

Zastosowanie regresji logistycznej w analizie wybranych cech rozrodu owiec

Dariusz Piwczyński, Sławomir Mroczkowski

Akademia Techniczno-Rolnicza w Bydgoszczy, Katedra Genetyki i Podstaw Hodowli Zwierząt,
ul. Mazowiecka 28, 85-084 Bydgoszcz; darekp@atr.bydgoszcz.pl

Badaniami objęto 2295 owiec matek rasy merynos polski użytkowanych w latach 1994-2003 i pochodzących z dwóch stad zlokalizowanych na terenie województwa kujawsko-pomorskiego. Oceniano płodność i plenność owiec matek, biorąc pod uwagę stado, typ urodzenia maciorki, kolejny wykot, rok i sezon wykotu. Analizę statystyczną uzyskanych wyników przeprowadzono niezależnie dwiema metodami, tj. za pomocą testu χ^2 oraz regresji logistycznej. Średnia płodność (94,28%) i plenność (1,43 szt. od matki) świadczą o potrzebie dalszej intensyfikacji pracy hodowlanej w zakresie cech rozrodu. Posługując się dwiema metodami statystycznymi, udowodniono statystycznie istotny wpływ stada, kolejnego wykotu oraz roku wykotu na analizowane wskaźniki rozrodu matek. Wartości cech użytkowości reprodukcyjnej matek urodzonych jako jedynaczki oraz bliźnięta były do siebie zbliżone.

SŁOWA KLUCZOWE: owce / użytkowość reprodukcyjna / regresja logistyczna

Analiza statystyczna cech związanych z rozrodem, w porównaniu z innymi cechami użytkowymi zwierząt, takimi jak wydajność i skład mleka, napotyka na duże trudności. Przyczyną jest brak zgodności rozkładu tych cech z rozkładem normalnym, a ponadto dyskretny, często dychotomiczny charakter. W takich przypadkach jak płodność samicy w sezonie produkcyjnym, analizę statystyczną można przeprowadzić za pomocą regresji logistycznej. Jest to metoda statystyczna, która znalazła już zastosowanie w badaniach medycznych, co wynika z dychotomicznej natury wielu cech w tej dziedzinie, jak np. zgon pacjenta czy też jego wyzdrowienie [12]. Choi i wsp. [2], jak również Wojtyniak i wsp. [13] wykorzystali regresję logistyczną do oceny statystycznej istotności wpływu czynników mogących przyczyniać się do wystąpienia objawów ze strony układu oddechowego. Natomiast Larsson i wsp. [4] badali wpływ palenia papierosów, masy ciała czy też wczesnej menopauzy na rozwój artretyzmu u kobiet. Regresja logistyczna znajduje również zastosowanie w badaniach weterynaryjnych. Jerry i wsp.

[3] oraz Nash i wsp. [6] wykorzystali to narzędzie do weryfikacji czynników będących przyczyną śmiertelności jagniąt.

W przeprowadzonych badaniach posłużono się regresją logistyczną do oceny wpływu wybranych czynników środowiskowych na płodność oraz plenność owiec matek rasy merynos polski w kolejnych wykotach.

