

РОЛЬ ФИКСИРОВАННЫХ ФАКТОРОВ В ИЗМЕНЧИВОСТИ УДОЯ СКОТА ИРМЕНСКОГО ТИПА В УСЛОВИЯХ ПРОМЫШЛЕННОГО КОМПЛЕКСА

¹А.Ф. Петров, и.о. заведующего лабораторией

¹Е.В. Камалдинов, доктор биологических наук, доцент

¹О.В. Богданова, старший преподаватель

¹К.С. Шагохин, кандидат биологических наук, старший научный сотрудник

²О.В. Ефремова, главный зоотехник-селекционер

²В.А. Рогозин, главный зоотехник

¹Новосибирский государственный аграрный университет,
Новосибирск, Россия

²ЗАО Племязавод «Ирмень», с. Верх-Ирмень, Россия

E-mail: alex@nsau.edu.ru

Ключевые слова: молочное скотоводство, племенное дело, математическое моделирование, удои, прогнозирование удоя

Реферат. Настоящее исследование посвящено оценке значимости паратипических факторов в изменчивости удоя. Показана роль таких фиксированных эффектов, как «Сезон отёла», «Год отёла», «Сезон запуска», «Год запуска» и их взаимодействия: «Сезон отела : Год отела», «Сезон запуска : Год запуска», «Сезон отела : Сезон запуска», «Год отела : Год запуска». Использовали данные первичного зоотехнического учёта скота ирменского типа чёрно-пёстрой породы ($n = 319210$) с 2000 по 2020 г. Оценку роли генетических и паратипических факторов проводили при помощи линейных смешанных регрессионных моделей и соответствующих статистических методов и критериев. В качестве случайных эффектов выступали: отец, лактация, возраст первого плодотворного осеменения, возраст первого отёла и идентификационные данные животного. Влияние фиксированных факторов перспективной математической модели оценивали с помощью дисперсионного анализа, предварительно выявив различные их сочетания с поправкой на долю вклада случайных. Определены уровни вклада оцениваемых факторов в изменчивость зависимого признака. Отмечалась высокая сопряжённая изменчивость между прогнозируемым и фактическим удоем ($r = 0,905$; $p < 0,001$). По тестовой выборке наблюдался относительно высокий коэффициент детерминации ($R^2 = 0,819$), учитывая использование только фенотипических данных при построении модели. Применение полученной модели на других субпопуляциях может потребовать дополнительных поправочных коэффициентов в рамках региональных или федеральных программ индексной оценки племенной ценности.

THE ROLE OF FIXED FACTORS IN THE VARIABILITY OF MILK YIELD IN IRMENI CATTLE UNDER INDUSTRIAL COMPLEX CONDITIONS

¹A.F. Petrov, Acting Head of the Applied Bioinformatics Laboratory

¹E.V. Kamalidinov, Doctor of Biological Sciences

¹O.V. Bogdanova, Senior Lecturer

¹K.S. Shatokhin, PhD in Biological Sciences, Senior Researcher

²O.F. Efremova, Chief Livestock Breeder

²V.A. Rogozin, Chief Animal technician

¹Novosibirsk State Agrarian University, Novosibirsk, Russia

²CJSC Breeding Farm Irmen, Verkh-Irmen village, Russia

Keywords: *dairy farming, breeding, mathematical modelling, milk yield, milk yield prediction*

Abstract. The authors evaluated the significance of paratypic factors in fat variability in the article. The study looked at the role of fixed effects such as: "Calving Season", "Calving Year", "Starting Season", "Starting Year" and their interacting factors: "Calving Season: Calving Year", "Starting Season: Starting Year", "Calving Season: Starting Season", "Calving Year: Starting Year". The authors used data from Irmen's primary zootechnical census of black-and-white cattle ($n = 319210$) from 2000 to 2020. The role of genetic and paratypical factors was assessed using linear mixed regression models and appropriate statistical methods and criteria. The following were selected as random effects: father, age of fertile insemination and animal identification data. The influence of the fixed characteristics of the prospective mathematical model was evaluated using an analysis of variance. But beforehand, the authors identified different combinations with adjustment for the proportion of random contribution. The grant levels of the estimated factors to the variability of the dependent trait were determined. The authors note the high conjugate variability between predicted and actual milk yields ($r = 0,905$; $p < 0,001$). A relatively high coefficient of determination ($R^2 = 0,819$) was observed for the test sample. In this case, only phenotypic data were considered in the example when constructing the model. Application of the resulting model to other subpopulations may require additional correction factors as part of regional or federal breeding value index programs.

Анализ роли фиксированных и случайных факторов в изменчивости зависимых признаков является важной задачей большинства исследований в области животноводства. С этой позиции оценка и прогнозирование продуктивности сельскохозяйственных животных представляют выраженную практическую и теоретическую значимость [1–3]. Варьирование количественных признаков носит полигенный характер и не только зависит от экспрессии генов, но и регулируется средовой компонентой многомерной природы [4–6]. Это подтверждается случаями снижения продуктивности скота в условиях его интродукции в суровые климатические условия и неполноценного кормления [2]. С целью объяснения этого явления используется понятие взаимодействия типа «генотип – среда» [7, 8]. Наряду с этим сформулированы и используются другие концепции, среди которых такие, как: «один фенотип – множество генотипов» и «один генотип – множество фенотипов» [9].

В племенном деле факторы, оказывающие влияние на продуктивность животных, принято разделять (классифицировать) на генетические и паратипические. В селекционно-племенной работе важным представляется

установление долей дисперсии селекционно-значимых признаков, которые могут быть обусловлены влиянием среды и особенностями реализации генотипа животного [10, 11].

Оценка генетического потенциала животных сопряжена с рядом трудностей, среди которых ключевую роль играют качество входных данных и их объём. Изменение условий среды в ретроспективе также негативно отражается на точности модели и является источником дополнительного «шума», затрудняющего выделение аддитивной дисперсии [12].

Решение обозначенных задач в области современного племенного дела возможно в условиях обоснованного выбора соответствующих статистических подходов, среди которых многомерные и множественные регрессионные модели занимают особое место [1]. В настоящее время наиболее востребованными решениями являются линейные и нелинейные смешанные модели, лежащие в основе BLUP [13–18], включая байесовский подход [19, 20] и модели GBLUP [21]. Применение таких инструментов показывает высокую эффективность в условиях малых и крупных промышленных комплексов [22].

