

Statystyczna analiza śmiertelności jagniąt za pomocą regresji logistycznej

Dariusz Piwczyński

Uniwersytet Technologiczno-Przyrodniczy, Katedra Genetyki i Podstaw Hodowli Zwierząt,
ul. Mazowiecka 28, 85-084 Bydgoszcz

Analizowano śmiertelność w okresie odchowu populacji 638 jagniąt, będących potomstwem 427 owiec matek rasy merynos polski użytkowanych rozplodowo w roku 2001 w trzech stadach, zlokalizowanych na terenie województwa kujawsko-pomorskiego. Zebrany materiał liczbowy opracowano statystycznie za pomocą wielokrotnej regresji logistycznej. Obliczono ponadto tzw. ilorazy szans, które pozwalają ustalić „ile razy prawdopodobieństwo wystąpienia zdarzenia jest większe w grupie A w porównaniu z grupą B”. Przeciętna śmiertelność jagniąt w okresie odchowu wynosiła 6,74%. Udowodniono, że spośród badanych zmiennych, statystycznie istotnie na poziom śmiertelności jagniąt wpłynął kolejny wykot, termin wykotu oraz typ urodzenia jagnięcia. Na podstawie oszacowanych ilorazów szans można wnioskować, że prawdopodobieństwo upadku jagnięcia urodzonego w trzecim wykocie matki było trzykrotnie mniejsze, aniżeli urodzonego przez przystępki. Uzyskane wyniki pozwalają ponadto stwierdzić, że wiosenno-letni termin wykotu jest niesprzyjający, jeśli chodzi o przeżywalność jagniąt. Prawdopodobieństwo zgonu jagnięcia urodzonego w tej porze roku było ponad 2 razy większe niż urodzonego w sezonie jesienno-zimowym. Stwierdzono również, że mnogi typ urodzenia w porównaniu z pojedynczym zwiększa ponad dwukrotnie szansę zgonu jagnięcia.

SŁOWA KLUCZOWE: owce / regresja logistyczna / śmiertelność / upadki

Wysoka śmiertelność jagniąt w okresie odchowu znacząco obniża opłacalność produkcji owczarskiej. Z tego też względu wskazanie czynników, które są bezpośrednią przyczyną zwiększonej częstotliwości upadków jagniąt jest niezwykle istotne. Wśród metod statystycznych wykorzystywanych w analizie przeżycia, a w szczególności dopasowaniu modeli eksploracyjnych do zbioru danych zawierających dane o czasie przeżycia osobników, znajdują się modele regresji zwane modelami proporcjonalnego hazardu Coxa [13]. Natomiast w sytuacji, gdy w bazie danych zawarta jest informacja wyłącznie o fakcie przeżycia lub też śmierci osobnika (taka zmienna ma charakter dychotomiczny), użyteczną metodą statystyczną może być regresja logistyczna. Jest to metoda rutynowo wykorzystywana w medycynie ludzkiej i zwierzęcej [2, 6, 11, 18]. Faleńczyk i wsp. [2] oraz Wojtyniak i wsp. [18] wykorzystali metodę regresji logistycz-

nej do wyłonienia czynników odpowiedzialnych za choroby układu oddechowego u ludzi. Z kolei Nash i wsp. [6] zastosowali regresję logistyczną do wskazania czynników ryzyka związanych z prenatalną i postnatalną śmiertelnością jagniąt. Autor niniejszej pracy [11] wykazał przydatność powyższej metody do statystycznej analizy płodności i plenności owiec.

Celem pracy była analiza śmiertelności jagniąt rasy merynos polski w okresie odchowu za pomocą regresji logistycznej.

Materiał i metody

Badaniami objęto 638 jagniąt, urodzonych przez 427 owce matki rasy merynos polski użytkowane rozplodowo w roku 2001 i pochodzące z trzech stad zlokalizowanych na terenie województwa kujawsko-pomorskiego. Jagnięta odsadzano od matek przeciętnie w wieku 100 dni. Informacje o śmiertelności jagniąt w okresie odchowu pochodziły z dokumentacji hodowlanej, udostępnionej przez Regionalny Związek Hodowców Owiec i Kóz (RZHOiK) w Bydgoszczy. Analizując upadki jagniąt uwzględniono następujące zmienne: stado (A, B, C), kolejny wykot (1., 2. i 3.), płeć oraz typ urodzenia jagnięcia (1 – pojedynczy, 2 – bliźniaczy), typ urodzenia matki (1 – pojedynczy, 2 – bliźniaczy). Ponadto w badaniach uwzględniono termin wykotu: jesienno-zimowy (XI-IV) i wiosenno-letni (V-X).