Materiał i metody

Materiał zwierzęcy objęty badaniami stanowiło 2239 owiec matek rasy merynos polski użytkowanych w latach 1994-2003 i utrzymywanych w dwóch stadach na terenie woj. kujawsko-pomorskiego, produkujących tryki hodowlane (1213 zwierząt ze stada oznaczonego literą „A” i 1026 ze stada oznaczonego literą „B”). Informacje o użytkowości reprodukcyjnej maciorek (płodność, liczebność miotu) pochodziły z dokumentacji hodowlanej, udostępnionej przez Regionalny Związek Hodowców Owiec i Kóz (RZHOiK) w Bydgoszczy. Analizując płodność owiec matek uwzględniono następujące czynniki: stado (A, B), numer kolejnego wykotu (1, 2, 3, 4, 5, 6+), rok wykotu (1994-2003) oraz typ urodzenia matki (1 – pojedynczy, 2 – bliźniaczy). Przy ocenie liczby urodzonych jagniąt w miocie uwzględniono dodatkowo sezon wykotu: zimowy (XI-IV) i letni (V-X). Przygotowując materiał liczbowy do analizy statystycznej utworzono dodatkowe dwie zmienne pomocnicze. Pierwsza z nich posłużyła do zakodowania płodności matki – przypisano w niej liczbę „1” matce płodnej w danym sezonie produkcyjnym, natomiast „0” matce, która jałowiła lub poroniła. Kolejną zmienną utworzono w odniesieniu do liczebności miotu – liczbę „1” przypisano matce, która urodziła co najmniej 2 jagnięta, a „0” przypisano matce rodzącej jedno jagnię.

Zebrany materiał liczbowy został opracowany statystycznie za pomocą dwóch metod. Test niezależności χ^2 posłużył do zbadania zależności między płodnością, liczbą urodzonych jagniąt (1, 2) a następującymi czynnikami: stado, numer wykotu, rok wykotu, typ urodzenia matki, sezon wykotu (tylko w odniesieniu do płodności) [11].

Następnie, w celu stwierdzenia statystycznej istotności równoczesnego wpływu badanych czynników na płodność i liczbę urodzonych jagniąt, zastosowano wielokrotną regresję logistyczną. Wykonana w ramach tej regresji procedura krokowa forward pozwoliła ustalić, które z czynników statystycznie istotnie wpływają na zmienną zależną [11], zaś statystyka Walda posłużyła do oszacowania ich istotności (p) [11]. Dla powyższych czynników oszacowano tzw. ilorazy szans (OR), niosące informację: „ile razy prawdopodobieństwo wystąpienia zdarzenia jest większe w grupie A w porównaniu z grupą B” [12]. W dalszym kroku obliczono 95% przedziały ufności dla oszacowanych ilorazów szans. W celu oceny dopasowania modelu regresji obliczono odmianę korelacji rangowej – „c” [11]. Wartości korelacji bliskie „0” wskazują na znikome, natomiast bliskie „1” na bardzo dobre dopasowanie modelu regresji do rozkładu zmiennej zależnej.

Analizę statystyczną przeprowadzono za pomocą programu komputerowego SAS [11], posługując się procedurami FREQ i LOGISTIC.

Wyniki i dyskusja

Wskaźniki rozrodu uzyskane w badaniach własnych i umieszczone w tabeli 1 dowodzą, iż oceniany materiał reprezentował dobry poziom jeśli chodzi o płodność, natomiast słabszy w odniesieniu do plenności matek. Obliczony wskaźnik płodności przewyższał o 1,54 jednostek procentowych analogiczny wskaźnik prezentowany przez Polski Związek Owczarski (PZO) w odniesieniu do krajowej populacji merynosa polskiego [10]. Był również wyższy od otrzymanego przez Bernacką i wsp. [1], gdzie wynosił 54-71%, oraz przez Piwczyńskiego [9] – 92,88%. Badaniami objęto 905 matek, które urodziły bliźnięta i 1219 matek, które urodziły jedno jagnię (tab. 1), co pozwala wnioskować, że średnia liczba urodzonych przez matkę jagniąt wynosiła 1,43 sztuki. Był to wynik bardziej korzystny niż uzyskany przez Piwczyńskiego [9], Patkowską-Sokolę i Barczyńską [7], jak również prezentowany przez PZO [10] w odniesieniu do matek rasy meryns polski będących pod kontrolą użytkowości (137,10%).

W tabelach 1-4 umieszczono wartości statystyki χ^2 , która pozwoliła ocenić wpływ badanych czynników na liczbę matek płodnych, bezpłodnych oraz na liczbę matek rodzących bliźnięta i jagnięta.

