

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-a9606
<https://nvlvet.com.ua/index.php/agriculture>

UDC 636.4.082 / 57.087.01

Estimates of repeatability for reproductive traits in Large White sows

A. S. Kramarenko, S. S. Kramarenko✉, S. I. Lugovoy

Mykolayiv National Agrarian University, Mykolayiv, Ukraine

Article info

Received 07.02.2022
Received in revised form
09.03.2022
Accepted 10.03.2022

Mykolayiv National
Agrarian University,
Georgiy Gongadze Str., 9,
Mykolayiv, 54020, Ukraine.
Tel.: +38-050-991-53-14
E-mail: kssnail0108@gmail.com

Kramarenko, A. S., Kramarenko, S. S., & Lugovoy, S. I. (2022). Estimates of repeatability for reproductive traits in Large White sows. Scientific Messenger of Lviv National University of Veterinary Medicine and Biotechnologies. Series: Agricultural sciences, 24(96), 40–49. doi: 10.32718/nvlvet-a9606

The main aim of this paper was to analyze the effect of parity number on the litter size and other reproductive traits in Large White sows during successive farrowings to determine the repeatability estimates. The population used for the present study is from a pig farm managed by the Limited Liability Company (LLC) "Tavriys'ki svyni" located in Skadovsky district (Kherson region, Ukraine). The experimental materials used for this study consisted of 100 inds. of productive parent sows of the Large White breed. The estimation of reproductive performance was conducted for each animal included in this study. The total number of piglets born (TNB), number piglets born alive (NBA), number weaned piglets (NW), number of stillborn piglets (NSB) and frequency of stillborn piglets (FSB) per litter, number of piglets that died between birth and weaning (NPWM) and frequency of piglets that died between birth and weaning (FPWM) per litter were monitored in the first eight parities in the period of eleven years (2007–2017). For TNB, of the 28 correlations between different parities, 19 (i.e., 68 %) were statistically significant ($P < 0.001 \dots 0.05$). The correlation between TNB values at repeated farrowings was, as expected, positive and in most cases moderate, from 0.197 (between 1st and 4th parity) to 0.365 (between 6th and 7th parity). Highest significant correlation was determined between TNB values in four latest farrowings (5th–8th parities). For NBA, only 7 (i.e., 25 %) phenotypic correlations were statistically significant ($P < 0.002 \dots 0.025$) and varied from 0.230 (between 1st and 8th parity) to 0.303 (between 6th and 7th parity). Finally, for NW only 5 (i.e., 18 %) phenotypic correlations were statistically significant ($P < 0.005 \dots 0.05$) and varied from 0.200 (between 3th and 7th parity) to 0.281 (between 4th and 6th parity). Thus, while observing the phenotypic correlations for the same studied traits between different parities (P1–P8), it can be seen that the correlations for TNB are positive and stronger compared to the phenotypic correlations for NBA and NW. For all studied litter size traits, the weakest relationship was found between the first four farrowings (1st–4th parity) and more stronger correlation was found between the latest four farrowings (5th–8th parity). The repeatability estimates for the LW sow' litter size traits were generally low, 0.217 ± 0.037 , 0.141 ± 0.032 and 0.073 ± 0.027 for TNB, NBA and NW, respectively, indicating that most of the phenotypic variance is explained by other factors than sows' variance (primarily, by environmental factors). In addition these results indicate that the repeatability estimates for TNB were higher than for NBA, and the repeatability estimates for NBA were higher than for NW. This may be due in part to the gain of the permanent environmental effect on the number of stillborn piglets and the high rate of pre-weaning mortality for later parities.

Key words: repeatability, reproductive traits, sows, Large White.

Оцінки коефіцієнта повторюваності відтворювальних ознак свиноматок великої білої породи

О. С. Крамаренко, С. С. Крамаренко✉, С. І. Луговий

Миколаївський національний аграрний університет, м. Миколаїв, Україна

Основною метою даної роботи було проведення аналізу впливу номеру опоросу на розмір гнізда та інші відтворювальні ознаки свиноматок великої білої породи (ВБП) протягом послідовних опоросів для визначення оцінок коефіцієнта повторюваності. Твари-

ни, яких було використано для цього дослідження, утримувалися на свинофермі ТОВ “Таврійські свині”, розташованій у Скадовському районі (Херсонська область, Україна). Для дослідження використовувалися експериментальні матеріали стосовно 100 особин основного стада свиноматок ВБП. Оцінювали відтворювальні ознаки кожної тварини, включеної в це дослідження, а саме: загальну кількість поросят при народженні, багатоплідність, кількість поросят при відлученні, кількість мертвонароджених поросят та частку мертвонароджених поросят у гнізді, кількість поросят, які загинули від народження до відлучення, та частка таких поросят у гнізді для перших восьми опоросів протягом одинадцяти років (2007–2017 рр.). Для загальної кількості поросят при народженні із 28 можливих парних кореляцій між різними опоросами 19 (тобто 68 %) були статистично вірогідними ($P < 0,001 \dots 0,05$). Ці отримані оцінки коефіцієнта фенотипової кореляції, як і можна було очікувати, були позитивними та у більшості випадків невисокими – від 0,197 (між 1 та 4 опоросом) до 0,365 (між 6 та 7 опоросом). Найвищі оцінки було отримано між загальною кількістю поросят при народженні під час чотирьох останніх опоросів (від 5-го до 8-го). Щодо багатоплідності – лише 7 (тобто 25 %) оцінок фенотипової кореляції були вірогідними ($P < 0,002 \dots 0,025$) та варіювали від 0,230 (між 1 та 8 опоросом) до 0,303 (між 6 та 7 опоросом). Нарешті – щодо кількості поросят при відлученні лише 5 (тобто 18 %) оцінок фенотипової кореляції були вірогідними ($P < 0,005 \dots 0,05$) та варіювали від 0,200 (між 3 та 7 опоросом) до 0,281 (між 4 та 6 опоросом). Таким чином, аналіз оцінок фенотипової кореляції для одних і тих же досліджених ознак свиноматок ВБП різного віку (від 1-го до 8-го опоросу) встановив, що ці кореляції для загальної кількості поросят при народженні були вищими, порівняно з відповідними оцінками для багатоплідності та кількості поросят при відлученні. За всіма вивченими ознаками найслабший зв'язок було встановлено під час перших чотирьох опоросів, а більш сильний – під час останніх чотирьох опоросів (5–8-ї опороси). Оцінки коефіцієнта повторюваності для ознак, що характеризували розмір гнізда свиноматок ВБП були в цілому низькі – $0,217 \pm 0,037$, $0,141 \pm 0,032$ та $0,073 \pm 0,027$ для загальної кількості поросят, багатоплідності та кількості поросят при відлученні відповідно, що свідчить про те, що більша частка фенотипової мінливості зумовлюється факторами зовнішнього середовища, а не властивостями самих свиноматок. Крім того, встановлено, що оцінка коефіцієнта повторюваності для загальної кількості поросят при народженні була вищою, ніж відповідна оцінка для багатоплідності, яка своєю чергою переважала відповідну оцінку для кількості поросят при відлученні. Частково це може бути пов'язано із посиленням перманентного впливу навколишнього середовища на чисельність мертвонароджених поросят та високим рівнем смертності поросят від народження до відлучення для більш пізніх опоросів.

