



Rys. 4. Średnie wartości hodowlane buhajów w krajach pochodzenia i średnie buhajów, których nasienie importowano do Polski

z USA można stwierdzić, że importowane do Polski nasienie pochodzi od rozplodników o średniej wartości hodowlanej zbliżonej lub nieco wyższej od ogólnej średniej buhajów amerykańskich.

Cennym dla całości rozpatrywanego tematu jest również porównanie średnich wartości hodowlanych buhajów importowanych w stosunku do średnich wartości hodowlanych buhajów po-

chodzących z Polski i proponowanych do rozrodu przez krajowe spółki unasienniania. W tabeli 2. podano średnie wartości hodowlane buhajów polskich urodzonych od 2005 roku z najwyższym indeksem produkcyjnym, według wielkości grupy buhajów.

Analizując grupę dwustu polskich buhajów o najwyższych indeksach produkcyjnych (tab. 2) można stwierdzić, że buhaje te są lepsze pod względem wartości hodowlanej od buhajów, których nasienie zostało importowane do Polski (rys. 4). Przykładowo, ich średnia wartość hodowlana pod względem wydajności mleka, wynosząca 658 kg, jest dużo wyższa niż średnia dla buhajów amerykańskich używanych w Polsce (516 kg). Buhaje te są też wyraźnie lepsze w zakresie wydajności białka (średnio 25,7 kg wobec 16 kg dla importowanych buhajów francuskich), jak i w zakresie wydajności tłuszczu (średnio 23,4 kg wobec 13 kg dla buhajów holenderskich wykorzystywanych w Polsce).

W myśl słów Stanisława Jachowicza: „Cudze chwalicie, swego nie znacie...”, warto krytyczniej podejść do oferty handlowej buhaja „obcego” i sprawdzić, jaka jest jego wartość hodowlana, oszacowana w krajowej skali.

Alternatywne metody szacowania wartości hodowlanej długowieczności loch

Magdalena Sobczyńska, Tadeusz Blicharski

Institut Genetyki i Hodowli Zwierząt PAN w Jastrzębcu

W większości programów hodowlanych świń, po okresie intensywnej poprawy mięsności, doskonalenia tempa wzrostu i wykorzystania paszy, większego znaczenia zaczęły nabierać cechy funkcjonalne i dobrostan zwierząt. Długość użytkowania jest pewnym wskaźnikiem dobrostanu oraz jedną z tych cech, która korzystna jest zarówno dla zwierzęcia, jak i z punktu widzenia hodowcy. Długość użytkowania loch ściśle łączy się z opłacalnością produkcji, ponieważ jest bezpośrednio związana z ilością odchowanych prosiąt, łatwiejszym utrzymaniem zwierząt, poprawą statusu odporności i zdrowotności stada oraz mniejszymi kosztami jego remontu. Z wiekiem zwiększają się również zdolności reprodukcyjne zwierząt, więc zbyt szybkie brakowanie loch jest bardzo kosztowne. Tymczasem, jak podają dostępne źródła [1, 3], przed czwartym oproszeniem brakowanych jest 40-50% loch, a 15-20% ma tylko jedno oproszenie. Oszacowano, że opłacalność produkcji osiąga się przy co najmniej trzech miotach od lochy, przy czym optymalna liczba oproszeń wynosi średnio 5,5 [6, 8]. Długie użytkowanie loch zmniejsza także obciążenie środowiska naturalnego przez umożliwienie wyższego poziomu produkcji bez zwiększania pogłowia zwierząt. Tak więc wydłużenie użytkowania loch jest w interesie hodowców i producentów wierzowiny, a także zaspokaja potrzeby konsumentów domagających się poprawy dobrostanu zwierząt oraz wprowadzania ekolo-

gicznych metod chowu [20]. Dlatego w ciągu ostatnich lat coraz większą wagę zaczęto przywiązywać do długowieczności loch, rozpatrując możliwość włączenia tej cechy do programów hodowlanych wielu populacji. Długowieczność loch jest już składową celu hodowlanego w Danii (stanowi około 10% celu w zależności od rasy), z wagą ekonomiczną dwa razy większą u ras męskich w porównaniu z ojcowskimi [5].