Zebrany materiał liczbowy opracowano statystycznie za pomocą wielokrotnej regresji logistycznej [12]. Powyższa metoda posłużyła do oceny kształtu i siły zależności między śmiertelnością jagniąt a wyżej wymienionymi zmiennymi niezależnymi. Selekcję modelu przeprowadzono za pomocą metody postępującej (forward), dzięki czemu do modelu wprowadzono tylko te zmienne, które są istotnie związane z upadkami jagniąt. Za pomocą statystyki Walda [12, 14] oceniono istotność parametrów w skonstruowanym modelu. Dla zmiennych statystycznie związanych ze śmiertelnością jagniąt oszacowano tzw. ilorazy szans (OR). OR niosą bardzo czytelną informację, tj. „ile razy prawdopodobieństwo wystąpienia zdarzenia jest większe w grupie A w porównaniu z grupą B” [14]. Ponadto wyznaczono 95% przedziały ufności ilorazów szans. W celu oceny ogólnej jakości skonstruowanego modelu regresji dla wyłonionych zmiennych, obliczono pole pod krzywą ROC („Receiver Operating Characteristic”) – „c” [12]. Pole to może służyć jako miara skuteczności klasyfikacji, a idealny model to taki, w którym „c” zbliżone jest do „1”. Analizę statystyczną przeprowadzono za pomocą pakietu komputerowego SAS [12], posługując się procedurami FREQ i LOGISTIC.

Wyniki i dyskusja

Przeciętna śmiertelność jagniąt rasy merynos polski w okresie odchowu wynosiła 6,74%. Stwierdzony wskaźnik był mniej korzystny, niż uzyskany w badaniach tej samej rasy przeprowadzonych przez Kowaliszyn i Mroczkowskiego [3] – 5,7%, Patkowską-Sokołą i Barczyńską [9] – 1,4-4,2% i Piwczyńskiego [10] – 3,88%, jak również w badaniach Szczepańskiego i wsp. [15] z udziałem owcy kamienieckiej i charolaise –

3,63-5,95%. Natomiast wyższą częstotliwość upadków stwierdzili: Niedziółka i Pieniak-Lendzion [7], badając owce rasy berrichonne du cher – 4,3-24,2% (w zależności od roku wykotu), Niżnikowski i wsp. [8] w odniesieniu do owcy pomorskiej, leine, czarnogłówki mięsnej i mieszańców z jej udziałem – 12,22-46,35%, czy też Southey i wsp. [13] na mieszańcach ras columbia, hampshire i suffolk – 18,8%.

Spośród badanych zmiennych: stado, kolejny wykot, termin wykotu, pleć jagnięcia, typ urodzenia jagnięcia i matki, do ostatecznego modelu regresji wprowadzono tylko te zmienne niezależne, które statystycznie istotnie (p) wpływały na śmiertelność jagniąt, tj.: kolejny wykot, termin wykotu i typ urodzenia jagnięcia (tab. 1). Obliczona i umieszczona w tabeli 1 miara jakości modelu regresji „c” świadczy o jego dobrych możliwościach prognostycznych.