Ключові слова: повторюваність, відтворювальні ознаки, свиноматки, велика біла порода.

Вступ

Розмір гнізда та жива маса поросяти при народженні та відлученні є найважливішими складовими галузі свинарства, що суттєво впливають на біологічну ефективність свиноматок та економічну рентабельність виробництва свинини (Ek et al., 2016). Розмір гнізда є комплексною фізіологічною ознакою, на яку впливають декілька компонентів, що мають послідовний прояв, а саме швидкість овуляції, вірогідність запліднення, виживання ембріонів, виживаність плоду та ін. (Tummaruk et al., 2000).

Номер опоросу (тобто вік свиноматки), що асоційований із фізіологічним станом тварин (особливостями росту, розвитку репродуктивної системи, вгодваності і т. п.) є одним з головних детермінантів відтворювальної функції свиноматок. Цей фактор насамперед впливає на репродукцію і, таким чином, аналіз його потенційного впливу має важливе значення для рівня продуктивності комерційного стада (Schwarz & Коруга, 2006; Dimitrov et al., 2018). При цьому спостерігається високий рівень мінливості відтворювальних ознак між окремими свиноматками, навіть при утриманні в умовах однієї ферми (Iida & Koketsu, 2014).

Оскільки найкращих свиноматок відбирають на ранніх стадіях їхнього життєвого циклу, можна очікувати збільшення рівня продуктивності лише за умови, що ознака з високим рівнем успадкування буде зберігати свою перевагу протягом усього продуктивного життя. Через це оцінка повторюваності (repeatability) ознаки (стосовно багатоплідності свиноматок – часова повторюваність) має важливе значення (Ek et al., 2016).

Таким чином, головною метою даного дослідження був аналіз впливу номеру опоросу на розмір гнізда та інші відтворювальні ознаки свиноматок в умовах комерційної ферми протягом послідовних опоросів для визначення оцінки коефіцієнта повторюваності.

Матеріал і методи досліджень

В аналізі було використано дані щодо 100 свиноматок великої білої породи (ВБП), що утримувалися в умовах ТОВ “Таврійські свині” Скадовського району Херсонської області. Для кожної свиноматки було оцінено такі ознаки: загальна кількість поросят при народженні (TNB), багатоплідність (NBA), кількість мертвонароджених поросят (NSB), частка мертвонароджених поросят (FSB), кількість поросят при відлученні (NW), кількість поросят, які загинули від народження до відлучення (NPWM) та частка таких поросят у гнізді (FPWM) за перші вісім опоросів, що було отримано протягом 11 років дослідження (2007–2017 рр.).

Аналіз мінливості розміру гнізда свиноматок ВБП було проведено за використання алгоритму дисперсійного аналізу із повторюваностями (repeated-measures ANOVA), а *post-hoc* аналіз було проведено з використанням HSD тесту Тьюкі (Tukey's HSD test).

Для ознак, що характеризують розмір гнізда, було розраховано оцінки коефіцієнта фенотипової кореляції між отриманими значеннями за перші вісім опоросів.

Для кожної ознаки було розраховано оцінку коефіцієнта повторюваності (t) з використанням формули коефіцієнта інтракласової кореляції (ICC – *intra-class correlation coefficient*) на підставі алгоритму дисперсійного аналізу (Bartko, 1966):

$$t = \frac{MS_{sow} - MSe}{MS_{sow} + MSe(k - 1) + \frac{k(MS_{parity} - MSe)}{n}} \quad (1)$$

де MS_{sow} – середній квадрат для фактора “свиноматка”; MS_{parity} – середній квадрат для фактора “номер опоросу”; MSe – середній квадрат для помилки; n – кількість свиноматок; k – кількість опоросів для кожної тварини.

Вибіркову варіансу оцінки коефіцієнта повторюваності було розраховано, використовуючи наступну апроксимацію (Falconer, 1981):

$$Var(t) = \frac{2 [1 + (k - 1)t]^2 (1 - t)^2}{k(k - 1)(n - 1)}, \quad (2)$$

а її стандартну помилку (SEt) за формулою:

$$SEt = \sqrt{Var(t)}. \quad (3)$$

Всю статистичну обробку було проведено на підставі посібника S. Kramarenko et al. (2019) за допомо-

гою програмного забезпечення MS Excel та PAST (Hammer et al., 2001).

Результати досліджень

В таблиці 1 наведено показники мінливості загальної кількості поросят при народженні, багатоплідності та кількості поросят при відлученні свиноматок ВБП у розрізі перших восьми опоросів. Найнижчі оцінки загальної кількості поросят при народженні було отримано у віці 1-го та 2-го опоросів, але починаючи із 3-го опоросу величина даної ознаки значно збільшується й до 8-го опоросу перебуває майже на одному рівні.

Таблиця 1

Показники мінливості ($Mean \pm SE$) загальної кількості поросят при народженні (TNB), багатоплідності (NBA) та кількості поросят при відлученні (NW) у свиноматок ВБП, поросят/гніздо

| Номер опоросу | Ознака | | |
|---------------|--------------------------|---------------------------|-------------------------|
| | TNB | NBA | NW |
| 1 | 10,0 ± 0,3 ^B | 9,0 ± 0,2 ^C | 7,8 ± 0,2 ^A |
| 2 | 10,1 ± 0,3 ^B | 9,4 ± 0,2 ^{AC} | 8,5 ± 0,2 ^{AB} |
| 3 | 11,2 ± 0,3 ^{AB} | 10,0 ± 0,2 ^{ABC} | 8,9 ± 0,2 ^B |
| 4 | 11,5 ± 0,3 ^A | 10,2 ± 0,3 ^{AB} | 8,6 ± 0,2 ^{AB} |
| 5 | 11,8 ± 0,3 ^A | 10,1 ± 0,2 ^{AB} | 8,5 ± 0,2 ^{AB} |
| 6 | 12,1 ± 0,3 ^A | 10,2 ± 0,2 ^{AB} | 8,3 ± 0,2 ^{AB} |
| 7 | 12,2 ± 0,3 ^A | 10,5 ± 0,3 ^B | 8,6 ± 0,2 ^{AB} |
| 8 | 11,6 ± 0,3 ^A | 9,5 ± 0,3 ^{ABC} | 8,2 ± 0,2 ^{AB} |

Примітка: різні символи (A, B, C) в межах однієї колонки ідентифікують групи, що вірогідно відрізняються між собою ($P < 0,05$) відповідно до HSD тесту Тьюкі

Стосовно багатоплідності також найнижчі оцінки було зафіксовано для першоопоросок. Надалі спостерігалось збільшення середньої кількості живих поросят у гнізді, максимальне значення якої дослідні тварини досягали у віці 7-го опоросу. Але до 8-го опоросу багатоплідність значно знижується (див. табл. 1). Щодо кількості поросят при відлученні, знову ж – першоопороски характеризувалися найнижчими оцінками, а свого максимуму ця ознака досягала в дослідних тварин у віці 3-го опоросу.