Tabela 1 – Table 1

Wskaźniki rozrodu matek w zależności od stada i typu urodzenia

Reproduction indices in dependence of the flock and type of birth

Cechy Traits	Stado – Flock			Typ urodzenia – Type of birth			Razem Total
	A	B	χ^2 (p)	pojedynczy single	bliźniaczy twin	χ^2 (p)	
No. F	1135	989	9,099	666	1458	1,414	2124
No. IN	78	37	(0,002)	30	85	(0,234)	115
%F	93,57	96,39		95,69	94,49		94,86
No. TB	455	450	6,331	267	638	2,516	905
No. SB	680	539	(0,012)	399	820	(0,113)	1219
%TR	40,09	45,50		40,09	43,76		42,61

No. F – liczba matek płodnych – number of fertile ewes

No. IN – liczba matek niepłodnych – number of infertile ewes

%F – odsetek matek płodnych – percentage of fertile ewes

No. TB – liczba matek z 2 jagniętami w miocie – number of ewes with twin lambs

No. SB – liczba matek, które urodziły jagnięta – number of ewes with single lamb

p – prawdopodobieństwo – probability

Zaobserwowano, że matki rasy merynosa polski ze stada B statystycznie istotnie przewyższały swoje rówieśniczki ze stada A, zarówno pod względem płodności, jak również liczby urodzonych jagniąt (tab. 1). Jest to dowodem, że w trakcie prowadzenia pracy hodowlanej w porównywanych stadach prawdopodobnie kładziono różny nacisk

na doskonalenie płodności i plenności matek. Wyniki badań przeprowadzonych przez Bernacką i wsp. [1], Piętę [8] i Piwczyńskiego [9] potwierdzają, że stado może być czynnikiem różnicującym cechy rozrodu owiec.

W badaniach nie wykazano statystycznie istotnego wpływu typu urodzenia matki na wskaźniki rozrodu (tab. 1). Zauważono jednak, że matki z urodzeń pojedynczych przewyższały bliźniaczki pod względem płodności, ale ustępowały im w zakresie udziału cięż mnogich. Rezultaty te są zbieżne z wcześniejszymi badaniami jednego z autorów niniejszej pracy [9]. Z kolei w badaniach Pięty [8], którymi objęto 3 stada polskiej owcy nizinnej zaobserwowano, że przewaga plenności maciorek pochodzących z urodzeń bliźniaczych, obliczona za trzy pierwsze lata użytkowania, była uzależniona od stada, na ogół jednak lepsze były jedynaczki. Natomiast we wcześniejszych badaniach przeprowadzonych przez Mroczkowskiego [5] zaobserwowano, że matki z bliźniąt charakteryzowały się lepszą plennością w porównaniu z jedynaczkami. Na podstawie wyników badań własnych i zaprezentowanej literatury można wnioskować, że wpływ typu urodzenia na wskaźniki rozrodu nie jest jednoznaczny i zależy w dużej mierze od doskonalonego stada.

Tabela 2 – Table 2

Wskaźniki rozrodu matek w zależności od wykotu
Reproduction indices in consecutive lambings

Cechy Traits	Wykot – Lambing						χ^2 (p)
	1	2	3	4	5	6+	
No. F	478	404	352	316	253	321	19,365 (0,002)
No. IN	44	24	11	9	12	15	
%F	91,57	94,39	96,97	97,23	95,47	95,54	85,186 (<0,0001)
No. TB	140	140	163	147	144	171	
No. SB	338	264	189	169	109	150	(<0,0001)
%TR	29,29	34,65	46,31	46,52	56,92	53,27	