Целью настоящего исследования явилось установление роли фиксированных факторов в ретроспективной изменчивости удоя в условиях промышленного комплекса с применением смешанных регрессионных моделей.

ОБЪЕКТЫ И МЕТОДЫ ИССЛЕДОВАНИЙ

Исследования проведены на базе ЗАО племзавод «Ирмень» Ордынского района Новосибирской области с использованием базы данных по крупному рогатому скоту ирменского типа чёрно-пёстрой породы [23]. Оценивалась изменчивость удоя за 305 дней лактации ($n = 319210$) с 2000 по 2020 г. Содержание сухих веществ в молоке определялось в сертифицированной лаборатории селекционного контроля качества молока СФНЦА РАН. Первичный зоотехнический учёт проводили в ИАС «Селэкс», из которой осуществлялся экспорт данных в среду статистического программирования «R» с последующим построением моделей и их оценкой.

Для учёта роли выбросов в снижении точности получаемых оценок производили усечение исходных данных. Удой дочерей и их матерей составлял не менее 5000 кг. Содержание и количество молочного жира ограничены пределами значений от 3 до 5,2% и от 100 до 600 кг. Продолжительность сервис-периода составила от 45 до 200 дней, а сухостойный период – 30–80 дней.

Оценку значимости генетических и паратипических факторов проводили при помощи простых и смешанных регрессионных моделей [11] с применением библиотек lme4 [14], lm и merTools. В качестве фиксированных эффектов выступали: «Сезон отёла» (СО), «Год отёла» (ГО), «Сезон запуска» (СЗ), «Год запуска» (ГЗ) и взаимодействующие факторы: «Сезон отела : Год отела» (СО : ГО), «Сезон запуска : Год запуска» (СЗ : ГЗ), «Сезон от-

ела : Сезон запуска» (СО : СЗ), «Год отела : Год запуска» (ГО : ГЗ). В наборе случайных эффектов были представлены: «Лактация», «Возраст первого плодотворного осеменения» (В1ПО), «Возраст первого отёла» (В1ОТ), «Отец» (О) и «Идентификационные данные животного» (ID). Роль фиксированных факторов перспективной математической модели в варьировании зависимых факторов оценивали с помощью дисперсионного анализа. Линейная смешанная модель описывалась формулой [11]

$$y = Xb + Za + e, \quad (1)$$

где $y = n \times 1$ – вектор наблюдений; n – количество записей;

$b = p \times 1$ – вектор фиксированных наблюдений; p – количество уровней для фиксированных эффектов;

$a = q \times 1$ – вектор случайных эффектов; q – количество уровней для случайных эффектов;

$e = n \times 1$ – вектор остаточных случайных эффектов;

X – проектная матрица порядка $n \times p$, которая связывает записи с фиксированными эффектами;

Z – проектная матрица $n \times q$, которая связывает записи со случайными эффектами.

При построении смешанной модели [14] учитывали влияние случайных факторов, которые ассоциировались с матрицей Z_i и были представлены соответствующим набором столбцов $q_i = l_i p_i$, где l_i – количество градаций i -го случайного группирующего признака. Количество таких столбцов соотносилось с размерностью матрицы:

$$q = \sum_{i=1}^k q_i = \sum_{i=1}^k l_i p_i. \quad (2)$$

Матрица Z_i формировалась с применением тензорных произведений Кронекера блоков J и X и соотносится со случайным эффектом:

$$Z_i = (J_i^T * X_i^T)^T = \begin{bmatrix} J_{i1}^T \otimes X_{i1}^T \\ J_{i2}^T \otimes X_{i2}^T \\ \vdots \\ J_i^T \otimes X_i^T \end{bmatrix} \quad (3)$$

где * и \otimes – произведения Хатри-Рао и Кронекера [24];

J_{ij}^T и X_{ij}^T – векторы строк j -й строки J_i и X_i . Эти строки соответствуют j -му элементу зависимого признака.

Полная матрица модели случайных эффектов Z строилась из $k \geq 1$ блоков:

$$Z = [Z_1 Z_2 \dots Z_k]. \quad (4)$$

Исходную выборку разбивали на две части: обучающую, на базе которой создается экспериментальная математическая модель, которая была использована для оценки полученной модели, и тестовая. В обучающей выборке было задействовано 166766 записей о животных, в тестовой — 35762. Использовались только записи о дочерях быков, имеющих не менее 7 потомков в стаде, вследствие ограничения ряда критериев по объему совокупностей. Сопоставление моде-

лей осуществлялось с использованием критериев Акаике и Шварца [25].

РЕЗУЛЬТАТЫ ИССЛЕДОВАНИЙ И ИХ ОБСУЖДЕНИЕ

Построена смешанная линейная модель изменчивости удоя с учетом влияния фиксированных и случайных факторов:

$$\text{Удой} = \text{ГО} + \text{ГЗ} + \text{СО} + \text{СЗ} + \text{СО} : \text{ГО} + \text{ГЗ} : \text{СЗ} + \text{ГО} : \text{ГЗ} + \text{СО} : \text{СЗ} + (1 | \text{ID}) + (1 | \text{Лактация}) + (1 | \text{В1ПО}) + (1 | \text{В1ОТ}) + (1 | \text{О}). \quad (5)$$

Проведенная оценка модели показала достаточно высокую точность прогноза по тестовой выборке с новыми градациями случайных факторов. Это подтверждают коэффициенты корреляции Пирсона, Спирмена и Кендалла, которые составили $0,905 \pm 0,005$ ($R^2 = 0,819$); $0,903 \pm 0,005$ ($R^2 = 0,815$) и $0,734 \pm 0,006$ ($R^2 = 0,539$) соответственно между прогнозируемыми и наблюдаемыми уровнями удоя. Коэффициент детерминации по Кендаллу по сравнению с другими коэффициентами указывал на возможное наличие выбросов, что ожидаемо для такого массива данных. Доля интерпретируемой дисперсии была достаточно высока при

Таблица 1

Роль фиксированных факторов в изменчивости удоя
Role of fixed factors in milk yield variability

Фактор	df	SS Effect	MS Effect	F
ГО	20	3867006343	193350317	186,6
ГЗ	20	846344821	42317241	40,8
СО	3	523622364	174540788	168,5
СЗ	3	136825103	45608368	44,0
ГО:СО	58	645445340	11128368	10,7
ГЗ : СЗ	58	139749278	2409470	2,33
ГО : ГЗ	44	90102808	2047791	1,98
СО : СЗ	9	498777656	55419740	53,5

использовании только фенотипических данных. Ожидается, что введение в модель данных по SNP приведёт к увеличению этого показателя и точности модели.