Właściwe zdefiniowanie cechy długowieczności i jej dobre zrozumienie ma istotne znaczenie dla skuteczności selekcji, a wybór definicji zależy od typu badań i celu, jakiemu te badania mają służyć. Badania powiązane z ekonomiką produkcji koncentrują się głównie na definicji życiowej produkcji prosiąt, w celu wypracowania funkcji ekonomicznej opartej na zysku. W badaniach biologicznych długowieczność zazwyczaj definiowana jest jako czas trwania procesu: długość życia liczona od daty urodzenia do śmierci, długość życia w stadzie, przeżywalność, długość życia produkcyjnego lub jako intensywność pewnego procesu: odsetek loszek w stadzie, średnia liczba oproszeń przypadająca na lochę, stopień brakowania zwierząt w stadzie czy wskaźnik remontu stada. Nie wszystkie z wymienionych wyżej definicji długowieczności znajdują podobne zastosowanie w ocenie genetycznej zwierząt. Porównywanie wskaźników remontu stada czy stopnia brakowania zwierząt między stadami jest trudne, ponieważ wskaźniki te liczone są za pomocą różnych metod. W stadach, które opierają produkcję na zakupionych loszkach często niedostępna jest data urodzenia zwierząt. Dlatego długowieczność loch jest najczęściej wyrażana długością życia produkcyjnego liczoną od pierwszego do ostatniego oproszenia (lub od pierwszego pokrycia do ostatniego oproszenia), życiową liczbą miotów lub przeżywalnością, która określa zdolność zwierzęcia do osiągnięcia kolejnego oproszenia. Wymagania stawiane definicji długowieczności są takie same, jak dla cech produkcyjnych. Cecha powinna charakteryzować się wystarczająco dużą zmiennością w populacji, która podlega selekcji i być odziedziczalna.

Dokładne pomiary długowieczności dostępne są tylko wtedy, gdy zwierzę padło lub zostało wybrakowane ze stada na drodze selekcji. Jednak w celu osiągnięcia szybkiego postępu genetycznego ocena (wartość hodowlana) zwierzęcia powinna być znana jak najwcześniej w jego życiu. Pojawia się problem oceny i selek-

cji zwierząt, których wartości cechy jeszcze nie znamy. Aby oszacować wartość hodowlaną osobnika przebywającego w stadzie stosuje się różne strategie postępowania. Jedną polega na modelowaniu zmiennej 0-1, która informuje czy zwierzę dożywa określonego czasu, np. pierwszego, drugiego czy kolejnego oproszenia. W tym przypadku długowieczność jest cechą progową, która może być analizowana modelem progowym lub liniowym. Zastosowanie modelu liniowego dla cechy progowej uzasadnia zbliżona proporcja zer i jedynek. Inną strategią jest modelowanie liniowe z przewidywaniem obserwacji dla loch żyjących w czasie dokonywania oceny. Opracowano metody przewidywania długości życia zwierząt, które nie zostały jeszcze wybrakowane (tzw. obserwacje ucięte) na podstawie dostępnej informacji, którą może stanowić liczba oproszeń albo długość życia produkcyjnego i które razem z obserwacjami zakończonymi są analizowane modelem liniowym [16]. Tak więc, modele liniowe oparte są głównie na analizie długości użytkowania lub przeżywalności do określonego wieku czy kolejnego oproszenia. Niektóre modele mogą zawierać obserwacje powtarzalne, które opisują stan zwierzęcia (żywy-wybrakowany) w każdym umownym okresie czasu, co umożliwia zastosowanie modeli powtarzalnościowych czy regresji losowych [11, 26]. Jednak analiza cechy, jaką jest długość życia w stadzie wymaga zastosowania specyficznych metod statystycznych nie tylko ze względu na występowanie obserwacji uciętych w różnych punktach przedziału czasowego, lecz również niesymetryczny rozkład cechy (głównie o skośności dodatniej) oraz często nieliniowy wpływ różnych czynników, które dodatkowo mogą zmieniać się w czasie. Obserwacja długości przebywania w stadzie jest rozciągnięta w czasie i może obejmować różne zmieniające się w tym czasie warunki. Zmiana warunków w jakich przebywają zwierzęta może spowodować wydłużenie lub skrócenie ich życia produkcyjnego. Czynniki, które podlegają modyfikacji z czasem nazywa się zmiennymi zależnymi od czasu, co praktycznie oznacza interakcję między czynnikiem modyfikującym a zmienną objaśniającą. Przykładem takiej zmiennej jest polityka brakowania, która może zmieniać się w poszczególnych latach, zwiększając prawdopodobieństwo wybrakowania lochy niezależnie od jej możliwości produkcyjnych. Zmienną zależną od czasu może być również liczba urodzonych prosiąt w kolejnych miotach. Liczba ta zmienia się w czasie życia zwierzęcia, co także wpływa na decyzję o jego brakowaniu. W przypadku cechy długowieczności utrudnione jest tworzenie grup rówieśniczych zwierząt: dwie lochy urodzone w tym samym stadzie w roku 2000 i 2001, które żyją odpowiednio 4 i 3 lata przebywają przez większą część swojego życia w tych samych warunkach środowiskowych, natomiast przy zwykłym grupowaniu stado*rok urodzenia obie lochy dostają się do dwóch różnych grup. Konieczność analizy zmiennych zależnych od czasu, obserwacji uciętych oraz rozkład cechy odbiegający od normalnego powoduje, że najczęściej stosowaną strategią szacowania wartości hodowlanych długowieczności jest analiza przeżycia.

