

DOI <https://doi.org/10.36059/978-966-397-240-4-15>

Крамаренко С. С.

*доктор біологічних наук, професор,
професор кафедри генетики, годівлі тварин та біотехнології
Миколаївський національний аграрний університет
м. Миколаїв*

Ващенко П. А.

*доктор сільськогосподарських наук,
старший науковий співробітник,
старший науковий співробітник лабораторії селекції
Інститут свинарства і агропромислового виробництва
Національної академії аграрних наук України
м. Полтава*

Цибенко В. Г.

*кандидат сільськогосподарських наук,
старший науковий співробітник лабораторії інноваційних
технологій та експериментальних тваринницьких об'єктів
Інститут свинарства і агропромислового виробництва
Національної академії аграрних наук України
м. Полтава*

Крамаренко О. С.

*кандидат сільськогосподарських наук,
доцент кафедри технології переробки, стандартизації
і сертифікації продукції тваринництва
Миколаївський національний аграрний університет
м. Миколаїв*

**АНАЛІЗ ВПЛИВУ ГЕНЕТИЧНИХ ТА НЕ-ГЕНЕТИЧНИХ ФАКТОРІВ
НА ЖИВУ МАСУ ПОРОСЯТ ПРИ НАРОДЖЕННІ ТА ВІДЛУЧЕННІ**

***Анотація.** Метою нашої роботи був аналіз впливу генетичних та не-генетичних факторів на живу масу поросят при народженні (PWB) та відлученні (PWW), а також визначення невідповідних компонент характеру їх мінливості у часі протягом 2007–2014 рр.*

Для визначення вірогідності та ступеня впливу задіяних в аналізі факторів, нами було використано алгоритм загальної лінійної моделі (GLM). Для аналізу наявності не випадкової компоненти мінливості (циклічності) нами було використано оцінки автокореляційної функції. Доведено вірогідний вплив року та місяця опоросу на PWB та PWW (в обох випадках: $p < 0,001$), у той час як вірогідні відмінності між кнурцями та свинками не встановлено. Включення в модель інформації щодо генотипу кнура чи свиноматки (у якості випадкових факторів), суттєво змінює отримані LS-оцінки PWB та PWW, що пов'язано із особливостями технологічного процесу відтворення в господарстві, внаслідок чого в різні роки використовувалися кнури та свиноматки з різною племінною цінністю. Виявлені циклічні коливання живої маси порослят, обумовлені тривалістю продуктивного життя основного поголів'я у господарстві. Встановлено, що не стільки календарний рік чи календарний місяць мають важливе значення, скільки особливості кліматичних характеристик певного року/сезону/місяця опоросу й, насамперед, їх відхилення від оптимального значення, при якому відтворювальні функції свиноматок можуть бути реалізовані у максимальному ступені. На PWB встановлено достовірний вплив кліматичних умов місяця, що передував опоросу, у той час як на PWW впливу кліматичних умов не зафіксовано, що пов'язано із регулюванням мікроклімату у приміщеннях для утримання лактуючих свиноматок.

Вступ

Особливістю ведення галузі свинарства є його орієнтованість на отримання гібридних товарних свиней [1]. Водночас, надважливу роль у системі гібридизації відіграє якість вихідних чистопорідних прабатьківських або батьківських форм, які повинні відрізнятись високою племінною цінністю [2; 3]. Першою (материнською) породою у системах гібридизації, як правило, є велика біла, що за чисельністю поголів'я займає перше місце у світі та Україні [4; 5]. Відповідно до цього, при селекційній роботі з великою білою породою велику увагу приділяють ознакам репродуктивної здатності свиноматок [6–8].

Серед основних факторів, що впливають на відтворювальні якості, виділяють наступні: тривалість поросності, лактації та непродуктивного періоду [9], сезон осіменіння та опоросу [10; 11] та пов'язана із сезоном температура навколишнього середовища

[12; 13], кількість осіменінь або парувань [14], вік першого парування [15]. Визначення і врахування факторів, що впливають на продуктивність є необхідною умовою для коректного визначення племінної цінності тварин [16].

При цьому, проведені раніше дослідження надавали суперечливі результати щодо впливу року та сезону (або місяця) опоросу на відтворювальні якості свиноматок [17–19]. З іншого боку, було встановлено вірогідний сумісний вплив року та сезону (або місяця) опоросу як на кількісні, так й масові показники гнізда та окремих поросят при їх народженні та відлученні [20–22]. Ці результати можуть свідчити про те, що не стільки календарний рік чи календарний місяць мають важливе значення, скільки особливості кліматичних характеристик певного року/сезону/місяця опоросу й, насамперед, їх відхилення від оптимального значення, при якому відтворювальні функції свиноматок можуть бути реалізовані у максимальному ступені.

З іншого боку, не випадкові компоненти мінливості, такі, наприклад, як тренд та/або циклічність можуть проявлятися на часових масштабах, що перевищують один сезон або рік. В цьому випадку, найбільш придатними методами дослідження можуть виявитися методи аналізу часових рядів, наприклад, використання оцінок коефіцієнтів автокореляційної функції.

Аналіз даних щодо рівня молочної продуктивності був використаний раніше при створенні стохастичних моделей для короткострокового прогнозування надоїв корів [23] та кіз [24]. Аналіз часових рядів також був неодноразово використаний і в свинарстві, наприклад, при аналізі захворюваності свиней на мікобактеріоз [25], на паразитарну інфекцією свиней, викликану *Ascaris suum* [26] або репродуктивно-респіраторний синдром свиней, РРСС [27].

Таким чином, дослідження факторів, що впливають на репродуктивні якості великої білої породи та визначення племінної цінності свиней з урахуванням впливу даних факторів є актуальним завданням галузі свинарства. Крім того, нами було проведено аналіз показників живої маси поросят великої білої породи при народженні та відлученні з використанням методів аналізу часових рядів.

1. Матеріали та методи

Матеріали. Тварини, яких використано для аналізу, належали племінному заводу з розведення великої білої породи ТОВ «Селекційний племзавод «Золотоніський» (Черкаська обл., Україна).

Загалом у дослідженні було використано дані щодо 9552 поросят, отриманих від парування 898 свиноматок та 198 кнурів племінного стада великої білої породи (ВБП) протягом 2007–2014 років.

Для кожного поросяти було використано наступні дані (у кг): індивідуальна жива маса при народженні (piglet weight at birth, PWB) та при відлученні (piglet weight at weaning, PWW). Крім того, враховувалися наступні фактори: стать поросяти (кнурець/свинка), рік опоросу (2007–2014 рр.), місяць опоросу (січень – грудень), а також інформація щодо обох батьків – свиноматки та кнура. Крім того, для аналізу живої маси при відлученні також враховувався вік поросяти на дату відлучення (21–31 доба).

Математико-статистичні методи. Для визначення вірогідності та ступеня впливу задіяних в аналізі факторів, нами було використано алгоритм загальної лінійної моделі (GLM) із розрахунком відповідних LS-оцінок.

Для даних щодо живої маси при народженні було використано три різні моделі:

$$PWB_{ijkl} = \mu + SEX_i + FY_j + FM_k + e_{ijkl}; \quad (\text{Модель 1})$$

$$PWB_{ijklm} = \mu + SEX_i + FY_j + FM_k + SIRE_l + e_{ijklm}; \quad (\text{Модель 2})$$

$$PWB_{ijklm} = \mu + SEX_i + FY_j + FM_k + DAM_l + e_{ijklm}; \quad (\text{Модель 3})$$

де PWB – індивідуальна жива маса поросяти при народженні;

μ – середнє популяційне значення;

SEX_i – фіксований фактор «стать поросяти» (дві градації);

FY_j – фіксований фактор «рік опоросу» (сім градацій);

FM_k – фіксований фактор «місяць опоросу» (12 градацій);

$SIRE_l$ – випадковий фактор «кнур» (198 градацій);

DAM_l – випадковий фактор «свиноматка» (898 градацій);

e_{ijkl} – випадкова помилка.

Для даних щодо живої маси при відлученні було використано також три різні моделі:

$$PWW_{ijklm} = \mu + SEX_i + FY_j + FM_k + WA_l + e_{ijklm} \quad (\text{Модель 4})$$

$$PWW_{ijklmn} = \mu + SEX_i + FY_j + FM_k + WA_l + SIRE_m + e_{ijklmn} \quad (\text{Модель 5})$$

$$PWW_{ijklmn} = \mu + SEX_i + FY_j + FM_k + WA_l + DAM_m + e_{ijklmn} \quad (\text{Модель 6})$$

де PWW – індивідуальна жива маса поросяти при відлученні;

μ – середнє популяційне значення;

SEX_i – фіксований фактор «стать поросяти» (дві градації);
 FY_j – фіксований фактор «рік опоросу» (сім градацій);
 FM_k – фіксований фактор «місяць опоросу» (12 градацій);
 WA_l – фіксований фактор «вік поросяти на дату відлучення» (11 градацій);
 $SIRE_m$ – випадковий фактор «кнур» (198 градацій);
 DAM_m – випадковий фактор «свиноматка» (898 градацій);
 e_{ijkl} – випадкова помилка.

Виявлені характерні особливості часової (як у відношенні місяця опоросу, так і року опоросу) мінливості живої маси поросят при народженні та відлученні потребували додаткового аналізу. Для цього ми перекодували дату опоросу таким чином, що всім поросяткам, які були народжені у лютому 2007 р. було присвоєно код «1», у березні 2007 р. – код «2» і т. п. Таким чином, нами було отримано 94 субгрупи відповідно до місяця/року (MYFCode). Аналогічний підхід (використання значень «ковзного середнього» для 30-денних відрізків часу протягом декількох років дослідження) нещодавно було використано в роботі (Scanlan et al., 2019 [28]) при аналізі відтворювальних якостей помісних свиноматок ВБ × Ландрас.