Оценку вклада фиксированных факторов в изменчивость зависимого признака осу-

источников учтённых случайных эффектов – 58,5 и 69,0% соответственно. Причиной такого явления являются повторяемость, родственные связи и в меньшей степени физиологические особенности животных, проявляющиеся в условиях племенного завода с

Таблица 2

Изменчивость случайных эффектов
Variability in random effects

Источник изменчивости	n	σ^2	σ	Доля σ^2 , %	Доля σ , %
ID	16011	756856	869,97	30,3	26,6
ВЛОТ	2619	33592	183,28	1,40	5,6
Отец	165	264306	514,11	10,6	15,7
ВПО	23	3008	54,84	0,10	1,7
Лактация	10	403068	634,88	16,1	19,0
Остаточный	-	1036127	1017,90	41,5	31,0
Общая	34387	2496957	3274,98	100	100

ществляли с помощью дисперсионного анализа (табл. 1).

Год и сезон отёла показали самую высокую долю межгрупповой изменчивости, что свидетельствовало о значимой роли этих факторов в прогнозе зависимого признака. Это объясняется изменяющимися условиями кормления и содержания на протяжении 20 лет наблюдений. Меньшую долю дисперсии можно было интерпретировать влиянием года и сезона окончания лактации. Отмечалась особая роль сезонности начала и окончания лактации, которая у определённой доли стада соотносилась с разными годами.

Установлено, что точность прогноза изучаемого показателя молочной продуктивности зависела от некоторых случайных факторов, среди которых ключевую роль играла идентификационная информация о животном (табл. 2).

Полученные результаты объясняются скоррелированностью исходного массива данных и подтверждаются долями дисперсии и стандартного отклонения по совокупности

интенсивным характером их производственного использования. Визуализация вклада случайных предикторов позволила наглядно оценить не только величину, но плотность распределения остатков в пределах их градаций (рис. 1).

Очевидно, что включенные в модель эффекты позволили значительно снизить погрешность прогноза и указывали на необходимость их учёта при построении подобных моделей. Такой подход активно реализуется за рубежом, но в России так и не нашел своего широкого применения.

Дальнейшая оценка модели основывалась на получении коэффициентов регрессии по фиксированным предикторам (табл. 3). Учитывая относительную точность оценок уровней значимости в моделях данного типа, приведены только значения t-критерия с уровнями, превышающими либо равными 1,9.

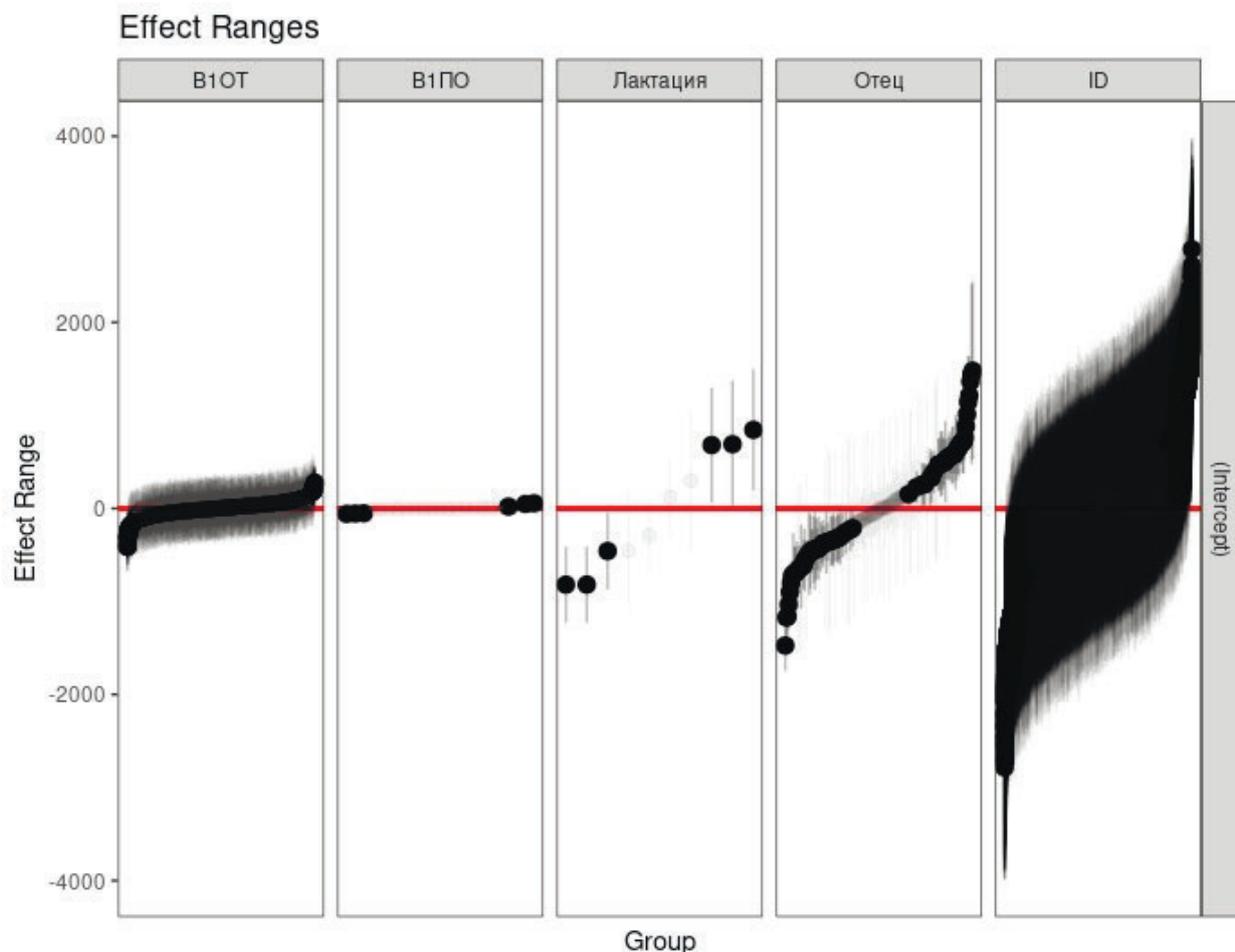


Рис. 1. «Шумовой эффект» случайных факторов
 Fig. 1. "Noise effect" of random factors

