

Науковий вісник Львівського національного університету
ветеринарної медицини та біотехнологій імені С.З. Гжицького.

Серія: Сільськогосподарські науки

Scientific Messenger of Lviv National University
of Veterinary Medicine and Biotechnologies.

Series: Agricultural sciences

ISSN 2519-2698 print

ISSN 2707-5834 online

doi: 10.32718/nvlvet-a9801

<https://nvlvet.com.ua/index.php/agriculture>

UDC 636.2.034 / 57.087.01

Investigating lactation curve characteristics of dairy cows

O. S. Kramarenko✉

Mykolayiv National Agrarian University, Mykolayiv, Ukraine

Article info

Received 10.01.2023

Received in revised form

14.02.2023

Accepted 15.02.2023

Mykolayiv National Agrarian
University, 9, 54008, 9 George
Gongadze Str., Mykolayiv, Ukraine.
Tel.: +38-050-991-53-14
E-mail: kssnail1990@gmail.com

Kramarenko, O. S. (2023). Investigating lactation curve characteristics of dairy cows. Scientific Messenger of Lviv National University of Veterinary Medicine and Biotechnologies. Series: Agricultural sciences, 25(98), 3–10. doi: 10.32718/nvlvet-a9801

The main goal of this study was to analysis of the main characteristics (latent variables) of lactation curve in dairy cows using multivariate Principal Component Analysis. This work used primary database from the milk production of Holstein cows ($n = 238$ heads) in the PJSC “Pedigree farm ‘Stepnoy’ Kami-anka-Dniprovsk Raion of Zaporizhzhia Oblast over a 4-yr period (2014-2017). Recording is done with an interval of 30 days for 10 test-days (TD1-TD10), i.e., TD1 is milk production recorded on milking day 30th, TD2 is day 60th, TD3 is day 90th, etc., and 305-day milk yield records (Y305) were used also. High significant correlations were found between daily milk yields for certain test-days. The Principal Component Analysis performed on the variance-covariance matrix of TD1-TD10 records are able to explain about 90.33 % of the total variance. The first principal component (PC1) explained 66.32 % of the total variance and was highly-positively correlated with TD2-TD10 records. Thus, PC1 were defined as “total milk production”. The second principal component (PC2) explained 19.06 % of the total variance and was highly-positively correlated with TD1-TD2 records and highly-negatively correlated with TD9-TD10 records. Thus, PC2 were defined as “lactation curve persistency”. Finally, the third principal component (PC3) explained 4.95 % of the total variance and was highly-positively correlated with TD1 and TD10 records and highly-negatively correlated with TD4-TD5 records. Thus, PC3 were defined as “lactation curve type”. The use of a multivariate method (namely, the PCA) for the analysis of lactation curve characteristics based on monthly test-day records gave very close results of the analysis of milk productivity in different groups of domestic animals (cattle, goats and sheep). In all cases, the first principal component (PC1) described the absolute level of milk productivity during lactation, and the second principal component (PC2) described the persistency of the lactation curve. Significant influence on the PC1-PC3 factor scores was revealed to the greatest extent for such non-genetic factors as age of cow (in lactations), year and month of calving. Of the genetic factors, the greatest influence on the shape of the lactation curve was not so much the differences between the bull lines (Bell, Valiant, Elevation, Starbuck and Chief), but differences between individual bulls within some lines.

Key words: the Principal Component Analysis, test-day model, milk yield, lactation curve, dairy cattle.

Дослідження показників лактаційної кривої молочних корів

O. С. Крамаренко✉

Миколаївський національний аграрний університет, м. Миколаїв, Україна

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 “Племзагод “Степної” Кам’янсько-Дніпровського району Запорізької області ($n = 238$ голів), 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-му та ін. дням лактації, а також дані щодо надою за 305 днів лактації (Y305). Нами було виявлено вірогідні зв’язки між добовими надоями за окремі контрольні дні. 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 та хара-