В таблиці 2 наведено показники мінливості кількості та частки мертвонароджених поросят, а також кількості та частки поросят, що загинули до відлучен-

ня, у свиноматок ВБП в розрізі перших восьми опоросів. Загалом для всіх цих ознак спостерігається тенденція до їх зростання з віком тварин. Найвищі оцінки кількості мертвонароджених поросят було виявлено у віці 8-го опоросу (2,08 поросят/гніздо), як і частки мертвонароджених поросят (16,8 %). Найвищу оцінку кількості поросят, що загинули від народження до відлучення, було зафіксовано у віці 6–7-го опоросів (1,94...1,96 поросят/гніздо), тимчасом як максимальною часткою поросят у гнізді, що загинули від народження до відлучення, характеризувалися дослідні тварини ВБП у віці 6-го опоросу (16,7 %) (див. табл. 2).

Таблиця 2

Показники мінливості ($Mean \pm SE$) кількості (NSB) та частки мертвонароджених поросят (FSB), кількості (NPWM) та частки (FPWM) поросят, що загинули до відлучення у свиноматок ВБП

| Номер опоросу | Ознака | | | |
|---------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|
| | NSB, поросят/гніздо | FSB, % | NPWM, поросят/гніздо | FPWM, % |
| 1 | 0,95 ± 0,14 ^B | 8,1 ± 1,1 ^{AC} | 1,22 ± 0,20 ^{AB} | 11,7 ± 1,9 ^{ABC} |
| 2 | 0,64 ± 0,09 ^B | 6,2 ± 0,9 ^C | 0,93 ± 0,14 ^A | 8,5 ± 1,2 ^A |
| 3 | 1,20 ± 0,16 ^{AB} | 9,6 ± 1,1 ^{ABC} | 1,09 ± 0,14 ^A | 9,6 ± 1,1 ^{AB} |
| 4 | 1,33 ± 0,16 ^{AB} | 10,9 ± 1,3 ^{ABC} | 1,53 ± 0,18 ^{AB} | 13,0 ± 1,5 ^{ABC} |
| 5 | 1,67 ± 0,20 ^{AC} | 12,8 ± 1,3 ^{ABD} | 1,67 ± 0,19 ^{AB} | 14,5 ± 1,6 ^{ABC} |
| 6 | 1,89 ± 0,18 ^{AC} | 14,7 ± 1,3 ^{BD} | 1,96 ± 0,23 ^B | 16,7 ± 1,7 ^C |
| 7 | 1,66 ± 0,16 ^{AC} | 13,0 ± 1,2 ^{ABD} | 1,94 ± 0,22 ^B | 15,7 ± 1,7 ^{BC} |
| 8 | 2,08 ± 0,19 ^C | 16,8 ± 1,4 ^D | 1,31 ± 0,17 ^{AB} | 12,0 ± 1,6 ^{ABC} |

Примітка: різні символи (A, B, C, D) в межах однієї колонки ідентифікують групи, що вірогідно відрізняються між собою ($P < 0,05$) відповідно до HSD тесту Тьюкі

Загалом нами було доведено вірогідний вплив віку свиноматок (номера опоросу), а також ідентифікаційного номера свиноматки на характер мінливості їхніх ознак відтворення та збереженості поросят від народження до відлучення (табл. 3).

На **рисунку 1** наведено кореляційні плеяди, що характеризують наявність вірогідних оцінок фенотипової кореляції між різними опоросами для ознак свиноматок ВБП, що характеризують розмір гнізда.

Таблиця 3

Результати двофакторного дисперсійного аналізу впливу свиноматки ВБП та номера опоросу на їхні ознаки відтворення та збереженості поросят від народження до відлучення

| Ознака | Ідентифікаційний номер свиноматки | | Номер опоросу свиноматки | |
|--------|-----------------------------------|---------|--------------------------|---------|
| | $F_{99; 693}$ | P | $F_{7; 693}$ | P |
| TNB | 3,47 | < 0,001 | 12,33 | < 0,001 |
| NBA | 2,36 | < 0,001 | 4,79 | < 0,001 |
| NW | 1,64 | < 0,001 | 2,77 | 0,008 |
| NSB | 2,09 | < 0,001 | 12,25 | < 0,001 |
| FSB | 1,81 | < 0,001 | 10,44 | < 0,001 |
| NPWM | 2,29 | < 0,001 | 4,91 | < 0,001 |
| FPWM | 2,00 | < 0,001 | 3,87 | < 0,001 |

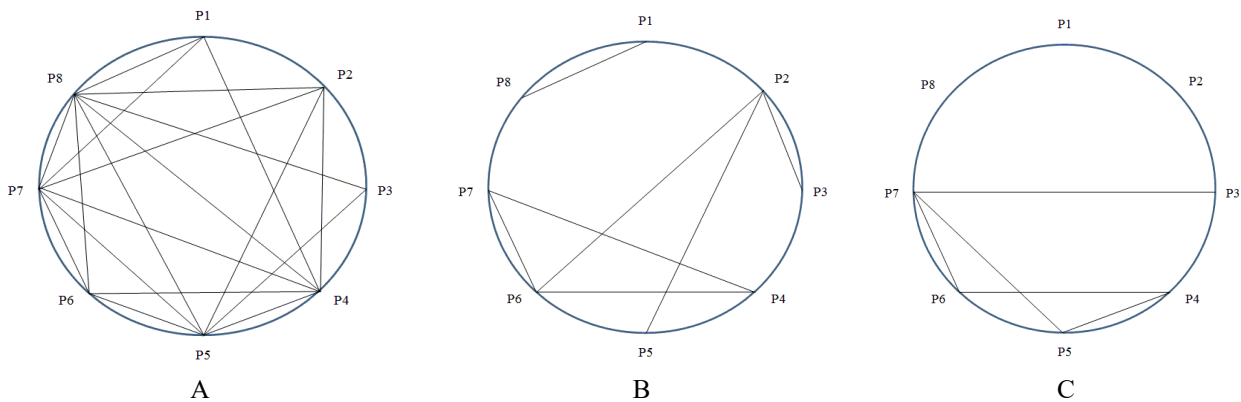


Рис. 1. Кореляційні плеяди для ознак свиноматок ВБП, що характеризують розмір гнізда у розрізі перших восьми опоросів: А – TNB; В – NBA; С – NW

Нами було встановлено, що для загальної кількості поросят при народженні із 28 можливих парних кореляцій між різними опоросами 19 (тобто 68 %) були статистично вірогідними ($P < 0,001 \dots 0,05$). Ці отримані оцінки коефіцієнта фенотипової кореляції, як і можна було очікувати, були позитивними та у більшості випадків невисокими – від 0,197 (між 1 та 4 опоросом) до 0,365 (між 6 та 7 опоросом). Найвищі оцінки було отримано між загальною кількістю поросят при народженні під час чотирьох останніх опоросів (від 5-го до 8-го).