Для PWB нами було розраховані середні значення для кожної субгрупи (без урахування статі поросяти). Але оскільки для PWW суттєвий вплив встановлено для доби відлучення (див. нижче), для цього показника подальший аналіз було проведено з використанням LS-оцінок, що розраховані на підставі моделі 7:

$$PWW_{ijkl} = \mu + SEX_i + MYFCode_j + WA_k + e_{ijkl}; \quad (\text{Модель 7})$$

де PWW – індивідуальна жива маса поросяти при відлученні відповідно до субгрупи «рік/місяць опоросу»;

μ – середнє популяційне значення;

SEX_i – фіксований фактор «стать поросяти» (дві градації);

$MYFCode_j$ – фіксований фактор субгрупи «місяць/рік опоросу» (94 градації);

WA_k – фіксований фактор «доба відлучення» (11 градацій);

e_{ijkl} – випадкова помилка.

Всі розрахунки було проведено з використанням модуля GLM пакету статистичних програм MINITAB Release 13.1 (MINITAB Inc. 2000). У всіх випадках вірогідними вважалися LS-оцінки, що мали $p \leq 0,05$.

Наявність тренду часової мінливості PWB та PWW поросят було оцінено з використанням коефіцієнта рангової кореляції Спірмена (R_s). Для аналізу наявності не випадкової компоненти мінливості (циклічності) нами було використано оцінки автокореляційної функції (AR), що було розраховано для лагів від 1 до 36 місяців.

Для пояснення патернів часової мінливості оцінок PWB та PWW було використано два кліматичних показники для 12 місяців кожного року дослідження: середньомісячна температура та сума опадів за місяць. Крім того, нами було розраховано відхилення від середньої багаторічної температури для кожного місяця. Всі значення кліматичних показників було отримано для м. Золотоноша (Золотоніський район Черкаської області), що представлені в архіві за 2007–2014 роки на сайті <http://www.pogodaiklimat.ru>.

Наявність вірогідного впливу цих кліматичних показників на мінливість PWB та PWW було оцінено, використовуючи коефіцієнт рангової кореляції Спірмена (R_s) окремо для кожного сезону року: зима (грудень, січень, лютий), весна (березень, квітень, травень), літо (червень, липень, серпень) та осінь (вересень, жовтень, листопад).

Всі розрахунки було проведено з використанням пакету статистичних програм STATISTICA v. 7.0 (StatSoft Inc.).

2. Результати

Жива маса при народженні. В таблиці 1 наведено результати дисперсійного аналізу впливу факторів не-генетичної природи (модель 1) та з врахуванням генотипу кнура й свиноматки (моделі 2 та 3, відповідно) на PWB.

Таблиця 1

Результати дисперсійного аналізу впливу різних факторів на живу масу поросят ВБП при народженні (моделі 1–3)

| Фактор | Модель 1 | Модель 2 | Модель 3 |
|--------|----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|
| SEX | $F(1; 9532) = 1,56^{ns}$ | $F(1; 9333) = 0,73^{ns}$ | $F(1; 8635) = 0,12^{ns}$ |
| FY | $F(7; 9532) = 40,02^{***}$ | $F(7; 9333) = 13,90^{***}$ | $F(7; 8635) = 60,54^{***}$ |
| FM | $F(11; 9532) = 5,12^{***}$ | $F(11; 9333) = 7,98^{***}$ | $F(11; 8635) = 12,46^{***}$ |
| SIRE | – | $F(197; 9333) = 3,25^{***}$ | – |
| DAM | – | – | $F(897; 8635) = 7,50^{***}$ |

Примітка. Тут та далі: * – $p \leq 0,05$; ** – $p \leq 0,01$; *** – $p \leq 0,001$; ns – $p > 0,05$.

Вірогідний вплив встановлено для всіх факторів, що було включено в моделі 1–3, за виключенням статі поросяти.

В середньому за весь період дослідження (2007–2014 рр.) жива маса поросят при народженні склала: для кнурців – $1,094 \pm 0,002$ кг ($n = 4476$); для свинок – $1,097 \pm 0,002$ ($n = 5076$).

В таблиці 2 наведено LS-оцінки PWB для різних факторів не-генетичної природи (модель 1), та з врахуванням корегування на генотип кнура та свиноматки (модель 2 та 3, відповідно).

Таблиця 2

LS-оцінки (LSE \pm SE) впливу різних факторів на живу масу поросят ВБП при народженні (моделі 1–3), кг

| Фактор / градації | Модель 1 | Модель 2 | Модель 3 |
|-------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| 1 | 2 | 3 | 4 |
| Constant | $1,094 \pm 0,002$ | $1,084 \pm 0,003$ | $1,092 \pm 0,002$ |
| SEX | | | |
| кнурці | $-0,002 \pm 0,002^{ns}$ | $-0,001 \pm 0,002^{ns}$ | $-0,001 \pm 0,001^{ns}$ |
| свинки | 0 | 0 | 0 |

Закінчення таблиці 2

| 1 | 2 | 3 | 4 |
|------|--------------------------|--------------------------|--------------------------|
| FY | | | |
| 2007 | $-0,018 \pm 0,006^{***}$ | $-0,085 \pm 0,016^{***}$ | $-0,128 \pm 0,009^{***}$ |
| 2008 | $0,001 \pm 0,004^{ns}$ | $-0,032 \pm 0,010^{**}$ | $-0,078 \pm 0,006^{***}$ |
| 2009 | $0,024 \pm 0,003^{***}$ | $-0,014 \pm 0,008^{ns}$ | $-0,038 \pm 0,005^{***}$ |
| 2010 | $0,022 \pm 0,004^{***}$ | $0,022 \pm 0,007^{***}$ | $0,002 \pm 0,005^{ns}$ |
| 2011 | $0,040 \pm 0,004^{***}$ | $0,056 \pm 0,007^{***}$ | $0,059 \pm 0,004^{***}$ |
| 2012 | $-0,019 \pm 0,004^{***}$ | $0,007 \pm 0,008^{ns}$ | $0,032 \pm 0,005^{***}$ |
| 2013 | $-0,034 \pm 0,004^{***}$ | $0,009 \pm 0,009^{ns}$ | $0,048 \pm 0,006^{***}$ |
| 2014 | 0 | 0 | 0 |
| FM | | | |
| Jan | $-0,018 \pm 0,005^{***}$ | $-0,028 \pm 0,005^{***}$ | $-0,036 \pm 0,005^{***}$ |
| Feb | $0,003 \pm 0,005^{ns}$ | $-0,006 \pm 0,005^{ns}$ | $-0,001 \pm 0,005^{ns}$ |
| Mar | $-0,012 \pm 0,005^*$ | $-0,017 \pm 0,005^{***}$ | $-0,015 \pm 0,005^{**}$ |
| Apr | $0,008 \pm 0,005^{ns}$ | $0,006 \pm 0,005^{ns}$ | $-0,008 \pm 0,005^{ns}$ |
| May | $-0,011 \pm 0,005^*$ | $-0,014 \pm 0,005^{**}$ | $-0,017 \pm 0,005^{***}$ |
| Jun | $-0,001 \pm 0,005^{ns}$ | $-0,001 \pm 0,005^{ns}$ | $-0,001 \pm 0,005^{ns}$ |
| Jul | $0,002 \pm 0,005^{ns}$ | $0,002 \pm 0,005^{ns}$ | $0,001 \pm 0,005^{ns}$ |
| Aug | $0,015 \pm 0,005^{***}$ | $0,018 \pm 0,005^{***}$ | $0,017 \pm 0,005^{***}$ |
| Sep | $0,011 \pm 0,005^*$ | $0,015 \pm 0,005^{**}$ | $0,010 \pm 0,005^*$ |
| Oct | $0,020 \pm 0,005^{***}$ | $0,029 \pm 0,005^{***}$ | $0,030 \pm 0,005^{***}$ |
| Nov | $-0,005 \pm 0,005^{ns}$ | $0,007 \pm 0,006^{ns}$ | $0,003 \pm 0,005^{ns}$ |
| Dec | 0 | 0 | 0 |

Для фактора «стать поросяти», як і очікувалося, LS-оцінки вірогідно не відрізнялись від 0 для всіх трьох моделей.

З іншого боку, було встановлено вірогідний вплив фактору «рік опоросу»; поросята, які були народжені в 2007, а також 2012–2013 рр. характеризувалися вірогідно нижчою оцінкою PWB у відношенні до середньо-популяційного значення, у той час як поросята, що народилися протягом 2009–2011 рр., навпаки, вірогідно його перевищували (табл. 2; модель 1). Таким чином, мають місце певні часові коливання PWB протягом періоду дослідження.

Включення в модель 1 додаткової інформації щодо генотипу кнура чи свиноматки (у якості випадкових факторів), суттєво змінює отримані LS-оцінки (табл. 2; моделі 2 та 3). Без суттєвих змін залишаються лише відповідні оцінки для поросят, які народилися у 2007 р. та 2011 р., при цьому, включення в аналіз генотипової інформації підвищує абсолютні значення LS-оцінок, тобто, підсилює виявлені відмінності. Аналогічна ситуація відмічається й у відношенні LS-оцінок PWB для тварин 2009 року народження. Для моделі 1 ця оцінка вірогідно не відрізнялася від 0 ($0,001 \pm 0,004$ кг), у той час як при включенні в аналіз генотипової інформації отримані LS-оцінки стають вже вірогідними.

Вплив кнура та свиноматки може мати й не співпадаючий напрямок. Так для моделі 1, LS-оцінки PWB поросят, які народилися протягом 2012–2013 рр, були вірогідно нижче середньо-популяційного значення, для моделі 2 (із включенням інформації щодо генотипу кнура) – близькі до 0, а для моделі 3 (із включенням інформації щодо генотипу свиноматки) вже вірогідно перевищують середньо-популяційну оцінку (табл. 2).

У відношенні календарного місяця опоросу, навпаки, включення в аналіз генотипової інформації не сприяло підвищенню точності отриманих LS-оцінок PWB. При цьому, поросята, які народилися в січні, березні та травні були в середньому легше, ніж в середньому для популяції за період дослідження, у той час як поросята, які народилися в кінці літа – восени (у серпні, вересні та жовтні), навпаки, вірогідно перевищували середньо-популяційну оцінку (табл. 2).

Жива маса при відлученні. Жива маса поросят при відлученні (PWW) демонструє аналогічні залежності у відношенні факторів як не-генетичної, так й генетичної природи; крім того, доведено вірогідний вплив доби відлучення (табл. 3).