No. F – liczba matek płodnych – number of fertile ewes

No. IN – liczba matek niepłodnych – number of infertile ewes

%F – odsetek matek płodnych – percentage of fertile ewes

No. TB – liczba matek z 2 jagniętami w miocie – number of ewes with twin lambs

No. SB – liczba matek, które urodziły jednaki – number of ewes with single lamb

p – prawdopodobieństwo – probability

W badaniach wykazano statystycznie, że wykotami korzystnymi, jeśli chodzi o płodność, były wykoty: 3, 4 i 5. Natomiast w przypadku udziału cięż mnogich korzystnym wykotem, oprócz wyżej wymienionych, był również wykot ostatni, czyli 6 (tab. 2). Najwyższą płodność w badanej populacji stwierdzono w czwartym roku użytkowania rozplodowego, zaś plenność – w piątym. W pracy Patkowskiej-Sokoły i Bar-

czyńskiej [7] wykazano podobną tendencję jak w badaniach własnych, tzn. najbardziej korzystnymi wykotami pod względem plenności i płodności matek były: 3, 4 i 5. Z kolei w badaniach Bernackiej i wsp. [1], przeprowadzonych w 4 stadach owiec merynosa polskiego, szczyt płodności i plenności był zróżnicowany w zależności do stada i był przy tym trudny do wyznaczenia. Na ogół jednak najlepszą płodnością charakteryzowały się przystępki, zaś plennością – wieloródki.

Tabela 3 – Table 3

Wskaźniki rozrodu matek w zależności od roku wykotu
Reproduction indices depending on lambing years

Cechy Traits	Rok wykotu – Year of lambing										χ^2 (p)
	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	
No. F	287	246	265	241	245	231	204	192	106	107	23,988 (0,004)
No. IN	7	17	12	19	14	5	16	19	3	2	
%F	97,62	93,54	95,67	92,69	94,59	97,88	92,73	91,00	97,25	97,27	
No. TB	114	123	157	85	103	103	74	65	46	35	55,858 (<0,0001)
No. SB	173	123	108	156	142	128	130	127	60	72	
%TR	39,72	50,00	59,25	35,27	42,04	44,59	36,27	33,85	43,40	32,71	

No. F – liczba matek płodnych – number of fertile ewes

No. IN – liczba matek niepłodnych – number of infertile ewes

%F – odsetek matek płodnych – percentage of fertile ewes

No. TB – liczba matek z 2 jagniętami w miocie – number of ewes with twin lambs

No. SB – liczba matek, które urodziły jedynaki – number of ewes with single lamb

p – prawdopodobieństwo – probability

W piśmiennictwie rok wykotu traktowany jest jako bardzo istotny czynnik środowiskowy, od którego zależy użytkowość zwierząt [7, 9]. W badaniach własnych potwierdzono rangę tego czynnika w kształtowaniu cech rozrodu owiec (tab. 3). Lata wykotów: 1994, 1999, 2002 i 2003 sprzyjały uzyskiwaniu przez matki wysokiej płodności (>97%). Natomiast pod względem udziału cięż mnogich najbardziej korzystne były lata 1995 i 1996. Niepokojący jest spadek udziału cięż mnogich w ostatnich latach prowadzonych badań, co znacząco obniża opłacalność produkcji.

W przeprowadzonych badaniach przeanalizowano także wpływ sezonu wykotu na udział cięż mnogich i pojedynczych. Czynnikiem ten nie znalazł jednak statystycznie istotnego potwierdzenia, mimo że matki wykocone w sezonie zimowym przewyższały (o blisko 2 jednostki procentowe) udziałem cięż mnogich matki wykocone w miesiącach letnich (tab. 4).

Jako alternatywną metodę statystyczną, w stosunku do testu χ^2 , pozwalającą ocenić wpływ wcześniej omawianych czynników na cechy rozrodu, wykorzystano regresję logistyczną. Metoda ta umożliwiła zbadanie równoczesnego wpływu omawianych czynników na płodność oraz udział cięż mnogich i pojedynczych. Posługując się metodą

Tabela 4 – Table 4

Wskaźniki rozrodu matek w zależności od sezonu wykotu
 Reproduction indices depending on the lambing season