ктеризувалася високими оцінками факторних навантажень щодо TD2-TD10. Таким чином, її можна інтерпретувати, як “загальний рівень молочної продуктивності”. Друга головна компонента (PC2) описувала 19,06 % сумарної мінливості та характеризувалася високими позитивними оцінками факторних навантажень стосовно 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 щодо TD1 та TD10 та високими, але негативними оцінками щодо TD4-TD5. Таким чином, цю головну компоненту можна інтерпретувати, як “тип лактаційної кривої”. Характерно, що використання багатовимірного підходу (PCA) для аналізу показників лактаційної кривої на підставі щомісячних оцінок контрольних днів надой 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 щодо PC1-PC3 було виявлено для негенетичних 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, Елевейшина, Старбака та Чіфа), скільки відмінності між окремими бугаями в межах окремих ліній.

Ключові слова: Аналіз Головних Компонент, модель контрольного дня, надій, лактаційна крива, молочна худоба.

Вступ

В останні роки у численних дослідженнях вивчалась тема генетичної оцінки молочної худоби з використанням даних за окремі контрольні дні (TD – *test-day*). Переваги моделі TD порівняно 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 надой після досягнення пікового рівня продуктивності. Вона має більш високі значення у тварин, які мають нижчі надой та пізніше досягають пікового рівня молочної продуктивності. Проведений аналіз зв'язків між сталістю лактаційної кривої корів та іншими функціональними ознаками їхньої молочної продуктивності показав, що генетичне вдосконалення цього показника можливе та сприятливе для селекційного процесу (Torshizi et al., 2019). Оцінки коефіцієнту успадковування (h^2) параметру сталості лактаційної кривої корів голштинської породи протягом перших трьох лактацій мали тенденцію до зниження, головним чином через зростання величини залишкової дисперсії, і склали 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 і II), 0,32 (між II і III) і 0,23 (між I і III лактаціями) (Rekaya et al., 2001).

Корови з рівномірнішим 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 дешевші 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 (FA) чи аналіз головних компонент (PCA – *Principal Component Analysis*), здатні інтегрувати багатовимірні складні фенотипи у

вигляді лінійних комбінацій вихідних даних, відносно ваги яких об'єктивно розраховані на підставі кореляційної-коваріаційної матриці. До того ж PCA дає можливість отримати унікальний набір латентних змінних, тобто змінних, що не було безпосередньо виміряно в ході дослідження, але таких, що мають високий рівень кореляції з вихідними даними (Macciotta et al., 2006).

Мета дослідження

Метою даного дослідження був аналіз основних показників (латентних змінних) лактаційних кривих молочних корів з використанням багатовимірного аналізу головних компонент.

Матеріал і методи досліджень

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-му і т. п. дням від початку лактації. Крім того, було використано дані щодо надою за 305 днів лактації (Y305).

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

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

де X_i – значення певної ознаки i -ої тварини; \bar{X} – її вибіркоче середнє арифметичне; σ – її вибіркоче 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 змін (перших трьох головних компонент) всі тварини були розподілені на чотири групи на підставі отриманих оцінок їхніх факторних міток (*factor scores*) для PC1-PC3. До групи G1 увійшли тварини, які мали відповідні оцінки, нижчі ніж -0,667, до групи G2 – з оцінками від -0,666 до 0, до групи G3 – з оцінками від 0 до +0,666, й, нарешті, до групи G4 – з оцінками, вищими ніж +0,667. Використання таких меж дало можливість розподілити особин в чотири групи, що мали більш-менш однаковий обсяг.

Для перевірки гіпотези щодо наявності впливу певних генетичних та негенетичних факторів на виявлені латентні змінні нами було використано однофакторний дисперсійний аналіз Р.Фішера, де як факторні змінні 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 посібника S. Kramarenko et al. (2019) за допомогою програмного забезпечення MS Excel та PAST (Hammer et al., 2001).

Результати та їх обговорення

В таблиці 1 наведено коефіцієнти кореляції між оцінками добового надою корів голштинської породи за окремі контрольні дні (TD1-TD10) та в цілому за 305 днів лактації.