Tabela 1 – Table 1
Wyniki testu Walda
Wald test results

Efekt – Effect	p
Wykot (W1-W3) Lambing (W1-W3)	0,019
Termin wykotu (WZ, WL) Lambing time (WZ, WL)	0,033
Typ urodzenia (JP, JM) Type of birth (JP, JM)	0,025
Miara jakości modelu "c" Measure of model quality "c"	0,673

W1, W2, W3 – wykot 1., 2., 3. – lambing 1, 2, 3

WZ – termin wykotu jesienno-zimowy – autumn-winter lambing time

WL – termin wykotu wiosenno-letni – spring-summer lambing time

JP – pojedynczy typ urodzenia jagnięcia – single type of lamb birth

JM – bliźniaczy typ urodzenia jagnięcia – twin type of lamb birth

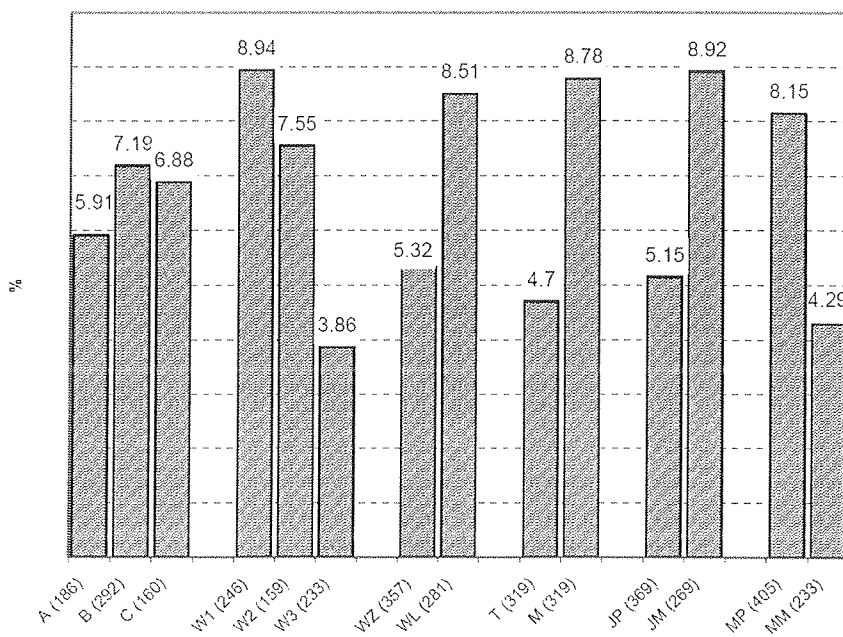
W tabeli 2 zamieszczono oszacowane parametry modelu regresji logistycznej, dzięki którym możliwe jest wyznaczenie prawdopodobieństwa, że zmienna zależna przyjmie wartość równą 1, czyli pozwalają przewidzieć prawdopodobieństwo upadku jagnięcia. Na podstawie przeprowadzonej statystyki χ^2 Walda [12, 14], sprawdzającej istotność parametrów, możemy wnioskować, że spośród uzyskanych parametrów tylko jeden, tj. odnoszący się do drugiego wykotu samicy, nie jest istotnie związany ze śmiertelnością jagniąt (tab. 2).

W badaniach naukowych efekt „stada” utożsamiany jest ze środowiskiem w jakim zwierzę przebywa, mając przy tym na względzie aspekty utrzymania i żywienia. Wyniki badań Kowaliszyn i Mroczkowskiego [3] oraz Piwczyńskiego i Mroczkowskiego [11] potwierdzają, że stado może być czynnikiem różnicującym cechy rozrodu owiec. W przeprowadzonych badaniach nie stwierdzono statystycznego wpływu stada na śmiertelność jagniąt. Należy jednak zaznaczyć, że dwa stada – oznaczone literami „B” i „C”, ustępowały na niekorzyść pod względem śmiertelności o ok. 1 jednostki procentowej stada „A” (rys.).

Tabela 2 – Table 2

Parametry modelu regresji logistycznej
Parameters of logistic regression model

Parametry Parameters	Wartość Estimate	Błąd standardowy Standard error	p
Wyraz wolny Intercept	-2,872	0,310	<0,0001
W2 vs W1	-0,438	0,388	0,260
W3 vs W1	-1,195	0,423	0,005
WZ vs WL	0,707	0,332	0,033
JP vs JM	0,732	0,327	0,025



A, B, C – stada – flocks;

W1, W2, W3 – wykot: 1., 2. i 3. – lambing: 1, 2 and 3;

WZ – termin wykotu jesienno-zimowy – autumn-winter lambing time;

WL – termin wykotu wiosenno-letni – spring-summer lambing time;

