

УДК 636. 4.082.033

ВИКОРИСТАННЯ МАТЕМАТИЧНИХ ФУНКЦІЙ ДЛЯ ВИЗНАЧЕННЯ ЗАКОНОМІРНОСТЕЙ РОСТУ ТА ПРОГНОЗУВАННЯ ЖИВОЇ МАСИ СВИНЕЙ

Коваленко В.П. – д.с.-г.н., Херсонський ДАУ;

Стрижак Т.А. – к.с.-г.н.,

Хватов А.І. – к.с.-г.н.,

Хватова М.А. – м.н.с.,

Акімов О.В. – к.с.-г.н., Інститут тваринництва НААН

Постановка проблеми. Математичні моделі прогнозування росту свиней, узагальнюючі експериментальні дані та згладжування окремих відхилень надають можливість встановити загальні закономірності росту. За кривими росту можлива як інтерполяція (відновлення минулої втраченої інформації), так і екстраполяція, тобто раннє прогнозування майбутньої продуктивності. Це забезпечує зменшення об'ємів і тривалості експериментальних досліджень. Криву росту можливо розбити на окремі частини, визначити значення їх констант, що будуть характеризувати динаміку росту.

Завдання і методика досліджень. Завданням досліджень було визначення можливостей використання генетико-математичних моделей роту різних конструкцій для раннього прогнозування кінцевих показників росту у різні вікові періоди, їх точність прогнозу та адекватності прогностичних і фактичних форм кривої росту. При вивченні росту і розвитку в онтогенезі були використані розробки відомих вчених І. Шмальгаузена [1], С. Броді [2], Ю. Свечина [3], Т. Бріджеса [4], Дж. Франца і Дж. Х. М. Торнлі [5], М.Браславця та Т. Гуревич [6] в модифікаціях В.П. Коваленко. Окремі способи математичного узагальнення експериментальних даних та їх математично-графічне опрацювання, які найчастіше використовуються в наукових дослідженнях, були такі :

$$\text{модель Броді:} \quad W_t = W_\infty (1 - be^{-kt}) ; \quad (1)$$

$$\text{модель Бріджеса:} \quad W_t = W_\infty (1 - e^{-a(t+t_0)^k}) ; \quad (2)$$

$$\text{модель Річардса:} \quad W_t = W_o W_t / [W_o + (W_t^n - W_o^n) e^{-kt}]^{\frac{1}{n}} ; (3)$$

$$\text{модель Гомпертца:} \quad W_t = W_o \exp[A(1 - e^{-Dt}) / D] ; \quad (4)$$

$$\text{модель Пюттера - Берталанффі:} \quad W_t = W_\infty (1 - \exp(-k^{(t+t_0)^d})^b) ; \quad (5)$$

$$\text{Експоненційна модель:} \quad W_t = W_\infty \exp(A_1 t_1 + A_2 t_2 + A_3 t_3) ; \quad (6)$$

$$\text{Логістична функція:} \quad W_t = W_\infty / (1 + 10^k + a^t + W_o) . \quad (7)$$

Результати досліджень. Дослідження були проведені у ВСАТ „Агрокомбінат „Слобожанський” Чугуївського району Харківської області в умовах племінного заводу промислового свинарського комплексу впродовж 2002-2010 років, методом груп-аналогів за такою схемою (табл. 1, 2).

Таблиця 1 - Схема першого дослідження (I)

Група	Призначення групи	Матки		Кнури		Породність молодяку
		порода	n	порода	n	
I	контрольна	УВБ	15	УВБ	3	чистопородний
II	дослідна	УВБ	15	ФВБ	3	чистопородний УВБ x ФВБ
III	дослідна	УВБ	15	АВБ	3	чистопородний УВБ x АВБ

Примітка. УВБ – велика біла порода вітчизняної селекції,
ФВБ – велика біла французької селекції,
АВБ – велика біла англійської селекції.

Таблиця 2 - Схема другого дослідження (II)

Група	Призначення групи	Матки		Кнури		Породність молодяку
		порода	n	порода	n	
I	контрольна	УВБ	15	УВБ	3	чистопородний
II	дослідна	УВБ	15	ДЛ	3	помісний УВБ x ДЛ
III	дослідна	УВБ	15	ФЛ	3	помісний УВБ x ФЛ
IV	дослідна	УЛ	15	ДЛ	3	чистопородний
V	дослідна	УЛ	15	ФЛ	3	чистопородний

Примітка. УВБ – велика біла вітчизняної селекції, ДЛ – ландрас датської селекції, ФЛ – ландрас французької селекції, УЛ – ландрас вітчизняної селекції

За даними щорічної комплексної оцінки (бонітування) ремонтного молодяку і перевірюваних кнурців та свинок порід великої білої, ландрас, у заводі ВСАТ „Агрокомбінат „Слобожанський” була проведена порівняльна оцінка шляхом моделювання ефективності використання математичних функцій типу Броді–Шмальгаузена, Пюттера–Берталанффі, Гомпертца, логістичної функції.

