тривалість лактування, днів;

$T_{ж}$ – тривалість життя корови, днів.

Перевірку гіпотези щодо пропорційного розподілу випадків вибуття корів залежно від їх віку (номеру лактації) та причин вибуття, було проведено за використання критерію узгодженості хі-квадрат Пірсона. Статистичну обробку даних здійснювали на підставі алгоритмів, що наведено у посібнику Крамаренка та ін. (2019) за допомогою програмного пакету Microsoft Excel та STATISTICA (StatSoft Inc.).

Існує думка, що велика частка вибулих корів внаслідок низької молочної продуктивності, гінекологічних захворювань, безпліддя і захворювань вим'я зумовлена, скоріш за все похибками в годівлі, цілорічним стійловим утриманням, порушеннями технології утримання та доїння корів, а не способом утримання тварин (Щербатый & Боднар, 2014). Оскільки ці питання залишаються актуальними, нами було поставлено за мету дослідити вік

вибракування корів у господарстві та проаналізувати його причини (табл. 12.1).

Таблиця 12.1

Вибракування корів різних груп залежно від віку

Вік (у лактаціях)	Лінія								
	Арика			Цирруса			Контроль		
	Причини вибуття								
	хвороби	травми	вибракув ання	хвороби	травми	вибракув ання	хвороби	травми	вибракув ання
1	1								
2					1		2		1
3	2		1	2		2			3
4			3		1				3
5	1	1	2			4	1	2	2
6			5	3	4	4			5
7			8		6			4	3
8		2	6	1		7		3	8
9			10			7	3		5

За результатами бонітування худоба лінії Арика здебільшого вибраковується, починаючи із третьої лактації (4,5%), більш масове вибракування – з шостої лактації (14,7...30,7%). Через хвороби вибула невелика кількість тварин у молодому віці (6,7%). Це може бути спричинено зниженим імунітетом до захворювань, через недостатню годівлю матерів цих тварин під час тільності, несвоєчасне перше випоювання молозива після народження, нестачу поживних речовин у кормах, погіршені умови утримання, порушення техніки машинного доїння тощо. Через травми вибуло лише три тварини у більш старшому віці (6,7%). Причини їх вибуття не пов'язані із генотиповими факторами, скоріш – це були випадкові травми через контакт тварин між собою, недоліки утримання (огорожувальних конструкцій, підлоги, інвентарю).

Лінія Цирруса характеризується менш рівномірним розподілом вибуття корів у розрізі лактацій. Так, вибракуванню за результатами бонітування підлягає менша кількість тварин і відбувається це не кожного року, тому можемо казати про те, що ці тварини мають більш стійку лактаційну криву і надові на рівні середніх показників і вище,

протягом більш тривалого часу. Активніше вибракування за результати бонітування починається з восьмої лактації (22,2%). Через хвороби вибуває невелика кількість тварин, але все ж більша, ніж у лінії Арика та у старшому віці (8,88%).

Але поряд із цим, помічено, що через травми вибуває значна кількість корів на шостій-сьомій лактаціях (22,2%). Найбільш вірогідною причиною цього є травми кінцівок у корів старшого віку, що дозволяє зробити висновок про схильність представниць лінії Цирруса до вад та недоліків кінцівок, артритів, низької якості (крихкість, ламкість) копитного рогу. Також, травматизму кінцівок сприяють забрудненість, недоліки та низька якість підлоги, недостатній моціон тварин.

Щодо контрольної групи тварин, спостерігається схожа тенденція, але захворювання та травми уражають худобу в дещо старшому віці (6,7...15,6%). Наприклад, основна кількість тварин, що вибули через захворювання була у віці дев'яти лактацій (6,7%), а пік травматизму приходить на сьому-восьму лактацію (15,6%). За результатами бонітування корови вибраковувалися рівномірно кожної лактації, починаючи з другої.

Також, нами було встановлено, що має місце не випадкове вибуття корів різного віку (рис. 12.1).

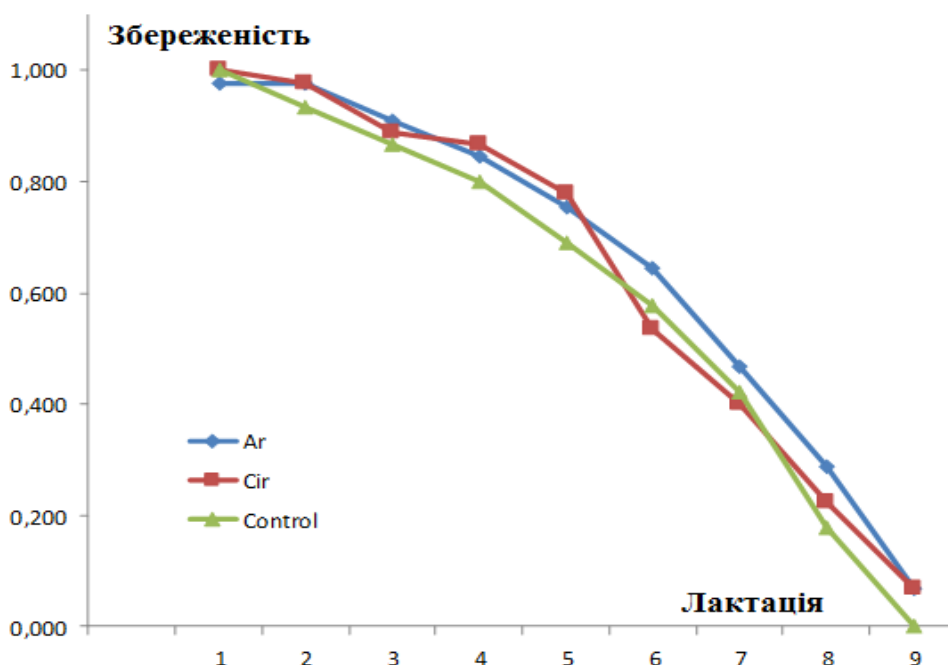


Рис. 12.1. Інтенсивність вибракування корів різних ліній:

Примітки: Емпіричні дані апроксимовано наступними моделями: (Ar) $Y_{арик} = -0,0144x^2 + 0,031x + 0,9614$; $R^2 = 0,9991$; (Cir) $Y_{циррус} = -0,0123x^2 + 0,00151x + 1,0201$; $R^2 = 0,9890$; (Control) $Y_{контроль} = -0,0127x^2 + 0,004x + 0,9894$; $R^2 = 0,9967$.

Тобто, серед різновікових тварин випадки їх вибракування були пов'язані із різними причинами і мали певну залежність від віку, що підтверджено розрахунком критерію χ^2 – для лінії Арика ($\chi^2 = 33,83$; $df = 14$; $P = 0,0022$), для лінії Цирруса ($\chi^2 = 38,96$; $df = 14$; $P < 0,001$), для контрольної групи ($\chi^2 = 28,00$; $df = 14$; $P = 0,0014$).

Частота вибуття пов'язаного з віком описується кривою полінома 2-го ступеня, яка достатньо адекватно описує вибракування корів, а саме до 4-ої лактації інтенсивність вибракування низька, а далі з віком інтенсивність вибуття корів різко збільшується. При чому встановлено певну залежність між віком тварин і причинами їх вибракування, коефіцієнт детермінації становить для лінії Арика – $R^2 = 99,9\%$, для лінії Цирруса – $R^2 = 98,9\%$, контрольної групи – $R^2 = 99,7\%$.

На графіку ця взаємозалежність має вигляд хвилі, яка коливається навколо експериментальних точок. І зі збільшенням порядку поліному підвищується кількість максимальних та мінімальних значень апроксимуючої кривої.

Таким чином, за даними бонітування вибракування є головною причиною вибуття основної маси представниць лінії Арика, в той час коли у лінії Цирруса через це вибуває найменша кількість корів серед досліджуваних груп. Натомість, загрозою для цих тварин є високий рівень травматизму. Оскільки тварини знаходяться в однакових умовах утримання та годівлі, можна казати про те, що таку тенденцію спричинює вплив генотипових факторів, які, в свою чергу, зумовлені належністю даних тварин до певної лінії. Кількість вибулих тварин через захворювання майже однакова в усіх дослідних групах і пояснюється недоліками утримання та догляду. Також, нами встановлено, що має місце не випадкове вибуття корів різного віку, тобто встановлена певна залежність причин вибуття від віку. А саме, у різні вікові періоди корови вибувають від певних причин.

Ретроспективний аналіз даних племінного обліку був проведений за тривалістю життя, господарського використання, довічною продуктивністю. Дані тривалості господарського використання корів різних ліній наведено у таблиці 12.2. Тварини лінії Цирруса мають найвищий надій за першу лактацію і проміжний – за третю, та зберігають сталість молочної продуктивності в наступні роки. Вміст жиру в молоці цих корів є очікувано гіршим серед ровесниць, зважаючи на негативну кореляцію між надосм і вмістом жиру, але різниця за цим показником є незначною на рівні 0,02...0,03% з контрольною групою тварин.

Таблиця 12.2

**Молочна продуктивність та тривалість господарського
використання корів різних ліній, $M \pm SE$**

Ознака	Лінія		
	Арика	Цирруса	Контроль
<i>n</i>	45	45	42
Продуктивність за 305 днів лактації:			
першої надій, кг	3678 $\pm$ 61,6	3776 $\pm$ 77,8	3703 $\pm$ 120,1
жир, %	3,89 $\pm$ 0,029	3,84 $\pm$ 0,013	3,87 $\pm$ 0,032
третьої надій, кг	4445 $\pm$ 67,4	4298 $\pm$ 88,1	4266 $\pm$ 116,7
жир, %	3,87 $\pm$ 0,022	3,85 $\pm$ 0,028	3,87 $\pm$ 0,016
Тривалість, днів: господарського використання	3450 $\pm$ 68,6**	3995 $\pm$ 74,4*	3780 $\pm$ 70,5
продуктивного використання	2555 $\pm$ 26,4***	3100 $\pm$ 43,5***	2885 $\pm$ 29,8
Число отелень за життя	7,31 $\pm$ 0,016***	8,56 $\pm$ 0,013***	7,94 $\pm$ 0,027

Примітки: *n* – кількість записів. * – $P < 0,05$, ** – $P < 0,01$, *** – $P < 0,001$ (порівняно з контрольною групою).

Однак активне вибракування представниць лінії відмічається у віці восьмої лактації і у меншій кількості, ніж у інших групах, тому середнє число отелень за життя у них значно більше і складає 8,56 ($P < 0,001$). Середня тривалість життя корів лінії Цирруса найбільша – 3995 $\pm$ 74,4 днів ($P < 0,05$), відповідно і продуктивне використання найтриваліше – 3100 $\pm$ 43,5 днів ($P < 0,001$).

Характеризуючи лінію Арика, у першу лактацію відмічається найнижча продуктивність за надоем, а за вмістом жиру навпаки – найвища, але вже за третю лактацію рівень надою значно підвищується, вміст жиру в молоці на рівні контрольної групи. Проте, для представниць цієї лінії характерною є нестійка молочна продуктивність, їх перевага над іншими групами корів, включеними у дослідження не втримується у наступні роки. За результатами бонітування вони піддаються найактивнішому вибракуванню протягом усього продуктивного життя, а особливо починаючи з сьомої лактації, тому тривалість їх господарського використання становить 3450 $\pm$ 68,6 днів ($P < 0,01$) при 7,31 отеленнях ($P < 0,001$). Тривалість

продуктивного використання, відповідно, також найменша – $2555 \pm 26,4$ дні ($P < 0,001$).

Розрахунки ефективності довічного використання корів різних ліній наведено в таблиці 12.3.