T – tryczek – ram;

M – jarka – ewe lamb;

JP – pojedynczy typ urodzenia jagnięcia – single type of lamb birth;

JM – bliźniaczy typ urodzenia jagnięcia – twin type of lamb birth;

MP – pojedynczy typ urodzenia matki – single type of dam birth;

MM – bliźniaczy typ urodzenia matki – twin type of dam birth;

(186, 292...233) – liczba urodzonych jagniąt – number of born lambs

Rys. Śmiertelność jagniąt w zależności od badanych czynników

Fig. Mortality of lambs in respect to examined factors

Stwierdzono wyraźną tendencję do obniżania się śmiertelności jagniąt w kolejnych wykotach (rys., tab. 3). Śmiertelność wśród potomstwa przystępek była o ponad 5% wyższa aniżeli wśród potomstwa urodzonego przez matki w trzecim wykocie. Na podstawie oszacowanych ilorazów szans można stwierdzić, że prawdopodobieństwo zgonu jagnięcia urodzonego przez matki w trzecim wykocie było trzykrotnie mniejsze ($OR=0,303$), aniżeli urodzonego przez przystępki. Jednocześnie wyznaczony przedział ufności pozwala oczekiwać z prawdopodobieństwem 95%, że w populacji generalnej owiec rasy merynos polski powyższy iloraz szans nie powinien przyjąć wartości spoza przedziału 0,133-0,695 (tab. 3).

Tabela 3 – Table 3

Ilorazy szans (OR) oraz 95% przedziały ufności (CI)
Odds ratio (OR) and 95% confidence intervals (CI)

Efekt – Effect	OR	95% CI
	Wykot – Lambing	
W2 vs W1	0,645	0,301–1,381
W3 vs W1	0,303	0,133–0,695
	Termin wykotu – Lambing time	
WZ vs WL	2,028	1,059–3,884
	Typ urodzenia – Type of birth	
JM vs JP	2,079	1,098–3,935

W1, W2, W3 – wykot 1., 2., 3. – lambing 1, 2, 3

WZ – termin wykotu jesienno-zimowy – autumn-winter lambing time

WL – termin wykotu wiosenno-letni – spring-summer lambing time

JP – pojedynczy typ urodzenia jagnięcia – single type of lamb birth

JM – bliźniaczy typ urodzenia jagnięcia – twin type of lamb birth

Przeprowadzone badania pozwalają również wnioskować, że śmiertelność jagniąt w pierwszym i drugim wykocie nie różniła się istotnie ($p=0,26$) – tab. 2. Uzyskane rezultaty znajdują potwierdzenie w badaniach wielu autorów [1, 5, 7, 9, 17]. Wysoki procent upadków potomstwa matek najmłodszych jest konsekwencją ich słabej mleczności czy też mniejszej troskliwości, a sposobem ich ograniczenia może być zwiększenie troskliwości owczarza w stosunku do najmłodszych matek [9]. Przyczyną słabszej przeżywalności potomstwa przystępek może być niższa masa urodzeniowa niż potomstwa pochodzącego od matek starszych [17]. Wpływ kolejnego wykotu na śmiertelność jagniąt nie jest jednak do końca jednoznaczny. Szczepański i wsp. [15], oceniając ten wskaźnik w trzech pierwszych cyklach produkcyjnych, zaobserwowali, że jagnięta urodzone przez przystępki rasy charolaise przeżywały bez żadnych strat okres odchowu. Natomiast potomstwo matek owcy kamienieckiej charakteryzowało się najmniejszym udziałem upadków w 2. wykocie.