Таблица 3

Роль фиксированных эффектов в изменчивости удоя за 305 дней лактации
 Role of fixed effects in the variability of milk yield over 305 days of lactation

Фиксированные эффекты	β	β	t
ГЗ (2001)	963,316	271,760	3,545
ГЗ (2002)	1318,961	298,410	4,420
ГЗ (2003)	1593,230	830,677	1,918
ГЗ (2006)	3077,794	1049,197	2,933
ГЗ (2008)	4161,442	1932,811	2,153
ГЗ (2009)	5701,691	1938,890	2,941
ГЗ (2010)	4622,101	1585,105	2,916
ГЗ (2011)	5261,872	1701,177	3,093
ГЗ (2012)	5513,921	2080,062	2,651
ГЗ (2013)	5028,231	1993,190	2,523
ГЗ (2014)	5920,540	1683,749	3,516
ГЗ (2015)	5939,517	2022,500	2,937
ГЗ (2016)	6049,400	1921,538	3,148
ГЗ (2017)	6534,332	1858,486	3,516
ГЗ (2018)	7687,006	1903,232	4,039
ГЗ (2019)	7606,740	903,036	3,997

ВЕТЕРИНАРИЯ И ЗООТЕХНИЯ

ГЗ (2020)	7794,202	1898,012	4,107
СО (зима)	315,956	125,475	2,518
СО (лето)	-412,277	119,740	-3,443
СЗ (лето)	426,510	94,402	4,518
СЗ (осень)	363,309	100,984	3,598
ГО (2005) : СО (зима)	-335,489	152,881	-2,194
ГО (2006) : СО (зима)	-341,521	155,189	-2,201
ГО (2009) : СО (зима)	-518,707	154,409	-3,359
ГО (2015) : СО (зима)	-296,755	146,572	-2,025
ГО (2018) : СО (зима)	-367,717	147,646	-2,491
ГО (2019) : СО (зима)	-453,927	152,637	-2,974
ГО (2004) : СО (лето)	-414,541	148,897	-2,784
ГО (2005) : СО (лето)	-570,137	146,700	-3,886
ГО (2006) : СО (лето)	-537,102	148,039	-3,628
ГО (2008) : СО (лето)	-393,728	146,838	-2,681
ГО (2018) : СО (лето)	-277,989	141,682	-1,962
ГО (2019) : СО (лето)	-343,334	149,802	-2,292
ГО (2005) : СО (осень)	-559,262	163,209	-3,427
ГО (2006) : СО (осень)	-471,238	165,993	-2,839
ГО (2007) : СО (осень)	750,607	164,420	4,565
ГО (2008) : СО (осень)	-344,391	162,458	-2,120
ГО (2009) : СО (осень)	-381,921	164,605	-2,320
ГО (2010) : СО (осень)	-364,740	162,070	-2,251
ГО (2013) : СО (осень)	-356,740	162,015	-2,202
ГО (2015) : СО (осень)	-349,810	158,213	-2,211
ГО (2016) : СО (осень)	330,803	157,646	2,098
ГО (2018) : СО (осень)	-554,810	156,842	-3,537
ГО (2019) : СО (осень)	-415,020	160,784	-2,581
ГЗ (2001) : СЗ (зима)	-653,847	330,329	-1,979
ГЗ (2003) : СЗ (зима)	-657,017	321,183	-2,046
ГЗ (2004) : СЗ (зима)	-660,266	319,496	-2,067
ГЗ (2005) : СЗ (зима)	-846,070	318,734	-2,654
ГЗ (2006) : СЗ (зима)	-788,223	320,271	-2,461
ГЗ (2007) : СЗ (зима)	-696,923	319,216	-2,183
ГЗ (2008) : СЗ (зима)	-624,976	321,188	-1,946
ГЗ (2009) : СЗ (зима)	-971,117	321,128	-3,024
ГЗ (2010) : СЗ (зима)	-799,570	320,103	-2,498
ГЗ (2011) : СЗ (зима)	-652,344	320,935	-2,033
ГЗ (2012) : СЗ (зима)	-661,158	321,255	-2,058
ГЗ (2013) : СЗ (зима)	-635,338	321,561	-1,976
ГЗ (2014) : СЗ (зима)	-813,399	318,851	-2,551
ГЗ (2015) : СЗ (зима)	-742,616	318,401	-2,332
ГЗ (2016) : СЗ (зима)	-750,014	318,065	-2,358
ГЗ (2017) : СЗ (зима)	-836,409	318,338	-2,627
ГЗ (2018) : СЗ (зима)	-947,325	317,674	-2,982
ГЗ (2019) : СЗ (зима)	-951,571	317,588	-2,996