Таблиця 3

**Результати дисперсійного аналізу впливу різних факторів
на живу масу поросят ВБП при відлученні (моделі 4–6)**

| Фактор | Модель 4 | Модель 5 | Модель 6 |
|--------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|
| SEX | $F(1; 9514) = 0,05^{ns}$ | $F(1; 9316) = 0,10^{ns}$ | $F(1; 8618) = 1,72^{ns}$ |
| FY | $F(7; 9514) = 108,77^{***}$ | $F(7; 9316) = 45,79^{***}$ | $F(7; 8618) = 79,61^{***}$ |
| FM | $F(11; 9514) = 7,34^{***}$ | $F(11; 9316) = 6,27^{***}$ | $F(11; 8618) = 12,74^{***}$ |
| WA | $F(10; 9514) = 21,78^{***}$ | $F(10; 9316) = 26,19^{***}$ | $F(10; 8618) = 34,75^{***}$ |
| SIRE | - | $F(196; 9316) = 3,25^{***}$ | - |
| DAM | - | - | $F(896; 8618) = 8,78^{***}$ |

В таблиці 4 наведено LS-оцінки PWW для різних факторів не-генетичної природи (модель 4), та з врахуванням корегування на генотип кнура та свиноматки (модель 5 та 6, відповідно).

LS-оцінки PWB та PWW суттєво відрізняються між собою для поросят, яких було народжено у різні роки. Для PWW позитивні та вірогідні LS-оцінки було відмічено для поросят 2008 та 2012–2013 року народження, у той час як з іншого боку у 2012–2013 рр., навпаки, народжувалися поросяті із найнижчими значеннями PWB. Аналогічну ситуацію відмічено у відношенні років із мінімальними LS-оцінками PWW (2010–2011 рр.), у той час як LS-оцінки PWB протягом цього періоду були, навпаки, були найвищими за період дослідження (табл. 2, 4). Лише умови 2007 року були несприятливими як для PWB, так й PWW.

Суттєвої корекції LS-оцінок PWW при включенні у модель даних щодо кнурів не було відмічено. Лише для поросят 2009 року народження відповідна LS-оцінка при включенні інформації щодо генотипу кнура стала негативною та вірогідною (табл. 4; модель 5).

Таблиця 4

**LS-оцінки (LSE ± SE) впливу різних факторів на живу масу
поросят ВБП при відлученні (моделі 4–6), кг**

| Фактор / градації | Модель 4 | Модель 5 | Модель 6 |
|-------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| 1 | 2 | 3 | 4 |
| Constant | $7,948 \pm 0,037$ | $7,912 \pm 0,042$ | $7,896 \pm 0,039$ |
| SEX | | | |
| кнурці | $-0,002 \pm 0,011^{ns}$ | $-0,003 \pm 0,010^{ns}$ | $-0,011 \pm 0,009^{ns}$ |
| свинки | 0 | 0 | 0 |
| FY | | | |

Закінчення таблиці 4

| 1 | 2 | 3 | 4 |
|------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|
| 2007 | -0,373 ± 0,043*** | -0,421 ± 0,011*** | 0,032 ± 0,061 ^{ns} |
| 2008 | 0,591 ± 0,036*** | 0,307 ± 0,074*** | 0,668 ± 0,045*** |
| 2009 | 0,020 ± 0,031 ^{ns} | -0,123 ± 0,055* | 0,226 ± 0,038*** |
| 2010 | -0,328 ± 0,033*** | -0,377 ± 0,049*** | -0,246 ± 0,035*** |
| 2011 | -0,067 ± 0,033* | -0,074 ± 0,048 ^{ns} | -0,073 ± 0,035* |
| 2012 | 0,370 ± 0,031*** | 0,526 ± 0,056*** | 0,152 ± 0,037*** |
| 2013 | 0,087 ± 0,031** | 0,215 ± 0,068** | -0,214 ± 0,044*** |
| 2014 | 0 | 0 | 0 |
| FM | | | |
| Jan | 0,114 ± 0,035*** | 0,081 ± 0,036* | 0,197 ± 0,033*** |
| Feb | -0,026 ± 0,035 ^{ns} | 0,020 ± 0,036 ^{ns} | 0,064 ± 0,034 ^{ns} |
| Mar | 0,032 ± 0,034 ^{ns} | 0,044 ± 0,035 ^{ns} | 0,003 ± 0,033 ^{ns} |
| Apr | 0,064 ± 0,036 ^{ns} | 0,096 ± 0,037** | 0,089 ± 0,035* |
| May | 0,172 ± 0,034*** | 0,177 ± 0,034*** | 0,175 ± 0,033*** |
| Jun | -0,128 ± 0,035*** | -0,111 ± 0,036** | -0,082 ± 0,034* |
| Jul | 0,025 ± 0,034 ^{ns} | -0,011 ± 0,033 ^{ns} | -0,009 ± 0,033 ^{ns} |
| Aug | 0,005 ± 0,034 ^{ns} | -0,016 ± 0,034 ^{ns} | -0,036 ± 0,034 ^{ns} |
| Sep | 0,084 ± 0,037* | 0,063 ± 0,038 ^{ns} | 0,061 ± 0,036 ^{ns} |
| Oct | -0,065 ± 0,037 ^{ns} | -0,067 ± 0,037 ^{ns} | -0,083 ± 0,035* |
| Nov | -0,134 ± 0,039*** | -0,157 ± 0,039*** | -0,176 ± 0,037*** |
| Dec | 0 | 0 | 0 |
| WA | | | |
| 21 | -0,326 ± 0,239 ^{ns} | -0,517 ± 0,234* | 0,183 ± 0,276 ^{ns} |
| 22 | -0,522 ± 0,240* | -0,430 ± 0,234 ^{ns} | -1,235 ± 0,223*** |
| 23 | -0,640 ± 0,107*** | -0,564 ± 0,106*** | -0,706 ± 0,110*** |
| 24 | -0,335 ± 0,059*** | -0,377 ± 0,058*** | -0,436 ± 0,059*** |
| 25 | -0,119 ± 0,048* | -0,207 ± 0,048*** | -0,037 ± 0,049 ^{ns} |
| 26 | 0,087 ± 0,047 ^{ns} | 0,020 ± 0,047 ^{ns} | 0,198 ± 0,048*** |
| 27 | 0,286 ± 0,045*** | 0,279 ± 0,045*** | 0,375 ± 0,045*** |
| 28 | 0,276 ± 0,048*** | 0,326 ± 0,048*** | 0,306 ± 0,049*** |
| 29 | 0,341 ± 0,049*** | 0,420 ± 0,048*** | 0,326 ± 0,049*** |
| 30 | 0,430 ± 0,056*** | 0,456 ± 0,056*** | 0,391 ± 0,056*** |
| 31 | 0 | 0 | 0 |

Корегуючий вплив інформації щодо генотипу свиноматки більш суттєвий, особливо це стосується поросят, яких було народжено у 2013 році; включення фактору «Свиноматка» призвело до отримання для них негативної вірогідної LS-оцінки для PWW.

Прояв сезонності характеру мінливості PWW має свою специфічність, що практично повністю не співпадає із результатами, що було отримано вище для LS-оцінок PWB. Так, найбільш масивні на момент відлучення були поросята, які народилися в січні, травні та вересні. У той час як поросята, народжені у січні та травні, навпаки, були найлегшими у відношенні PWB (табл. 2, 4). Найнижчими LS-оцінками PWW характеризувалися поросята, які були народжені в червні та листопаді.

Знову ж, у відношенні календарного місяця опоросу, включення в аналіз генотипової інформації не сприяло значному підвищенню точності отриманих LS-оцінок для PWW, що стали або трохи вищими (для поросят, які були народжені у квітні), або трохи нижчими (для поросят, які були народжені у вересні).

Аналогічну ситуацію щодо відсутності впливу генотипової інформації на відповідні LS-оцінки для PWW було відмічено й у відношенні впливу фактора «доба відлучення». В цілому, має місце зрозуміла тенденція – поросята, які були відлучені пізніше, мали більшу живу масу при відлученні.

Так, поросята, які були відлучені на 23–24 добу, вірогідно поступалися середньо-популяційному значенню, а поросята, які були відлучені на 27–30 добу, вірогідно перевищували середньо-популяційне значення (табл. 4).

Аналіз часової мінливості (на підставі автокореляційної функції). Середньомісячні оцінки PWB варіювали від $1,000 \pm 0,020$ кг (для народжених у січні 2012 р.) до $1,183 \pm 0,023$ кг (для народжених в вересні 2020 р.) (рис. 1). В цілому, вплив субгрупи «місяць/рік опоросу» на PWB був вірогідним – $F(93; 9458) = 6,55; p < 0,001$.

Ступінь невивадковості (тобто, наявність тренду чи циклів) характеру часової динаміки оцінок PWB було нами перевірено з використанням розрахунку автокореляційної функції для лагів від 1 до 36 місяців.

Будь-якого (негативного чи позитивного) тренду середньомісячних оцінок PWB протягом періоду дослідження нами встановлено не було ($R_s = -0,150; n = 94; p = 0,150$). Але, незважаючи на значні коливання оцінок PWB в межах двох-трьох сусідніх місяців, розглядаючи динаміку середньомісячних показників живої маси поросят ВБП при народженні протягом всього періоду дослідження, можна відмітити певні етапи підйому та, навпаки, зниження цих оцінок.