Таблиця 12.3

Ефективність довічного використання корів різних ліній, $M \pm SE$

Ознака	Лінія		
	Арика	Цирруса	Контроль
<i>n</i>	45	45	42
Довічна продуктивність:			
надій, кг	$29980 \pm 3375,8$	$35636 \pm 5632,3$	$33163 \pm 4257,5$
жир, кг	$1153 \pm 100,4$	$1364 \pm 95,3$	$1289 \pm 80,1$
Коефіцієнт господарського використання, %	$82,3 \pm 3,06$	$84,7 \pm 2,15$	$83,9 \pm 2,74$
Коефіцієнт продуктивного використання, %	$74,1 \pm 2,75$	$77,6 \pm 2,32$	$76,3 \pm 3,08$

Примітка: *n* – кількість записів.

Порівнюючи ефективність довічного використання корів різних ліній, можемо зробити висновок, що зі збільшенням терміну господарського використання подовжується і продуктивне життя тварин, а, отже, і довічна молочна продуктивність.

Так, дочки лінії Цирруса протягом дослідження не відрізнялися високою продуктивністю відносно порівнюваних груп ровесниць, проте зберігали її на середньому рівні протягом всього терміну продуктивного використання, завдяки чому помірно виснажували свій організм і були вибракувані пізніше представників інших груп. Це дозволило їм мати найвищу довічну продуктивність – 35636 кг молока і 1364 кг молочного жиру, вищі коефіцієнти господарського та продуктивного використання – $84,7 \pm 2,15\%$ і $77,6 \pm 2,32\%$, відповідно.

Представниці лінії Арика мали нестійку високу продуктивність, у деяких випадках значно переважаючи ровесниць досліджуваних груп, але їм не вдалося втримати такі показники протягом довгого часу. Тварини цієї групи піддавалися значному вибракуванню, тому довічну продуктивність мали найменшу – 29980 кг молока і 1153 кг молочного жиру з коефіцієнтами господарського та продуктивного

використання – $82,3 \pm 3,06\%$ і $74,1 \pm 2,75\%$, відповідно.

Висновки. За даними бонітування, вибракування було головною причиною вибуття основної маси представниць лінії Арика, в той час коли у лінії Цирруса через це вибувала найменша кількість корів серед досліджуваних груп. Натомість, загрозою для цих тварин є високий рівень травматизму. Кількість вибулих тварин через захворювання майже однакова у всіх дослідних групах і пояснюється недоліками утримання та догляду.

Мало місце невинуватого вибуття корів різного віку, тобто, встановлена певна залежність причин вибуття від віку: у різні вікові періоди корови вибувають від певних причин. А тривалість господарського використання корів має певну залежність від їх продуктивних характеристик, а саме більш продуктивні тварини швидше виснажують ресурси свого організму і, як наслідок, швидше піддаються вибракуванню. Натомість, тварини із рівномірним, хоча і дещо нижчим проявом молочної продуктивності протягом життя довше зберігають здатність до продуктивного використання і це є більш вигідним з економічної точки зору.

ВИСНОВКИ

1. Алгоритм бінарної логістичної регресії доцільно використовувати для прогнозування статі приплоду корів на підставі певних предикторних змінних (жива маса в різному віці чи промір будови тіла). Встановлено частковий вплив на стать приплоду під час першого отелення живої маси телиць та промірів їх будови тіла. Стать приплоду, в свою чергу, впливала на рівень молочної продуктивності, але вірогідні відмінності було встановлено лише для первісток.

2. Використання методу Аналізу Головних Компонент дає можливість класифікувати дослідних тварин як за абсолютним рівнем вмісту жиру в їх молоці, так і за формою динаміки жирномолочності протягом лактації.

3. Метод багатовимірного Лінійного Дискримінантного Аналізу уможлиблює виявлення відмінностей між групами нащадків різних бугаїв-плідників протягом усіх місяців лактації. При цьому, точність класифікації становила в середньому 75,9%.

4. Використання алгоритму двофакторного ієрархічного дисперсійного аналізу (nested ANOVA) дає можливість встановити зумовленість варіабельності ознак належністю до окремих ліній, або ж мінливістю між нащадками різних бугаїв однієї лінії. За результатами наших досліджень, встановлені міжлінійні відмінності виявилися зумовленими, насамперед, внутрішньо-лінійною варіабельністю між нащадками різних бугаїв.

5. Вірогідний прояв взаємодії «генотип $\times$ середовище»), визначений на підставі стандартизованих даних надою за методом нелінійної апроксимації, проявлявся, насамперед, для надоїв за другу половину лактації, тобто, він переважно зумовлював швидкість зниження молочної продуктивності після досягнення піку, тобто, персистентність (persistency) лактаційної кривої, ніж пік продуктивності.

6. За використання методу Аналізу Головних Компонент (PCA) для показників лактаційної кривої на підставі місячних оцінок контрольних надоїв встановлено, що найбільший вплив на оцінки факторних міток для перших трьох головних компонент мали не-генетичні фактори (вік тварини (у лактаціях), рік та місяць отелення). Із генетичних факторів більший вплив на форму лактаційної кривої мали відмінності між окремими бугаями в межах окремих ліній, ніж відмінності між лініями, до яких належали бугаї.

7. Фрактальний аналіз доцільно використовувати для дослідження характеру вікової мінливості ознак молочної продуктивності та відтворювальної здатності корів. Всі використані в аналізі ознаки характеризувалися фрактальними властивостями, а також виявлено вірогідний вплив номеру лактації на отримані оцінки інформаційної фрактальної розмірності для всіх ознак молочної продуктивності та відтворювальної здатності корів голштинської породи, за виключенням тривалості сухостійного та міжотельного періодів.

8. Використання фрактального аналізу для вивчення механізмів формування ознак молочної продуктивності корів дійного стада дає можливість визначати вплив як їх походження, так і генерації (в розрізі матері – дочки).

9. Для аналізу впливу різних факторів на тривалість тільності корів доцільним є використання методів ТТЕ аналізу («Time-to-Event», що можна перекласти, як «аналіз часу до певної події»). Корови-первістки, які мали різне походження за бугаєм-плідником, характеризувалися певними особливостями щодо форми кривих виживаності тривалості тільності, а також доведено наявність вірогідної різниці між субгрупами, що мали отелення взимку та влітку.

10. Для аналізу залежності мінливості тривалості лактації від генотипових та паратипових факторів та оцінки її впливу на формування молочної продуктивності корів доцільно застосовувати оцінки середніх для тривалості лактації за методом найменших квадратів на підставі Загальної Лінійної Моделі. Мав місце вірогідний вплив року та сезону отелення на тривалість лактації, а також її зв'язок із сумарним надоем за лактацію.

СПИСОК ВИКОРИСТАНОЇ ЛІТЕРАТУРИ

- Адміна, Н., Осипенко, Т., Філіпенко, І., & Адмін, О. (2019). Оцінка бугаїв-плідників за екстер'єрним типом та якісним складом молока їх дочок. *Вісник Сумського національного аграрного університету. Серія: Тваринництво*, 1-2(36-37), 42–46.
- Бабік, Н. П. (2017). Вплив генотипових чинників на тривалість і ефективність довічного використання корів голштинської породи. *Розведення і генетика тварин*, 53, 61–69.
- Базишина, І. В. (2017). Формування господарськи корисних ознак молочної худоби залежно від походження за батьком, лінії та спорідненої групи. *Розведення і генетика тварин*, 53, 69–78.
- Ведмеденко, О. (2021). Молочна продуктивність корів української чорно-рябої молочної породи залежно від походження за батьком. *Таврійський науковий вісник*, 121, 122–127.
- Войтенко, С. Л., & Сидоренко, О. В. (2020). Оцінка бугаїв голштинської породи за молочною продуктивністю їх дочок. *Розведення і генетика тварин*, 59, 26–34.
- Гармаш, О. І. (2013). Взаємозв'язок між продуктивністю та відтворювальною здатністю у корів червоної молочної породи. *Біоресурси і природокористування*, 5, 100-106.
- Гладій, М. В., Полупан, Ю. П., Базишина, І. В., Безрутченко, І. М., & Полупан, Н. Л. (2014a). Вплив генетичних і паратипових чинників на господарськи корисні ознаки корів. *Розведення і генетика тварин*, 48, 48–61.
- Гладій, М. В., Полупан, Ю. П., Базишина, І. В., Полупан, Н. Л., & Безрутченко, І. М. (2014b). Вплив походження за батьком і лінійної належності на господарськи корисні ознаки корів. *Вісник Сумського національного аграрного університету. Серія: Тваринництво*, 7, 3–11.
- Гончаренко, І. В. (2020). Ступінь зв'язку відтворних функцій корів з показниками їх молочної продуктивності. *Вісник Сумського національного університету. Серія «Тваринництво»*, 6, 287–290.
- Даньків, В. Я., Дяченко, О. Б., & Когут, М. І. (2018). Продуктивність корів-первісток симентальської комбінованої (молочно-м'ясної) породи залежно від походження за батьком. *Передгірне та гірське землеробство і тваринництво*, 64, 155–161.

- Димчук, А. В. (2016). Показники відтворювальної здатності та їх вплив на надій корів. *Подільський вісник: сільське господарство, техніка, економіка*, 25, 22–27.
- Димчук, А. В., & Понько, Л. П. (2022). Вплив живої маси, віку першого осіменіння та отелення на молочну продуктивність корів. *Наукові доповіді НУБіП України*, 4(98), 1–9.
- Дяченко, Ю. (2022). Молочна продуктивність та відтворні здатності корів у залежності від віку їх першого осіменіння. *Збірник студентських наукових праць «Сільськогосподарські науки»*, 3(7), 394–399.
- Зікранець, Н. С., & Колесник, П. В. (2013). Вплив віку телиць на ефективність їх відтворення та подальші показники молочної продуктивності. *Науково-технічний бюлетень*, 109(1), 119–126.
- Іляшенко, Г. Д. (2017). Зв'язок молочної продуктивності корів з живою масою і віком при першому осіменінні. *Розведення і генетика тварин*, 54, 45–50.
- Каратєєва, О. І., & Безбабна, А. В. (2014). Ефективність тривалості господарського використання корів голштинської породи. *Науковий вісник Національного університету біоресурсів і природокористування України. Серія : Технологія виробництва і переробки продукції тваринництва*, 202, 175–178.
- Карлова, Л. В., Лесновська, О. В., Пришєдько, В. М., Дутка, В. Р., & Єсіна, Е. (2018). Вплив віку першого осіменіння корів різних порід на їх продуктивні якості. *Науково-технічний бюлетень Державного науково-дослідного контрольного інституту ветеринарних препаратів та кормових добавок і Інституту біології тварин*, 19(1), 286–292.
- Китаєва, А. П., & Проноза, О. Л. (2011). Молочна продуктивність та морфологічні ознаки вимені первісток української червоної молочної породи залежно від віку першого запліднення. *Аграрний вісник Причорномор'я*, 58, 1-5.
- Коропець, Л. А., Лук'янчук, Н. В., & Бризіцька, М. І. (2013). Молочна продуктивність корів української червоної молочної породи залежно від живої маси та віку осіменіння. *Науковий вісник Національного університету біоресурсів і природокористування України. Серія : Технологія виробництва і переробки продукції тваринництва*, 190, 329–335.
- 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*, 121, 146–156.