Стосовно багатоплідності – лише 7 (тобто 25 %) оцінок фенотипової кореляції були вірогідними ($P < 0,002 \dots 0,025$) та варіювали від 0,230 (між 1 та 8 опоросом) до 0,303 (між 6 та 7 опоросом). Нарешті, щодо кількості поросят при відлученні – лише 5 (тобто 18 %) оцінок фенотипової кореляції були вірогідними ($P < 0,005 \dots 0,05$) та варіювали від 0,200 (між 3 та 7 опоросом) до 0,281 (між 4 та 6 опоросом).

Таким чином, аналіз оцінок фенотипової кореляції для одних і тих же досліджених ознак свиноматок ВБП різного віку (від 1-го до 8-го опоросу) встановив, що ці кореляції для загальної кількості поросят при народженні були вищими порівняно з відповідними оцінками для багатоплідності та кількості поросят при відлученні. За всіма вивченими ознаками найслабший зв'язок було встановлено під час перших чотирьох

опоросів, а більш сильний – під час останніх чотирьох опоросів (5–8-й опороси).

В **таблиці 4** наведено оцінки коефіцієнта повторюваності ознак відтворення та збереженості поросят від народження до відлучення у свиноматок ВБП. Найвище значення коефіцієнта повторюваності було отримано для загальної кількості поросят при народженні (0,217). Для решти досліджених ознак ця величина була порівняно низькою – від 0,073 для кількості поросят при відлученні до 0,141 для багатоплідності, що свідчить про те, що більша частка фенотипової мінливості зумовлюється факторами зовнішнього середовища, а не властивостями самих свиноматок.

Таблиця 4

Оцінки коефіцієнта повторюваності ($t \pm SEt$) відтворювальних ознак та збереженості поросят від народження до відлучення у свиноматок ВБП

| Ознака | Коефіцієнт повторюваності |
|--------|---------------------------|
| TNB | 0,217 ± 0,037 |
| NBA | 0,141 ± 0,032 |
| NW | 0,073 ± 0,027 |
| NSB | 0,109 ± 0,030 |
| FSB | 0,084 ± 0,028 |
| NPWM | 0,125 ± 0,031 |
| FPWM | 0,110 ± 0,030 |

Крім того, встановлено, що оцінка коефіцієнта повторюваності для загальної кількості поросят при народженні була вищою, ніж відповідна оцінка для багатоплідності, яка своєю чергою переважала відповідну оцінку для кількості поросят при відлученні. Частково це може бути пов'язано із посиленням перманентного впливу навколишнього середовища на чисельність мертвонароджених поросят та високим рівнем смертності поросят від народження до відлучення для більш пізніх опоросів, про що було нами вказано вище (див. табл. 3).

Обговорення

Для того, щоб з'ясувати, наскільки отримані нами результати є репрезентативними, було проаналізовано чисельні літературні джерела, що містять дані щодо оцінки коефіцієнта повторюваності різних відтворювальних ознак свиноматок як ВБП, так і інших порід свиней, які розводяться в різних країнах світу.

Серед ознак, що характеризують материнські якості свиноматок, найвищі оцінки коефіцієнта повторюваності було встановлено для загальної кількості овуляцій свиноматок (табл. 5). Вони варіювали від 0,43 у

свиноматок породи мейшан до 0,44...0,54 у свиноматок ВБП у Франції (Bolet et al., 1986).

Також високі оцінки було отримано для тривалості поросності – від 0,323 для свиноматок порід йоркшир, ландрас та лакомб у Канаді (Kennedy & Moxley, 1978) до 0,50 для помісних свиноматок у Японії (Sasaki & Koketsu, 2007). Проміжне значення (0,42) мала оцінка коефіцієнта повторюваності тривалості поросності для свиноматок порід дюрк та гемпшир у США (Cox, 1964).

Порівняно високу оцінку (0,33) було отримано для коефіцієнта повторюваності молочності помісних свиноматок у США (Speer & Cox, 1984). Дещо нижчою (0,244) була відповідна оцінка для частки абортів серед досліджених помісних свиноматок в південній Європі (Iida et al., 2015).

Нарешті, для такої важливої материнської ознаки свиноматки, як кількість поросят, задувлених свиноматкою під час підсисного періоду, оцінка коефіцієнта повторюваності була найнижчою – 0,14 для помісних тварин у Великій Британії (Jarvis et al., 2005) та 0,07 для свиноматок ВБП, породи ландрас та їх помісей у Німеччині (Gäde et al., 2008).

Таблиця 5

Оцінки коефіцієнта повторюваності для ознак, що характеризують материнські якості свиноматок ВБП та інших порід (літературні дані)

| Ознака | Порода | Країна | t (SEt) | Джерело |
|---|--------------------------|-----------------|------------------|------------------------|
| Молочність свиноматки | помісні тварини | США | 0,33 | Speer & Cox, 1984 |
| Загальна кількість овуляцій | ВБП | Франція | 0,54 | Bolet et al., 1986 |
| Загальна кількість овуляцій | ВБП | Франція | 0,44 | Bolet et al., 1986 |
| Загальна кількість овуляцій | мейшан | Франція | 0,43 | Bolet et al., 1986 |
| Тривалість поросності | LW×LN | Японія | 0,50 | Sasaki & Koketsu, 2007 |
| Тривалість поросності | дюрк, гемпшир | США | 0,42 (0,08) | Cox, 1964 |
| Тривалість поросності | йоркшир, ландрас, лакомб | Канада | 0,323 (0,047) | Kennedy & Moxley, 1978 |
| Кількість поросят, задувлених свиноматкою | ВБП, ландрас, LW×LN | Німеччина | 0,07 (0,02) | Gäde et al., 2008 |
| Кількість поросят, задувлених свиноматкою | LW×LN | Велика Британія | 0,14 | Jarvis et al., 2005 |
| Частка абортів | LW×LN | південна Європа | 0,244 | Iida et al., 2016 |

Примітка: LW×LN – помісні тварин ВБП × ландрас

Також порівняно високі значення було зафіксовано для середньої маси поросят при народженні (табл. 6). Оцінки коефіцієнта повторюваності для цієї ознаки варіювали в межах 0,21 для поросят, отриманих від помісних свиноматок (ВБП × ландрас) у Німеччині (Klein et al., 2018) до 0,42 для поросят, отриманих від аналогічних свиноматок у Франції (Quesnel et al., 2008).