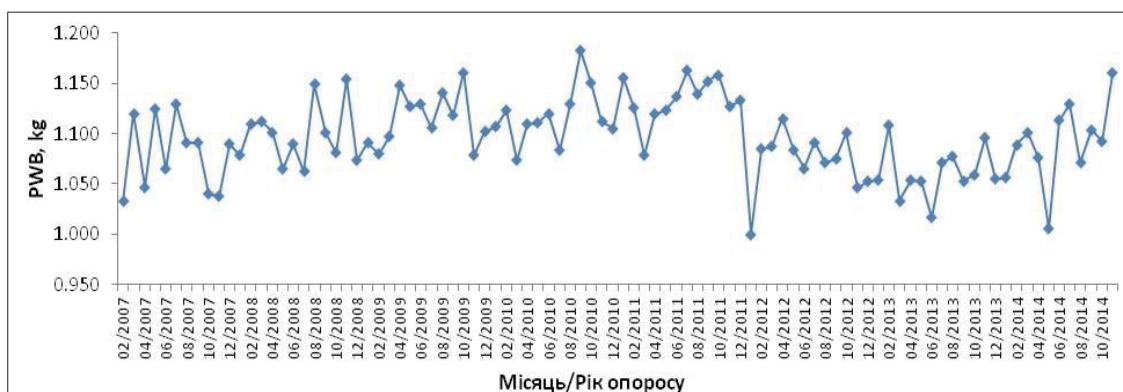


Рис. 1. Динаміка середньомісячних показників живої маси поросят ВБП при народженні відповідно до місяця/року опоросу протягом 2007–2014 рр.

Найбільші оцінки автокореляційної функції для часового ряду, що аналізується, було встановлено для дуже коротких лагів: $AR(1) = 0,303$ ($p < 0,01$), $AR(2) = 0,331$ ($p < 0,01$) та $AR(4) = 0,346$ ($p = 0,001$) (рис. 2). Це свідчить про наявність певної «інерції», що може охоплювати періоди в один-чотири місяці, протягом яких оцінки PWB були подібними.

З іншого боку, наявність вірогідних, але негативних, оцінок автокореляційної функції для дуже тривалих лагів, як, наприклад $AR(32) = -0,235$ ($p < 0,01$) та $AR(34) = -0,233$ ($p < 0,01$), свідчить про існування більш-менш чітких циклів, тривалістю біля трьох років.

LS-оцінки PWW коливалися в межах від $-1,529 \pm 0,131$ кг (для лютого 2007 р.) до $1,057 \pm 0,084$ кг (для липня 2008 р.). В цілому, вплив субгрупи «місяць/рік опоросу» на її PWW також був вірогідним – $F(93; 9439) = 21,99$; $p < 0,001$.

Як і в попередньому випадку, тренду LS-оцінок PWW протягом періоду дослідження встановлено також не було ($R_s = -0,178$; $n = 94$; $p = 0,086$). Але, на відміну від PWB, для часової мінливості LS-оцінок PWW етапи їх підйому та зниження виражено в більшому ступені (рис. 3).

При розгляді динаміки LS-оцінок PWW протягом всього періоду дослідження також можна отримати свідчення наявності певної «інерції», що може охоплювати періоди, протягом яких оцінки PWW були близькими.

Найбільші оцінки автокореляційної функції для часового ряду, що аналізується, було встановлено також для дуже коротких лагів, але їх величина була вище, ніж у випадку із PWB: $AR(1) = 0,659$

($p < 0,001$), $AR(2) = 0,609$ ($p < 0,001$) та $AR(3) = 0,460$ ($p < 0,001$) (рис. 4).

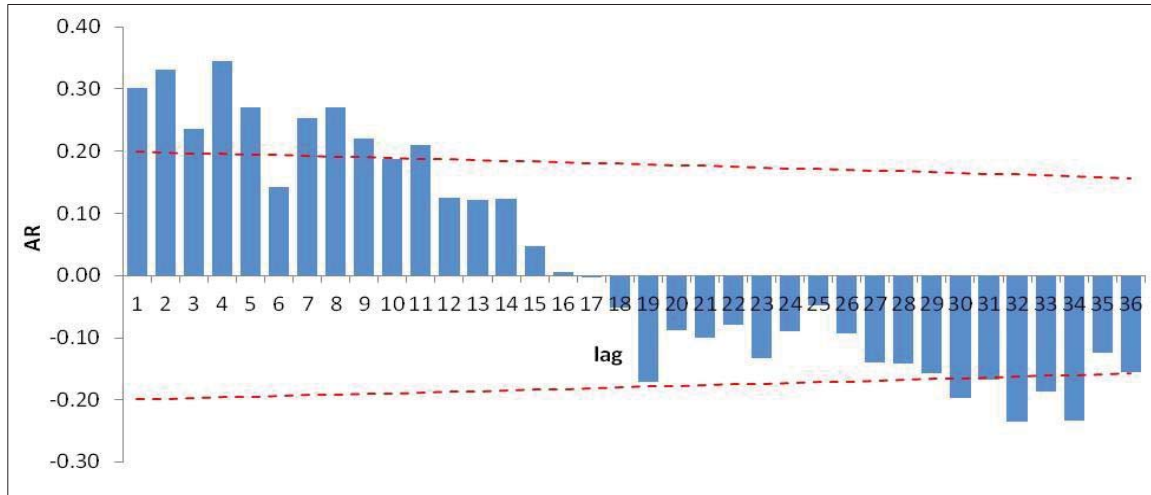


Рис. 2. Оцінки коефіцієнтів автокореляції (AR) середньомісячних показників живої маси поросят ВБП при народженні відповідно до місяця/року опоросу протягом 2007–2014 рр. для лагів від 1 до 36 місяців

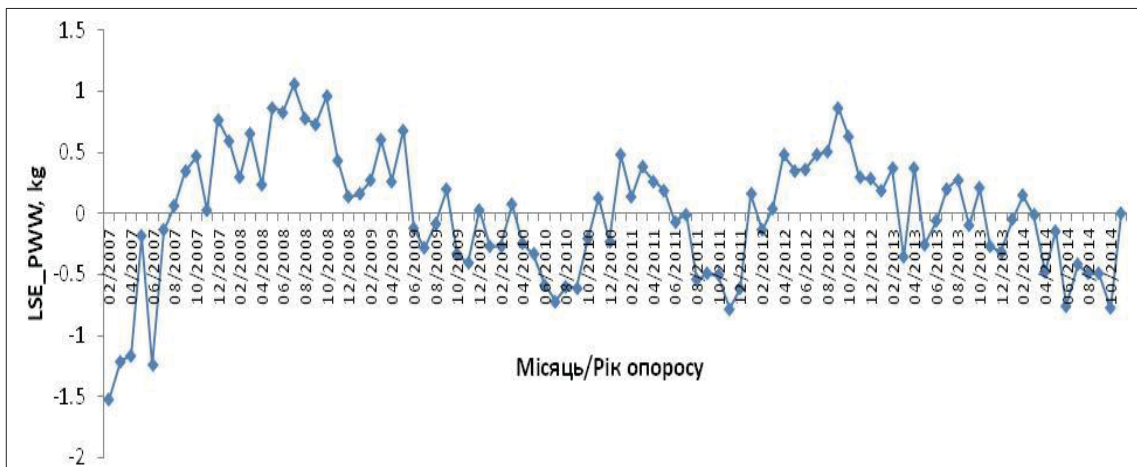


Рис. 3. Динаміка LS-оцінок живої маси поросят ВБП при відлученні відповідно до місяця/року опоросу протягом 2007–2014 рр. (модель 7)

З іншого боку, наявність вірогідних, але негативних, оцінок автокореляційної функції для дуже тривалих лагів, як, наприклад $AR(23) = -0,316$ ($p < 0,01$), $AR(24) = -0,280$ ($p < 0,01$) та $AR(25) = -0,277$ ($p < 0,01$), свідчить про існування більш-менш чітких циклів, тривалістю біля двох років.

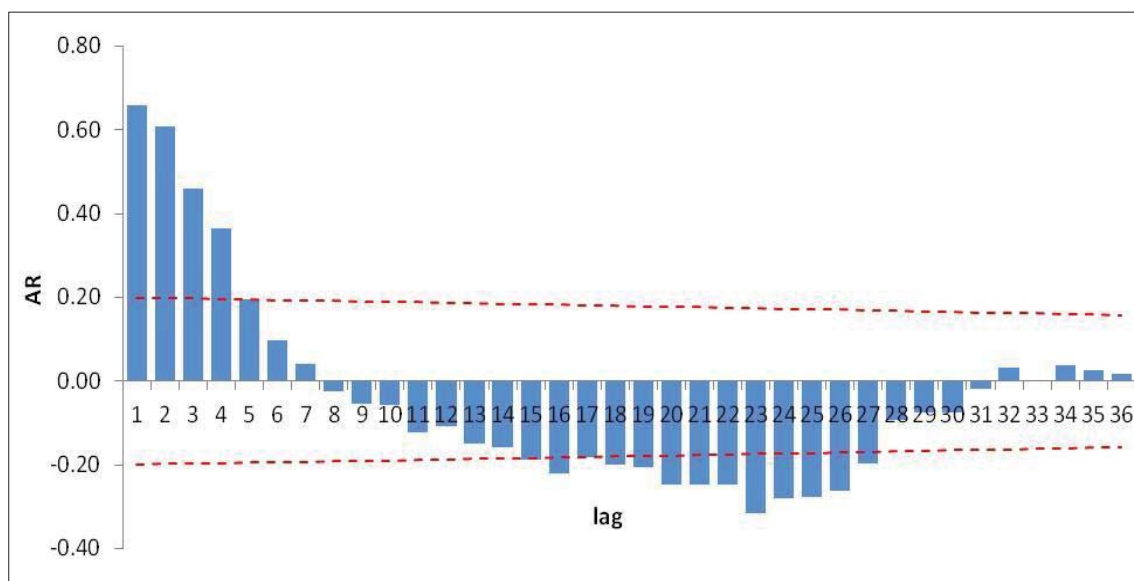


Рис. 4. Оцінки коефіцієнтів автокореляції (AR) LS-оцінок живої маси поросят ВВП при відлученні відповідно до місяця/року опоросу протягом 2007–2014 рр. (модель 7) для лагів від 1 до 36 місяців

Аналіз впливу кліматичних параметрів. Нами не було встановлено вірогідного впливу ані середньомісячної температури повітря, ані суми опадів за місяць на оцінки PWB протягом періоду дослідження.

При цьому, метеорологічні умови місяця, що передував місяцю опоросу, мали суттєве значення, проте, в різні сезони року такий зв'язок мав різну форму.

Для зимових місяців (грудень – лютий) було встановлено вірогідну кореляцію між оцінками PWB та відхиленням середньомісячної температури від середньої багаторічної для місяця, що передує місяцю опоросу (TD-1): $R_s = -0,446$; $n = 22$; $p = 0,038$.