Моделі визначають константи росту свиней у віковій динаміці і надають можливість раннього прогнозування в наступні періоди онтогенезу, виходячи з початкової маси. Логістична функція передбачає, що швидкість росту прямо пропорційна масі (розміру) тварини в ранній момент часу. Крива має точку перегику. Відносна швидкість росту зменшується пропорційно зростанню кінцевої маси, тобто до досягнення точки перегику вона зменшується прискорено, а після її досягнення - повільно. Крива росту близька до прямолінійної. На думку С. Броді, малоімовірним є симетричні криві росту тварини. У цьому її недолік. Рівняння І. Шмальгаузена і С. Броді має вигляд параболи. Параметри рівняння легко визначаються.

Усього опрацьовано 2400 голів свинок, 75 голів кнурів. У процесі моделювання визначали ступінь співпадання фактичної й розрахункової живої маси у віці 2, 4, 6, 8, 10 і 12 місяців, достовірність оцінки за критерієм Фішера (F_1), коефіцієнти детермінації моделі (R^2), кореляції фактичної і очікуваної живої маси (r), (табл. 3, 4). Критерій Фішера був високдостовірний ($F =$ від 1567 до

9374), коефіцієнти множинної детермінації і кореляції експеримент – модель” на рівні 0,9997.

Помилка прогнозування коливалася в різних вікових групах у всіх моделях у межах від 0,23% до 15,34%. При використанні моделі Броді–Шмальгаузена точність прогнозу показника росту була найвищою і збільшувалась зі збільшенням віку, що адекватно дійсності (з 2,9% до 0,3%).

Таблиця 3 - Ступінь співпадання фактичної й очікуваної живої маси ремонтного молодняку свиней породи велика біла у різні вікові періоди, I дослід у відсотках

Вік	Математичні функції			
	Броді–Шмальгаузена	Пюттера-Берталанффі	Гомпертца	логістична
2	- 2,94	- 0,10	- 4,28	0,07
4	1,38	- 3,11	- 5,40	- 2,60
6	1,18	1,01	2,33	9,97
8	- 0,81	1,19	3,74	7,70
10	- 0,48	0,94	2,33	- 2,94
12	0,34	-0,88	- 1,95	- 15,34

Найбільші відхилення, тобто похибка прогнозів була відмічена при використанні логістичної функції (з 9,97 % до 15,34 %), похибка прогнозування з віком тварин зростала.

Таблиця 4 - Ступінь співпадання фактичної й очікуваної живої маси ремонтного молодняку у породі ландрас у різні вікові періоди, II дослід у відсотках

Вік	Математичні функції			
	Броді–Шмальгаузена	Пюттера-Берталанффі	Гомпертца	логістична
2	- 6,13	- 0,29	- 2,37	0,06
4	5,62	- 0,28	- 2,32	- 1,77
6	- 0,23	- 1,01	- 0,24	6,25
8	- 1,30	0,24	2,26	6,90
10	- 0,73	0,52	1,65	- 1,64
12	0,73	-0,24	- 1,17	- 11,97

При використанні функції Гомпертца точність прогнозу була меншою, ніж при використанні функції Броді–Шмальгаузена, але крива росту була рівномірною у всі вікові періоди. Можливо, тут у коефіцієнтах, врахована закономірність збільшення точності прогнозу з віком. Функція Пюттера-Берталанффі аналогічна функції Броді–Шмальгаузена. Породні і статеві відмінності в прогнозі лежали в межах вікових особливостей вивчених прогностичних математичних функцій.

Таким чином, точність прогнозу росту свиней за різними математичними функціями з високою достовірністю і коефіцієнтами детермінації коливалися в межах від 84,66 % до 99,94 % або в середньому 92,3 %. Це свідчить про адекватність прогностичної кривої росту фактичній та високу ефективність використання всіх вивчених математичних функцій для прогнозування росту свиней у постнатальному онтогенезі. Проте найбільшою точністю прогнозу (від

97,06 % до 99,66 %), адекватністю прогностичної кривої у всі вікові періоди відзначалася математична функція Броді–Шмальгаузена.