Таблиця 1

Коефіцієнти кореляції між оцінками TD1-TD10 та загалом за 305 днів лактації (Y305) корів голштинської породи

	Ознака										
	TD1	TD2	TD3	TD4	TD5	TD6	TD7	TD8	TD9	TD10	Y305
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

Примітка: у всіх випадках: $P < 0,001 \dots 0,05$

Були виявлені вірогідні позитивні зв'язки між добовим надоєм за окремі контрольні дні. Найбільшою мірою 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 ($r = 0,853$; $P < 0,001$) та ін. Чим більше були віддалені між собою контрольні дні, тим нижчою була оцінка коефіцієнту 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 виявлено і між оцінками надою за окремі контрольні дні та сумарним надоєм за 305 днів лактації (див. табл. 1).

Перші три головні компоненти описували 90,33 % сумарної мінливості варіаційно-коваріаційної матриці стандартизованих значень надою за окремі контрольні дні корів голштинської породи (табл. 2).

Перша головна компонента (PC1) описувала 66,32 % сумарної мінливості. Вона характеризувалася високими оцінками факторних навантажень щодо TD2-TD10 і, таким чином, її можна інтерпретувати як “загальний рівень молочної продуктивності” (табл. 2).

На рис. 1А наведено усереднені лактаційні криві тварин, залежно від величини відповідних факторних міток за PC1. Тварини, яких було зараховано до групи G1 (тобто з найнижчими оцінками факторних міток за PC1) характеризувалися найнижчими величинами добового надою за різні контрольні дні, тимчасом як тварини, котрих було зараховано до групи G4 (із найвищими оцінками факторних міток за PC1), характеризувалися, навпаки, найвищими величинами. Тварини, яких було зараховано до груп G2 та G3, займали проміжне місце.

Таблиця 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

Примітка: * – ознаки, що вносять найбільший вклад в інтерпретацію головних компонент