- Крамаренко, С. С. (2005). Метод использования энтропийно-информационного анализа для количественных признаков. *Известия Самарского научного центра Российской академии наук*, 7(1), 242–247.
- Крамаренко, С. С., Луговий, С. І., Лихач, А. В., & Крамаренко, О. С. (2019). *Аналіз біометричних даних у розведенні та селекції тварин* : навчальний посібник. Миколаїв : МНАУ. 226 с.
- Крамаренко, С.С., Кузьмічова, Н.І., & Крамаренко, О.С. (2017а). Аналіз головних компонент екстер'єрних ознак молочних корів. *Науковий вісник Львівського національного університету ветеринарної медицини та біотехнологій імені С. З. Гжицького. Серія : Сільськогосподарські науки*, 19(79), 48–52.
- Крамаренко, С. С., Кузьмічова, Н. І., & Крамаренко, О. С. (2017b). Моделювання лактаційних кривих молочних корів за допомогою аналізу головних компонент (РСА). *Вісник аграрної науки Причорномор'я*, 4(96), 115–125.
- Крамаренко, С.С., Кузьмічова, Н.І., Крамаренко, О.С. (2018). Аналіз взаємодії «генотип × середовище» на молочну продуктивність корів. *Науковий вісник Львівського національного університету ветеринарної медицини та біотехнологій імені С. З. Гжицького. Серія : Сільськогосподарські науки*. 20(89), 27–34.
- Кузів, М. І. (2014). Жива маса та вік першого осіменіння тварин української чорно-рябої молочної породи і їх зв'язок з молочною продуктивністю. *Біологія тварин*, 16, 184.
- Кучер, Д. М., Кочук-Ященко, О. А., Слюсар, М. В., Ткачук, С. М., & Карих, К. В. (2022). Вплив походження за батьком на прояв господарськи корисних ознак їх дочок за органічного та конвенційного виробництва молока. *Розведення і генетика тварин*, 64, 34–46.
- Лесновська, О. В., Лахмакова, М., & Салабай, Л. (2023). Продуктивність корів залежно від строків їх осіменіння / В кн.: *Вклад наукових інвестицій у розвиток агропромислового комплексу в умовах обмеженого ресурсного забезпечення та флуктуацій клімату* : Матеріали Міжнародної науково-практичної інтернет-конференції молодих учених і спеціалістів. Дніпро, 277–278.

- Лівінський, А. І. (2016). Вплив віку та живої маси корів-первісток на збереженість ремонтного молодняку в період його вирощування. *Аграрний вісник Причорномор'я*, 76(2), 37–42.
- Любецький, В. Й., & Масалович, Ю. С. (2016). Вплив молочної продуктивності на відтворювальну здатність корів. *Науковий вісник Національного університету біоресурсів і природокористування України. Серія: Ветеринарна медицина, якість і безпека продукції тваринництва*, 237, 235–241.
- Любинський, О. І., Шуплик, В. В., & Бушку, О. Г. (2011). Особливості відтворювальної здатності корів прикарпатського внутрішньопородного типу української червоно-рябої молочної породи. *Науковий вісник Львівського національного університету ветеринарної медицини та біотехнологій імені С. З. Гжицького. Серія : Сільськогосподарські науки*, 13, 4(50), 3, 185-190.
- Новак, І. В., Федорович, В. В., & Федорович, Є. І. (2012). Вплив віку першого плідного осіменіння і першого отелення на формування молочної продуктивності корів української чорно-рябої молочної породи. *Біологія тварин*, 14(1-2), 486-490.
- Оріхівський, Т. В., Федорович, В. В., & Гурський, І. М. (2015). Залежність молочної продуктивності корів симентальської породи від показників їх відтворювальної здатності. *Науковий вісник Львівського національного університету ветеринарної медицини та біотехнологій імені С. З. Гжицького. Серія : Сільськогосподарські науки*, 17(3), 263–268.
- Пелехатий, М. С., Кочук-Ященко, О. А., Кучер, Д. М., & Новосад, В. В. (2020). Роль бугаїв-плідників у поліпшенні господарськи корисних ознак потомства. *Вісник Сумського національного аграрного університету. Серія: Тваринництво*, 1(40), 17–24.
- Піддубна, Л. М., Захарчук, Д. В., & Корнійчук, Д. О. (2021). Оцінка впливу комплексу факторів на молочну продуктивність корів. *Вісник Сумського національного аграрного університету. Серія: Тваринництво*, 2(45), 113–120.
- Підпала, Т. В., & Зайцев, Є. М. (2018). Продуктивне довголіття молочної худоби голштинської породи різної селекції. *Вісник аграрної науки Причорномор'я*, 3(99), 40–45.
- Підпала, Т. В., Зайцев, Є. М., & Правда, А. О. (2019). Результати використання бугаїв-плідників голштинської породи при створенні високопродуктивного стада. *Вісник Полтавської державної аграрної академії*, 1, 169–180.

- Полупан, Ю. П. (2000). Ефективність довічного використання червоної молочної породи. *Розведення і генетика тварин*, 33, 97–105.
- Полупан, Ю. П. (2014). Ефективність довічного використання корів різних країн селекції. *Вісник Сумського національного аграрного університету. Серія : Тваринництво*, 2/2(5), 14–20.
- Пославська, Ю. В., Федорович, Є. І., & Боднар, П. В. (2016). Залежність молочної продуктивності корів української чорно-рябої молочної породи від живої маси і віку при першому осіменінні та першому отеленні. *Вісник Сумського національного аграрного університету. Серія : Тваринництво*, 5, 89–95.
- Сіряк, В. А., Полупан, Ю. П., & Ставецька, Р. В. (2019). Характеристика за ростом та молочною продуктивністю корів напівсестер за батьком. *Технологія виробництва і переробки продукції тваринництва*, 150, 33–43.
- Склярєнко, Ю. І. (2018). Особливості молочної продуктивності корів української бурої молочної породи та вплив генотипових і паратипових факторів на її формування. *Науковий вісник Львівського національного університету ветеринарної медицини та біотехнологій імені С. З. Гжицького. Серія: Сільськогосподарські науки*, 20(89), 8–16.
- Ставецька, Р. В. (2001). Тривалість продуктивного використання корів як фактор селекційного та економічного прогресу у молочному скотарстві. *Розведення і генетика тварин*, 34, 210–211.
- Федорович, В. В. (2016). Залежність молочної продуктивності корів червоної польської породи від показників їх відтворювальної здатності. *Науковий вісник Львівського національного університету ветеринарної медицини та біотехнологій імені С. З. Гжицького. Серія : Сільськогосподарські науки*, 18, 1(65), 3, 140–146.
- Федорович, В. В. (2017). Залежність молочної продуктивності корів бурої карпатської породи від показників відтворювальної здатності. *Науково-технічний бюлетень Державного науково-дослідного контрольного інституту ветеринарних препаратів та кормових добавок і Інституту біології тварин*, 18(1), 268–274.
- Федорович, В. В., & Бабік, Н. П. (2015). Залежність молочної продуктивності корів айрширської породи від показників відтворювальної здатності. *Технологія виробництва і переробки продукції тваринництва*, 1, 79–84.

- Федорович, В. В., Федорович, Є. І., Мазур, Н. П., & Дяченко, О. Б. (2019). Формування молочної продуктивності корів української червоно-рябої породи, залежно від показників відтворювальної здатності. *Науково-технічний бюлетень Державного науково-дослідного контрольного інституту ветеринарних препаратів та кормових добавок і Інституту біології тварин*, 20(1), 169–177.
- Філіпенко, І. Д. (2020). Вплив бугаїв-плідників на молочну продуктивність та якісний склад молока корів в умовах прив'язного утримання. *Розведення і генетика тварин*, 59, 97–104.
- Шебанін, В.С., Мельник, С.І., Крамаренко, С.С, & Ганганов, В.М. (2008). *Аналіз структури популяцій*. Миколаїв: МДАУ. 240 с.
- Шевчук, Н. П. (2018). Продуктивне довголіття родин корів української червоної молочної породи. *Вісник аграрної науки Причорномор'я*, 4(100), 118–122.
- Шкурко, Т. П. (2006). Молочна продуктивність голштинських корів залежно від тривалості продуктивного використання. *Науково-технічний бюлетень Інституту тваринництва НААН*, 94, 449–452.
- Шпетний, М. Б., Заболотна, В. К., & Гришин, С. Ю. (2021). Молочна продуктивність та відтворювальна здатність корів залежно від генетичних та паратипових чинників. *Вісник Сумського національного аграрного університету. Серія «Тваринництво»*, 4(47), 33–42.
- Шуляр, А. Л. (2019). Вплив віку першого осіменіння та першого отелення корів на їх молочну продуктивність. *Таврійський науковий вісник*, 109(2), 155–161.
- Щербатий, З. Є., & Боднар, П. В. (2014). Причини вибракування корів різних генотипів і ліній. *Науковий вісник Львівського національного університету ветеринарної медицини та біотехнологій імені С. З. Гжицького*, 16, 2(59), 3, 240–246.
- Хмельничий, Л. М., Салогуб, А. М., & Шевченко, А. П. (2012). Мінливість довічної продуктивності корів української чорно-рябої молочної породи залежно від генеалогічних формувань. *Вісник Сумського національного аграрного університету. Серія : Тваринництво*, 10, 12–17.
- Abera, K., Tadesse, Y., Yilma, Z., & Kebede, K. (2023). Non-Genetic Evaluation of Productive and Reproductive Traits for Pure Jersey Cattle at Wolaita Sodo Dairy Farm, South Ethiopia. *East African Journal of Veterinary and Animal Sciences*, 7(2), 57–64.

- Abubakar, B. Y., & Buvanendran, V. (1981). Lactation curves of Friesian-Bunaji crosses in Nigeria. *Livestock Production Science*, 8(1), 11–19.
- Adamczyk, K., Jagusiak, W., & Makulska, J. (2018). Analysis of lifetime performance and culling reasons in Black-and-White Holstein-Friesian cows compared with crossbreds. *Annals of Animal Science*, 18(4), 1061-1079.
- Adamczyk, K., Makulska, J., Jagusiak, W., & Węglarz, A. (2017). Associations between strain, herd size, age at first calving, culling reason and lifetime performance characteristics in Holstein-Friesian cows. *Animal*, 11(2), 327–334.
- Alados, C. L., Escos, J. M., & Emlen, J. M. (1996). Fractal structure of sequential behaviour patterns: an indicator of stress. *Animal Behaviour*, 51(2), 437–443.
- Alados, C. L., Escós, J., & Emlen, J. M. (1995). Fluctuating asymmetry and fractal dimension of the sagittal suture as indicators of inbreeding depression in dama and dorcas gazelles. *Canadian Journal of Zoology*, 73(10), 1967–1974.
- Alfonso, R. E., Fikse, W. F., Calus, M. P. L., & Strandberg, E. (2024). How does a beef $\times$ dairy calving affect the dairy cow's following lactation? *Journal of Dairy Science*, 107(7), 4693–4703.
- Ali, I., Muhammad Suhail, S., & Shafiq, M. (2019). Heritability estimates and genetic correlations of various production and reproductive traits of different grades of dairy cattle reared under subtropical condition. *Reproduction in Domestic Animals*, 54(7), 1026–1033.
- Al-Murrani, W. (2024). *General, Biological and Biomedical Statistics*. Cambridge Scholars Publishing, 341 p.
- Ankuya, K., Patel, N. P. M., & Panchasara, B. R. H. (2020). Effect of non-genetic factors on first lactation traits in Kankrej cattle. *Indian Journal of Animal Production and Management*, 34(3–4).
- Arnal, M., Robert-Granié, C., & Larroque, H. (2018). Diversity of dairy goat lactation curves in France. *Journal of Dairy Science*, 101(12), 11040–11051.
- Asher, L., Collins, L. M., Ortiz-Pelaez, A., Drewe, J. A., Nicol, C. J., & Pfeiffer, D. U. (2009). Recent advances in the analysis of behavioural organization and interpretation as indicators of animal welfare. *Journal of the Royal Society Interface*, 6(41), 1103–1119.
- Badr, A. A., & Amer, A. A. (2020). Genetic Evaluation For Some Economically Importance Variables In Friesian Cows. *Journal of Animal and Poultry Production*, 11(4), 133–136.