Таким чином, більш висока температура повітря протягом останнього місяця поросності призводила до зниження живої маси поросят, якщо вони народжувалися взимку (рис. 5А).

Аналогічну залежність було отримано нами також для поросят, які були народжені протягом літніх місяців (червень – серпень): $R_s = -0,410$; $n = 24$; $p = 0,047$. Хоча в даному випадку, більш адекватною була криволінійна апроксимація залежності (рис. 5В).

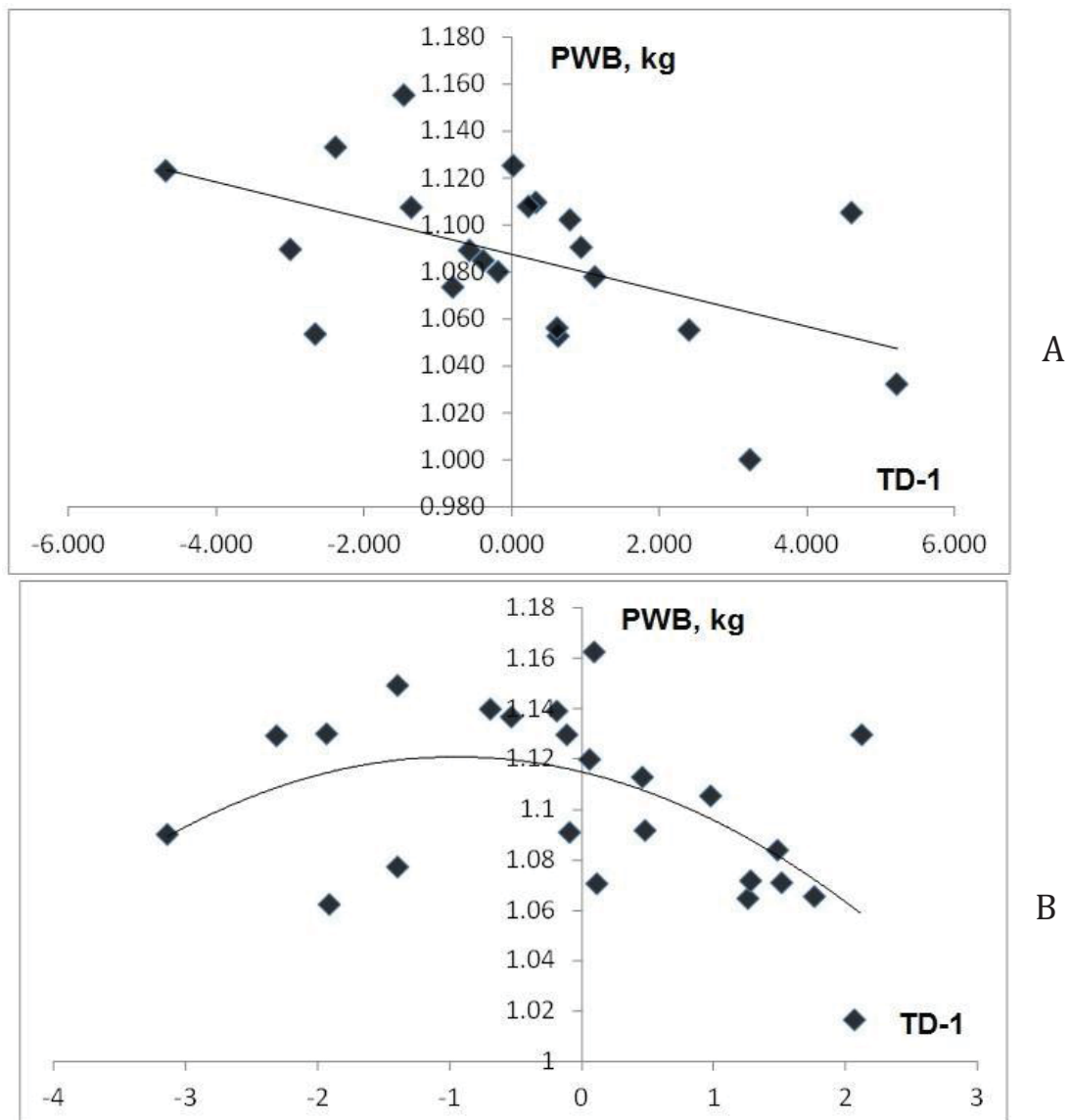


Рис. 5. Залежність між живою масою поросят при народженні (PWB) та відхиленням середньомісячної температури від середньої багаторічної для місяця, що передував місяцю опоросу (TD-1, у °C) в різні сезони року: А – зимові місяці; В – літні місяці

З іншого боку, для живої маси поросят, які були народжені навесні (березень – травень) та восени (вересень – листопад) найбільше значення мала не температура повітря, а сума опадів протягом місяця, що передував місяцю опоросу (PR-1): для поросят, народжених навесні: $R_s = -0,449$; $n = 24$; $p = 0,028$; для поросят, народжених восени: $R_s = -0,448$; $n = 24$; $p = 0,028$. Аналогічні залежності було отримано й у відношення відхилення від середньої

багаторічної суми опадів як для весняного, так й осіннього сезону опоросу.

Встановлено, що PWW в меншому ступені залежала від середньомісячної температури або суми опадів за місяць. Для LS-оцінок PWW, поросят народжених восени, було встановлено вірогідний зв'язок лише із відхиленням від середньої багаторічної температури повітря для місяця опоросу (TD0): $R_s = 0,431$; $n = 24$; $p = 0,034$.

Таким чином, відхилення від середньої багаторічної температури повітря місяця поросності призводила до підвищення PWW, якщо вони народжувалися восени (рис. 7).

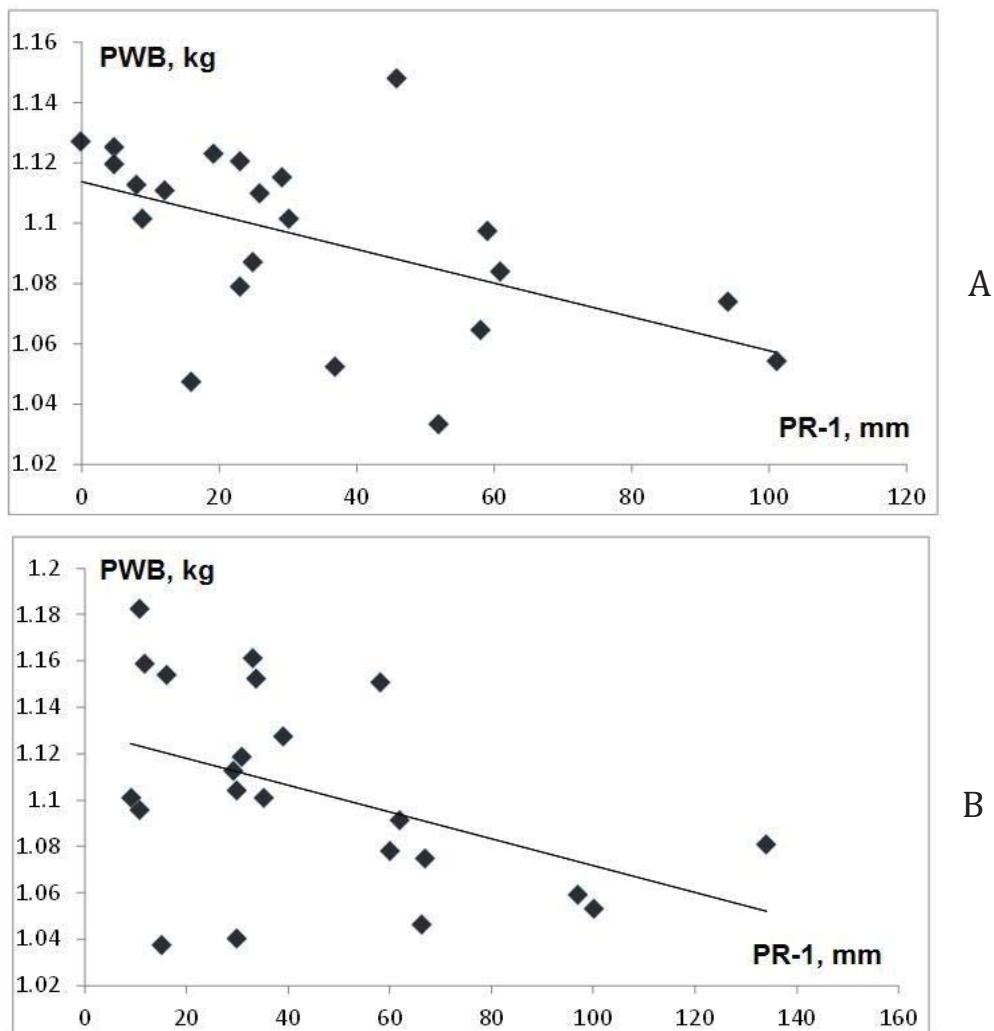


Рис. 6. Залежність між живою поросят при народженні (PWB) та сумою опадів для місяця, що передував місяцю опоросу (PR-1) в різні сезони року: А – весняні місяці; В – осінні місяці

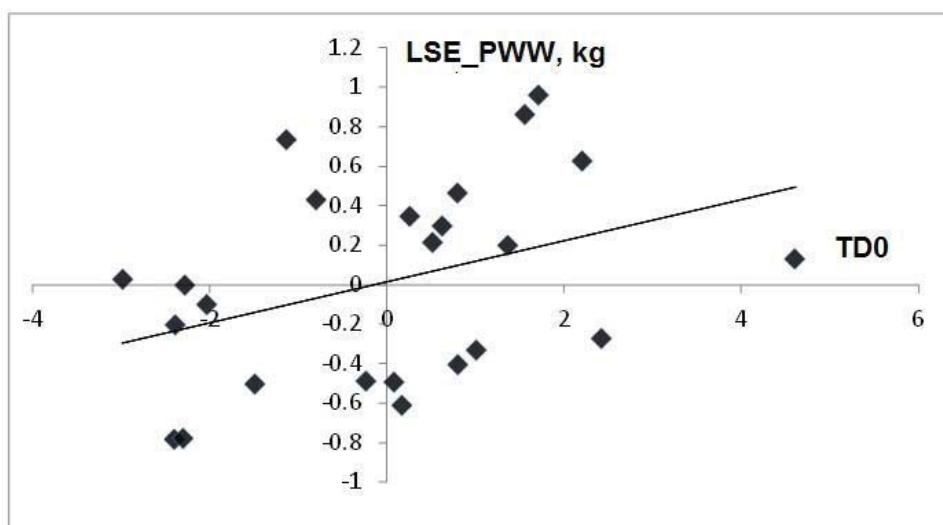


Рис. 7. Залежність між LS-оцінкою живої маси поросят при відлученні (LSE_PWW) та відхиленням середньомісячної температури від середньої багаторічної для місяця опоросу (TD0, у °C) в осінні місяці

3. Обговорення

Вплив статі на живу масу поросят при народженні та відлученні. В нашому дослідженні не було доведено впливу статі на живу масу поросят ВБП як при народженні (табл. 2), так і при відлученні (табл. 4).