Analiza przeżycia nie podlega standardowemu procedurom analize danych i dlatego stanowi całkowicie odrębny zbiór procedur statystycznych. Rozkład czasów przeżycia w tej analizie może być opisany za pomocą trzech funkcji, które są matematycznie równoznaczne, ponieważ znając jedną możemy wyprowadzić kolejne. Pierwszą z nich jest funkcja trwania (dożycia, przeżycia) oznaczana jako: $S(t)=P(T>t)$, która określa prawdopodobieństwo (P), że locha będzie żyła dłużej niż czas t . Wykres funkcji $S(t)$ nazywany jest krzywą przeżycia. Najpopularniejszym estymatorem funkcji przeżycia jest estymator Kaplana Meiera nazywany granicznym estymatorem iloczynowym (estymator PL), ponieważ szukane prawdopodobieństwo przeżycia czasu t jest iloczynem prawdopodobieństw warunkowych przeżycia kolejnych okresów czasu. Prawdopodobieństwa składające się na ten iloczyn szacuje się osobno, co umożliwia wykorzystanie obserwacji uciętych. Druga funkcja to funkcja gęstości prawdopodobieństwa ($f(t)$), oznaczająca prawdopodobieństwo wybrakowania lochy w danym przedziale czasowym obliczone w jednostce czasu. Natomiast funkcja hazardu (inaczej funkcja intensywności procesu) $\{h(t)=f(t)/S(t)\}$ przedstawia „negatywne” uzupełnienie funkcji przeżycia i oznacza prawdopodobieństwo wybrakowania lochy w przedziale czasu $(t, t+\Delta t)$, przy założeniu, że do chwili t nie została wybrako-

wana. Estymator Kaplana Meiera pozwala na graficzną prezentację krzywej przeżycia i porównanie takich krzywych dla kilku populacji. Jednak, gdy na przeżycie wpływają różne czynniki (a tak jest zazwyczaj w praktyce), taka analiza może prowadzić do błędnych wniosków: gdy próba jest heterogeniczna, przebieg funkcji przeżycia może być mylący. Za pomocą estymatora Kaplana Meiera nie jest możliwe opisanie zależności funkcji przeżycia od innych zmiennych objaśniających. Możliwość taką daje strategia, która opiera się na analizie przeżycia za pomocą modeli proporcjonalnego hazardu (modele PH). Założenie proporcjonalności hazardu oznacza, że dla dwóch obserwacji o różnych wartościach dla zmiennych niezależnych, stosunek funkcji hazardu nie zależy od czasu. W praktyce oznacza to, że jeśli jakiś czynnik zwiększa ryzyko wybrakowania lochy w danym czasie dwa razy (w porównaniu do innego czynnika), to w innym czasie ryzyko to będzie również dwa razy większe. Należy zauważyć, że stały powinien być tylko stosunek hazardu – sam hazard może się w czasie zmieniać. Analiza przeżycia, która znalazła zastosowanie w ocenie wartości hodowlanej zwierząt oparta jest na modelach proporcjonalnego hazardu. Definiuje długowieczność jako prawdopodobieństwo wybrakowania lochy w określonym czasie. Prawdopodobieństwo to zależy od szeregu czynników, nazywanych czynnikami ryzyka, które mają wpływ na prognozę czasu przeżycia i które możemy wyizolować. Jednym z najczęściej stosowanych modeli proporcjonalnego hazardu jest model Coxa. Model Coxa zazwyczaj nie zakłada żadnej postaci funkcji hazardu, chociaż takie założenie można wprowadzić, uzyskując modele parametryczne: Weibulla, wykładniczy, logarytmiczno normalny czy normalny. Analiza przeżycia najczęściej opiera się na modelach proporcjonalnego hazardu przy założeniu, że hazard bazowy (hazard dla obserwacji, gdy wszystkie wartości zmiennych niezależnych są równe zero) ma rozkład Weibulla.