- Bakri, N. E., Pieramati, C., Sarti, F. M., Giovanini, S., & Djemali, M. N. (2022). Estimates of genetic parameters and genetic trend for Wood's lactation curve traits of Tunisian Holstein–Friesian cows. *Tropical Animal Health and Production*, 54(4), 1–9.
- Baradar, M. A., Karimi, K., & Tabatabaie S. H. (2019). Investigation of relationship between some productive and reproductive factors with calf sex in dairy cattle. *Animal Production*, 20(4), 641–648.
- Barrett, A. H., & Peleg, M. (1995). Applications of fractal analysis to food structure. *LWT-Food Science and Technology*, 28(6), 553–563.
- Basarab, J. A., Rutter, L. M., & Day, P. A. (1993). The efficacy of predicting dystocia in yearling beef heifers: II. Using discriminant analysis. *Journal of Animal Science*, 71(6), 1372–1380.
- Bedhiaf-Romdhani, S., & Djemali, M. (2017). Study of the environmental effects on Holstein cows' milk performance under Tunisian conditions. *Universal Journal of Agricultural Research*, 5(4), 209–212.
- Beneberu, N., Shibabaw, W., Getahun, K., & Alemayehu, K. (2020). Effect of non-genetic factors on milk production traits of pure jersey dairy cattle in central highland ethiopia. *Food Science and Quality Management*, 103, 7-12.
- Berger, P. J., Cubas, A. C., Koehler, K. J., & Healey, M. H. (1992). Factors affecting dystocia and early calf mortality in Angus cows and heifers. *Journal of Animal Science*, 70(6), 1775–1786.
- Berry, D. P., & Cromie, A. R. (2007). Artificial insemination increases the probability of a male calf in dairy and beef cattle. *Theriogenology*, 67(2), 346–352.
- Biriukova, O., Kovalenko, G., & Galiosa, G. (2020). Dairy productivity of cows of two breeds at unattached keeping. In: *Animal science-challenges and innovations* : online anniversary scientific conference with international participation : 70 years Institute of Animal Science-Kostinbrod, 5 November, 2020 Kostinbrod, Bulgaria, 315–321.
- Bolacali, M., & Öztürk, Y. (2018). Effect of non-genetic factors on milk yields traits in Simmental cows raised subtropical climate condition. *Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia*, 70(1), 297–305.
- Boujenane, I. (2019). Factors affecting the dry period length and its effect on milk production and composition in subsequent lactation of Holstein cows. *Iranian Journal of Applied Animal Science*, 9(2), 229–234.
- Boyaci, I. H., Temiz, H. T., Uysal, R. S., Velioğlu, H. M., Yadegari, R. J., & Rishkan, M. M. (2014). A novel method for discrimination of beef

- and horsemeat using Raman spectroscopy. *Food chemistry*, 148, 37–41.
- Brouček J., Kišac P., Hanus A., Uhrinčat' M., Foltys V. (2004): Effects of rearing, sire and calving season on growth and milk efficiency in dairy cows. *Czech Journal of Animal Science*, 49(8), 329–339.
- Bujko, J., Candrák, J., Strapák, P., Žitný, J., & Hrnčár, C. (2018). Evaluation relation between traits of milk production and calving interval in breeding herds of Slovak Simmental dairy cows. *Albanian Journal of Agricultural Sciences*, 17(1), 31–36.
- Cannon, C. Y., & Hansen, E. N. (1939). Expectation of life in dairy cows. *Journal of Dairy Science*, 22, 1025–1032.
- Carta, A., Casu, S., Usai, M. G., & Salaris, S. (2014). Heritability of persistency traits and their genetic correlations with milk yield and udder morphology in dairy sheep. *ICAR Session, Berlin (Germany)*, 39. <https://www.icar.org/wp-content/uploads/2016/07/Berlin-2014-Carta-Casu-Usai-Heritability-of-persistency-traits-and-their-genetic-correlations.pdf>
- Chiumia, D., Chagunda, M. G., Macrae, A. I., & Roberts, D. J. (2013). Predisposing factors for involuntary culling in Holstein–Friesian dairy cows. *Journal of Dairy Research*, 80(1), 45–50.
- Chopade, M. M., Jahageerdar, S., Deshmukh, R. S., Katkade, B. S. and Sawane, M. P. (2023). Effect of Non Genetic Factors and Sire on Lactation Length in Frieswal Cattle. *Indian Journal of Animal Research*, article number B-5078.
- Choudhary, G., Urmila, P., Gahlot, G. C., Kumar, A., Poonia, N. K. (2019). Influence of genetic and non-genetic factors on production traits of Tharparkar cattle at organized farm. *International Journal of Livestock Research*, 9(3), 148–156.
- Çilek, S. (2009). Milk yield traits of Holstein cows raised at Polatli state farm in Turkey. *Journal of Animal and Veterinary Advances*, 8(1), 6–10.
- Çilek, S., & Tekin, M. E. (2005). Environmental factors affecting milk yield and fertility traits of Simmental cows raised at the Kazova State Farm and phenotypic correlations between these traits. *Turkish Journal of Veterinary and Animal Sciences*, 29(4), 987–993.
- Clasen, J. B., Lehmann, J. O., Thomasen, J. R., Østergaard, S., & Kargo, M. (2019). Combining extended lactation with sexed semen in a dairy cattle herd: Effect on genetic and total economic return. *Livestock Science*, 223, 176–183.

- Cleal, J. K., Poore, K. R., Newman, J. P., Noakes, D. E., Hanson, M. A., & Green, L. R. (2007). The effect of maternal undernutrition in early gestation on gestation length and fetal and postnatal growth in sheep. *Pediatric Research*, 62(4), 422–427.
- Cole, B. J. (1995). Fractal time in animal behaviour: the movement activity of *Drosophila*. *Animal Behaviour*, 50(5), 1317–1324.
- Collier, R. J., Xiao, Y., & Bauman, D. E. (2017). Regulation of factors affecting milk yield / In: *Nutrients in Dairy and their Implications on Health and Disease*. Academic Press, 3-17.
- Collins-Lusweti, E. (1991). Lactation curves of Holstein-Friesian and Jersey cows in Zimbabwe. *South African Journal of Animal Science*, 21(1), 11–15.
- Conte, G., Dimauro, C., Serra, A., Macciotta, N. P. P., & Mele, M. (2018). A canonical discriminant analysis to study the association between milk fatty acids of ruminal origin and milk fat depression in dairy cows. *Journal of Dairy Science*, 101(7), 6497–6510.
- Cox, D. R. (1972). Regression models and life-tables. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 34(2), 187–220.
- Crews Jr. D. H. Age of dam and sex of calf adjustments and genetic parameters for gestation length in Charolais cattle. *Journal of Animal Science*. 2006. V. 84(1). P. 25-31.
- Curry, B. A., Dukkipati, V. R., & López-Villalobos, N. (2024). Comparative study of first lactation performance of Norwegian Red crossbred cows with traditional breeds in New Zealand dairy systems. *New Zealand Journal of Agricultural Research*, 1–6.
- Dangar, N. S., & Vataliya, P. H. (2021). Factors Affecting Lactation Length and Peak Milk Yield in Gir Cattle. *Indian Journal of Veterinary Sciences and Biotechnology*, 17(1), 76–78.
- Dangi, M., Singh, C. V., Barwal, R. S., & Shahi, B. N. (2021). Estimation of Genetic Parameters of First Lactation and Life Time Traits Using Sire Model and Animal Model in Crossbred Cattle. *Journal of Animal Research*, 11(06), 1089–1095.
- Davis, S. R., & Hughson, G. A. (1988). Measurement of functional udder capacity in lactating Jersey cows. *Australian Journal of Agricultural Research*, 39(6), 1163–1168.
- de Souza, R. S., Sequeira, C. A., & Borges, E. M. (2024). Enhancing Statistical education in chemistry and STEAM using JAMOV. Part 1: Descriptive Statistics and Comparing Independent Groups. *Journal of Chemical Education*, 101(11), 5027–5039.

- Del Río, N. S., Stewart, S., Rapnicki, P., Chang, Y. M., & Fricke, P. M. (2007). An observational analysis of twin births, calf sex ratio, and calf mortality in Holstein dairy cattle. *Journal of Dairy Science*, 90(3), 1255–1264.
- Dimov, G., Albuquerque, L.G., Keown, J.F., Van Vleck, L.D., & Norman, H.D. (1995). Variance of interaction effects of sire and herd for yield traits of Holsteins in California, New York, and Pennsylvania with an Animal Model. *Journal of Dairy Science*, 78(4), 939–946.
- Druet, T., Jaffrézic, F., Boichard, D., & Ducrocq, V. (2003). Modeling lactation curves and estimation of genetic parameters for first lactation test-day records of French Holstein cows. *Journal of Dairy Science*, 86(7), 2480–2490.
- Duru, S. (2018). Determination of starting level of heat stress on daily milk yield in Holstein cows in Bursa city of Turkey. *Ankara Üniversitesi Veteriner Fakültesi Dergisi*, 65(2), 193–198.
- Eastham, N. T., Coates, A., Cripps, P., Richardson, H., Smith, R., & Oikonomou, G. (2018). Associations between age at first calving and subsequent lactation performance in UK Holstein and Holstein-Friesian dairy cows. *PLoS One*, 13(6), article number e0197764.
- Efron, B., & Tibshirani, R. J. (1994). *An introduction to the bootstrap*. CRC Press. 456 p.
- ElBoshra, M.E., Ali, T.E., & Hassabo, A.A. (2016). Genetic and environmental factors affecting 305-day mature equivalent milk yield of Holstein Friesian cows in the United Arab Emirates. *Journal of Agricultural and Marine Sciences*, 21(1), 2–7.
- El-Den, K., Sanad, S. S., & Refaey, A. K. (2020). Genetic Evaluation for Milk Production Traits A Herd of Friesian Cattle Raised in Egypt. *Journal of Animal and Poultry Production*, 11(10), 405–409.
- El-Henawy I., El Bakry H. M., El Hadad H. M. (2016). Cattle identification using segmentation-based fractal texture analysis and artificial neural networks. *International Journal of Electronics and Information Engineering*, 4(2), 82–93.
- Escós, J. M., Alados, C. L., & Emlen, J. M. (1995). Fractal structures and fractal functions as disease indicators. *Oikos*, 74(2), 310–314.
- Falconer, D.S., & Mackay, T.F.C. (1996). *Introduction to Quantitative Genetics*. Harlow: Longman Group Ltd, 438 p.
- Forabosco, F., Jakobsen, J. H., & Fikse, W. F. (2009). International genetic evaluation for direct longevity in dairy bulls. *Journal of Dairy Science*, 92(5), 2338–2347.