У дослідженнях проведена порівняльна оцінка ефективності використання різних математичних моделей. Встановлено, що рівняння Пюттера-Берталанффі може бути використано для опису росту свиней. Це математичне рівняння представляє зміну живої маси тварини, як функцію часу. Математична функція Гомпертца описує ріст, швидкість якого зменшується експоненційно. Прогноз проведено за 4 та 6 точками на кривій росту (табл. 5).

Таблиця 5 - Фактичні і розрахункові показники росту свиней дослідних груп у динаміці за математичною функцією Бріджеса, II дослід у кілограмах

Вік, місяців	Фактичне	Розрахункове	Фактичне	Розрахункове	Фактичне	Розрахункове	Фактичне	Розрахункове	Фактичне	Розрахункове
	I		II		III		IV		V	
1	5,58	5,67	6,196	6,34	6,55	6,72	6,12	6,21	5,91	5,31
2	15,93	14,59	19,41	17,31	19,84	17,46	16,71	14,99	17,01	15,10
3	25,52	28,27	32,11	34,68	31,45	34,51	27,42	30,11	28,65	31,83
4	49,21	45,80	56,22	56,98	56,64	56,66	53,02	51,75	54,22	54,58
5	64,75	65,28	80,23	80,98	81,45	80,82	76,51	77,20	79,41	79,61
6	84,56	84,26	108,85	102,82	106,51	103,01	102,62	101,01	104,87	101,75

Найбільші відхилення в прогнозі (табл. 6) встановлені в критичні періоди росту–відлучення та початок дорощування (до 11 %).

Таблиця 6 - Відхилення розрахункових показників росту свиней підслідних груп у динаміці від фактичних за Бріджесом, II дослід у відсотках

Вік, міс.	Породні групи				
	I	II	III	IV	V
1	- 1,54	- 2,40	- 2,60	- 1,40	10,13
2	8,43	10,79	11,98	10,28	11,26
3	- 10,76	- 8,00	- 9,72	- 9,78	- 11,08
4	6,92	- 1,36	- 0,03	2,40	- 0,65
5	- 0,81	- 0,93	0,77	- 0,91	- 0,25
6	0,36	5,54	3,29	1,57	2,98

Майже повне співпадання встановлено на заключних етапах контрольного вирощування чи відгодівлі (від 0,25 % до 5,54 %). Коливання відхилень у всі вікові періоди між дослідними групами були незначні у перші 3 місяці відгодівлі. Відмічено значну різницю по відхиленнях окремих груп у 4- і 6-місячному віці. Це пояснюється збільшенням темпів абсолютного приросту в окремих групах, що і вплинуло на підвищення розміру відхилень. Точність прогнозу збільшується зі збільшенням кінцевої живої маси.

Було проведено прогноз зміни живої маси свиней проведено за 4 та 6 точками на кривій росту за рівнянням Річардса (табл. 7).

Таблиця 7 - Фактичні і розрахункові показники росту свиней підслідних груп в динаміці за математичною функцією Річардса, II дослід у кілограмах

Вік, місяців	Фактичне	Розрахункове	Фактичне	Розрахункове	Фактичне	Розрахункове	Фактичне	Розрахункове	Фактичне	Розрахункове
	I		II		III		IV		V	
1	5,58	5,74	6,196	6,22	6,55	6,56	6,12	5,94	5,91	5,75
2	15,93	14,55	19,41	17,70	19,84	18,02	16,71	16,07	17,01	16,26
3	25,52	28,34	32,11	35,81	31,45	35,82	27,42	32,03	28,65	33,11
4	49,21	45,68	56,22	57,49	56,64	57,04	53,02	51,62	54,22	53,77
5	64,75	64,26	80,23	78,97	81,45	78,13	76,51	71,81	79,41	74,77
6	84,56	81,98	108,85	97,68	106,51	96,62	102,62	90,20	104,87	93,54

Найбільші відхилення в прогнозі росту тварин (табл. 8) встановлені в критичні періоди на контрольному вирощуванні підсвинків на відгодівлі (від 2,580 % до 12,426 %).