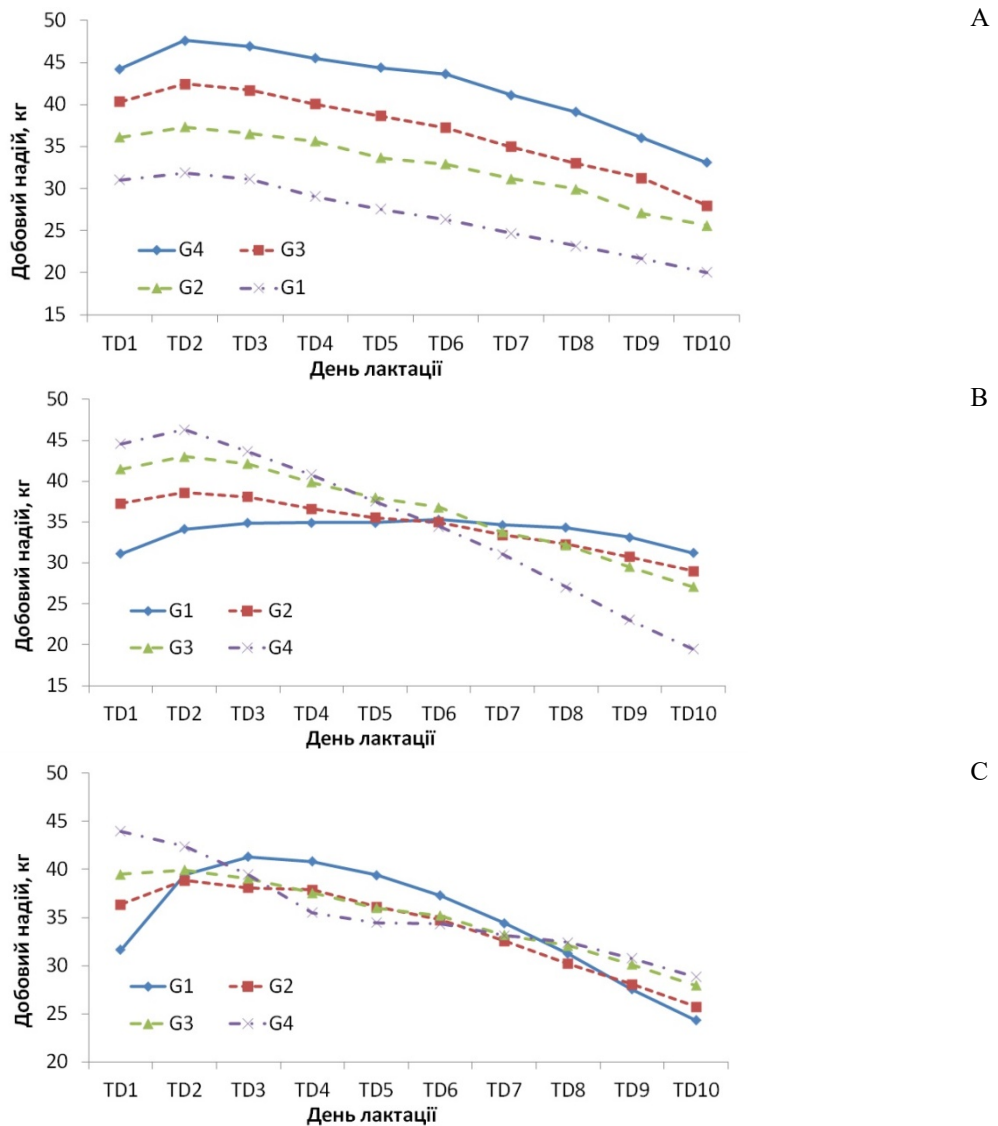


Рис. 1. Усереднені лактаційні криві корів голштинської породи різних груп (G1-G4), сформованих залежно від оцінок факторних міток щодо PC1 (A), PC2 (B) та PC3 (C)

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

всіх десяти контрольних днів (табл. 3). Типові індивідуальні лактаційні криві для особин, які мали найвищі та найнижчі оцінки факторних міток за PC1, наведено на рис. 2А.

Таблиця 3

Вплив групи (G1-G4) залежно від оцінок факторних міток щодо 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

Примітка: ns – $P > 0,05$

Друга головна компонента (PC2) описувала 19,06 % сумарної мінливості та характеризувалася високими позитивними оцінками факторних навантажень щодо TD1-TD2 та високими, але негативними оцінками щодо TD9-TD10. Таким чином, цю головну компоненту можна інтерпретувати, як “сталість лактаційної кривої” (табл. 2).

На рис. 1В наведено усереднені лактаційні криві тварин, залежно від величини відповідних факторних міток за PC2. Тварини, яких було зараховано 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 зараховано 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 зараховано до групи 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 були визначені на підставі PC2, також мали місце для всіх десяти контрольних днів, за винятком TD6 (табл. 3). Типові індивідуальні лактаційні криві для особин, які мали найвищі та найнижчі оцінки факторних міток за PC2, наведено на рис. 2В.

Нарешті, третя головна компонента (PC3) описувала 4,95 % сумарної мінливості та характеризувалася високими позитивними оцінками факторних навантажень щодо TD1 та TD10 та високими, але негативними оцінками щодо TD4-TD5. Таким чином, цю головну компоненту можна інтерпретувати, як “тип лактаційної кривої” (табл. 2).

На рис. 1С наведено усереднені лактаційні криві тварин, залежно від величини відповідних факторних міток за PC3. Тварини, яких було зараховано до групи G1 (тобто з 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 зараховано 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 були визначені на підставі PC3, мали місце для TD1, TD4, TD5, TD9 та TD10 (табл. 3). Типові індивідуальні лактаційні криві для особин, які мали найвищі та найнижчі оцінки факторних міток за PC3, наведено на рис. 2С.

В 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 з оцінками добового надою за всі контрольні дні, а друга – була негативно пов’язана з оцінками надою протягом першої половини лактації та позитивно пов’язана з 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 (PCA) для аналізу показників лактаційної

кривої на підставі оцінок надоїв за контрольні дні дало дуже подібні результати у випадку дослідження молочної продуктивності інших свійських тварин. Так, результати PCA 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 понад 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 PC1-PC3 було виявлено вплив таких негенетичних факторів, як вік тварини (у лактаціях), рік та місяць отелення (табл. 4). Вірогідний вплив номеру лактації, року та сезону отелення на латентні змінні, що характеризують основні показники лактаційної кривої та встановлені на підставі багатовимірного факторного аналізу, раніше вже був доведений для корів симентальської породи Італії (Macciotta et al., 2004).