Cechy Traits	Sezon wykotu – Season of lambing		χ^2 (p)
	zimowy winter	letni summer	
No. TB	468	437	0,764 (0,382)
No. SB	607	612	
%TR	43,53	41,66	

No. TB – liczba matek z 2 jagniętami w miocie – number of ewes with twin lambs

No. SB – liczba matek, które urodziły jagniętka – number of ewes with single lamb

%TR – odsetek matek z 2 jagniętami w miocie – twinning rate

p – prawdopodobieństwo – probability

regresji logistycznej wykazano statystycznie, że zmienność badanych cech rozrodu istotnie zależała od stada, kolejnego wykotu oraz roku wykotu (tab. 5). Ponadto potwierdzono statystycznie wysoko istotny wpływ interakcji stado x wykot na płodność matek, co nie było możliwe przy wykorzystaniu testu χ^2 . Obliczone korelacje rangowe (c) między przewidywanymi prawdopodobieństwami i obserwowanymi reakcjami można uznać za dość dobre. W przypadku obydwu modeli były one wyższe od 0,65 (tab. 5).

Tabela 5 – Table 5

Wyniki testu Walda

The results of Walda's test

Efekt Effect	Stopnie swobody Degrees of freedom	χ^2	p	c
Płodność – Fertility				
Stado (S) Flock (S)	1	12,8752	0,0003	0,68
Wykot (W) Lambing (W)	5	26,0895	<0,0001	
Rok wykotu Year of lambing	9	20,3083	0,0161	
S x W	5	24,6630	0,0002	
Plienność – Prolificacy				
Stado (S) Flock (S)	1	6,8185	0,0090	0,66
Wykot (W) Lambing (W)	5	83,2188	<0,0001	
Rok wykotu Year of lambing	9	63,9904	<0,0001	

c – korelacja rangowa – rank correlation

W tabeli 6 umieszczono ilorazy szans (OR) oraz ich przedziały ufności, związane z oceną wpływu czynników na płodność owiec. Wykazano, że prawdopodobieństwo urodzenia przez matkę potomstwa jest 1,777 razy wyższe w stadzie B niż w A. Przewaga stada B nad A została również potwierdzona pod względem procentowego udziału ciężych mnogich. Prawdopodobieństwo urodzenia bliźniąt przez matkę w stadzie B było 1,295 razy większe niż w stadzie A.

Biorąc pod uwagę kolejny sezon produkcyjny, oszacowano, że prawdopodobieństwo urodzenia potomstwa w czwartym wykocie było ponad 3,023 razy wyższe aniżeli wśród przystępek (tab. 6). Zaobserwowano, że prawdopodobieństwo urodzenia bliźniąt zwiększało się wraz z kolejnym wykotem, osiągając maksymalną wielkość w piątym wykocie. Rezultat ten pozwala sądzić, że prawdopodobieństwo ciąży bliźniaczej jest 3,272 razy większe w piątym wykocie niż w pierwszym.

Tabela 6 – Table 6

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

Efekt Effect	Płodność – Fertility		Plenność – Prolificacy			
	OR	95% CI	OR	95% CI		
B vs A	1,777	1,146	Stado – Flock		1,295	
			2,758	1,067		1,571
2 vs 1 3 vs 1 4 vs 1 5 vs 1 6 vs 1	1,463 2,707 3,023 1,873 1,569	0,869 1,371 1,446 0,964 0,844	Wykot – Lambing		1,278 2,089 2,160 3,272 2,829	
			2,463	0,957		1,707
			5,348	1,559		2,800
			6,321	1,597		2,923
			3,637	2,366		4,524
			2,918	2,089		3,832
1995 vs 1994 1996 vs 1994 1997 vs 1994 1998 vs 1994 1999 vs 1994 2000 vs 1994 2001 vs 1994 2002 vs 1994 2003 vs 1994	0,353 0,533 0,324 0,431 1,043 0,287 0,226 0,588 0,576	0,143 0,206 0,133 0,170 0,325 0,115 0,092 0,143 0,139	Rok wykotu – Year of lambing		1,605 2,346 0,848 1,185 1,241 0,833 0,733 0,983 0,616	
			0,871	1,126		2,288
			1,380	1,654		3,326
			0,789	0,589		1,220
			1,094	0,829		1,694
			3,349	0,865		1,781
			0,717	0,570		1,218
			0,553	0,495		1,085
			2,430	0,608		1,589
			2,377	0,376		1,011