Для загальної маси гнізда при народженні оцінки коефіцієнта повторюваності були майже вдвічі нижчими і варіювали від 0,138 для свиноматок комерційних порід у Мексиці (Segura et al., 2013) до 0,21 для свиноматок породи йоркшир у Канаді (Fahmy & Friend, 1982). Хоча в роботі (Szyndler-Nędza, 2016) було наведено значно нижчі оцінки цього коефіцієнта для свиноматок ВБП та породи ландрас у Польщі – лише 0,05.

Майже на одному рівні (0,14 та 0,15) перебували оцінки коефіцієнта повторюваності для загальної маси гнізда при відлученні для свиноматок комерційних порід у Мексиці (Ek et al., 2016) та ВБП у Великій Британії (Stran & King, 1970).

Загалом оцінки коефіцієнта повторюваності для загальної маси гнізда при народженні та відлученні майже не відрізнялися між собою (див. табл. 6).

Багато даних було отримано щодо оцінок коефіцієнта повторюваності для загальної кількості поросят при народженні (табл. 7). Майже всі вони перебувають в інтервалі від 0,13 для свиноматок породи йоркшир у США (Ferguson et al., 1985) та свиноматок комерційних порід у Мексиці (Ek et al., 2016) до 0,27 для свиноматок місцевих порід у Нігерії (Adeoye et al., 2003).

Таблиця 6

Оцінки коефіцієнта повторюваності для ознак, що характеризують живу масу поросят ВБП та інших порід (літературні дані)

| Ознака | Порода | Країна | <i>t</i> (SE <i>t</i>) | Джерело |
|--------|-------------------|-----------------|-------------------------|----------------------------|
| APBW | LW×LN | Франція | 0,42 | Quesnel et al., 2008 |
| APBW | LW×LN | Франція | 0,37 | Quesnel et al., 2008 |
| APBW | ВБП | Франція | 0,33 | Quesnel et al., 2008 |
| APBW | ВБП | Австралія | 0,33 (0,05) | Nguyen et al., 2006 |
| APBW | LW×LN | Німеччина | 0,21 | Klein et al., 2018 |
| LBW | йоркшир | Канада | 0,21 | Fahmy & Friend, 1981 |
| LBW | ВБП | ПАР | 0,16 (0,01) | Dube et al., 2012 |
| LBW | комерційні породи | Мексика | 0,138 | Segura-Correa et al., 2013 |
| LBW | ВБП, ландрас | Польща | 0,05 | Szyndler-Nędza, 2016 |
| LWW | комерційні породи | Мексика | 0,14 (0,004) | Ek et al., 2016 |
| LWW | ВБП | Велика Британія | 0,15 | Stran & King, 1970 |

Примітка: APBW – середня маса поросят при народженні; LBW – загальна маса гнізда при народженні; LWW – загальна маса гнізда при відлученні

Якщо розглядати лише результати, отримані для свиноматок ВБП, то отримана нами оцінка коефіцієнта повторюваності для загальної кількості поросят при народженні для українського стада свиней ВБП ($0,217 \pm 0,037$) перебуває в межах оцінок, отриманих раніше іншими дослідниками – від 0,14 у Австралії (Nguyen et al., 2006) до 0,24 у Франції (Le Cozier et al., 1997).

В середньому для свиноматок різних порід у різних країнах світу оцінка коефіцієнта повторюваності

для загальної кількості поросят при народженні складала $0,179 \pm 0,042$ (*Mean* \pm *SD*).

Оцінки коефіцієнта повторюваності для кількості мертвонароджених поросят у свиноматок різних порід коливались від 0,07 для тварин ВБП у Франції (Quesnel et al., 2008) до 0,20 для свиноматок із Німеччини (Alsing et al., 1980). Отримане нами значення даного показника ($0,109 \pm 0,030$) добре вписується в цей інтервал (табл. 8).

Таблиця 7

Оцінки коефіцієнта повторюваності для загальної кількості поросят при народженні ВБП та інших порід (літературні та власні дані)

| Порода | Країна | <i>t</i> (SE <i>t</i>) | Джерело |
|---------------------|-----------------|-------------------------|------------------------|
| ВБП, ландрас | Швеція | 0,22 | Hallqvist, 1942 |
| ? | США | 0,17 (0,03) | Urban et al., 1966 |
| ? | Німеччина | 0,10 (0,01) | Alsing et al., 1980 |
| Йоркшир | США | 0,13 (0,06) | Ferguson et al., 1985 |
| Дюрок | США | 0,17 (0,06) | Ferguson et al., 1985 |
| Ландрас | Велика Британія | 0,134 (0,043) | Gu et al., 1989 |
| ВБП | Велика Британія | 0,184 (0,054) | Gu et al., 1989 |
| Ландрас | Велика Британія | 0,197 | Mercer & Crump, 1990 |
| ВБП | Франція | 0,24 | Le Cozier et al., 1997 |
| Ландрас | Франція | 0,20 | Le Cozier et al., 1997 |
| LW×LN | Франція | 0,22 | Le Cozier et al., 1997 |
| ВБП, ландрас, LW×LN | Словенія | 0,20 | Logar et al., 1999 |
| місцеві породи | Нігерія | 0,27 (0,07) | Adeoye et al., 2003 |
| LW×LN | Франція | 0,20 | Quesnel et al., 2008 |
| LW×LN | Франція | 0,17 | Quesnel et al., 2008 |
| ВБП | Франція | 0,17 | Quesnel et al., 2008 |
| ВБП | Австралія | 0,14 (0,05) | Nguyen et al., 2006 |
| комерційні породи | Мексика | 0,13 (0,004) | Ek et al., 2016 |
| беркширська порода | Корея | 0,16 | Lee et al., 2015 |
| ВБП | Україна | 0,217 (0,037) | власні дані |

З іншого боку, рівень фенотипової мінливості наявності мертвонароджених поросят у гнізді загалом мав дуже високу середовищну компоненту та відповідно низьку оцінку коефіцієнта повторюваності. Так, для помісних свиноматок у Японії ця оцінка складала лише 0,066...0,072 (Tani et al., 2016).

Щодо багатоплідності отримані раніше оцінки коефіцієнта повторюваності перебували у межах від 0,09 для свиноматок ВБП в Австралії (Nguyen et al.,

2006) до 0,25 для помісних тварин у Німеччині (Klein et al., 2018) (табл. 9).

Якщо розглядати лише свиноматок ВБП, то отримані нами оцінки цього показника ($0,141 \pm 0,032$) розташовані майже в середині інтервалу значень, отриманих у різних країнах Світу – від 0,09 для тварин цієї породи в Австралії (Nguyen et al., 2006) до 0,21 для французького стада свиней ВБП (Le Cozier et al., 1997).