Таблиця 8 - Відхилення розрахункових показників росту свиней підслідних груп у динаміці від фактичних за Річардсом, II дослід у відсотках

Вік, міс.	Породні групи				
	I	II	III	IV	V
1	- 0,160	- 0,024	- 0,150	0,183	0,168
2	1,380	1,707	1,820	0,645	0,751
3	- 2,820	- 3,698	- 4,365	- 4,600	- 4,459
4	3,530	- 1,276	- 0,394	1,397	0,459
5	0,490	1,259	3,325	4,699	4,642
6	2,580	11,174	9,892	12,426	11,336

Коливання відхилень на етапі відгодівлі у 6 місяців були значними у чистопородного молодняка свиней IV і V групі відповідно 12,426 % і 11,336 %. Відмічено значну різницю за відхиленнями в окремих групах у віці 4 місяців від 1,276 % до 3,530 %, це пояснюється збільшенням абсолютних приростів у IV і V дослідних групах чистопородного, II і III групи помісного молодняка свиней, що вплинуло на збільшення розміру відхилень та поступового відставання між темпами абсолютних приростів у I контрольній групі.

Для вибору ефективних математичних моделей прогнозування росту свиней була проведена порівняльна оцінка 16-ти видів прогностичних функцій Г. Хаунштейна [7]. Найбільш близькими до фактичних результатів виявилися лише 5 функцій: Броді-Шмальгаузена, Пюттера-Берталанффі, Бріджеса, Річардса, Гомперта.

Функції описують криві росту в динаміці з різною точністю. Регулюючи величину констант, можливе підвищення точності оцінки росту на окремих ділянках кривої.

Висновки та пропозиції. Математичні моделі дають змогу з високою точністю і адекватністю описувати експериментальні дані росту свиней ($R^2 = 0,80-0,99$) та прогнозувати кінцеву живу масу за початковими даними у різні вікові періоди онтогенезу тварини. Високий ступінь співпадання кінцевої жи-

вої маси свиней починається з 2-х і 4-місячного віку і збільшується у міру зростання початкової живої маси. Прогнозування можливе за наявності від 25% до 95 % кінцевої живої маси. Ступінь співпадання фактичних і теоретично-очікуваних параметрів росту за математичною моделлю у різні вікові періоди знаходиться на рівні 90–95 %. Використання математичних моделей для раннього прогнозування показників росту свиней є актуальним і ефективним методом. Середнє відхилення між дослідними і теоретично розрахованими показниками живої маси знаходиться в межах від 84,66 % до 99,94%. Високою точністю прогнозу, адекватністю прогностичної кривої в усі вікові періоди характеризують математичні моделі Броді–Шмальгаузена, Пюттера-Берталанффі, Бріджеса, Річардса.

СПИСОК ВИКОРИСТАНОЇ ЛІТЕРАТУРИ:

1. Bridges T.C. A mathematical procedure for estimating animal growth and body composition / Bridges T.C., Turner L.W., Smith E.M. [et. all.] // Trans. ASAE. St. Joseph. – Mich. – 1986. – V. 29, № 5. – P. 1342–1347.
2. Шмальгаузен И.И. определение основных понятий и методика исследования роста / Шмальгаузен И.И. // Сб. рост животных. – М.: Биомедгиз. – 1935. – С. 3-8.
3. Brodi S. Bioenergetics and growth. With special reference to the efficiency complex in domestic animals / Brodi S. // N. Y. - 1945. – 1023 p.
4. Свечин К.Б. Индивидуальное развитие сельскохозяйственных животных / Свечин К.Б. – К.: Урожай, 1976. - 288 с.
5. Франц Дж. Математические модели в сельском хозяйстве / Франц Дж., Торнли Х.М. – М.: Агропромиздат, 1987. – 399 с.
6. Браславец М.Е. Кибернетика / Браславец М.Е., Гуревич Т.Ф. – К.: Вища школа, 1977. – 324 с.
7. Хаунштейн Г. Методы прогнозирования в социалистической экономике / Г. Хаунштейн; [пер. с немецкого]. – М.: Издательство «Прогресс», 1971. – 398 с.

УДК 636.22/28.082

МОДЕЛЮВАННЯ АЛЬТЕРНАТИВНИХ ВАРІАНТІВ ПРОГРАМИ СЕЛЕКЦІЇ ПОПУЛЯЦІЙ МОЛОЧНОЇ ХУДОБИ

Судика В.В. - к. с.-г. н.,
Буштрук М.В. - к. с.-г. н.,
Старостенко І.С. - к. с.-г. н.,
Титаренко І.В. – к. с.-г. н., Білоцерківський НАУ

Постановка проблеми. Провести аналіз фактичної системи селекції молочної худоби на основі біологічних, виробничо-зоотехнічних та селекційних параметрів та розробити оптимальні варіанти програми селекції, що дасть можливість підвищити темпи генетичного поліпшення популяцій молочної худоби.