Analiza przeżycia uważana jest teoretycznie za najlepszą ze wszystkich analiz długowieczności, ze względu na właściwe traktowanie obserwacji uciętych, rozkładu odbiegającego od normalnego oraz możliwości uwzględnienia czynników zależnych od czasu w przypadku, gdy niespełnione jest założenie proporcjonalności. Jednak za pomocą modeli liniowych można jednocześnie analizować wiele cech, co nie jest możliwe w przypadku analizy przeżycia. Z badań wynika [16], że korelacje między wartościami hodowlanymi oszacowane za pomocą modeli liniowych i analizy przeżycia są bardzo podobne przy takiej samej ilości informacji, natomiast w przypadku obecności obserwacji uciętych korelacje te są już znacznie niższe. W modelach liniowych wartości hodowlane są wyrażane w oryginalnych jednostkach zmiennej. Wartości hodowlane w analizie przeżycia, podobnie jak różne wpływy uwzględnione w modelu matematycznym, są przeważnie prezentowane jako współczynniki hazardu, które określają proporcjonalne ryzyko wybrakowania lochy w danym czasie, a oszacowanie ryzyka bezwzględnego czy wartości oczekiwanej jest niemożliwe. W praktyce ryzyko to jest trudne w interpretacji. Jednak, jak wspomniano wyżej, funkcja hazardu i przeżycia są ze sobą powiązane, więc funkcja przeżycia może być zdefiniowana z funkcji hazardu, a oszacowane wartości hodowlane podane w jednostkach oryginalnej skali czasowej. Możliwość uwzględnienia czynników losowych, które są niezbędne do oszacowania odziedziczalności i wartości hodowlanej dostępna jest w analizie przeżycia stosunkowo niedawno. Analiza czynników losowych jest znacznie lepiej rozwinięta w modelach liniowych. Modele przeżycia, które zawierają losowe zmienne nazywane są *frailty models*, czyli modelami ze zmiennymi losowymi.

Klasyczne metody szacowania odziedziczalności można stosować, gdy cecha podlega w przybliżeniu rozkładowi normalnemu. Czas przeżycia kształtuje się pod wpływem wielu czynników i jego rozkład może być różny w zależności od populacji, definicji długowieczności, indywidualnej reakcji osobników czy warunków, w których bada się cechę. Okoliczności te sprawiają, że trudno jest ustalić teoretyczny rozkład zmiennej losowej. Istnieje jednak wiele rozkładów, które znalazły zastosowanie w analizie przeżycia. Rozkłady parametryczne cech długowieczności należą do grupy rozkładów wykładniczych, z których największe zastosowanie znalazł rozkład Weibulla. Dla modelu losowego przy rozkładzie Weibulla odziedziczalność jest definiowana w skali loga-

rytmicznej i transformowana do oryginalnej za pomocą rozwinięcia funkcji w szeregi Taylora. Pomimo że tak szacowana odziedziczalność (w skali oryginalnej) zależy tylko od jednego z dwóch parametrów rozkładu Weibulla (kształtu), różne kombinacje parametrów tego rozkładu (kształtu i skali) mogą prowadzić do podobnego dopasowania danych, lecz różnych wartości wskaźnika odziedziczalności. W celu niezależnienia szacunków odziedziczalności od parametru kształtu wprowadzono pojęcie odziedziczalności efektywnej [28]. Szacunki odziedziczalności długowieczności loch dostępne w literaturze, wynoszące od 0,02 do 0,35 zależnie od definicji cechy, metody obliczeń i populacji, na której zostały oszacowane sugerują, że selekcja na tę cechę jest możliwa [15, 16, 17, 19, 25]. Odziedziczalności szacowane za pomocą analizy przeżycia są zazwyczaj wyższe w porównaniu z wartościami otrzymanymi za pomocą modelu liniowego, ponieważ ta pierwsza efektywniej „rozpracowuje” dane: uwzględnia informacje o zwierzętach, które jeszcze nie zostały wybrakowane, a także pozwala na użycie zmiennych zależnych od czasu. Ponieważ w produkcji żywca wieprzowego często wykorzystuje się jako komponent matczynej loszki mieszańcowe, genetyczne doskonalenie długości życia dotyczy zarówno loch czystorasowych, jak i mieszańcowych. W związku z tym należy spodziewać się istnienia wpływów dominacyjnych [19], zwłaszcza że długowieczność jest cechą związaną z tzw. fitness.

Dokładność oceny może być szacowana w różny sposób (PEV – wariancja błędu predykcji, powtarzalność testów na potomstwie) i zawsze jest podawana z oceną wartości hodowlanej, ponieważ z punktu widzenia hodowcy ma ogromne znaczenie. Pozwala na przewidywanie reakcji na selekcję, oceny ryzyka, a także porównania różnych strategii hodowlanych. Wykazano [27], że odziedziczalność w skali logarytmicznej prowadzi do niskiej dokładności oceny samców przy ocenie na potomstwie. W analizie przeżycia zaproponowano proste przybliżenie dokładności oceny, które opiera się na liczbie obserwacji zakończonych oraz odziedziczalności przekształconej do skali oryginalnej.