Biorąc pod uwagę porę roku, w której odbywały się wykoty, potwierdzono statystycznie, że bardziej sprzyjającym okresem roku, jeśli chodzi o przeżywalność jagniąt w czasie odchowu, były miesiące jesienno-zimowe (XI-IV) niż wiosenno-letnie (V-X)

– tab. 1, 2, 3. Jak wynika z danych zamieszczonych na rysunku, różnica między porami roku wynosiła 3,2%. Z kolei na podstawie uzyskanych ilorazów szans można stwierdzić, że prawdopodobieństwo zgonu jagnięcia urodzonego w sezonie wiosenno-letnim było ponad dwukrotnie większe niż urodzonego w sezonie jesienno-zimowym. Wyznaczony przedział ufności ilorazu szans pozwala sądzić, że w populacji generalnej różnice między śmiertelnością jagniąt w porównywanych sezonach roku mogą charakteryzować się znaczną amplitudą (tab. 3). Możliwa jest bowiem sytuacja, w której przewaga sezonu wykotu jesienno-zimowego nad wiosenno-letnim jest nieznaczna ($OR=1,059$), jak również bardzo wyraźna, tj. prawie czterokrotnie większa częstotliwość upadków ($OR=3,884$). Przyczyn istotnie wyższej śmiertelności jagniąt pochodzących z wykotów wiosenno-letnich, w porównaniu z jesienno-zimowymi, można poszukiwać w zmianie systemu żywienia i utrzymania zwierząt. Statystyczny wpływ pory roku na przeżywalność jagniąt potwierdzili również Lipecka i Gruszecki [4].

Śmiertelność wśród tryczków była o ponad 4% niższa aniżeli wśród jarek (rys.). Jednak tak znaczna różnica nie znalazła statystycznego potwierdzenia za pomocą regresji logistycznej. Niżnikowski i wsp. [8] w badaniach z udziałem kilku ras owiec, podobnie jak w badaniach własnych, nie stwierdzili wpływu płci na wskaźnik odchowu, ale również wykazali większą śmiertelność wśród jarek. Z kolei Cloete i wsp. [1] potwierdzili statystycznie wyższą śmiertelność w grupie jarek, zaś Matos i wsp. [5] oraz Southey i wsp. [13] – wśród tryczków.

Stwierdzono, że mnogi typ urodzenia zwiększa ponad dwukrotnie szansę upadku jagnięcia (rys., tab. 3.). Jednak w populacji generalnej możliwy zakres wartości jaki może przyjąć iloraz szans jest dość szeroki, tj. od 1,098 do 3,935 (tab. 3). Wyższą śmiertelność bliźniąt niż jedyneków potwierdzają również badania innych autorów [1, 5, 8, 16].

W badaniach nie wykazano statystycznie istotnego wpływu typu urodzenia matki na śmiertelność jej potomstwa. Należy jednak podkreślić, że śmiertelność potomstwa matek jedyneków była o blisko 4% wyższa niż potomstwa matek z urodzeń mnogich (rys.). Podobnie jak badania własne, tak i badania Kowalishyn i Mroczkowskiego [3] oraz wcześniejsze badania autora niniejszej pracy [11] nie potwierdzają wpływu typu urodzenia matki na użytkowość rozplodową.

Przeprowadzone badania pozwalają wnioskować, że najkorzystniejsze warunki, jeśli chodzi o przeżywalność jagniąt w okresie odchowu, stwarza trzeci, jesienno-zimowy wykot matki, w którym na świat przychodzi jedno jagnię. Natomiast najmniej korzystną sytuacją jest ta, w której jagnię pochodzi z ciąży mnogiej przystępki, a wykot ten odbywa się w okresie wiosenno-letnim.

PIŚMIENNICTWO

1. CLOETE S.W.P., GREEFF J.C., LEWER R.P., 2001 – Environmental and genetic aspects of survival and early liveweight in Western Australian Merino sheep. *South African Journal of Animal Science* 31 (2), 123-130.
2. FALEŃCZYK K., PIWCZYŃSKI D., CEGŁA B., BARTUZI Z., 2007 – Wpływ alergenów zwierzęcych na występowanie chorób alergicznych układu oddechowego. *Medycyna Weterynaryjna* (w druku).