ГЗ (2020) : СЗ (зима)	-595,629	305,589	-1,949
ГЗ (2001) : СЗ (лето)	-319,523	155,949	-2,049
ГЗ (2002) : СЗ (лето)	-362,813	136,145	-2,665
ГЗ (2003) : СЗ (лето)	-250,832	129,171	-1,942
ГЗ (2005) : СЗ (лето)	-311,347	127,934	-2,434
ГЗ (2006) : СЗ (лето)	-315,901	128,420	-2,460
ГЗ (2009) : СЗ (лето)	-285,837	123,437	-2,316
ГЗ (2010) : СЗ (лето)	-440,697	124,215	-3,548
ГЗ (2011) : СЗ (лето)	-326,598	124,877	-2,615
ГЗ (2012) : СЗ (лето)	-317,359	128,094	-2,478
ГЗ (2013) : СЗ (лето)	-252,273	125,871	-2,004
ГЗ (2014) : СЗ (лето)	-339,911	121,573	-2,796
ГЗ (2015) : СЗ (лето)	-254,432	123,747	-2,056
ГЗ (2016) : СЗ (лето)	-306,542	118,801	-2,580
ГЗ (2018) : СЗ (лето)	-238,008	117,215	-2,031
ГЗ (2004) : СЗ (осень)	-295,624	129,331	-2,286
ГЗ (2005) : СЗ (осень)	-424,727	135,171	-3,142
ГЗ (2007) : СЗ (осень)	-353,743	129,234	-2,737
ГЗ (2009) : СЗ (осень)	-267,065	129,732	-2,059
ГЗ (2010) : СЗ (осень)	-452,445	126,206	-3,585
ГЗ (2011) : СЗ (осень)	-336,129	127,412	-2,638
ГЗ (2012) : СЗ (осень)	-317,939	127,248	-2,499
ГЗ (2014) : СЗ (осень)	-374,770	125,393	-2,989
ГЗ (2015) : СЗ (осень)	-408,451	124,627	-3,277
ГЗ (2018) : СЗ (осень)	-324,096	121,984	-2,657
ГЗ (2019) : СЗ (осень)	-531,755	116,752	-4,555
ГО (2018) : ГЗ (2019)	277,270	145,279	1,909
СО (зима) : СЗ (зима)	334,201	49,494	6,752
СО (лето) : СЗ (зима)	554,154	61,022	9,081
СО (осень) : СЗ (зима)	432,182	67,652	6,388
СО (лето) : СЗ (лето)	264,122	49,041	5,386
СО (осень) : СЗ (лето)	-296,896	70,329	-4,222
СО (зима) : СЗ (осень)	-152,040	65,087	-2,336
СО (лето) : СЗ (осень)	321,497	62,851	5,115
СО (осень) : СЗ (осень)	230,790	77,273	2,987

Примечание. β —коэффициент регрессии, β_e — ошибка коэффициента регрессии, t - критерий Стьюдента

Наибольшее количество градаций со значимым вкладом в изменчивость зависимой переменной отмечалось среди взаимодействующих факторов, где особо выделялся фактор «Год запуска : Сезон запуска» (47 уровней). В то же время «Год отела : Сезон отела» имел почти вдвое меньшее число градаций – 23. Несмотря на это, стоит отметить, что число градаций со значениями t -критерия, пре-

вышающего 3, у фактора «Год отела : Сезон отела» было значительно более высоким. Это согласовывалось с данными табл. 1 и выражалось в соответствующих величинах F -критерия. Интересной особенностью можно считать значения угловых коэффициентов по факторам «Сезон отела» и «Сезон запуска». Очевидно, что для коров в условиях племенного завода более существенное значение

имел сезон года, в котором они начинали лактировать, по сравнению с сезоном окончания лактации. Молочная продуктивность преимущественно имела тенденцию к изменению в летний и зимний периоды вне зависимости от учётного года («С0 (лето) : С3 (зима)»; $t = 9,08$), а её пик за весь период наблюдений был достигнут в последние 3 года, что соответствовало самым высоким уровням коэффициентов регрессии и t-критериев случайного эффекта «Год запуска».

Характеристика построенной модели сопровождалась построением диаграммы рассеяния предсказанных и наблюдаемых значений (рис. 2). Полученные результаты показали приемлемый уровень аппроксимации с относительно невысокой долей выбросов, которые не имели существенного влияния на интерпретацию изменчивости удоя. Каждому

учётному году отёла соответствовал свой цвет, а распределение точек на диаграмме было однонаправленным, что и объясняло высокую точность модели.

С целью характеристики распределения остатков были построены гистограмма распределения и график «квантиль – квантиль» (рис. 3). Как уже отмечалось, разница в значениях коэффициентов корреляции привела к предположению о присутствии выбросов в остатках. Это подтверждается наличием «хвостов» в распределении квантилей. Тем не менее подавляющее большинство наблюдений хорошо описывалось гауссовским распределением. Наличие выбросов объясняется тем, что у небольшой части животных, данные которых остались в выборке после их усечения, тем не менее в определенных условиях среды указывали на сниженный удой