В літературних джерелах, інформація, щодо впливу статі поросят на їх живу масу при народженні досить неоднозначна та суперечлива. Зустрічаються як свідчення вірогідного переважання за PWB та PWW кнурців над свинками [29; 30], так і відмічалось вірогідне переважання новонароджених свинок над кнурцями [31]. У той час як в інших дослідженнях не було доведено вірогідної різниці ані за живою масою, ані за приростами до відлучення між кнурцями та свинками, що узгоджується із результатами отриманими в [32; 33].

Можливо, така суперечливість отриманих результатів може бути пов'язана із процедурою формування вихідних вибірок кнурців та свинок при порівнянні. Так, при об'єднанні наших даних за окремі роки дослідження (2007–2014 рр.), вірогідну різницю не було отримано ані разу. При об'єднанні отриманих даних за окремі календарні місяці (січень – грудень) років дослідження, у двох випадках (для серпня та листопада) було доведено вірогідну різницю між живою масою кнурців та свинок при народженні

(у обох випадках $p < 0,05$). При цьому, в обох випадках свинки були важче, ніж кнурці. Нарешті, якщо отримані дані порівнювалися у межах окремих субгруп «місяць/рік опоросу», то лише у 11 випадках з 94 було встановлено вірогідну відмінність між живою масою кнурців та свинок при народженні (у всіх випадках $p < 0,05$). При цьому, в трьох випадках кнурці вірогідно переважали свинок, а ще у 8-ми – свинки вірогідно переважали кнурців за живою масою при народженні. Таким чином, частіше вірогідних відмінностей між кнурцями та свинками зареєстровано не було, а у той час, коли вплив статі мав все ж таки вірогідний характер, переважання за PWB поросят чоловічої або жіночої статі мало випадковий характер (критерій знаків: $p > 0,05$).

Загальноприйнятою є думка, що маса одного поросяти при народженні та відлученні мають позитивно спрямований корелятивний зв'язок [34]. Але, цей зв'язок досить слабкий, як і зв'язок між PWB та приростами до відлучення. На фоні цього було встановлено [30], що кореляція між PWW та приростами до відлучення була високо вірогідною ($r = 0,970$; $p \leq 0,001$). Невисокий рівень кореляції між PWB та PWW може бути пояснений тим, що більший вплив мала не власно PWB, а прирости до відлучення. Так, особини з високою PWB та низькими приростами при відлученні були на 0,2 кг легше, ніж тварини з низькою PWB та високими приростами [35].

З іншого боку, вказувалося, що прирости до відлучення були нижче у поросят із низькою живою масою при народженні (< 1545 г), якщо вони були свинками [36]. При цьому, кнурці частіше (у 70 % випадків) отримували доступ до перших двох сосків свиноматки, що забезпечувало їм більші прирости живої маси до відлучення [33]. Водночас, незважаючи на більшу живу масу при народженні, кнурці поступалися свинкам за оцінками життєздатності [37]. В цілому, збереженість поросят підвищувалася, якщо ці поросята були свинками, мали більшу живу масу при народженні та були народжені від свиноматок із трьома та більше опоросами [38].

Вік відлучення поросяти є дуже важливим фактором, що впливає як на PWW, так й на майбутні продуктивні ознаки тварини. В середньому PWW збільшувалася на 0,36 кг на кожен добу збільшення віку відлучення з 14 до 21 днів [39]. Хоча в роботі [21] відмічалось, що тривалість лактації (підсисного періоду) має квадратичний ефект на кількість поросят та живу масу гнізда при відлученні.

Більш пізній вік відлучення призводить до зростання середньодобових приростів та середньодобового споживання корму [40; 41],

зниження захворюваності [42] та смертності у поросят протягом перших 42-х днів після відлучення [40]. Серед поросят, що пізніше було відлучено, вірогідно знижувалася частка тварин, які втрачали у масі протягом першого тижня після відлучення [41]. Проте, необхідно пам'ятати, що при збільшенні віку відлучення, незважаючи на всі вказані вище переваги, знижується економічна ефективність використання свиноматки, збільшується необхідна мінімальна продуктивна площа маточних приміщень, збільшений лактаційний період негативно впливає на вгодованість свиноматки, що в свою чергу може створювати певні проблеми при її наступному осіменінні та зменшити тривалість її племінного використання [43].

Для поросят ВБП також встановлено вірогідний вплив віку відлучення на PWW, при цьому, включення до моделі інформації щодо генотипу свиноматки та кнура суттєво не змінювало отриманих результатів (табл. 4).

В середньому, PWW в нашому дослідженні збільшувалася на $0,130 \pm 0,006$ кг на кожен добу збільшення віку відлучення з 21 до 31 днів. Вірогідного впливу статі поросяти на збільшення PWW із зростанням віку відлучення не встановлено (для кнурців: $0,129 \pm 0,009$ кг/добу; для свинок: $0,131 \pm 0,008$ кг/добу).

Вплив року опоросу. Нами було встановлено вірогідний вплив року опоросу на оцінки PWB (табл. 1) та PWW (табл. 3). При цьому, окремі періоди з підвищеними значеннями чергувалися із періодами, коли оцінки вірогідно поступалися середньому популяційному (табл. 2, 4). Аналогічні більш-менш виражені коливання також було відмічено при аналізі часової мінливості (у форматі місяць/рік опоросу) основних відтворювальних характеристик (частка абортів, кількість поросят при народженні, багатоплідність та кількість поросят при відлученні) помісних свиноматок ВБ × Ландрас [28].

Раніше вірогідний вплив року опоросу вже було встановлено на живу масу поросят при народженні та відлученні [18; 19] та загальну масу гнізда при відлученні [18; 44].

Результати аналізу коефіцієнтів автокореляції (рис. 2, 4) свідчать, що характер часової мінливості оцінок PWB та PWW протягом періоду дослідження складається із двох компонент (коротко- та довготривалої), в основі яких можуть знаходитися різні механізми. По-перше, це більш-менш виражені дво- (для PWW) чи трьох-річні (для PWB) цикли, з одного боку, а також 3–4-місячні періоди «інерції», протягом яких оцінки живої маси поросят залишаються на відносно постійному рівні.

Такі довготривалі цикли можуть бути пояснені з урахуванням того, що середній продуктивний вік основного поголів'я в господарстві складає 2,5–3,5 роки. Тобто, саме з таким періодом проводиться масове вибракування плідників і, таким чином, ціле покоління основних кнурів замінюється на нове. З іншого боку, короткі цикли відповідають тривалості сезонів року (під час яких метеорологічні характеристики відносно постійні), і, таким чином, умови навколишнього середовища (температури повітря та суми опадів) здатні вплинути на процеси формування живої маси порослят при народженні та відлученні (див. нижче).

Крім того, включення додаткової інформації щодо генотипу кнура чи свиноматки (у якості випадкових факторів), суттєво змінює отримані LS-оцінки PWB та PWW. З нашої точки зору, це знову ж таки можна пов'язати із особливостями технологічного процесу відтворення в господарстві, внаслідок якого в різні роки використовувалися різні кнури та свиноматки, відповідно.

Так, із 198 кнурів, 90 використовувалося протягом лише одного року, 78 – протягом двох, 27 – протягом трьох і, нарешті, лише три кнури використовувалося протягом чотирьох років. Аналогічно, із 898 свиноматок, 426 використовувалося протягом лише одного року, 284 – протягом двох, 124 – протягом трьох, 41 – протягом чотирьох, 21 – протягом п'яти і, нарешті, лише дві свиноматки використовувалися протягом шести років.

Отримані у наших дослідженнях результати аналізу часової мінливості ознак репродуктивної здатності цілком очікувано відрізняються за тривалістю циклів від результатів отриманих для репродуктивно-респіраторного синдрому (PPCC) [27]. Якщо для PPCC, залежно від місцевості проведення досліджень, були характерні річні та 6-ти місячні цикли, то для LS-оцінок PWB та PWW – тривалість коротких циклів становить 3–4 місяця, а довгих 3–4 роки.

Циклічні коливання, що було зафіксовано при дослідженні ТВ (mucobacteriosis), також відрізнялись за тривалістю, що складала 6 місяців для коротких циклів і 24 місяці для довгих [25]. Спільним із результатами нашого дослідження, у даному випадку, є наявність коротко- і довготривалих циклів прояву ознаки.

Для худоби, яка характеризується більшою тривалістю періоду як постнатального онтогенезу, так й господарського використання, такі цикли можуть довгими і обіймати відрізки часу у 5–7 років [45].

Вплив сезону/місяця опоросу та кліматичних параметрів.

Нами встановлено, що місяць опоросу вірогідно впливав як на PWB, так й PWW (табл. 1, 3). При цьому, було виявлено певну сезонність – поросята, які були народжені в кінці літа та восени мали найбільшу живу масу при народженні. Така ж сезонність існувала і при включенні в модель генетичних даних щодо генотипу кнур та свиноматки (табл. 2). Цікаво, що раніше нами на стаді свиноматок ВБП іншого господарства вірогідний вплив сезону/місяця опоросу встановлено не було [19].