3. KOWALISZYN B., MROCZKOWSKI S., 2005 – Wpływ typu urodzenia maciorki i jej rodziców na wybrane cechy użytkowe owiec. *Roczniki Naukowe PTZ*, t. 1, supl. 2, 83-90.
4. LIPECKA CZ., GRUSZECKI T., 1991 – Wskaźniki rozrodu maciorek polskich owiec nizinnych w zależności od terminu stanowienia w okresie roku. *Zeszyty Naukowe Przeglądu Hodowlanego* 4, 146-152.
5. MATOS C.A.P., RITTER C., GIANOLA D., THOMAS D.L., 1993 – Bayesian analysis of lamb survival using Monte Carlo numerical integration with importance sampling. *Journal of Animal Science* 71, 2047-2054.
6. NASH M.L., HUNGERFORD L.L., NASH T.G., ZINN G.M., 1996 – Risk factors for perinatal and postnatal mortality in lambs. *Veterinary Record* 139 (3), 64-67.
7. NIEDZIÓŁKA R., PIENIAK-LENDZION K., 2005 – Wpływ wieku i typu urodzenia na użytkowość rozplodową maciorek rasy Berrichonne du Cher. *Roczniki Naukowe Zootechniki* 21, 45-49.
8. NIŻNIKOWSKI R., ANTCZAK A., ANTCZAK M., WOŹNIAKOWSKA A., 2002 – Ocena wskaźników plenności matek i odchowu jagniąt różnych ras utrzymywanych bez pomieszczeń na pastwisku w trakcie okresu wegetacyjnego. *Zeszyty Naukowe Przeglądu Hodowlanego* 63, 37-42.
9. PATKOWSKA-SOKOŁA B., BARCZYŃSKA E., 1985 – Wpływ wieku matek merynosowych na ich wskaźniki rozrodu. *Prace i Materiały Zootechniczne* 36, 45-51.
10. PIWCZYŃSKI D., 2003 – Wybrane cechy użytkowości reprodukcyjnej owiec rasy merynos polski. *Zeszyty Naukowe Przeglądu Hodowlanego* 70, 59-63.
11. PIWCZYŃSKI D., MROCZKOWSKI S., 2005 – Zastosowanie regresji logistycznej w analizie wybranych cech rozrodu owiec. *Roczniki Naukowe PTZ*, t. 1, supl. 2, 49-57.
12. SAS Institute Inc. 2004. SAS/STAT(r) 9.1 User's Guide. Cary, NC: SAS Institute Inc.
13. SOUTHEY B.R., RODRIGUEZ-ZAS S.L., LEYMASTER K.A., 2001 – Survival analysis of lamb mortality in a terminal sire composite population. *Journal of Animal Science* 79 (9), 2298-2306.
14. STANISZ A., 2000 – Przystępny kurs statystyki z wykorzystaniem programu STATISTICA PL na przykładach z medycyny. Tom II; Wyd. StatSoft Polska, Kraków.
15. SZCZEPAŃSKI W., MILEWSKI S., CZARNIAWSKA-ZAJĄC S., 2005 – Wskaźniki rozrodu owcy kamienieckiej i charolaise w trzech latach użytkowania. *Roczniki Naukowe Zootechniki* 21, 29-32.
16. SZYMANOWSKA A., 1998 – Straty jagniąt w okresie odchowu w zależności od niektórych czynników genetycznych. *Annales UMCS XIV*, 22, 161-166.
17. WARREN J.T., MYSTERUD I., 1995 – Mortality of domestic sheep in free-ranging flocks in Southeastern Norway. *Journal of Animal Science* 73, 1012-1018.
18. WOJTYNIAK B., GORYŃSKI P., ROSZKOWSKA H., SZUTOWICZ I., SZANIECKI J., 1995 – Czynniki środowiska domowego a występowanie objawów ze strony układu oddechowego u dzieci. *Przegląd Epidemiologiczny* 49, 4.

Statistical analysis of lamb mortality using logistic regression

S u m m a r y

The experimental material consisted of 638 Polish Merino lambs originated from three flocks located in the region of Kujawy and Pomerania. Lamb preweaning mortality during three lambings was modeled using multivariate logistic regression analysis. The logistic regression analysis, showed three independent variables, i.e.: number of lambing, type of lamb birth, lambing season associated with lamb mortality. Yearlings produced lambs with lower survival rates than older ewes did. Multiple births increased the risk of preweaning mortality, odds ratio (OR=2,079). During spring-summer time indicated risk of preweaning losses was greater than during autumn-winter lambing season. The obtained results suggest that logistic regression method can be used for statistical analysis of binominal reproduction traits like mortality of lambs.