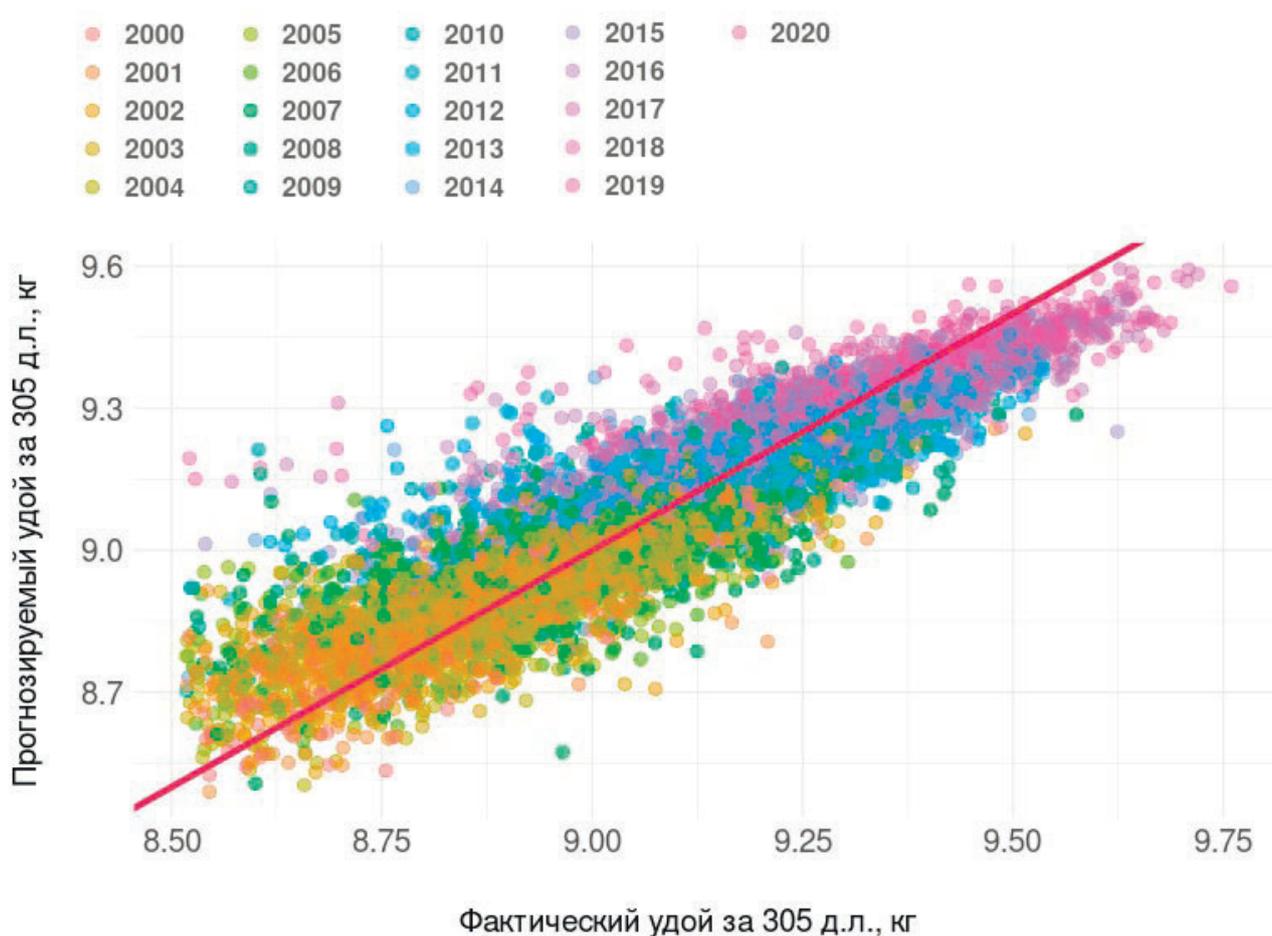


Рис. 2. Соответствие ожидаемого и фактического удоя с учётом фактора года
 Fig. 2. Correlation of expected and actual milk yield with year factor

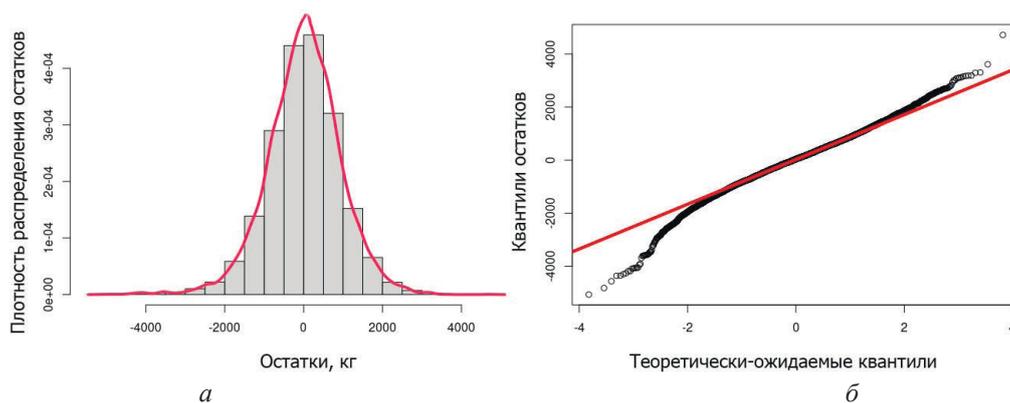


Рис. 3. Распределение остатков: а – гистограмма; б – диаграмма «квантиль – квантиль»
 Fig. 3. Distribution of residuals: a – histogram; b – quantile-quantile diagram

по сравнению с ожидаемым. Однако это не отражало в полной мере их генетический потенциал, а являлось следствием негативного влияния условий кормления и содержания. Считаем, что прогнозные значения точнее отражают племенную ценность большинства таких особей, по которым остатки демонстрировали граничные значения.

ВЫВОДЫ

1. Фиксированные факторы оказывают влияние на вариабельность удоя. О величине их вклада можно судить по значениям критерия Фишера: ГО (186,6) – СО (168,5) – СО : СЗ (53,5) – СЗ (44,0) – ГЗ (40,8) – ГО : СО (10,7) – ГЗ : СЗ (2,33) – ГО : ГЗ (1,98)

2. Удой является количественным признаком, контролируемым множеством взаимодействующих генов, экспрессия которых регулируется условиями среды. Это необхо-

димо учитывать в перспективных математических моделях. Построенная смешанная регрессионная модель включала в себя паратипические факторы, которые значимо влияют на изменчивость удоя за 305 дней лактации. Учтены ряд случайных эффектов, которые воздействуют на градации фиксированных факторов и обуславливают комплексную природу вариабельности удоя.

3. Полученные результаты дают основание утверждать, что применение традиционных регрессионных моделей в селекционно-племенной работе не всегда является целесообразным.

4. В ряде случаев модельные значения могут более точно описывать племенную ценность по сравнению с наблюдаемыми. Таким образом, считаем целесообразным вместо эмпирических данных в карточках племенной ценности животного приводить аппроксимированные результаты моделирования во взрослом эквиваленте.

БИБЛИОГРАФИЧЕСКИЙ СПИСОК

1. Камалдинов Е.В. Каноническая дискриминантная модель влияния генотипа отца на некоторые интерьерные показатели его потомков у свиней // Вестник Красноярского аграрного университета. – 2012. – № 1. – С. 117–122.
2. Genetic selection of high-yielding dairy cattle toward sustainable farming systems in a rapidly changing world / L.F. Brito, N. Bedere, F. Douhard [et al.] // Animal. – 2021. – P. 100292. – DOI: 10.1016/j.animal.2021.100292.