Таблиця 8

Оцінки коефіцієнта повторюваності для кількості мертвонароджених поросят серед свиноматок ВБП та інших порід (літературні та власні дані)

| Порода | Країна | <i>t</i> (SE <i>t</i>) | Джерело |
|---------|-----------|-------------------------|----------------------|
| ? | Німеччина | 0,20 (0,01) | Alsing et al., 1980 |
| LW×LN | Франція | 0,14 | Quesnel et al., 2008 |
| LW×LN | Франція | 0,11 | Quesnel et al., 2008 |
| ВБП | Франція | 0,07 | Quesnel et al., 2008 |
| ландрас | Сербія | 0,07...0,09 | Vidović et al., 2012 |
| ВБП | Україна | 0,109 (0,030) | власні дані |

Таблиця 9

Оцінки коефіцієнта повторюваності для багатоплідності свиноматок ВБП та інших порід (літературні та власні дані)

| Порода | Країна | <i>t</i> (SE <i>t</i>) | Джерело |
|--------------------------|-----------------|-------------------------|----------------------------|
| ВБП, ландрас | Швеція | 0,23 | Hallqvist, 1942 |
| ? | США | 0,13 | Lush, Molln, 1942 |
| ? | США | 0,13 (0,03) | Urban et al., 1966 |
| ВБП | США | 0,15 | Strang & King, 1970 |
| ВБП | Франція | 0,145 (0,010) | Legault & Gaudin, 1970 |
| ВБП | Велика Британія | 0,15 | Strang & Smith, 1979 |
| ландрас | Велика Британія | 0,15 | Strang & Smith, 1979 |
| ? | Німеччина | 0,12 (0,01) | Alsing et al., 1980 |
| йоркшир | Канада | 0,10 | Fahmy & Friend, 1981 |
| йоркшир | США | 0,17 (0,06) | Ferguson et al., 1985 |
| дюрок | США | 0,21 (0,06) | Ferguson et al., 1985 |
| ландрас | Велика Британія | 0,152 | Gu et al., 1989 |
| ВБП | Велика Британія | 0,145 | Gu et al., 1989 |
| ландрас | Велика Британія | 0,189 | Mercer & Crump, 1990 |
| ВБП | Нова Зеландія | 0,19 | Skorupski et al., 1996 |
| ландрас | Нова Зеландія | 0,14 | Skorupski et al., 1996 |
| дюрок | Нова Зеландія | 0,21 | Skorupski et al., 1996 |
| ВБП | Франція | 0,21 | Le Cozier et al., 1997 |
| ландрас | Франція | 0,18 | Le Cozier et al., 1997 |
| LW×LN | Франція | 0,20 | Le Cozier et al., 1997 |
| ВБП, ландрас, LW×LN | Словенія | 0,18 | Logar et al., 1999 |
| йоркшир, ландрас, лакомб | Канада | 0,147 (0,050) | Kennedy & Moxley, 1978 |
| LW×LN | Франція | 0,18 | Quesnel et al., 2008 |
| LW×LN | Франція | 0,13 | Quesnel et al., 2008 |
| ВБП | Франція | 0,15 | Quesnel et al., 2008 |
| ВБП | Австралія | 0,09 (0,05) | Nguyen et al., 2006 |
| ВБП | ПАР | 0,15 (0,01) | Dube et al., 2012 |
| ландрас | Сербія | 0,17 | Vidović et al., 2012 |
| комерційні породи | Мексика | 0,12 | Segura-Correa et al., 2013 |
| ? | південна Європа | 0,176 | Iida et al., 2015 |
| комерційні породи | Мексика | 0,12 (0,004) | Ek et al., 2016 |
| ВБП, ландрас | Польща | 0,19 | Szyndler-Nędza, 2016 |
| беркширська | Корея | 0,18 | Lee et al., 2015 |
| LW×LN | Німеччина | 0,25 | Klein et al., 2018 |
| ВБП | Україна | 0,141 (0,032) | власні дані |

Вірогідного впливу породи свиноматки на оцінку коефіцієнта повторюваності багатоплідності нами виявлено не було. Так, для свиноматок породи ландрас ця величина перебувала в межах від 0,14 для тварин у Новій Зеландії (Skorupski et al., 1996) до 0,189 для стада у Великій Британії (Mercer & Crump, 1990). Для свиноматок породи дюрок відповідні оцінки склали 0,21 для тварин із США (Ferguson et al., 1985) та з Нової Зеландії (Skorupski et al., 1996). Водночас для породи йоркшир отримані оцінки коефіцієнта повторюваності для багатоплідності, навпаки, були нижчими – 0,10 у канадському стаді (Fahmy & Friend, 1981) та 0,17 у стаді із США (Ferguson et al., 1985). В середньому для свиноматок різних порід у різних країнах оцінка коефі-

цієнта повторюваності для багатоплідності була незначно нижчою, ніж для загальної кількості поросят при народженні, і складала $0,163 \pm 0,037$ (*Mean* \pm *SD*).

Стосовно кількості поросят при відлученні виникли певні проблеми при порівнянні оцінок коефіцієнта повторюваності серед свиней різних порід, оскільки є суттєві відмінності у технології, насамперед у віці відлучення підсисних поросят (табл. 10).

У більшості випадків від свиноматок ВБП поросят було відлучено у віці трьох тижнів – для цих публікацій оцінки коефіцієнта повторюваності для кількості поросят при відлученні перебували в межах від 0,11 для свиноматок із ПАР (Dube et al., 2012) до 0,14 для тварин із Великої Британії (Strang & Smith, 1979).

Таблиця 10

Оцінки коефіцієнта повторюваності для загальної кількості поросят при відлученні у свиноматок ВБП та інших порід (літературні та власні дані)

| Ознака | Порода | Країна | <i>t</i> (SE <i>t</i>) | Джерело |
|--------|----------------|-----------------|-------------------------|------------------------|
| NW | ? | США | 0,13 | Lush & Molln, 1942 |
| NW | ВБП | Франція | 0,12 | Le Cozier et al., 1997 |
| NW | ландрас | Франція | 0,13 | Le Cozier et al., 1997 |
| NW | LW×LN | Франція | 0,10 | Le Cozier et al., 1997 |
| NW | місцеві породи | Нігерія | 0,18 (0,01) | Adeoye et al., 2003 |
| NW21* | ВБП, ландрас | Швеція | 0,18 | Hallqvist, 1942 |
| NW21 | ВБП | Франція | 0,112 (0,010) | Legault & Gaudin, 1970 |
| NW21 | ВБП | Велика Британія | 0,14 | Strang & Smith, 1979 |
| NW21 | ландрас | Велика Британія | 0,11 | Strang & Smith, 1979 |
| NW21 | йоркшир | США | 0,20 (0,06) | Ferguson et al., 1985 |
| NW21 | дюрок | США | 0,13 (0,06) | Ferguson et al., 1985 |
| NW21 | ВБП | ПАР | 0,11 (0,01) | Dube et al., 2012 |
| NW21 | ВБП, ландрас | Польща | 0,08 | Szyndler-Nędza, 2016 |
| NW28 | ландрас | Сербія | 0,17...0,19 | Vidović et al., 2012 |
| NW28 | ВБП | Україна | 0,073 (0,027) | власні дані |
| NW35 | ВБП | Австралія | 0,16 (0,05) | Nguyen et al., 2006 |
| NW42 | йоркшир | США | 0,15 (0,06) | Ferguson et al., 1985 |
| NW42 | дюрок | США | 0,14 (0,06) | Ferguson et al., 1985 |
| NW56 | ? | США | 0,06 (0,03) | Urban et al., 1966 |
| NW56 | ВБП | Велика Британія | 0,14 | Strang & Smith, 1979 |
| NW56 | ландрас | Велика Британія | 0,13 | Strang, Smith, 1979 |

Примітка: * – цифра, якщо її наведено, вказує в якому віці відбувалося відлучення

Отримані нами результати для даного показника ($0,073 \pm 0,027$) є дещо нижчими. При цьому відлучення поросят у дослідженому стаді відбувалося у 28-денному віці.