- Garcia, F., Carrère, P., Soussana, J. F., & Baumont, R. (2005). Characterisation by fractal analysis of foraging paths of ewes grazing heterogeneous swards. *Applied Animal Behaviour Science*, 93(1-2), 19–37.
- Genç, S. (2022). Multidimensional scaling analysis for investigating relations between milk yield and fertility parameters. *Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia*, 74, 885–891.
- Genç, S., & Mendes, M. (2021). Determining the Factors Affecting 305-Day Milk Yield of Dairy Cows with Regression Tree. *Turkish Journal of Agriculture - Food Science and Technology*, 9(6), 1154–1158.
- Genena, S. K., & Ebrahim, S. Z. (2023). Impact of Calves Gender Birth Weights on Predicting the Future Performance of Friesian Cattle under Farm Conditions. *Journal of Advanced Veterinary Research*, 13(10), 1907–1913.
- Genena, S. K., & ElSawy, M. H. (2024). Genetic and phenotypic impacts of calf gender on productive and reproductive traits in Friesian cattle under Egyptian farm conditions. *Journal of Advanced Veterinary Research*, 14(3), 373–378.
- Ghaderi-Zefrehei, M., Rabbanikhah, E., Baneh, H., Peters, S. O., & Imumorin, I. G. (2017). Analysis of culling records and estimation of genetic parameters for longevity and some production traits in Holstein dairy cattle. *Journal of Applied Animal Research*, 45(1), 524–528.
- Gillespie, A. V., Ehrlich, J. L., & Grove-White, D. H. (2017). Effect of calf gender on milk yield and fatty acid content in Holstein dairy cows. *PLoS ONE*, 12(1), article number e0169503.
- Girimal, D. G., Kumar, D., Shahi, B. N., Ghosh, A. K., & Kumar, S. (2020). Studies on some reproduction and first lactation milk yield traits in Sahiwal and crossbred cattle. *Journal of Veterinary Medicine and Animal Sciences*, 3(1), article number 1019.
- Gorgulu, O. (2011). Path analysis on effective factors affecting 305-D milk yield in simmental cattle. *International Journal of Agriculture and Biology*, 13(3), 381–385.
- Gürcan, İ. S., & Akçay, A. (2007). Survival analysis on calving interval and gestation length in Simmental $\times$ South Anatolian Red $F_1 \times B_1$ crossbred cows B. *Ankara Üniversitesi Veteriner Fakültesi Dergisi*, 54(3), 219–222.
- Hahn, G. L. (1999). Dynamic responses of cattle to thermal heat loads. *Journal of Animal Science*, 77(suppl. 2), 10–20.

- Hahn, G. L., & Nienaber, J. A. (1993). Characterizing stress in feeder cattle. *Beef Research Program Progress Report*, 4(1), 146–148.
- Haile-Mariam, M., Carrick, M. J., & Goddard, M. E. (2008). Genotype by environment interaction for fertility, survival, and milk production traits in Australian dairy cattle. *Journal of Dairy Science*, 91(12), 4840–4853.
- Hakoueu, F., Aziwo, N. I. B. A., Fanadzenyuy, M., Adzemye, G., Limnyuy, K., & Nyuysemo, I. (2022). Lactation length, lactation milk yield and dry off period of exotic and local crossed cows in Cameroon. *Moroccan Journal of Agricultural Sciences*, 3(1), 49–55.
- Hammami, H., Rekik, B., & Gengler, N. (2009). Genotype by environment interaction in dairy cattle. *Biotechnologie, Agronomie, Societe et Environnement*, 13(1), 155–164.
- Hammer, Ø., Harper, D. A., & Ryan, P. D. (2001). PAST: Paleontological Statistics Software Package for Education and Data Analysis. *Palaeontologia Electronica*, 4, 1–9.
- Hammoud, M. H., El-Zarkouny, S. Z., & Oudah, E. Z. M. (2010). Effect of sire, age at first calving, season and year of calving and parity on reproductive performance of Friesian cows under semiarid conditions in Egypt. *Archiva Zootechnica*, 13(1), 60–82.
- Harman, J. L., Casella, G., & Gröhn, Y. T. (1996a). The application of event-time regression techniques to the study of dairy cow interval-to-conception. *Preventive Veterinary Medicine*, 26(3-4), 263–274.
- Harman, J. L., Gröhn, Y. T., Erb, H. N., & Casella, G. (1996b). Event-time analysis of the effect of 60-day milk production on the parturition-to-conception interval in dairy cows. *American Journal of Veterinary Research*, 57(5), 634–639.
- Hayes, B. J., Carrick, M., Bowman, P., & Goddard, M. E. (2003). Genotype × environment interaction for milk production of daughters of Australian dairy sires from test-day records. *Journal of Dairy Science*, 86(11), 3736–3744.
- Hayes, B.J., Daetwyler, H.D., & Goddard, M.E. (2016). Models for genome x environment interaction: examples in livestock. *Crop Science*, 56(5), 2251–2259.
- Hess, M. K., Hess, A. S., & Garrick, D. J. (2016). The effect of calf gender on milk production in seasonal calving cows and its impact on genetic evaluations. *PLoS ONE*, 11(3), article number e0151236.
- Hinde, K., Carpenter, A. J., Clay, J. S., & Bradford, B. J. (2014). Holsteins favor heifers, not bulls: biased milk production programmed during

- pregnancy as a function of fetal sex. *PLoS ONE*, 9(2), article number e86169.
- Hohenbrink, S., & Meinecke-Tillmann, S. (2012). Influence of social dominance on the secondary sex ratio and factors affecting hierarchy in Holstein dairy cows. *Journal of Dairy Science*, 95(10), 5694–5701.
- Horan, B., Dillon, P., Berry, D. P., O'Connor, P., & Rath, M. (2005). The effect of strain of Holstein–Friesian, feeding system and parity on lactation curves characteristics of spring-calving dairy cows. *Livestock Production Science*, 95(3), 231–241.
- Horn, M., Steinwigger, A., Starz, W., Pfister, R., & Zollitsch, W. (2014). Interactions between calving season and cattle breed in a seasonal Alpine organic and low-input dairy system. *Livestock Science*, 160, 141–150.
- Hosseini-Zadeh, N. G. (2012). Factors affecting secondary sex ratio in Iranian Holsteins. *Theriogenology*, 77(1), 214–219.
- Hosseini-Zadeh, N. G., Nejati-Javaremi, A., Miraei-Ashtiani, S. R., & Kohram, H. (2008). An observational analysis of twin births, calf stillbirth, calf sex ratio, and abortion in Iranian Holsteins. *Journal of Dairy Science*, 91(11), 4198–4205.
- Hunde, D., Tadesse, Y., Getachew, T., & Tadesse, M. (2022). Estimation of genetic parameters for crossbred dairy cattle in the Central Ethiopia. *Ethiopian Journal of Agricultural Sciences*, 32(1), 105–123.
- Ihsanullah, M. S. Q., Sohail, A., & Syed, M. S. (2020). Seasonal Stress Affects Reproductive and Lactation Traits in Dairy Cattle with Various Levels of Exotic Blood and Parities under Subtropical Condition. *Pakistan Journal of Zoology*, 52, 147–155.
- Jadhav, S. S., Deokar, D. K., Fulpagare, Y. G., Bhoite, U. Y., Mandkame, S. D., Nimbalkar, C. V. (2019). Effect of genetic and nongenetic factors on first lactation production and reproduction traits in HF × Gir Cattle. *International Journal of Current Microbiology and Applied Science*, 8(1), 45–51.
- Jakobsen, J. H., Madsen, P., Jensen, J., Pedersen, J., Christensen, L. G., & Sorensen, D. A. (2002). Genetic parameters for milk production and persistency for Danish Holsteins estimated in random regression models using REML. *Journal of Dairy Science*, 85(6), 1607–1616.
- Jenko, J., Gorjanc, G., Kovač, M., & Ducrocq, V. (2013). Comparison between sire-maternal grandsire and animal models for genetic evaluation of longevity in a dairy cattle population with small herds. *Journal of Dairy Science*, 96(12), 8002–8013.

- Jonas, E. M., Atasever, S., Graff, M., & Erdem, H. (2016). Non-genetic factors affecting milk yield, composition and somatic cell count in Hungarian Holstein cows. *Kafkas Üniversitesi Veteriner Fakültesi Dergisi*, 22(3): 361–366.
- Jukic, A. M., Baird, D. D., Weinberg, C. R., McConnaughey, D. R., & Wilcox, A. J. (2013). Length of human pregnancy and contributors to its natural variation. *Human reproduction*, 28(10), 2848–2855.
- Kaplan, E. L., & Meier, P. (1958). Nonparametric estimation from incomplete observations. *Journal of the American Statistical Association*, 53(282), 457–481.
- Kaur, S., Ghosh, A. K. and Shahi, B. (2023). Assessment of Genetic Parameters for First Lactation Production Traits in Crossbred Cattle in India. *Journal of Animal Research*, 13(01), 33–41.
- Kembro, J. M., Perillo, M. A., Pury, P. A., Satterlee, D. G., & Marin, R. H. (2009). Fractal analysis of the ambulation pattern of Japanese quail. *British Poultry Science*, 50(2), 161–170.
- Khalil, M., Farooq, A., Faraz, A., Waheed, A., Tauqir, N. A., Mirza, R. H., & Ishaq, H. M. (2021). Evaluation of Lactation and Performance of Friesian Cow in Local Environment of Quetta, Balochistan, Pakistan. *Pakistan Journal of Zoology*, 54(5), 2461–2464.
- Khattab, A. S., Salem, A., Kassab, M., Tőzsér, J., & Gabr, A. (2021). A comparison between different selection indexes for milk and udder health traits on Holstein-Friesian cows in Egypt. *Animal Welfare, Etológia és Tartástechnológia*, 17(1), 42–50.
- Klein, J. P., & Moeschberger, M. L. (2003). *Survival Analysis: techniques for censored and truncated data*. Springer, 536 p.
- Kleinbaum, D. G., & Klein, M. (2005). *Survival Analysis: a self-learning text*. New York : Springer, 590 p.
- Kolmodin, R., Strandberg, E., Madsen, P., Jensen, J., & Jorjani, H. (2002) Genotype by environment interaction in Nordic dairy cattle studied using reaction norms. *Acta Agriculturae Scandinavica, Section A – Animal Science*, 52(1), 11–24.
- Kopec, T., Chládek, G., Falta, D., Kučera, J., Večeřa, M., & Hanuš, O. (2020). The effect of extended lactation on parameters of Wood's model of lactation curve in dairy Simmental cows. *Animal Bioscience*, 34(6), 949–956.
- Kopec, T., Chládek, G., Kučera, J., Falta, D., Hanuš, O., & Roubal, P. (2013). The effect of the calving season on the Wood's model

- parameters and characteristics of the lactation curve in Czech Fleckvieh cows. *Archives Animal Breeding*, 56(1), 808–815.
- Korthals, R. L., Chen, Y. R., Hahn, G. L., & Eigenberg, R. A. (1997). Calculation of fractal dimension from cattle thermoregulatory responses. *Journal of Thermal Biology*, 22(4-5), 285–293.
- Kramarenko, A. S., Kalynychenko, H. I., Susol, R. L., Papakina, N. S., & Kramarenko, S. S. (2022). Principal component analysis of body weight traits and subsequent milk production in red steppe breed heifers. *Proceedings of the Latvian Academy of Sciences. Section B. Natural, Exact, and Applied Sciences*, 76(2), 307–313.
- Kramarenko, O., & Kramarenko, S. (2022). Influence of lactation number, year and season of calving on milk productivity of cows. *Ukrainian Black Sea Region Agrarian Science*, 26(2), 43–52.
- Kumar, R., Thakur, A., & Sharma, A. (2023). Comparative prevalence assessment of subclinical mastitis in two crossbred dairy cow herds using the California mastitis test. *Journal of Dairy, Veterinary & Animal Research*, 12(2), 98–102.
- M'hamdi, N., Bouallegue, M., Frouja, S., Ressaissi, Y., Brar, S. K., & Hamouda, M. B. (2012). Effects of environmental factors on milk yield, lactation length and dry period in Tunisian Holstein cows / In: *Milk Production-An Up-to-Date Overview of Animal Nutrition, Management and Health*. IntechOpen. <https://www.intechopen.com/chapters/39477>
- Macauley, A. S., Hahn, G. L., Clark, D. H., & Sisson, D. V. (1995). Comparison of calf housing types and tympanic temperature rhythms in Holstein calves. *Journal of Dairy Science*, 78(4), 856–862.
- Macciotta, N. P. P., Vicario, D., & Cappio-Borlino, A. (2006). Use of multivariate analysis to extract latent variables related to level of production and lactation persistency in dairy cattle. *Journal of Dairy Science*, 89(8), 3188–3194.
- Macciotta, N. P. P., Vicario, D., Di Mauro, C., & Cappio-Borlino, A. (2004). A multivariate approach to modeling shapes of individual lactation curves in cattle. *Journal of Dairy Science*, 87(4), 1092–1098.
- Machin, D., Cheung, Y. B., & Parmar, M. (2006). *Survival Analysis: A Practical Approach*. John Wiley & Sons Ltd, 266 p.
- Magotra, A., Gupta, I. D., Ahmad, T., & Alex, R. (2020). Polymorphism in DNA repair gene *BRCA1* associated with clinical mastitis and production traits in indigenous dairy cattle. *Research in Veterinary Science*, 133, 194–201.