3. *Neethirajan S.* The role of sensors, big data and machine learning in modern animal farming // Sensing and Bio-Sensing Research. – 2020. – Vol. 29. – P. 100367. – <https://doi.org/10.1016/j.sbsr.2020.100367>.
4. *Unraveling genetic sensitivity of beef cattle to environmental variation under tropical conditions / R. Carvalheiro, R. Costilla, H.H.R. Neves [et al.]* // Genet Sel Evol. – 2019. – Vol. 51. – P. 29. – DOI: 10.1186/s12711-019-0470-x.
5. *Genotype-environment interaction for age at first calving in Holstein cows in Brazil / J.C. Santos, C.H.M. Malhado, P.L.S. Carneiro [et al.]* // Vet Anim Sci. – 2020. – Vol. 9. – P. 100098. – DOI: 10.1016/j.vas.2020.100098.
6. *Comparative Transcriptomic and Proteomic Analyses Identify Key Genes Associated With Milk Fat Traits in Chinese Holstein Cows / C. Zhou, D. Shen, C. Li [et al.]* // Front Genet. – 2019. – Vol. 10. – P. 672. – DOI: 10.3389/fgene.2019.00672.
7. *Genotype by environment interaction for gene expression in Drosophila melanogaster / W. Huang, M.A. Carbone, R.F. Lyman [et al.]* // Nat Commun. – 2020. – Vol. 11. – P. 5451. – DOI: 10.1038/s41467-020-19131-y.
8. *Zhang Z., Kargo M., Su G.* Genotype-by-environment interaction of fertility traits in Danish Holstein cattle using a single-step genomic reaction norm model // Herediti. – 2019. – Vol. 123. – P. 202–214. – DOI: 10.1038/s41437-019-0192-4.
9. *Никитин С.В., Князев С.П.* Отбор и адаптация в популяциях домашних свиней. – Lambert Academy Publishing, 2015. – 228 с.
10. *Falconer D.S., Mackay T.F.C.* Introduction to Quantitative Genetics. – Pearson-Longman, Essex, U.K., 1996. – 480 p.
11. *Mrode R.A.* Linear models for the prediction of animal breeding values. – Wallingford: CAB International Publ., 2014. – 360 p.
12. *Fitting lactation curves in a Colombian Holstein herd using nonlinear models / N.P. Duque, J. Casellas, J.H. Quijano [et al.]* // Revista Facultad Nacional de Agronomía Medellín. – 2018. – Vol. 71, N 2. – P. 8459–8468.
13. *Моделирование объёма туловища по линейным признакам скота / А.Ф. Петров, Е.В. Камалдинов, О.Д. Панфёрова [и др.]* // Сибирский вестник сельскохозяйственной науки. – 2020. – Вып. 50, № 6. – С. 106–114.
14. *Fitting Linear Mixed-Effects Models Using lme4 / D. Bates, M. Mächler, B. Bolker, S. Walker* // Journal of Statistical Software. – 2015. – Vol. 67(1). – P. 1–48. – <https://doi.org/10.18637/jss.v067.i01>.
15. *Use of Random Regression Test-Day Model to Estimate Genetic Parameters of Milk Yield in Holstein Cows / Y. Fazel, M. Fozzi, A. Esmailizadeh [et al.]* // Open Journal of Animal Sciences. – 2018 – Vol. 8. – P. 27–38. – DOI: 10.4236/ojas.2018.81003.
16. *Assessment of the variability of reproductive abilities of a black and white cattle using genealogical data and paratypical factors / E.V. Kamaldinov, O.D. Panferova, O.V. Efremova, V.G. Marenkov, A.F. Petrov, I.N. Ryumkina* // Data in Brief. – 2021. – Vol. 35. – P. 106842. – DOI:10.1016/j.dib.2021.106842.
17. *Fitting milk production curves through nonlinear mixed models / M. Piccardi, R. Macchiavelli, A. Funes [et al.]* // Journal of Dairy Research. – 2017. – Vol. 84, N 2. – P. 146-153. – DOI: 10.1017/S0022029917000085.
18. *New variable selection for linear mixed-effects models undefined / X.L. Wu, X. Luo, P. Xu, L. Zhu* // Ann Inst Stat Math. – 2017. – Vol. 69. – P. 627–646. – DOI: 10.1007/s10463-016-0555-z.
19. *Bayesian estimation of genetic variance and response to selection on linear or ratio traits of feed efficiency in dairy cattle / M.S. Islam, J. Jensen, P. Løvendahl [et al.]* // J Dairy Sci. – 2020. – Vol. 103, N 10. – P. 9150–9166. – DOI: 10.3168/jds.2019-17137.
20. *Pretorius A.L., van der Merwe A.J.* A nonparametric Bayesian approach for genetic evaluation in animal breeding // South African Journal of Animal Science. – 2000. – Vol. 30, N 2. – P. 138–148.
21. *Improving genetic evaluation using a multitrait single-step genomic model for ability to resume cycling after calving, measured by activity tags in Holstein cows / A. Ismael, P. Løvendahl, A. Fogh, [et al.]* // J Dairy Sci. – 2017 – Vol. 100, N 10. – P. 8188–8196. – DOI: 10.3168/jds.2017-13122.

22. *Reliability of breeding values between random regression and 305-day lactation models* Pesq. agropec. bras. / A.H. Padilha, H. Padilha, J.A. Cobuci [et al.] // Brasília. – 2016. – Vol. 51, N 11. – P. 1848–1856. – DOI: 10.1590/S0100-204X2016001100007.
23. Бугаков Ю.Ф., Лабузова И.М., Шефер Н.А. Ирменский тип чёрно-пёстрого скота: слагаемые успеха. – Новосибирск – Верх-Ирмень: НГТУ, 2007. – 295 с.
24. Liu S., Trenkler G. Hadamard, Khatri-Rao, Kronecker and other matrix products // International Journal of Information and Systems Sciences. – 2008. – Vol. 4, N 1. – P. 160–177.
25. Ludden T.M., Beal S.L., Sheiner L.B. Comparison of the Akaike Information Criterion, the Schwarz criterion and the F test as guides to model selection // J Pharmacokinet Biopharm. – 1994. – Vol. 22, N 5. – P. 431–445. – DOI: 10.1007/BF02353864.