Wartości OR mniejsze niż 1, w odniesieniu do roczników 1995-1998 oraz 2000-2003 wskazują, że prawdopodobieństwo urodzenia przez maciorkę potomstwa było w tych latach niższe aniżeli w roku 1994 (tab. 6). Najbardziej korzystnym rokiem wykotu był rok 1999; oszacowany iloraz szans dowodzi, że matki w tym roku 1,043 razy częściej rodziły bliźnięta niż w 1994. Z zamieszczonych w tabeli 6 ilorazów szans wynika również, że najmniej korzystnym rokiem wykotu był rok 2001. Iloraz szans wynoszący 0,226 oznacza w praktyce, że prawdopodobieństwo zakończenia ciąży urodzeniem przez maciorkę potomstwa było w tym roku 4,42 razy mniejsze niż w 1994.

Warto również zaznaczyć, iż OR w odniesieniu do roku 2003 dowodził ponad dwukrotnej przewagi rocznika 1994 nad 2003 (tab. 6), podczas gdy procentowy udział matek płodnych w kolejnych latach był bardzo zbliżony (tab. 3).

W tabeli 6 podano również ilorazy szans w odniesieniu do kolejnych lat wykotu, a związane z plennością matek. Ranking lat wykotu, jaki można otrzymać porządkując ilorazy szans, jest podobny do uszeregowania procentowego udziału cięż bliźniaczych zawartego w tabeli 3. Największa szansa na urodzenie przez matkę bliźniąt miała miejsce w 1996, a następnie w 1995 roku. Najślabsze były wykoty z roku 2001 i 2003.

Ze względu na statystycznie wysoko istotny wpływ interakcji stado x wykot na rozkład liczby matek płodnych i niepłodnych, rozkład ten poddano szczegółowej analizie w zależności od stada i wykotu (tab. 7). Stwierdzono, że najkorzystniejszymi wykotami w stadzie A były wykoty trzeci i czwarty, a najślabsze rezultaty osiągnęły przystępki. Zupełnie odmienną tendencję zaobserwowano w stadzie B. Najlepsze rezultaty osiągnęły matki w piątym wykocie, a następnie w pierwszym.

Tabela 7 – Table 7

Wyniki rozrodu matek w zależności od stada i kolejnego wykotu (interakcja)
Reproduction results of ewes depending of the flock and lambing (interaction)

Stado Flock	Cechy Traits	Wykot – Lambing					
		1	2	3	4	5	6+
A	No. F	278	238	198	175	129	117
	No. IN	40	14	2	3	11	8
	%F	87,42	94,44	99,00	98,14	92,14	93,60
B	No. F	200	166	154	141	124	204
	No. IN	4	10	9	6	1	7
	%F	98,04	94,32	94,48	95,92	99,20	96,68