- Mandelbrot, B. B. (1982). *The fractal geometry of nature*. San Francisco, W. H. Freeman and Co. 460 p.
- Manly, B. F., & Alberto, J. A. N. (2017). *Multivariate statistical methods: a primer*. 4th edition Chapman and Hall/CRC. 269 p.
- Mårell, A., Ball, J. P., & Hofgaard, A. (2002). Foraging and movement paths of female reindeer: insights from fractal analysis, correlated random walks, and Lévy flights. *Canadian Journal of Zoology*, 80(5), 854–865.
- Maria, G. A., Escós, J., & Alados, C. L. (2004). Complexity of behavioural sequences and their relation to stress conditions in chickens (*Gallus gallus domesticus*): a non-invasive technique to evaluate animal welfare. *Applied Animal Behaviour Science*, 86(1-2), 93–104.
- Marumo, J. L., Lusseau, D., Speakman, J. R., Mackie, M., & Hambly, C. (2022). Influence of environmental factors and parity on milk yield dynamics in barn-housed dairy cattle. *Journal of Dairy Science*, 105(2), 1225–1241.
- Mehta, H., Kashyap, N., Kaur, S., Malhotra, P., & Mukhopadhyay, C. S. (2021). Abnormal Lactation Lengths and its Consequences on Performance of Crossbred Cattle. *Indian Journal of Animal Research*, 55(11), 1377–1382.
- Mele, M., Macciotta, N. P. P., Cecchinato, A., Conte, G., Schiavon, S., & Bittante, G. (2016). Multivariate factor analysis of detailed milk fatty acid profile: Effects of dairy system, feeding, herd, parity, and stage of lactation. *Journal of Dairy Science*, 99(12), 9820–9833.
- Mellado, J., Flores, J., Véliz, F. G., de Santiago, Á., García, J. E., Gutierrez, H. L., & Mellado, M. (2021). Impact of frequency of milking on milk yield and fertility of Holstein cows undergoing extended lactations due to failure to conceive. *Emirates Journal of Food and Agriculture*, 33(2), 113–119.
- Mellado, M., Antonio-Chirino, E., Meza-Herrera, C., Veliz, F. G., Arevalo, J. R., Mellado, J., & De Santiago, A. (2011). Effect of lactation number, year, and season of initiation of lactation on milk yield of cows hormonally induced into lactation and treated with recombinant bovine somatotropin. *Journal of Dairy Science*, 94(9), 4524–4530.
- Meszaros, G., Fuerst, C., Fuerst-Waltl, B., Kadlečík, O., Kasarda, R., & Sölkner, J. (2008). Genetic evaluation for length of productive life in Slovak Pinzgau cattle. *Archives Animal Breeding*, 51(5), 438–448.
- Meyer, K. (1987). Estimates of variances due to sire $\times$ herd interactions and environmental covariances between paternal half-sibs for first lactation dairy production. *Livestock Production Science*, 17, 95–115.

- Montaldo, H.H. (2001). Genotype by environment interactions in livestock breeding programs: a review. *Interciencia*, 26(6), 229–235.
- Montaldo, H.H., Castillo-Juarez, H., Lizana, C., Trejo, C., Cienfuegos-Rivas, E.G., & Pelcastre-Cruz, A. (2015). Genotype-environment interaction between Chile and North America and between Chilean herd environmental categories for milk yield traits in black and white cattle. *Animal Science Papers and Reports*, 1(33), 23–33.
- Morrison, D. G., Humes, P. E., Keith, N. K., & Godke, R. A. (1985). Discriminant analysis for predicting dystocia in beef cattle. I. Comparison with regression analysis. *Journal of Animal Science*, 60(3), 608–616.
- Mote, M. G., Nimbalkar, C. A., Deokar, D. K., & Gaikwad, U. S. (2020). Effect of genetic and non-genetic factors on first lactation production traits in crossbreds of Gir with Holstein Frieson and Jersey cattle breeds. *Agricultural Research*, 9, 424–428.
- Nauta, W.J., Veerkamp, R.F., Brascamp, E.W., & Bovenhuis, H. (2006). Genotype by environment interaction for milk production traits between organic and conventional dairy cattle production in the Netherlands. *Journal of Dairy Science*, 89(7), 2729–2737.
- Němečková, D., Stádník, L., & Čítek, J. (2015). Associations between milk production level, calving interval length, lactation curve parameters and economic results in Holstein cows. *Mljekarstvo: časopis za unaprjeđenje proizvodnje i prerade mlijeka*, 65(4), 243–250.
- Niozas, G., Tsousis, G., Malesios, C., Steinhöfel, I., Boscós, C., Bollwein, H., & Kaske, M. (2019). Extended lactation in high-yielding dairy cows. II. Effects on milk production, udder health, and body measurements. *Journal of Dairy Science*, 102(1), 811–823.
- Nor, N. M., Steeneveld, W., & Hogeveen, H. (2014). The average culling rate of Dutch dairy herds over the years 2007 to 2010 and its association with herd reproduction, performance and health. *Journal of Dairy Research*, 81(1), 1–8.
- Olsen, S. F., Østerdal, M. L., Salvig, J. D., Weber, T., Tabor, A., & Secher, N. J. (2007). Duration of pregnancy in relation to fish oil supplementation and habitual fish intake: a randomised clinical trial with fish oil. *European Journal of Clinical Nutrition*, 61(8), 976–985.
- Ozdemir, M., Sonmez, Z., & Aksakal, V. (2021). Associations between *PRL/RsaI* polymorphism and some performance traits in Holstein cattle reared under organic condition. *Journal of Animal and Plant Sciences*, 31(3), 900–905.

- Öztürk, Y., Sarı, M., & Genç, S. (2021). Genetic parameters and genetic trend of some yield traits of Holstein Friesian cattle population in Tropical Region (Teke). *Tropical Animal Health and Production*, 53(6), article number 526.
- Panwar, V. A. R., Sharma, R. K., Singh, J. L., Kumar, S., & Singh, M. K. (2022). Effects of Genetic and Non-Genetic Factors on First Lactation Traits and Replacement Rate and its Components in Crossbred Cattle. *Agriculture Association of Textile Chemical and Critical Reviews Journal*, 27, 23–35.
- Polupan, Y. P., Melnik, Y. F., & Biriukova O. D. (2019). Influence of genetic factors on the productivity of cows. *Animal Breeding and Genetics*, 58, 41-51.
- Polupan, Y. P., Melnik, Y. F., Biriukova, O. D., & Peredriy, M. M. (2020). Durability and efficiency of lifetime use of red-and-white dairy cattle. *Animal Breeding and Genetics*, 59, 78-91.
- Potočnik, K., Gantner, V., Krsnik, J., Štepec, M., Logar, B., & Gorjanc, G. (2011). Analysis of longevity in Slovenian Holstein cattle. *Acta Agriculturae Slovenica*, 98, 93–100.
- Pundir, R. K., Singh, P. K., & Sadana, D. K. (2015). Multivariate analysis of morphometric traits of three different indigenous cattle populations from North East states of India. *Jurnal Ilmu Ternak dan Veteriner*, 20(2), 79–86.
- Pursley, J. R., Silcox, R. W., & Wiltbank, M. C. (1998). Effect of time of artificial insemination on pregnancy rates, calving rates, pregnancy loss, and gender ratio after synchronization of ovulation in lactating dairy cows. *Journal of Dairy Science*, 81(8), 2139–2144.
- Quaresma, M., & Payan-Carreira, R. (2020). Calf-sex influence in bovine milk production / In: *Animal reproduction in veterinary medicine*. IntechOpen, 1–23.
- Quaresma, M., Rodrigues, M., Medeiros-Sousa, P., & Martins, A. (2020). Calf-sex bias in Holstein dairy milk production under extensive management. *Livestock Science*, 235, article number 104016.
- Raffrenato, E., Blake, R.W., Oltenacu, P.A., Carvalheira, J., & Licitra, G. (2003). Genotype by environment interaction for yield and somatic cell score with alternative environmental definitions. *Journal of Dairy Science*, 86(7), 2470–2479.
- Ratwan, P., Chakravarty, A. K., & Kumar, M. (2019). Assessment of relation among production and reproduction traits in Sahiwal cattle at

- an organized herd of northern India. *Biological Rhythm Research*, 53(1), 70–78.
- Ray, D. E., Halbach, T. J., & Armstrong, D. V. (1992). Season and lactation number effects on milk production and reproduction of dairy cattle in Arizona. *Journal of Dairy Science*, 75(11), 2976–2983.
- Reindl, K., Hasoňová, L., Konečný, R., Horčíčková, M., Trávníček, J., Climova, N., Janoušek-Honesová, S., Kváč, M., Čítek, J., Hanuš, O., & Samková, E. (2024). Relationships between milk ketone bodies and selected milk indicators during conventional and extended lactation. *Journal of Central European Agriculture*, 25(1), 1–12.
- Rekaya, R., Weigel, K. A., & Gianola, D. (2001). Hierarchical nonlinear model for persistency of milk yield in the first three lactations of Holsteins. *Livestock Production Science*, 68(2-3), 181–187.
- Rekik, B., Gara, A. B., Hamouda, M. B., & Hammami, H. (2003). Fitting lactation curves of dairy cattle in different types of herds in Tunisia. *Livestock Production Science*, 83(2-3), 309–315.
- Roche, J. R., Lee, J. M., & Berry, D. P. (2006). Pre-conception energy balance and secondary sex ratio – partial support for the Trivers-Willard hypothesis in dairy cows. *Journal of Dairy Science*, 89(6), 2119–2125.
- Rodríguez-Godina, I. J., García, J. E., Mellado, J., Morales-Cruz, J. L., Contreras, V., Macías-Cruz, U., Avendaño-Reyes, L. & Mellado, M. (2021). Permanence time in the herd and milk production of Holstein cows with up to five successive extended lactations. *Tropical Animal Health and Production*, 53, 1–7.
- Ron, M., & Hillel, J. (1983). Genotype x environment interaction in dairy cattle and its role in breeding programmes. *Theoretical and Applied Genetics*, 66(2), 93–99.
- Rushdi, H. E. (2015). Genetic and phenotypic analyses of days open and 305-day milk yield in a commercial Holstein Friesian herd. *Egyptian Journal of Animal Production*, 52(2), 107–112.
- Rutherford, K. M., Haskell, M. J., Glasbey, C., & Lawrence, A. B. (2006). The responses of growing pigs to a chronic-intermittent stress treatment. *Physiology & Behavior*, 89(5), 670–680.
- Rutherford, K. M., Haskell, M. J., Glasbey, C., Jones, R. B., & Lawrence, A. B. (2003). Detrended fluctuation analysis of behavioural responses to mild acute stressors in domestic hens. *Applied Animal Behaviour Science*, 83(2), 125–139.