REFERENCES

1. Kamaldinov E.V., *Vestnik Krasnojarskogo agrarnogo universiteta*, 2012, No. 1, pp. 117–122. (In Russ.)
2. Brito L.F., Bedere N., Douhard F., Oliveira H.R., Arnal M., Peñagaricano F., Schinckel A.P., Baes C.F., Miglior F., Genetic selection of high-yielding dairy cattle toward sustainable farming systems in a rapidly changing world, *Animal*, 2021, pp. 100292, DOI: 10.1016/j.animal.2021.100292.
3. Neethirajan S., The role of sensors, big data and machine learning in modern animal farming, *Sensing and Bio-Sensing Research*, 2020, Vol. 29, pp. 100367. <https://doi.org/10.1016/j.sbsr.2020.100367>.
4. Carvalheiro R., Costilla R., Neves, H.H.R., Albuquerque L.G., Moore S., Hayes B.J., Unraveling genetic sensitivity of beef cattle to environmental variation under tropical conditions, *Genet Sel Evol*, 2019, Vol.51, pp.29, DOI: 10.1186/s12711-019-0470-x.
5. Santos J.C., Malhado C.H.M., Carneiro P.L.S., de Rezende M.P.G., Cobuci J.A., Genotype-environment interaction for age at first calving in Holstein cows in Brazil, *Vet Anim Sci.*, 2020, Vol. 9, pp. 100098, DOI: 10.1016/j.vas.2020.100098.
6. Zhou C., Shen D., Li C., Cai W., Liu S., Yin H., Shi S., Cao M., Zhang S., Comparative Transcriptomic and Proteomic Analyses Identify Key Genes Associated With Milk Fat Traits in Chinese Holstein Cows, *Front Genet*, 2019, Vol. 10, pp. 672, DOI: 10.3389/fgene.2019.00672.
7. Huang W., Carbone M.A., Lyman, R.F., Anholt R.R.H., Mackay T.F.C., Genotype by environment interaction for gene expression in *Drosophila melanogaster*, *Nat Commun*, 2020, Vol. 11, pp. 5451, DOI: 10.1038/s41467-020-19131-y.
8. Zhang Z., Kargo M., Su G., Genotype-by-environment interaction of fertility traits in Danish Holstein cattle using a single-step genomic reaction norm model, *Heredity*, 2019, Vol. 123, pp. 202–214, DOI: 10.1038/s41437-019-0192-4.
9. Nikitin S.V., Knyazev C.P., Otkor i adaptacija v populacijah domashnih svinej (Selection and adaptation in domestic pig populations), *Lambert Academy Publishing*, 2015, 228 p. (In Russ.)
10. Falconer D.S., Mackay T.F.C., *Introduction to Quantitative Genetics*, Pearson-Longman, Essex, U.K., 1996, 80 p. (In Russ.)
11. Mrode R.A., *Linear models for the prediction of animal breeding values*, Wallingford: CAB International Publ., 2014, 360 p.
12. Duque N.P., Casellas J., Quijano J.H., Casals R., Such X., Fitting lactation curves in a Colombian Holstein herd using nonlinear models, *Revista Facultad Nacional de Agronomía Medellín*, 2018, Vol. 71, No. 2, pp. 8459–8468.
13. Petrov A.F., Kamaldinov E.V., Panferova O.D., Efremova O.V., Rogozin V.A., *Sibirskij vestnik sel'skohozjajstvennoj nauki*, 2020, No. 50 (6), pp. 106–114. (In Russ.)

14. Bates D., Mächler M., Bolker B., Walker S., Fitting Linear Mixed-Effects Models Using lme4, *Journal of Statistical Software*, 2015; Vol. 67(1), pp. 1–48, <https://doi.org/10.18637/jss.v067.i01>.
15. Fazel Y., Fozi M., Esmailizadeh A., Fazel F., Niazi A., Rahmati S., Qasimi M., Use of Random Regression Test-Day Model to Estimate Genetic Parameters of Milk Yield in Holstein Cows, *Open Journal of Animal Sciences*, 2018, Vol. 8, pp. 27–38, DOI: 10.4236/ojas.2018.81003.
16. Kamaldinov E.V., Panferova O.D., Efremova O.V., Marenkov V.G., Petrov A.F., Ryumkina I.N., Assessment of the variability of reproductive abilities of a black and white cattle using genealogical data and paratypical factors, *Data in Brief*, 2021, Vol. 35, pp. 106842, DOI:10.1016/j.dib.2021.106842.
17. Piccardi M., Macchiavelli, R., Funes, A., Bó, G., & Balzarini, M., Fitting milk production curves through nonlinear mixed models, *Journal of Dairy Research*, 2017, Vol. 84, No. 2, pp. 146–153, DOI: 10.1017/S0022029917000085.
18. Wu X.L., Luo X., Xu P., Zhu L., New variable selection for linear mixed-effects models undefined, *Ann Inst Stat Math*, 2017, Vol. 69, pp. 627–646, DOI: 10.1007/s10463-016-0555-z.
19. Islam M.S., Jensen J., Løvendahl P., Karlskov-Mortensen P., Shirali M., Bayesian estimation of genetic variance and response to selection on linear or ratio traits of feed efficiency in dairy cattle, *J Dairy Sci.*, 2020, Vol. 103, No. 10, pp. 9150–9166, DOI: 10.3168/jds.2019-17137.
20. Pretorius A.L., van der Merwe A.J., A nonparametric Bayesian approach for genetic evaluation in animal breeding, *South African Journal of Animal Science*, 2000, Vol. 30, No. 2, pp. 138–148.
21. Ismael A., Løvendahl P., Fogh A., Lund M.S., Su G., Improving genetic evaluation using a multitrait single-step genomic model for ability to resume cycling after calving, measured by activity tags in Holstein cows, *J Dairy Sci.*, 2017, Vol. 100, No. 10, pp. 8188–8196, DOI: 10.3168/jds.2017-13122.
22. Padilha A.H., Padilha H.Cobuci J.A., dos Santos Daltro D., Neto J.B., Reliability of breeding values between random regression and 305-day lactation models Pesq. agropec. bras., *Brasília*, 2016, Vol. 51, No. 11, pp. 1848–1856, DOI: 10.1590/S0100-204X2016001100007.
23. Bugakov Yu.F., Labuzova I.M., Schaefer N.A., *Irmenskij tip chjorno-pjostrogo skota: slagaemye uspeha* (Irmen type of black-and-white cattle: components of success), Novosibirsk - Verh-Irmen: NSTU, 2007, 295 p.
24. Liu S., Trenkler G. Hadamard, Khatri-Rao, Kronecker and other matrix products, *International Journal of Information and Systems Sciences*, 2008, Vol. 4, No. 1, pp. 160-177.
25. Ludden T.M., Beal S.L., Sheiner L.B., Comparison of the Akaike Information Criterion, the Schwarz criterion and the F test as guides to model selection, *J Pharmacokinet Biopharm.*, 1994, Vol. 22, No. 5, pp. 431–445.