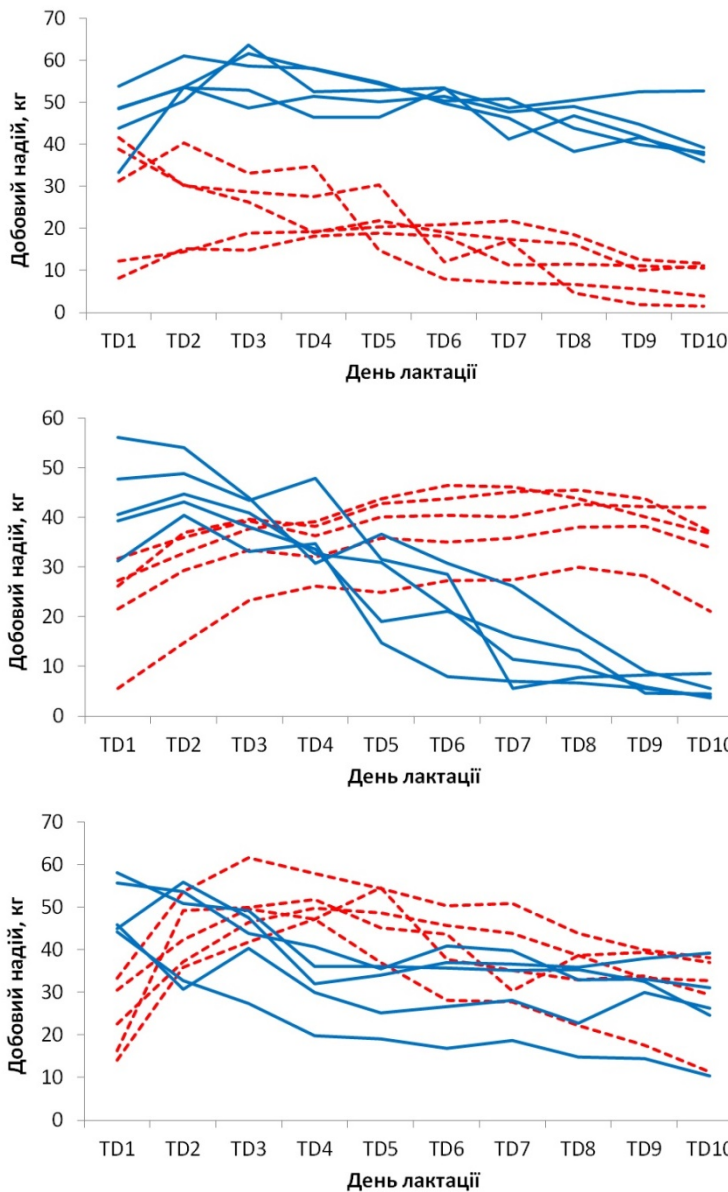


Рис. 2. Індивідуальні лактаційні криві корів голштинської породи, які мали п'ять найвищих (суцільна лінія, синій колір) та п'ять найнижчих (пунктирна лінія, червоний колір) оцінок факторних міток за PC1 (A), PC2 (B) та PC3 (C)

Таблиця 4

Результати перевірки гіпотези щодо впливу генетичних та негенетичних факторів на оцінки факторних міток для PC1-PC3

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

У тварин дослідного стада від I до III 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. Загалом первістки характеризувалися порівняно низькими та більш-менш стабільними надоями на різних етапах лактації, а під час II та III лактації форма лактаційних кривих набувала типової форми зі швидким зростанням на початку та поступовим зниженням добових надоев після досягнення пікового значення (Kramarenko & Kramarenko, 2022). Також було встановлено, що надой збільшувалися зі зростанням номера лактації та максимізувалися під час IV або V лактації. Це може бути пов'язано зі збільшенням розміру вимені та кількості секреторних клітин у повновікових тварин (Davis & Hughson, 1988).