- Ryan, D. P., & Boland, M. P. (1991). Frequency of twin births among Holstein-Friesian cows in a warm dry climate. *Theriogenology*, 36(1), 1–10.
- Şahin, M., & Aybek, E. (2019). JAMOVİ: an easy to use statistical software for the social scientists. *International Journal of Assessment Tools in Education*, 6(4), 670–692.
- Salamończyk, E. (2021). Effect of lactation number and average daily milk yield in complete lactation on the dry period length of polish Holstein-Friesian cows. *Folia Pomeranae Universitatis Technologiae Stetinensis Agricultura, Alimentaria, Piscaria et Zootechnica*, 367(66)2, 73–80.
- Saleh, A. A., Easa, A. A., El-Hedainy, D. K., & Rashad, A. M. (2023). Prediction of some milk production traits using udder and teat measurements with a spotlight on their genetic background in Friesian cows. *Scientific Reports*, 13(1), article number 16193.
- Sanad, S. S., Kadry, A. E., Aboul-Hassan, M. A., & Shehab El-Din, M. I. (2020). Productive and reproductive performance of Friesian cows raised under the Egyptian condition. *Egyptian Journal of Animal Production*, 57, 31–38.
- Sawa, A., Jankowska, M., & Glowska, M. (2014). Effect of some factors on sex of the calf born, and of sex of the calf on performance of dairy cows. *Acta Scientiarum Polonorum. Zootechnica*, 13(3), 75–84.
- Sehested, J., Gaillard, C., Lehmann, J. O., Maciel, G. M., Vestergaard, M., Weisbjerg, M. R., Mogensen, L., Larsen, L. B., Poulsen, N. A. & Kristensen, T. (2019). Extended lactation in dairy cattle. *Animal*, 13(S1), s65–s74.
- Sequeira, C. A., & Borges, E. M. (2024). Enhancing statistical education in chemistry and STEAM using JAMOVİ. Part 2. Comparing Dependent Groups and Principal Component Analysis (PCA). *Journal of Chemical Education*, 101(11), 5040–5049.
- Serrano, S., Perán, F., de Ravé, E. G., Cumplido, A., & Jiménez-Hornero, F. J. (2019). 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*, 148, 55–63.
- Shannon, C. E. (1948). A mathematical theory of communication. *The Bell System Technical Journal*, 27(3), 379–423.
- Singh, V. K., Singh, R., Neeraj, Pandey, R., & Mukherjee, A. (2020). Genetic study on performance traits in organized Holstein Friesian herd in India. *International Journal of Scientific Engineering and Applied Science*, 6(9), 136–146.

- Sipahi, C. (2022). The Effect of Different Environmental Factors on Milk Yield Characteristics of Holstein Fresian Cattle Raised with Different Production Scale on Teke Region of Turkey. *Sustainability*, 14(21), article number 13802.
- Skjervold, H., & James, J. W. (1978). Causes of variation in the sex ratio in dairy cattle. *Zeitschrift für Tierzüchtung und Züchtungsbiologie*, 95(1-4), 293–305.
- Smoczyński, M. (2020). Fractal analysis of the microstructure of milk powders produced at various temperatures. *Journal of Food Science and Technology*. 57(6), 2303–2309.
- Sokal, R. R., & Rohlf, F. J. (1995). *Biometry: The Principles and Practice of Statistics in Biological Research*. New York, W.H. Freeman and Co. 880 p.
- Stelwagen, K., Pinxterhuis, I. J., Lacy-Hulbert, S. J., & Phyn, C. V. (2024). A review of extended lactation in dairy cows managed in high-input and pasture-based farming systems. *Animal Production Science*, 64, article number AN24167.
- Sundberg, T., Rydhmer, L., Fikse, W. F., Berglund, B., & Strandberg, E. (2010). Genotype by environment interaction of Swedish dairy cows in organic and conventional production systems. *Acta Agriculturae Scandinavica, Section A – Animal Science*, 60(2), 65–73.
- Tada, S., Takahashi, M., Ueda, K., Nakatsuji, H., & Kondo, S. (2013). Fractal analysis for quantification of grazing paths of cows on homogeneous pastures. *Behavioural Processes*, 92, 107–112.
- Tahir, M. N., Ahmad, F., Ahmad, M., Afzal, T., Rasul, S., Qayyum, A., Akhtar, M., Chishti, G. A., & Bilal, M. (2023). Effect of non-genetic factors on productive and reproductive performance in crossbred cows maintained at livestock experiment station, Qadirabad district Sahiwal. *Pakistan Journal of Science*, 75(4), 751–759.
- Talbi, A., & El Madidi, S. (2015). Effets des facteurs environnementaux sur la production laitière des vaches Holstein dans la region de Souss-Massa au Maroc. *Livestock Research for Rural Development*, 27, article number 116.
- Tekerli, M., Akinci, Z., Dogan, I., & Akcan, A. (2000). Factors affecting the shape of lactation curves of Holstein cows from the Balikesir province of Turkey. *Journal of Dairy Science*, 83(6), 1381–1386.
- Thakkar, N. K., Chaudhary, A. P., Chaudhari, A. B., Gami, Y. M., & Panchasara, H. H. (2021). Effects of genetic and non genetic factors on

- production performance of primiparous Kankrej cattle. *Indian Journal of Dairy Science*, 74(5), 434–438.
- Thysen, I. (1988). Application of event time analysis to replacement, health and reproduction data in dairy cattle research. *Preventive Veterinary Medicine*, 5(4), 239–250.
- Torshizi, M. E., Mashhadi, M. H., & Farhangfar, H. (2019). Different aspects of lactation persistency in dairy cows. *Indian Journal of Animal Sciences*, 89(6), 607–614.
- Torshizi, M. E. (2016). Effects of season and age at first calving on genetic and phenotypic characteristics of lactation curve parameters in Holstein cows. *Journal of Animal Science and Technology*, 58, article number 8.
- Toure, A., Antoine-Moussiaux, N., Geda, F., Kouriba, A., Traoré, D., Traore, B., Leroy, P., & Moula, N. (2019). Phenotypic parameters affecting reproduction and production performances of dairy cattle in peri-urban of Bamako, Mali. *Veterinary World*, 12(6), article number 817.
- Traoré, A., Koudandé, D. O., Fernández, I., Soudré, A., Álvarez, I., Diarra, S., Diarra, F., Kaboré, A., Sanou, M., Tamboura, H. H., & Goyache, F. (2016). Multivariate characterization of morphological traits in West African cattle sires. *Archives Animal Breeding*, 59, 337–344.
- Trivers, R. L., & Willard, D. E. (1973). Natural selection of parental ability to vary the sex ratio of offspring. *Science*, 179(4068), 90–92.
- van der Laak, M., van Pelt, M.L., De Jong, G., & Mulder, H.A. (2016). Genotype by environment interaction for production, somatic cell score, workability, and conformation traits in Dutch Holstein-Friesian cows between farms with or without grazing. *Journal of Dairy Science*, 99(6), 4496–4503.
- van Knegsel, A. T., Burgers, E. E., Ma, J., Goselink, R. M., & Kok, A. (2022). Extending lactation length: consequences for cow, calf, and farmer. *Journal of Animal Science*, 100(10), article number skac220.
- Vargas, B., Van der Lende, T., Baaijen, M., & Van Arendonk, J. A. M. (1998). Event-time analysis of reproductive traits of dairy heifers. *Journal of Dairy Science*, 81(11), 2881–2889.
- Vargas-Leitón, B., Romero-Zúñiga, J. J., Rojas, J., Galina, C. S., & Martínez, J. F. (2024). Lifetime milk production of Holstein cattle in the humid tropics compared to Holstein-Gyr and Holstein-Brahman crosses. *Reproduction in Domestic Animals*, 59(5), article number e14582.

- 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. (2017). 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*, 30(8), 1093–1098.
- Villarroel, A., & Lane, V. M. (2010). Effect of systematic parturition induction of long gestation Holstein dairy cows on calf survival, cow health, production, and reproduction on a commercial farm. *Canadian Journal of Veterinary Research*, 74(2), 136–144.
- West, B. J. (1990). Physiology in fractal dimensions: Error tolerance. *Annals of Biomedical Engineering*, 18(2), 135–149.
- Won, J.I., Jung, Y.S., Lim, H.J., Kim, S.D., Cho, M.R., Min, H.L., Im, S.K., Kwon, E.G. & Yoon, H.B. (2014). Influences of calving season on the lactation curve of first parity Holstein in Korea. *Journal of Agriculture & Life Science*, 48(6), 233–242. (In Korean).
- Wood, P. D. P. (1967). Algebraic model of the lactation curve in cattle. *Nature*, 216(5111), 164–165.
- Wood, P. D. P. (1968). Factors affecting persistency of lactation in cattle. *Nature*, 218(5144), 894–894.
- Wood, P.D.P. (1970). The relationship between the month of calving and milk production. *Animal Production*, 12(2), 253–259.
- Worku, D., Gowane, G., Alex, R., Joshi, P., & Verma, A. (2022a) Inputs for optimizing selection platform for milk production traits of dairy Sahiwal cattle. *PLoS ONE*, 17(5), article number e0267800.
- Worku, D., Gowane, G. R., Mukherjee, A., Alex, R., Joshi, P., & Verma, A. (2022b). Associations between polymorphisms of *LAP3* and *SIRT1* genes with clinical mastitis and milk production traits in Sahiwal and Karan Fries dairy cattle. *Veterinary Medicine and Science*, 8(6), 2593–2604.
- Yakubu, A., Idahor, K. O., Haruna, H. S., Wheto, M., & Amusan, S. (2010). Multivariate analysis of phenotypic differentiation in Bunaji and Sokoto Gudali cattle. *Acta Agriculturae Slovenica*, 96(2), 75–80.
- Yang, L., Yang, Q., Yi, M., Pang, Z.H., & Xiong, B.H. (2013). Effects of seasonal change and parity on raw milk composition and related indices in Chinese Holstein cows in northern China. *Journal of Dairy Science*, 96(11), 6863–6869.
- Yılmaz, İ., Eydurhan, E., Kaygısız, A., & Javed, K. (2011). Estimates of genetic parameters for lactation shape parameters with multivariate

- statistical technique in Brown Swiss cattle. *International Journal of Agriculture and Biology*, 13(2), 174–178.
- Yu, Q., Wu, W., Tian, X., Hou, M., Dai, R., & Li, X. (2017). Unraveling proteome changes of Holstein beef *M. semitendinosus* and its relationship to meat discoloration during post-mortem storage analyzed by label-free mass spectrometry. *Journal of Proteomics*, 154, 85–93.
- Zaborski, D., Proskura, W. S., & Grzesiak, W. (2018). The use of data mining methods for dystocia detection in Polish Holstein-Friesian Black-and-White cattle. *Asian-Australasian Journal of Animal Sciences*, 31(11), 1700–1713.
- Zwald, N.R., Weigel, K.A., Fikse, W.F., & Rekaya, R. (2003). Identification of factors that cause genotype by environment interaction between herds of Holstein cattle in seventeen countries. *Journal of Dairy Science*, 86(3), 1009–1018.