Dokładność oszacowanych wartości hodowlanych mogą poprawić cechy wysoko skorelowane z długowiecznością i obserwowane wcześniej w życiu zwierzęcia. Najczęściej jako wskaźniki długowieczności loch wymieniane są cechy plenności i płodności oraz budowa kończyn. Główną przyczyną brakowania loch ze stada są problemy z płodnością [1, 3, 10], na które może wskazywać wiele cech: długość okresu międzymiotu, okresu od odsadzenia prosiąt do wystąpienia rui lub kolejnej ciąży, okresu usługi czy ilość zabiegów inseminacji przypadających na ciążę. Wiek pierwszego oproszenia może być wskaźnikiem dojrzałości, a także długowieczności loch. Wczesny wiek pierwszego oproszenia zwiększa prawdopodobieństwo dłuższego życia w stadzie [18], jednak związek ten nie jest liniowy, a nachylenie krzywej wzrasta wraz z wiekiem lochy. Cechy związane z płodnością są nisko odziedziczalne, a ich związek z długością użytkowania może być wynikiem autokorelacji, ponieważ kiedy lochy są brakowane z powodu niskiej plenności czy zaburzeń płodności ich długość użytkowania jest krótsza niż tych, które z tego powodu brakowane nie są. Wady postawy i ruchu związane z nieprawidłową budową kończyn są następną po zaburzeniach płodności przyczyną brakowania [1, 3, 7, 10]. Selekcja na budowę kończyn jest korzystna z punktu widzenia długowieczności, jednak genetyczne korelacje między długowiecznością a budową nóg są różne w różnych populacjach świń i wynoszą od 0 do 0,36 [12]. Kondycja zwierzęcia mierzona stopniem otluszczenia czy apetytem wpływa na cechy płodności i plenności, więc pośrednio także może być wskaźnikiem długości użytkowania loch. Nadmierne otluszczenie loch prośnych skutkuje mniejszym pobraniem paszy na początku laktacji, co w efekcie doprowadza do większej utraty masy ciała w porównaniu z lochami nieotluszczonymi. Zmniejszenie apetytu w czasie laktacji może być przyczyną zmniejszenia liczby odchowanych prosiąt oraz problemów reprodukcyjnych w kolejnym cyklu. Stwierdzono, że duże wahania masy ciała w czasie cyklu reprodukcyjnego zwykle łączą się z niską skutecznością krycia, małą liczbą prosiąt urodzonych i odsadzonych, a także z niską masą odsadzonego miotu [24]. W konsekwencji lochy takie są krócej użytkowane, przy czym brakowanie wynika zarówno z przyczyn produkcyjnych, jak i zdrowotnych.

We wczesnej identyfikacji predyspozycji lochy do długiego użytkowania mogą być pomocne genetyczne markery cech związanych z długowiecznością. Ostatnie badania pozwoliły na zidentyfikowanie szeregu potencjalnie użytecznych genów związanych z budową ciała, kończyn i szkieletu, jakością ruchu, a także rozwojem kości i chrząstki czy przemianami tłuszczowymi [13, 23]. Wśród genów kandydujących odpowiedzialnych za predyspozycje do długowieczności należy wymienić: *CALCR*, *HDBP*, *OXTR*, *IHH*, *ANKH*, *CALCA*, *MTHFR*, *OPN*, które związane są istotnie z budową pęcin, długością i głębokością ciała oraz prawidłowym chodem. Za defekty budowy kończyn odpowiedzialne są mutacje w genach *ALOX15*, *ALOX5*, *COL9A2* oraz *WNT16*. Ponadto jakość ruchu i rodzaj chodu związane są istotnie z genami *COL1A2*, *CALCR*, *BMP8*, *OPG*, *PTHR* i *OXTR*. Znaleziono również związek objętości ciała z genami *COL9A1*, *hDBP*, *APOE*, *DK*, *PPARGP* i *PAPPA*.

Duży postęp genetyczny jaki osiągnięto dla cech produkcyjnych: przyrostów dziennych, mięsności czy spożycia paszy nie idzie w parze z długowiecznością, skróceniu bowiem uległa długość użytkowania loch w stadzie w ciągu ostatnich lat. Może to sugerować istnienie ujemnej genetycznej korelacji między tymi cechami. Wyniki badań nie są jednoznaczne w tym zakresie: część wskazuje na niekorzystne korelacje między długowiecznością a parametrami wzrostu i mięsnością loch (od $-0,06$ do $-0,3$) [4, 9, 15, 17, 21, 22], w innych takich zależności nie zaobserwowano [14, 27]. Niekorzystna korelacja między cechami mięsności i długowiecznością nie jest duża, więc selekcja na te dwie cechy jest możliwa.