Іншим поясненням впливу номера лактації на форму лактаційної кривої може бути наявність різниці в швидкості виснаження організму – повновікові корови використовують свій резерв швидше на більш ранніх стадіях лактації. Вищі 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. 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 знижувались, починаючи з квітня, і різко знизились у травні, коли значення коефіцієнту 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, в жовтні досягали травневих значень (Duru, 2018).

Для PC3, що відображає атипівість 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 (Teklerli 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 надоя під час TD1-TD10 був трохи нижчим за перший рівень вірогідності ($P = 0,058$), хоча, з іншого боку, щодо PC2 та PC3 був вірогідним. Лінія бугая-батька демонструвала вірогідний вплив лише на показник сталості лактаційної кривої (див. табл. 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

Нами 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 надоя за окремі контрольні дні. Перша головна компонента (PC1) описувала 66,32 % сумарної мінливості. Вона характеризувалася високими оцінками факторних навантажень щодо 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 щодо TD1-TD2 та високими, але негативними оцінками щодо 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 щодо TD1 та TD10 та високими, але негативними оцінками щодо TD4-TD5. Таким чином, цю головну компоненту можна інтерпретувати як "тип лактаційної кривої".

Характерно, що використання багатовимірного підходу (PCA) для аналізу показників лактаційної кривої на підставі місячних оцінок контрольних днів надоев 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.

Найбільшою мірою вплив на оцінки факторних міток для PC1-PC3 було виявлено для негенетичних 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.

Перспективи подальших досліджень стосуються насамперед оцінювання коефіцієнта успадковування та повторюваності показників лактаційної кривої для розробки оптимальної стратегії селекції молочної худоби.

Відомості про конфлікт інтересів

Автор стверджує про відсутність конфлікту інтересів щодо викладу та результатів досліджень.

References

- Arnal, M., Robert-Granié, C., & Larroque, H. (2018). Diversity of dairy goat lactation curves in France. *Journal of Dairy Science*, 101(12), 11040–11051. DOI: 10.3168/jds.2018-14980.
- 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. DOI: 10.1007/s11250-022-03219-2.
- 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. URL: <https://www.icar.org/wp-content/uploads/2016/07/Berlin-2014-Carta-Casu-Usai-Heritability-of-persistency-traits-and-their-genetic-correlations.pdf>.
- Collins-Lusweti, E. (1991). Lactation curves of Holstein-Friesian and Jersey cows in Zimbabwe. *South African Journal of Animal Science*, 21(1), 11–15. URL: <https://www.ajol.info/index.php/sajas/article/view/138658>.
- 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. DOI: 10.1071/AR9881163.
- 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. DOI: 10.3168/jds.S0022-0302(03)73842-9.
- 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. URL: <http://vetjournal.ankara.edu.tr/tr/download/article-file/644988>.
- Hammer, Ø., Harper, D. A., & Ryan, P. D. (2001). PAST: Paleontological Statistics Software Package for Education and Data Analysis. *Palaeontologia Electronica*, 4, 1–9. URL: http://palaeo-electronica.org/2001_1/past/issue1_01.htm.
- 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. DOI: 10.3168/jds.S0022-0302(02)74231-8.
- 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. DOI: 10.31521/2313-092X/2022-26(2)-5.
- Kramarenko, S. S., Lugovy, S. I., Lykhach, A. V., & Kramarenko, O. S. (2019). Analysis of biometric data in animal breeding and selection. Mykolayiv, MNAU (in Ukrainian).
- 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. DOI: 10.3168/jds.S0022-0302(06)72593-0.
- 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. DOI: 10.3168/jds.S0022-0302(04)73255-5.
- Manly, B. F., & Alberto, J. A. N. (2017). *Multivariate statistical methods: a primer*. 4th edition Chapman and Hall/CRC.
- 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. DOI: 10.1016/S0301-6226(00)00239-6.
- 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. DOI: 10.1016/S0301-6226(03)00028-9.
- 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. DOI: 10.3168/jds.S0022-0302(00)75006-5.
- 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. DOI: 10.56093/ijans.v89i6.91098.
- Wood, P. D. P. (1968). Factors affecting persistency of lactation in cattle. *Nature*, 218(5144), 894–894. DOI: 10.1038/218894a0.