ДОДАТОК А

Короткий англо-український словник термінів, що використовуються у молочному скотарстві

Англомовна версія	Абревіатура	Україномовна версія
2x, 3x milking		Дво- та трикратне доїння на добу
305 days milk yield	305-d MY 305 DMY	Надій молока за 305 днів лактації
Abortion		Народження (мертвого) теляти між 152 та 270 днями тільності
Ad libitum		Без обмежень (щодо годівлі тварин це означає наявність їжі 24 години на добу)
Adjusted milk yield		Скорегований надій (наприклад, на 305 днів лактації)
Age		Вік
Age at first calving	AFC	Вік першого отелення
Age at first insemination	AFI	Вік першого (ефективного) осіменіння
Age at first service	AFS	Вік першого осіменіння
AI bull		Бугай-плідник, чия сперма використовується для штучного осіменіння
Animal sciences		Науки про тварин (більш широкий аналог терміну «тваринництво»)
Artificial insemination	AI	Штучне запліднення
Artificial intelligence	AI	Штучний інтелект
Average daily gain	ADG	Середньодобовий приріст
Average daily milk yield	ADMY	Середньодобовий надій молока
Beef cow, beef cattle		М'ясна худоба
Birth weight	BW, BW0, BWT	Маса тіла (жива) при народженні
Body condition score	BCS	Оцінка стану (будови) тіла
Body weight	BW	Маса тіла (жива)

Bovine Spongiform Encephalopathy	BSE	Губкоподібна енцефалопатія великої рогатої худоби («коров'ячий сказ»)
Breeding period		Тривалість днів від закінчення VWP до запліднення
Calendar month of calving	MoC	Місяць отелення (календарний)
Calf		Теля
Calves		Телята
Calving		Отелення
Calving difficulty	CD	Ускладнення при отеленні (% отелень, що мали ускладнення)
Calving ease		Легкість отелення (% отелень, що пройшли без ускладнень)
Calving interval, intercalving period, intercalving interval, calving to calving interval, interval between calvings	CI, CInt, ICP, ICI, CCI, IDC	Міжотельний інтервал (період між двома успішними отеленнями)
Calving rate		Частота отелень (% корів, що отелилися з тих, яких було запліднено), вихід теляти на 100 корів
Calving score		Перебіг отелення за 5-бальною шкалою (де 1 означає відсутність допомоги, 2 вказує на певну допомогу, 3 вказує на механічну допомогу, 4 вказує на кесарів розтин і 5 вказує на аномальне отелення, що виключається з розрахунків)
Calving season, season of calving	CS, SoC	Сезон отелення
Calving to conception interval, calving-to-conception interval, days open	CTC, CCI, DO	Сервіс-період (кількість днів від отелення до успішного запліднення)

Calving to first insemination interval calving to first service interval	CFI, CFSI	Кількість днів від отелення до першого осіменіння
Calving to last insemination	CLI	Кількість днів від отелення до останнього осіменіння
Calving year, year of calving	CY, YoC	Рік отелення
Colostrum		Молозиво (виділення вим'я корів протягом перших 24 годин після отелення)
Complete lactation number	CLN	Номер (останньої) закінченої лактації
Comprehensive climate index	CCI	Комплексний кліматичний індекс
Conception		Запліднення
Conception rate	CR	Індекс запліднюваності (% корів, які запліднилися з тих, яких було осіменено протягом 21-денного періоду)
Conception rate at first service after calving	CFSC	Індекс запліднюваності при першому осіменінні
Contemporary group	CG	Дослідна (суб)група
Crossbred/pure		Помісна тварина/чистопородна тварина
Cull cow		Корова, яку виводять (вибраковують) зі стада
Culling		Вибракування тварини зі стада
Culling date		Дата вибракування
Culling rate		Частка (у %) корів, яких було вибраковано зі стада протягом року
Daily milk yield	DMY	Надій молока за добу
Dairy cattle		Молочна худоба
Dairy cows		Молочні корови
Dam		Мати корови
Dam parity	Parity, DP	Порядковий номер вагітності, вік корови (у отеленнях)

Date of conception		Дата успішного осіменіння/запліднення
Date of drying		Дата запуску корови
Days from calving to first service	DFS	Кількість днів до першого осіменіння
Days in milk	DIM	Дні лактації
Days open	DO	Кількість днів від отелення до нової тільності (сервіс-період)
Dry period, dry period length, length of dry period	DP, DPL	Сухостійний період тривалість сухостійного періоду
Dystocia		Ускладнення при отеленні
Earliest service date		Найраніша дата осіменіння
Effective service		Успішне осіменіння/запліднення
Embryo loss		Плід, що формується, гине протягом перших 42 днів тільності
Energy-corrected milk	ECM	Надій, скорегований на стандартизовані вміст жиру (3,50%) та вміст білка (3,20%): $\text{ECM (kg)} = (0.3246 \times \text{kg milk}) + (12.86 \times \text{kg fat}) + (7.04 \times \text{kg protein})$
Extended lactation	EL	Подовжена лактація
Extended lactation length	ELL	Тривалість подовженої лактації
Fat yield milk fat yield	FY	Кількість молочного жиру за лактацію (у кг)
Fat-to-protein ratio	FPR	Співвідношення жир/білок у молоці
Female (heifer) calf		Теля-теличка
Fertility and health in dairy cows		Відтворні якості та стан здоров'я молочної худоби
Fetal		Плід (який розвивається в утробі корови)

First to last insemination (in days), interval between first and last insemination	FLI IFL	Кількість днів від першого до останнього осіменіння
First-calf heifer		Первістка
Foetal loss		Плід, який формується, гине між 43-м та 151-м днями тільності
Foetus		Плід від 43-го дня тільності і до народження
Foot-and-mouth disease	FMD	Ящур
Fresh cow		Корова, яка недавно отелилася
Friesian		Фризька порода
General linear model	GLM	Загальна лінійна модель
Genome-wide association	GWAS	Повно-геномний пошук асоціацій
Gestation length, gestation period	GL, GP	Тривалість вагітності (тільності)
Heifer		Телиця
Heiferette		Велика важка телиця, яка має розміри і розвиток зрілої корови
Herd		Стадо
Heritability		Успадковуваність
Heritability coefficient		Коефіцієнт успадковуваності (h^2)
Holstein	HO	Голштинська порода
Holstein-Friesian	HF	Голштинсько-фризька порода
Household		Фермерське господарство (домогосподарство)
In-calf heifer		Нетель, чия тільність підтверджена
Indigenous breed		Місцева (локальна) порода
Inter-service interval		Період від останнього осіменіння до наступного протягом тієї самої лактації (19-26 днів)
Intrapartum		Під час отелення
Jersey		Джерсейська порода

Johne's disease, paratuberculosis		Паратуберкульоз
Lactation length, lactation period	LL, LLEN, LP	Тривалість лактації
Lameness score		Відносна (у %) частка тривалості лактації, під час якої у корови був (один чи декілька разів) ламініт
Least square means	LSM	Оцінки середньої, отримані на підставі метода найменших квадратів (при використанні незбалансованих ANOVA/GLM)
Lifetime daily milk yield	LDY	Надій молока в розрахунку на один день довголіття
Lifetime total milk yield	LTY	Надій молока
Line, strain		Лінія (внутрішньопородна група)
Longevity length	LongL	Довголіття (кількість місяців від народження до дати вибракування)
Maiden heifer, virgin heifer		Телиця, яку ще жодного разу не осіменяли
Male (bull) calf		Теля-бугаєць
Mastitis score		Відносна (у %) частка тривалості лактації, під час якої у корови був (один чи декілька разів) мастит
Milk fat content, milk fat percentage		Вміст жиру в молоці (у %)
Milk fat yield		Кількість молочного жиру (у кг)
Milk protein content, milk protein percentage		Вміст білка в молоці (у %)
Milk protein yield		Кількість молочного білка (у кг)
Milk yield	MY	Надій молока
Mozzarella yield	MZY	$MZY = MY \times \{[3.5 \times \%PY) + (1.23 \times \%FY) - 0.88]/100\}$
Multiparous		Корова, яка має два та більше отелень
Nulliparous		Корови, які ще не телилися (тобто, телиці)

Number of milk somatic cell counts	SCC	Кількість соматичних клітин (КСК) у пробі молока
Number of services per conception, number of inseminations	NS, NSPC, NSC, NINS	Кількість осіменінь на одне запліднення
Open period	OP	Сервіс-період
Pasture-based dairy		Пасовищно-вигульний тип (ведення молочного скотарства)
Peak milk yield	PMY	Найвищий (добовий) надій молока за лактацію
Persistency, lactation persistency	PR, LP	Оцінка постійності лактаційної кривої (оцінює швидкість зниження продуктивності від найвищого надою до кінця лактації)
Postpartum		Після отелення
Pregnancy rate	PR	Частка (у %) всіх осіменінь, що призвели до запліднення
Premature calving		Передчасне отелення (між 152-м та 270-м днями тільності) телям, яке вижило протягом 24 год.
Prepartum		Перед отеленням
Primiparous		Корова-первістка
Productive and reproductive performances		Продуктивні та репродуктивні властивості (ознаки, риси)
Productive life length	PL	Тривалість продуктивного довголіття (кількість місяців від першого отелення до дати вибракування)
Protein yield milk protein yield	PY	Кількість молочного білка за лактацію (у кг)
Repeatability		Коефіцієнт повторюваності (r, t)
Replacement heifers		Ремонтні телиці
Replacement rate		Інтенсивність ремонту (кількість ремонтних корів або телиць, які необхідні для заміни корів, які покинули стадо протягом певного

		періоду (зазвичай 12 місяців) у відсотках від загального середнього розміру стада)
Served heifer		Телиця, яка була осіменена (або їй було пересаджено ембріон), але факт тільності не підтверджено
Service		Природне (чи штучне) запліднення телиці/корови протягом статевої охоти
Service period	SP	Сервіс-період
Sex ratio	SR	Співвідношення статей
Sire		Плідник (в широкому сенсі), батько корови
Sire bull, service bull		Бугай-плідник (батько корови)
Springing heifer		Нетель на останніх тижнях тільності
Steer		Кастрований бугаєць (віком старше одного року)
Stillbirth rate	SBR	Частка метводнароджень на 100 отелень (у %)
Stillbirth, stillbirth incidence	SB, SBI	Мертводнародження
Stillborn calf		Мертводнароджене теля (теля, яке народилося мертвим або було знайдене мертвим після неконтрольованого отелення)
Teats		Дійки вим'я
Test day	TD	День контрольного доїння
Total milk yield, lactation milk yield	TMY, LMY	Загальний надій молока (за лактацію)
Total number of lactations from birth to the culling date	NLAC	Загальна кількість лактацій від народження до вибракування
Traits, characters		Ознаки
Tuberculosis	TB	Туберкульоз
Udder		Вим'я
Udder and teat measurements		Проміри вим'я та дійок

Udder shape (bowl-shaped, round-shaped, cup-shaped)		Форма вим'я (ванноподібна, округла та чашоподібна)
Voluntary waiting period	VWP	Тривалість добровільного періоду очікування (інтервал у післяотільному періоді, протягом якого корову свідомо не осіменяють)
Weaning weight	WW, WWT	Маса тіла (жива) при відлученні

Наукове видання

Крамаренко Олександр Сергійович
Луговий Сергій Іванович
Каратєєва Олена Іванівна
Крамаренко Сергій Сергійович

СУЧАСНІ МЕТОДИ АНАЛІЗУ МОЛОЧНОЇ ПРОДУКТИВНОСТІ ТА ВІДТВОРЮВАЛЬНИХ ЯКОСТЕЙ КОРІВ

Монографія

Підписано до друку 25.11.2025 р. Формат 60×84/16. Папір офсетн.
Гарнітура Times New Roman.
Друк офс. Умовн. друк. арк. 12,4. Облік видавн. арк. 12,4
Умов. фарбовід. 0,9. Зам. № 117, тир. 100.

Надруковано у видавничому відділі
Миколаївського національного аграрного університету
54008, м. Миколаїв, вул. Георгія Гонгадзе, 9

Свідоцтво суб'єкта видавничої справи ДК № 4490 від 20.02.2013 р.