Programem statystycznym stworzonym na potrzeby hodowli, który pozwala analizować długowieczność zwierząt za pomocą metod analizy przeżycia przy uwzględnieniu zależności genetycznych między osobnikami jest opracowany przez Ducrocq, Sölknera i Mészárosa pakiet „Survival Kit” [2]. Modele analizowane przez „Survival Kit” należą do klasy modeli proporcjonalnego hazardu, gdzie czas przeżycia może być zmienną ciągłą lub skokową. Pakiet umożliwia szacowanie parametrów dla czynników stałych (zarówno głównych, jak i ciągłych) i losowych, porównywanie różnych modeli za pomocą testu ilorazu wiarygodności, przewidywanie czasów przeżycia przy różnych kombinacjach zmiennych objaśniających, szacowanie asymptotycznych błędów standardowych, a także analizę reszt. Oba rodzaje zmiennych (stałe i losowe) mogą być zmiennymi zależnymi od czasu, a dane można analizować w wielu warstwach. Hazard bazowy może być parametrycznie niewyspecyfikowany lub może mieć rozkład Weibulla, natomiast czynniki losowe – rozkład log-gamma, normalny lub normalny wielowymiarowy (gdy występują kowariancje między osobnikami opisane w macierzy spokrewnień). Za pomocą programu możliwa jest analiza wielu czynników losowych, lecz tylko jeden może być powiązany z macierzą spokrewnień. Wadą pakietu jest możliwość analizy tylko jednej cechy, co nie pozwala na zbadanie zależności między różnymi cechami i poprawę dokładności szacunków wynikającą z informacji o cechach skorelowanych. Biorąc pod uwagę dotychczasowe badania należy stwierdzić, że selekcja na długowieczność jest możliwa i pożądana, stworzono też specjalne programy komputerowe służące do oceny wartości hodowlanej zwierząt pod względem tej cechy.

Literatura: 1. Boyle L., Leonard F.C., Lynch B., Brophy P., 1998 – *Ir. Vet. J.* 51, 354-357. 2. Ducrocq V., Sölkner J., Mészáros G., 2010 – *The Survival Kit v.6.0. User's Manual*. 3. Engblom L., Lundeheim N., Dalin A.-M., Andersson K.A., 2007 – *Livest. Sci.* 106, 76-86. 4. Hoge M.D., Bates R.O., 2011 – *J. Anim. Sci.* 89, 1238-1245. 5. http://gbi.agrsci.dk/sustainable_breeding/Vernersen1.pdf 6. Koketsu Y., Takahashi H., Akachi K., 1999 – *J. Vet. Med. Sci.* 61, 1001-1005. 7. Kołacz R., 2005 – *Hoduj z Głową* 6. 8. Kristensen A.R., Søllested T.A., 2004 – *Livest. Prod. Sci.* 87, 25-36. 9. López-Serrano M., Reinsch N., Looft H., Kalm E., 2000 – *Livest. Prod. Sci.* 64, 121-131. 10. Lucia T., Dial G.D., Marsh W.E., 2000 – *Livest. Prod. Sci.* 63, 213-222. 11. Meuwissen T.H.E., Veerkamp R.F., Engel B., Brotherstone S., 2002 – *Anim. Sci.* 75, 15-24. 12. Nikkilä M.T., Stalder K.J., Mote B.E., Rotschild M.F., Gunsett F.C., Johnson A.K., Karriker L.A., Boggess M.V., Serenius T.V., 2013 – *J. Anim. Sci.* 91, 1570-1579. 13. Rothschild M.F., 2008 – <http://www.pork.org/ResearchDetail/599/Associationofgenetic.aspx#UtkpoPtQNE> 14. Rozeboom D.W., Pettigrew J.E., Moser R.L., Cornelius

S.G., Kandelgy S.M., 1996 – J. Anim. Sci. 74, 138-150. 15. Serenius T., Stalder K.J., 2004 – J. Anim. Sci. 82, 3111-3117. 16. Serenius T., Stalder K.J., 2006 – J. Anim. Sci. 84 (E suppl.), 166-171. 17. Serenius T., Stalder K.J., 2007 – Animal 1, 745-750. 18. Serenius T., Stalder K.J., Fernando R.L., 2008 – J. Anim. Sci. 86, 3324-3329. 19. Serenius T., Stalder K.J., Puonti M., 2006 – J. Anim. Breed. Genet. 123, 355-361. 20. Stalder K.J., Knauer M., Baas T.J., Rothschild M.F., Mabry J.W., 2004 – Pig News and Information 25, 53N-74N. 21. Stalder K.J., Saxton M., Conaster G.M., Serenius T.V., 2005 – Livest. Prod. Sci. 97, 151-159. 22. Tarrés J., Tibau J.,