З іншого боку, вплив сезону опоросу на PWB раніше було встановлено на свиноматках порід ландрас, ВБП та їх помісей в Польщі [46]. Вони вказують, що в осінні місяці було відмічено найменшу кількість опоросів, що вплинуло на підвищення PWB та PWW. Аналогічну картину було відмічено й у нашому дослідженні – розподіл кількості отриманих новонароджених поросят по місяцях року вірогідно відхиляється від рівномірного (критерій Хі-квадрат: $\chi^2 = 77,27$; $df = 11$; $p < 0,001$) із значним зменшенням кількості поросят в вересні-грудні.

У дослідженнях [47] також встановлено статистично значиму різницю між живою масою поросят, які народились взимку та тих, які народились в літній період, при чому останні мали вірогідно більшу живу масу.

Крім того, в роботі [48] встановлено вірогідний вплив сезону запліднення на PWB. Ними встановлено, що свиноматки, яких було запліднено у весняні місяці (тобто, із опоросами у літні місяці), народжували особин із найбільшими значеннями PWB у порівнянні із тваринами, яких було запліднено в інші сезони року.

Результати дослідження, проведеного в США, свідчать, що свиноматки, яких було запліднено з листопада по січень (тобто, із опоросами в кінці зими та на початку весни), характеризувалися найбільшими значеннями загальної маси гнізда при народженні [49]. Перевагу PWB для весняних опоросів було продемонстровано в ще одному дослідженні з США [50]. З іншого боку, в цьому дослідженні не доведено вірогідного впливу сезону опоросу на PWW (при відлученні на 21-й день). А в роботі [18] не доведено вірогідного впливу сезону опоросу на загальну масу гнізда (при відлученні на 21-й день).

В нашому дослідженні, незважаючи на те, що вплив місяця опоросу на PWW був високо вірогідний (табл. 3), чіткої сезонності у відношенні цієї ознаки не встановлено – поросята, яких було народжено і в січні, і в квітні-травні, і в вересні, переважали

середньо-популяційну оцінку (табл. 4). В попередньому нашому дослідженні [19] максимальними оцінками PWW характеризувалися поросята, яких було народжено в літні місяці (червень та серпень). Цей результат суперечать даним [46], які встановили, що поросята з літніх опоросів, навпаки, мали найменшу PWW.

Така кількість суперечливих результатів може свідчити про те, що більше значення має не сезон (чи місяць) опоросу, а відхилення від оптимальних кліматичних умов (температури повітря та вологості), при яких свиноматки здатні проявляти максимальні значення своїх відтворювальних якостей в певні сезони (чи місяці) певних років проведених різними авторами досліджень.

Оскільки короткі цикли, що були виявлені у нашому дослідженні, співпадають із сезонами року, нами було досліджено вплив пов'язаних із сезоном параметрів клімату на PWB та PWW, проте вірогідного впливу встановлено не було ні для середньомісячної температури повітря, ані для суми опадів за місяць.

Але при цьому, було встановлено вірогідний зв'язок між середньомісячним значенням PWB та відхиленням середньомісячної температури від середньої багаторічної для місяця, що передує місяцю опоросу. Для поросят народжених у зимові місяці (грудень – лютий) було встановлено, що більш висока температура повітря протягом останнього місяця поросності призводила до народження поросят з нижчою живою масою (рис. 5A). Влітку, зниження PWB відбувалось при відхиленні температури протягом останнього місяця поросності від середньорічної в будь-яку сторону (як при підвищеній, так і при зниженій температурі) (рис. 5B).

Таким чином, відхилення від середньої багаторічної температури повітря протягом останнього місяця поросності призводила до зниження живої маси поросят, якщо вони народжувалися влітку. Можна зробити припущення, що середня багаторічна температура є найбільш оптимальною, при якій процеси формування плоду під час останнього місяця поросності сприяють народженню поросят з найбільшою масою. У дослідженнях [11] крім впливу на живу масу поросят, відмічається також вірогідний вплив високої температури влітку на показники репродуктивних ознак свиноматок, пов'язаний із викликаними високою температурою зниженням секреції GnRH та низькою концентрацією прогестерону. Крім того, висока температура влітку пов'язана із гіршою здатністю свиноматок до запліднення, нижчою багатоплідністю та вищою смертністю серед поросят [12; 13].

З іншого боку, для живої маси поросят, яких було народжено навесні (березень – травень) та восени (вересень – листопад) найбільше значення мала не температура повітря, а сума опадів протягом місяця, що передує місяцю опоросу (рис. 6). Таким чином, більша кількість опадів протягом останнього місяця поросності призводила до зниження живої маси поросят, якщо вони народжувалися навесні чи восени. Отримані нами дані узгоджуються із результатами, що підвищення вологості повітря (даний показник залежить від кількості опадів) негативно впливало на багатоплідність [51]. Про вплив вологості повітря на розмір гнізда вказується й у роботі [52], при цьому зазначається, що із збільшенням відносної вологості зменшується середній розмір гнізд поросят.

Характерно, що мають місце суттєві відмінності основних механізмів, що формують живу масу поросят при народженні та при відлученні. Для PWB більше значення мають умови навколишнього середовища, особливо, протягом останнього місяця поросності, у той час як PWW в меншому ступені залежить від умов середовища (причому, вже після народження поросят), а в більшому, напевно, від генетичних факторів (наприклад, материнські властивості свиноматки) чи технологічних. Так, свиноматки під час останнього місяця поросності знаходяться в умовах, близьких до умов навколишнього середовища і лише за 5–7 днів до опоросу переводяться в бокси для опоросу, де встановлено система клімат-контролю (температура підтримується із відхиленням у межах ± 3 °C незалежно від температури навколишнього середовища) й знаходяться в цих контрольованих умовах утримання й під час перебування із поросятами до їх відлучення.

Висновки

Доведено вірогідний вплив року та місяця опоросу на PWB та PWW (в обох випадках: $p < 0,001$), у той час як вірогідних відмінностей між кнурцями та свинками не встановлено. Включення в модель інформації щодо генотипу кнура чи свиноматки (у якості випадкових факторів), суттєво змінює отримані LS-оцінки PWB та PWW, що пов'язано із особливостями технологічного процесу відтворення в господарстві, внаслідок якого в різні роки використовувалися різні кнури та свиноматки.

Виявлені 3–4 річні цикли коливання живої маси поросят, обумовлені тривалістю продуктивного життя основного поголів'я у господарстві – покоління основних кнурів-плідників оновлюється

саме з такою періодичністю. Вплив сезону та кліматичних параметрів на живу масу поросят пов'язаний ймовірно із різницею у технологіях утримання поросних та лактуючих свиноматок. На живу масу поросят при народженні встановлено достовірний вплив кліматичних умов місяця, що передував опоросу, у той час як на живу масу при відлученні впливу кліматичних умов не зафіксовано, що, на нашу думку, пов'язано із регулюванням мікроклімату у приміщеннях для утримання лактуючих свиноматок.

Подяки. Робота виконана в рамках фінансування за держбюджетними тематиками Національної академії аграрних наук України (номери державної реєстрації 0111U004042 та 0114U002381) та Міністерства освіти і науки України (номери державної реєстрації 0119U001042 та 0121U109492). Автори висловлюють подяку керівництву та фахівцям ТОВ «Селекційний племзавод «Золотоніський» Черкаської області.

Список використаних джерел:

1. Knol E. F., Nielsen B., Knap P. W. Genomic selection in commercial pig breeding. *Animal Frontiers*. 2016. Vol. 6(1). P. 15–22.
2. Klimienė A., Klimas R. Efficiency of use of pigs, bred in Lithuania, in hybridization system. *Stočarstvo: Časopis za Unapređenje Stočarstva*. 2006. Vol. 60(2). P. 111–114.
3. Yin H. D., Gilbert E. R., Chen S. Y., Wang Y., Zhang Z. C., Zhao X. L., Zhang Y., Zhu Q. Effect of hybridization on carcass traits and meat quality of erlang mountainous chickens. *Asian-Australasian Journal of Animal Sciences*. 2013. Vol. 26(10). P. 1504–1510.
4. Kramarenko S. S., Lugovoy S. I., Kharzinova V. R., Lykhach V. Y., Kramarenko A. S., Lykhach A. V. Genetic diversity of Ukrainian local pig breeds based on microsatellite markers. *Regulatory Mechanisms in Biosystems*. 2018. Vol. 9(2). P. 177–182.
5. Vashchenko P. A., Balatsky V. M., Pocherniaev K. F., Voloshchuk V. M., Tsybenko V. H., Saenko A. M., Oliynychenko Ye. K., Buslyk T. V., Rudoman H. S. Genetic characterization of the Mirgorod pig breed, obtained by analysis of single nucleotide polymorphisms of genes. *Agricultural Science and Practice*. 2019. Vol. 6(2). P. 47–57.
6. Wang Y., Ding X., Tan Z., Xing K., Yang T., Pan Y., Wang C. Genome-wide association study for reproductive traits in a Large White pig population. *Animal Genetics*. 2018. Vol. 49(2). P. 127–131.
7. Tomiyama M., Kubo S., Takagi T., Suzuki K. Evaluation of genetic trends and determination of the optimal number of cumulative records of parity required in reproductive traits in a Large White pig population. *Animal Science Journal*. 2011. Vol. 82(5). P. 621–626.

8. Tribout T., Iannuccelli N., Druet T., Gilbert H., Riquet J., Gueblez R., Le Roy P. Detection of quantitative trait loci for reproduction and production traits in Large White and French Landrace pig populations. *Genetics Selection Evolution*. 2008. Vol. 40(1). P. 61–78.

9. Koketsu Y., Tani S., Iida R. Factors for improving reproductive performance of sows and herd productivity in commercial breeding herds. *Porcine Health Management*. 2017. Vol. 3(1). P. 1–10.

10. Stork M. G. Seasonal reproductive inefficiency in large pig breeding units in Britain. *The Veterinary Record*. 1979. Vol. 104(3). P. 49–52.

11. Bertoldo M. J., Holyoake P. K., Evans G., Grupen C. G. Seasonal variation in the ovarian function of sows. *Reproduction, Fertility and Development*. 2012. Vol. 24. P. 822–834.