Хоча в цілому нами не було встановлено суттєвого впливу віку відлучення підсисних поросят на оцінку коефіцієнта повторюваності. Так, для свиноматок породи дюрок із США відповідна оцінка при відлученні у 21-денному віці складала 0,13, а при відлученні у віці 42 дні – 0,14 (Ferguson et al., 1985). Для свиноматок породи йоркшир у США оцінка коефіцієнта повторюваності при відлученні поросят у 21-денному віці складала 0,20, а у віці 42 дні – 0,15 (Ferguson et al., 1985). Для свиноматок породи ландрас у Великій Британії дана оцінка при відлученні у 21-денному віці складала 0,11, а при відлученні у віці 56 днів – 0,13 (Strang & Smith, 1979). Аналогічні оцінки для тварин ВБП також із британського стада склали 0,14, незалежно від того, в якому віці відбувалося відлучення поросят (Strang & Smith, 1979).

В середньому для свиноматок різних порід у різних країнах оцінка коефіцієнта повторюваності для кількості поросят при відлученні (незалежно від віку відлучення) була незначно нижчою, ніж для багатоплідності і складала $0,134 \pm 0,035$ (Mean \pm SD).

Висновки

Оцінки коефіцієнта повторюваності для ознак, що характеризували розмір гнізда свиноматок ВБП були в цілому низькі – $0,217 \pm 0,037$, $0,141 \pm 0,032$ та $0,073 \pm 0,027$ для загальної кількості поросят, багатоплідності та кількості поросят при відлученні відповідно. Це свідчить про те, що більша частка фенотипової мінливості зумовлюється факторами зовнішнього середовища, а не властивостями самих свиноматок. Крім того,

встановлено, що оцінка коефіцієнта повторюваності для загальної кількості поросят при народженні була вищою, ніж відповідна оцінка для багатоплідності, яка своєю чергою переважала відповідну оцінку для кількості поросят при відлученні. Частково це може бути пов'язано із посиленням перманентного впливу навколишнього середовища на чисельність мертвонароджених поросят та високим рівнем смертності поросят від народження до відлучення для більш пізніх опоросів.

Перспективи подальших досліджень стосуються насамперед оцінювання коефіцієнта успадкованості відтворювальних ознак свиноматок дослідного стада для визначення оптимальної стратегії його відтворення.

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

Відомості про конфлікт інтересів. Автори стверджують про відсутність конфлікту інтересів щодо їхнього викладу та результатів досліджень.

References

- Adeoye, A. A., Adeogun, I. O., & Akinokun, J. O. (2003). Repeatability of litter traits of Nigerian indigenous sows. *Livestock Research for Rural Development*, 15(2). Article №22. URL: <http://www.lrrd.org/lrrd15/2/adeo152.htm>.
- Alsing, I., Krippel, J., & Pirchner, F. (1980). Maternal effects on the heritability of litter traits of pigs. *Zeitschrift für Tierzucht und Zuchtungsbiologie*, 97(3), 241–249. DOI: 10.1111/j.1439-0388.1980.tb00929.x.