Piedrafita J., Fàbrega E., Reixach J., 2006 – Livest. Sci. 100, 121-131. 23. Tart J.K., 2012 – <http://digitalcommons.unl.edu/animalscidiss/48> 24. Thaker M.Y.C., Bilkei G., 2005 – Anim. Rep. Sci 88, 309-318. 25. Tholen E., Bunter K.L., Hermesch S., Graser H., U., 1996 – Aust. J. Agric. Res. 47, 1261-1290. 26. Veercamp R.F., Brotherstone S., Engel B., Meuwissem T.H.E., 2001 – Anim. Sci. 72, 1-10. 27. Yazdi M.H., Rydhmer L., Rindgmar-Cederberg E., Lundeheim N., Johansson K., 2000 – Livest. Prod. Sci. 63, 255-264. 28. Yazdi M.H., Visscher P.M., Ducrocq V., Thompson R., 2002 – J. Dairy Sci. 85, 1563-1577.

Czy grupowe utrzymanie loch prośnych ma wpływ na ich potomstwo?

Ewa Sell-Kubiak¹, Tomasz Szwaczkowski²

¹Uniwersytet Wageningen, Holandia, ²Uniwersytet Przyrodniczy w Poznaniu

Zgodnie z Dyrektywą Unii Europejskiej (2008/120/EC), od stycznia 2013 roku obowiązuje w Europie zakaz indywidualnego utrzymania loch prośnych od czwartego tygodnia po inseminacji do jednego tygodnia przed oczekiwanym wyproszeniem. Zmiany w utrzymaniu loch zostały zainicjowane ze względu na potrzebę poprawy ich dobrostanu. Wspomniana wyżej dyrektywa zawiera szczegółowy opis optymalnych warunków utrzymania, ze szczególnym uwzględnieniem powierzchni dostępnej dla każdej lochy. Z raportu ze stycznia 2013 roku (podpisanego przez Laurencę Bonafosę – Dyrektora Generalnego Komisji Europejskiej Zdrowia i Konsumentów), dotyczącego obecnego stanu wprowadzania tych zaleceń w Unii, wynika, że w jedenastu krajach członkowskich wszystkie gospodarstwa zakończyły wprowadzanie zmian w zakresie utrzymania loch, w kolejnych ośmiu krajach modyfikacji dokonało około 90% gospodarstw (w tej grupie znajdują się m.in. Polska i Holandia), w czterech co najmniej 80% i w kolejnych czterech – tylko 60% gospodarstw. Należy podkreślić, że zmiany utrzymania loch prośnych dokonywały się sukcesywnie na przestrzeni ostatnich lat. Konsekwencją ich wprowadzania są koszty związane z dostosowaniem gospodarstw do nowych przepisów. Według raportu BPEX (British Pig EXecutive), w latach 2011-2012 spowodowało to spadek liczby loch w Europie o 4% (dla porównania w Polsce o 9%, a w Holandii tylko o 3%), a świń ogółem o 1,5% (w Polsce aż o 11%, w Holandii o 1%). Prognozowany jest dalszy spadek liczby utrzymywanych świń, powodowany wzrostem cen paszy i wspomnianych już kosztów zmian w utrzymaniu loch o 5-10% w 2013 oraz o kolejne 5% w 2014 roku. Następnym tego procesu w najbliższych latach będzie zapewne wzrost cen wierzchni.

Wiedza o konsekwencjach zmiany sposobu utrzymania dla użyteczności loch i ich potomstwa wciąż jest niedostateczna. Lochy w utrzymaniu grupowym wchodzą w interakcje z innymi zwierzętami w grupie, co może wpłynąć na ich kondycję i dostęp do paszy [1, 5, 6] oraz – w konsekwencji – na cechy użytkowe prosiąt [3, 20]. Dostępna literatura koncentruje się przede wszystkim na wpływie grupowego utrzymania loch na ich cechy reprodukcyjne. Natomiast mało jest prac na temat efektu sposobu utrzymania matek na cechy potomstwa; również na te, które decydują o rezultatach ekonomicznych hodowli. Jakie są więc zależności między sposobem utrzymania loch a cechami produkcyjnymi ich potomstwa, a szczególnie spożyciem paszy i przyrostami dziennymi tuczników?