12. Tummaruk P. Effects of season, outdoor climate and photo period on age at first observed estrus in Landrace × Yorkshire crossbred gilts in Thailand. *Livestock Science*. 2012. Vol. 144(1–2). P. 163–172.

13. Iida R., Koketsu Y. 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*. 2014. Vol. 92(9). P. 4180–4188.

14. Soede N. M., Wetzels C. C. H., Zondag W., de Koning M. A. I., Kemp B. Effects of time of insemination relative to ovulation, as determined by ultrasonography, on fertilization rate and accessory sperm count in sows. *Journal of Reproduction and Fertility*. 1995. Vol. 104(1). P. 99–106.

15. Patterson J. L., Beltranena E., Foxcroft G. R. The effect of gilt age at first estrus and breeding on third estrus on sow body weight changes and long-term reproductive performance. *Journal of Animal Science*. 2010. Vol. 88(7). P. 2500–2513.

16. Nirea K. G., Meuwissen T. H. E. Improving production efficiency in the presence of genotype by environment interactions in pig genomic selection breeding programmes. *Journal of Animal Breeding and Genetics*. 2017. Vol. 134(2). P. 119–128.

17. Kennedy B. W., Moxley J. E. Genetic and environmental factors influencing litter size, sex ratio and gestation length in the pig. *Animal Science*. 1978. Vol. 27(1). P. 35–42.

18. Yen H. F., Isler G. A., Harvey W. R., Irvin K. M. Factors affecting reproductive performance in swine. *Journal of Animal Science*. 1987. Vol. 64(5). P. 1340–1348.

19. Kramarenko A. S., Ignatenko Zh. V., Lugovoy S. I., Pidpala T. V., Karatieieva O. I., Yulevich O. I., Artyuhova O. V., Kramarenko S. S. Effect of parity number, year and season farrowing on reproductive performance

in Large White pigs. *Ukrainian Journal of Ecology*. 2020. Vol. 10(1). P. 307–312.

20. Schneider J. F., Christian L. L., Kuhlers D. L. Effects of season, parity and sex on performance of purebred and crossbred swine. *Journal of Animal Science*. 1982. Vol. 54(4). P. 728–738.

21. Ek M., Segura C., Alzina L. Effect of environmental factor on some litter traits of sows in the tropics Mexican. *Revista MVZ Córdoba*. 2016. Vol. 21(1). P. 5102–5111.

22. Thiengpimol P., Tappreang S., Onarun P. Reproductive performance of purebred and crossbred Landrace and Large White sows raised under thai commercial swine herd. *Science & Technology Asia*. 2017. Vol. 22(2) P. 16–22.

23. Deluyker H. A., Shumway R. H., Wecker W. E., Azari A. S., Weaver L. D. Modeling daily milk yield in Holstein cows using time series analysis. *Journal of Dairy Science*. 1990. Vol. 73(2). P. 539–548.

24. Macciotta N. P. P., Cappio-Borlino A., Pulina G. Time series autoregressive integrated moving average modeling of test-day milk yields of dairy ewes. *Journal of Dairy Science*. 2000. Vol. 83(5). P. 1094–1103.

25. Carpenter T. E., Hird D. W. Time series analysis of mycobacteriosis in California slaughter swine. *Preventive Veterinary Medicine*. 1986. Vol. 3(6). P. 559–572.

26. Goodall E. A., McLoughlin E. M., Menzies F. D., McLlroy S. G. Time series analysis of the prevalence of *Ascaris suum* infections in pigs using abattoir condemnation data. *Animal Science*. 1991. Vol. 53(3). P. 367–372.

27. Arruda A. G., Vilalta C., Puig P., Perez A., Alba A. Time-series analysis for porcine reproductive and respiratory syndrome in the United States. *PloS One*. 2018. Vol. 13(4). e0195282

28. Scanlan C. L., Putz A. M., Gray K. A., Serão N. V. Genetic analysis of reproductive performance in sows during porcine reproductive and respiratory syndrome (PRRS) and porcine epidemic diarrhea (PED) outbreaks. *Journal of Animal Science and Biotechnology*. 2019. Vol. 10(1). P. 1–12.

29. Lush J. L., Hetzer H. O., Culbertson C. C. Factors affecting birth weights of swine. *Genetics*. 1934. Vol. 19(4). P. 329–343.

30. Huting A. M. S., Sakkas P., Wellock I., Almond K., Kyriazakis I. Once small always small? To what extent morphometric characteristics and post-weaning starter regime affect pig lifetime growth performance. *Porcine Health Management*. 2018. Vol. 4(1). P. 1–14.

31. Bocian M., Jankowiak H., Cebulska A., Wiśniewska J., Frątczak K., Włodarski W., Kapelański W. Differences in piglets sex proportion in litter and in body weight at birth and weaning and fattening results. *Journal of Central European Agriculture*. 2012. Vol. 13(3). P. 475–482.

32. Škorjanc D., Brus M., Čandek Potokar M. Effect of birth weight and sex on pre-weaning growth rate of piglets. *Archives Animal Breeding*. 2007. Vol. 50(5). P. 476–486.

33. Somnavilla R., Costa O. A. D., Honorato L. A., Cardoso C. S., Hötzel M. J. Teat order affects postweaning behaviour in piglets. *Ciência Rural*. 2015. Vol. 45(9). P. 1660–1666.

34. Wolter B. F., Ellis M., Corrigan B. P., DeDecker J. M. The effect of birth weight and feeding of supplemental milk replacer to piglets during lactation on preweaning and postweaning growth performance and carcass characteristics. *Journal of Animal Science*. 2002. Vol. 80(2). P. 301–308.

35. Surek D., Almeida L. M., Panisson J. C., Krabbe E. L., Oliveira S. G., Alberton G. C., Maiorka A. Impact of birth weight and daily weight gain during suckling on the weight gain of weaning piglets. *Arquivo Brasileiro de Medicina Veterinária e Zootecnia*. 2019. Vol. 71(6). P. 2034–2040.

36. Panzardi A., Bernardi M. L., Mellagi A. P., Bierhals T., Bortolozzo F. P., Wentz I. Newborn piglet traits associated with survival and growth performance until weaning. *Preventive Veterinary Medicine*. 2013. Vol. 110(2). P. 206–213.

37. Trujillo-Ortega M. E., Mota-Rojas D., Juarez O., Villanueva-Garcia D., Roldan-Santiago P., Becerril-Herrera M., Martinez-Rodriguez R. Porcine neonates failing vitality score: physio-metabolic profile and latency to the first teat contact. *Czech Journal of Animal Science*. 2011. Vol. 56(11). P. 499–508.

38. Hales J., Moustsen V. A., Nielsen M. B. F., Hansen C. F. Individual physical characteristics of neonatal piglets affect preweaning survival of piglets born in a noncrated system. *Journal of Animal Science*. 2013. Vol. 91(10). P. 4991–5003.

39. Smith A. L., Stalder K. J., Serenius T. V., Baas T. J., Mabry J. W. Effect of piglet birth weight on weights at weaning and 42 days post weaning. *Journal of Swine Health and Production*. 2007. Vol. 15(4). P. 213–218.

40. Main R. G., Dritz S. S., Tokach M. D., Goodband R. D., Nelssen J. L. Increasing weaning age improves pig performance in a multisite production system. *Journal of Animal Science*. 2004. Vol. 82(5). P. 1499–1507.

41. Faccin J. E., Laskoski F., Hernig L. F., Kummer R., Lima G. F., Orlando U. A., Bortolozzo F. P. Impact of increasing weaning age on pig

performance and belly nosing prevalence in a commercial multisite production system. *Journal of Animal Science*. 2020. Vol. 98(4). skaa031.

42. Smith A. L., Stalder K. J., Serenius T. V., Baas T. J., Mabry J. W. Effect of weaning age on nursery pig and sow reproductive performance. *Journal of Swine Health and Production*. 2008. Vol. 16(3). P. 131–137.

43. Hoshino Y., Koketsu Y. An evaluation of the impact of increased lactation length on the reproductive efficiency of sows in commercial herds. *Journal of Veterinary Medical Science*. 2009. Vol. 71(3). P. 299–303.

44. Dobao M. T., Rodríguez J., Silió L. Seasonal influence on fecundity and litter performance characteristics in Iberian pigs. *Livestock Production Science*. 1983. Vol. 10(6). P. 601–610.

45. Wakchaure R. S., Sachdeva G. K., Gandhi R. S. Studies on time series analysis of production and reproduction traits in Murrah buffaloes. *Indian Journal of Animal Research*. 2011. 45(3). P. 162–167.

46. Knecht D., Srodon S., Duzinski K. The impact of season, parity and breed on selected reproductive performance parameters of sows. *Archiv fuer Tierzucht*. 2015. Vol. 58(1). P. 49–56.

47. Lewis C. R., Bunter K. L. Effects of seasonality and ambient temperature on genetic parameters for production and reproductive traits in pigs. *Animal Production Science*. 2011. Vol. 51(7). P. 615–626.

48. Quesnel H., Brossard L., Valancogne A., Quiniou N. Influence of some sow characteristics on within-litter variation of piglet birth weight. *Animal*. 2008. Vol. 2(12). P. 1842–1849.

49. Xue J. L., Dial G. D., Marsh W. E., Davies P. R. Multiple manifestations of season on reproductive performance of commercial swine. *Journal of the American Veterinary Medical Association*. 1994. Vol. 204(9). P. 1486–1489.

50. Schneider J. F., Christian L. L., Kuhlers D. L. Effects of season, parity and sex on performance of purebred and crossbred swine. *Journal of Animal Science*. 1982. Vol. 54(4). P. 728–738.

51. Wegner K., Lambertz C., Das G., Reiner G., Gauly M. Effects of temperature and temperature humidity index on the reproductive performance of sows during summer months under a temperate climate. *Animal Science Journal*. 2016. Vol. 87(11). P. 1334–1339.

52. Suriyasomboon A., Lundeheim N., Kunavongkrit A., Einarsson S. Effect of temperature and humidity on reproductive performance of crossbred sows in Thailand. *Theriogenology*. 2006. Vol. 65(3). P. 606–628.