- Bartko, J. J. (1966). The intraclass correlation coefficient as a measure of reliability. *Psychological Reports*, 19(1), 3–11. DOI: 10.2466/pr0.1966.19.1.3.
- Bolet, G., Botte, F. M., Locatelli, A., Gruand, J., Terqui, M., & Berthelot, F. (1986). Components of prolificacy in hyperprolific Large White sows compared with the Meishan and Large White breeds. *Genetique, selection, evolution*, 18(3), 333–342. DOI: 10.1186/1297-9686-18-3-333.
- Cox, D. F. (1964). Genetic variation in the gestation period of swine. *Journal of Animal Science*, 23(3), 746–751. DOI: 10.2527/jas1964.233746x.
- Dimitrov, S., Karapetkovska-Hristova, V., Kochoski, L., Trajkovska, B., Makarijoski, B., Prodanovska-Poposka, V., & Ntsomboh-Ntsefong, G. (2018). The Effect of Season and Parity on the Reproductive Performance of Sows. *Macedonian Veterinary Review*, 41(2), 163–168. DOI: 10.2478/macvetrev-2018-0019.
- Dube, B., Mulugeta, S. D., & Dzama, K. (2012). Estimation of genetic and phenotypic parameters for sow productivity traits in South African Large White pigs. *South African Journal of Animal Science*, 42(4), 390–397. URL: <https://hdl.handle.net/10520/EJC129755>.
- Ek, M. J., Segura, C. J., & Alzina, L. A. (2016). Effect of environmental factor on some litter traits of sows in the tropics Mexican. *Revista MVZ Córdoba*, 21(1), 5102–5111.
- Fahmy, M. H., & Friend, D. W. (1981). Factors influencing, and repeatability of the duration of farrowing in Yorkshire sows. *Canadian Journal of Animal Science*, 61(1), 17–22. DOI: 10.4141/cjas81-003.
- Falconer, D. S. (1981). *Introduction to Quantitative Genetics*. Longman, New York.
- Ferguson, P. W., Harvey, W. R., & Irvin, K. M. (1985). Genetic, phenotypic and environmental relationships between sow body weight and sow productivity traits. *Journal of animal science*, 60(2), 375–384. DOI: 10.2527/jas1985.602375x.
- Gäde, S., Bennewitz, J., Kirchner, K., Looft, H., Knap, P. W., Thaller, G., & Kalm, E. (2008). Genetic parameters for maternal behaviour traits in sows. *Livestock Science*, 114(1), 31–41. DOI: 10.1016/j.livsci.2007.04.006.
- Gu, Y., Haley, C. S., & Thompson, R. (1989). Estimates of genetic and phenotypic parameters of litter traits from closed lines of pigs. *Animal Science*, 49(3), 477–482. DOI: 10.1017/S0003356100032682.
- Hallqvist, C. (1942). The individuality of sows in regard to size of litters. *Hereditas*, 28(1-2), 127–135. DOI: 10.1111/j.1601-5223.1942.tb03269.x.
- 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.
- Iida, R., & Koketsu, Y. (2014). Interactions between pre- or postservice climatic factors, parity, and weaning-to-first-mating interval for total number of pigs born of female pigs serviced during hot and humid or cold seasons. *Journal of Animal Science*, 92(9), 4180–4188. DOI: 10.2527/jas2014-7636.
- Iida, R., Piñeiro, C., & Koketsu, Y. (2015). High lifetime and reproductive performance of sows on southern European Union commercial farms can be predicted by high numbers of pigs born alive in parity one. *Journal of Animal Science*, 93(5), 2501–2508. DOI: 10.2527/jas2014-8781.
- Iida, R., Piñeiro, C., & Koketsu, Y. (2016). Abortion occurrence, repeatability and factors associated with abortions in female pigs in commercial herds. *Livestock Science*, 185, 131–135. DOI: 10.1016/j.livsci.2016.01.023.
- Jarvis, S., D'Eath, R. B., & Fujita, K. (2005). Consistency of piglet crushing by sows. *Animal welfare*, 14(1), 43–51.
- Kennedy, B. W., & Moxley, J. E. (1978). Genetic and environmental factors influencing litter size, sex ratio and gestation length in the pig. *Animal Science*, 27(1), 35–42. DOI: 10.1017/S0003356100035790.
- Klein, S., Brandt, H. R., & König, S. (2018). Genetic parameters and selection strategies for female fertility and litter quality traits in organic weaner production systems with closed breeding systems. *Livestock Science*, 217, 1–7. DOI: 10.1016/j.livsci.2018.09.004.
- 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).
- Le Cozier, Y., Dagorn, J., Dourmad, J. Y., Johansen, S., & Aumaitre, A. (1997). Effect of weaning-to-conception interval and lactation length on subsequent litter size in sows. *Livestock Production Science*, 51(1-3), 1–11. DOI: 10.1016/S0301-6226(97)00114-0.
- Lee, J. H., Song, K. D., Lee, H. K., Cho, K. H., Park, H. C., & Park, K. D. (2015). Genetic parameters of reproductive and meat quality traits in Korean Berkshire pigs. *Asian-Australasian Journal of Animal Sciences*, 28(10), 1388–1393. DOI: 10.5713/ajas.15.0097.
- Legault, C., & Gaudin, N. (1970). Étude statistique et génétique des performances d'élevage des truies de race large white. II. Effet direct du verrot, hérédité, répétabilité, corrélations. *Annales de génétique et de sélection animale*, 2(2), 209–227. DOI: 10.1186/1297-9686-2-2-209.
- Logar, B., Kovač, M., & Malovrh, Š. P. (1999). Estimation of genetic parameters for litter size in pigs from different genetic groups. *Acta Agraria Kaposváriensis*, 3(2), 135–143.
- Lush, J. L., & Molln, A. E. (1942). Litter size and weight as permanent characteristics of sows. *USDA Technical Bulletins*, 836, 1–40.
- Mercer, J. T., & Crump, R. E. (1990). Genetic parameter estimates for reproduction traits in purebred Landrace pigs. In: *Proceedings of the 4th World Congress on Genetics Applied to Livestock Production*. Edinburgh, 489–492.
- Nguyen, N. H., McPhee, C. P., & Wade, C. M. (2006). Genetic variation and responses in reproductive performance of sows in lines selected for growth rate under restricted feeding. *Animal Science*, 82(1), 7–12. DOI: 10.1079/ASC20052.
- Quesnel, H., Brossard, L., Valancogne, A., & Quiniou, N. (2008). Influence of some sow characteristics on within-litter variation of piglet birth weight. *Animal*, 2(12), 1842–1849. DOI: 10.1017/S175173110800308X.
- Sasaki, Y., & Koketsu, Y. (2007). Variability and repeatability in gestation length related to litter performance in female pigs on commercial farms. *Theriogenology*, 68(2), 123–127. DOI: 10.1016/j.theriogenology.2007.04.021.

- Schwarz, T., & Копыра, М. (2006). Influence of age on insemination process, and reproductive performance in sows. *Animal Science Papers and Reports*, 24(Suppl. 3), 229–239.
- Segura-Correa, J. C., Lopez, A. A., Mex, E. E., & Segura-Correa, V. M. (2013). Estimadores de índices de constancia para características de la camada al nacimiento e intervalo entre partos de cerdas utilizando aproximaciones de máxima verosimilitud restringida y bayesianas. *Revista Científica de la Facultad de Ciencias Veterinarias*, 23(1), 54–59. URL: <https://www.produccioncientificaluz.org/index.php/cientifica/article/view/15775>.
- Skorupski, M. T., Garrick, D. J., & Blair, H. T. (1996). Estimates of genetic parameters for production and reproduction traits in three breeds of pigs. *New Zealand Journal of Agricultural Research*, 39(3), 387–395. DOI: 10.1080/00288233.1996.9513198.
- Speer, V. C., & Cox, D. F. (1984). Estimating milk yield of sows. *Journal of Animal Science*, 59(5), 1281–1285. DOI: 10.2527/jas1984.5951281x.
- Strang, G. S., & Smith, C. (1979). A note on the heritability of litter traits in pigs. *Animal Science*, 28(3), 403–406. DOI: 10.1017/S0003356100023308.
- Strang, G. S., & King, J. W. B. (1970). Litter Productivity in Large White Pigs: 2. Heritability and repeatability estimates. *Animal Science*, 12(2), 235–243. DOI: 10.1017/S0003356100038800.
- Szyndler-Nędza, M. (2016). Coefficients of repeatability for colostrum and milk composition of PLW and PL sows over three consecutive lactations. *Livestock Science*, 185, 56–60. DOI: 10.1016/j.livsci.2016.01.016.
- Tani, S., Iida, R., & Koketsu, Y. (2016). Climatic factors, parity and total number of pigs born associated with occurrences and numbers of stillborn piglets during hot or cold seasons in breeding herds. *Veterinary Medicine and Animal Sciences*, 4(1), 1–8. DOI:10.7243/2054-3425-4-3.
- Tummaruk, P., Lundeheim, N., Einarsson, S., & Dalin, A. M. (2000). Reproductive performance of purebred Swedish Landrace and Swedish Yorkshire sows: I. Seasonal variation and parity influence. *Acta Agriculturae Scandinavica Section A – Animal Science*, 50, 205–216. DOI: 10.1080/090647000750014331.
- Urban Jr, W. E., Shelby, C. E., Chapman, A. B., Whatley Jr, J. A., & Garwood, V. A. (1966). Genetic and environmental aspects of litter size in swine. *Journal of Animal Science*, 25(4), 1148–1153. DOI: 10.2527/jas1966.2541148x.
- Vidović, V., Lukač, D., Stupar, M., Višnjić, V., & Krnjaić, J. (2012). Heritability and repeatability estimates of reproduction traits in purebred pigs. *Biotechnology in Animal Husbandry*, 28(3), 455–462. DOI: 10.2298/BAH1203455V.