Aby w pełni przedstawić środowisko, jakie locha zapewnią swoim prosiątkom w trakcie ciąży, zgodnie z klasyfikacją zaproponowaną przez Sell-Kubiak i wsp. [25], użyto trzech kategorii „cech loch prośnych” (tab.). Pierwsza kategoria opisuje kondycję lochy w trakcie ciąży (np. masę ciała, grubość słoniny), druga kategoria opisuje grupę ciężową lochy (np. liczbę loch w grupie i średnią wieku); trzecia kategoria zawiera informacje dotyczące niedojadów pozostawionych przez lochy (np. średnie niedojady i liczbę dni z niedojadami).

nowaną przez Sell-Kubiak i wsp. [25], użyto trzech kategorii „cech loch prośnych” (tab.). Pierwsza kategoria opisuje kondycję lochy w trakcie ciąży (np. masę ciała, grubość słoniny), druga kategoria opisuje grupę ciężową lochy (np. liczbę loch w grupie i średnią wieku); trzecia kategoria zawiera informacje dotyczące niedojadów pozostawionych przez lochy (np. średnie niedojady i liczbę dni z niedojadami).

Wpływ kondycji loch prośnych na cechy tuczników

Kondycja lochy wpływa przede wszystkim na jej zdolność użytkową. Lochy prośne tworzy w trakcie ciąży środowisko dla rozwoju potomstwa, przez co ma wpływ na jego cechy użytkowe [11]. W tej kategorii „cech loch prośnych” zostały wyszczególnione: długość ciąży, masa ciała przy inseminacji, wyproszeniu i po laktacji, grubość słoniny oraz utrata masy po laktacji.

Prosięta pochodzące z dłuższych ciąż charakteryzują się zwykle większą masą urodzeniową. Jest to związane z dodatnią korelacją pomiędzy tymi cechami. W literaturze znaleźć można jednak zróżnicowane oszacowania korelacji: 0,12 pomiędzy długością ciąży a indywidualną masą urodzeniową prosiąt [19]; 0,93 pomiędzy długością ciąży a średnią masą urodzeniową w miocie [24]; 0,22 pomiędzy długością ciąży a średnim przyrostem dziennym miotu w okresie od urodzenia do odstawienia [24]. Sell-Kubiak i wsp. [25] również zaobserwowali efekt długości ciąży na cechy tuczników. Oszacowana wartość efektu długości ciąży wynosiła 1,4 (g/d)/d dla przyrostu dziennego oraz 6,8 (g/d)/d dla poboru paszy, co stanowiło około 2% różnicy pomiędzy tucznikami. W ujęciu jednostkowym różnica ta nie wydaje się znacząca, jednak należy ją postrzegać w dużej skali produkcji.

Masa ciała lochy jest cechą dobrze opisującą jej kondycję. Na jej podstawie określana jest gotowość do inseminacji, jak i dostosowywane jest dawki paszy. Masa ciała jest także cechą wysoko odziedziczalną. Grandinson i wsp. [9] oszacowali dodatnią genetyczną korelację pomiędzy masą lochy przy porodzie oraz masą urodzeniową prosiąt (0,67), przyrostem dziennym od urodzenia do 3. tygodnia życia (0,83) i przyrostem dziennym od 3. do 9. tygodnia życia (0,56). Natomiast w badaniach przeprowadzonych przez Sell-Kubiak i wsp. [25] wykazano, że lochy cięższe przy inseminacji, wyproszeniu i po laktacji miały potomstwo o większych przyrostach dziennych w fazie tuczu (25-115 kg). Oszacowany wpływ masy lochy na przyrost dzienny tuczników wynosił: 0,07 g/d na kilogram masy lochy przy inseminacji, 0,14 g/d na kilogram masy lochy przy porodzie oraz 0,1 g/d na kilogram masy po laktacji. Większe przyrosty dzienne prosiąt opisane przez Grandinson i wsp. [9] oraz tuczników w pracy Sell-Kubiak i wsp. [25], pochodzących od loch o większej masie ciała, są wypadkową efektu genetycznego oraz kondycji lochy prośnej.

Grubość słoniny oraz utrata masy podczas laktacji są cechami lochy zwykle używanymi do oceny jej kondycji i zdolności użytkowej [8], jednak ich wpływ na cechy tuczników nie został dotąd dobrze opisany. Jedynie w badaniach Sell-Kubiak i wsp. [25] analizowano wpływ powyższych cech loch prośnych na cechy ich potomstwa. Nie stwierdzono wpływu grubości słoniny ani utraty masy ciała loch podczas laktacji na cechy użytkowe tuczników.

Wpływ grupy ciężowej loch prośnych na cechy tuczników

W kategorii opisującej cechy grupy ciężowej rozważone zostały: dzień ciąży, w którym locha dołączyła do grupy oraz wielkość i skład grupy ciężowej.