No. F – liczba matek płodnych – number of fertile ewes

No. IN – liczba matek niepłodnych – number of infertile ewes

%F – odsetek matek płodnych – percentage of fertile ewes

W podsumowaniu należy stwierdzić, że plenność ocenianych matek (udział cięż pojedynczych i mnogich) była na poziomie, który w świetle aktualnie obowiązujących cen wełny oraz żywca baraniego ujemnie oddziałuje na opłacalność produkcji owczarskiej. Natomiast na dobrym poziomie znajdowała się płodność matek. Posługując się testem χ^2 oraz metodą regresji logistycznej uzyskano częściowo zbieżne wyniki. Stwierdzono statystycznie istotny wpływ stada, wykotu oraz roku wykotu na płodność i plenność matek. Zastosowana metoda regresji logistycznej pozwoliła ponadto wykryć statystycznie wysoko istotną interakcję stado x wykot. Stąd nasuwa się wniosek, że w przypadku eksperymentów wieloczynnikowych związanych z analizą cech binominalnych bardziej korzystne od testu χ^2 jest zastosowanie regresji logistycznej. Metoda ta uwzględnia fakt, że zmienność cechy zależnej (np. płodności) jest skutkiem oddziaływania wielu czynników, między którymi może ponadto dochodzić do interakcji.

PIŚMIENICTWO

1. BERNACKA H., DANKOWSKI A., NAPIERAJ M., 2000 – Poziom brakowania macierek w wybranych stadach merynosa polskiego w okresie zmian kierunków użytkowania w owczarstwie. *Zeszyty Naukowe ATR w Bydgoszczy* 227, Zootechnika 32, 25-38.
2. CHOI C.W., KIM B.I., PARK J.D., KOH Y.Y., CHOI J.H., CHOI J.Y., 2005 – Risk factors for the different types of chronic lung diseases of prematurity according to the preceding respiratory distress syndrome. *Pediatrics International* 47 (4), 417-423.
3. JERRY T. WARREN N., MYSTERUD I., 1995 – Mortality of Domestic in Free-Ranging Flocks in Southeastern Norway. *Journal of Animal Science* 73, 1012-1018.
4. LARSSON K., MELLSTROM D., NORDBORG C., ODEN A., NORDBORG E., 2005 – Early menopause, low body mass index and smoking are independent risk factors for developing giant cell arteritis. *Annals of the Rheumatic Diseases* 26 (w druku).
5. MROCZKOWSKI S., 1984 – Porównanie niektórych cech użytkowości macierek merynosa polskiego z urodzeń pojedynczych i bliźniaczych. *Zeszyty Naukowe ATR w Bydgoszczy* 111, Zootechnika 9, 79-86.
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. PATKOWSKA-SOKOŁA B., BARCZYŃSKA E., 1985 – Wpływ wieku matek merynosowych na ich wskaźniki rozrodu. *Prace i Materiały Zootechniczne* 36, 47-51.
8. PIĘTA M., 1993 – Analiza genetyczna produktywności w celu wyboru metod prowadzenia pracy hodowlanej nad polską owcą nizinną w rejonie środkowo-wschodniej Polski. Rozprawa habilitacyjna. *Rozprawy naukowe* 149, Wyd. AR w Lublinie.
9. PIWCZYŃSKI D., 2003 – Wybrane cechy użytkowości reprodukcyjnej owiec rasy merynos polski. *Zeszyty Naukowe Przeglądu Hodowlanego* 70, 59-63.
10. Polski Związek Owczarski, 2004 - Hodowla Owiec i Kóz w Polsce w roku 2003.
11. SAS/STAT v.8.2., 2003 – User's guide.
12. STANISZ A., 2000 – Przystępny kurs statystyki z wykorzystaniem programu STATISTICA PL na przykładach z medycyny. Tom II; Wyd. StatSoft Polska, Kraków.
13. 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.

Dariusz Piwczyński, Sławomir Mroczkowski

Application of logistic regression for analysis of some reproduction traits in sheep

S u m m a r y

The data consisted of 2295 Polish Merino ewes. The ewes originated from two flocks located in the region of Kujawy and Pomerania. The following traits of reproductive performance were analyzed: fertility and litter size. The numerical data were verified statistically with the method of χ^2 test and multivariate logistic regression analysis, including effect of the flock, type of birth, number of lambing, season of lambing and year of lambing. According to the multivariate logistic regression analysis three independent variables: flock, number of lambing, year of lambing and flock x lambing interaction,

where associated statistically with the reproduction traits. The results suggest that logistic regression method can be used for statistical analysis of reproduction traits.